Narodna in univerzitetna knjižnica
v Ljubljani
199025

PAVLE SICHERL

OSNOVNA SREDSTVA KAO FAKTOR PRIVREDNOG RAZVOJA

DISERTACIJA

BEOGRAD, 1966.

PAVLE SICHERL,
Magistar ekonomije

OSNOVNA SREDSTVA KAO FAKTOR PRIVREDNOG RAZVOJA

DISERTACIJA

BEOGRAD, 1966.

II 199025

II199025

Narodna in univerzitetna knjižnica - Ljubljana

0 1652 /1967

S A D R Ž A J

GLAVA I

UVODNA RAZMATRANJA 1

Namena studije 1
Osnovna sredstva i ostali faktori proizvodnje 4

GLAVA II

MERENJE OSNOVNIH SREDSTAVA 13

Alternativni statistički agregati i metode vrednovanja 19
Koncepcijski i statistički problemi kod empirijskih materijala 22
Metodi prikupljanja podataka 26

GLAVA III

PROIZVODNI KOEFICIJENT FIKSNIH FONDOVA 33

Proizvodni koeficijent fiksnih fondova i faktor vreme 36
Tehnološki proizvodni koeficijent fiksnih fondova i aktivizacioni period. Prosečni i intervalni (marginalni) proizvodni koeficijent 40
Nivo agregacije i proizvodni koeficijent 47
Proizvodni koeficijent na bazi različitih statističkih agregata 54

GLAVA IV

METODI IZRAČUNAVANJA 68

Prosečni koeficijent 69
Intervalni koeficijent 74
Klasifikacija i ocena metoda izračunavanja 79
Izračunavanje na bazi proizvodne funkcije 85
Elasticitet proizvodnje i proizvodnog koeficijenta u odnosu na fiksne fondove 93
Neke karakteristike ocenjivanja proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova na bazi proizvodne funkcije 97
Jedna korisna aproksimacija proizvodne funkcije 100

GLAVA V

EMPIRIČKA ANALIZA PROIZVODNIH KOEFICIJENATA ZA JUGOSLAVIJU 106

A. PROIZVODNI KOEFICIJENTI U PERIODU 1952–1962. I DISKUSIJA PRIMENJENIH METODA KVANTITATIVNE ANALIZE 106

ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA 109

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta 111
Strukturne karakteristike 114
Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 122

ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE 131

Rezultati empiričke analize 144
Analiza pojedinih proizvodnih funkcija 158
Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 165

REZULTATI ALTERNATIVNIH MODELA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA 167

B. KOMPARATIVNA ANALIZA PROIZVODNIH KOEFICIJENATA ZA JUGOSLAVIJU I REPUBLIKE (1952–1962.) 178

UKUPNI PROIZVODNI KOEFICIJENT 178

Proizvodne funkcije na bazi ukupnih fiksnih fondova 182

PRIVREDA 189

Proizvodne funkcije za privredu 197
Strukturne karakteristike i uticaj strukturnih promena na promene globalnog proizvodnog koeficijenta 203
Razlike u dinamici proizvodnog koeficijenta za privredu 216

INDUSTRIJA 224

Proizvodne funkcije za industriju i dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta 229
Razlike u proizvodnim koeficijentima i tempu rasta posmatranih varijabli medju republikama 238

POLJOPRIVREDA 248

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta u poljoprivredi 253

SAOBRAĆAJ 259

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta u saobraćaju 261
Uticaj promena u saobraćaju na globalni proizvodni koeficijent 266

SEKTOR OSTALO + 272

Proizvodne funkcije i dinamika proizvodnih koeficijenata za sektor ostalo + 277

C. ANALIZA KRETANJA PROIZVODNIH KOEFICIJENATA U JUGOSLAVIJI U PERIODU 1920–1959. 288

ANALIZA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI 289

Razlike izmedju proizvodnih koeficijenata na bazi nove i neto vrednosti fiksnih fondova 294

Efekat strukturnih promena na promene proizvodnog koeficijenta 299

ANALIZA PROIZVODNIH KOEFICIJENATA NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA 303

Dinamika privrednog razvoja Jugoslavije u posmatranom periodu i proizvodni koeficijenti 309

GLAVA VI

UTVRDJIVANJE TENDENCIJA U PROMENAMA PROIZVODNIH KOEFICIJENATA 314

A. STRUKTURA 314

Globalni i sektorski proizvodni koeficijenti 316

Vek trajanja i tehnička struktura fiksnih fondova 325

Opremljenost rada i veličina preduzeća 332

B. PRIVREDNI RAZVOJ 336

Relativne cene 337

Teorija praga ekonomskog razvoja 340

Tehnički progres 346

Stope rasta fiksnih fondova 351

Stopa rasta društvenog proizvoda 357

Stopa učešća investicija u društvenom proizvodu 361

GLAVA VII

MODEL PRIVREDNOG RAZVOJA JUGOSLAVIJE NA BAZI PROIZVODNIH KOEFICIJENATA 368

Višesektorski model 374

Ekonometrijski višesektorski model 379

Analiza rezultata modela 386

GLAVA VIII

INTERPRETACIJA I PRIMENA PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA 393

Neke karakteristike proizvodnih koeficijenata, njihove prednosti i nedostaci 393

Primena proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova u planiranju 402

Značaj proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova za ekonomsku analizu i proveravanje efikasnosti ekonomske politike 412

GLAVA IX

ZAKLJUČCI 426

Karakteristike fiksnih fondova i proizvodnih koeficijenata 426

Metodološki postupak empiričkog istraživanja 430

Uticaj strukture i dinamike privrednog razvoja na proizvodne koeficijente 433

Rezultati empiričke analize za Jugoslaviju 437

Proizvodni koeficijenti i politika privrednog razvoja 444

Primena proizvodnih koeficijenata 446

Potrebe daljeg istraživanja 448

PRILOZI

I. ANALIZA PROIZVODNIH KOEFICIJENATA ZA JUGOSLOVENSKE REPUBLIKE I NEKE STRANE ZEMLJE

SRBIJA 451

ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA 451

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta 451

Strukturne karakteristike 454

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 454

ANALIZA INTERVALNIH I PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE 456

Analiza pojedinih proizvodnih funkcija 461

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 463

REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA 464

HRVATSKA 470

ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA 470

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta 470

Strukturne karakteristike 474

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 474

ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE 475

Analiza pojedinih proizvodnih funkcija 479

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 481

REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA 483

SLOVENIJA

ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA 487

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta 487

Strukturne karakteristike 491

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 491

ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE 492

Analiza pojedinih proizvodnih funkcija 498

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 498

REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA 499

BOSNA I HERCEGOVINA 504

ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA 506

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta 506

Strukturne karakteristike 508

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 508

ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE 509

Analiza pojedinih proizvodnih funkcija 514

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 514

REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA 519

MAKEDONIJA 522

ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA 522

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta 522

Strukturne karakteristike 526

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 526

ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE 527

Analiza pojedinih proizvodnih funkcija 531

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 533

REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA 535

CRNA GORA 539

ANALIZA EMPIRIČKIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA 541

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta 541

Strukturne karakteristike 542

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 542

ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE 544

Analiza pojedinih proizvodnih funkcija 548

Uticaj strukturne komponente na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 551

REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA 553

I Z R A E L 557

Definisanje agregata i izvor podataka 558

ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA 559

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta 559

Strukturne karakteristike 562

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 563

ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE 563

Analiza pojedinih proizvodnih funkcija 566

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 571

REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA 571

K A N A D A 574

Definisanje agregata i izvor podataka 574

ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA 576

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta 576

Strukturne karakteristike 577

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 578

ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE 578

Analiza pojedinih proizvodnih funkcija 582

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 582

REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA 585

VELIKA BRITANIJA 588

Definisanje agregata i izvor podataka 588

ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIHPROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA 590

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta 590

Strukturne karakteristike 591

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 592

ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE 592

Analiza pojedinih proizvodnih funkcija 594

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta 598

REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA 599

II. PRILOZI UZ GLAVE V. I VIII

Prilog uz glavu V 602

Prilog uz glavu VIII 609

SPISAK TABELA

Strana

1. Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za Jugoslaviju (ukupno i po privrednim oblastima) 110
2. Vrednosti S za Jugoslaviju za period 1952-62. 112
3. Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za 1952. i 1962. godinu 113
4. Relativni prosečni proizvodni koeficijent za Jugoslaviju 115
5. Strukturna komponenta i standardizirani indeks globalnog proizvodnog koeficijenta na osnovu empiričkih vrednosti za 1952. i 1962. godinu . 125
6. Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za Jugoslaviju (po privrednim oblastima) 145
7. Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju na bazi proizvodne funkcije. . . . 148
8. Vrednosti F za testiranje značajnosti sektorskih koeficijenata proizvodne funkcije 156
9. Strukturna komponenta i standardizovani indeks proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju na bazi sektorskih proizvodnih funkcija 166
10. Vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta na osnovu različitih metoda izračunavanja. . . 168
11. Relativni odnosi suma kvadrata odstupanja empiričkih vrednosti od ocenjenih za pojedine metode računanja intervalnog proizvodnog koeficijenta 170
12. Godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju 174
13. Vrednosti S za signifikantnost trenda godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta 177
14. Prosečni proizvodni koeficijenti na bazi ukupnih fiksnih fondova (po republikama) 180
15. Ukupni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za Jugoslaviju (vremenski presek - republike). 182

16. Proizvodna funkcija na bazi ukupnih fiksnih fondova (za Jugoslaviju i po republikama) . . Strana 183

17. Neki dinamički pokazatelji za "ukupno" (po republikama) 187

18. Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za privredu (po republikama) 190

19. Razlike u strukturi i sektorskim prosečnim proizvodnim koeficijentima izmedju pojedinih republika i Jugoslavije u celini (Prosečne vrednosti za period 1952-1962) 192

20. Razlike u strukturi i sektorskim prosečnim proizvodnim koeficijentima izmedju pojedinih republika i Jugoslavije u celini (za 1952. i 1962. godinu na bazi sektorskih proizvodnih funkcija) 194

21. Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za privredu (za Jugoslaviju i po republikama) . . 198

22. Neki strukturni i dinamički pokazatelji za privredu (po republikama) 201

23. Proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za privredu Jugoslavije (vremenski presek-republike) . 203

24. Distribucija frekvencija relativnih proizvodnih koeficijenata za Jugoslaviju i republike . . . 204

25. Indeks strukturne komponente i standardizovani indeks globalnog proizvodnog koeficijenta po republikama i za Jugoslaviju u celini 213

26. Indeksi strukturne komponente za ukupni proizvodni koeficijent na bazi sektorskih proizvodnih funkcija 215

27. Razlike u strukturi novih investicija i sektorskim intervalnim proizvodnim koeficijentima izmedju pojedinih republika i Jugoslavije u celini . 217

28. Investicije u toku u industriji kao deo ukupnih fiksnih fondova u industriji odnosno investicija u toku u privredi 225

29. Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za industriju (po republikama) 226

30. Prosečni proizvodni koeficijenti na bazi aktiviranih fiksnih fondova 227

31. Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za industriju (za Jugoslaviju i po republikama) . . 231

Strana

32. Proizvodna funkcija za industriju na osnovu transformiranih varijabli 233

33. Neki strukturni i dinamički pokazatelji za sektor industrije (po republikama) 237

34. Proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za industriju u Jugoslaviji (vremenski presek-republike) 244

35. Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za poljoprivredu (po republikama) 249

36. Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za poljoprivredu (za Jugoslaviju i po republikama) 251

37. Neki strukturni i dinamički pokazatelji za sektor poljoprivrede (po republikama) 255

38. Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za saobraćaj (po republikama) 260

39. Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za saobraćaj (za Jugoslaviju i po republikama) . . 263

40. Neki strukturni i dinamički pokazatelji za sektor saobraćaja (po republikama) 265

41. Uticaj promena u proizvodnom koeficijentu u saobraćaju na globalni proizvodni koeficijent . . 268

42. Učešće fiksnih fondova i društvenog proizvoda sektora "ostalo+ u agregatima za privredu . . . 273

43. Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za sektor "ostalo+ (po republikama) 276

44. Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za sektor "ostalo+ (za Jugoslaviju i po republikama) 278

45. Prosečne stope rasta fiksnih fondova i društvenog proizvoda u sektoru ostalo+ 285

46. Prosečni proizvodni koeficijenti na bazi nove i neto vrednosti fiksnih fondova (za Jugoslaviju 1920-1959) 290

47. Vrednosti S za signifikantnost trenda godišnjih vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta (1920-1959.) 291

48. Prosečni porast prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za početnu i krajnju godinu perioda (1920-1959.) 293

Strana

49. Alternativni intervalni proizvodni koeficijenti na bazi empiričkih vrednosti za prvu i poslednju godinu perioda (1920-1959.) 298

50. Sektorska struktura fiksnih fondova i sektorski proizvodni koeficijenti (1910-1953.). . . 301

51. Strukturna komponenta i standardizovani indeks proizvodnog koeficijenta za "ukupno" (1910-1953.) 301

52. Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova (nova i neto vrednost, 1920-1959.) 304

53. Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi proizvodnih funkcija (1920-1959.) . . . 307

54. Analitička tabela elemenata i rezultata (1952-62.) 380

55. Analitička tabela elemenata i rezultata (potperiod 1952-1958.) 384

56. Analitička tabela elemenata i rezultata (potperiod 1958-1962.) 385

57. Distribucija frekvencija relativnih razlika suma kvadrata odstupanja empiričkih vrednosti od ocenjenih vrednosti društvenog proizvoda za različite metode izračunavanja intervalnog proizvodnog koeficijenta 409

Tabele za jugoslovenske republike i neke strane zemlje

Srbija

S-1 Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova 452

S-2 Vrednosti S za signifikantnost trenda prosečnog proizvodnog koeficijenta (1952-1962.) 453

S-3 Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za 1952. i 1962. god. 453

S-4 Relativni prosečni proizvodni koeficijent . . . 455

S-5 Strukturna komponenta i standardizirani indeks globalnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za 1952. i 1962. godinu . . . 456

S-6 Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova . . 457

S-7 Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi proizvodne funkcije (1952-1962.) 460

Strana

S-8 Vrednosti F za testiranje jednakosti sektorskih intervalnih koeficijenata na bazi proizvodne funkcije (1952-1962.) 461

S-9 Strukturna komponenta i standardizirani indeks proizvodnog koeficijenta na bazi sektorskih proizvodnih funkcija (1952-1962.) 464

S-10 Vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta na osnovu različitih metoda izračunavanja (1952-1962.) 465

S-11 Relativni odnosi suma kvadrata odstupanja empirickih vrednosti od ocenjenih za pojedine metode računanja intervalnog proizvodnog koeficijenta (1952-1962.) 467

S-12 Godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta 468

S-13 Vrednosti S za signifikantnost trenda godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta (1953-1962.) 469

Hrvatska

H-1 Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova 471

H-2 Vrednosti S za signifikantnost trenda prosečnog proizvodnog koeficijenta (1952-1962.) 472

H-3 Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za 1952. i 1962. god. 472

H-4 Relativni prosečni proizvodni koeficijent . . . 473

H-5 Strukturna komponenta i standardizirani indeks globalnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za 1952. i 1962. godinu . . . 474

H-6 Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova . . 477

H-7 Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi proizvodne funkcije (1952-1962.) 478

H-8 Vrednosti F za testiranje jednakosti sektorskih intervalnih koeficijenata na bazi proizvodne funkcije (1952-1962.) 479

H-9 Strukturna komponenta i standardizirani indeks proizvodnog koeficijenta na bazi sektorskih proizvodnih funkcija (1952-1962.) 481

H-10 Vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta na osnovu različitih metoda izračunavanja (1952-1962.) 482

Strana

H-11 Relativni odnosi suma kvadrata odstupanja empiričkih vrednosti od ocenjenih za pojedine metode računanja intervalnog proizvodnog koeficijenta (1952-1962.) 483

H-12 Vrednosti S za signifikantnost trenda godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta (1953-1962.) 485

H-13 Godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta 486

Slovenija

Sl-1 Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova 488

Sl-2 Vrednosti S za signifikantnost trenda prosečnog proizvodnog koeficijenta (1952-1962.) 489

Sl-3 Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za 1952. i 1962. godinu 489

Sl-4 Relativni prosečni proizvodni koeficijent,. . 490

Sl-5 Strukturna komponenta i standardizirani indeks globalnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za 1952. i 1962. godinu. . . 491

Sl-6 Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova . 493

Sl-7 Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi proizvodne funkcije (1952-1962.) 495

Sl-8 Vrednosti F za testiranje jednakosti sektorskih intervalnih koeficijenata na bazi proizvodne funkcije (1952-1962.) 496

Sl-9 Strukturna komponenta i standardizirani indeks proizvodnog koeficijenta na bazi sektorskih proizvodnih funkcija (1952-1962.) 499

Sl-10 Vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta na osnovu različitih metoda izračunavanja (1952-1962.) 500

Sl-11 Relativni odnosi suma kvadrata odstupanja empiričkih vrednosti od ocenjenih za pojedine metode računanja intervalnog proizvodnog koeficijenta (1952-1962.) 501

Sl-12 Godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta 502

Sl-13 Vrednosti S za signifikantnost trenda godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta (1953-1962.) 503

	Bosna i Hercegovina	Strana
B-1	Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova	505
B-2	Vrednosti S za signifikantnost trenda prosečnog proizvodnog koeficijenta (1952-1962.)	506
B-3	Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za 1952. i 1962. god.	506
B-4	Relativni prosečni proizvodni koeficijent . . .	507
B-5	Strukturna komponenta i standardizirani indeks vrednosti za 1952. i 1962. godinu	509
B-6	Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova . .	510
B-7	Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi proizvodne funkcije (1952-1962.)	512
B-8	Strukturna komponenta i standardizirani indeks proizvodnog koeficijenta na bazi sektorskih proizvodnih funkcija (1952-1962.)	516
B-9	Vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta na osnovu različitih metoda izračunavanja (1952-1962.)	518
B-10	Relativni odnosi suma kvadrata odstupanja empiričkih vrednosti od ocenjenih za pojedine metode računanja intervalnog proizvodnog koeficijenta (1952-1962.)	519
B-11	Godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta	520
B-12	Vrednosti S za signifikantnost trenda godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta (1953-1962.)	521
	Makedonija	
M-1	Prosečni proizvodni koeficijent fiksnih fondova	523
M-2	Vrednosti S za signifikantnost trenda prosečnog proizvodnog koeficijenta (1952-1962.)	524
M-3	Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za 1952. i 1962. god.	524
M-4	Relativni prosečni proizvodni koeficijent . . .	525
M-5	Strukturna komponenta i standardizirani indeks globalnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za 1952. i 1962. godinu . . .	526
M-6	Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova . .	528

		Strana
M-7	Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi proizvodne funkcije (1952-1962.) . . .	530
M-8	Vrednosti F za testiranje jednakosti sektorskih intervalnih koeficijenata na bazi proizvodne funkcije (1952-1962.)	531
M-9	Strukturna komponenta i standardizirani indeks proizvodnog koeficijenta na bazi sektorskih proizvodnih funkcija (1952-1962.)	533
M-10	Vrednosti S za signifikantnost trenda godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta (1953-1962.)	535
M-11	Vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta na osnovu različitih metoda izračunavanja (1952-1962.)	536
M-12	Godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta	537
M-13	Relativni odnosi suma kvadrata odstupanja empiričkih vrednosti od ocenjenih za pojedine metode računanja intervalnog proizvodnog koeficijenta (1952-1962.)	538
	Crna Gora	
C-1	Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova	540
C-2	Vrednosti S za signifikantnost trenda prosečnog proizvodnog koeficijenta (1952-1962.)	541
C-3	Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za 1952. i 1962. god.	542
C-4	Relativni prosečni proizvodni koeficijent . . .	543
C-5	Strukturna komponenta i standardizirani indeks globalnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za 1952. i 1962. godinu . . .	544
C-6	Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova . .	545
C-7	Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi proizvodne funkcije (1952-1962.)	547
C-8	Vrednosti F za testiranje jednakosti sektorskih intervalnih proizvodnih koeficijenata na bazi proizvodne funkcije (1952-1962.)	548
C-9	Strukturna komponenta i standardizirani indeks proizvodnog koeficijenta na bazi sektorskih proizvodnih funkcija (1952-1962.)	551

Strana

C-10 Vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta na osnovu različitih metoda izračunavanja (1952-1962.) 552

C-11 Relativni odnosi suma kvadrata odstupanja empirickih vrednosti od ocenjenih za pojedine metode računanja intervalnog proizvodnog koeficijenta (1952-1962.) 553

C-12 Godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta 554

C-13 Vrednosti S za signifikantnost trenda godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta (1953-1962.) 556

Izrael

I-1 Prosečne stope rasta neto produkta i fiksnih fondova (1950-1959.) 557

I-2 Vek trajanja fiksnih fondova (u godinama) . . 559

I-3 Prosečni proizvodni koeficijenti za Izrael . . 560

I-4 Vrednosti S za signifikantnost trenda prosečnog proizvodnog koeficijenta (1950-1959.) . . . 561

I-5 Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi empirickih vrednosti za 1950. i 1959. god. 561

I-6 Relativni proizvodni koeficijenti za Izrael. . 562

I-7 Strukturna komponenta i standardizovani indeks prosečnog proizvodnog koeficijenta na osnovu vrednosti za 1950. i 1959. godinu 563

I-8 Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za Izrael (1950-1959.) 564

I-9 Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi proizvodne funkcije (1950-1959.). 567

I-10 Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za Izrael (na bazi alternativnih agregata proizvodnje) 570

I-11 Strukturna komponenta i standardizovani indeks prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi sektorskih proizvodnih funkcija (1950-1959.). . . 571

I-12 Vrednosti S za signifikantnost trenda godišnjih vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata (1951-1959.) 572

Strana

I-13 Vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta na osnovu različitih metoda izračunavanja (1950-1959.) 572

I-14 Relativni odnosi suma kvadrata odstupanja empirickih vrednosti od ocenjenih za pojedine metode računanja intervalnog proizvodnog koeficijenta (1950-1959.) 572

I-15 Godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za Izrael 573

Kanada

K-1 Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za Kanadu 575

K-2 Vrednosti S za signifikantnost trenda prosečnog proizvodnog koeficijenta (1946-1955.). 576

K-3 Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi empirickih vrednosti za 1946. i 1955. god. 577

K-4 Relativni proizvodni koeficijenti za Kanadu. . 577

K-5 Strukturna komponenta i standardizovani indeks prosečnog proizvodnog koeficijenta na osnovu vrednosti za 1946. i 1955. godinu 578

K-6 Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova (1946-1955.) 579

K-7 Vrednosti F za testiranje značajnosti razlika koeficijenata sektorskih proizvodnih funkcija (1946-1955.) 581

K-8 Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi proizvodne funkcije (1946-1955.). 584

K-9 Strukturna komponenta i standardizovani indeks prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi sektorskih proizvodnih funkcija (1946-1955.). . . 585

K-10 Vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta na osnovu različitih metoda izračunavanja (1946-1955) 585

K-11 Relativni odnosi suma kvadrata odstupanja empirickih vrednosti od ocenjenih za pojedine metode računanja intervalnog proizvodnog koeficijenta (1946-1955.) 586

K-12 Godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za Kanadu 587

Strana

K-13 Vrednosti S za signifikantnost trenda godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta (1947-1955.) 586

Velika Britanija

V-1 Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za Veliku Britaniju 589

V-2 Vrednosti S za signifikantnost trenda prosečnog proizvodnog koeficijenta (1949-1960.). . 590

V-3 Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za 1949. i 196o. 591

V-4 Relativni prosečni proizvodni koeficijenti za Veliku Britaniju 591

V-5 Strukturna komponenta i standardizovani indeks prosečnog proizvodnog koeficijenta na osnovu vrednosti za 1949. i 1960. godinu 592

V-6 Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova (1949-1960.) 593

V-7 Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi proizvodne funkcije (1949-1960.) . . 596

V-8 Strukturna komponenta i standardizovani indeks prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi sektorskih proizvodnih funkcija (1949-1960.). . 598

V-9 Vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta na osnovu različitih metoda izračunavanja (1949-1960.) 599

V-10 Relativni odnosi suma kvadrata odstupanja empiričkih vrednosti od ocenjenih za pojedine metode računanja intervalnog proizvodnog koeficijenta (1949-1960.) 601

V-11 Godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za Veliku Britaniju 600

V-12 Vrednosti S za signifikantnost trenda godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta (1950-1960.) 601

Tabele uz glavu V

V-1 Investicije u toku kao % nove vrednosti fiksnih fondova 603

V-2 Sektorska struktura privrede (po republikama) 604

Strana

V-3 Sektorski prosečni proizvodni koeficijenti (po republikama) 605

V-4 Razlike u strukturi i sektorskim prosečnim proizvodnim koeficijentima izmedju pojedinih republika i Jugoslavije u celini za 1952. i 1962. godinu (na bazi empiričkih vrednosti) 606

V-5 Struktura ukupnih fiksnih fondova za Jugoslaviju 607

V-6 Učešće novih investicija u društvenom proizvodu republika (prosečno za period). 608

V-7 Učešće novih investicija u novim investicijama privrede (po republikama) 608

SPISAK GRAFIKONA

1. Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija (Jugoslavija, 1952-1962.) 151

2. Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za privredu (Jugoslavija, 1952-1962.) 159

3. Sektorske proizvodne funkcije za Jugoslaviju (1952-1962.) 161

4. Intervalni proizvodni koeficijent za privredu (Jugoslavija, 1952-1962.). 172

5. Intervalni proizvodni koeficijent za industriju (Jugoslavija, 1952-1962.) 175

6. Proizvodne funkcije za agregat "ukupno" (1952-62.)185

7. Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija za "ukupno" 186

8. Proizvodne funkcije za privredu (1952-1962.). . 199

9. Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija za privredu 200

10. Vremenski presek globalnih proizvodnih koeficijenata za republike 204

11. Distribucija frekvencija sektorskih relativnih proizvodnih koeficijenata za Jugoslaviju i republike (1952-1962.). 206

Strana

12. Distribucija frekvencija sektorskih proizvodnih koeficijenata za Jugoslaviju i republike (1952-1962.) 208

13. Odnosi sektorskih vrednosti za 1960. godinu za Jugoslaviju i republike 210-211

14. Intervalni proizvodni koeficijent i prosečna stopa rasta fiksnih fondova za privredu 219

14a. Prosečni elasticitet proizvodnje u odnosu na fiksne fondove za privredu 219

15. Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija za industriju 230

16. Proizvodne funkcije za sektor industrije (1952-1962.) 236

17. Intervalni proizvodni koeficijenti i prosečne stope rasta fiksnih fondova za industriju . . . 241

18. Vremenski presek proizvodnih koeficijenata za industriju republika 245

19. Proizvodne funkcije za sektor poljoprivrede (1952-1962.) 252

20. Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija za poljoprivredu 256

21. Proizvodne funkcije za sektor saobraćaja (1952-1962.) 262

22. Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija za saobraćaj 264

23. Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija za gradjevinarstvo 280

24. Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija za zanatstvo 282

25. Proizvodne funkcije za sektor ostalo+ (1952-62.) 284

26. Prosečni proizvodni koeficijenti na bazi nove i neto vrednosti fiksnih fondova (Jugoslavija, 1920-1959.). 292

27. Bruto, nove i neto investicije u Jugoslaviji (1920-1959.) 296

Strane

28. Dugoročne tendencije odnosa izmedju proizvoda i fiksnih fondova u Jugoslaviji (1920-1959.) 303a

29. Modelske i empiričke vrednosti novih investicija 383

Grafikoni za jugoslovenske republike i neke strane zemlje

Srbija

S-1 Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija (Srbija, 1952-1962.) 458

S-2 Sektorske proizvodne funkcije za Srbiju (1952-1962.) 462

S-3 Intervalni proizvodni koeficijent za poljoprivredu (Srbija, 1952-1962.) 466

Hrvatska

H-1 Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija (Hrvatska, 1952-1962.) 476

H-2 Sektorske proizvodne funkcije za Hrvatsku (1952-1962.) 480

H-3 Intervalni proizvodni koeficijent za ostalo+ (Hrvatska, 1952-1962.) 484

Slovenija

Sl-1 Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija (Slovenija, 1952-1962.) 494

Sl-2 Sektorske proizvodne funkcije za Sloveniju (1952-1962.) 497

Bosna i Hercegovina

B-1 Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija (Bosna i Hercegovina, 1952-1962.) 511

B-2 Sektorske proizvodne funkcije za Bosnu i Hercegovinu (1952-1962.) 515

B-3 Intervalni proizvodni koeficijent za industriju (Bosna i Hercegovina, 1952-1962.) 517

Strana

Makedonija

M-1 Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija (Makedonija, 1952-1962.) 529

M-2 Sektorske proizvodne funkcije za Makedoniju (1952-1962.) 532

M-3 Intervalni proizvodni koeficijent za poljoprivredu (Makedonija, 1952-1962.). 534

Crna Gora

C-1 Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija (Crna Gora, 1952-1962.) 546

C-2 Sektorske proizvodne funkcije za Crnu Goru (1952-1962.) 549

C-3 Intervalni proizvodni koeficijent za industriju (Crna Gora, 1952-1962.) 555

Izrael

I-1 Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija (Izrael, 1950-1959.) 565

I-2 Sektorske proizvodne funkcije za Izrael (1950-1959.) 568

Kanada

K-1 Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija (Kanada, 1946-1955.) 580

K-2 Sektorske proizvodne funkcije za Kanadu (1946-1955.) 583

Velika Britanija

VB-1 Odstupanja godišnjih vrednosti proizvoda od vrednosti na bazi proizvodnih funkcija (Velika Britanija, 1949-1960.) 595

VB-2 Sektorske proizvodne funkcije za Veliku Britaniju (1949-1960.) 597

SAD

VIII-1 Dugoročne tendencije odnosa izmedju društvenog proizvoda i fiksnih fondova u SAD (1909-1959.) 609

Glava I

U V O D N A R A Z M A T R A N J A

Namena studije

Kod nas i u planskim privredama uopšte, sve više se ukazuje potreba za dugoročnim planovima privrednog razvoja kao osnovnoj orijentaciji za srednjeročne planove. Kada se u 1958. godini u Saveznom zavodu za privredno planiranje pristupilo izradi dugoročne projekcije privrednog razvoja Jugoslavije, ključni parametar u projekciji je bio kapitalni koeficijent. Medjutim, tu se naišlo na teškoće jer se ispostavilo da je to područje nedovoljno obradjeno i da ne postoje adekvatne studije o karakteristikama i tendencijama promena ovog relativno novog instrumenta makroekonomske analize.

Ne samo da su bile empiričke studije veoma oskudne, već je i metodologija na tom području neujednačena. Pojavljuje se niz kapitalnih koeficijenata na bazi različitih statističkih agregata koji se upotrebljavaju za različite analitičke i modelske svrhe. Dalje razlike nastaju ukoliko se primenjuju različiti načini izračunavanja koeficijenata. Sve to već samo po sebi smanjuje korisnost inače retkih empiričkih studija o kapitalnim koeficijentima. Tako se naprimer na konferenciji na Krfu 1961. godine najeminentniji skup naučnika sa Zapada za područje kapitala nije mogao složiti oko interpretacije i pitanja stabilnosti odnosno nestabilnosti kapitalnih koeficijenata mada su argumentirali na osnovu istog empiričkog materijala.

Inače, glavni razlog da ne možemo na tom području direktno koristiti tudje iskustvo leži u tome da ti odnosi odražavaju specifične karakteristike privredne i društvene situacije u pojedinim zemljama i kao takvi nisu direktno primenljivi na naše uslove. Za potrebe planiranja od velike je važnosti utvrditi veličinu i karakteristike pojedinih instrumenata ekonomske analize i planiranja u konkretnim prirodnim, demografskim, strukturnim, tehnološkim i institucionalnim uslovima.

Strategijska uloga osnovnih sredstava u privred-

nom razvoju upućuje na hipotezu da će proizvodna funkcija na bazi osnovnih sredstava uprkos tome što se radi samo o odnosu jednog faktora proizvodnje i proizvoda moći da posluži kao prva aproksimacija mogućnosti transformacije uloženih sredstava u fiksne fondove u povećanje proizvodnje za potrebe srednjeročnog i dugoročnog planiranja odnosno da pravilnosti tendencija promena u tom odnosu mogu da ukažu na zavisnost tog odnosa od pojedinih karakteristika privrednog razvoja. Drugim rečima, postavlja se hipoteza da je za model za prvu aproksimaciju plana adekvatno i operativno odabrati da osnovna sredstva budu predstavnik ostalih faktora koji utiču na proizvodnju, pogotovu u zemljama sa dovoljno radne snage.

Imajući u vidu kompleksnost odnosa koji predstavlja proizvodna funkcija sa osnovnim sredstvima kao jedinim eksplicitnim faktorom proizvodnje, u empiričkom delu rada se traži odgovor na pitanje u kojoj meri empiričke vrednosti odnosa fiksnih fondova i proizvodnje predstavljaju zadovoljavajuću strukturnu invarijantu odnosno kakva je empirička stabilnost i pouzdanost te veze na pojedinim nivoima agregacije, za odredjene statističke agregate i metode izračunavanja. Zbog toga je glavni zadatak ove studije empirička verifikacija plauzibilnosti hipoteze da može jednofaktorski model na bazi osnovnih sredstava da posluži kao korisni instrument makroekonomske analize i planiranja, odnosno da se ispita njegova korisnost i ograničenja.

U ovom radu smo pre svega zainteresovani za analizu odnosa osnovnih sredstava i proizvoda za našu zemlju. Kako su u okviru priprema statističko-dokumentacione osnove sedmogodišnjeg plana SFRJ pripremljene od strane Saveznog zavoda za statistiku vremenske serije društvenog proizvoda za socijalističke republike za period 1952-1962. kao i vremenske serije fiksnih fondova od strane dr I. Vinskog, empirička analiza ovog perioda, koji je najrelevantniji što se tiče aktuelnosti zaključaka i kvantitativnih ocena parametara i odnosa, mogla je da obuhvati i analizu odnosa za naše republike i privredne oblasti.* Dugoročna analiza ovog odnosa za Jugo-

* Serije društvenog proizvoda po republikama se od 1964. godine publikuju u SGJ, dok su podaci o fiksnim fondovima objavljeni u radu I. Vinskog /6/.

slaviju kao i komparativna analiza ovih rezultata i rezultata za druge zemlje treba da nagoveste mogućnost i odredjenu pravilnost kvalitativnih promena da bi se prema potrebi ekstrapolacija dosadašnjih relacija mogla adekvatno dopuniti u vezi sa predvidjenim kvalitativnim promenama.

Pošto je proizvodni koeficijent fiksnih fondova* kao instrument makroekonomske analize skorijeg datuma bilo je potrebno da se celokupna problematika sistematski obradi i zauzme stav u nizu nerasčišćenih pitanja njegove suštine, karakteristika metoda ocenjivanja, interpretacije i primene. Stoga će se u uvodnim razmatranjima obraditi još teorijski problemi u vezi sa fiksnim fondovima kao faktorom proizvodnje. U drugoj glavi diskutovani su problemi njihovog merenja i agregacije, dok su u trećoj glavi obradjeni koncepcijski problemi odnosa izmedju fiksnih fondova i proizvoda. U četvrtoj glavi diskutovani su dosadašnji metodi izračunavanja tog odnosa i dat je predlog za metodologiju empiričkih istraživanja u petoj glavi koja predstavlja rezultate empiričke analize proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova za Jugoslaviju. Šesta glava prezentira osnovne tendencije promena proizvodnih koeficijenata na bazi rezultata za Jugoslaviju i druge zemlje. Sedma glava daje konstrukciju jednog globalnog i višesektorskog modela na bazi proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova i njegovu primenu na analizu privrednog razvoja Jugoslavije u periodu 1952-1962. Osma glava tretira probleme interpretacije i primene posmatranog instrumenta makroekonomske analize pre nego što se sumiraju rezultati ovog istraživanja.

Prilozi osnovnom delu studije dati su u dva dela. U prvom delu je prezentirana empirička analiza proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova za naše republike, Izrael, Kanadu i Veliku Britaniju pojedinačno. Ovi rezultati predstav-

---

* Proizvodni koeficijent je definisan kao odnos proizvoda i fiksnih fondova. Termini osnovna sredstva i fiksni fondovi će se u ovom radu upotrebljavati kao sinonimi.

ljaju osnov za komparativnu analizu u petoj i šestoj glavi. U ovom delu priloga tabele i grafikoni obeležavaju se po pojedinim zemljama odnosno republikama na koje se odnose, dok su u drugom delu priloga označeni prema glavi na koju se odnose.

Izbor zemalja i statističkih agregata je ograničen raspoloživim podacima, koji su smatrani relevantnim na osnovu teorijskih razmatranja. Što se tiče naše zemlje, nedostaju pre svega podaci o aktiviranim fiksnim fondovima kao i podaci o novoj vrednosti fiksnih fondova za agregate manje od privrednih oblasti tako da je time detaljnija analiza strukturnih karakteristika naše privrede u odnosu na fiksne fondove ograničena. U radu je dat jedan predlog metodologije ispitivanja karakteristika proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova na bazi aproksimacije proizvodne funkcije pomoću investicija i priraštaja proizvoda, ali se zbog obimnosti poduhvata i nedostataka finansijskih sredstava nije pristupilo analizi za niže agregate.

Konkretni problemi koji su se pojavili u toku istraživanja i način njihovih rešavanja kao i ograničenja koja iz toga proizilaze diskutovani su uz obradu odgovarajuće materije. U sledećem odeljku će se razmotriti neka opšta pitanja odnosa izmedju fiksnih fondova i proizvoda kao uprošćene proizvodne funkcije u odnosu na opšti pojam proizvodne funkcije odnosno neke karakteristike fiksnih fondova i ostalih faktora proizvodnje.

Osnovna sredstva i ostali faktori proizvodnje

U ekonomskoj analizi upotrebljavani su najrazličitiji pristupi i aproksimacije proizvodnoj funkciji, odnosno više naglašavani pojedini aspekti, već prema tome koji je aspekat najrelevantniji za problem koji se istražuje. Tako poznajemo kratkoročne i dugoročne proizvodne funkcije, koje se razlikuju prema broju faktora proizvodnje koji su varijabilni u periodu na koji se proizvodna funkcija odnosi. Neki umesto potpune specifikacije svih faktora proizvodnje upotrebljavaju proizvodnu funkciju koja je ograničena samo na izve-

stan broj faktora, obično kapital, rad i još možda zemlju, koje zovu primarnim faktorima proizvodnje. Jedan važan aspekt predstavljaju pretpostavke o mogućnosti supstitucije pojedinih faktora proizvodnje, koje mogu varirati izmedju dva ekstrema: proizvodnom funkcijom gde su oni striktno komplementarni (fiksni tehnički koeficijenti) i proizvodnom funkcijom koja dozvoljava njihovu kontinuirano supstituciabilnost. Proizvodne funkcije se razlikuju i prema tome da li su proizvod i faktori proizvodnje izraženi u fizičkim ili vrednosnim jedinicama mere. Sa druge strane, važna je i razlika izmedju tehnološko homogenih proizvodnih funkcija i izmedju agregatnih proizvodnih funkcija. Na ovom mestu nećemo se upuštati u ocenu pojedinih vrsta proizvodnih funkcija, opšti kriterijum za izbor ostaje, naravno, problem i svrha istraživanja. Ili, kako to postavlja Allen /1, str. 333/ stvarni tehnički uslovi su toliko kompleksni da svaka njihova formulacija nužno predstavlja samo jednu aproksimaciju. Dakle, odluka o tome koja će se simplificirana "proizvodna funkcija" primeniti ovisi o njezinoj prikladnosti sa ekonomskog stanovišta i matematičkoj aproksimaciji.

U teoriji preduzeća proizvodna funkcija opisuje tehničke aspekte proizvodnje, specificirajući proizvod kao funkciju faktora proizvodnje. Ona je zapravo opis tehnoloških mogućnosti, koji je neovisan o ekonomskim i tržišnim fenomenima. Medjutim, teoretska proizvodna funkcija bazira se na pretpostavci tehničke i tehnološke efikasnosti jer pretpostavlja maksimalni mogući proizvod koji je moguć uz neki odredjeni skup faktora proizvodnje. Naime, smatra se da inženjeri za svaki dati skup faktora proizvodnje projektiraju takav proizvodni proces, koji će dati najveći proizvod /4, str. 84/ odnosno da je optimalna upotreba bilo koje odredjene kombinacije faktora proizvodnje tehnički, a ne ekonomski problem. Sa druge strane, ekonomski problem predstavlja izbor optimalne kombinacije faktora proizvodnje za dati proizvod u zavisnosti o cenama proizvoda i utrošaka /3, str. 44/. Ove osobine proizvodne funkcije joj obezbedjuju visok stepen autonomije (pod stepenom autonomije neke relacije/do koje mere L. Klein podrazumeva

ostaje ta relacija važeća pod različitim okolnostima /4, str. 84/. Drugim rečima, proizvodna funkcija je invarijantna na promene koje ne proističu iz oblasti tehnologije (tehničkih nauka i nauka o organizaciji).

Kako se naš problem, istraživanje smisla i stabilnosti odnosa osnovnih sredstava i proizvoda, razlikuje od problema koji se pred proizvodnu funkciju postavlja u teoriji preduzeća, gde ona treba da da informaciju o čitavoj lepezi tehničkih uslova proizvodnje odnosno transformacije utrošaka u proizvod kako bi proizvodjač mogao napraviti izbor ekonomski najoptimalnije kombinacije faktora proizvodnje, mi ćemo za naše potrebe preformulisati neke karakteristike proizvodne funkcije. Pre svega, naš neposredni cilj je istraživanje odnosa proizvoda i osnovnih sredstava u tom procesu proizvodnje, šta taj odnos znači, koliki je i kakvi se zaključci mogu izvući o njegovoj dinamici i stabilnosti na osnovu iskustava iz prošlosti. U ovom kontekstu nas ne interesuje koje su sve proizvodne mogućnosti bile poznate, iako ne nužno i primenjene, niti motivi odnosno mehanizam za izbor odnosno diskriminaciju medju njima. Drugim rečima, ovde nas neće interesovati zašto i kako je odabrana neka proizvodna funkcija od strane proizvodjača kao shema procesa proizvodnje koji će on primeniti. Pokušat će se dakle odvojiti deskriptivno tehnološki aspekat od normativnog aspekta uloge osnovnih sredstava u procesu proizvodnje, zanemarujući ovaj drugi koji je relevantan kao kriterijum za investicione odluke. Naime, nas će interesirati samo realizovane proizvodne funkcije, tj. one koje opisuju tehničke uslove onog procesa proizvodnje koji se ustvari primenjuje. Naglasak je na ex post posmatranju, a ne na ex ante ideji proizvodne funkcije.

To dalje znači da ova proizvodna funkcija odražava jedan odredjeni način proizvodnje odnosno odredjeno tehnološko rešenje. Ovde se nameću pre svega dva problema; prvo, šta znači promena tehnologije, tj. šta treba smatrati za kretanje duž neke proizvodne funkcije i šta za promene parametara te funkcije (što je povezano sa načinom kako ćemo definirati našu ex post proizvodnu funkciju odnosno njezino kretanje u vremenu); drugo, kakav je odnos idealne, tj. teo-

rijske proizvodne funkcije koja bazira na maksimalnoj tehnološkoj i organizacionoj efikasnosti i stvarnog ex post odnosa proizvoda i utrošaka koji se obično tretira u kontekstu analiza parcijalnih i globalne produktivnosti faktora proizvodnje. Na ovom mestu se ova dva problema, koja medjusobno nisu nezavisna, neće dalje razradjivati, to će se ostvariti za kasnije kada ćemo iz razmotriti sa stanovišta zahteva i mogućnosti empiričke analize. Pre toga treba da vidimo kakve su kvalitativne razlike u karakteristikama pojedinih tipova faktora proizvodnje koji se pojavljuju u proizvodnoj funkciji.

Proizvodna funkcija u svom opštem obliku može se formulirati kao $F(x_1, x_2 x_3 \ldots x_n) = 0$, gde x-evi sa pozitivnim predznakom predstavljaju proizvode, a oni sa negativnim predznakom utroške. Za razmatranje tehnološke determinisanosti proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova najpodesnije je da pretpostavimo proizvodnu funkciju sa jednim homogenim proizvodom, više faktora proizvodnje i konstantnim tehničkim koeficijentima, što nas oslobadja u ovoj fazi neoptrebnih daljnih komplikacija.

Pretpostavke su: konstantna tehnologija, konstantni prinosi u odnosu na obim proizvodnje, homogeni faktori proizvodnje i konstantna intenzivnost njihovog iskorišćavanja. Tako odredjena proizvodna funkcija nekog proizvoda P jeste

$$P = f(x_1, \ldots x_i, \ldots x_n)$$

gde su x_i specifični, kvalitativno različiti faktori koji su potrebni za ovaj specifičan način proizvodnje P. Da bi se zadržao čisti tehnološki karakter, neka se proces proizvodnje sastoji iz jedne same operacije. Jedna od vremenskih komponenti koje se javljaju u proizvodnoj funkciji jeste vreme trajanja ciklusa proizvodnje, tj. ono vreme koje je potrebno da se interakcijom datih faktora proizvede P. U našem slučaju je to vreme trajanja te operacije, za to vreme su svi faktori proizvodnje vezani u proizvodnom procesu. Pod datim pretpostavkama su proizvod kao i utrošci funkcije vremena i mere se kao tokovi u odredjenom vremenskom periodu.*

---

* Kada se promene gornje rigidne pretpostavke, ova konstatacija i dalje važi samo uz drukčiju definiciju utrošaka.

Ovi specifični faktori proizvodnje mogu se klasificirati prema nekim zajedničkim karakteristikama u šire grupe faktora proizvodnje. Pre svega je to podela na radnu snagu, predmete i sredstva rada. Njihova zajednička karakteristika je upotrebna vrednost kao faktora proizvodnje, dok je osnova za gornju klasifikaciju u funkciji koju oni vrše u procesu proizvodnje.* Radnik svrsishodnom delatnošću pomoću sredstava za rad menja osobine predmeta rada na takav način da kao rezultat dobije proizvod sa odredjenom upotrebnom vrednošću.

Podela na lične i stvarne faktore proizvodnje u ovom kontekstu konstantne tehnologije nema mnogo smisla, jer zbog pretpostavljene striktne komplementarnosti faktora proizvodnje ovakva proizvodnja nije moguća čim nedostaje jedan faktor, bilo lični ili stvarni, pa tu nema nikakve razlike. Suštinska razlika nalazi se van proizvodne sfere i čak nema nikakve veze sa čovekom kao faktorom proizvodnje. Smisao proizvodnje kojom upravlja čovek je zadovoljavanje ljudskih potreba, svi plodovi proizvodnje dele se medju ljudima, cilj je povećavanje upotrebnih vrednosti po čoveku; dok može, ali ne mora, maksimiziranje prema stvarnim faktorima proizvodnje biti samo sredstvo, odnosno kao što je pokazao Marx, na polju distribucije tih plodova odnosi medju stvarima su samo prikriveni odnosi medju ljudima.** Sa druge strane, čovek je nezamenljiv u "proizvodnji" novih efikasnijih proizvodnih funkcija, a u istraživanju "tehnologije proizvodnje" ovih kreativnih sposobnosti kao i ekonomskih aspekata obrazovanja i istraživačkog rada tek su napravljeni prvi koraci.

---

* Vidimo dakle ovo: Hoće li se neka upotrebna vrednost javiti kao sirovina, kao sredstvo za rad ili kao proizvod, zavisi potpuno od funkcije koja joj je u procesu rada odredjena, od mesta koje u njemu zauzima, a s mestom se menjaju i njena odredjenja" /5, str. 131/.

** Dugoročna tendencija je jasna, supstituirati što više je moguće lični faktor sa stvarnim faktorima proizvodnje u procesu proizvodnje dobara.

Jedna druga razlika koja isto tako nije značajna sa stanovišta proizvodne funkcije je izvor faktora proizvodnje. Naime, oni mogu ali ne moraju biti i sami neki proizvod. I druga razlika, medju faktorima proizvodnje koji se mogu reproducirati i onima koji se ne mogu reproducirati nema nikakav efekat na njihovu upotrebnu vrednost kao faktora proizvodnje u ovom kontekstu, razlike u ograničenosti odnosno elastičnosti ponude faktora ne utiču na upotrebnu vrednost postojećih količina tih faktora proizvodnje, iako mogu uticati na njihovu cenu.

Jedna druga razlika potiče isto tako iz domena reprodukcije faktora proizvodnje, ali ne iz činjenice da li je ona uopšte moguća ili ne, nego od toga da li je ona nužna ili ne posle svakog procesa proizvodnje. Kriterijum za klasifikaciju na faktore proizvodnje koji predstavljaju varijable sa karakteristikama fonda i one druge, sa karakteristikama toka, sa stanovišta proizvodnog procesa jeste vreme u kome oni kao upotrebne vrednosti mogu funkcionisati u svojstvu faktora proizvodnje u tom odredjenom procesu proizvodnje relativno u odnosu na vreme trajanja proizvodnog ciklusa. Drugim rečima, fond varijable zadržavaju kroz ceo vek svog trajanja sposobnost da deluju kao faktori proizvodnje u tom istom procesu proizvodnje, one kao takve postoje u vremenu i njihova dimenzija mere je količina u momentu. Varijable sa karakteristikama toka gube u jednom ciklusu proizvodnje svojstvo faktora proizvodnje za taj proizvodni proces, pa se moraju za svaki novi ciklus proizvodnje nadoknaditi sa strane, njihova dimenzija mere je količina u periodu vremena. Radna snaga i sredstvo za rad imaju karakteristike fonda, a predmeti rada karakteristiku toka, kad se posmatraju kao varijable u proizvodnoj funkciji.

U vezi s tim je možda potrebno da se spomenu još dve stvari. Prvo, trajnost nekog dobra kao nosioca upotrebne vrednosti u smislu njegove otpornosti da u toku vremena uprkos delovanju raznih štetnih uticaja zadrži svoj oblik i osobine ne znači da ovo dobro u svojstvu faktora proizvodnje nosi atribute fond varijable proizvodne funkcije. Fizička

trajnost dobra je samo nužan, a ne i dovoljan uslov da bi ono moglo preuzeti takvu funkciju u procesu proizvodnje. Trajnost nekog dobra koji može da posluži kao predmet rada u datoj proizvodnoj funkciji otvara samo mogućnost da se stvaraju njegove zalihe, time su date samo šire mogućnosti odredjivanja onog trenutka kada će se njegova upotrebna vrednost kao faktora proizvodnje i realizovati. Fond varijabla u proizvodnoj funkciji ima još i jednu dodatnu osobinu, pored trajnosti u smislu otpornosti prema uticajima koji su povezani samo sa vremenom a ne i sa upotrebom, ona i posle njezine upotrebe u funkciji faktora proizvodnje zadržava svoj oblik kao i osobine faktora proizvodnje u istoj proizvodnoj funkciji.

Drugo, potrebno je ukazati i na relativnost te podele. Da bi se obezbedila kontinuiranost proizvodnog procesa potrebno je na različitim tačkama u privredi stvarati zalihe, u ovom trenutku nas interesiraju pre svega zalihe dobara koje će ući u proces proizvodnje kao faktori proizvodnje u svojstvu predmeta rada. Zalihe imaju istu dimenziju mere kao fond varijable u proizvodnoj funkciji - količina u momentu. Ovo im je, dakle, jedna zajednička tačka, dok se sa druge strane, može i fond varijable zamisliti kao zalihe proizvodnih usluga, koje su potencijalno na mestu, pa se postavlja problem kada i kako će se one realizirati. Uprkos tim nekim zajedničkim momentima, postoje i veoma značajne razlike u odnosu jednih i drugih prema proizvodnji, u daljem toku rada ovde će se koncentrisati pažnja na specifičnu problematiku osnovnih sredstava.

Kao što smo videli, fiksni fondovi predstavljaju varijablu sa karakteristikama fonda, oni kao faktor proizvodnje postoje u vremenu i njihova dimenzija mere je količina u momentu. Fiksni fondovi su angažovani u svom punom obimu u više proizvodnih procesa odnosno u stalno ponavljanim procesima proizvodnje, gde služe za postizavanje odredjenih korisnih učinaka. Zbog toga se njihov proizvodni efekat meri količinom proizvodnih usluga u odredjenom periodu, što dalje znači da stvarni efekat fiksnih fondova u proizvodnom procesu predstavlja tok proizvodnih usluga mada fiksni fondovi sami

po sebi imaju karakteristike fonda. Tako je u jednom proizvodnom ciklusu za dati proizvod potrebna odredjena količina predmeta rada kao i odredjeno vreme korišćenja fiksnih fondova i radne snage, što ukazuje na specifičan način na koji se fond varijable pojavljuju u svojstvu faktora proizvodnje.

Zbog ovih karakteristika ukupni proizvodni efekat fiksnih fondova ne zavisi samo od njihove količine, nego i od veka trajanja i od intenziteta iskorišćavanja fiksnih fondova. S tim u vezi je potrebno najpre naglasiti razliku izmedju ukupnog kapaciteta fiksnih fondova i njihovih kapaciteta u jednom ciklusu proizvodnje,* uz date ostale uslove i dati stepen iskorišćavanja kapaciteta. Veličina i vek trajanja se mogu spojiti u jednu dimenziju ukoliko se radi o ukupnom kapacitetu sredstava za rad, kod normativnog posmatranja investicionih alternativa ova "jednodimenzionalna" koncepcija ima smisla. Medjutim, ukoliko se razmatra kapacitet jednog ciklusa proizvodnje (ili npr. fiksni fondovi potrebni za odredjeni nivo proizvodnje za godinu dana) onda vek trajanja ne igra nikakvu ulogu ako su ostale karakteristike jednake, tako da ta "druga" dimenzija ovde otpada. Sa stanovišta proizvodne funkcije efekat fiksnih fondova je odredjen njihovim kapacitetom u jednom ciklusu proizvodnje, tako da vek trajanja fiksnih fondova ne ulazi kao parametar u proizvodnu funkciju gde odredjeni fiksni fondovi predstavljaju faktor proizvodnje** mada predstavlja jednu bitnu komponentu u procesu proizvodnje tih fiksnih fondova kao i u investicionoj odluci.

Medjutim, iz činjenice da je trajnost relativno s obzirom na dužinu jednog ciklusa proizvodnje jedna od glavnih karakteristika fiksnih fondova sledi da je potrebno odjednom angažirati fiksne fondove u celini (tj. ukupni kapacitet) mada njihov trenutni proizvodni efekat odgovara

---

* Vidi i glavu III.

** Jedna detaljna analiza o ulozi kapitala kao faktora proizvodnje može se naći u /2, I. dio/.

samo kapacitetu jednog ciklusa proizvodnje. Korisni učinak fiksnih fondova se proteže kroz jedan relativno dug period s tim da je intenzitet korišćenja tih proizvodnih usluga u odredjenom periodu ograničen. Ovi momenti u vezi sa neizvesnošću, promenama u ukusima, proizvodnoj strukturi i tehnologiji predstavljaju elemente zbog kojih su individualne kao i društvene investicione odluke toliko komplikovane i odgovorne. Iz tih razloga takodje ni veza izmedju investicija kao nepotrošenog dela društvenog proizvoda i njihovog proizvodnog efekta, kako trenutnog tako i ukupnog, nije jasno sagledljiva, mada bi trebalo da bude jedan od osnovnih elemenata za odluku o alokaciji resursa.

Citirana literatura

/1/ R.G.D. Allen, Mathematical Economics, MacMillan, London, 1964.

/2/ T. Haavelmo, A Study in the Theory of Investment, The University of Chicago Press, Chicago, 1960.

/3/ J.M. Henderson, R.E. Quandt, Microeconomic Theory, McGraw-Hill, New York, 1958.

/4/ L.R. Klein, An Introduction to Econometrics, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, 1962.

/5/ K. Marx, Kapital I, Kultura, Beograd, 1947, izdanje ćirilicom.

/6/ I. Vinski, Procjena rasta fiksnih fondova po jugoslovenskim republikama od 1946. do 1960. Ekonomski institut, Zagreb, 1965.

Glava II

MERENJE OSNOVNIH SREDSTAVA

Problem kvantifikacije karakteristika fiksnih fondova, a pogotovo problem agregacije, često je diskutiran u ekonomskoj literaturi. Izgleda da je postignuta saglasnost u tome da zbog vanredno komplicirane situacije nema smisla tražiti neku opštu definiciju i meru kapitala kao takvog, već da postoji više praktičnih definicija koje su relevantne za pojedine probleme istraživanja.

Najjednostavniji i nedvosmisleni su fizički pokazatelji. Tako se mogu fiksni fondovi izraziti kao inventar, kao spisak dobara sa svojim različitim fizičkim karakteristikama. Drugi način na koji se mogu izraziti fiksni fondovi jeste njihov kapacitet, bilo da se radi o kapacitetu jednog ciklusa proizvodnje ili o ukupnom kapacitetu kroz ceo vek trajanja fiksnih fondova bilo da je to preostali predvidjeni korisni učinak fiksnih fondova. Mada su fizički pokazatelji veoma važni na mikro nivou i kod odabiranja različitih tehnoloških varijanti, za analizu na nivou narodne privrede oni očito ne zadovoljavaju jer je mogućnost njihovog agregiranja veoma skučena.

Druga mogućnost, koja je daleko fleksibilnija za sumarno izražavanje različitih karakteristika i koja je zbog toga i najviše upotrebljavana, su vrednosni pokazatelji. Različite varijante u odnosu na izbor vrednosnih pondera mogu se podeliti u dve velike grupe.* Prvoj grupi pripadaju one

---

* Postojanje dva principa vrednovanja je veoma sistematski izneo J. Hicks: "Na perfektnom tržištu su cene proporcionalne marginalnoj korisnosti i marginalnim troškovima... ako bi se sva dobra koja ulaze u jedan ekonomski agregat prodala na perfektnim tržištima, cena po kojoj su bila prodana mogla bi se uzeti kao da predstavlja marginalnu korisnost ili marginalne troškove, bez razlike. Ukoliko tržište nije perfektno, korisnost i troškovi mogu biti različiti, cena se može razlikovati od jednog ili od oba. Ako ne postoji tržište, tada nema cene, ali se mogućnost vrednovanja prema korisnosti ili prema troškovima ne isključuje, mada ne postoji razlog zbog čega bi takva vrednovanja bila istovetna" / 10, str. 20/.

koje naglašavaju troškovni aspekat fiksnih fondova, polazeći od cena fiksnih fondova kao finalnog proizvoda odnosno troškova njihove reprodukcije. Druga grupa potencira upotrebnu vrednost fiksnih fondova i ocenjuje njihovu vrednost na osnovu procene budućih korisnih učinaka odnosno kapitalizacije budućih profita.

Na poznate probleme kompilacija društvenog proizvoda i indeksnih brojeva u slučaju fiksnih fondova se nadovezuju i neke nove poteškoće. Najkarakterističnija od njih je različita trajnost fiksnih fondova. Inače heterogenost je i ovde stalno prisutan i akutan problem, koji dužina trajanja fiksnih fondova i tehnološki napredak posebno zaoštravaju, jer agregiranje obuhvata sredstva za rad koja su proizvedena u jednom dugom periodu pod veoma različitim tehnološkim i ekonomskim uslovima. Promene u tehnologiji mogu biti kod fiksnih fondova dvojake prirode: promene u samoj proizvodnji fiksnih fondova ili promene u upotrebnoj vrednosti fiksnih fondova, tj. promene u kvalitetu fiksnih fondova kao proizvoda predstavljaju glavni izvor tehnološkog progresa u onim granama gde oni deluju kao proizvodni faktor. Zbog toga se kao jedan od važnih problema u merenju osnovnih sredstava postavlja pitanje kako razgraničiti ove dve vrste promena, što dalje znači da je potrebno ispitati na koji način treba uzimati u obzir promene u kvalitetu, odnosno na koji način transformirati razlike u kvalitetu u razlike u kvantitetu.

Različiti kvaliteti ne bi predstavljali neku veliku komplikaciju ukoliko bi se kvantitet mogao meriti uporedo sa kvalitetom, odnosno ako bi bila moguća jednoznačna i svrsishodna transformacija razlika u kvalitetu u razlike u kvantitetu. Medjutim, ovakva mogućnost je veoma ograničena ukoliko se radi o fizičkim merama kvantiteta osnovnih sredstava. U slučaju da se vrednosni pokazatelji uzimaju kao jedinice mere pomoću kojih je moguća komparabilnost različitih vrsta fiksnih fondova, pominju se tri alternativne metode merenja kvantiteta fiksnih fondova, odnosno tri načina na koji se definiše i meri promena u kvalitetu.

Istražujući probleme tretiranja razlika u kvali-

tetu i odnosa izmedju merenja investicija i merenja produktivnosti kapitala, E. Denison u /6/ ukazuje na različite rezultate koje daju sledeće tri alternativne metode merenja kapitala odnosno promena u kvalitetu:

1. merenje kapitala pomoću troškova njegove proizvodnje,
2. merenje kapitala pomoću kapaciteta, tj. količina kapitala je proporcionalna ukupnom proizvodu,
3. merenje kapitala prema doprinosu koji on daje u proizvodnji.

Prvi metod koji se bazira na troškovima proizvodnje pogodan je sa stanovišta alokacije resursa, ali eksplicitno ne vodi računa o proizvodnim svojstvima fiksnih fondova. Naime, vrednost fiksnih fondova u cenama neke odredjene godine predstavlja iznos troškova koje bi imali ako bi u toj odredjenoj godini reprodukovali postojeće fiksne fondove. Ova je vrednost, dakle, jedna hipotetička veličina jer se traži da se obnovi postojeći fond fiksnih fondova, a ne njegova proizvodna sposobnost. Ukoliko je tehnološki progres u periodu iz koga potiču postojeći fiksni fondovi bio brz, može se očekivati da bi ova suma premašila onaj iznos koji bi bio potreban da se reprodukuje proizvodni kapacitet pomoću najmodernijih sredstava za rad.

Ukoliko se promeni specifikacija sredstava za rad, ova će se promena pokazati kao više kapitala jedino u slučaju ako je takva promena iziskivala veće realne troškove, inače će se iskazati po vrednosti kao jednako ranijem modelu.* Na taj način se razgraničava povećana proizvodna sposobnost fiksnih fondova od povećane produktivnosti u proizvodnji fiksnih fondova. Tako će se poboljšani kvalitet pokazati tek kao povećana efikasnost fiksnih fondova za vreme njihovog dejstvovanja kao proizvodnog faktora, tj. u onoj grani koja ih upotrebljava kao osnovno sredstvo. Ovakav način tretiranja promena u kvalitetu je svakako u skladu sa činjenicom da se upotrebna vrednost fiksnih fondova ostva-

---

* Ovo poslednje će se isto primeniti i u slučaju ako je porasla produktivnost u proizvodnji sredstava za rad a da se model nije promenio.

ruje tek u drugom procesu proizvodnje, tako da ne bi imalo smisla da se poboljšanje kvaliteta uzme u obzir odjednom kada je sredstvo za rad tek uvedeno i kada se njegova upotrebna vrednost pokazuje samo kao latentna, a ne i kao i realizovana proizvodna sposobnost.

Merenje kapitala po ovoj metodi ne zavisi od mogućnosti merenja ostalih faktora proizvodnje. Kao što je od interesa posmatrati produktivnost rada iako nisu poznati fiksni fondovi i drugi faktori proizvodnje, tako ova metoda omogućava paralelno merenje promena u proizvodnji po jedinici kapitala bez poznavanja ostalih faktora proizvodnje. U oba slučaja je merenje neutralno u odnosu na uzroke promena u tim koeficijentima /6, str. 224/.

Druga metoda meri kvantitet kapitala njegovim kapacitetom, tako da je proporcionalan proizvedenom produktu. Taj način očito nije pogodan za analizu proizvodnih koeficijenata jer su oni po definiciji stalno jednaki (vidi /2/). Sve promene u kvalitetu ovde se transformiraju u povećanje kvantiteta kapitala. Ovo je naročito neugodno u slučaju depresije ili supstitucije faktora proizvodnje, tako da ova metoda nije interesantna kao opšta metoda merenja kapitala. Naime, kapacitet je relativan pojam, zavisi i od ostalih faktora proizvodnje, praktično ga je nemoguće agregirati za privredu u celini. Ukoliko bi to učinili pomoću proizvoda, to bi značilo da je to mera proizvodnje a ne kapitala.

Merenje kapaciteta ima svojih prednosti na mikro nivou za izračunavanje potreba za odredjenim osnovnim sredstvima i za tehnološko bilansiranje. U makro analizi ova metoda nije podesna, ona implicitno pretpostavlja da sva povećana efikasnost fiksnih fondova potiče iz povećanja efikasnosti u procesu proizvodnje tih sredstava za rad. Slično kao metoda 1 ni ova metoda ne pokušava dekomponovati promenu u proizvodnji na čiste efekte pojedinih faktora proizvodnje.

Treća metoda je najkomplikovanija baš zbog toga što nastoji da meri promene u kapitalu u smislu čistog

efekta promene kapitala na proizvodnju. Drugim rečima, ova metoda odgovara ideji dohotka kao one količine koje se može potrošiti a da društvo na kraju perioda nije u lošijem položaju nego na početku što se tiče njegovih proizvodnih sposobnosti, ukoliko one zavise od kvantiteta i kvaliteta društvenog kapitala /6, str. 229/. Prema ovoj metodi se produktivnost ni jednog faktora proizvodnje nikad ne menja, uvek se adekvatno menja količina tih faktora. Mada pruža meru neto investicija koja je teoretski svrsishodna, ova metoda je sa praktičnog stanovišta neupotrebljiva jer je nemoguće držati sve ostale relevantne faktore konstantnim i odrediti udeo promene u proizvodnji koji je čisti efekat kapitala.

Tako E. Denison izvodi zaključak da su troškovi proizvodnje kapitalnih dobara, a ne njihova sposobnost da doprinesu proizvodnji, onaj zajednički imenilac koji omogućuje da se vrednosti različitih kapitalnih dobara upoređuju i kombinuju /ibid, str. 234/. M. Gilbert smatra da ne postoji alternativa koncepciji merenja fiksnih fondova koja odgovara metodu kompilacije indeksa proizvodnje. Kako su fiksni fondovi sastavljeni od različitih dobara proizvedenih u nizu godina po različitim cenama kao jedini način merenja tih fondova u realnom obimu nameće se njihovo tretiranje kao serije proizvoda koji se kombinuju po istom rezonu i postupku kao što se konstruiše bilo koji indeks realnog proizvoda.* T. Haavelmo iznosi da bi zapravo trebalo konstruisati četiri agregata: jedan koji bi predstavljao iznos kapitala kao integral svih neto investicija u određenom periodu, gde su ove investicije (drugi od četiri agregata) definisane na takav način da se može reći da one predstavljaju nepotrošeni deo realnog dohotka. Treći agregat bi trebalo da bude mera volumena kapitala kao tehnološkog faktora u odnosu na sadašnji fizički proizvod. Četvrti agregat predstavlja promene trećeg agregata u vremenu /8, str. 46/. Mada daje neke dalje ideje u vezi sa agregiranjem kapitalnih dobara sa različitim vekom trajanja, ni on sam nije pokušao da da neke operativne sugesti-

---

* Za detalje vidi /18, str. 407-408/.

je, a još manje da prezentira takve ocene, što ukazuje na velike poteškoće u realizaciji ove ideje. Najpragmatičniji je po ovim pitanjima E. Domar /18, str. 4o5/. On navodi niz agregata koji su podesni za neke specifične potrebe, predlaže odredjene manipulacije postojećih podataka, a na jednom drugom mestu ukazuje na potrebu empiričkih radova koji bi u ovo područje uneli više svetla što se tiče aplikacije nekih od ovih koncepcija.

Problemi agregiranja fiksnih fondova su donekle slični problemima kod agregiranja potrošnih dobara. Tako agregiranje pojedinih vrsta fiksnih fondova u jednoj proizvodnoj funkciji predstavlja analogon agregaciji različitih potrošnih dobara kod jednog potrošača, a agregiranje preko različitih proizvodnih funkcija analogno je agregiranju preko različitih individua. Jedna specifična poteškoća kod agregiranja fiksnih fondova u smislu proizvodnog faktora proizilazi iz različitosti veka trajanja fiksnih fondova. Ovaj problem spominje T. Haavelmo /8/ navodeći da vrednost kapitalnih dobara ima zapravo tri dimenzije: kvantitet tog dobra kao faktora proizvodnje, trajnost i cenu (tj. cenu kao varijablu kod fiksirane trajnosti). Ukoliko vek trajanja ne uzmemo u obzir, sama deflacionirana vrednost fiksnih fondova može da da kontradiktorne rezultate što se tiče veličine fiksnih fondova kao faktora proizvodnje. Tako T. Haavelmo predlaže jedan aproksimativni postupak, da se to barem približno uzme u obzir, što se sastoji u tome da se realni kapital u stalnim cenama (tj. nabavna vrednost deflacionirana sa indeksom cena kapitalnih dobara standardne trajnosti koja sadrži kako razlike u fizičkom volumenu tako i razlike u trajnosti) prevede na zajednički imenilac s obzirom na trajnost pomoću odredjenih pretpostavki ravnoteže na tržištu i interesne stope. Mada je sam problem veoma akutan, ovim načinom rešavanja uvode se veoma restriktivne pretpostavke ekvilibrijuma na tržištu, pa se time ruši njegova intencija da se u tretiranju kapitala kao proizvodnog faktora tržišni fenomeni što je moguće više odvoje od tehnoloških fenomena. Medjutim, problem kao takav ostaje i u empiričkim načinima ocenjivanja, koje ćemo diskutovati u slede-

ćim odeljcima. Ovaj aspekat nije dosada uziman u obzir, što je za neke specifične probleme svakako velik nedostatak.

Alternativni statistički agregati i metode vrednovanja

Kada se pristupi ocenjivanju vrednosti fiksnih fondova, susrećemo se sa dva osnovna metoda ocenjivanja: po historijskoj vrednosti i po vrednosti u nekom odredjenom trenutku.

Knjigovodstvene vrednosti predstavljaju prvu grupu, gde se fiksni fondovi vode po njihovim troškovima nabavke. Pošto se menjaju kako opšti nivo cena tako i relativne cene, a i po granama i preduzećima je starosni sastav fiksnih fondova različit, ove vrednosti nisu komparabilne ni u vremenu a ni medju granama i preduzećima. Stoga ove vrednosti nisu podesne kao mere fiksnih fondova u analizi proizvodnje ili investicionih potreba za odredjeno povećanje kapaciteta, ali su očito važne zbog toga što su te vrednosti značajne u pravnom smislu, tako da je i uticaj mera ekonomske politike u tom pravcu, pa i mnoge odluke preduzeća, vezan baš za ove vrednosti. Povremenim revalorizacijama mogu se kod knjigovodstvenih vrednosti ispraviti ove mane nabavnih vrednosti. Medjutim, obično takve revalorizacije knjigovodstvenih vrednosti, čak i ako su obavezne, nemaju kao osnovni cilj pred sobom da zadovolje neke zahteve za jednom konzistentnom ocenom agregata fiksnih fondova sa stanovišta ekonomske analize, već teže da zadovolje najpreče potrebe u ispravljanju tih vrednosti sa stanovišta ciljeva ekonomske politike.

Ocenjivanje vrednosti fiksnih fondova po vrednostima u jednom odredjenom momentu je zbog toga najčešći način u kompilaciji statističkih podataka za potrebe ekonomske analize. Kao najprirodniji skup vrednosnih pondera za vrednovanje i agregiranje fiksnih fondova nameću se tržišne ocene tih dobara. Na taj način se sadašnja vrednost kapitalnih dobara pojedinačno i u celini može uporedjivati sa potrošnim dobrima odnosno raznim ekonomskim kategorijama koje su izražene po sadašnjem sistemu vrednovanja: npr. društveni proizvod, dohodak, finansijski tokovi i fondovi itd. Ova je vrednost

relevantna i za investicione odluke koje se u datom momentu razmatraju, jer se sadašnja vrednost sredstava za rad povezuje sa čistim prihodom koji će se pomoću njega moći ostvariti. U ravnotežnoj situaciji oni treba da budu jednaki. S tim u vezi postavlja se /16/ pitanje koji od sledeća dva pristupa treba usvojiti: da li treba ceniti pojedine objekte odnosno vrste osnovnih sredstava i agregirati ih prema odredjenoj klasifikaciji ili pak treba oceniti vrednost preduzeća kao celine, kao što to naglašava V. Smith u tom radu bazirajući te procene na tržišnoj ceni hartija od vrednosti pojedinih korporacija. Postoji niz faktora koji govore protiv toga da se ovakav postupak prihvati kao metodološki pristup ocenjivanja vrednosti fiksnih fondova, osim za neke veoma ograničene svrhe. Medjutim, takve ocene su posve nepogodne za analizu proizvodnje.

Procene koje se dobijaju agregiranjem vrednosti fiksnih fondova omogućavaju i detaljniju klasifikaciju bilo u odnosu na vrste fiksnih fondova bilo na pogone odnosno tehnološke grupacije. Medjutim, mada ponderisanje sa sadašnjim tržišnim cenama izgleda konzistentno sa aspekta metode troškova i veoma relevantno sa stanovišta uporedivosti sa ostalim ekonomskim kategorijama, u praksi se pojavljuju mnoge poteškoće koje su svojstvene merenju fiksnih fondova, tako da se uvode razne aproksimacije.

Zbog relativno dugog veka trajanja fiksnih fondova i njihove fizičke imobilnosti u većini slučajeva ogromna većina tih objekata u stvari samo jednom predstavlja predmet kupoprodaje. U svakom odredjenom trenutku odnosno periodu samo jedan veoma ograničen deo fiksnih fondova ima stvarno odredjenu tržišnu cenu. To su uglavnom nova kapitalna dobra, dok je tržište starih kapitalnih dobara veoma skučeno. Naime, mnogi modeli se uopšte više ne pojavljuju niti na tržištu niti se više proizvode zbog tehnološkog progresa u prvom odeljku društvene proizvodnje. Tako je nemoguće dobiti tržišne cene za sve fiksne fondove koji su u odredjenom momentu u upotrebi. Medjutim, insistiranje na tržišnim cenama u stvari znači da se žele spojiti oba aspekta fiksnih fondova - da su proizvod, sa jedne strane, i proizvod-

ni faktor, sa druge strane - pod pretpostavkom da je tržišna cena jednaka očekivanom toku budućih neto prihoda od tog sredstva, što važi za ravnotežnu situaciju. Tako se od tri metoda koja se navode /16/ kao mogući načini aproksimacije tržišnih cena - 1. procena tržišne cene po ekspertima, 2. diskontiranje budućih čistih prihoda, 3. troškovi reprodukcije - prvi metod delimično, a drugi posve oslanjaju na ocenjivanje budućeg ekonomskog efekta fiksnih fondova, dok se treći metod bazira na troškovima reprodukcije fiksnih fondova i tako jedini odgovara metodi 1 prema Denisonu.

Ocenjivanje fiksnih fondova na osnovu troškova zamene je danas najčešći način prezentiranja ocena fiksnih fondova od strane statističkih i ekonomskih institucija, kao i pojedinaca koji se time bave. U suštini ovaj način predstavlja merenje fiksnih fondova koje je u formalnom smislu analogno konstrukciji agregata odnosno indeksnih brojeva drugih ekonomskih kategorija. Za takav pristup su načelno potrebni količinski indikatori i vrednosni ponderi pomoću kojih se oni kombinuju. Količinske jedinice su po mogućnosti specificirane u odnosu na svoje fizičke karakteristike. Vrednosni ponderi su vrednost po jedinici proizvoda (sredstva za rad), tj. cena zamene tog sredstva uz dati stepen tehnologije i efikasnosti. Kao što je već rečeno, u principu je to metoda vrednovanja fiksnih fondova prema troškovima njihove proizvodnje (metoda 1 prema Denisonovoj klasifikaciji), tako da fizičke jedinice čak i kod promene kvaliteta vrednuje tim istim ponderima u svim slučajevima osim ako je promenjen model i u vezi s tim povećani realni troškovi. Važno je uočiti da ovaj iznos koji iskazuje koliko bi koštalo u baznom periodu da se reprodukuju postojeći fiksni fondovi ne predstavlja ni potrebne utroške za njihovu proizvodnju, koji se u opštem slučaju smanjuju u vremenu, niti njihov kapacitet kao faktora proizvodnje, koji u vremenu najčešće raste. Na taj način su promene u efikasnosti proizvodnje fiksnih fondova odvojene od promena u efikasnosti tih fondova kao faktora proizvodnje. Proizvodnja fiksnih fondova se računa kao proporcionalna broju fizičkih jedinica, što dozvoljava da se efikasnost proizvodnih faktora u I odeljku takodje pove-

ćava, ali samo do te mere koliko se to ispoljava preko količine proizvedenih sredstava za rad po jedinici pojedinih ili kombiniranih faktora proizvodnje. Što se tiče promena u kvalitetu tih promena kao faktora proizvodnje, one se ne računaju kroz povećanje kvantiteta fiksnih fondova odjednom i za stalno, već treba da se ispolje kao povećanje efikasnosti tih fondova u onom procesu proizvodnje gde oni deluju kao faktor proizvodnje.

Koncepcijski i statistički problemi kod empirijskih materijala

Iznos koji se dobija agregiranjem produkta fizičkih jedinica i njihovih troškova zamene predstavlja novu vrednost fiksnih fondova po cenama zamene date godine. Ukoliko želimo da dobijemo uporedive vrednosti fiksnih fondova za više godina, koncepcijski istom rešenju vode dve tehnike izračunavanja: fizičke veličine u posmatranim godinama množimo sa vrednosnim ponderima bazne godine ili pak izvršimo deflaciju vrednosti u cenama pojedinih godina pomoću odgovarajućih indeksa cena kapitalnih dobara. U suštini oba načina vode ka istom rezultatu. U praksi je moguće da se zbog različitih aproksimacija neke ocene više a neke manje pridržavaju striktno teoretskih principa odnosno neke više a neke manje su u mogućnosti da ih ostvare. Potrebni bi bili detaljni indeksi cena kapitalnih dobara; dok se u praksi obično radi sa dosta velikim agregatima. Ponekad je problem definisati fizičke jedinice tako da se upotrebljava neki indeks utrošaka kao mera proizvoda. Medjutim, to su samo neophodne aproksimacije, u principu troškovi po ovoj metodi nisu samo deflacionirana vrednost utrošaka, jer metoda treba da obezbedi da se zbog povećane efikasnosti u proizvodnji fiksnih fondova njihov kvantitet ne smanjuje.

Najveću poteškoću u ostvarivanju principa da se promene u troškovima proizvodnje kapitalnih dobara analitički i statistički odvoje od promena u efikasnosti iskorištavanja tih dobara izviru iz toga što je za ovo potrebno imati fizički merljivu jedinicu fiksnih fondova, koja se, sa druge strane, ne može odrediti a da se ne uzmu u obzir kva-

litet i funkcija kapitalnih dobara /19, str. 396/. Haavelmo takodje ističe tu činjenicu smatrajući da ako uzmemo neki a priori statistički kriterijum za identifikaciju kapitalnih dobara dobijamo jednu heterogenu masu objekata. Medjutim, ako definišemo kapital sa stanovišta ekonomske funkcije koja je svojstvena svim vrstama kapitalnih dobara, ulazimo u beskonačne diskusije kako meriti veličinu kapitala /8, str. 43/. Problemi su ovde možda malo potencirani, jer se slični problemi pojavljuju i kod merenja proizvodnje ili radne snage, pa ipak računamo i analiziramo te agregate bez mnogo griže savesti.

Očito je da kod merenja fiksnih fondova postoje mnogi koncepcijski problemi kao i poteškoće statističkog karaktera, tako da smo u praksi prinudjeni da se služimo više ili manje grubim aproksimacijama. Izneli smo već da je u slučaju fiksnih fondova samo jedan mali deo postojećih sredstava moguće oceniti pomoću tržišta, i da je u ovom slučaju imputiranje vrednosti pre pravilo nego izuzetak. Prema tome, odredjeni stepen arbitrarnosti će se svakako uneti u ocene fiksnih fondova pre svega kroz specificiranje fizičkih jedinica i tretiranje promena u kvalitetu. Medjutim, treba imati u vidu da su ove ocene, kao i ocene agregata drugih ekonomskih kategorija, konvencionalne aproksimacije teoretskih koncepcija i kao takve ih treba tretirati u interpretaciji numeričkih rezultata.

Tako npr. F. Lutz /15, str. 16/ smatra da možemo biti zadovoljni ako naše ocene omogućuju da se razlikuju dve količine sa stanovišta kriterija zdravog razuma, ako je njihova razlika dovoljno velika. Medjutim - naglašava on - u našim teoretskim modelima mi se bez obzira na to moramo odnositi kao da je kapital moguće tačno meriti.

Pored nove vrednosti fiksnih fondova, koja predstavlja troškove reprodukcije postojećih sredstava i čija vremenska serija u stalnim cenama treba da odražava promene u fizičkom obimu tih sredstava, kao jedan od najčešće upotrebljavanih agregata pojavljuje se neto ili sadašnja vrednost fiksnih fondova. Naime, nova vrednost pokazuje kolika je cena reprodukcije sredstava za rad kao novog proizvoda

odredjene vrste pod pretpostavljenim tehnološkim uslovima, a kao takva ne predstavlja tržišnu cenu za dato sredstvo za rad čiji je vek trajanja npr. već upola istekao. Neto ili sadašnja vrednost fiksnih fondova u tekućim cenama treba da odražava vrednost sredstva za rad za preostali vek trajanja, tako da ustvari pretenduje da bude adekvatna aproksimacija očekivanih budućih prihoda od tog sredstva za rad, sa jedne strane, i kao takva aproksimacija tržišne vrednosti tog sredstva, sa druge strane. Dok nova vrednost fiksnih fondova predstavlja i odredjene tehnološke elemente odnosno fizički volumen tih dobara, neto ili sadašnja vrednost fiksnih fondova je u suštini vrednosni fenomen. Isto važi i za amortizaciju koja treba da odražava opadanje vrednosti fiksnih fondova koje je rezultat njihovog starenja.

Ovde treba razlikovati opadanje efikasnosti fiksnih fondova u toku njihovog veka trajanja od smanjivanja preostalog veka trajanja tih fondova. Što se tiče prve pretpostavke, mišljenja su podeljena. Jedna od često upotrebljavanih pretpostavki kako u teoretskim modelima tako i kod kompilacije statističkih agregata postulira konstantnu efikasnost sredstva za rad kroz ceo vek njegovog trajanja. Pod tim uslovima amortizacija predstavlja samo smanjenje preostalog veka trajanja, dok proizvodne karakteristike sredstva za rad ostaju nepromenjene. Drugim rečima, proizvodni kapacitet tog sredstva za rad u jednom ciklusu proizvodnje ostaje nepromenjen, dok se njegov ukupni kapacitet smanjuje pošto se smanjuje preostali vek trajanja.

Alternativna pretpostavka naglašava da se u praksi uočilo da proizvodni kapacitet fiksnih fondova opada sa vremenom, tj. da opada njihova fizička a pogotovu ekonomska efektivnost. Dok se tu radi o pretpostavljenim svojstvima postojećih fiksnih fondova, dotle ekonomsko zastarevanje proizilazi iz njihovog uporedjivanja sa novim sredstvima za rad koja su zbog tehničkog progresa superiornija i koja zbog toga smanjuju vrednost postojećih fiksnih fondova odnosno mogu smanjiti njihov stvarni vek trajanja ispod fizički mogućeg veka trajanja. Izvodi se zaključak da se stara osnovna

sredstva manje koriste, brže se zamenjuju i donose manje čistog prihoda, tako da npr. J. Kendrick smatra da je na osnovu tako koncipirane amortizacije, koja bi pored normalnog skraćivanja veka trajanja uzela u obzir i smanjivanje proizvodne sposobnosti fiksnih fondova kao i ekonomsko zastarevanje, potrebno smanjiti kvantitet kapitala. Na takav način bi se u stvari fiksni fondovi uporedjivali prema njihovoj proizvodnoj sposobnosti, a ne prema proizvodnim troškovima, i sadašnja vrednost u tekućim cenama mogla bi se tako smatrati kao aproksimacija njihove tržišne vrednosti.

Postoji više prigovora na ovaj pristup. B. Horvat /11/ smatra da se zbog veoma oskudnih podataka još ne može doneti jasan sud da li proizvodna sposobnost fiksnih fondova u toku njihove upotrebe stvarno značajno opada i da u odsustvu dokumentovanih argumenata izgleda realnija pretpostavka da je proizvodni kapacitet fiksnih fondova kroz ceo vek trajanja približno konstantan.

R. i N. Ruggles /19/ stavljaju prigovore principijelne prirode. Naime, smatra se da je ovakav način uzimanja u obzir promena u kvalitetu fiksnih fondova, tj. smanjivanje kvantiteta postojećih fiksnih fondova pre njihovog rashodovanja, nekonzistentan sa metodom 1 Denisonove klasifikacije. Naime, ako se poboljšanje kvaliteta ne uzima kao veći kvantitet kapitala, već kao povećanje njegove efikasnosti, izgleda potpuno logično da može efektivnost fiksnih fondova varirati sa vremenom njihove upotrebe, tako da smanjenje kvantiteta da bi efektivnost postojećih fiksnih fondova bila konstantna kroz ceo vek trajanja, nije konzistentno sa ovom koncepcijom.

Pored toga, uzimanje u obzir ekonomskog zastarevanja kroz smanjenje kvantiteta postojećih fiksnih fondova odmah čim se pojavi modernije osnovno sredstvo nema smisla sa stanovišta merenja fiksnih fondova za analizu njihove efikasnosti jer se ovaj efekat pokazuje tek tada kada novo osnovno sredstvo zameni staro. Prema tome, vrednost odredjenih fiksnih fondova se oduzima tada kada se oni rashoduju, tako da priraštaj nove vrednosti fiksnih fondova predstavlja razli-

ka izmedju bruto investicija i rashodovanja.

Svrsishodnost pojedinih agregata sa stanovišta proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova će biti obradjena u sledećoj glavi. Ovde ćemo ukratko prezentirati pregled metoda koje se upotrebljavaju u praksi kod sakupljanja statističkih podataka o fiksnim fondovima.

Metodi prikupljanja podataka

Za istraživanja na mikro nivou podaci se prikupljaju bilo popisom bilo uzorkom od preduzeća. Tu se pre svega radi o podacima ekonomske sadržine, sa jedne strane, i tehničkim podacima, sa druge strane. Primeri istraživanja prvog tipa su npr. studija T. Barna o veku trajanja i rashodovanju fiksnih fondova u britanskoj industriji na osnovu anketiranja odredjenog broja firmi /1/ kao i ispitivanje aktivizacionog perioda u industrijskim preduzećima Australije /2o/. Za mnoga istraživanja na nivou tehnološki homogenih grupacija relevantni su tehnički pokazatelji. Ovaj tip podataka je u više mahova upotrebljavan za izračunavanje kapitalnih koeficijenata za nove projekte sa najmodernijom tehnikom. Jedan od velikih poduhvata te vrste bio je istraživački projekt Harvarda, gde se na osnovu podnesenih projekata za pomoć vlade SAD u proširenju kapaciteta za vreme II svetskog rada pokušalo da se izračunaju tako definisani kapitalni koeficijenti /5/. Jedan deo tih istraživanja publiciran je u poznatoj studiji Leontijeva i grupe saradnika o strukturnim karakteristikama američke privrede /14/. U tu grupu se ubraja još niz radova u američkoj i ruskoj literaturi, npr. /4/, /17/, /7/, /3/, /9/, /13/, /21/. Interesantan je i članak W. Saltera /2o/ o sličnom poduhvatu u Australiji na osnovu anketiranja preduzeća.

Medjutim, ovakve pokazatelje treba svakako uporediti sa drugim statističkim podacima. Njihova prednost je u tome što se odnose samo na relevantnu tehnologiju, dok statistički odnosi predstavljaju neki prosečan odnos koji uzima u obzir ceo niz različitih tehnologija. T. Barna ističe tri grupe faktora zbog kojih treba ove pokazatelje uzima-

ti sa odredjenom merom opreznosti /1, str. 77/. Prvo, novi projekti su obično tako projektovani da su moguća kasnija povećanja uz relativno male dodatne investicije. Drugo, odnosi izmedju produkta, radne snage i kapitala se u toku rada stalno menjaju jer se iskustvom dobijaju nove ideje za bolje iskorištavanje kapaciteta. Treće, često su neki drugi faktori veoma važni što se tiče odredjivanja stepena korišćenja kapaciteta (npr. smene), tako da je on možda daleko niži od teoretskog maksimuma.

Na makro planu se pored redje upotrebljavanih knjigovodstvenih vrednosti fiksnih fondova (za čiju revalorizaciju je pored indeksa cena kapitalnih dobara potrebno poznavati i starosnu distribuciju fiksnih fondova) ekonomska analiza uglavnom služi vrednosnim pokazateljima dobijenim na osnovu inventarizacije fiksnih fondova ili pomoću metoda neprekidne inventarizacije koju je uveo R. Goldsmith.

Cenzus, tj. popis osnovnih fondova omogućava ne samo adekvatnije definisanje fizičkih jedinica i šire mogućnosti klasifikacije prema tipu i upotrebi osnovnih sredstava već može da posluži i kao prilika da se ispita i prikupi još niz drugih ekonomskih i tehničkih pokazatelja, koji su od velike važnosti za ekonomsku analizu i planiranje. Očito je da su tako široki zahvati, kao što je to bio popis i valorizacija osnovnih sredstava kod nas 1952. godine ili detaljan popis u SSSR-u krajem 1959. godine, mogući zapravo samo u jednoj planskoj socijalističkoj privredi. Tako i J. Kendrick smatra /12/ da je takav način skupljanja podataka pogodan za socijalističke zemlje kao deo statističke osnove za specifično planiranje narodne privrede, a posebno što se tiče potreba u osnovnim sredstvima za pojedine grane i preduzeća.

Nedostatak ovakvog metoda prikupljanja osnovnih podataka je u tome što je veoma skup, jer zahteva angažovanje velikog broja stručnjaka kroz prilično dugi period. Zbog toga se sve više iskristalizirao stav da je najpogodniji pristup sa praktičnog stanovišta kombinacija povremenih cenzusa sa metodom neprekidne inventarizacije. Pored toga se upotrebljava i metoda uzorka koja je primenjena

npr. kod ocene vrednosti fiksnih fondova u Japanu u 1955. godini.

Metoda neprekidne inventarizacije sastoji se u kumuliranju investicija kroz period koji odgovara veku trajanja odredjene vrste fiksnih fondova. Za tu metodu ocenjivanja fiksnih fondova potrebne su serije godišnjih iznosa investicija barem za period koji odgovara veku trajanja fiksnih fondova, indeksi cena kapitalnih dobara za prevodjenje na stalne cene, podaci o rashodovanju fiksnih fondova,* dok su za ocene neto vrednosti fiksnih fondova potrebni i vek trajanja sa dodatnim informacijama o obliku krive amortizacije unutar tog perioda.

Ukoliko se polazi od neke ocene fiksnih fondova pomoću cenzusa, situacija je u mnogo čemu povoljnija. Tako otpada potreba za poznavanje podataka o investicijama unazad za period koji odgovara najdužem veku trajanja neke vrste fondova, a taj vek trajanja obično nije mali i tako dugačke serije su sve manje pouzdane, kako zbog razlika u obuhvatu tako i zbog velikih promena u tehnologiji i cenama. Pored toga, takva inventarizacija odražava stvarno stanje postojećih fiksnih fondova, dok ono koje se dobija kumulacijom investicija zavisi od realističnosti pretpostavki o veku trajanja koje su primenjene u kompilaciji. Na taj način jedan cenzus služi za polaznu tačku od koje se može princip kumuliranja investicija primeniti kako unapred tako i unazad od tog momenta, što zavisi od raspoloživosti podataka o investicijama i rashodovanju.

Indeksi cena predstavljaju problem koji smo već ranije spomenuli u vezi sa tretiranjem promena u kvalitetu prema troškovnoj metodi. Kako su indeksi cena za kapitalna dobra dosta retki, opšta je pojava da se oni vode za dosta široke grupe tih dobara. S tim u vezi pojavljuju se dva nova problema. Naime, problem različitih struktura fiksnih

---

* Ukoliko tačniji podaci o mortalitetu pojedinih vrsta fiksnih fondova nisu poznati, oni se aproksimiraju prosečnim vekom trajanja tih fondova.

fondova u skupu kapitalnih dobara, na osnovu kojih se računa indeks cena i strukture postojećih fiksnih fondova kao i problemi da su izdaci za investicije često klasifikovani prema preduzeću odnosno grani investitora, a ne i prema vrsti fiksnih fondova, tako da u oba slučaja rezultat deflacije takvim indeksima može odstupati od rezultata alternativne metode tj. ponderisanja fizičkih pokazatelja. Ovi i ranije pomenuti problemi prate i revalorizaciju vrednosti fiksnih fondova po tzv. metodi koeficijenata.

Informacije o rashodovanju fiksnih fondova su oskudne i predstavljaju jednu od komponenti koja je veoma važna za tačnost ocena na bazi neprekidne inventarizacije. U praksi se podaci o mortalitetu aproksimiraju prosečnim vekom trajanja odredjenih vrsta fiksnih fondova, koji se dalje najčešće koriste i za računanje neto vrednosti pomoću pravolinijske amortizacije. Stvarno rashodovanje se razlikuje od ovog pretpostavljenog na osnovu prosečnog veka trajanja iz više razloga. Pre svega, vek trajanja fiksnih fondova je ekonomski a ne tehnički fenomen, tako da se u toku vremena prosečan vek trajanja može menjati zbog promena u ekonomskoj situaciji. Takodje se može menjati zbog promene strukture fiksnih fondova u odnosu na njihovu trajnost. Pored toga važan je i raspored individualnih odstupanja od prosečnog veka trajanja, tako se npr. ocene T. Barna i P. Redferna za britansku industriju razlikuju za oko 25% samo zbog različitih pretpostavki o distribuciji oko proseka, dok se slažu u prosečnom veku trajanja /1, str. 92-93/.

Iz ovih razloga je moguće da primenjivanje odredjenih pretpostavki o rashodovanju u vezi sa metodom neprekidne inventarizacije može voditi pristrasnosti tih ocena. Zbog toga se smatra da je potrebno da se ocene na osnovu metoda neprekidne inventarizacije proveravaju povremenim cenzusima.* Uporedjujući pretpostavljeno stanje i strukturu fiksnih fondova sa stvarnim stanjem koje dobijamo cenzusom, možemo utvrditi stvarno rashodovanje i prema potrebi time

---

* J. Kendrick predlaže da se oni vrše svakih pet ili deset godina /12/.

korigirati elemente za dalju primenu metode neprekidne inventarizacije.

Utvrdjivanje krive realne amotrizacije unutar veka trajanja osnovnih sredstava predstavlja dodatni problem ukoliko se želi da se zadovolje zahtevi koji se postavljaju od neto vrednosti fiksnih fondova. Realistična amortizacija jeste područje koje zahteva posebno ispitivanje. Ukoliko bi uključila i fizičko i ekonomsko zastarevanje uporedo sa skraćivanjem preostalog veka trajanja sredstvo za rad, ona bi u stvari značila tačno praćenje promena u upotrebnoj vrednosti sa stanovišta ukupnog kapaciteta. Ovakav pristup je komentarisan već ranije. Ovde se na problemu i metodama amortizacije nećemo zadržavati jer ćemo u ovom radu upotrebljavati novu vrednost fiksnih fondova kao relevantnu varijablu u izučavanju proizvodnog koeficijenta fiksnih fondova. Razlozi za to biće izneti u sledećoj glavi.

Citirana literatura

/1/ T. Barna, "On Measuring Capital", in Lutz, Hague, ed. The Theory of Capital, MacMillan, London, 1963.

/2/ Kenneth E. Boulding, "Some Difficulties in the Concept of Economic Input", Output, Input, and Productivity Measurement, Studies in Income and Wealth, Volume 25, NBER, Princeton University Press, Princeton, 1961.

/3/ R.T. Bowman and A. Phillips, "Conceptual and Statistical Problems in Estimating Capital Coefficients for Four Metal Fabricating Industries", in Problems of Capital Formation, Studies in Income and Wealth, Volume 19, NBER. Princeton University Press. Princeton, 1957.

/4/ A.P. Carter, "Capital Coefficients as Economic Parameters: The Problem of Instability", in Problems of Capital Formation, Studies in Income and Wealth, Volume 19, NBER, Princeton University Press, Princeton 1957.

/5/ H.B. Chenery, P.G. Clark, Interindustry Economics, John Wiley, New York, 1959.

/6/ E.F. Denison, "Theoretical Aspects of Quality Change, Capital Consumption, and Net Capital Formation", in Problems of Capital Formation, Studies in Income and Wealth, Volume 19, NBER, Princeton University Press, Princeton 1957.

/7/ R.N. Grosse and E.B. Berman, "Estimating Future Purchases of Capital Equipment for Replacement", in Problems of of Capital Formation, Studies in Income and Wealth, Volume 19, NBER, Princeton University Press, Princeton 1957.

/8/ T. Haavelmo, A Study in the Theory of Investment, The University of Chicago Press, Chicago, 1960.

/9/ B.G. Hickman, "Capacity, Capacity Utilization, and the Acceleration Principle", in Problems of Capital Formation, Studies in Income and Wealth, Volume 19, NBER, Princeton University Press, Princeton 1957.

/10/ J.R. Hicks, "The Measurement of Capital in Relation to the Measurement of Other Economic Aggregates", in Lutz, Hague, ed. The Theory of Capital, MacMillan, London, 1963.

/11/ Branko Horvat, Ekonomska teorija planske privrede, Kultura, Beograd, 1961.

/12/ John W. Kendrick, "Conceptual and Data Problems of Wealth Estimates in an Economic Accounting Framework", 35 th Session of the International Statistical Institute, Beograd, 1965.

/13/ A.F. Kolosov, Osnovnije fondi i ih rolj v socijalističeskom vosproizvodstve, SOCZGIZ, Moskva, 1963.

/14/ W. Leontief and others, Studies in the Structure of the American Economy, Oxford University Press, New York, 1953.

/15/ P. Lutz, "The Essentials of Capital Theory", in Lutz, Hague, ed. The Theory of Capital, MacMillan, London, 1963.

/16/ Measuring the Nation's Wealth, Studies in Income and Wealth, Volume XXIX, NBER, Columbia University Press, New York, 1963.

/17/ F.T. Moore, "Capital Coefficients in Mineral and Metal Industries", in Problems of Capital Formation, Studies in Income and Wealth, Volume 19, NBER, Princeton University Press, Princeton 1957.

/18/ Output, Input, and Productivity Measurement, Studies in Income and Wealth, Volume 25, NBER, Princeton University Press, Princeton, 1961.

/19/ Richard and Nancy Ruggles, "Concepts of Real Capital Stocks and Services", Output, Input, and Productivity Measurement, Studies in Income and Wealth, Volume 25, NBER, Princeton University Press, Princeton 1961.

/2o/ W.E.G. Salter, "Marginal Labour and Investment Coefficients of Australian Manufacturing Industry", The Economic Record, June 1962.

/21/ A.A. Stepankov, Ekonomičeskaja efektivnost proizvodstva i kapitalnih vloženij, Akademija nauk SSSR, Moskva, 1963.

Glava III

P R O I Z V O D N I K O E F I C I J E N T F I K S N I H F O N D O V A

Kapitalni koeficijent, koji se u poslednjih desetak godina sve više upotrebljava u ekonomskoj analizi,* odražava odnos izmedju kapitala i proizvoda, koji je proizveden pomoću njega. U ovom radu ograničili smo se na istraživanje problematike fiksnih fondova, pa ćemo istraživati samo odnos proizvoda i fiksnih fondova koji su upotrebljeni u tom procesu proizvodnje. Ranije smo videli da su fiksni fondovi samo jedan od faktora proizvodnje. U tom odnosu uporedjujemo produkt, koji je rezultat zajedničkog delovanja svih proizvodnih faktora, samo sa jednim proizvodnim faktorom, odnosno samo sa jednom grupom proizvodnih faktora koji imaju neke odredjene zajedničke karakteristike. Prema tome, kada imamo posla sa kapitalnim koeficijentima, radi se o ograničenoj proizvodnoj funkciji, gde se broj faktora proizvodnje svodi na samo jednu eksplicitnu varijablu, tj. fiksne fondove.

Ovu proizvodnu funkciju treba sada preciznije odrediti. Kapitalni koeficijent je definisan kao $k = \frac{K}{P}$. S tim u vezi R. Bičanić iznosi da:

"ako kapitalni koeficijent ne shvatamo kao omjer nego kao parametar u proizvodnoj funkciji, onda termin kapitalni koeficijent kaže funkcioni odnos izmedju kapitala i produkta ... Kapitalni koeficijent je koeficijent proporcionalnosti koja se izražava funkcijom

$$K = m P$$

To je zapravo linearna proizvodna funkcija, u kojoj je izbor uvjeta tehničkog procesa limitiran na svega jednu nezavisnu varijablu, produkt, koja odredjuje odnos prema zavisnoj varijabli, kapital, koeficijentom m" /1, str. 252/.

Ovakvoj formulaciji proizvodne funkcije mogu se staviti, pre svega, zamerke terminološke prirode. Termin proizvodne funkcije je obično rezervisan za odnos koji formuliše proizvod kao funkciju faktora proizvodnje, a ne obrnuto. Gornja funkcija je u stvari funkcija potražnje sa proiz-

* Kod nas su najviše pisali o njemu R. Bičanić i B. Horvat.

vodnim faktorom K za odredjeno P, uz odredjene tehnološke uslove, izražene preko koeficijenta m. Medjutim, treba naglasiti da uz pretpostavke, koje smo ovde dosada upotrebljavali (konstantne tehnologije, konstantnog iskorišćavanja kapaciteta, komplementarnosti faktora proizvodnje, konstantnih prinosa u odnosu na obim proizvodnje, kao i tehnološke i ekonomske efikasnosti proizvodne funkcije) i koeficijent m izražava tehnološki odnos, samo drukčije definisan (kao količina proizvodnog faktora po jedinici proizvoda).

Alternativna formulacija, koja će biti primenjivana u ovom radu, je

$$P = f(K)$$

ili, za ove konkretne pretpostavke

$$P = pK$$

gde parametar p izražava tehnološki odnos izmedju fiksnih fondova i proizvoda. U SSSR-u i nekim drugim socijalističkim zemljama taj je parametar poznat kao koeficijent efektivnosti osnovnih fondova, na zapadu kao produktivnost kapitala. Kod nas se najčešće upotrebljava izraz kapitalni koeficijent, za njegovu recipročnu vrednost (konkretno, za odnos priraštaja) B. Horvat je upotrebio izraz proizvodni koeficijent /8/. Ovaj termin ima svoje dobre strane, kratak je i poštuje običaj da se koeficijent naziva prema veličini u brojiocu. Medjutim, loša mu je osobina što odredjenije ne kaže u odnosu na šta se posmatra proizvod, čime se unosi neizvesnost u slučajevima kada se termin upotrebi u nekom opštem kontekstu. Sa druge strane, efikasnost i produktivnost sadrže konotaciju koja unosi zabunu što se tiče smisla ovog tehnološkog odnosa. Stoga ćemo ovde upotrebljavati izraz tehnološki proizvodni koeficijent fiksnih fondova, imajući u vidu pretpostavke pod kojima je on definisan.

Može se pokazati da je pod tim pretpostavkama koeficijent stvarno tehnološki odredjen. Pretpostavke tehničke optimalnosti potpuno specificirane proizvodne funkcije i konstantnog iskorišćavanja kapaciteta fond varijabli postavljaju gornju granicu koeficijenta, kada se dodaju pretpostavke o komplementarnosti faktora proizvodnje i ekonomske

racionalnosti donja se granica poistovećuje sa gornjom, dok pretpostavka konstantne tehnologije i konstantnih prinosa u odnosu na obim proizvodnje obezbedjuje i konstantnost koeficijenta za odredjeni realizovani proces proizvodnje u vremenu, tj. za različite vrednosti ove eksplicitne varijable.

Pošto pod ovim pretpostavkama tehnološki proizvodni koeficijent fiksnih fondova i tehnološki kapitalni koeficijent opisuju isti tehnološki odnos (veza je očigledna, $p = \frac{1}{k}$) samo drukčije izražen, u ovom delu rada ova dva izraza cemo paralelno upotrebljavati.* Razlike nastaju tek onda kada se napusti pretpostavka o funkcionalnoj zavisnosti. Kod specificiranja stohastičkih odnosa od bitne je važnosti kako ćemo definisati relaciju uzrok-posledica**, jer će to uticati na rezultate i interpretacije. Suštinska je razlika sa ekonomske tačke gledišta u tome da relacije $P = pK$ izražava proizvodne efekte fiksnih fondova i ostalih faktora proizvodnje, čiji se uticaj reflektira preko vrednosti parametara p, dok relacija $K = kP$ izražava potrebu za fiksnim fondovima, pretpostavljajući da su ostali faktori proizvodnje raspoloživi.*** Dok se u prvoj relaciji fiksni fondovi pojavljuju u ulozi faktora proizvodnje, pa je produkt posledica njihovog postojanja i delovanja kao faktora proizvodnje, dotle ona druga relacija u stvari ukazuje na razlog zašto su potrebni fiksni fondovi, kao jedna verzija principa akcele-

---

* Naime, dok se pretpostavlja funkcionalni odnos, računski i u izvodjenju nema nikakve suštinske razlike. Možda je kapitalni koeficijent ako se posmatra samo kao odnos čak povoljniji jer je lakše baratati sa numeričkim vrednostima većim od jedinice.

** Za razmatranje značaja ove podele za ekonomsku analizu i planiranje vidi A. Orthaber /18, str. 220-225/.

*** Sa druge strane, u slučaju striktne komplementarnosti faktora proizvodnje proizvodna se funkcija ne može eksplicitno napisati u obliku jedne jednačine /24/. Zbog toga se praktikuje da se ona razbije na onoliki broj jednačina koliko je faktora proizvodnje i specificira kao $X_i = f_i(P)$, kao tražnja faktora proizvodnje. Ove jednačine svakako predstavljaju tehnološki odnos, jer su supstitut za proizvodnu funkciju. Medjutim, u našem slučaju nema potrebe za jedno ovakvo rešenje, jer se radi o samo jednom eksplicitnom faktoru proizvodnje, pa se može i tu odnos specificirati kao proizvodna funkcija u svom osnovnom obliku.

racije taj odnos izražava jedan od uzoraka za investiranje.* Sa stanovišta fiksnih fondova prvi je odnos ex post, dok je drugi ex ante karaktera. Pošto je u ovom radu od prvenstvene važnosti deskriptivni, a ne normativni, aspekat uloge fiksnih fondova u privrednom razvoju, to jest pošto nas zanimaju pre svega problemi koji se pojavljuju od onog trenutka i za onaj period kada fiksni fondovi deluju kao faktor proizvodnje, a ne razlozi zašto je došlo do toga da se one izgrade, očigledno je da je relevantan ex post pristup i, prema tome, ranije specificirana proizvodna funkcija P = pK.

Jedan dodatni razlog se može naći u činjenici da su mnoga kretanja ireverzibilna. Tako ima puno više smisla reći da se snizio stepen iskorišćavanja kapaciteta postojećih fiksnih fondova** ako se manje proizvodi nego da se povećala potreba za fiksnim fondovima po jedinici proizvodnje, što bi proizašlo iz druge relacije. Naime, fiksni fondovi postoje u vremenu i u principu zadržavaju potencijalnu sposobnost proizvodjenja bez obzira na trenutno iskorišćavanje kapaciteta, dok relacija K = kP gubi logički smisao jer i kada bi se zadržalo isto k kao reprezentant odredjene tehnologije, za manje P potrebna bi bila manja količina K, a to količine nije moguće postići jer kretanje/K kao fond varijable nije reverzibilno, ex ante način rezoniranja prosto nije više relevantan pošto su fiksni fondovi već izgradjeni.

Proizvodni koeficijent fiksnih fondova i faktor vreme

Koeficijent $p = \frac{P}{K}$ predstavlja odnos izmedju dve veličine sa različitim dimenzijama u vremenu, izmedju jedne varijable sa karakteristikom toka i druge sa karakteristikama fonda. Zbog toga ni sam koeficijent p nije nezavisan od perioda posmatranja, nego je, ceteris paribus, funkci-

* U vezi sa principom akceleracije relevantna je Haavelmova primedba /6, str.8/ da on u stvari nije teorija investicija, nego teorija alternativnih poželjnih veličina fiksnih fondova. Da bi postala teorija investiranja potreban je još jedan dodatni elemenat, naime neka odredjena hipoteza o brzini prilagodjavanja.

** Ovo razmatranje, naravno, nije relevantno za slučaj gde je pretpostavljeno konstantno iskorišćavanja kapaciteta.

ja dužine perioda u odnosu na koji je obračunata varijabla P.

Karakteristika je fiksnih fondova da učestvuju kao proizvodni faktor u više ciklusa proizvodnje, pre nego što izgube tu svoju upotrebnu vrednost. Ova se karakteristika izražava kalendarski kao vek trajanja fiksnih fondova, a ekonomski kao broj ciklusa proizvodnje u kojima će u svom veku trajanja učestvovati ti konkretni fiksni fondovi (vek trajanja u godinama puta broj proizvodnih procesa u godini dana. Da bi ovo drugo bilo odredjeno, nužna je pretpostavka o konstantnom iskorišćavanju kapaciteta). Ako najpre pogledamo ekstremne vrednosti koje koeficijent p kao funkcija perioda posmatranja, ceteris paribus, može uzimati, vidimo da u momentu postoje fiksni fondovi, dok je proizvod jednak nuli. To znači da je donja granica koeficijenta p nula (odgovarajuća gornja granica kapitalnog koeficijenta bila bi ∞). Gornja granica je, medjutim, različita za različite procese proizvodnje, te je funkcija veka trajanja fiksnih fondova.

Ekonomsko relevantna donja granica je period koji odgovara dužini proizvodnog ciklusa. Naime, količina proizvoda proizvedena u toku jednog proizvodnog ciklusa predstavlja, uz definisane ostale uslove, kapacitet tog proizvodnog ciklusa, pa i tih fiksnih fondova. Taj bi kapacitet mogli zvati tehnološki kapacitet jednog ciklusa proizvodnje* za razliku od godišnjeg i ukupnog kapaciteta tih fiksnih fondova. Koeficijent p varira proporcionalno sa va-

---

* Kako je kapacitet u svojoj suštini uslovna veličina, izraz tehnološki kapacitet ne treba razumeti kao jednu konstantu odredjenu tehnologijom, nego kao granicu koju nameće tehnologija kada su svi ostali relevantni faktori definisani. Kada bi ostali faktori bili neograničeno raspoloživi i kada se o njima ne bi vodilo računa, tehnologija bi bila jedini faktor koji bi bio relevantan za definiciju maksimalnog kapaciteta. Jasno je da je ekonomsko optimalno korišćenje kapaciteta drugojačiji pojam, u našem radu ovde nam je dovoljna i pretpostavka o konstantnom iskorišćavanju kapaciteta (da bi mogli odredjenije definisati količinu fiksnih fondova kao faktora proizvodnje).

rijacijama u brojiocu kada se posmatra u odnosu na odredjene fiksne fondove, koji ostaju konstantni kroz ceo vek trajanja. Pošto je proizvodnja u nekom vremenskom intervalu funkcija dužine tog intervala, koeficijent p može varirati od $\frac{P}{K}$ do x.n. $\frac{P}{K}$ (gde je x broj proizvodnih ciklusa u godini, a n vek trajanja fiksnih fondova), samo u zavisnosti od perioda posmatranja, ceteris paribus. Pošto se u društvenom računovodstvu računa P obično za period od godinu dana, koeficijent p kao i kapitalni koeficijent računaju se pravilom u odnosu na taj period. Zanemarujući dodatne promene koji proističu iz činjenice da je $x \neq 1$ za mnoge proizvodne procese, ostaje nam jedna veoma značajna distinkcija izmedju ukupnog kapaciteta fiksnih fondova i njihovog godišnjeg kapaciteta, koji je sada reprezentant kapaciteta jednog ciklusa proizvodnje.

Medjutim, kako smo videli, fiksne fondove karakterišu tri "dimenzije" - njihova veličina kao faktora proizvodnje, vek trajanja i intenzitet iskorišćavanja u odredjenom kalendarskom periodu. Dok razlike izmedju ukupnog i godišnjeg kapaciteta fiksnih fondova pokazuju zavisnost tehnološkog proizvodnog koeficijenta fiksnih fondova od perioda posmatranja uz pretpostavku konstantnog iskorišćavanja kapaciteta, uvodjenje "treće dimenzije" - intenziteta odnosno stvarnog vremena korišćenja fiksnih fondova unutar maksimalno mogućeg kalendarskog vremena - naglašava zavisnost proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova od toga u kolikoj meri se fiksni fondovi u stvari koriste kao faktor proizvodnje.

Naime, upotrebna vrednost fiksnih fondova kao faktora proizvodnje sastoji se u pružanju proizvodnih usluga, a ove imaju dimenziju toka. Stoga će količina proizvoda, ceteris paribus, zavisiti od vremena stvarne upotrebe fiksnih fondova kao faktora proizvodnje. Zbog nedeljivosti ipak fiksni fondovi u celini treba da budu prisutni u procesu proizvodnje. Postavlja se pitanje kako je najsvrsishodnije izraziti odnos fiksnih fondova sa karakteristikama fonda i proizvodnih usluga, koje predstavljaju efekat njihove upotrebne

vrednosti kao faktora proizvodnje, sa karakteristikama toka.

Očito je da veličina fiksnih fondova kao faktora proizvodnje ne odredjuje jednoznačno veličinu proizvodnih usluga koje će oni pružiti u odredjenom periodu, a od kojih zavisi veličina proizvoda. Zbog toga može veličina fiksnih fondova da reprezentira veličinu proizvodnih usluga u proizvodnoj funkciji jedino ako se pretpostavi odredjeni stepen intenziteta njihovog iskorišćavanja. Na taj način proizvodne usluge fiksnih fondova postaju proporcionalne veličini fiksnih fondova kao faktora proizvodnje.

Dakle, ukoliko pretpostavimo da se tehnički kapacitet fiksnih fondova u procesu proizvodnje potpuno (odnosno optimalno) koristi, proizvodni efekat fiksnih fondova odnosno proizvodni koeficijent fiksnih fondova (upravo definisanih kao broj mašina sa jednakim proizvodnim kapacitetom u jednom ciklusu proizvodnje) zavisi od vremena. Uticaj vremenske komponente mogao bi se podeliti na ekstenzivni aspekat - što je veći period u odnosu na koliko posmatramo proizvodni koeficijent u veku trajanja fiksnih fondova (uz odredjeno vreme upotrebe za dati kalendarski period), to je veći proizvodni koeficijent, i na intenzivni aspekat - proizvodni koeficijent takodje varira sa vremenom upotrebe fiksnih fondova za dati kalendarski period (kada je dat i period posmatranja).

Pošto se proizvodni koeficijent fiksnih fondova obično odnosi na period od godinu dana, uticaj perioda posmatranja proizvodnih efekata na razlike u proizvodnom koeficijentu je tim eliminisan. Medjutim, ako se kao varijabla u proizvodnoj funkciji pojavljuju proizvodni fiksni fondovi, onda će čak uz nepromenjenu tehnologiju proizvodni koeficijent fiksnih fondova varirati u zavisnosti od intenziteta iskorišćavanja fiksnih fondova, jer to znači da se tok proizvodnih usluga fiksnih fondova uzima kao proporcionalan veličini fiksnih fondova. Odstupanja od te pretpostavke će se ispoljiti u varijacijama proizvodnog koeficijenta fiksnih fondova i predstavljaju jedan aspekat efikasnosti upotrebe tih sredstava.

Dakle, čak u odsustvu promena tehnologije i uticaja drugih faktora, odnos godišnjeg proizvoda i fiksnih fondova će odražavati razlike u intenzitetu korišćenja tih fondova. Ukoliko vrednujemo fiksne fondove po ceni reprodukcije, onda će ovaj odnos odražavati i razlike u veku trajanja fiksnih fondova sa istim kapacitetom jednog ciklusa proizvodnje. Ukoliko se poboljšava i tehnička efikasnost novih fiksnih fondova kao faktora proizvodnje (proizvedenih sa isto toliko ili manje resursa) bez da se promenio uticaj ostalih faktora, proizvodni koeficijent fiksnih/fondova će se takodje povećavati. Naravno, proizvodni koeficijent će moći da poraste ako se poboljšava efikasnost drugih proizvodnih faktora.

Možemo zaključiti da već definisanjem fiksnih fondova kao kvantiteta proizvodnog faktora umesto toka njihovih proizvodnih usluga (koje direktno predstavljaju upotrebnu vrednost fiksnih fondova kao faktora proizvodnje) proizvodni koeficijent fiksnih fondova odražava pored tehnološke determiniranosti i dosta velike varijacije u efikasnosti njihove upotrebe. Naravno, pored ovih razlika, koje su izraz različitih vremenskih dimenzija pomenutih varijabli čiji uzroci leže u efikasnosti organizacije privrede, proizvodni koeficijenti fiksnih fondova odražavaju i efekat poboljšanja kvaliteta fiksnih fondova i komplementarnih faktora proizvodnje.

<u>Tehnološki proizvodni koeficijent fiksnih fondova i aktivizacioni period. Prosečni i intervalni (marginalni) proizvodni koeficijent</u>

Ukoliko se još malo zadržimo na pretpostavkama komplementarnosti faktora proizvodnje, konstantne tehnologije i intenziteta iskorišćavanja fiksnih fondova možemo nešto lakše uvesti i jednu dalju komplikaciju. Naime, u mnogim slučajevima, pogotovu kod gradjevinskih objekata, sama proizvodnja odnosno montaža fiksnih fondova zahteva jedan odredjeni vremenski period, kada je već potrebno odvajati sredstva za stvaranje realnih fiksnih fondova a da oni još ne mogu delovati u svojstvu faktora proizvodnje. Drugim re-

čima, resursi zajednice su već opredmećeni u komponente fiksnih fondova a da još ne daju nikakav proizvodni efekat. Dakle, za ove investicije u toku odnosno neaktivirane fiksne fondove fiksni fondovi na licu mesta veći su od aktiviranih fiksnih fondova koji već deluju kao upotrebna vrednost.

Udeo investicija u toku u fiksnim fondovima na licu mesta, odnosno aktivizacioni period kao vremenski interval od početka investiranja do upotrebe novih kapaciteta u proizvodnji zavisi, slično kao proizvodni koeficijent fiksnih fondova, delimično od tehnologije proizvodnje tih fiksnih fondova odnosno objekata a delimično i od efikasnosti u procesu investiranja.* Ipak, kao što je to u drugim granama delatnosti, jedan deo resursa u vidu nedovršene proizvodnje je i ovde neophodan uslov proizvodnje tih upotrebnih vrednosti. Jedino se postavlja pitanje njegove optimalne veličine, jer investiranje ne može biti samo sebi cilj. Neki negativni efekti suviše visokog nivoa investicione aktivnosti odnosno velikih investicija u toku su obradjeni u glavi VI.

Ako se investicije definišu kao upotreba resursa odnosno troškovi u sadašnjem periodu, sa ciljem da se poveća proizvodni kapacitet i dohodak u budućnosti,** ovi su resursi sa stanovišta društva potrošeni produktivno samo i u tolikoj meri koliko se ostvare kao povećanje proizvodnog aparata i preko toga kao faktor povećanja proizvodnje. Sa stanovišta poželjnije alternativne upotrebe - neproizvodne potrošnje - oni su izgubljeni. Proizvodnja sredstava za proizvodnju nije konačni cilj, već samo sredstvo za efikasnije zadovoljavanje potreba neproizvodne potrošnje. Stoga izgleda svrsishodno da i aspekat efikasnosti transformacije štednje (resursa upotrebljenih za investicije) u povećanju proizvod-

---

* Tako A. Haavelmo ističe da se aktivizacioni period ne može smatrati isključivo tehnološkom konstantom, već da je i odraz ponašanja proizvodjača /6, str. 14/. Aktivizacioni period su sa stanovišta efikasnosti investicione aktivnosti obradjivali npr. M. Kalecki /11/, R. Stojanović /22/.

** Vidi npr. J. Kendrick /13, str. 104/.

nje uključimo kao jedan aspekat efikasnosti privrede.

Uporedjivanje godišnje proizvodnje sa fiksnim fondovima na licu mesta umesto samo sa aktiviranim fiksnim fondovima ima svoju svrhu pre svega za privredu u celini, odnosno za neke veće agregate. Ukoliko ne bi uzeli u obzir sva uložena sredstva, ne bi se osetili gubici zbog promašenih investicija, sporog završavanja objekata i drugih neefikasnosti u investicionoj izgradnji. Pogotovu ilustrativno bi bilo uporedjivati proizvodne koeficijente na bazi fiksnih fondova na licu mesta i na bazi aktiviranih fiksnih fondova. Razlika bi pokazivala koliki je udeo "nedovršene proizvodnje" u investicionoj aktivnosti.

Ako investicije rastu, što je najčešći slučaj, onda investicije u toku takodje rastu kod nepromenjenih aktivizacionih perioda. Kako je porast fiksnih fondova razlika izmedju bruto investicija sa pomakom za vek trajanja fiksnih fondova, tako je porast investicija u toku razlika izmedju bruto investicija sa pomakom za aktivizacioni period. Ovaj porast investicija u toku će biti u toliko veći ukoliko je veća dinamika bruto investicija i što duži aktivizacioni period. Ukoliko bi odnos aktiviranih fiksnih fondova i fiksnih fondova na licu mesta bio konstantan, u tom slučaju ne bi bilo razlika u dinamici proizvodnih koeficijenata na osnovu oba agregata, jedino bi razlika u apsolutnoj vrednosti oba koeficijenta odražavala potrebu za "nedovršenom proizvodnjom" u investicionoj izgradnji, odnosno veću ili manju efikasnost u tom pogledu.

Dakle, uzimanje u obzir činjenice da je obično potrebno investirati više godina unapred da bi se stvorili fiksni fondovi, sa jedne strane, i činjenica da proizvodni efekat daju samo aktivirani fiksni fondovi, sa druge strane, ostavlja dve glavne alternative za ispitivanje tih odnosa. Prvo, možemo računati odnos izmedju proizvoda i samo aktiviranih fiksnih fondova, ali je onda potrebno posebno specificirati mehanizam kako se bruto investicije kao opredmećeni nepotrošeni deo društvenog proizvoda pretvaraju u aktivirane fiksne fondove. Drugo, možemo ispitivati odnos proizvodnje i opred-

mećenih fiksnih fondova, bez obzira da li su aktivirani ili ne, smatrajući da je na taj način implicitno pretpostavljen i mehanizam prevodjenja bruto investicija u aktivne fiksne fondove. Odstupanja od ranijih proporcija investicija u toku u fiksnim fondovima na licu mesta će se odražavati u vrednosti proizvodnog koeficijenta.

Prvi način je potreban u slučaju pojedinog preduzeća, odnosno na niskom stepenu agregacije je drugi način veoma loš supstitut za prvi. Medjutim, što se manje ovi odnosi mogu specificirati u tehnološkim karakteristikama i što je viši stepen agregacije to je teže pratiti i predvidjati pojedine faze investicionog procesa i aktivizacioni period postaje veoma gruba aproksimacija. Posebnu poteškoću predstavlja identifikovanje vremenskog rasporeda investicija unutar aktivizacionog perioda, tako da pomak od toliko godina koliko se pretpostavlja da traje period aktivizacije ne rešava problem. Stoga izgleda da je drugi način jednostavnija aproksimacija, posebno ako se ima u vidu raspoloživost informacija o pojedinim karakteristikama tih procesa.

Jedna druga razlika u vezi sa vremenskim korespondiranjem utrošaka i proizvoda jeste podela na prosečne koeficijente i na koeficijente koji se odnose na priraštaje obe varijable u odredjenom periodu. Prosečni proizvodni koeficijent korespondira godišnji proizvod sa svim odgovarajućim postojećim fiksnim fondovima u tom momentu. Intervalni (marginalni) proizvodni koeficijent predstavlja odnos izmedju priraštaja proizvoda i priraštaja fiksnih fondova u odredjenom vremenskom intervalu.

Ukoliko se radi o tehnološkom proizvodnom koeficijentu, koji je definisan za odredjeni stepen iskorišćavanja kapaciteta, u uslovima nepromenjene tehnologije i komplementarnosti faktora proizvodnje - dakle, ako nema kvalitativnih promena - onda to razlikovanje ne bi bilo relevantno jer bi novi objekti iste vrste imali iste karakteristike kao cela masa postojećih. U jednosektorskom modelu bi prosečni koeficijent bio jednak intervalnom, razlike bi nastupile jedino u višesektorskom modelu zbog razlika u strukturi.

Medjutim, najvažniji razlog razlikovanja izmedju prosečnih i intervalnih proizvodnih koeficijenata leži baš u tome da se karakteristike proizvodnog procesa i fiksnih fondova posebno menjaju u vremenu, tako da se menjaju i tehnološki proizvodni koeficijenti. Prosečni proizvodni koeficijent predstavlja onda prosečan odnos za ceo niz različitih tehnoloških rešenja koja su se pojavila u periodu iz koga potiču fiksni fondovi koji su sada u upotrebi. Prosečni proizvodni koeficijent kao odnos suma proizvoda i suma fiksnih fondova svih postojećih preduzeća znači da je on jednak ponderisanoj sumi proizvodnih koeficijenata za pojedina preduzeća gde su ponderi učešća fiksnih fondova odredjenog preduzeća u ukupnim fiksnim fondovima. Pošto smo pretpostavili da se tehnološki proizvodni koeficijent ne menja, onda ni intervalni proizvodni koeficijent nije u suštini ništa drukčije definisan. Jedina je razlika u tome da se odnosi samo na preduzeća* iz onog perioda za koji se računa intervalni proizvodni koeficijent.

Naime, u principu intervalni proizvodni koeficijent je opet ponderisana suma proizvodnih koeficijenata ovih preduzeća i njihovog učešća u fiksnim fondovima koji su pušteni u proizvodnju u nekom odredjenom vremenskom intervalu. Dakle, suma proizvodnje tih preduzeća i suma njihovih fiksnih fondova će dati vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta. Naime, u odnosu na stanje na početku tog intervala, sav proizvod i fiksni fondovi preduzeća koja su počela proizvodnju kasnije predstavljaju priraštaj proizvoda odnosno fiksnih fondova u odnosu na ranije stanje.

Drugim rečima, intervalni i prosečni tehnološki proizvodni koeficijent se kod datih pretpostavki razlikuju u definiciji toliko što se prosečni proizvodni koeficijent odnosi na sva postojeća preduzeća, a intervalni proizvodni koeficijent samo na preduzeća koja su osnovana u odredjenom vremenskom intervalu. Tako je prosečni proizvodni koeficijent ujedno intervalni proizvodni koeficijent koji obuhvata ceo vek trajanja fiksnih fondova, a intervalni proizvodni koeficijent prosečni proizvodni koeficijent preduzeća iz odredje-

* Tačnije, na kapacitete koji potiču iz tog perioda.

nog perioda.

Prosečni proizvodni koeficijent predstavlja kumulantu intervalnih proizvodnih koeficijenata koji pokrivaju period veka trajanja fiksnih fondova ponderisanih sa učešćem fiksnih fondova preduzeća iz pojedinih vremenskih intervala u svim sada još postojećim preduzećima. Analogno se u vremenu agregiraju i intervalni proizvodni koeficijenti u intervalni proizvodni koeficijent koji obuhvata više ranijih intervala, ali je još uvek manji od veka trajanja fiksnih fondova.

Važno je uočiti da se kod ovako definisanih tehnoloških proizvodnih koeficijenata investicije uopšte ne pojavljuju kao eksplicitno relevantna varijabla. Ništa se ne kaže kako je došlo do aktiviranih fiksnih fondova koji se stavljaju u odnos sa proizvodom koji se pod datim pretpostavkama može tačno korespondirati u odnosu na vremenski period iz koga proističe odgovarajuće preduzeće, a s tim i fiksni fondovi. Novija preduzeća mogu biti efikasnija i, uz pretpostavku komplementarnosti faktora proizvodnje intervalni proizvodni koeficijent će biti viši u odnosu na raniji prosečni; ali pošto svako preduzeće daje po pretpostavci stalno jednaku proizvodnju, već sama vremenska serija proizvoda i aktiviranih fiksnih fondova omogućava tačno razdvajanje ukupnog proizvoda na efekte fiksnih fondova iz pojedinih perioda. Ukoliko su te serije date u potrebnim detaljima u odnosu na strukturu, onda se pod tim pretpostavkama mogu proizvod i odgovarajući fiksni fondovi korespondirati kako u vremenu tako i prema sektoru.

Medjutim, stvarnost nije toliko jednostavna. Već samo variranje iskorišćavanja kapaciteta će bez dodatnih podataka sa dovoljno detalja o tim varijacijama onemogućiti vremensku korespondenciju proizvoda i fiksnih fondova. Sada više ne znamo da li je povećanje proizvodnje posledica uvodjenja novih preduzeća ili boljeg iskorišćavanja ranijih kapaciteta. Dok prosečni proizvodni koeficijent to i onako ne razlikuje, intervalni proizvodni koeficijent sada stavlja u odnos sa novim fiksnim fondovima promenu u društvenom pro-

izvodu koja nije više samo rezultat tih fiksnih fondova i njihovih komplementarnih faktora proizvodnje. Uzročno korespondiranje proizvoda i fiksnih fondova u vremenu za intervalni proizvodni koeficijent ne važi više.

Ako se uz ove uzmu u obzir i druge karakteristike realnosti, npr. supstituciabilnost faktora proizvodnje, ekonomije obima i eksterne ekonomije, različit vek trajanja fiksnih fondova itd., striktno tehnološka povezanost izmedju proizvoda i fiksnih fondova gubi mnogo od svog značaja. Mada su u širim okvirima proizvodni koeficijenti još uvek veoma značajno ovisni o tehnologiji, varijacija proizvodnih koeficijenata odražavaju i uticaj velikog broja drugih faktora. Pogotovu mnogo su time pogodjeni intervalni proizvodni koeficijenti, gde je znatno oslabljena kako uzročna tako i vremenska korespondencija izmedju priraštaja proizvoda i priraštaja fiksnih fondova.

Kada se tome još dodaju problemi merenja fiksnih fondova, spomenuti u II glavi, i raspoloživost i kvalitet relevantnih podataka, razumljiva je velika varijabilnost i relativnost proizvodnih koeficijenata, pogotovu intervalnih. Problem laga u procesu investicione izgradnje tu varijabilnost još povećava. Naime, ukoliko ne postoje adekvatni podaci o aktiviranim fiksnim fondovima, onda se traži veza izmedju investicija i prirasta društvenog proizvoda kao aproksimacija tehnološkog intervalnog proizvodnog koeficijenta. U tu svrhu se ponekad pretpostavi neki odredjeni aktivizacioni period /10/. U većini slučajeva on se zanemaruje i kao marginalni kapitalni koeficijent se definiše odnos izmedju investicija i porasta proizvoda, npr. /26/, /14/, /15/. Ova dodatna komplikacija utiče nepovoljno pre svega na stabilnost i pouzdanost intervalnih proizvodnih koeficijenata.

Izbor statističkih agregata i karakteristike proizvodnih koeficijenata na pojedinim nivoima agregacije ćemo obraditi u sledećem odeljku. Ovde smo želeli naglasiti velik raskorak izmedju pretpostavki pojedinih modela koji polaze od striktno tehnološki determinisanog proizvodnog koeficijenta fiksnih fondova (odnosno kapitalnog koeficijenta)

i niza faktora koji u stvarnosti modifikuju ove opšte pretpostavke. Odnosno, pretpostavke takvog modela u tolikoj meri odstupaju od uslova pod kojim su dobijeni empirički podaci da bi se teško mogao braniti stav da parametri dobijeni u empiričkim istraživanjima predstavljaju parametre ovako zamišljene proizvodne funkcije (tj. dobre ocene tehnoloških proizvodnih koeficijenata). U cilju ispitivanja makro aspekta proizvodnih koeficijenata kasnije ćemo formulisati operativnu definiciju empiričke proizvodne funkcije kojom ćemo se služiti u ovom radu.

Nivo agregacije i proizvodni koeficijent

Što je niži nivo agregacije, to se proizvodni koeficijent lakše izražava pomoću fizičkih pokazatelja, koji detaljno opisuju odredjenu tehnologiju. Tako npr. u slučaju jedne operacije u procesu proizvodnje, koja je najbliža onom tipu teoretske proizvodne funkcije koja je bila obrazložena u I glavi, proizvod zavisi pored ostalih faktora od kapaciteta (tj. veličine osnovnog sredstva kao faktora proizvodnje), sa jedne strane, odnosno vremena iskorišćavanja tog kapaciteta (tj. toka proizvodnih usluga) ukoliko se on menja, sa druge strane. Zbog toga je za definiciju kapaciteta, pored ostalih faktora, potrebno uvek specificirati i vreme iskorišćavanja osnovnog sredstva u odredjenom periodu. Naime, uz definisanu tehnologiju godišnji proizvodni koeficijent varira izmedju 0 (ukoliko se osnovno sredstvo ne upotrebljava) odnosno od odnosa jedne operacije (za koji je ipak potrebno osnovno sredstvo u celini) do maksimalnog broja operacija mogućih u tom periodu.

Zbog toga možemo reći da je čak u ovako prostom slučaju striktno tehnološki odredjena samo donja i gornja granica proizvodnog koeficijenta, dok je varijacija stvarnih vrednosti rezultat ekonomskih faktora i organizacije. Naravno, ovaj interval varijacija u praksi nije ni izdaleka toliko velik, koliko može biti teoretski, jer je planirana intenzivnost eksploatacije fiksnih fondova daleko veća od minimalne.

Slična je situacija kada se uzme u obzir proizvodni koeficijent za odredjeni produkt odnosno investicioni projekt. U konkretnom slučaju investicioni projekt predvidja detaljno potrebne fiksne fondove i tako se, uz pretpostavljeni stepen iskorišćavanja kapaciteta, dobija planirani proizvodni koeficijent na tom nivou. Medjutim, ovaj je koeficijent samo pretpostavljen, ali se ne zna kakav će on u stvari biti. Zbog toga bi se veoma teško moglo reći da se investicione potrebe za odredjeni produkt mogu lako predvideti preko kapitalnog koeficijenta. Tako je posve moguće da su investicione potrebe iste za različiti nivo proizvodnje, ako se radi o istom kapacitetu koji se različito koristi.

Dakle, podaci dobijeni na osnovu fizičkih i tehničkih pokazatelja odnosno podataka u projektima (vidi i diskusiju u II glavi), koji su nužni za realizaciju odnosno konkretno sprovodjenje investicija i proizvodnje, imaju takodje svojih nedostataka za analizu odnosa izmedju proizvoda i fiksnih fondova. Njihova prednost je u tome što su i operativni na tom nivou*, nisu toliko podložni nedostacima agregatnih vrednosti jer se tu mogu razdvajati različite tehnologije, različite vrste fiksnih fondova i razlike koje proizilaze iz upotrebe fiksnih fondova u različitim delatnostima. Njihova loša strana je baš u tome što su zbog toga nepodesni za agregiranje, njihov sumarni izraz nije istovremeno i realizirani rezultat za celinu, zbog njihovog uslovnog karaktera (pretpostavljeno odredjeno iskorišćavanje kapaciteta, pretpostavljeni uticaj i raspoloživost ostalih faktora, zavisnosti od strukturnih i makroekonomskih veza u privredi itd.) je i njihova pouzdanost i stabilnost takodje relativna.

Ranije smo videli da su prosečni proizvodni koeficijenti dosta stabilniji u odnosu na intervalne proizvodne koeficijente. Mada su pogodni za opisivanje karakteristika privrede, njihova je vrednost nepodesna kao aproksi-

---

* Oni su i važna komponenta odluke o izboru investicionih varijanti. Vidi npr. / 25. /

macija intervalnog proizvodnog koeficijenta u smislu da oni ne odražavaju najbolju sadašnju tehnologiju koja je relevantna za ekspanziju, već ceo dijapazon svih postojećih tehnoloških rešenja. Zbog toga su manje pogodni za ekstrapolaciju. Da bi se izbegao ovaj problem i obezbedili podaci koji se odnose samo na nova preduzeća, W. Salter predlaže metodu direktnog anketiranja tih preduzeća, koja je sprovedena u australijskoj industriji za period 1953-1958 /21/. On smatra da se na taj način mogu dobiti parametri o tzv. najboljoj upotrebljenoj tehnologiji ("best practice technique")*, koja je funkcija sadašnjeg tehnološkog znanja i relevantnih cena faktora proizvodnje.

Rezultati uzorka (više od polovine preduzeća nije odgovorilo na anketu) daju pored proizvodnog koeficijenta ("investment coefficient") za 1957/58. godinu još vrednost tog koeficijenta za puno iskorišćavanje kapaciteta, za dalje povećanje proizvodnje za 50% i za interval posle toga. Pogotovu razlike izmedju prva dva su u mnogim slučajevima veoma osetne, što podvlači dugoročnu karakteristiku koeficijenta za puno iskorišćavanje kapaciteta. Ovaj je pristup interesantan i svrsishodan i mogao bi i kod nas da pruža interesantne informacije kako za ispitivanje proizvodnih koeficijenata tako i za investicionu politiku. Medjutim, treba videti i ograničenja ovog metoda. W. Salter navodi kao neka od tih ograničenja činjenice da se oni odnose na ekstenzivni porast u odredjenom periodu vremena, probleme oko agregiranja i identifikovanja marginalnih jedinica,** tako da je ekstrapolacija tih koeficijenata takodje uslovna i da tako na bazi ovih koeficijenata nije moguće reći da su odredjene bruto investicije praćene odredjenim povećanjem proizvodnje /ibid/.

Koeficijenti predstavljaju odnos bruto investicija u tvornice iz uzorka i njihove proizvodnje. Njihova

---

* Vidi i njegovu knjigu o produktivnosti i tehnološkim promenama /20/.

** Odnosi se samo na nova preduzeća, za rekonstrukcije starih preduzeća rezultati nisu bili zadovoljavajući.

prednost je u tome što se odnose na najnovije tvornice i što su pomoću anketiranja izdvojeni kako fiksni fondovi tako i proizvod tih novih preduzeća. Uprkos problema malog broja odgovora, hipotetičke naravi pitanja i drugih mogućnosti grešaka verovatno je tačno da metod uzoraka ima prednosti u odnosu na indirektni metod ocenjivanja pomoću vremenskih serija, jer su te greške lakše uočljive i tako bolje ocenjena pouzdanost podataka i rezultata. Medjutim, tvrdnja W. Saltera da je prednost metoda anketiranja u odnosu na odgovarajuće input-output koeficijente i one iz vremenske serije (posebno vremenske serije na bazi fiksnih fondova) i u tome da zbog toga što se oslanja na investicije izbegava koncept kapitala i inherentne probleme njegovog merenja: arbitrarne pretpostavke o veku trajanja, nesigurnost kako tretirati amortizaciju i zastarevanje, i šta zapravo vrednost kapitala znači /ibid, str. 14o/ zahteva ozbiljne kvalifikacije.

Tačno je da uzimanje u obzir samo novih preduzeća smanjuje mogućnost grešaka zbog pretpostavki veka trajanja i smanjuje probleme uporedjivanja u vremenu, ali to ne zbog toga što radi sa investicijama a ne sa fiksnim fondovima već zbog toga što skraćuje period posmatranja na najrelevantniji bliski period. Kako smo ranije pokazali, intervalni proizvodni koeficijent predstavlja odredjenu kumulaciju prosečnih proizvodnih koeficijenata za marginalna preduzeća. Drugim rečima njegov marginalni koeficijent jeste odnos fiksnih fondova (= uloženih bruto investicija) i proizvoda preduzeća iz tog perioda. On jeste marginalan u odnosu na koeficijent za sva postojeća preduzeća (i kao takav relevantniji za ekspanziju preko novih preduzeća), medjutim, reći da je posmatranjem investicija izbegnut pojam kapitala predstavlja čisto zavaravanje samoga sebe.* Kapital u pomenutom smislu

---

* U IV glavi smo pokazali da konzistentno definisani prirаštaji fiksnih fondova i proizvoda (uložene investicije i proizvod novih preduzeća prema Salteru) daju kod odgovarajućih metoda izračunavanja isti intervalni proizvodni koeficijent kao i podaci o fiksnim fondovima i društvenom proizvodu.

jeste baš suma uloženih investicija. Da su kod novih preduzeća izbegnuti problemi oko veka trajanja, amortizacije i zastarevanja razlog ne treba tražiti u tome što nije definisao veličinu fiksnih fondova u privredi, već u tome što ih sve zbog kratkoće perioda nije uzeo u obzir. Izostavljanje ostalih (starijih) preduzeća, koja isto tako vrše investiranje u rekonstrukciju svojih kapaciteta, i njihovog udela u ukupnoj proizvodnji (kao i priraštaju proizvodnje zbog većeg iskorišćavanja kapaciteta) predstavlja stvarno nekomplikovani način tretiranja pomenutih poteškoća u definisanju i merenju fiksnih fondova.

Bez obzira na njihov značaj na mikro nivou, inžinjerski podaci i podaci o projektima na makro nivou ne odvode daleko. Zbog mnoštva detalja je nužno agregirati relevantne veličine pomoću nekih uporedivih vrednosti*. Kao što smo videli u II glavi, agregacija raznih vrsta fiksnih fondova u jednoj proizvodnoj funkciji, kao i agregacija više proizvodnih procesa odnosno grana delatnosti, vrši se pomoću vrednosnih pokazatelja. Kao najprihvatljivija alternativa se pokazalo ocenjivanje prema troškovima reprodukcije. Što se tiče nivoa agregacije, polazeći od nižih nivoa agregacije ka višim gubi se na homogenosti unutar agregata a dobija na celovitosti posmatranja, jer se ispoljava i efekat raznih medjuzavisnosti.

Sa jedne strane, za pravilno sagledavanje strukturnih zavisnosti potrebno je njihovo proučavanje na onom nivou koji obezbedjuje potrebnu homogenost unutar jedinice posmatranja. Tako je za medjusektorsku analizu, čiji je naglasak baš na strukturnim karakteristikama, poželjan što veći broj sektora, jer se time povećava homogenost pojedinog sektora. Slične zahteve postavlja i analiza proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova, jer je odnos izmedju posmatranih varijabli definisan pre svega tehnološkim karakteristikama preduzeća odnosno agregata koji posmatramo. Strukturne razlike izmedju grana delatnosti su velike, a kako ni grane ne

* Veoma ilustrativnu diskusiju pojma agregatnog kapitala je dao T.W. Swan /23/ polemizirajući sa J. Robinson.

predstavljaju homogene agregate, potrebno je ispitati i strukturu unutar grana, tj. strukturne karakteristike grupacija. Posmatranje na nivou homogenijih grupacija omogućava i odvajanje efekta strukturnih promena unutar grana od promena u proizvodnim koeficijentima pojedinih grupacija, što je jedno značajno poboljšanje analitičke vrednosti tih koeficijenata. Naravno, ovaj je aspekat važan i na višim nivoima agregacije.

Sa druge strane, dok niži nivo agregacije omogućuje bolje ispitivanje strukture, proizvodni koeficijenti postaju sve više zavisni od postojeće strukture. Sektorski proizvodni koeficijenti su medjusobno zavisni i u opštem slučaju se ova zavisnost povećava sa brojem sektora.* Tehnološki proizvodni koeficijenti su veoma značajni za pojedine svrhe, medjutim, zbog njihove hipotetičke prirode oni nisu podesni za viši nivo agregacije. Naime, mikroekonomska i makroekonomska efikasnost se zbog strukturnih i makroekonomskih zavisnosti u privredi razlikuju. Mikroekonomska efikasnost je uslov i važan faktor makroekonomske efikasnosti, ali se ova poslednja njome ne iscrpljuje. Agregatni proizvodni koeficijenti predstavljaju sumarni rezultat svih faktora, tj. pokazuju neto efekat u uslovima pomenutih medjuzavisnosti sektora.

Jedan aspekat zavisnosti proizvodnih koeficijenata od privredne strukture jeste i pitanje uvoza i izvoza, koji nije eliminisan ni u slučaju globalnog proizvodnog koeficijenta. Globalni proizvodni koeficijent zavisi i od strukture izvoza i uvoza, ukoliko neka zemlja svoje potrebe za kapitalno intenzivnim proizvodima pokriva iz uvoza u zamenu za radno intenzivne proizvode, u njezinoj proizvodnoj strukturi će ove poslednje prevladavati i zbog takve strukture će i globalni proizvodni koeficijent biti viši. Ovaj je aspekat obično zanemaren kod ispitivanja proizvodnih koeficijenata, ali je jasno da može biti od značaja, jer spoljna trgo-

---

* P.C. Mahalanobis naglašava da sektorski kapitalni koeficijenti dobijaju u važnosti što je veća nezavisnost izmedju posmatranih sektora /16/.

vina predstavlja najbržinačin rešavanja strukturnih problema.

Očito je da proizvodni koeficijenti na različitim nivoima agregacije daju odgovor na različita pitanja i služe za različite svrhe. Zbog toga se ne može postaviti pitanje koji od njih su svrsishodni a koji ne u jednom opštem kontekstu, već njihov značaj zavisi od konkretne svrhe. Ovde smo zainteresovani za značaj proizvodnih koeficijenata na makro nivou pa su u tom smislu odabrani i statistički agregati i nivo agregacije. Nepostojanje adekvatnih podataka i analiza na nižem nivou agregacije osetno otežava analizu proizvodnih koeficijenata na višem nivou agregacije i njihovu interpretaciju. Uprkos tome, i direktan pristup preko makro agregata daje značajan uvid u empiričke karakteristike privrede, mada je sve teže ili praktično nemoguće pratiti uzročne veze i konkretne pojavne oblike relevantnih varijabli. Njegova prednost jeste u celovitosti posmatranja. Jasno je da se ova dva pristupa ne isključuju, već da su komplementarni.

Ostaje dilema da li projicirati privredna kretanja na bazi sektorskih ili globalnih proizvodnih koeficijenata.* Projekcija varijabli u globalnom modelu ne uzima eksplicitno u obzir promene u sektorskoj strukturi privrede. Projekcija globala kao sume sektorskih projekcija opet ne uzima u obzir medjuzavisnost sektorskih proizvodnih koeficijenata. Teško je a priori reći koji će od ova dva aspekta biti važniji, pogotovu što odgovor zavisi i od pouzdanosti i stabilnosti pojedinih relacija sa numeričke tačke gledišta. Empirijski deo rada omogućava oba načina. Potrebno je imati u vidu da se radi o dva načina aproksimacije kretanja varijabli u globalu i da stepen njihove pouzdanosti zavisi i od ekonometrijskih karakteristika modela. Dok je projekcija globala moguća na bazi globalnog ili višesektorskog modela, ukoliko želimo projicirati i privredna kretanja po sektorima,

---

* U analizi pojedinih karakteristika američke privrede J. Kendrick zapaža da je verovatno da će projekcija agregata biti tačnija od projekcije elemenata, od kojih je sastavljen, mada će ovi biti potrebni za projiciranje ekonomske strukture /13, str. 174/.

nužan je višesektorski model, mada veza izmedju globala i sektora i ovde ostavlja mogućnost alternativnih rešenja.*

Proizvodni koeficijenti na bazi različitih statističkih agregata

Za empiričku analizu proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova je od bitne važnosti i izbor statističkog agregata pomoću kojeg aproksimiramo veličinu pojedinih varijabli. Različiti statistički agregati će dati ne samo različite numeričke vrednosti proizvodnih koeficijenata već će biti različita i empirička pouzdanost i stabilnost tih odnosa kao i njihova interpretacija. Efekti različitih definicija, tj. razlika u nivou i dinamici izmedju proizvodnih (kapitalnih) koeficijenata računatih na bazi različitih statističkih agregata mogu biti osetni, a s tim u vezi se pojavljuje i pitanje koja je definicija relevantnija za pojedine analitičke svrhe.

Na makro nivou dolaze u obzir vrednosni agregati. Alternativni statistički agregati su kod fiksnih fondova nova i neto vrednost fiksnih fondova,** kod investicija bruto, neto ili nove investicije, a kod proizvoda bruto proizvod, društveni proizvod, narodni dohodak i novi proizvod. Druga alternativa je sistem vrednovanja u smislu da li uzimamo u obzir stvarne cene ili se radi o agregatima u stalnim cenama. Zbog dugog veka trajanja fiksnih fondova razlike kod vrednosti fiksnih fondova u tom pogledu mogu biti veoma velike, tako da se čini da je svodjenje tih vrednosti na stalne cene neophodno. Ipak, treba imati na umu šta to znači. U principu se radi o vrednovanju kvantiteta fiksnih fondova i proizvoda vrednosnim ponderima odredjenog perioda i kasniji ili raniji sistem vrednovanja pod čijim uticajem su donešene

---

* Vidi VII glavu.

** U ovom radu posmatramo samo odnos proizvoda i fiksnih fondova kao jedne komponente društvenog bogatstva. Za odnos fiksnih fondova i drugih komponenata društvenog bogatstva vidi A. Orthaber /19/.

odluke o investicijama, proizvodnji i potrošnji izgubljen je iz vida. Stoga nama takva vremenska serija ne može dati informaciju o uzrocima odnosno mehanizmu koji je doveo do određenih ekonomskih kretanja, već samo uslovnu aproksimaciju kretanja kvantiteta tih varijabli.

Ako za sada ostavimo problem kako meriti proizvod, postavlja se pitanje koja mera fiksnih fondova odnosno investicija izgleda najsvrsishodnija za imenilac proizvodnog koeficijenta. Ukoliko se radi o prosečnom proizvodnom koeficijentu fiksnih fondova, alternativu predstavljaju nova i neto vrednost fiksnih fondova. Dok izračunavanje promene kod oba agregata polazi od bruto investicija/kod nove vrednosti predstavljaju fiksni fondovi koji su izbačeni iz upotrebe, a kod neto vrednosti smanjenje predstavlja amortizacija fiksnih fondova. U prvom slučaju se radi o stvarnoj dotrajalosti fiksnih fondova (iz fizičkih ili ekonomskih razloga), dok se u drugom slučaju radi o pretpostavljenoj krivoj odumiranja fiksnih fondova. Ranije je skoro isključivo upotrebljavana neto vrednost kao mera fiksnih fondova, dok je u poslednje vreme nova vrednost fiksnih fondova sve češće upotrebljavana tamo gde je važan aspekat kvantiteta fiksnih fondova i ne njihov vrednosni aspekat.

Proizvodna funkcija je svakako jedan od slučajeva gde je kvantitet fiksnih fondova relevantna varijabla. Količina proizvodnih usluga u jednom ciklusu proizvodnje ne zavisi od preostale vrednosti fiksnih fondova, već od njihovog kvantiteta kao faktora proizvodnje. Stoga se može očekivati da će biti proizvodni efekat fiksnih fondova jače koreliran sa novom vrednošću fiksnih fondova kao aproksimacijom kvantiteta fiksnih fondova* nego sa neto vrednošću fiksnih fondova kao merom preostalih mogućnosti eksploatacije tih fiksnih fondova koja u opštem slučaju potcenjuje kvantitet fiksnih fondova kao faktora proizvodnje. Kao što smo ranije

---

* Ukoliko bi se eliminisao i faktor različite trajnosti fiksnih fondova sa istim kapacitetom u jednom ciklusu proizvodnje.

videli da proizvodni koeficijent varira sa periodom posmatranja proizvodnog efekta fiksnih fondova (godišnji i ukupni kapacitet fiksnih fondova), tako će se, uz pretpostavku konstantnog nivoa proizvodnje kroz ceo vek trajanja fiksnih fondova, godišnji proizvodni koeficijent na bazi neto vrednosti razlikovati od odgovarajućeg koeficijenta na bazi nove vrednosti u zavisnosti od starosne strukture fiksnih fondova. U ekstremnom slučaju prvi može biti i toliko puta veći koliki je vek trajanja fiksnih fondova.

Odnos neto i nove vrednosti fiksnih fondova praktično varira izmedju 1/2 i 1*, jer je nova vrednost fiksnih fondova suma bruto investicija kroz čitav vek trajanja fiksnih fondova, dok je neto vrednost fiksnih fondova suma tih istih investicija koje su ponderisane sa svojom još neotpisanom vrednošću /3, str. 266/. Pored razlika u apsolutnim vrednostima (koje su važne sa stanovišta ocena potrebnih investicija za odredjeni produkt) takodje ni dinamika oba agregata nije ista. U periodima brzog rasta investicija neto vrednost raste brže od nove vrednosti, a u periodima veoma sporog rasta neto vrednost fiksnih fondova opada, dok nova vrednost još uvek raste.** Dakle, ne samo apsolutna vrednost*** već i intenzitet dinamike proizvodnih koeficijenata će biti različit.

---

* Vidi takodje B. Horvat /8, str. 189/. Prvi slučaj odgovara stacionarnoj situaciji dok gornja granica predstavlja slučaj kada proizvod stope rasta i veka trajanja fiksnih fondova teži beskonačnosti.

** Vidi razmatranje alternativnih proizvodnih koeficijenata za Jugoslaviju u periodu 1920-1959. u V glavi. Što je veća stopa rasta investicija, to su manje značajni raniji članovi koji imaju male pondere.

*** Prema N. Kaplanu /12, str. 134-196/ Kapitalni koeficijenti na bazi neto fiksnih fondova su slični u SAD i SSSR, dok su na bazi nove vrednosti fiksnih fondova u SSSR-u osetno niži. Dakle, u ovom slučaju različiti statistički agregati dovode do različitih zaključaka.

Neto vrednost fiksnih fondova u opštem slučaju opada dosta brže od proizvodne sposobnosti fiksnih fondova, a pogotovu od veličine nerashodovanih fiksnih fondova.* Zbog toga se smatra da pretpostavka da se odredjeno osnovno sredstvo rashoduje posle datog veka trajanja a da se za to vreme vodi po svojoj ukupnoj vrednosti daje dosta realističnije rezultate od situacije koja je data neto vrednošću fiksnih fondova. Tako su npr. ocene neto vrednosti fiksnih fondova u Velikoj Britaniji suviše niske da bi mogle predstavljati zadovoljavajuću meru fiksnih fondova, kapitalni koeficijenti na bazi neto vrednosti fiksnih fondova su suviše niski da bi se mogli smatrati realističnim /2, str. 17/. Ova slabost neto vrednosti fiksnih fondova za svrhe ekonomske analize kritikovana je i u slučaju ocena za Japan /17/. Relevantnost nove vrednosti fiksnih fondova je istaknuta i u radovima Gaathona za Izrael /4/ i Hooda i Scotta za Kanadu /7/, na osnovu njihovih podataka zasniva se i analiza proizvodnih koeficijenata za te zemlje u ovom radu.

Pošto je proizvodni koeficijent fiksnih fondova pojam koji se bazira na godišnjem kapacitetu fiksnih fondova odnosno godišnjoj proizvodnji, relevantna varijabla je nova vrednost fiksnih fondova. Ukoliko proizvodni efekat fiksnih fondova sa vremenom opada (bez obzira na čisti prihod odnosno rentabilitet koji se u stalnim cenama ne zapaža) to će se zapaziti u opadanju proizvodnog koeficijenta fiksnih fondova za stara preduzeća. To će se isto tako tretirati kao promena u kvalitetu kao što se tretira poboljšana efikasnost novih fiksnih fondova zbog opredmećenog tehničkog progresa

---

* Z. Griliches daje /5/ primer povezanosti starosti, performance i amortizacije za traktore u SAD. Dok je vek trajanja oko 20 godina, neto vrednost prema zvaničnoj amortizaciji iznosi već u petoj godini samo oko 1/3 nabavne vrednosti. Prema tržišnoj vrednosti, sadašnja vrednost traktora opada na 1/3 tek posle 10 godina. Posle 20 godina nije rashodovano još oko 1/2 traktora. U toku eksploatacije opada intenzitet iskorišćavanja tih traktora, on je manji od polovine tek posle 15 godina. Potrošnja pogonskog goriva se poveća za manje od 20% u toku veka trajanja.
Ovaj članak daje i veoma zanimljivu diskusiju o različitim koncepcijama kapitala.

kao povećanje kvaliteta i ne kvantiteta fiksnih fondova u proizvodnoj funkciji. Izgleda logično da privreda sa više novih fiksnih fondova ima, ceteris paribus, veći proizvodni koeficijent od privrede sa starijim fiksnim fondovima.

Što se tiče intervalnih proizvodnih koeficijenata, izbor statističkog agregata investicija je još dosta osetljiviji jer su intervalni proizvodni koeficijenti dosta varijabilniji od prosečnih. Kako stvarno tehnološki odnos postoji samo izmedju aktiviranih fiksnih fondova i proizvoda, korespondenciju investicija i odgovarajućeg priraštaja proizvodnje je daleko teže odrediti. Odnosno, kriterijum za odredjivanje adekvatnije aproksimacije će biti odredjen na osnovu razmatranja odnosa investicija i fiksnih fondova jer se odnos investicija i priraštaja proizvoda može uspostaviti tek posredno.

Čak ako zanemarimo aktivizacioni period, bruto investicije ne predstavljaju priraštaj fiksnih fondova jer su oni porasli manje za iznos rashodovanih fiksnih fondova. Neto investicije u rastućoj privredi potcenjuju priraštaj fiksnih fondova jer je zamena manja od amortizacije. Prema tome, priraštaj fiksnih fondova je jednak novim investicijama, definisanim kao bruto investicije umanjene za rashodovane fiksne fondove. Dakle, ukoliko ne bi bilo aktivizacionog perioda, nove investicije bi predstavljale priraštaj kvantiteta fiksnih fondova privrede i obezbedjivale bi konzistentnost definicija fiksnih fondova i investicija kao njihovog priraštaja u tom smislu.

Za pretpostavke ravnomernog razvoja privrede, konstatne tehnologije i iskorišćavanje kapaciteta, odredjenog aktivizacionog perioda i veka trajanja fiksnih fondova, B. Horvat je pokazao da je intervalni kapitalni koeficijent na bazi novih investicija sa pomakom za aktivizacioni period dobra aproksimacija tehnološkog kapitalnog koeficijenta. Takodje, za relevantne vrednosti se intervalni kapitalni koeficijent na bazi novih investicija nalazi u intervalu gde je intervalni kapitalni koeficijent na bazi bruto investicija gornja, a onaj na bazi neto investicija donja granica inter-

vala /9/.

Ipak, treba uočiti da i pod pretpostavkom konstantnog iskorišćavanja kapaciteta odnos priraštaja proizvodnje i novih investicija nije jednak intervalnom proizvodnom koeficijentu, kao što smo ga ranije upisali kao odnos proizvodnje i fiksnih fondova novih preduzeća. Neto priraštaj proizvodnje je manji od proizvodnje novih preduzeća za iznos proizvodnje rashodovanih preduzeća, a nove investicije su manje od fiksnih fondova novih preduzeća za rashodovane fiksne fondove. U uslovima tehničkog napretka bi prvi intervalni proizvodni koeficijent bio veći i tako odrazio i efekat zamene kao jednog mehanizma za uvodjenje tehničkog progresa i veće efikasnosti u privredi.

Glavni problemi nastaju, naravno, zbog aktivizacionog perioda investicija. Investicije su sada priraštaj fondova na licu mesta a ne aktiviranih fiksnih fondova. Da bi se uspostavila korespondencija izmedju investicija i aktiviranih fiksnih fondova koji iz njih rezultiraju nije dovoljno pretpostaviti samo neki odredjeni aktivizacioni period, već je potrebno specificirati koliki će se deo ovogodišnjih investicija aktivirati (zajedno sa investicijama iz ranijih i kasnijih godina) u odredjenoj godini.* Medjutim, i to ne bi bilo dovoljno. Zbog varijacija u iskorišćavanju kapaciteta bi bilo potrebno naći način da se izdvoji proizvodnja novih preduzeća od ukupne proizvodnje ili alternativno pretpostaviti tehnološki proizvodni koeficijent za nova preduzeća. Kompleksnost stvarne situacije očito ukazuje na to da bi i ovakav model bio samo jedna od alternativnih aproksimacija odnosa izmedju uloženih sredstava i proizvodnog efekta, pogotovu što zbog medjuzavisnosti ukupan efekat u privredi može biti i veći i manji od efekta u novim preduzećima.

---

* Pored toga treba imati u vidu da je uočavanje aktivizacionog perioda u stvarnosti poremećeno i stepenom osvajanja kapaciteta. Isto tako, jedan velik deo investicija nisu investicije u nova preduzeća, već u rekonstrukciju ili proširenje starih preduzeća. Ove se investicije obično brže aktiviraju i imaju viši proizvodni efekat.

Varijacije u stepenu iskorišćavanja kapaciteta, aktivizacioni period i rashodovanje fiksnih fondova su tri glavna elementa koji ukazuju na problematičnost specifikacije intervalnih proizvodnih koeficijenata kao odnosa izmedju investicija i priraštaja proizvoda, odnosno poteškoće utvrdjivanja tih odnosa. Zbog toga se u ovom radu polazi od odnosa izmedju fiksnih fondova i proizvoda kao osnovne relacije, ocenjuje se empirička proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova, a ocene prosečnog i intervalnog proizvodnog koeficijenta su izvedene iz parametara proizvodne funkcije.*

Pošto smo videli da je relevantna varijabla u empiričkoj proizvodnoj funkciji nova vrednost fiksnih fondova, odgovarajući njihov priraštaj koji uzima u obzir rashodovanje fiksnih fondova su nove investicije. Varijacije u korišćenju kapaciteta pogadjaju kako proizvodne koeficijente na bazi aktiviranih fiksnih fondova tako i one na bazi fiksnih fondova na licu mesta, jer se te varijacije ispoljavaju u varijacijama proizvoda. Tako ovi empirički proizvodni koeficijenti ne održavaju hipotetičke tehnološke koeficijente, ali zato daju informaciju o stvarnim odnosima u privredi, tj. o sumarnom efektu svih dejstvujućih faktora.

Varijacije u stepenu korišćenja kapaciteta prvenstveno utiču na potrebu razdvajanja empiričkih i tehnoloških proizvodnih koeficijenata. Zbog toga empirički proizvodni koeficijent ne treba shvatiti kao ocenu tehnološkog proizvodnog koeficijenta koji važi pod hipotetičkim uslovima. Ako ne postoje podaci o aktiviranim fiksnim fondovima, potrebno je još jedno dalje odstupanje od pojma tehnološkog proizvodnog koeficijenta zbog investicija u toku, o čemu je bilo već govora. Proizvodni koeficijent na bazi nove vrednosti fiksnih fondova na licu mesta uključuje i aspekat tehnoloških relacija, odnosno efikasnosti u sferi investicione izgradnje.

---

* Ovi problemi su detaljnije obradjeni u IV glavi. Tamo je takodje pokazana korespodencija, odnosno razlike izmedju investicionih modela i modela na bazi fondova.

Uzevši sva tri problema zajedno, izgleda da su nove investicije kao priraštaj nove vrednosti fiksnih fondova najsvrsishodnije za izračunavanje intervalnih proizvodnih koeficijenata. One uzimaju u obzir rashodovanje fiksnih fondova, što može u razvijenijim i sporije rastućim privredama značajna stavka, u odnosu na bruto investicije takodje nešto smanjuju efekat investicija u toku. Problem iskorišćavanja kapaciteta je ionako problem fondova, a ne investicija. Ali su i tu nove investicije svrsishodnije jer predstavljaju priraštaj nove vrednosti fiksnih fondova koja je nezavisna varijabla u proizvodnoj funkciji.

Što se tiče intervalnih proizvodnih koeficijenata na bazi bruto i neto investicija, bruto investicije predstavljaju bolju aproksimaciju novih investicija nego neto investicije. Studija UN, koja zbog nedostatka ocena nove vrednosti fiksnih fondova za većinu evropskih zemalja izračunava intervalne proizvodne koeficijente na bazi bruto investicija, navodi kao važan argument za prednost bruto u odnosu na neto investicije činjenicu da bruto investicije u celini unose tehnološki progres (tj. kao nove investicije i kao zamena) i da ovo delimično kompenzira i netačnost zbog zanemarivanja rashodovanja. Iz poznatih razloga odbija priraštaj neto vrednosti fiksnih fondova kao meru priraštaja proizvodnog kapaciteta koji rezultira iz investicija u fiksne fondove /26, gl. I, str. 9-10/. Što je brži porast investicija i što je veći vek trajanja fiksnih fondova to je manja razlika izmedju bruto i novih investicija i to je veća razlika izmedju zamene i amortizacije* /3, str. 162/. U takvim uslovima

---

* Dok su odnosi izmedju amortizacije i bruto investicija, zamene i bruto investicija kao i zamene i amortizacije u stacionarnoj situaciji jednaki jedinici, u slučaju rasta bruto investicija od 10% godišnje i veka trajanja od 30 godina (pod pretpostavkom ravnomernog rasta kroz ceo period i bez uzimanja u obzir početne veličine fiksnih fondova) amortizacija iznosi još samo 32% bruto investicija, a zamena čak samo 5%. Odnosno, zamena predstavlja samo 16% amortizacije. /ibid/.

aproksimacija pomoću bruto investicija biće veoma blizu intervalnom proizvodnom koeficijentu na bazi novih investicija.

Razlike izmedju intervalnih proizvodnih koeficijenata na bazi novih i neto investicija su dosta veće od razlika u prosečnim proizvodnim koeficijentima na bazi nove i neto vrednosti fiksnih fondova. Kod dugoročne analize proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju (V glava) smo videli da ne samo da je njihov medjusobni odnos veoma varijabilan iz razloga koji ne odražavaju promene u proizvodnim relacijama već je i pravac promene vrednosti za predratni i poslератni period suprotan i dovodi do kontradiktornih zaključaka.* Ova varijabilnost onemogućava da se intervalni neto proizvodni koeficijenti uzimaju kao aproksimacija onih na bazi novih investicija.

Dakle, što se tiče imenioca proizvodnih koeficijenata, kao najpogodniji statistički agregat u empiričkim istraživanjima se nameće nova vrednost fiksnih fondova, odnosno njen priraštaj. Pored izbora statističkog agregata od velike je važnosti i način ocenjivanja parametara posmatrane proizvodne funkcije, o čemu će biti govora u sledećoj glavi. Ovde treba još da obradimo pitanje koji će statistički agregat najbolje odgovarati pojmu proizvoda, koji do sada nismo detaljnije precizirali.

Proizvodni efekat fiksnih fondova se podrazumevao kao količina odredjenog proizvoda, ali se sada postavlja problem na koji način će se različiti proizvodi agregirati. Kao najpodesnija veličina najčešće je upotrebljavan društveni proizvod, tj. bruto proizvodnja manje medjugranski utrošci. Ostala dva slična agregata, narodni dohodak i novi proizvod (koji su manji za amortizaciju, odnosno za rashodo-

---

* Neto intervalni proizvodni koeficijent je daleko veći u periodu sporijeg rasta jer tada neto investicije osetno potcenjuju priraštaj proizvodnih kapaciteta i time prividno povećavaju efekat po jedinici investicija u takvim periodima. Numeričke efekte vidi u V glavi.

vane fiksne fondove) nisu uzeta u obzir ukoliko se raspolagalo podacima o društvenom proizvodu. U prvom slučaju je oduzeta amortizacija arbitrarna, u drugom slučaju su vrednosti zamene obično nepoznate i novi proizvod se u statističkoj praksi ne obračunava. Ipak, treba naglasiti da i zamena ne dodaje blagostanju, kao što je to slučaj sa materijalnim utrošcima, tako da utoliko društveni proizvod precenjuje čisti proizvod privrede.

Prednost ovih agregata proizvoda je u tome da se mogu agregirati na svim nivoima jer se radi o onom delu vrednosti koji ne treba nadoknaditi drugim granama privrede i koji se smatra rezultatom proizvodnih faktora vezanih za odredjenu granu. Naime, ako se uporedjuje društveni proizvod neke grane sa njenim fiksnim fondovima, onda zapravo upoređujemo ono što je pomoću tih proizvodnih fondova proizvedeno sa njima samima, a to odgovara opštem principu da upoređujemo rezultat sa utroščima. Ukoliko bi za meru proizvodnje uzeli bruto proizvod, stavljali bi u odnos rezultat svih faktora (tj. i onih u drugim granama) sa fiksnim fondovima ove grane, što ne bi odgovaralo tom principu. Proizvodni koeficijent fiksnih fondova bi bio precenjen u kasnijim fazama prerade. Na proizvodni koeficijent fiksnih fondova na bazi društvenog proizvoda, za razliku od proizvodnog koeficijenta na bazi bruto proizvoda, ne utiče mesto posmatrane grane delatnosti u lancu finalizacije proizvoda.

* * *

Baš zbog te mogućnosti agregiranja na svim nivoima su proizvodni koeficijenti na bazi društvenog proizvoda pogodni za makroekonomske modele.* U empiričkom delu rada će se ispitivati odnos izmedju nove vrednosti fiksnih fondo-

---

* P.C. Mahalanobis ističe da na nivou privrede odnos kapitala i proizvodnje koju omogućuju kapaciteti može predstavljati samo hipotetičku asimptotsku gornju granicu koja neće biti nikada realizovana ni u potpuno planiranoj ekonomiji /16/.

va i društvenog proizvoda i pokušati oceniti pouzdanost i stabilnost odgovarajućih prosečnih i intervalnih empiričkih proizvodnih koeficijenata za privredu i najvažnije sektore. Ovo ex post posmatranje odnosa izmedju makro agregata ne može pretendirati da daje ocene tehnoloških proizvodnih koeficijenata, kako zbog nivoa agregacije tako i zbog varijacija u stepenu iskorišćavanja kapaciteta i problema aktivizacionog perioda. Medjutim, mada ne može pratiti pojedine uzročne veze i konkretne pojavne oblike relevantnih varijabli, ovaj pristup ima tu vrednost nad poznavanjem konkretnih tehnoloških relacija na mikro nivou da sintetički prikaže stvarne sumarne rezultate, koji su odraz ne samo tehnoloških relacija već i cele ekonomske strukture društva. Definišući empiričku uprošćenu proizvodnu funkciju izmedju nove vrednosti fiksnih fondova i društvenog proizvoda pokušava se utvrditi da li na makro nivou postoji neka stabilnija empirička veza izmedju tih agregata. Razlike, odnosno promene u proizvodnim koeficijentima predstavljaju zajednički efekat svih ostalih faktora osim kvantiteta fiksnih fondova, tako da će stabilnost proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova ukazati na pravilnost kretanja uticaja tih drugih faktora.

Pošto su zbog dostupnosti upotrebljavani podaci o fiksnim fondovima na licu mesta promene, odnosno razlike u stepenu iskorišćavanja kapaciteta, aktivizaciji investicija i trajnosti fiksnih fondova nisu uključene u meru kvantiteta fiksnih fondova i njihov će se uticaj registrovati u veličini i promeni proizvodnih koeficijenata zajedno sa ostalim faktorima. S obzirom na mnoštvo faktora od kojih zavisi proizvodnja, nije moguće a priori očekivati da će proizvodna funkcija na bazi samo jednog eksplicitnog faktora proizvodnje dati zadovoljavajuće rezultate.

Ocene prosečnog i intervalnog proizvodnog koeficijenta fiksnih fondova su izvedene iz ove proizvodne funkcije na bazi empiričkih vrednosti. To može, sa jedne strane, uticati negativno ukoliko su one suviše pod uticajem nekih neregularnih faktora, dok, sa druge strane, one mogu

biti pogodnije za predvidjanje stvarnih kretanja od nekih hipotetičkih vrednosti, jer sadrže i elemente opšte efikasnosti konkretne privrede. Za pristup u empiričkom delu je karakteristično da, imajući u vidu kompleksnost odnosa koji predstavljaju proizvodni koeficijenti, traži odgovor na pitanje u kojoj meri mogu proizvodni koeficijenti fiksnih fondova kako ih empirički zapažamo predstavljati zadovoljavajuću strukturnu invarijantu raznih ekonomskih modela, odnosno kakva je empirička pouzdanost i stabilnost te veze koja se ponekad suviše olako uzima kao data zakonitost.

Citirana literatura

/1/ R. Bićanić, "Kapitalni koeficijent, tehnički napredak i teorija praga ekonomskog razvoja", Ekonomski pregled, 3/1961.

/2/ Capital, Output and Employment 1948-1960, A Programme for Growth, Department of Applied Economics, University of Cambridge, Champan & Hall, London 1964.

/3/ E.D. Domar, Essays in the Theory of Economic Growth, Oxford University Press, New York, 1957.

/4/ A.L. Gaathon, Capital Stock, Employment and Output in Israel 1950-1959, Bank of Israel, Research Department, Jerusalem, 1961.

/5/ Z. Griliches, "Capital Stock in Investment Functions: Some Problems of Concept and Measurement", Measurement in Economics, Stanford University Press, Stanford, 1963.

/6/ T. Haavelmo, A Study in the Theory of Investment, The University of Chicago Press, Chicago, 1960.

/7/ Wm. C. Hood, Anthony Scott, Output, Labour and Capital in the Canadian Economy, Royal Commission on Canada's Economic Prospects, 1957.

/8/ B. Horvat, Ekonomska teorija planske privrede, Kultura, Beograd, 1961.

/9/ B. Horvat, Ekonomski modeli, Ekonomski institut NR Hrvatske, Zagreb, 1962.

/1o/ B. Horvat, "Model privrednog razvoja Jugoslavije u periodu 1958-1980", u B. Horvat, D. Nikolić, P. Sicherl, Elementi metodologije planiranja dugoročnog privrednog razvoja, Studije 13, Savezni zavod za privredno planiranje, Beograd, 1964.

/11/ M. Kalecki, "Pitanje tempa rasta socijalističke privrede", Poljski ekonomisti o problemima socijalističke privrede, Nolit, Beograd, 1960.

/12/ N.M. Kaplan, "Capital Stock", in Bergson, Kuznets, ed. Economic Trends in the Soviet Union, Harvard University Press, Cambridge 1963.

/13/ J. Kendrick, Productivity Trends in the USA, NBER, Princeton University Press, Princeton 1961.

/14/ S. Kuznets, "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations, V. Capital Formation Proportions: International Comparisons for Recent Years", Economic Development and Cultural Change, July, 1960.

/15/ S. Kuznets, "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: VI. Long-Term Trends in Capital Formation Proportions", Economic Development and Cultural Change, July 1961.

/16/ P.C. Mahalanobis, "Use of Capital Output Ratios in Planning in Developing Countries", International Statistical Institute, 35th Session, Beograd, 1965.

/17/ H. Masaaki, "On Capital-Output Ratios by Industry of Japan, 1955", Indian Economic Review, Vol. V. No. 1, February 1960.

/18/ A. Orthaber, Uvod v kvantitativno empirično analizo narodnega gospodarstva, I. zvezek - Splošni del, Ekonomska fakulteta v Ljubljani, Ljubljana, 1960.

/19/ A. Orthaber, Družbeno bogastvo, II. zvezek, Ekonomska fakulteta v Ljubljani, Ljubljana, 1961.

/2o/ W.E.G. Salter, Productivity and Technical Change, University of Cambridge, Department of Applied Economics, Monograph No. 6, Cambridge University Press, 1960.

/21/ W.E.G. Salter, "Marginal Labour and Investment Coefficients of Australian Manufacturing Industry", The Economic Record, June 1962.

/22/ R. Stojanović, Teorija privrednog razvoja u socijalizmu, Naučna knjiga, Beograd, 1964.

/23/ T.W. Swan, "Economic Growth and Capital Accumulation", The Economic Record, Nov. 1956.

/24/ J. Tinbergen, H.C. Bos, Mathematical Models of Economic Growth, McGraw-Hill, New York, 1962.

/25/ Manual on Economic Development Projects, United Nations, New York, 1958.

/26/ Some Factors in Economic Growth in Europe during the 1950s (Economic Survey of Europe in 1961. Part 2), United Nations, Geneva, 1964.

Glava IV

METODI IZRAČUNAVANJA

U kvantitativnoj ekonomskoj analizi pored izbora relevantnih ekonomskih kategorija, od velikog je značaja i izbor najadekvatnijih metoda, kojima se ocenjuju vrednosti parametara. Razlike koje se pojavljuju izmedju različitih ocena veličine, dinamike i drugih aspekata pojedinih ekonomskih pokazatelja (u ovom konkretnom slučaju proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova), s obzirom na poreklo faktora koji su ih prouzrokovali, mogu se podeliti u dve grupe. Sa jedne strane, razlike se pojavljuju zbog različitih definicija, obuhvata, deflacije i preračunavanja ekonomskih kategorija koje se analiziraju. Drugim rečima, osnovni podaci kojima se ulazi u analizu razlikuju se, pa će se prema tome razlikovati i ocene izvedenih parametara, čak i kada bi se primenio isti način ocenjivanja tih parametara. Sa druge strane, razlike se pojavljuju i u slučaju kada se teoretsko jednako definirani pokazatelji ocene pomoću različitih metoda iz istih osnovnih podataka. Ovom se aspektu obično ne poklanja dovoljno pažnje iako je on od velike važnosti za afirmaciju ekonomije, pogotovu u domenu primene. Kako je ekonomija i onako lišena mogućnosti eksperimentisanja poput onog u prirodnim naukama, veoma je važno da se adekvatnim metodama što bolje iskoristi inače oskudan empirički materijal, tj. obezbedi maksimum informacija koje on pruža.

Komparativna analiza je u praksi još više otežana činjenicom da se vrednost pokazatelja ne razlikuje samo iz jednog razloga (različite kategorije - isti metod ocenjivanja, odnosno isti podaci - različiti metod ocenjivanja), nego se oba javljaju istovremeno. U daljem toku izlaganja najpre će se prikazati i oceniti razni načini ocenjivanja prosečnog i intervalnog proizvodnog koeficijenta fiksnih fondova, odnosno odgovarajućih kapitalnih koeficijenata koji se pojavljuju u ekonomskoj literaturi. A na kraju

će se dati predlog metodologije, koja će služiti kao osnov za empirijsku analizu u ovom radu.

Koliko su stavovi o metodologiji ocenjivanja i interpretaciji karakteristika empirijskih kapitalnih koeficijenata neujednačeni u savremenoj ekonomskoj literaturi, može se najbolje videti iz prikaza zaključaka konferencije International Economic Association, Krf 1961, na temu "Teorija kapitala", koja je okupila najpoznatije ekonomiste iz te oblasti.

> "U vezi sa pretpostavkom stabilnog globalnog kapitalnog koeficijenta, koja karakterizira neke od najpoznatijih modela dinamičkog rasta, pitanje stabilnosti tog koeficijenta bilo je temeljito diskutirano na ovoj konferenciji. Po tom pitanju, šta je dosta neobično, učesnici se nisu složili, mada su argumentovali na osnovu istog empirijskog materijala... Ako se ne možemo složiti oko interpretacije empirijskog materijala, kako možemo onda znati što treba da pokušamo objasniti: stabilnost ili nestabilnost kapitalnog koeficijenta? Ili, alternativno, kako se možemo složiti oko toga što je pravilna hipoteza na kojoj treba bazirati naše teoretske modele?" /14. str. x i xiii/.

Medjutim, postoji opšta saglasnost u odnosu na najvažnije probleme i poteškoće koji se pojavljuju u empirijskim istraživanjima kapitalnog koeficijenta. Prvo, godišnje vrednosti prosečnog kapitalnog koeficijenta variraju sa varijacijama u stepenu iskorištavanja kapaciteta. Ove su varijacije naročito naglašene za vreme ozbiljnih kriza. Drugo, varijacije godišnjih vrednosti intervalnog koeficijenta su još mnogo drastičnije, tako da je u oba slučaja teško utvrditi i kvantificirati neke regularnosti u kretanjima ovih koeficijenata. Ova situacija se manifestuje u velikom broju metoda ocenjivanja pomenutih koeficijenata koji su primenjivani u empirijskim istraživanjima.

Prosečni koeficijent

Definicija prosečnog kapitalnog koeficijenta je veoma prosta. To je odnos izmedju fiksnih fondova i godišnjeg proizvoda; tu nema nikakvog razmimoilaženja kako treba da se izračunaju godišnje vrednosti koeficijenta kada su rešeni problemi oko podataka. Problemi nastaju kada se ti po-

daci analiziraju, tj. kako da se izvode neke generalizacije odnosno kakve pretpostavke treba upotrebiti u teoretskom modelu na osnovu koga će se doneti zaključci i kvantificirati neke zakonomernosti u vezi sa kapitalnim koeficijentom, ili prosto izraziti njegova prosečna vrednost za neki duži period.

Ako se računa prosečna vrednost prosečnog koeficijenta za neki period, npr. za dekadu, najčešće se upotrebljavaju dva načina izračunavanja. Prvi se sastoji u tome da se stave u odnos prosečna vrednost proizvoda u tom periodu sa prosečnim stanjem fiksnih fondova. Ovaj metod su upotrebili S. Kuznets /11/, L. Grebler, D. Blank i L. Winnick /citirano u 4/, A. Ganz /5/, itd.

Drugi način sastoji se u tome da se izračuna prosek godišnjih vrednosti kapitalnog koeficijenta (zbir godišnjih vrednosti koeficijenta podeljen sa brojem godina). Ovaj način je upotrebio npr. S. Blagojević /3/.

Ako pogledamo oba načina pobliže, vidimo da se u oba slučaja radi o izračunavanju aritmetičke sredine godišnjih vrednosti prosečnog kapitalnog koeficijenta, s tim da se u drugom slučaju radi o prostoj, a u prvom slučaju o ponderisanoj aritmetičkoj sredini. Kada se radi o kapitalnom koeficijentu, ponderi su godišnje vrednosti proizvoda; dok se u slučaju proizvodnog koeficijenta godišnje vrednosti koeficijenta ponderišu sa godišnjim vrednostima fiksnih fondova. To se može lako pokazati na sledeći način:

$$\bar{p} = \frac{\frac{\sum_{t=1}^{n} P(t)}{n}}{\frac{\sum_{t=1}^{n} K(t)}{n}} = \frac{\sum_{t=1}^{n} P(t)}{\sum_{t=1}^{n} K(t)} = \frac{\sum_{t=1}^{n} \frac{P(t)}{K(t)} \cdot K(t)}{\sum_{t=1}^{n} K(t)} = \frac{1}{\sum_{t=1}^{n} K(t)} \cdot \sum_{t=1}^{n} p(t).K(t)$$

gde je n broj godina perioda. Za kapitalni koeficijent se može slično izvesti da je

$$\bar{k} = \frac{1}{\sum_{t=1}^{n} P(t)} \cdot \sum_{t=1}^{n} \frac{K}{P}(t) \cdot P(t) = \frac{1}{\sum_{t=1}^{n} P(t)} \cdot \sum_{t=1}^{n} k(t) \cdot P(t),$$

a važi i relacija $\bar{p} = \frac{1}{\bar{k}}$.

Ovaj način računanja prosečne vrednosti koeficijenta za odredjeni period predstavlja primenu metode izračunavanja globalnog, odnosno sumarnog koeficijenta kao ponderisanog proseka sektorskih koeficijenata, i na probleme izračunavanja proseka za odredjeni vremenski period. Drugim rečima, metodološki se ne pravi nikakva razlika izmedju problematike koje nameće agregiranje u vremenu, tj. ocenjivanje agregatnih koeficijenata za odredjeni vremenski interval, i zahteva kojima treba da se podredjuje način izračunavanja agregatnog koeficijenta za pojedine godine.

Pošto smatramo da je adekvatno razlikovanje ova dva problema od velike važnosti u kvantitativnoj analizi, predlažemo na kraju ovog dela jedan drugi pristup problema. Ovde će se samo skicirati neka pitanja koja se postavljaju s tim u vezi. Agregatni (sumarni) koeficijenat se redovno, kada se radi o periodu od godinu dana, prikazuje kao odnos izmedju suma odgovarajućih sektorskih vrednosti (tj. odgovarajućih vrednosti komponenti koje ulaze u agregat), odnosno izračunava se tako da su ponderi sektorskim koeficijentima izrazi u imeniocu koeficijenta. Na taj način se postiže jednakost definicije prosečnog i intervalnog proizvodnog koeficijenta na svim stepenima agregiranosti kao i jasno definirana veza izmedju globalnog i sektorskih koeficijenata. Kako godina dana predstavlja period u odnosu na koji se definira proizvodni koeficijent fiksnih fondova, odnosno kapitalni koeficijent i kako su podaci takodje obično dati za taj period i razlika u vrednosti momentnog podatka K nije toliko velika unutar jedne godine, može se smatrati da ova metoda daje zadovoljavajuće rešenje problema dok je u pitanju interval koji predstavlja vremensku jedinicu posma-

tranja.

Problem agregiranja u vremenu postavlja jedan dodatni niz problema. Za jedan duži period postavlja se pre svega pitanje da li se uopšte može adekvatno opisati ceo period samo jednom cifrom, tj. da li se ocena u tački (point estimate) veličina i parametara koji se menjaju u vremenu može smatrati svrsishodnom i dovoljnom. U opštem slučaju se može konstatovati da postoji opasnost da se računanjem prosečne vrednosti za jedan duži period mogu lako izgubiti iz vida sve promene u relacijama koje su se desile unutar celog posmatranog perioda. Ovakvim metodom odričemo se informacija o promeni tendencija unutar perioda, a to može u mnogim slučajevima biti jedan od najvažnijih aspekata analize.

U našem konkretnom slučaju pojavljuje se još jedan problem. Što je veći vremenski interval posmatranja, to je, ceteris paribus, momentni podatak za K lošiji reprezentant celog perioda. Drugo, ocena koeficijenta je invarijantna u odnosu na vremenski raspored godišnje vrednosti P(t) i K(t) unutar perioda sve dok ostaju iste njihove sume $\sum_{t=1}^{n} P(t)$ i $\sum_{t=1}^{n} K(t)$, odnosno količnik tih suma. Treće, treba imati u vidu i alternativu da bi, ukoliko se smatra da bi ceo period trebalo da bude jedinica posmatranja, proizvodni koeficijenat (jer nije invarijantan u odnosu na dužinu perioda posmatranja) zapravo trebalo definisati kao

$$p = \frac{\sum_{t=1}^{n} P(t)}{\frac{1}{n} \cdot \sum_{t=1}^{n} K(t)}, \quad \text{a ne kao} \quad p = \frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} P(t)}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} K(t)}.$$

(što važi za slučaj gde je vremenska jedinica posmatranja godina).

Drugi način izračunavanja prosečne vrednosti proizvodnog koeficijenta za više godina, primenjujući metod proste aritmetičke sredine, bazira se na implicitnoj pretpostavci da je stohastički model varijacija godišnjih vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta oblika

$$\frac{P(t)}{K(t)} = p + u(t),$$

gde su u(1), u(2) ... itd. medjusobno nezavisne slučajne varijable.* Drugim rečima, pretpostavlja se da godišnje vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta variraju oko neke konstantne vrednosti, a te slučajne varijacije izražene su varijablom u(t).

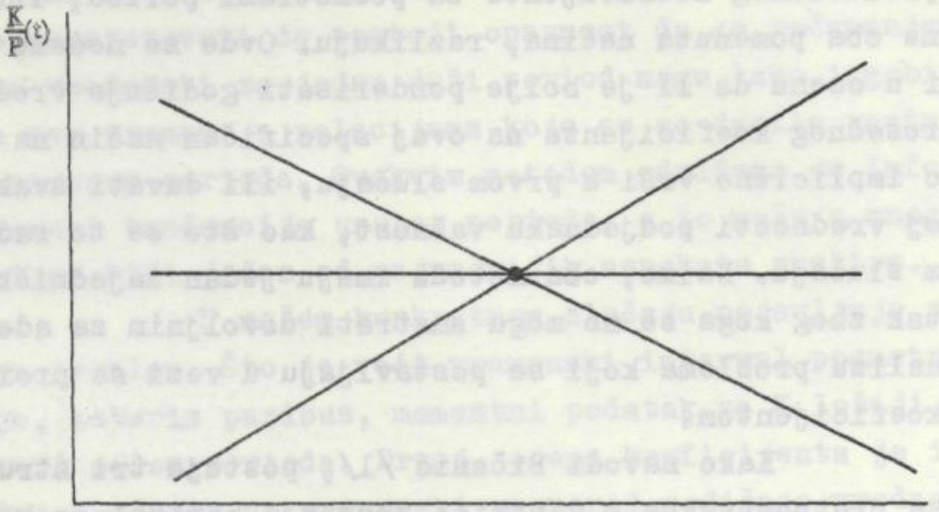
Očigledno je da se numeričke vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za posmatrani period, izračunate na oba pomenuta načina, razlikuju. Ovde se nećemo upuštati u ocenu da li je bolje ponderisati godišnje vrednosti prosečnog koeficijenta na ovaj specifičan način na koji se to implicitno vrši u prvom slučaju, ili davati svakoj godišnjoj vrednosti podjednaku važnost, kao što se to radi u drugom slučaju. Naime, oba metoda imaju jedan zajednički nedostatak zbog koga se ne mogu smatrati dovoljnim za adekvatnu analizu problema koji se postavljaju u vezi sa proizvodnim koeficijentom.

Kako navodi Bičanić /1/, postoje tri struje u vezi sa pretpostavkom o dinamici kretanja kapitalnog koeficijenta: jedni smatraju da je njegova glavna karakteristika konstantnost u vremenu, drugi smatraju da se on povećava, a treći da se smanjuje u toku privrednog razvoja. Dakle, priroda problema traži takvu metodu koja će dati adekvatan odgovor u sva tri pomenuta slučaja, a to gornja dva načina ne obezbedjuju. Na osnovu onoga što smo izneli može se lako zapaziti da oni daju zadovoljavajuće odgovore samo u slučaju ako je koeficijenat konstantan. Tada su pretpostavke za drugi način ispunjene, a u prvom načinu se ne postavlja problem promene tendencija. Kako se i za taj specifični slučaj može predložiti pogodniji pristup, ove dve metode do daljega nećemo više komentarisati.

Jedan drukčiji pristup predstavlja posmatranje odnosno izračunavanje trendova prosečnog kapitalnog koeficijenta. Ovo poslednje se može naći kod L. Kleina /9, str. 195/, /1o/ i J. La Tourretta/2o/. Jedinice posmatranja

* L. Klein /9, str. 194/ navodi to za prosečni kapitalni koeficijent, ali isto očito važi i za prosečni proizvodni koeficijent fiksnih fondova.

su godišnje vrednosti prosečnog kapitalnog koeficijenta, kojima je u oba slučaja prilagodjen logaritamski trend (po metodu najmanjih kvadrata), dok se zaključak o signifikantnosti trenda donosi na osnovu količnika izmedju ocenjenog parametra uz t i njegove standardne greške. Alternativno, pominje se i linearni trend.*



Ovakav pristup predstavlja znatno poboljšanje informacija, jer daje ocenu (tzv. teoretsku vrednost) koeficijenta za svaku godinu zajedno sa slikom o opštoj tendenciji unutar perioda. Medjutim, ni on ne iskorištava dovoljno racionalno informacije sadržane u osnovnim podacima, jer iz podataka za P(t) i K(t) pravi samo jedan izvedeni podatak $\frac{P}{K}(t)$ koga onda posmatra u odnosu na t. Nedostaje uključivanje informacija o dinamici P(t) i K(t) posebno, kao i veza sa intervalnim proizvodnim koeficijentom.

Intervalni koeficijent

Problematika ocenjivanja intervalnog proizvodnog koeficijenta fiksnih fondova, odnosno marginalnog kapitalnog koeficijenta, predstavlja znatno kompliciraniji zada-

* Ovakva skica jasno ilustrira i zamerku koja je stavljena metodi proste aritmetičke sredine godišnjih vrednosti kapitalnog koeficijenta. U sva tri slučaja, bilo da nema trenda, bilo da je on rastući ili opadajući, numerička vrednost prosečnog koeficijenta za ceo period bila bi ista.

tak zbog velike varijabilnosti koju ispoljavaju numeričke vrednosti tog koeficijenta iz godine u godinu. Pomenuti koeficijent je definisan kao odnos godišnje vrednosti priraštaja proizvoda i odgovarajućeg priraštaja fiksnih fondova, odnosno priraštaja proizvoda i investicija. Prva definicija adekvatnije podražava smisao koeficijenta. Veza izmedju priraštaja proizvoda i investicija (čak i kada je pravilno definirana) predstavlja samo jedan od načina aproksimacije. Investicije predstavljaju trošenje društvenih resursa na proizvodnju fiksnih fondova. Tako možemo govoriti o efikasnosti procesa investiranja (u smislu efikasnosti proizvodnje fiksnih fondova), a nikako o efikasnosti investicija u smislu proizvodnih efekata investicija, jer njih nema sve dok se one ne ostvare u obliku aktiviranih fiksnih fondova, dok se ne počnu koristiti kao upotrebna vrednost u tom svojstvu.*

U praksi, bilo da se radi o upotrebi u ekonomskim modelima ili uopšte o analizi intervalnog proizvodnog koeficijenta, odnosno marginalnog kapitalnog koeficijenta, skoro bez izuzetka pretpostavlja se da je on neka konstanta. Kada se radi o periodu od godinu dana, on je to po defini-

---

* Do kakve zbrke može da dovede upotreba termina efikasnosti investicija može se videti na primeru analize globalne efektivnosti privrede u radu S. Blagojevića /3/. Definišući prosečnu stopu porasta efektivnosti investicija za odredjeni period kao $\frac{1oo + r_p}{1oo + r_I} - 1oo$, on uočava velike razlike u tako definisanom odnosu medju pojedinim potperiodima te donosi zaključak da zbog toga efikasnosti investicija (kao i kapitalni koeficijent) ne može poslužiti kao pouzdana osnova za potrebe ekonomskog planiranja.

Greške su u stvari dve, samo se u ovom slučaju ne potiru. Prvo, tu je pogrešno pre svega implicitno tretiranje investicija kao proizvodnog faktora, pa je zaključak da zbog negativne vrednosti tako definisane efektivnosti investicija (stopa rasta-o,77) u periodu 1956-196o. faktori koji uslovljavaju efektivnosti investicija nisu izazvali očekivane rezultate na porast nacionalnog dohotka potpuno nelogičan, kad se može u istoj tabeli videti da je u tom potperiodu prosečni koeficijent efektivnosti osnovnih sredstava rastao po prosečnoj stopi od 5,88%! Drugo, to uopšte nije stopa rasta efektivnosti investicija, nego prosečna stopa rasta recipročne vrednosti stope akumulacije! One se mogu poklapati samo u specifičnoj situaciji gde je $r_p = r_{\Delta p}$. Velike razlike izmedju pojedinih perioda onda ukazuju na neujednačenost investicione politike, a ne kažu ništa o efektivnosti.

ciji: $a = \frac{\Delta P}{\Delta K}$, odnosno u obliku akceleratora $I = k_m \cdot \Delta P$. Medjutim, kada želimo da ocenimo njegovu vrednost za neki odredjeni vremenski period, javljaju se u suštini isti problemi koji su se pojavili u slučaju prosečnog proizvodnog koeficijenta, samo što su ovde oni još potencirani. Velika varijabilnost godišnjih vrednosti intervalnog koeficijenta, sa jedne strane, i pretpostavka da je on konstantan, sa druge strane, postavljaju zahtev da se njegova numerička vrednost oceni na bazi podataka za neki duži period, tj. da se što više eliminira uticaj slučajnih faktora i naglasi uloga sistematskih faktora.

Najviše upotrebljavana metoda ocenjivanja je ponderisana aritmetička sredina godišnjih vrednosti intervalnog koeficijenta; kod intervalnog proizvodnog koeficijenta ponderi su priraštaji fiksnih fondova u pojedinim godinama, dok su to u slučaju intervalnog kapitalnog koeficijenta godišnji priraštaji proizvoda. Drugim rečima, analogno kao u slučaju prosečnih koeficijenata princip sektorskog agregiranja primenjen je u slučaju agregiranja u vremenu;

$$P_\Delta \frac{\sum_{t=1}^{n} \Delta P(t)}{\sum_{t=1}^{n} \Delta K(t)} = \frac{\sum_{t=1}^{n} \Delta P(t)}{\sum_{t=1}^{n} I(t)} = \frac{\sum_{t=1}^{n} P_\Delta(t) \cdot \Delta K(t)}{\sum_{t=1}^{n} \Delta K(t)}$$

Kod nas su analogan način za izračunavanje intervalnog kapitalnog koeficijenta upotrebili, izmedju ostalih, B. Horvat /7/, D. Stojanović /18/*, I. Vinski /21/, D. Vojnić /22/. I u ovom slučaju vrednost koeficijenta invaraijantna je na promene godišnjih vrednosti $\Delta P(t)$ i $\Delta K(t)$

---

* Terminologija u tom članku je nešto neuobičajena i ne bismo je mogli smatrati svrsishodnom. Kapitalni koeficijent je definisan kao odnos godišnjih bruto investicija i godišnjeg priraštaja društvenog proizvoda, dok je na gornji način izračunati intervalni kapitalni koeficijenat za duži period nazvan prosečnim kapitalnim koeficijentom, mada je taj termin inače rezervisan za odnos fiksnih fondova i proizvoda.

sve dok se ne menjaju njihove sume $\sum_{t=1}^{n} \Delta P(t)$ i $\sum_{t=1}^{n} \Delta K(t)$, odnosno količnik tih suma.

Jedna varijanta ovog načina računanja intervalnog kapitalnog koeficijenta koristi jedan identitet, koji postoji izmedju intervalnog kapitalnog koeficijenta k_m, stope akumulacije s i stope rasta proizvoda r_p. Ako su oni definirani kao $\frac{I}{\Delta P}$, $\frac{I}{P}$ i $\frac{\Delta P}{P}$, respektivno, očito važi relacija $k_m = \frac{s}{r_p}$ poznata iz Harrod-Domarovog modela. Ovaj način koristio je S. Kuznets u komparativnoj analizi rasta /12/, /13/, kao i Sekretarijat ekonomske komisije UN za Evropu u istraživanjima faktora privrednog rasta evropskih zemalja za 50-te godine /17/ i dr. Usko gledano, ovaj način ne predstavlja ništa drugo do jedan zaobilazan način izračunavanja istog odnosa. Oba načina daju iste rezultate kada je u pitanju godišnji period, jer u tom slučaju jednakost k_m i $\frac{s}{r_p}$ predstavljaju tautologiju. Isti zaključak važi i za bilo koji period, ako su varijable konzistentno definisane i agregirane na odgovarajući način. Ukoliko se s i r_p ocenjuju nezavisno, ne uzimajući u obzir ovaj uslov konzistentnosti, količnik izmedju s i r_p važi samo kao aproksimacija ranije definisanog odnosa.* Diskrepancija kod inače osetljivog intervalnog koeficijenta ne mora da je zanemarljiva. Ako postoje osnovni podaci, ova varijanta izgleda manje poželjna od prethodne.**

U svrhu ocenjivanja intervalnog kapitalnog koeficijenta S. Popović /15/ i S. Blagojević /2/ upotrebili su regresionu analizu definišući osnovna sredstva kao linearnu funkciju proizvoda (društvenog proizvoda i nacionalnog do-

---

* Već navedena dva rada pružaju pregled nekoliko primenjenih alternativnih metoda za samostalno ocenjivanje s i r_p. S. Kuznets ocenjuje s na bazi odgovarajućih kumulativa za period, a r_p kao prosečnu geometrijsku stopu rasta. U publikaciji UN s se ocenjuje po istoj metodi ali sa pomakom od 1 godine, a r_p bilo kao stopa rasta izračunata iz trenda ili kao geometrijska stopa rasta.

** U oba navedena slučaja metoda je upotrebljena u medjunarodnim komparacijama, neke specifičnosti upotrebe u tom kontekstu analizirane su uporedo sa rezultatima tih istraživanja.

hotka, respektivno). Razlozi koji govore protiv ovakve specifikacije navedeni su u glavi III.

Pod pretpostavkom da godišnje vrednosti integralnog kapitalnog koeficijenta variraju slučajno oko neke konstantne vrednosti, tj. da su investicije prosto proporcionalne sa priraštajem proizvoda osim slučajnih odstupanja, numerička vrednost koeficijenta za posmatrani period može se oceniti i kao prosta aritmetička sredina godišnjih intervalnih koeficijenata. Odgovarajući stohastički model jeste

$$\frac{I(t)}{\Delta P(t)} = k_m + v(t)$$

gde su v(1), v(2) ... medjusobno nezavisne slučajne varijable. L. Klein ukazuje u /9, str. 194/ na činjenicu da ovaj način ocenjivanja ne treba smatrati kao alternativu modela koji smo naveli kod prosečnog kapitalnog koeficijenta, jer se slučajna greška u(t) razlikuje od v(t).*

U vezi sa ocenjivanjem intervalnog koeficijenta veoma je interesantna i jedna konstatacija R. Goldsmitha.** Za nas je pre svega važno da razmotrimo još i metodu koja je tu nagoveštena, tj. koreliranje godišnjih priraštaja kapitala i godišnjih priraštaja produkta. Dve stvari govore protiv toga da bi ona bila relevantna u našem istraživanju. Prvo, već smo pokazali da odnos izmedju investicija i priraštaja produkta kako ga empirički posmatramo osim pod veoma specifičnim pretpostavkama, ne predstavlja proizvodnu funkciju odnosno tehnološki odnos, koji postoji izmedju fiksnih fondova i produkta. Odnos izmedju $\Delta P(t)$ i $\Delta K(t)$ odnosno $I(t)$ ne

---

* Vidi o.c. za dokaz da su pretpostavke u oba slučaja posve različite. U vezi s tim odluka, u njegovom pristupu analizi, da li prvo oceniti iz empirijskih podataka vrednost prosečnog kapitalnog koeficijenta i onda izvesti akceleratorsku jednačinu investicija, ili oceniti ovu poslednju i izvesti prosečni koeficijenat, mora se bazirati na pretpostavci o stohastičkoj strukturi sistema.

** "Marginalni kapitalni koeficijenti su se pokazali kao vanredno nestabilni, što može biti delimično posledica manjkavosti odgovarajućih statistika, ali izgleda da to ukazuje i na nepostojanje izrazite korelacije izmedju godišnjih promena realnog materijalnog bogatstva i neto nacionalnog dohotka. Ovo sigurno stavlja u sumnju ako već ne teoretsku osnovanost, onda bar praktičnu aplikativnost mnogo čega iz tzv. akceleratorske analize na kratkoročne probleme". /6, str. 300/.

sadrži niti proizvodnu funkciju za najnovije fiksne fondove jer a) $\Delta P(t)$ ne predstavlja samo proizvod novih preduzeća čiji su fiksni fondovi odnosno investicije predstavljeni sa $\Delta K(t)$, nego se menja i zbog promena u efektima starih fiksnih fondova $K(t-1)$ i b) jer je $\Delta K(t)$, odnosno $I(t)$, više odraz procesa investiranja nego ulaženja u proizvodnju novih objekata. Ovakvo predstavljanje, odnosno specifikacija funkcije $\Delta P(t) = f(\Delta K(t))$, na primer $\Delta P(t) = a \Delta K(t) + b$, značilo bi baš takvo korespondiranje odredjenog priraštaja produkta odredjenom priraštaju fiksnih fondova.* Dakle, ne samo numerički nego i koncepcijski ovaj metod ne bi zadovoljavao. Drugo, gledano sa računske strane, odnos $\frac{\Delta P(t)}{\Delta K(t)}$ ne bi ispao konstantan nego bi se menjao u vremenu,** dok relativno mala disperzija nezavisne varijable, posebno u fazama spornog razvoja privrede, ne bi omogućila zadovoljavajuću pouzdanost parametara. Sve ovo, naravno, ne znači da nam empirička istraživanja asocijacije izmedju priraštaja proizvoda i priraštaja fiksnih fondova, kao i trenda intervalnog koeficijenta, ne može dati dragocene informacije. Što je bolja ova veza, to će pouzdanija biti proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova, to će manje biti standardne greške parametara te funkcije. Ovde se samo ukazalo na razloge zbog kojih ne možemo a priori očekivati neku veoma čvrstu vezu izmedju investicija i priraštaja proizvoda.

Klasifikacija i ocena metoda izračunavanja

Smatramo da je za razumevanje značenja i za interpretaciju pojedinih koeficijenata od posebne važnosti ispitati pretpostavke na osnovu kojih su definisane relacije izmedju pojedinih agregata, kao i pretpostavke na kojima se zasnivaju pojedini metodi izračunavanja. U ne malo slu-

---

* Čak i podaci o aktiviranim fiksnim fondovima ili uvodjenje aktivizacionog perioda ne bi rešilo osnovni problem.

** To bi se, naravno, moglo izbeći restrikcijom da mora regresiona prava prolaziti kroz koordinatni početak.

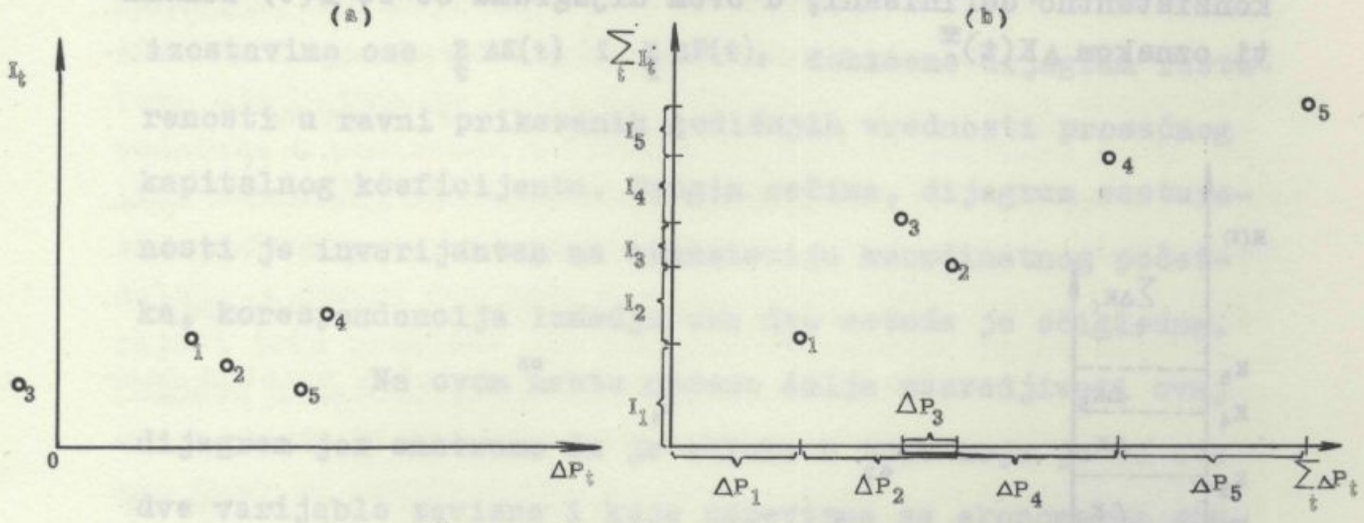
jeva konzistentnosti ove dve grupe pretpostavki nije posvećena dovoljna pažnja, ili se čak uopšte ne uzimaju u obzir implicitne pretpostavke upotrebljenih metoda ocenjivanja. Dosadašnje razmatranje je pokazalo da je u domenu ovog tipa istraživanja najvažnija podela na investicione modele i kapitalne modele (modele na bazi priraštaja i modele na bazi fondova). Investicionim modelima nazivamo one kod kojih se pretpostavlja da kao osnovna zavisnost postoji veza izmedju godišnjih vrednosti priraštaja proizvoda i investicija (ili odgovarajuće definisanih priraštaja fiksnih fondova). Poslednja dva metoda od ranije navedenih adekvatna su za ocenjivanje parametara u takvom tipu relacije.

Svi ostali metodi ocenjivanja koje smo obradili u ovom delu rada pripadaju tipu kapitalnih modela, gde je osnovna zavisnost koja se pretpostavlja veza izmedju proizvoda i fiksnih fondova. Kada se radi o prosečnom proizvodnom koeficijentu fiksnih fondova, odnosno prosečnom kapitalnom koeficijentu, ova se priroda koeficijenta vidi već iz definicije. Što se tiče metoda za ocenjivanje intervalnog proizvodnog koeficijenta, u slučaju kada je upotrebljena ocena parametara iz regresije $K(t) = aP(t) + b$ isto tako je eksplicitno naglašen ovaj tip odnosa. Medjutim, u slučaju kada je relacija definisana kao $I = k_m \cdot \Delta P$, alternativno $k_m = \frac{I}{\Delta P}$, a intervalni koeficijent za neki duži period ocenjuje se na osnovu metoda kumulativa $k_m = \frac{\sum_{t=1}^{n} I(t)}{\sum_{t=1}^{n} \Delta P(t)}$ koji se inače u literaturi najviše upotrebljava,* činjenica da i ovaj model pripada grupi kapitalnih modela izgleda da nije lako uočljiva. Naime, smatra se da se u gornjem slučaju radi o investicionom modelu. Da bismo pokazali da implicitne pretpostavke gornjeg metoda ocenjivanja intervalnog kapitalnog koeficijenta odgovaraju pretpostavkama kapitalnog, a ne investicionog modela, tj. da pokažemo korespondenciju izmedju kapitalnog modela i modela kumulativa priraštaja proizvoda

* Isti zaključak važi i za metodu $k_m = \frac{s}{r_p}$, i to bez modifikacija ako su veličine $\frac{I}{P}$ i $\frac{\Delta P}{P}$ konzistentno definisane i ocenjene.

i investicija, poslužićemo se grafičkim načinom. Pošto se u pomenutim slučajevima radilo o analizi marginalnog kapitalnog koeficijenta, skiciraćemo primer za taj odnos, mada se on neće upotrebljavati u ovom radu.

Najpre ćemo pokazati na jednom primeru kako se razlikuju dijagrami u slučaju investicionog modela i modela kumulativa, iako su to samo dva različita načina ocenjivanja matematički jednako definisanog marginalnog kapitalnog koeficijenta $k_m = \frac{I}{\Delta P}$.

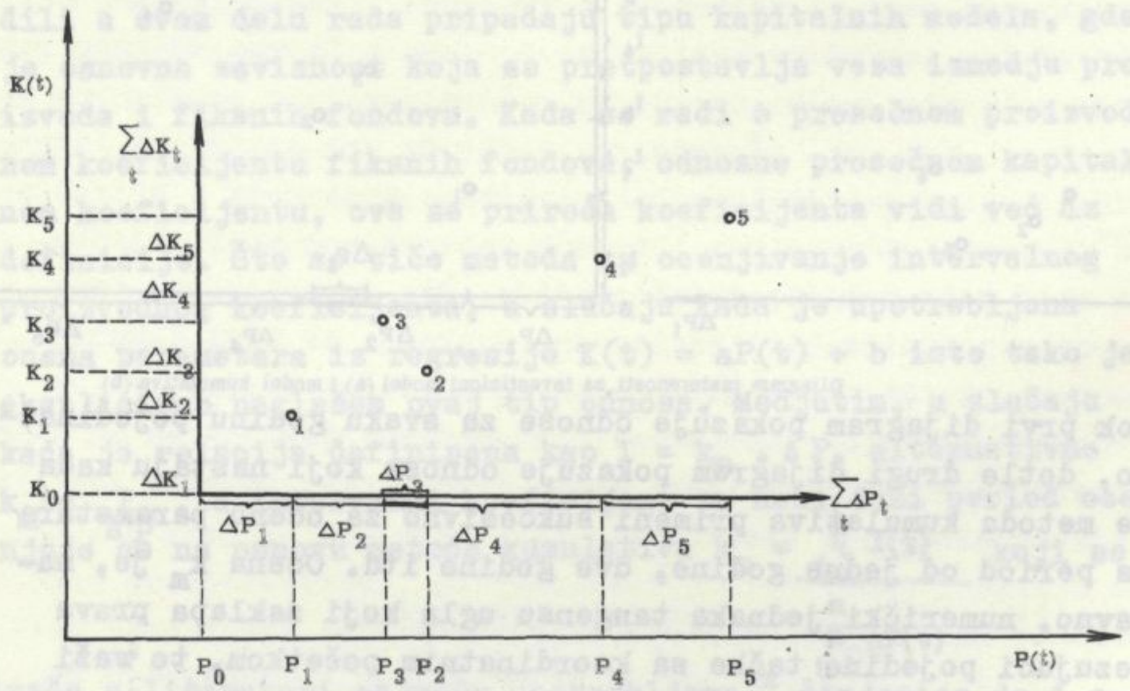


Dijagram rasturenosti za investicioni model (a) i model kumulativa (b)

Dok prvi dijagram pokazuje odnose za svaku godinu pojedinačno, dotle drugi dijagram pokazuje odnose koji nastaju kada se metoda kumulativa primeni sukcesivno za ocenu parametara za period od jedne godine, dve godine itd. Ocena k_m je, naravno, numerički jednaka tangensu ugla koji zaklapa prava vezujući pojedine tačke sa koordinatnim početkom, to važi za oba dijagrama. Kako vidimo, u slučaju investicionog modela k_m može biti i negativan,* dok je to veoma retko kod metode kumulativa gde se godišnje vrednosti u sumi kompenziraju. Dok se kod traženja numeričke vrednosti k_m za period od više godina kod investicionog modela treba prvo još odlu-

* Ovakvi slučajevi ne samo da stvaraju poteškoće kod ocenjivanja nego ih je skoro nemoguće logički interpretirati, što samo ponovo ukazuje na problematičnost specifikacije $I = k_m \cdot \Delta P$ u pogledu uzroka i posledice. Doslovce primenjena interpretacija akceleratora - da bismo postigli smanjenje proizvoda $= \Delta P\,(t)$ potrebno je investirati $I(t)$ - očito je lišena svakog smisla.

čiti o tome da li će se primeniti na primer metod regresije ili metod proseka godišnjih vrednosti, u drugom slučaju to se ne postavlja jer je odluka o načinu ocenjivanja osnov za definisanje kumulativa, a ne obrnuto. U sledećem dijagramu će se pokazati da metod kumulativa kao jedan specifičan način ocenjivanja k_m zapravo u sebi sadrži pretpostavke kapitalnog modela, mada je izveden iz istih osnovnih podataka o priraštaju proizvoda i investicijama kao investicioni model. Kako je za to potrebno da su investicije i fiksni fondovi konzistentno definisani, u ovom dijagramu će se I(t) zameniti oznakom $\Delta K(t)$.*



Dijagram korespondencije metoda kumulativa i kapitalnog modela.

---

* Naime potrebno je imati u vidu da je u ovom delu rada akcenat na analizi diskrepancija koje proističu iz različitih metoda ocenjivanja kod datog izbora agregata. Gornje konstatacije važe i za nove i neto investicije u vezi sa odgovarajućim fiksnim fondovima, sa ili bez uzimanja u obzir aktivizacionog perioda; važno je samo da su investicije i fiksni fondovi konzistentno definisani, tj. da je $I(t) = \Delta K(t)$.

Čini se da ovakva konstrukcija dijagrama dovoljno jasno pokazuje da je medjusobna pozicija tačaka koje označuju vrednosti kumulativa za pojedine periode istovetna sa onom koja proizilazi iz odnosa proizvoda i kapitala za one godine koje predstavljaju završnu godinu perioda za koji se ocenjuje k_m. Ako uzmemo da nema osa P(t) i K(t), dobićemo dijagram sa prethodne stranice, dok, ako izostavimo ose $\sum_t \Delta K(t)$ i $\sum_t \Delta P(t)$, dobićemo dijagram rasturenosti u ravni prikazanih godišnjih vrednosti prosečnog kapitalnog koeficijenta. Drugim rečima, dijagram rasturenosti je invarijantan na translaciju koordinatnog početka, korespondencija izmedju ova dva metoda je očigledna.

Na ovom mestu nećemo dalje razradjivati ovaj dijagram jer smatramo da je odluka o tome koja je od ove dve varijable zavisna i koja nezavisna sa ekonomskog stanovišta neadekvatna. Ako rezimiramo dosadašnja razmatranja metoda ocenjivanja koje se pojavljuju u ekonomskoj literaturi, u slučaju prosečnih kapitalnih koeficijenata numerička vrednost za neki period ili trend ocenjuju se bilo na osnovu godišnjih vrednosti prosečnog koeficijenta bilo kao odnos prosečnih vrednosti proizvoda i kapitala za ceo period. Jednom metodu može se staviti zamerka da nedovoljno koristi informacije jer traži osnovnu zavisnost u ravni $\frac{K}{P}(t)$ i t. Drugi metod ima taj nedostatak da davanjem prosečne vrednosti za ceo period gubi informaciju o promeni tendencija unutar perioda.

Kod ocenjivanja vrednosti intervalnog koefi-

cijenta investicioni model izgleda najmanje adekvatnim. Metod kumulativa, kao i njegova varijanta preko s i r_p, ima taj nedostatak da koristi samo minimum informacija*, tako da u opštem slučaju daje ocene sa nepotrebnom velikom standardnom greškom a da istovremeno definicija ukazuje na egzaktnost koja je samo prividna. Metod regresije, kako je primenjen u pomenutim radovima, pored neadekvatne specifikacije ne vodi računa o stabilnosti relacije u vremenu, što je nedostatak i metoda kumulativa. Pored toga, upotrebljen je samo u svrhu ocene intervalnog koeficijenta i za ocenu stepena korelacije izmedju fiksnih fondova i proizvoda. Smatramo da su analitičke mogućnosti ovog metoda u dosadašnjim radovima veoma malo iskorištene, a da koncepcijski metod uopšte nije obradjen. Metodološki pristup ocenjivanja prosečnih i intervalnih proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova, koji sledi, predstavlja predlog načina na koji bi se neki od gornjih nedostataka dosadašnjih metoda otklonili; istovremeno on predstavlja i osnov za empiričku analizu u ovom radu.

---

* Dijagram kumulativa predstavlja translaciju koordinatnog početka u (P(o), K(o)), tako da se k_m može definisati i preko veličina P i K.

$$k_m = \frac{\sum_t I(t)}{\sum_t \Delta P(t)} = \frac{\sum_t \Delta K(t)}{\sum_t \Delta P(t)} = \frac{K(n) - K(o)}{K(n) - P(o)}$$

Iz ovakve definicije se vidi da metod kumulativa priraštaja koristi zapravo samo informaciju za prvu i poslednju godinu, invarijantan je u odnosu na vrednosti za ostale godine unutar perioda jer ih uopšte ne uzima u obzir.

Izračunavanje na bazi proizvodne funkcije

Što se tiče osnovne koncepcije na kojoj se bazira ova metoda, ona je sa ekonomskog stanovišta obrazložena u glavi III. Medjutim, izmedju takvog teoretskog modela, koji se bazira na pretpostavkama konstantne tehnologije, konstantnog iskorišćavanja kapaciteta, komplementarnosti faktora proizvodnje, konstantnih prinosa u odnosu na obim proizvodnje, kao i tehnološke i ekonomske efikasnosti proizvodne funkcije, tj. koji naglašava tehnološku determiniranost proizvodne funkcije na osnovu fiksnih fondova, i konkretnih uslova pod kojima je došlo do odredjenih vrednosti empiričkih podataka o proizvodu i fiksnim fondovima, postoji jedan veliki raskorak. Sa jedne strane, promena tehnologije i supstitucija faktora proizvodnje u vezi sa promenama u vrednovanju deluju u pravcu sve veće nehomogenosti tehnologije potenciraju ći tako probleme oko agregiranja raznih vrsta fiksnih fondova i narušavajući već ovako labavu vezu izmedju troškova proizvodnje fiksnih fondova i njihove upotrebne vrednosti kao faktora proizvodnje. Sa druge strane, proizvodni kapacitet fiksnih fondova u simplificiranoj proizvodnoj funkciji izražava ne samo efikasnost upotrebe fiksnih fondova nego efikasnost svih faktora proizvodnje zajedno, a u stvarnosti je varijabilnost ove komponente obično dosta velika.

Kako empirički podaci daju samo ukupan efekat svih faktora, postavlja se pitanje da li ocenjujući pojedine parametre proizvodne funkcije na osnovu empiričkih podataka uopšte ocenjujemo ranije pomenutu teorijsku proizvodnu funkciju. Imajući u vidu raniju diskusiju problema merenja fiksnih fondova, a pre svega inherentne poteškoće definisanja i merenja fiksnih fondova kao faktora proizvodnje, bolje je da za empirički deo istraživanja preformuliramo, odnosno preciziramo operativnu definiciju relacije koju ispitujemo. Ovde će se ispitati veza izmedju nove vrednosti fiksnih fondova u stalnim cenama, kao agregata za koji se pretpostavlja da najbolje aproksimira proizvodni kapacitet fiksnih fondova, i društvenog proizvoda (u nekim slučajevima narodnog dohotka) u stalnim cenama.

Ova nešto duža uvodna napomena treba da pruži objašnjenje zašto se ovde prišlo empiričkom istraživanju nešto drukčije nego što je to uobičajeno kod ovog problema. Naime, obično se uzima da je odnos proizvoda i kapitala interesantan sam po sebi, pa se izračunavaju npr. vrednosti prosečnog i intervalnog koeficijenta za pojedine godine odnosno periode na osnovu jedne od pomenutih metoda, uzimajući pretpostavku da postoji neka relativno stabilna empirička zakonitost izmedju ova dva agregata odnosno njihovih priraštaja kao gotovu činjenicu, mada je ta pretpostavka u najviše slučajeva zasnovana na veoma visokom stepenu apstrakcije. Tako se pojavljuje niz ocena, na bazi najrazličitijih agregata, za koje se smatra da daju odgovor što se tiče numeričke vrednosti kapitalnog koeficijenta, dok se istovremeno uopšte ne uzima za potrebno da se ispita da li takva empirička zakonomernost postoji, koliko je ona pouzdana i kakav je stepen aproksimacije koji se može očekivati ako se takva ocena upotrebi za projekcije.

Ovde se problemu prilazi s druge strane. Kada se razmotrilo koja se relacija sa teoretske strane može smatrati najpodesnija, empiričko istraživanje treba da da odgovor da li takva veza postoji izmedju empiričkih agregata, tj. i na osnovu stepena aproksimacije za koji smo u mogućnosti da hipotezu testiramo na osnovu empiričkog materijala. Drugim rečima, postoji niz faktora zbog kojih smo mogli očekivati da će se jedna dosta opšta pretpostavka o zavisnosti $P = f(K)$ pokazati kao nedovoljno dobra aproksimacija stvarnosti. Kada se uzme u obzir da se zapravo traži da uprošćena proizvodna funkcija sa samo jednim faktorom proizvodnje adekvatno prikaže efekte svih ostalih faktora proizvodnje i to pored svih problema merenja i ostalih aproksimacija, moglo bi se reći da je cilj ovog ispitivanja da se ustanovi da li <u>uprkos</u> svih tih uticaja ipak postoji neka empirička zakonomernost medju pomenutim agregatima.

U ovakvoj modificiranoj uprošćenoj proizvodnoj funkciji* nezavisna promenljiva je nova vrednost fiksnih

* U tom smislu ćemo i upotrebljavati termin proizvodna funkcija u empiričkom delu rada.

fondova, a zavisna promenljiva je vrednost društvenog proizvoda. Pošto su najuobičajenije pretpostavke o ponašanju proizvodnih, odnosno kapitalnih, koeficijenata konstantnost ili rastući ili opadajući trend prosečnih koeficijenata, s jedne strane, i konstantnost intervalnih koeficijenata, s druge strane, ovde je kao osnovni model za testiranje upotrebljena linearna nehomogena proizvodna funkcija.

$$P(t) = aK(t) + b$$

Ovakva formulacija oblika proizvodne funkcije se nama čini optimalnom u smislu da je dovoljno fleksibilna da obuhvati mogućnost testiranja svih glavnih hipoteza, dok ipak još ne dovodi do suviše velikih komplikacija u kasnijim matematičkim formulacijama modela i ocenjivanju parametara ekonometrijskih modela koji se baziraju na proizvodnim koeficijentima. Naime, izvod gornje jednačine daje konstantnu vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta:

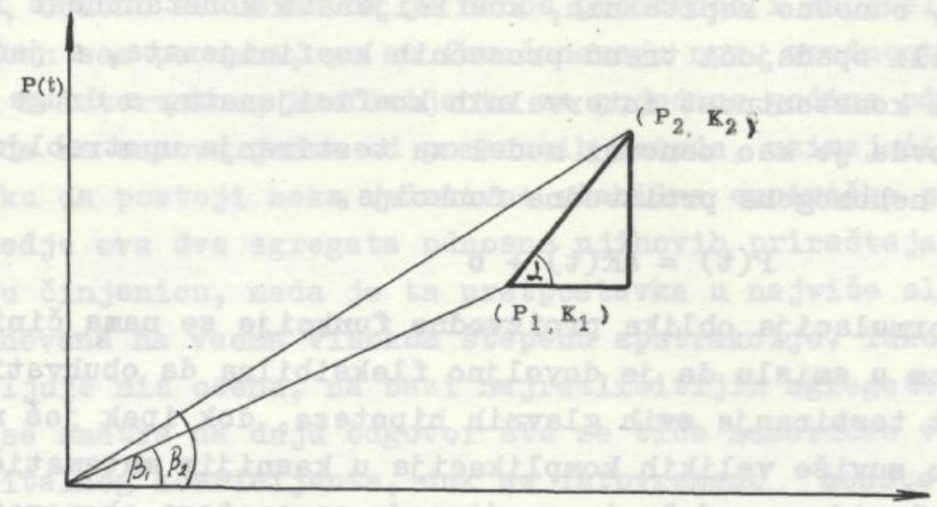
$$\frac{d\,P(t)}{d\,K(t)} = \frac{\Delta\,P(t)}{\Delta\,K(t)} = a$$

Prosečni proizvodni koeficijent se može izvesti kao

$$\frac{P(t)}{K(t)} = a + \frac{b}{K(t)} = \frac{P}{K}\,(t)$$

Ako je vrednost parametra b jednaka 0 ili zanemariva, onda je prosečni proizvodni koeficijent konstantan i jednak intervalnom proizvodnom koeficijentu a. Ukoliko je b pozitivan, onda je trend prosečnog proizvodnog koeficijenta opadajući ukoliko K(t) raste (što je obično slučaj); ako je b negativan, onda $\frac{P}{K}\,(t)$ uz isti uslov raste u vremenu, dok je vrednost intervalnog koeficijenta a u oba slučaja asimptotska vrednost prosečnog koeficijenta.

Ako se u ravni K(t), P(t) zajednički grafički predstave prosečni i intervalni proizvodni koeficijenti, prosečni koeficijent je jednak tangensu ugla (β_1 odnosno β_2) koji zaklapa tačka (K(t), P(t)) sa koordinatnim početkom, dok je vrednost intervalnog koeficijenta jednaka tangensu ugla α koji zaklapaju priraštaj proizvoda i priraštaj kapitala. Veza izmedju prosečnog i intervalnog proizvodnog



Odnos intervalnog i prosečnog proizvodnog koeficijenta

koeficijenta (za pozitivne priraštaje ΔP i ΔK) je očigledna: ako je $\beta_2 > \beta_1 \rightarrow \alpha > \beta_2 > \beta_1$; $\alpha > \beta_1 \rightarrow \beta_2 > \beta_1$ i $\alpha > \beta_2$; $\alpha > \beta_2 \rightarrow \beta_2 > \beta_1$ Odnosno, $\beta_2 < \beta_1 \rightarrow \alpha < \beta_2 < \beta_1$; $\alpha < \beta_1 \rightarrow \beta_1 < \beta_2$ i $\alpha < \beta_2$; $\alpha < \beta_2 \rightarrow \beta_2 < \beta_1$. Ova osobina, u vezi sa osnovnim pretpostavkama koje ispitujemo, dovela je do ideje da <u>simultano</u> ocenjujemo vrednosti prosečnog i intervalnog koeficijenta.

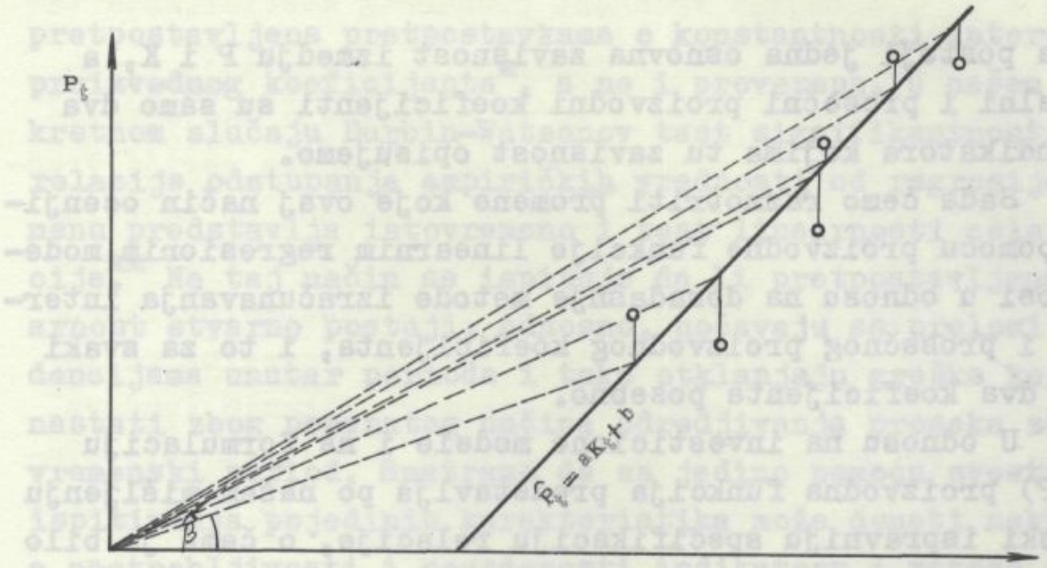
Naime, ako ocenjujemo parametre proizvodne funkcije $P(t) = aK(t) + b$ na osnovu linearnog regresionog modela

$$P(t) = aK(t) + b + u(t)^{*},$$

$t = 1,2 \ldots n$, dobijemo ocenjene (teoretske) vrednosti $\hat{P}(t)$, kao i ocene parametara a i b. Parametar a predstavlja ocenu intervalnog proizvodnog koeficijenta, dok izraz $\frac{\hat{P}(t)}{K(t)}$ predstavlja ocenu prosečnog proizvodnog koeficijenta za godinu t. Pošto je $\hat{P}(t) = P(t) - \hat{u}(t)$, ocenjena vrednost prosečnog koeficijenta se može napisati i kao $\frac{\hat{P}(t)}{K(t)} = a + \frac{b}{K(t)}$.

---

* Za tehničke detalje i pretpostavke vidi glavu V. Ovde su oni pomenuti samo ukoliko je to potrebno za prikaz strategije istraživanja koju primenjujemo u ovom radu.



Proizvodna funkcija i ocenjene vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta

U dijagramu prikazana je regresiona linija, kao i ocenjene vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta (ispresecane linije iz koordinatnog početka), ocenu intervalnog proizvodnog koeficijenta predstavlja nagib regresione prave. Pošto je b negativno, a $K(t) > K(t-1)$ važi za svako t, prosečni proizvodni koeficijenat na osnovu ocenjene vrednosti $\hat{P}(t)$ stalno raste.

Ovde je važno uočiti da se, pošto se kao osnovna zavisnost sa ekonomske tačke gledišta uzima veza izmedju fiksnih fondova kao jedinog eksplicitno izraženog proizvodnog faktora i proizvoda, ocenjuju parametri takve empiričke simplificirane proizvodne funkcije, dok su ocene i intervalnog proizvodnog koeficijenta i prosečnog/koeficijenta izvedene. Ovaj pristup se razlikuje od dosadašnjih pristupa, jer su pojedine pomenute metode uvek upotrebljavane za ocenjivanje samo intervalnog ili samo prosečnog proizvodnog (ili kapitalnog) koeficijenta. Tako je izgledalo kao da odvojeno postoje dve vrste zavisnosti: prosečni koeficijent je neka funkcija vremena, dok je intervalni koeficijent neka funkcija oba priraštaja. Naravno, uočena je dobro poznata veza izmedju prosečnih i marginalnih veličina, ali samo kada se uzimalo da je ta veza funkcionalna, dok su sami parametri ocenjivani na bazi različitih pretpostavki o formi stohastičke zavisnosti kao da su to dve različite stvari. Ovde se polazi od

toga da postoji jedna osnovna zavisnost izmedju P i K, a intervalni i prosečni proizvodni koeficijenti su samo dva tipa indikatora kojima tu zavisnost opisujemo.

Sada ćemo razmotriti promene koje ovaj način ocenjivanja pomoću proizvodne funkcije linearnim regresionim modelom unosi u odnosu na dosadašnje metode izračunavanja intervalnog i prosečnog proizvodnog koeficijenta, i to za svaki od ova dva koeficijenta posebno.

U odnosu na investicione modele i na formulaciju K = f(P) proizvodna funkcija predstavlja po našem mišljenju ekonomski ispravniju specifikaciju relacije, o čemu je bilo već govora. Izračunavanje intervalnog proizvodnog koeficijenta pomoću metoda kumulativa priraštaja (tj. ponderisane aritmetičke sredine godišnjih vrednosti intervalnog koeficijenta)nedovoljno koristi raspoložive informacije bazirajući ocenu na empiričkim vrednostima prve i poslednje godine. Ocena parametara pomoću metoda najmanjih kvadrata za model $P(t) = aK(t) + b + u(t)$, pod pretpostavkom da u(t) ima očekivanu vrednost 0, konstantnu varijansu σ_u^2 i nulte kovarijanse, predstavljaju najbolje linearne nepristrasne ocene parametara a i b u populaciji. Ako se doda još pretpostavka da se u(t) distribuira normalno, ovakve ocene parametara identične su sa onima po metodu najveće/dostojnosti("maximum likelihood").* Dakle, dobiju se ocene koje se mogu smatrati najefikasnijim izmedju svih alternativnih linearnih nepristrasnih metoda ocenjivanja. Najefikasniji način korišćenja svih informacija je svakako za preporuku, možda treba jedino naglasiti da u ovakvom načinu ocenjivanja sve godišnje vrednosti figuriraju kao jednako važne, tako da se problem agregiranja u vremenu ovde ne postavlja (osim, naravno, za osnovne podatke). U empiričkom delu će se pokazati koliki su efekti različitih metoda izračunavanja intervalnog proizvodnog koeficijenta u posmatranim slučajevima.

Jedan veoma važan aspekt istraživanja je i testiranje linearnosti proizvodne funkcije, koja je inače prosto

---

* Vidi npr. J. Johnston /8, str. 19 i 2o/.

pretpostavljena pretpostavkama o konstantnosti intervalnog proizvodnog koeficijenta*, a ne i proverena. U našem konkretnom slučaju Durbin-Watsonov test signifikantnosti autokorelacije odstupanja empiričkih vrednosti od regresije u vremenu predstavlja istovremeno i test linearnosti cele relacije.** Na taj način se ispituje da li pretpostavljena linearnost stvarno postoji, odnosno, uočavaju se prelomi u tendencijama unutar perioda i tako otklanjaju greške koje mogu nastati zbog pomenutog načina odredjivanja proseka za dati vremenski period. Smatramo da se jedino pomoću svestranog ispitivanja pojedinih karakteristika može doneti neki sud o upotrebljivosti i pouzdanosti indikatora i metoda empirijske kvantitativne analize. Stabilnost pojedinih relacija je jedan od najvažnijih aspekata ovog problema, ali se može reći da metodološki obično nije adekvatno tretiran u empirijskim istraživanjima.

Što se tiče ocena prosečnog proizvodnog koeficijenta na osnovu proizvodne funkcije, metoda se razlikuje od uobičajenog prilagodjavanja empiričkih vrednosti jednačini trenda ($\frac{P}{K}(t) = f(t)$). Naime, smatra se da je vreme suviše uopštena eksplikativna varijabla i da je poželjno da se prosečni proizvodni koeficijent izrazi kao funkcija nekih veličina koje bi imale odredjenije značenje u kontekstu celog problema. Ovde je prosečni proizvodni koeficijent dat jednačinom

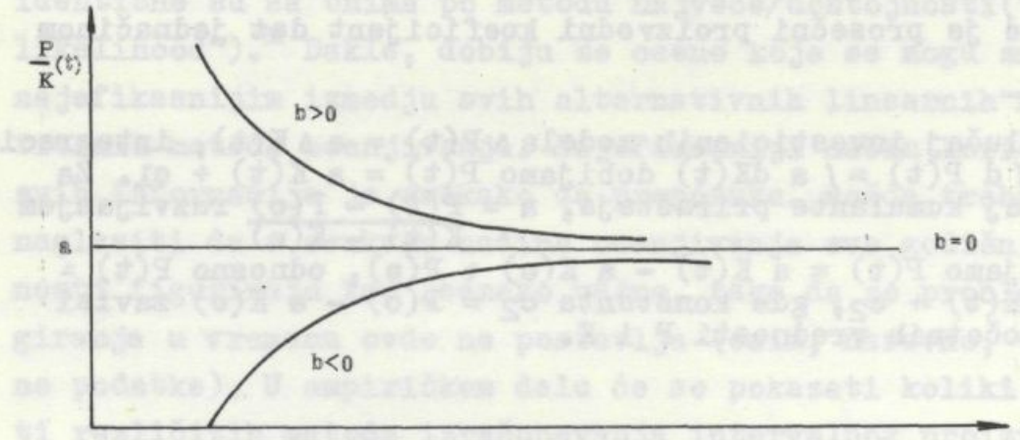
---

* Za slučaj investicionih modela $\Delta P(t) = a \Delta K(t)$, integracijom $\int d P(t) = \int a\, dK(t)$ dobijamo $P(t) = a K(t) + c_1$. Za slučaj kumulante priraštaja, $a = \frac{P(t) - P(o)}{K(t) - K(o)}$ razvijanjem dobijamo $P(t) = a K(t) - a K(o) + P(o)$, odnosno $P(t) = a K(t) + c_2$, gde konstanta $c_2 = P(o) - a K(o)$ zavisi od početnih vrednosti P i K.

** Za detalje vidi /19/, a pogotovo /16, str. 51-53/.

$\frac{P}{K}(t) = a + \frac{b}{K(t)}$, ocenjena vrednost prosečnog koeficijenta zavisi od parametara proizvodne funkcije i od godišnje vrednosti fiksnih fondova. Vreme t se ne pojavljuje kao eksplicitna varijabla nego tu ulogu preuzima vremenska serija vrednosti fiksnih fondova K(t). Vrednosti se odnose na pojedine godine prema tome iz koje godine je odgovarajući K(t). Drugim rečima, nezavisna varijabla nije više ravnomerno raspoređena kao što je to bio slučaj sa rednim brojevima godišnjih perioda nego prati empirijsku dinamiku fiksnih fondova. Ako se stane na stanovište da je osnovna zavisnost data proizvodnom funkcijom, onda je takav raspored očito relevantniji i realističniji.*

Fiksni fondovi su varijabla koja praktično redovno raste, čak i u krizama nova vrednost fiksnih fondova opada samo u neznatnom broju slučajeva. Dakle, kako praktično važi za svako t da je $K(t) > K(t-1)$, onda se uz date parametre proizvodne funkcije pojavljuju tri tipa trenda prosečnih proizvodnih koeficijenata: njegova vrednost je konstantna ili monotono opada ili monotono raste u vremenu. Ako jednačinu prosečnog proizvodnog koeficijenta $\frac{P}{K}(t) = a + \frac{b}{K(t)}$ posmatramo, u vezi sa tim pretpostavkama, za trenutak $\frac{b}{K(t)}$ u odnosu na vreme t dobijemo sledeća tri osnovna tipa trenda (oblik krive za dati a i b zavisi od dinamike fiksnih fondova):



Parametri proizvodne funkcije i trend prosečnog proizvodnog koeficijenta

* Ako je npr. intervalni proizvodni koeficijent dosta veći od prosečnog, onda zavisi, ceteris paribus, od stope rasta fiksnih fondova kako brzo će se povećavati prosečni koeficijent iz godine u godinu.

Za datu seriju vrednosti fiksnih fondova i intervalni proizvodni koeficijent osnovnu tendenciju trenda prosečnog proizvodnog koeficijenta odredjuju predznak i veličina parametra b. Stoga se ovde, umesto prilagodjavanja nekog a priori odabranog oblika trenda empiričkim vrednostima prosečnog koeficijenta i testiranja signifikantnosti parametra uz t, uvodi sledeća radna hipoteza: ako je vrednost parametra b (slobodnog člana) u proizvodnoj funkciji značajno različita od 0, smatraće se da je onda i trend prosečnih koeficijenata značajan. Ovi će se zaključci uporediti sa rezultatima testiranja signifikantnosti trenda empiričkih vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta pomoću jednog neparametarskog testa,* pa će se onda videti da li se ova hipoteza može smatrati opravdanom ili ne.

Elasticitet proizvodnje i proizvodnog koeficijenta u odnosu na fiksne fondove

Pomoću intervalnog i prosečnog proizvodnog koeficijenta može se izraziti i elasticitet proizvodnje u odnosu na fiksne fondove:

$$\eta_{PK} = \frac{dP}{dK} \cdot \frac{K}{P} = \frac{\frac{\Delta P}{\Delta K}}{\frac{P}{K}} = \frac{\text{intervalni proizvodni koeficijent}}{\text{prosečni proizvodni koeficijent}} = \frac{a}{p}$$

Elasticitet $\eta_{PK} = 1$, ako je intervalni koeficijent jednak prosečnom

$\eta_{PK} > 1$, ako je intervalni koeficijent veći od prosečnog

$\eta_{PK} < 1$, ako je intervalni koeficijent manji od prosečnog

Pošto se može elastičnost η_{PK} napisati i kao

$$\eta_{PK} = \frac{aK}{aK + b}$$

* Vidi zaključke u empiričkom delu.

vidimo da slučaju $\eta_{PK} = 1$ korespondira $b = 0$,
$\eta_{PK} > 1$ korespondira $b < 0$,
$\eta_{PK} < 1$ korespondira $b > 0$,

ukoliko su K i a pozitivni, što je redovno slučaj. Kako su a i b konstante za datu proizvodnu funkciju onda za sve relevantne tačke na njoj* važi jedan te isti od gornje tri grupe elasticiteta. Ako želimo ispitati tendenciju promena η_{PK} kada K raste, izvod u opštem slučaju iznosi

$$\frac{d}{dK}(\eta_{PK}) = \frac{(aK + b)\,a - aK \cdot a}{(aK + b)^2} = \frac{ab}{(aK + b)^2},$$

pošto je imenilac u svakom slučaju pozitivan predznak izvoda zavisi od predznaka produkta ab. Ako je a pozitivno,** predznak zavisi od predznaka b. U tom slučaju je $\frac{d}{dK}(\eta_{PK})$ jednak 0 za $b = 0$, pozitivan za pozitivno b i negativan za negativno b. Drugim rečima, sa rastućim K elasticiteti η_{PK} veći od 1 opadaju, dok elasticiteti manji od 1 rastu; u oba slučaja kada $K \to \infty$ vrednost $\eta_{PK} \to 1$, što je samo jedan dodatni izraz činjenice da se vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta asimptotski približavaju vrednosti intervalnog koeficijenta kada $K \to \infty$.

Ubrzavanje odnosno usporavanje te tendencije može se ispitati pomoću drugog izvoda

$$\frac{d^2}{dK^2}(\eta_{PK}) = \frac{-2a^2b\,(aK + b)}{(aK + b)^4} .$$

I predznak drugog izvoda zavisi od vrednosti i predznaka parametra b za $a > 0$. Ako je $b > 0$, onda je drugi izvod elasticiteta negativan. Ako je $b < 0$, onda je drugi izvod elasticiteta pozitivan ako je $K > -\frac{b}{a}$, dok je za interval $0 < K < -\frac{b}{a}$ negativan. Tako u slučaju $b < 0$ elasticitet η_{PK} ubrzano opada

---

* U kvadrantu gde su P i K pozitivni, koji je jedino relevantan sa ekonomskog stanovišta.

** Postoje još dva relevantna slučaja, mada veoma retka, koja pripadaju grupi $\eta_{PK} < 1$. Prvi, ako je $a = 0$, onda je $P = b$, $\eta_{PK} = 0$ i ne menja se sa porastom K. Drugi, ako je $a < 0$, $b > 0$, onda za $0 < K < -\frac{b}{a}$ $\eta_{PK} < 0$ i opada.

(za relevantno područje) dok za $b > 0$ on usporeno raste sa povećanjem K. Ako se elasticitet η_{PK} izrazi pomoću relativnog porasta P i K

$$\eta_{PK} = \frac{\frac{dP}{P}}{\frac{dK}{K}} = \frac{\frac{\Delta P}{P}}{\frac{\Delta K}{K}} = \frac{r_P}{r_K} ,$$

onda to znači da je za slučaj $b < 0$ r_P veće od r_K, da njihov količnik opada i to ubrzano; za $b > 0$ r_P se odozdo približava r_K, njihov relativni odnos usporeno raste. Odnos intervalnog i prosečnog proizvodnog koeficijenta jednak je odnosu relativnog porasta proizvoda i relativnog porasta fiksnih fondova:

$$\frac{\Delta P}{\Delta K} : \frac{P}{K} = \frac{\Delta P}{P} : \frac{\Delta K}{K}$$

$$a : p = r_P : r_K .$$

Odnosno, za $a > 0$ i rastuće K važi $a > p \rightarrow r_P > r_K$

$a = p \rightarrow r_P = r_K$

$a < p \rightarrow r_P < r_K$

Pošto je proizvod definisan kao funkcija fiksnih fondova $P = f(K)$, a prosečni proizvodni koeficijent $p = \frac{P}{K}$ je prosečna vrednost te funkcije u određenoj tački, elasticitet prosečnog proizvodnog koeficijenta $\eta_{\frac{P}{K},K}$ u toj tački može se izraziti preko odnosa intervalnog i prosečnog proizvodnog koeficijenta (tj. elasticiteta η_{PK}) kao*

$$\eta_{pK} = \eta_{PK} - 1.$$

tako dobijemo da je za $\eta_{PK} = 1$ $\quad \eta_{pK} = 0$

$\eta_{PK} > 1$ $\quad \eta_{pK} > 0$

$\eta_{PK} < 1$ $\quad \eta_{pK} < 0.$

Pošto je za predznak elasticiteta η_{pK} (za $P,K > 0$) odlučujući predznak izvoda $d(\frac{P}{K})$, u prvom slučaju prosečni proizvodni

---

* Elasticitet količnika jednak je razlici između elasticiteta brojioca i elasticiteta imenioca, a ovaj poslednji je jednak jedinici jer je u ovom specifičnom slučaju to elasticitet po samom argumentu.

koeficijent ostaje konstantan, u drugom raste a u trećem opada kada fiksni fondovi rastu, što praktično znači da se tako menja u vremenu. Odnosno, prevedeno na prosečnu stopu rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta, r_p je respektivno, 0, pozitivna i negativna.

Gornja veza se može iskoristiti da se na pogodan način izračunaju tendencije promene elasticiteta prosečnog proizvodnog koeficijenta u odnosu na K. Sledi

$$\frac{d}{dK}(\eta_{pK}) = \frac{d}{dK}(\eta_{PK} - 1)$$

$$\frac{d}{dK}(\eta pK) = \frac{d}{dK}(\eta_{PK})$$

da je izvod elasticiteta prosečnog proizvodnog koeficijenta po K jednak izvodu elasticiteta proizvoda po K. Ovo isto važi i za izvode drugog reda, koji su ovde još interesantni. Dakle, oblik funkcija po K je isti za oba elasticiteta, jedino se apsolutne vrednosti elasticiteta razlikuju zbog translacije za jedinicu. Sa porastom K za slučaj $b < 0$ stopa rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta je pozitivna, dok relativno na stopu rasta K ubrzano opada. Za $b > 0$ stopa rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta je negativna, relativno na pozitivnu stopu rasta K ona usporeno raste. U oba slučaja asimptotska vrednost η_{pK} jeste 0, tj. slučaj konstantnog prosečnog proizvodnog koeficijenta, što znači da je tada on jednak intervalnom koeficijentu. Svi ovi zaključci sistematizirani su u sledećoj shemi.

Shema nekih relacija koje važe za proizvodnu funkciju $P = aK + b$ za slučaj P, K, $a > 0$

	Parametar b	η_{PK}	$\frac{d}{dK}(\eta_{PK})$	$\frac{d^2}{dK^2}(\eta_{PK})$	η_{pK}	r_p	Odnos r_P i r_K	Odnos a i p
1.	0	1	0	0	0	0	$r_P = r_K$	a = p
2.	< 0	> 1	< 0	> 0	> 0	> 0	$r_P > r_K$	a > p
3.	> 0	< 1	> 0	< 0	< 0	< 0	$r_P < r_K$	a < p

Neke karakteristike ocenjivanja proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova na bazi proizvodne funkcije

Gornje ispitivanje karakteristika linearne proizvodne funkcije i adekvatnosti primene linearnog regresionog modela za izračunavanje posmatranih koeficijenata bilo bi nepotpuno ako se ne bi uključilo i razmatranje ekonomske problematike koja proističe iz dužine perioda na koji se proizvodna funkcija odnosi. Na kratki rok uticaj pojedinih faktora proizvodnje je veoma neujednačen, tako da je varijabilnost proizvodnih koeficijenata veoma velika, a pouzdanost ocena mala. Izgleda da je srednjeročni period najpodesniji za primenu gornje metode, sistematski faktori se jasnije izdvajaju od slučajnih, a promena tehnologije, cena i ekonomske politike obično nisu tako velike da bi uporedjivanje vrednosti za pojedine godine unutar takvog perioda izgubilo svoj smisao. Zbog toga treba u principu smatrati da se ocenjena proizvodna funkcija $P(t) = aK(t) + b$ odnosi samo na područje K koje odgovara vrednostima za taj period.

Tako pomoću ovog pristupa i primenjenih metoda za takav srednjeročni period ispitujemo da li je postojala značajna veza izmedju nove vrednosti fiksnih fondova i proizvoda, da li je bila linearna, simultanim ocenjivanjem intervalnog i prosečnog koeficijenta obezbedjuje se logička i računska konzistentnost ovih ocena, oba parametra su ocenjena na efikasan način, data je i ocena njihove pouzdanosti i testirana je hipoteza o nezavisnosti vrednosti slučajne varijable od vremenskog redosleda jer u protivnom slučaju neki od prethodnih zaključaka ne bi važili. Dakle, što se tiče ocena za protekli period, može se reći da ovaj pristup obezbedjuje više relevantnih informacija nego što je to slučaj sa dosadašnjim metodološkim postupcima.

Problematika dugoročne analize zahteva da se razmotri odnos srednjeročnih, dugoročnih i asimptotskih vrednosti proizvodnih koeficijenata kao i problem prognoziranja, tj. ekstrapolacije ocenjenih relacija za potrebe planiranja. Naravno, tu je i problem da li nova vrednost fiksnih fondova

u stalnim cenama može da adekvatno aproksimira kapacitet privrede jer se za dve ili više decenija dešavaju promene koje i kvalitativno iz temelja menjaju strukturu pa i probleme jedne privrede. Ako se taj problem zanemari u izračunavanju, što je osnova na kojoj se baziraju sva ovakva empirička istraživanja, ostaju još uvek pomenuti problemi u odnosu na relacije koje proizilaze iz empiričkih podataka. Ako primenimo istu metodologiju i na podatke za jedan dugoročni period, postoji dosta velika verovatnoća da relacija nije stabilna u vremenu i da se odnosi menjaju tako da linearna specifikacija proizvodne funkcije ne zadovoljava. Ovde ćemo takve slučajeve uočiti pomoću odgovarajućih testova, ceo period će se podeliti na homogene potperiode tako da periodizacija odgovara problemu koji se izučava.*

Očito je da je u ovakvim situacijama teško govoriti o nekoj dugoročnoj vrednosti intervalnog i prosečnog proizvodnog koeficijenta jer se one menjaju. Zbog toga je i pozivanje na asimptotske vrednosti pojedinih koeficijenata ili stopa rasta pojedinih kategorija, koje se suviše olako prenosi iz apstraktnih teoretskih modela na empiričke aproksimacije, često posve iluzorno. Na primer, ako se za 10 godina promene vrednosti parametara proizvodne funkcije, menjaju se i asimptotske vrednosti, a da nije ni bilo vremena da se empiričke vrednosti približe ranijim asimptotskim vrednostima.

Sa druge strane, nestabilnost proizvodne funkcije u vremenu zadaje velike poteškoće kod prognoziranja budućih kretanja proizvodnih koeficijenata. Ovde su problemi pre svega kvalitativne prirode, tako da se numeričke vrednosti iz proteklog perioda ne prenose direktno odnosno ekstrapoliraju na budući period ako se smatra da će nastupiti velike

---

* Izračunavanja na osnovu vrednosti za prvu i poslednju godinu (metod kumulativa priraštaja), bilo za dekade bilo za neki drugi period, obično malo vode računa o tim aspektima. Kaže se intervalni koeficijent za taj period iznosi toliko i toliko, a ne vodi se računa o tome što se dešavalo unutar perioda. Takva je periodizacija formalistička, mada može biti slučajno i adekvatna.

kvalitativne promene npr. u strukturi, ponašanju, tehnologiji itd. U takvim slučajevima se one koriguju prema očekivanju efekata takvih promena, na osnovu kvalitativnih sudova, tako da u tim korekcijama različitost načina izračunavanja u suštini ne igra nikakvu ulogu. Medjutim, svakako nije svejedno da li je numerička vrednost koeficijenata za protekli period više ili manje adekvatna jer ona obično predstavlja bazu za korekcije. Ukoliko se na bazi takvih a priori razmatranja ne može zaključiti da su takve korekcije neizostavne, projekcija P na bazi proizvodne funkcije ocenjene metodom najmanjih kvadrata za protekli period predstavlja najefikasniju metodu prognoziranja.*

Na osnovu dosadašnjih razmatranja se može zaključiti da je ovde primenjena specifikacija proizvodne funkcije dovoljno fleksibilna, što omogućava da se adekvatno ispitaju ekonomski najrelevantniji aspekti problema. Njezini parametri ocenjuju se na bazi metoda najmanjih kvadrata koji predstavlja najefikasniji način ocenjivanja linearne relacije, kako za protekli period tako i za ekstrapolaciju, ako su pretpostavke tog regresionog modela ispunjene. Da bi se proverile hipoteze o adekvatnosti takve specifikacije i načina ocenjivanja, posebnu pažnju treba posvetiti testiranju stabilnosti i pouzdanosti proizvodne funkcije. Ukoliko se desi da ekstrapolacija ne daje zadovoljavajuće rezultate, ni drugi alternativni metodi izračunavanja kao takvi ne bi dali bolje rezultate** jer se u tim slučajevima radi o kvalitativnim promenama koje prouzrokuju promenu parametara proizvodne funkcije. Linearnost proizvodne funkcije ima i nekih tehničkih prednosti, naime, većina matematičko-statističkih i ekonometrijskih metoda razradjena je baš za taj slučaj. Kon-

---

* Vidi J. Johnston /8, str. 36/ za dokaz da je metoda najmanjih kvadrata najbolji nepristrasni linearni način ocenjivanja srednje vrednosti Y za neku datu vrednost X.

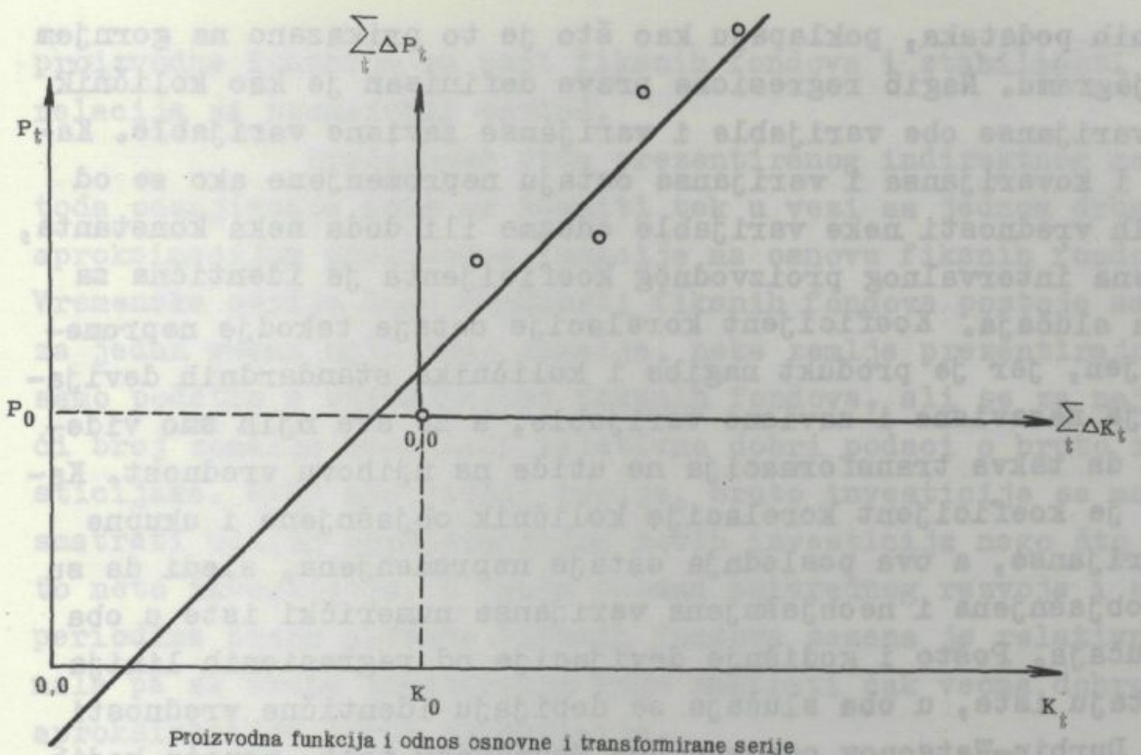
** U konkretnom slučaju se, naravno, može desiti da je neka drukčije ocenjena vrednost za protekli period slučajno ona koja će važiti u sledećem periodu.

kretna primena ovog metodološkog pristupa šire je izložena u sledećoj glavi na primeru Jugoslavije. Neki nedostaci ovog metoda diskutiraće se od slučaja do slučaja u empiričkom delu rada, ukoliko se oni ispolje.

Jedna korisna aproksimacija proizvodne funkcije

Ovde smo naglašavali prednost metodološkog pristupa na osnovu proizvodne funkcije. Za empiričku verifikaciju potrebni su podaci o novoj vrednosti fiksnih fondova, koji se mogu naći samo za mali broj zemalja. Mada će se empirički deo uglavnom ograničiti na zemlje za koje postoje ti podaci, ovde će se prezentirati jedan metod izračunavanja koji daje jedan važan deo informacija, koje se inače dobijaju iz podataka o P i K, iako su poznati podaci samo za priraštaje $\Delta P(t)$ i $\Delta K(t)$.

Ideja je jednostavna, ali nama nije poznato da je negde već bila upotrebljena. Ovaj način izračunavanja bazira se na činjenicu da je i model na bazi kumulativa priraštaja u suštini kapitalni model, što smo videli pomoću dijagrama na str. za slučaj intervalnog kapitalnog koeficijenta. Što se dokaza tiče, ovde se ništa ne menja sa formalne strane, jedino je specifikacija drukčija: $P = f(K)$. Zbog toga se na sledećem dijagramu nećemo zadržavati na pokazivanju korespondencije izmedju $P(t)$ i $\sum_t \Delta P(t)$ te $K(t)$ i $\sum_t \Delta K(t)$. Jedino je možda potrebno naglasiti da nije tačno da se kod prelaza sa osnovnih vrednosti na priraštaje skrati vremenska serija za jednu godinu, kao što se to obično misli. Kod ovde upotrebljavane metode izračunavanja intervalnog proizvodnog koeficijenta se translacijom koordinatnog početka u tačku $K(o)$, $P(o)$ podatak za ovu godinu ne izgubi nego predstavlja vrednost $(0,0)$. Uključivanje ove vrednosti kao prvi par u seriju kumulativa godišnjih vrednosti oba priraštaja možda izgleda samo po sebi paradoksalno, ali je potpuno logično ako na to gledamo sa stanovišta kompleksne proizvodne funkcije u K,P ravni, što potvrdjuje i istovetnost nekih rezultata.



Proizvodna funkcija i odnos osnovne i transformirane serije

Dakle, umesto serije godišnjih vrednosti K(t) i P(t) imamo sada seriju kumulativa godišnjih vrednosti priraštaja $\sum_t \Delta K(t)$ i $\sum_t \Delta P(t)$ s tim da počinje od t = 0, za tu godinu vrednosti za novu seriju iznose (0,0). Tu seriju možemo zamisliti kao jednu transformaciju osnovne serije, gde je od godišnjih vrednosti K(t) oduzeta vrednost K(o), a od vrednosti P(t) vrednost P(o), t = 0,1 ..., n.

Ako se primeni metoda najmanjih kvadrata u vezi sa linearnim regresionim modelom i na osnovu i na transformiranu seriju podataka, dobije se jedna te ista prava, koja u stvari ovde predstavlja uprošćenu proizvodnu funkciju na osnovu fiksnih fondova, samo da je u svakom od ova dva slučaja izražena na drugi način. Ovde nas pre svega zanimaju oni parametri i vrednosti koje su u oba slučaja ista. Naime, ova transformacija je interesantna do te mere dokle ona omogućava da prolazeći od vrednosti priraštaja, tj. novih investicija i priraštaja proizvoda, bez poznavanja vrednosti fiksnih fondova dodjemo do rezultata i zaključaka koji su identični sa onima koji proizilaze iz proizvodne funkcije na osnovu fiksnih fondova.

Najpre je potrebno dokazati tvrdnju da se prave, dobijene metodom najmanjih kvadrata iz osnovnih i transformi-

ranih podataka, poklapaju kao što je to prikazano na gornjem dijagramu. Nagib regresione prave definisan je kao količnik kovarijanse obe varijable i varijanse zavisne varijable. Kako i kovarijansa i varijansa ostaju nepromenjene ako se od svih vrednosti neke varijable oduzme ili doda neka konstanta, ocena intervalnog proizvodnog koeficijenta je identična za oba slučaja. Koeficijent korelacije ostaje takodje nepromenjen, jer je produkt nagiba i količnika standardnih devijacija nezavisne i zavisne varijable, a za sve njih smo videli da takva transformacija ne utiče na njihovu vrednost. Kako je koeficijent korelacije količnik objašnjene i ukupne varijanse, a ova poslednja ostaje nepromenjena, sledi da su i objašnjena i neobjašnjena varijansa numerički iste u oba slučaja. Pošto i godišnje devijacije od regresionih linija ostaju iste, u oba slučaja se dobijaju identične vrednosti za Durbin-Watsonov odnosno von Neumannov test, pomoću kojih ispitujemo linearnost relacije i autoregresionu strukturu odstupanja. Isto tako, moguće je odrediti i standardnu grešku tako ocenjenog intervalnog proizvodnog koeficijenta.

Mada su ove dve prave identične, na osnovu informacija koje pružaju serije priraštaja ne mogu se doneti ocene o veličini i dinamici prosečnog proizvodnog koeficijenta. Bez poznavanja vrednosti P i K, ne može se utvrditi na kom nivou P i K "lebdi" u ravni K,P skup tačaka koji dobijamo pomoću kumulacije priraštaja. Zbog toga se ne može doneti sud da li je intervalni koeficijent veći ili manji od prosečnog. Slobodni član b nije poznat, jer se ocena slobodnog člana iz serije kumulativa odnosi na ovaj translirani koordinatni sistem, pa je njegova vrednost jednaka odstupanju godišnje vrednosti za t = 0 od regresione prave.

Prezentirana metoda ocenjivanja omogućava da se dobiju praktično sve najvažnije informacije u vezi sa intervalnim proizvodnim koeficijentom koje odgovaraju pristupu na osnovu uprošćene proizvodne funkcije. Pored numeričke vrednosti samog koeficijenta i njegove standardne greške dati su i elementi potrebni za analizu varijanse, za ocenu stepena asocijacije izmedju odgovarajuće definiranih fiksnih fondova i proizvoda, kao i za ispitivanje pretpostavke o linearnosti

proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova i stabilnosti te relacije za posmatrani period.

Značajnost ovde prezentiranog indirektnog metoda ocenjivanja može se oceniti tek u vezi sa jednom drugom aproksimacijom proizvodne funkcije na osnovu fiksnih fondova. Vremenske serije nove vrednosti fiksnih fondova postoje samo za jedan veoma mali broj zemalja, neke zemlje prezentiraju samo podatke o priraštajima fiksnih fondova, ali se za najveći broj zemalja mogu naći relativno dobri podaci o bruto investicijama. Kako smo videli ranije, bruto investicije se mogu smatrati boljom aproksimacijom novih investicija nego što su to neto investicije. U ranim fazama privrednog razvoja i u periodima brzog porasta fiksnih fondova zamena je relativno mala pa se bruto investicije mogu smatrati čak veoma dobrom aproksimacijom novih investicija.

Ova indirektna metoda omogućava da se istraživanja intervalnog proizvodnog koeficijenta prema ovde upotrebljenoj metodologiji tako prošire na niz drugih zemalja kao i na agregate nižeg stepena npr. grana ili grupacije (za koje nemamo adekvatnih ocena nove vrednosti fiksnih fondova), ako se pomenuta aproksimacija može smatrati zadovoljavajućom u konkretnim slučajevima. Naravno, intervalni proizvodni koeficijenti će biti potcenjeni u odnosu na one na bazi nove vrednosti fiksnih fondova, ali i ispitivanje tih odnosa uz potrebnu opreznost u interpretaciji može predstavljati jedno interesantno područje u empirijskim istraživanjima.

Na kraju, moglo bi se dodati da je ova metodološka diskusija u mnogo čemu relevantna i za neka druga formalno slična područja empirijskih istraživanja, kao što je npr. produktivnost rada, uz modifikacije koje zahteva priroda problema.

Citirana literatura

/1/ Bićanić, "Kapitalni koeficijent, tehnički napredak i teorija praga ekonomskog razvoja", Ekonomski pregled 3/1961

/2/ Blagojević, "Makro aspekti odnosa osnovnih sredstava i proizvodnje u jugoslavenskoj proizvodnji", Ekonomski pregled, 9/1963

/3/ S. Blagojević, Strukturni odnosi jugoslovenske privrede, SZPP, Beograd, 1963.

/4/ E.D. Domar, "The Capital-Output Ratio in the United States: Its Variation and Stability", in Lutz, Hague, ed. The Theory of Capital, MacMillan, London, 1963.

/5/ A. Ganz, "Problems and Uses of National Wealth Estimates in Latin America", in The Measurement of National Wealth, Income & Wealth Series VIII, Bowes & Bowes, London, 1959.

/6/ R.W. Goldsmith, "The Growth of Reproducible Wealth of the United States of America from 1805 to 1950", Income & Wealth of the United States, Trends and Structure, Income & Wealth Series II, Bowes & Bowes, Cambridge, 1952.

/7/ B. Horvat, "Model privrednog razvoja Jugoslavije u periodu 1958-1980", u B. Horvat, D. Nikolić, P. Sicherl, Elementi metodologije planiranja dugoročnog privrednog razvoja, Studije 13, Savezni zavod za privredno planiranje, Beograd, 1964.

/8/ J. Johnston, Econometric Methods, McGraw-Hill, New York, 1963.

/9/ L.R. Klein, An Introduction to Econometrics, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, 1962.

/10/ L.R. Klein, R.P. Kosobud, "Some Econometrics of Growth: Great Ratios of Econometrics", Quarterly Journal of Economics, Vol. LXXV, May, 1961.

/11/ S. Kuznets, "Long-Term Changes in the National Income of the United States of America since 1870", Income & Wealth of the United States, Trends and Structure, Income & Wealth Series II Bowes & Bowes, Cambridge, 1952.

/12/ S. Kuznets, "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations, V. Capital Formation Proportions: International Comparisons for Recent Years", Economic Development and Cultural Change, July, 1960.

/13/ S. Kuznets, "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: VI. Long-Term Trends in Capital Formation Proportions", Economic Development and Cultural Change, July 1961.

/14/ Lutz, Hague, ed. The Theory of Capital, MacMillan, London 1963.

/15/ S. Popović, "Metodi izbora investicionih ulaganja i merenje njihovih efekata", Ekonomist, 2/1961.

/16/ S.J. Prais, H.S. Houthakker, The Analysis of Family Budgets, Cambridge University Press, Cambridge 1955.

/17/ Some Factors in Economic Growth in Europe during the 1950s (Economic Survey of Europe in 1961. Part 2), United Nations, Geneva, 1964.

/18/ D. Stojanović, "Model sa prosečnim kapitalnim koeficijentom", Ekonomist, 2/1960.

/19/ H. Theil, A.L. Nagar, "Testing the Independence of Regression Disturbances", Journal of the American Statistical Association, December, 1961.

/20/ J.E. La Tourette, "Potential Output and the Capital - Output Ratio in the United States Private Business Sector, 1909-1959", Kyklos, Vol. XVIII, 2/1965.

/21/ Ivo Vinski, Procjena rasta fiksnih fondova Jugoslavije od 1946. do 1960. Ekonomski institut NRH, Zagreb, 1962.

/22/ D. Vojnić, "Neki aspekti problema demografskih investicija", u Izbor radova I 1952-1962. Ekonomski institut Zagreb, Zagreb, 1963.

Glava V

E M P I R I Č K A A N A L I Z A P R O I Z V O D N I H K O E F I C I J E N A T A Z A J U G O S L A V I J U

A. PROIZVODNI KOEFICIJENTI U PERIODU 1952-1962. I DISKUSIJA PRIMENJENIH METODA KVANTITATIVNE ANALIZE

Period od 1952. do 1962. koji je empirički obradjen u ovom poglavlju najrelevantniji je što se tiče aktuelnosti zaključaka i kvantitativnih ocena parametara i odnosa. Stoga će on biti obradjen detaljnije nego dugoročna analiza za Jugoslaviju, odnosno analiza razvoja u ostalim zemljama. Empirička analiza u ovom obliku od nedavna je moguća i za sve naše republike, kao i za privredne oblasti. Naime, u 1963. godini SZS je, u okviru statističko-dokumentacione osnove sedmogodišnjeg plana SFRJ, pripremio i vremenske serije društvenog proizvoda i nacionalnog dohotka u stalnim cenama od 1952. godine za socijalističke republike /3/, koje se od 1964. godine publikuju u SGJ. Godinu dana kasnije I. Vinski je dao ocene nove i neto vrednosti fiksnih fondova u stalnim cenama po republikama za period 1946-1960 /22/.

Tako smo skoro istovremeno dobili serije u stalnim cenama za oba potrebna agregata, razradjene po republikama i privrednim oblastima. Ovaj značajan korak u popunjavanju statističke baze kvantitativne ekonomske analize ne samo da omogućava da se odgovarajuća analiza izvrši i za svaku republiku posebno, što je već samo po sebi veoma značajno sa republičkog aspekta, nego pruža pored toga i mogućnost da se izvrši komparativna analiza istraživanih karakteristika pod mnogo povoljnijim uslovima, kao što je to slučaj u medjunarodnim komparacijama. Ovaj cilj diktirao je i raspored pojedinih odeljenja u ovoj glavi: najpre se Jugoslavija i svih šest republika* analiziraju svaka

---

* Empirička analiza za republike je data u prilogu.

za sebe, a na kraju se vrši regionalna analiza istih karakteristika pre nego što se pristupi analizi dugoročnih tendencija Pogotovu numerički, zbog niza faktora koji predstavljaju ozbiljne poteškoće u medjunarodnim komparacijama, a koji su isti ili se bar mogu kontrolisati unutar jedne zemlje, ovakva analiza se u pogledu neposredne primenljivosti rezultata kao i njihove interpretacije pokazuje kao važnija i svrsishodnija nego što su medjunarodna uporedjivanja.

Gore pomenuti izvori osnovnih podataka predstavljaju bazu na osnovu koje su izračunate osnovne veličine odnosno serije društvenog proizvoda i fiksnih fondova sa kojima se kasnije ulazi u analizu. Ovo prethodno sistematiziranje podataka bilo je potrebno zbog toga što se obe serije ne podudaraju u klasifikaciji kao i u izboru bazne godine za serije u stalnim cenama. Najpre je serija društvenog proizvoda u stalnim cenama 1960. godine prevedena na nivo stalnih cena 1956. godine*, koja je bazna godina serije fiksnih fondova po stalnim cenama. S obzirom na činjenicu da je I. Vinski dezagregirao proizvodni deo privrede** samo na šest sektora, a u SGJ se daje društveni proizvod za osam privrednih oblasti, trebalo je voditi računa o tome da su podaci o fiksnim fondovima i društvenom proizvodu konzistentno agregirani. U ovom delu rada privreda je dezagregirana na šest odnosno na četiri sektora***: 1. industrija (industrija i rudarstvo), 2. poljoprivreda (poljoprivreda i ribarstvo), 3. saobraćaj (saobraćaj i veze), 4. gradjevinarstvo, 5. zanatstvo (zanatstvo i kućna radinost), 6. ostalo (trgovina i ugostiteljstvo, šumarstvo). Alterna-

---

* Detalje o načinu preračunavanja vidi u prilogu.

** Prema klasifikaciji SZS.

*** Prvo stoji naziv sektora koji ćemo ovde upotrebljavati, a u zagradi se navodi šta on obuhvata.

tivno, poslednja tri sektora se agregiraju u sektor ostalo[+] (gradjevinarstvo, zanatstvo i kućna radinost, trgovina i ugostiteljstvo, šumarstvo). Razlozi za ovu alternativu biće obrazloženi kasnije u analizi.

Isto tako vrši se analiza na dva različita načina definisanog globala. Privreda predstavlja zbir obe kategorije ovih šest proizvodnih sektora, dok se "ukupno" razlikuje od nje utoliko što su u fiksnim fondovima uključeni i neproizvodni fiksni fondovi. Dakle, na nivou globala jedan te isti društveni proizvod u prvom slučaju se stavlja u odnos sa agregatom fiksnih fondova u proizvodnom delu privrede, dok se u drugom slučaju on posmatra u vezi sa agregatom fiksnih fondova u proizvodnom i neproizvodnom delu privrede, odnosno sa ukupnim nacionalnim bogatstvom (ako ga definišemo po ovoj, za nacionalno bogatstvo inače uskoj koncepciji)[*] Ovaj širi agregat je potreban i za to da bi se mogla vršiti uporedjenja globalnih koeficijenata i sa onim zemljama za koje se ne mogu dobiti podaci koji bi bili u pogledu obuhvata uporedivi sa našom klasifikacijom delatnosti. Na taj način se postiže bolja uporedivost, jer je uključivanje fiksnih fondova neproizvodnih delatnosti daleko presudnije za komparabilnost veličine i ponašanja proizvodnih koeficijenata nego što je neuključivanje proizvoda onih neproizvodnih delatnosti za koje se u tim zemljama on kompilira a kod nas ne. Uzimanje u obzir neproizvodnih fiksnih fondova odnosno investicija važno je za analizu i planiranje tako da je korisno istraživati paralelno obe relacije.

Sledeći deo, koji se odnosi na Jugoslaviju u celini, treba istovremeno da posluži za izlaganje metodološkog pristupa kao i statističkih i ekonometrijskih metoda kojima ćemo se služiti u empiričkoj analizi u ovom radu. Mada će to u ovom delu izazvati brojne digresije, ipak je usvojen princip da je najbolje da se izlaganje tih metoda

---

[*] U jednom ranijem radu /16/ ove dve alternativne definicije globala poslužile su za konstruisanje dva globalna proizvodno kapitalna modela Jugoslavije.

prezentira po mogućnosti na jednom mestu, odnosno da se na jednom primeru pokaže relevantnost tih metoda za analizu pojedinih problema kao i analitička aparatura u celini. Ovo važi i za pristup dodatnoj problematici koja će se javljati u toku rada.

ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA

Pre nego što pristupimo analizi proizvodnih koeficijenata na osnovu simplificirane proizvodne funkcije, izvršićemo analizu empiričkih vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata. Dva momenta govore u prilog ovog pristupa. Prvo, zaključci doneseni na osnovu polaznih, neobradjenih empiričkih vrednosti osnova su za proveravanje zaključaka koji proizilaze iz teoretskog modela kvantificiranog pomoću tih istih podataka, a pre svega relevantnosti pretpostavki jednog takvog modela. I obrnuto, ovi se zaključci proveravaju i sistematiziraju pomoću ovih modela da bi se što više eliminisao uticaj slučajnih faktora koji oni sadrže. Drugo, neke testove ima smisla vršiti samo na osnovu polaznih, neprilagodjavanih empiričkih vrednosti, a njihovi rezultati mogu se koristiti već kod izbora pretpostavki za teoretski model.

Tabela 1 prezentira vremensku seriju prosečnih proizvodnih koeficijenata za ranije definisane agregate, koji su izračunati iz osnovnih podataka za društveni proizvod i fiksne fondove.* Osnovno što treba ispitati je varijabilnost tih koeficijenata u vremenu i medju sektorima.

---

* Ukoliko nije posebno naglašeno da to nije tako, vrednosti su u milijardama dinara, cene 1956.godine

Tabela 1

Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova
za Jugoslaviju
(ukupno i po privrednim oblastima)

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivr.	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinars.	Zanatstvo	Ostalo
1952.	0,1277	0,2282	0,3544	0,2609	0,0360	0,6469	1,2973	0,5670	0,5067
1953.	0,1461	0,2569	0,3373	0,3726	0,0391	0,6742	1,4028	0,6150	0,4964
1954.	0,1462	0,2537	0,3410	0,3175	0,0416	0,7226	1,4423	0,7043	0,5177
1955.	0,1608	0,2762	0,3525	0,3827	0,0481	0,7170	1,2750	0,7129	0,5522
1956.	0,1494	0,2537	0,3518	0,3023	0,0481	0,6452	0,9832	0,7018	0,5239
1957.	0,1768	0,2973	0,3848	0,4231	0,0535	0,6897	1,1049	0,7193	0,5640
1958.	0,1746	0,2917	0,4047	0,3584	0,0567	0,6837	1,0477	0,7264	0,5663
1959.	0,1948	0,3240	0,4279	0,4472	0,0614	0,7149	1,449	0,7166	0,5939
1960.	0,1980	0,3268	0,4600	0,3723	0,0703	0,7486	1,2833	0,7081	0,6173
1961.	0,1976	0,3239	0,4491	0,3457	0,0702	0,7792	1,4986	0,7111	0,6083
1962.	0,1957	0,3201	0,4444	0,3316	0,0714	0,7499	1,4674	0,6568	0,5865

1. Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta

Što se tiče pitanja stabilnosti koeficijenta u vremenu, u literaturi se sreću dva pristupa: izračunavanje prosečne vrednosti za ceo period zanemarujući problem dinamike koeficijenta unutar perioda i izračunavanje logaritamskih ili linearnih trendova prosečnog kapitalnog koeficijenta, gde se uzima u obzir karakteristika dinamike za ceo period testiranjem signifikantnosti parametra uz t. Ovde nećemo izračunavati trend prosečnog proizvodnog koeficijenta posebno, jer se dinamika prosečnog koeficijenta ocenjuje pomoću proizvodne funkcije simultano sa ocenjivanjem intervalnog proizvodnog koeficijenta.

Kako numerička ocena dinamike nije potrebna za ovu svrhu, upotrebićemo neparametarski test da bismo dobili precizni odgovor na pitanje da li postoji neki izraziti trend prosečnog proizvodnog koeficijenta u globalu i sektorima u posmatranom periodu. Upotrebnom neparametarskog testa želeli smo da izbegnemo poteškoće koje proizilaze iz potrebe da se ispita da li su specifične pretpostavke pod kojima neki parametarski test važi ispunjene u posmatranom slučaju. Tako nismo više vezani na neku odredjenu pretpostavku o obliku trenda, pa zaključci o signifikantnosti trenda važe i za opštije slučajeve. Sa druge strane, slabije pretpostavke neparametarskog testa znače da je on slabiji diskriminator što se tiče odbacivanja nulte hipoteze u odnosu na odgovarajući parametarski test u specifičnom slučaju kada su pretpostavke za ovaj poslednji ispunjene.

Ovde se smatralo da bi bilo veoma teško koncepcijski opravdati pretpostavku o nekom specifičnom obliku trenda prosečnih proizvodnih koeficijenata, pogotovu kada se taj odnos ne smatra osnovnom relacijom u ovom istraživanju. Izgleda da prednosti neparametarskog testa dolaze u vezi sa ovim problemom do svog izražaja i da se može smatrati pogodnijim nego što je to pomenuti primenjeni parametarski test.

Medju neparametarske testove koji se smatraju najosetljivijim u odnosu na trend J.Walsch /24, str. 78/ ubraja i Kendallov test korelacije rangova. Naime, u vremenu uredjeni niz empiričkih vrednosti može se testirati u pogledu trenda na taj način što se posmatra korelacija izmedju rangova* empiričkih vrednosti i vremenskog redosleda.

Tabela 2

Vrednosti S za Jugoslaviju
za period 1952-1962

Ukupno	45++
Privreda	35++
Industrija	39++
Poljoprivreda	11
Saobraćaj	55++
Ostalo	29+
Gradjevinarstvo	7
Zanatstvo	15
Ostalo	43++

+ Trend značajan na nivou 5%

++ Trend značajan na nivou 1%

Kao što se vidi, trend prosečnog proizvodnog koeficijenta je signifikantan u globalu i svim sektorima osim poljoprivrede, gradjevinarstva i zanatstva. Veličina porasta prosečnih proizvodnih koeficijenata, izračunata na osnovu prve i poslednje godine, data je u sledećoj tabeli:

* Asimptotska efikasnost testa Kendallovog koeficijenta korelacije rangova iznosi 0,98 u odnosu na specifičnu situaciju kada trend zadovoljava pretpostavke normalne regresije (vidi J.Walsh/24 , str.79/).

Tabela 3

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za 1952. i 1962.godinu

Jugoslavija

	Indeks 1962/1952			Prosečna stopa rasta p za period 1952-62 u %
	P	K	p	
Ukupno	233	152	153	4,3
Privreda	233	166	14o	3,4
Industrija	297	237	125	2,2
Poljoprivreda	183	144	127	2,4
Saobraćaj	269	136	198	7,1
Ostalo	196	169	116	1,5
Gradjevinarstvo	2o4	18o	113	1,2
Zanatstvo	167	144	115	1,4
Ostalo	2o5	177	116	1,5

Kada se posmatra na osnovu prosečne dinamike redosled sektora u pogledu promene prosečnog proizvodnog koeficijenta razlikuje se od redosleda koji proizilazi iz intenziteta korelacije rangova. Prosečna stopa rasta zavisi i suviše od slučajnog rasporeda prve i poslednje godine u odnosu na ostale, pa poljoprivreda iskazuje jači porast proizvodnog koeficijenta nego industrija i sektor ostalo, dok je u stvari trend prosečnog proizvodnog koeficijenta za ova dva sektora signifikantan, to nije slučaj kod poljoprivrede. Zbog toga ćemo ocenu intenziteta dinamike prosečnog proizvodnog koeficijenta donositi na osnovu teoretskih vrednosti tog koeficijenta iz proizvodne funkcije, dok ćemo dinamiku na osnovu empiričkih vrednosti za prvu i poslednju godinu perioda, koja se obično upotrebljava, smatrati samo kao prvu aproksimaciju sa dosta malim stepenom pouzdanosti.

2. Strukturne karakteristike

Kao što smo videli, globalni prosečni proizvodni koeficijent može se izraziti i kao ponderisana suma sektorskih proizvodnih koeficijenata. Uticaj sektorske alokacije fiksnih fondova na veličinu globalnog koeficijenta zavisi pre svega od toga da li se sektorski proizvodni koeficijenti medjusobno dosta razlikuju. Poznato je da se granski proizvodni koeficijenti mogu veoma mnogo razlikovati, pominje se i odnos 1 : 100 izmedju najmanjeg i najvećeg, pre svega zbog razlika u tehnologiji i veku trajanja fiksnih fondova. Zbog nedostatka relevantnih podataka za grane, ovde će strukturna analiza biti ograničena na privredne oblasti, i to uglavnom na četiri glavna sektora, kako bi se barem donekle obezbedila uporedivost važnosti strukturne komponente sa ostalim zemljama.

Posmatrajući tabelu 1 vidimo da se vrednosti p za pojedine privredne oblasti dosta razlikuju, varirajući izmedju najviših u gradjevinarstvu i najnižih u saobraćaju. Ove je razlike interesantno posmatrati i kao relativne razlike medju pojedinim sektorima koje odražavaju sektorski relativni* prosečni proizvodni koeficijenti definisani kao odnos sektorskih i globalnog proizvodnog koeficijenta, prikazani u tabeli 4 .

Jedino u saobraćaju je relativni koeficijent manji od jedinice, u industriji i poljoprivredi on se nalazi izmedju 1 i 1,5, dok u sektoru ostalo+ uzima vrednosti veće od 2. Relativne razlike su velike čak za ovako visok nivo agregacije. Tako je vrednost za saobraćaj i u najpovoljnijem slučaju (1960. godina) više nego deset puta ni-

---

* Ovaj termin upotrebljava S. Kuznets /13, str.350 i 356/ za slučaj kada je kapitalni koeficijent za sektor izračunat kao količnik učešća kapitala tog sektora u ukupnom kapitalu i učešća proizvoda tog sektora u ukupnom proizvodu; mada on upotrebljava tako definisani koeficijent u druge svrhe. Kako analognu koncepciju primenjuje i na intervalni kapitalni koeficijent, dolazi do nezgodnog rezultata za poljoprivredu, gde taj koeficijenat iznosi ∞ .

Tabela 4

Relativni prosečni proizvodni koeficijent
za Jugoslaviju

	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinar.	Zanatstvo	Ostalo
1952.	1,00	1,55	1,14	0,16	2,83	5,68	2,48	2,22
1953.	1,00	1,31	1,45	0,15	2,62	5,46	2,39	1,93
1954.	1,00	1,34	1,25	0,16	2,85	5,68	2,78	2,04
1955.	1,00	1,28	1,39	0,17	2,60	4,62	2,58	2,00
1956.	1,00	1,39	1,19	0,19	2,54	3,88	2,77	2,07
1957.	1,00	1,29	1,42	0,18	2,32	3,72	2,42	1,90
1958.	1,00	1,39	1,23	0,19	2,34	3,59	2,49	1,94
1959.	1,00	1,32	1,38	0,19	2,21	3,53	2,21	1,83
1960.	1,00	1,41	1,14	0,22	2,29	3,93	2,17	1,89
1961.	1,00	1,39	1,07	0,22	2,41	4,63	2,20	1,88
1962.	1,00	1,39	1,04	0,22	2,34	4,58	2,05	1,83

ža od vrednosti za sektor ostalo+. Ako uzmemo u obzir sve privredne oblasti, vrednost za gradjevinarstvo je bila u 1952. godini čak 35 puta veća nego u saobraćaju, što je najveći raspon u celom periodu.

Dakle, očito je da se sektorski proizvodni koeficijenti razlikuju u tolikoj meri da je sektorska struktura privrede jedna od najvažnijih determinanti veličine i dinamike globalnog proizvodnog koeficijenta. Odnosno, tehnološke karakteristike pojedinih sektora su odlučujuće za veličinu sektorskih proizvodnih koeficijenata. U daljem toku rada, pogotovu u medjunarodnim komparacijama, pokušaćemo da na empiričkom materijalu proverimo hipotezu o pretežnoj strukturnoj determinisanosti proizvodnih koeficijenata.

Ovde se radi o visokom stepenu agregacije.Sektori predstavljaju privrednu oblast, ili čak više njih, tako da oni očito nisu tehnološki homogeni; ali su uprkos tome specifičnosti tehnoloških karakteristika tako agregiranih sektora još uvek toliko naglašene da se sektorske razlike u proizvodnim koeficijentima fiksnih fondova pokazuju veoma značajnim. Testiranju ove hipoteze možemo pristupiti na dva načina. Prvo, interesantno je videti dali se ovi sektori u opštem slučaju, ili dva sektora u posebnom slučaju, značajno razlikuju što se tiče srednje vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za posmatrani period. Drugo, isto tako je važno da se pored toga ispita da li se može smatrati da je odredjeno rangiranje sektora u odnosu na veličinu prosečnog proizvodnog koeficijenta reprezentativno za ceo period, tj. da li je taj odnos ostao isti u svim godinama perioda.

Testiranje značajnosti razlika u srednjim vrednostima prosečnog proizvodnog koeficijenta za pojedine sektore u nekom odredjenom periodu moglo bi se vršiti, na primer, pomoću analize varijanse za jednostruku klasifikaciju. Kako zbog velikih razlika u vrednostima proizvodnog koeficijenta za pojedine sektore izgleda da pretpostavka o homogenosti varijanse, koja je potrebna za odgovarajući F

test, neće biti ispunjena, ovde je primenjen odgovarajući neparametarski test, koji je poznat kao Kruskal-Wallisova analiza varijanse pomoću rangova. U slučaju samo dva sektora analogni test jeste Wilcoxonov test suma rangova, koji je inače poznat i pod imenom Mann-Whitney U test, pa se ovde upotrebljava kao alternativa za parametarski t test.

Pre nego što ove metode primenimo na naše vremenske serije potrebno je ukazati na jedan problem koji pokazuje da se rezultati ovih testova moraju uzeti sa izvesnom rezervom. Naime, distribucija za slučaj nulte hipoteze izračunata je na osnovu pretpostavke da su pojedina posmatranja medjusobno nezavisna. Ako to u slučaju vremenske serije ponekad nije ispunjeno, onda se ni zaključci ovih testova u tim slučajevima ne mogu smatrati potpuno tačnim.

Ovaj tip testova potreban nam je samo da bi ispitali hipotezu da su, zbog toga što su proizvodni koeficijenti u najvećoj meri determinisani tehnološkim karakteristikama pojedinih sektora, razlike u proizvodnim koeficijentima izmedju sektora karakteristične, a razlike izmedju proizvodnih koeficijenata za isti sektor za različita područja odnosno zemlje tek drugostepenog karaktera. Zbog toga nam oni služe više za to da sistematiziramo način izvodjenja zaključaka na osnovu empiričkog materijala, a nikako u smislu nekog apsolutiziranja egzaktnosti matematičko-statističkih metoda. Imajući u vidu ove napomene, analiziraćemo razlike u prosečnim proizvodnim koeficijentima za sektore: industrija, poljoprivreda, saobraćaj i ostalo^{+}.

Ako pogledamo ovaj konkretan slučaj za Jugoslaviju vidimo da prosečni proizvodni koeficijenti za saobraćaj za svih 11 godina zauzimaju prvih 11 rangova, a za ostalo^{+} poslednjih 11 (tj. od 34 do 44). Godišnje vrednosti za industriju i poljoprivredu se medjusobno prepliću, zauzimaju rangove izmedju 12 i 33. Interesantno je i to da se osim u saobraćaju uočava dosta velika nezavisnost rasporeda rangova od vremenskog redosleda. Vrednost H iznosi

37,4 a teoretska vrednost $\chi^2 = 7,82$ za nivo signifikantnosti od 5% i odgovarajući broj stepena slobode. Razlike u srednjim vrednostima prosečnih proizvodnih koeficijenata za ova četiri sektora za period 1952-62 su značajne čak na nivou signifikantnosti od $1^{o}/oo$.

Ovakav rezultat za ove sektore kao celina se mogao i očekivati jer su velike apsolutne kao i relativne razlike očigledne. Ovde nas interesuje još odnos izmedju industrije i poljoprivrede, gde razlike nisu tako jasno uočljive. Vrednosti sume rangova za Wilcoxonov test suma rangova iznose 149 i 104, respektivno. Razlika nije značajna na nivou od 5%. Dakle, srednja vrednost prosečnog proizvodnog koeficijenta za posmatrani period je najniža u saobraćaju, zatim u poljoprivredi i industriji, gde nema značajne razlike, a najviša je za sektor ostalo^{+}. Ako bismo sektor ostalo^{+} i dalje raščlanili, sledio bi sektor ostalo, pa zanatstvo, a najveća vrednost bi bila u gradjevinarstvu. Kako su razlike i medju ovim sektorima značajne, to bi se testiranjem značajnosti razlika za šest privrednih oblasti razlike u sektorskim proizvodnim koeficijentima samo još više ispoljila. Medjutim, kako gradjevinarstvo i zanatstvo zajedno predstavljaju jedva nešto više od 3% u strukturi proizvodnih fiksnih fondova, posve je dovoljno ako se u analizi ograničimo na četiri osnovna sektora.

Interesantno je posmatrati kakve razlike nastaju ako ovu istu analizu vršimo na osnovu relativnih prosečnih proizvodnih koeficijenata iz tabele 4. u odnosu na gornju analizu koja je vršena na osnovu apsolutnih vrednosti iz tabele 1 . Naime, uvodjenjem relativnih proizvodnih koeficijenata iz serije se eliminiše dinamika globalnog proizvodnog koeficijenta, tako da se za takve godišnje vrednosti problem zavisnosti od vremenskog redosleda praktično potpuno eliminiše. To se može videti i na našem primeru: jasnije se ispoljava slučajnost rasporeda rangova u odnosu na vremenski redosled, ali s zato javlja relativno velik broj vezanih rangova, što otežava kalku-

laciju. Interesantno je to da test na osnovu relativnih koeficijenata dovodi do istih zaključaka kao i raniji na osnovu apsolutnih koeficijenata. Ovo podudaranje rezultata ukazuje na to da problem, koji se nameće upotrebom vremenske serije u slučaju apsolutnih vrednosti, ne treba suviše naglašavati, jer u nekim slučajevima izgleda da ne utiče na zaključke.

Pošto nas ovde zanimaju razlike izmedju pojedinih sektora, smatramo da se uvodjenjem relativnih proizvodnih koeficijenata ovaj aspekat analize proizvodnih koeficijenata može adekvatnije prikazati. Jedna od takvih prednosti jeste da se u vremenskoj seriji eliminiše dinamika prosečnog globalnog proizvodnog koeficijenta, tako da se može smatrati da su u slučaju relativnih koeficijenata osnovne pretpostavke za gornje testove ispunjene. Zbog toga će u daljem toku rada zaključci o značajnosti razlika sektorskih koeficijenata biti donošeni na osnovu relativnih koeficijenata. Naime, mada se ovakvi zaključci mogu podudarati sa zaključcima na bazi apsolutnih vrednosti, to može u ovim slučajevima biti zbog toga što su razlike toliko velike, a ne zbog toga što ne bi postojala nikakva razlika po pitanju veće ili manje adekvatnosti primene ovih testova.

Sada ćemo pristupiti ispitivanju strukturnih karakteristika proizvodnih koeficijenata sa jednog drugog aspekta. Dosada su razlike medju pojedinim sektorima posmatrane za dati period kao celinu, vrednosti svih proizvodnih koeficijenata rangirane su od najmanje do najveće bez obzira na to kojem sektoru pripadaju i na koji se godišnji period odnose. Sumirajući rangove koji pripadaju pojedinim sektorima, sektorska klasifikacija je uzeta u obzir, dok vremenski raspored vrednosti unutar perioda ne igra nikakvu ulogu . Ovde nas sada interesuje da li je u tom periodu rangiranje sektora u odnosu na veličinu proizvodnog koeficijenta za pojedine godine sistematsko ili ne. Ova razlika u pristupu diktira primenu drugih metoda ana-

lize, jer se uvodi dvostruka klasifikacija. Naime, pored sektora uvode se i godine kao kriterijum klasifikacije, rangiranje sektorskih proizvodnih koeficijenata vrši se posebno za svaku godinu, a ne ukupno za ceo period, kao što je to bio slučaj ranije. Za svaku od n godina rangiraju se vrednosti sektorskih proizvodnih koeficijenata od 1 do k (broj sektora odnosno kolona), ali su testovi koji slede invarijantni na medjusobni raspored godina od 1 do n.

Analiza varijanse za dvostruku klasifikaciju pomoću rangova, koju je uveo M.Friedman /5 /, / 6 /, testira nultu hipotezu da različite kolone rangova (uzorci) pripadaju istoj populaciji. Naime, ukoliko bi to bilo u pitanju onda bi distribucija rangova u svakoj koloni bila slučajna, pa bi se moglo očekivati da će sume rangova u svakoj koloni biti slične, jer svaka kolona sadrži isti broj posmatranja.

Jednu interesantnu dalju razradu analize varijanse za dvostruku klasifikaciju pomoću rangova dao je Kendall /10 /, koji taj problem posmatra sa jednog drugog aspekta, kao korelaciju izmedju više nezavisnih rangiranja k posmatranja edne ili više varijabli. Tako Kendallov koeficijent saglasnosti W predstavlja razradu korelacije izmedju dve serije rangova na slučaj n nizova rangova, tj.njegova vrednost ukazuje na stepen asocijacije medjutim pojedinim rangiranjima. Drugim rečima utvrdjuje se stepen saglasnosti tih rangiranja, što u našem slučaju predstavlja istraživanje stepena saglasnosti rangova sektorskih proizvodnih koeficijenata za pojedine godine perioda.

Ako rangiramo sektorske proizvodne koeficijente u tabeli 1 na ranije opisani način, zapazićemo vanredno veliku saglasnost rangiranja za sve godine tog perioda. Tako u svim godinama gradjevinarstvo zauzima rang 1 (ako rangiramo vrednosti proizvodnih koeficijenata od najvećeg prema manjim), zanatstvo 2, "ostalo" 3, saobra-

ćaj 6; jedino se rangovi za industriju i poljoprivredu isplepliću. Ako pogledamo samo četiri velika sektora, vrednost $S_W = 549$ je značajna, pošto teoretska vrednost S_W iznosi 140,8* za nivo signifikantnosti 5% (194,2 za 1%). Razlike u sektorskim proizvodnim koeficijentima su još jače izražene ako se uzme u obzir svih šest sektora. Jedino vrednosti za poljoprivredu i industriju ne pokazuju tako stabilan medjusobni odnos, što je posledica oscilacija u poljoprivrednoj proizvodnji - u rodnim godinama proizvodni koeficijent je viši u poljoprivredi i obrnuto. Kao formalna procedura za testiranje slučajnosti rasporeda rangova u slučaju dva sektora može poslužiti na primer test koji se bazira na predznaku diferencija vrednosti za oba sektora.

U slučaju Kendallovog koeficijenta saglasnosti W, odnosno Friedmanovog χ_r^2, rezultati za apsolutne vrednosti proizvodnog koeficijenta identični su sa rezultatima na osnovu relativnih proizvodnih koeficijenata. Naime, rangiranje se sada vrši za svaku godinu posebno, a ono je invarijantno u odnosu na primenjenu operaciju deljenja kod računanja relativnih koeficijenata.

Oba tipa testova očito potvrdjuju hipotezu o značajnosti razlika sektorskih proizvodnih koeficijenata. Medjutim, njihovi zaključci bi se mogli i razlikovati jer oni daju odgovore na različita pitanja. Tako se može očekivati da će test saglasnosti rangiranja biti osetljiviji i pre pokazati značajnu saglasnost u rangiranjima nego što će Kruskal - Wallisov test pokazati značajnost razlika u srednjim vrednostima sektorskih koeficijenata. Naime, za prvi je potrebno samo da rangovi ostaju više ili manje isti za svaku godinu, dok je za drugi potrebno da su vrednosti proizvodnih koeficijenata za neki sektor u celini

---

* U pomenutoj tabeli date su samo vrednosti za n=lo i n =15, k = 4. Vrednost za n = 11, k = 4 izračunata je linearnom interpolacijom.

značajno različite od vrednosti proizvodnih koeficijenata za neki drugi sektor, bez obzira na koju se godinu odnose.

3. Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Dosadašnja razmatranja su pokazala da su razlike izmedju sektorskih proizvodnih koeficijenata veoma značajne, a to dalje znači da dinamika globalnog proizvodnog koeficijenta zavisi od toga da li se brže razvijaju sektori sa visokim ili niskim vrednostima proizvodnog koeficijenta.

Stoga se postavlja problem kako oceniti važnost svake od dve osnovne komponente - promene sektorske strukture i promene sektorskih proizvodnih koeficijenata - koje utiču na promenu globalnog proizvodnog koeficijenta. Pošto obe komponente simultano utiču na globalni proizvodni koeficijent, njihov pojedinačni uticaj se ne može tačno oameriti i razgraničiti, nego se on aproksimira pomoću hipotetičkih agregata, tj. principa koji se primenjuje kod konstrukcije agregatnih indeksa. U ovom slučaju nameću se dva takva hipotetička agregata koja se onda mogu uporediti sa stvarnim vrednostima globalnog koeficijenta za bazni i tekući period: jedan gde se kombinuju struktura baznog perioda i sektorski proizvodni koeficijenti tekućeg perioda, i drugi sa sektorskim koeficijentima baznog perioda i strukturom tekućeg perioda. Prvi pretpostavlja kakav bi bio globalni koeficijent da je sektorska struktura ostala nepromenjena, tako da se razlika izmedju ove hipotetičke vrednosti i stvarne vrednosti za bazni period manifestuje kao čisti efekat promena sektorskih proizvodnih koeficijenata. Analogno drugi izražava čisti efekat promene strukture.

Ovaj način gde se zaključci o efektu pojedinih komponenti donose na osnovu apsolutnih razlika izmedju hipotetičkih agregata i stvarnih vrednosti, upotrebljava, na primer, S.Kuznets /14 /. U jednom ranijem redu za

"žutu knjigu" upotrebili smo ovaj metod za ocenu efekta strukturne komponente na dinamiku kapitalnog koeficijenta za industriju Jugoslavije /21, prilog 1/. Jedan drugi metod bazira se na relativnim razlikama izmedju stvarnih i ovih hipotetičkih agregata, gde se ukupna promena globalnog koeficijenta dekomponira na indeks strukturne komponente i standardizirani indeks proizvodnog koeficijenta. Taj metod je upotrebljen na primer i u studiji UN /18 / na problemu produktivnosti rada. Ukupna promena produktivnosti rada dekomponirala se na Laspeyresov indeks sektorskih produktivnosti i Paaschejev indeks strukture. Pošto je izbor izmedju dve alternativne dekompozicije, izgleda, arbitraran ovde ćemo razraditi to za opšti slučaj.

Ako definišemo globalni proizvodni koeficijent kao ponderisanu aritmetičku sredinu sektorskih koeficijenata

$$p(t) = \sum_i \frac{P_i(t)}{K_i(t)} \cdot \frac{K_i(t)}{K(t)} = \sum_i p_i(t) \cdot \frac{K_i(t)}{K(t)} = \sum_i p_i(t) \cdot w_i(t)$$

gde su $w_i(t) = \frac{K_i(t)}{K(t)}$ ponderi, onda se indeks porasta globalnog koeficijenta može napisati kao

$$\frac{p(t)}{p(o)} = \frac{\sum_i p_i(t) \cdot w_i(t)}{\sum_i p_i(o) \cdot w_i(o)}$$

i dekomponirati na dva načina:

$$\frac{p(t)}{p(o)} = \frac{\sum_i p_i(t) \cdot w_i(t)}{\sum_i p_i(t) \cdot w_i(o)} \cdot \frac{\sum_i p_i(t) \cdot w_i(o)}{\sum_i p_i(o) \cdot w_i(o)}$$

$$\frac{p(t)}{p(o)} = \frac{\sum_i p_i(o) \cdot w_i(t)}{\sum_i p_i(o) \cdot w_i(o)} \cdot \frac{\sum_i p_i(t) \cdot w_i(t)}{\sum_i p_i(o) \cdot w_i(t)}$$

gde prvi faktor predstavlja indeks strukturne komponente, a drugi standardizirani indeks porasta proizvodnog koeficijenta. Drugim rečima, indeks porasta globalnog koeficijenta dekomponira se kao:

$$I_p = \frac{I_{w(P)} \cdot I_{p(L)}}{100} = \frac{I_{w(L)} \cdot I_{p(P)}}{100}$$

gde indeksi sa subskriptom w(P,L) predstavljaju indekse strukturne komponente, a indeksi sa p(P,L) standardizirane indekse proizvodnog koeficijenta, alternativna oznaka P ili L u zagradi znači Paaschejev odnosno Laspeyresov tip ponderacije.

Ako se globalni koeficijenti, dva stvarna i dva hipotetička agregata, napišu kao gore, s tim da oznake skratimo na p_{oo}, p_{to}, p_{ot}, p_{tt} (prvi subskript odredjuje na koji period se odnose sektorski proizvodni koeficijenti, a drugi na koji period se odnose strukturni ponderi (agregata), onda dobijamo po dva izraza (ocene) za indeks strukturne komponente i za standardizirani indeks koeficijenta:

$$I_{w(L)} = \frac{p_{oo}}{p_{oo}} \cdot 100 \qquad I_{w(P)} = \frac{p_{ot}}{p_{to}} \cdot 100$$

$$I_{p(L)} = \frac{p_{to}}{p_{oo}} \cdot 100 \qquad I_{p(P)} = \frac{p_{tt}}{p_{ot}} \cdot 100$$

Kako se kod ove problematike ne mogu izvesti oni zaključci koji važe za relacije izmedju Paaschejevih i Laspeyresovih indeksa u slučaju troškova života ili indeksa proizvodnje, u ovom radu analiza će se vršiti na osnovu oba načina dekompozicije. Pre nego što predjemo na empiričku analizu ovih komponenti, potrebno je još jednom naglasiti da se ona bazira na dekompoziciji pomoću hipotetičkih agregata, tako da se može smatrati potpuno

adekvatna samo u slučaju ako su promene u sektorskim koeficijentima nezavisne od promena u strukturi. Naime, to je pretpostavka na osnovu koje se računski vrši razgraničavanje pojedinih efekata. U stvari, uloga strukturnih promena u toku privrednog razvoja ima svoje dublje značenje od ovog čisto računskog efekta na globalni proizvodni koeficijenat.

Tabela 5

Strukturna komponenta i standardizirani indeks globalnog proizvodnog koeficijenta na osnovu empiričkih vrednosti za 1952 i 1962.god.

		Jugoslavija
Empiričke vrednosti*	p_{oo}	0,2251
	p_{tt}	0,3207
	I_p	142,5
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,2520
	p_{to}	0,2891
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	111,9
	$I_{w(P)}$	110,9
Standardizirani indeks	$I_p(L)$	128,4
	$I_p(P)$	127,3

* Na bazi društvenog proizvoda koji je suma sektorskih vrednosti društvenog proizvoda, da bi bile konzistentne sa gornjom definicijom agregata. Ove vrednosti se neznatno razlikuju od inače upotrebljivanih zbog načina deflacije (vidi prilog) i zaokruživanja

U tabeli 5 date su apsolutne vrednosti hipotetičkih i empiričkih agregata, tako da se analiza može vršiti kako na osnovu apsolutnih tako i na osnovu relativnih razlika. Indeks ukupnog porasta globalnog proizvodnog koe-

ficijenta za posmatrani period 142.5 dekomponiran je na indeks strukturne komponente 111,9 odnosno 110,9 i standardizirani indeks koji iznosi 128,4 odnosno 127,3, što daje jednu predstavu o udelu tih komponenti u ukupnom porastu. Teško je dati precizniju ocenu* koliki procenat porasta globalnog koeficijenta treba pripisati pojedinim komponentama, pošto su efekti u ovakvoj formulaciji multiplikativni.

Ako pogledamo apsolutne priraštaje, ukupni priraštaj globalnog koeficijenta iznosi $p_{tt} - p_{oo} = 0,0956$, dok priraštaj zbog promene strukture iznosi $p_{ot} - p_{oo} = 0,0269$, a priraštaj zbog promena sektorskih proizvodnih koeficijenata $p_{to} - p_{oo} = 0,0640$. Ako gledamo sve te priraštaje relativno na početnu vrednost globalnog koeficijenta p_{oo}, onda oni iznose 42,5%, 11,9% i 28,4%, respektivno. Očigledno je da analiza ovih razlika ako se prevedu na relativne razlike, odgovara Laspeyresovim indeksima strukturne komponente i standardiziranom indeksu. Efekti nisu ni multiplikativni (izraženi u obliku koeficijenata porasta) niti aditivni.

Razvijajući dalje opšti slučaj, postoji razdvajanje gde su apsolutni efekti aditivni. Naime postoje po dve ocene apsolutnih razlika zbog uticaja strukture i promene sektorskih koeficijenata:

1. konstantna struktura, različiti sektorski koeficijenti

$p_{to} - p_{oo} = 0,0640$ $\quad$ $p_{tt} - p_{ot} = 0,0687$

2. konstantni sektorski koeficijenti, različita struktura

$p_{ot} - p_{oo} = 0,0269$ $\quad$ $p_{tt} - p_{to} = 0,0316$

---

* U pomenutoj studiji UN /18 / udeo strukturne komponente se aproksimira količnikom procentualnog porasta strukturne komponente i procentualnog porasta globalnog koeficijenta $(\frac{10,9}{42,5})$, što je očito donja granica odnosno izvesno potcenjivanje udela te komponente. Naime, potpuno rastavljanje treba da je

$$1 + 0,425 = 1 + 0,109 + 0,284 + 0,109 \cdot 0,284$$
$$1,425 = 1 + 0,109 + 0,284 + 0,031$$

Ali tamo poslednji član nije uzet u obzir. Pored toga uzet je u obzir samo Paaschejev indeks strukturne komponente.

Očito je da se apsolutni efekti mogu dosta razlikovati u zavisnosti od primenjene ponderacije. U ovom slučaju efekti na bazi ponderacije tekućeg perioda su veći, izmedju obe krajnje godine poboljšala se kako struktura tako i sektorski koeficijenti, pa je logično da će ista promena strukture na višem nivou sektorskih koeficijenata izazvati veći efekat. Isto tako ista dinamika sektorskih koeficijenata će dati veći efekat kod povoljnije strukture. Interesantno je da su takvi efekti aditivni ako se na odgovarajući način definiše ukupna razlika:

$$1.\ p_{tt} - p_{oo} = (p_{tt} - p_{ot}) + (p_{ot} - p_{oo})$$

$$2.\ p_{tt} - p_{oo} = (p_{to} - p_{oo}) + (p_{tt} - p_{to}).$$

Prve dve razlike u sumi predstavljaju uticaj promena sektorskih koeficijenata, dok se druge dve odnose na uticaj strukturnih promena. U konkretnom slučaju:

$$0{,}0956 = 0{,}0687 + 0{,}0269$$
$$0{,}0956 = 0{,}0640 + 0{,}0316$$

Dakle, ukupna razlika se može rastaviti na efekte ovih komponenti na dva načina, tako da se za efekat jedne komponente uzimaju ponderi baznog a za efekat druge komponente ponderi tekućeg perioda, i obrnuto. Uspostavljena aditivnost nema, nažalost, ne pomaže u tačnijem utvrdjivanju relativnog udela svake od ovih komponenti. Naime, ako želimo posmatrati te razlike relativno na empiričku vrednost globalnog koeficijenta p_{oo}, dobićemo sledeće rezultate (u %):

$$42{,}5 = 30{,}6 + \underline{11{,}9}$$
$$42{,}5 = \underline{28{,}4} + 14{,}1$$

Nepodvučeni sumandi sadrže još uvek kako efekat druge komponente tako i nerazporedjeni deo. Kao jedna od mogućih aproksimacija nameće se ideja da se saberu procenti porasta obe komponente (posebno za Laspeyresove i Paascheјeve indekse) i da ova suma onda predstavlja 100% u odnosu na koju se računa udeo pojedine komponente. Tako bi na strukturnu komponentu otpalo oko 29%, a na povećanje sektorskih

koeficijenata 71% ukupnog porasta globalnog koeficijenta.

Ukupan porast globalnog proizvodnog koeficijenta izmedju 1952. i 1962. godine bio je veoma velik. Kao što smo videli, prosečna stopa rasta iznosi 3,4%.

Kako je trend bio značajan u tri od četiri sektora, moglo se očekivati da će porast sektorskih proizvodnih koeficijenata biti glavni izvor porasta globalnog koeficijenta. Medjutim, na veliku dinamiku globalnog koeficijenta uticala je i promena strukture proizvodnih fiksnih fondova, koja je isto delovala u pravcu povećanja. Tako se pre svega snizilo učešće saobraćaja za 39,7% na 32,5%, poljoprivrede od 27,6% na 24%, dok je učešće industrije u proizvodnim fiksnim fondovima poraslo od 24,9% na 35,5%, a učešće sektora ostalo[+] ostalo je praktično nepromenjeno. Ove promene svakako nisu male za ovakav relativno kratak period, pogotovu kako je do njih došlo u uslovima dosta brzog porasta fiksnih fondova u svim sektorima. Strukturna komponenta iznosi nešto manje od 1/3 ukupnog porasta, odnosno ova promena strukture rezultirala bi u porastu globalnog koeficijenta preko 11% nezavisno od promene sektorskih koeficijenata. To znači da je strukturna komponenta dovodila u proseku do povećanja globalnog koeficijenta za oko 1% godišnje, što ni u kom slučaju nije malo i pitanje je da li se može na ovako brze promene sektorske strukture u istom pravcu računati i dalje. I ovo hipotetičko razdvajanje uticaja obe komponente bazira se na empiričkim vrednostima za 1952. i 1962. godinu, tako da će teoretske vrednosti kasnije uneti neke promene i kod ovih rezultata.

Običaj je da se u empiričkim istraživanjima ova problematika analizira tako da se izračunavaju vrednosti hipotetičkih agregata (vidi S. Kuznets / 14 /) ili da se izraze u obliku indeksa (vidi pomenutu publikaciju UN / 18 /). Ovde smo razradili razdvajanje efekata na dva načina preko indeksa, kao i neke relacije koje se pojavljuju medju diferencama tih agregata. Po dosadašnjim metodama uvek su se izračunavali najpre ranije pomenuti agregati, a zato su po-

trebni podaci o apsolutnim vrednostima sektorskih koeficijenata i strukturi fiksnih fondova. Za neke zemlje odnosno periode adekvatni podaci ne postoje, ali je za izučavanje privrednog razvoja veoma interesantno poznavati efekte strukturne komponente, pogotovu u vezi sa različitim fazama privrednog razvoja. Zbog toga će ovde biti prezentiran način izračunavanja sektorske komponente ako su poznate samo sektorske strukture proizvoda i fiksnih fondova za posmatrane godine ili periode. Ako je pored toga poznat i indeks dinamike globalnog koeficijenta, mogu se izračunati i obe vrste standardiziranog indeksa porasta koeficijenata.

Metoda je jednostavna i bazira se na primeni relativnih sektorskih proizvodnih koeficijenata. Relativni proizvodni koeficijenat je definisan ranije kao

$$\pi_i(t) = \frac{p_i(t)}{p(t)}$$

iz čega sledi da je

$$p_i(t) = \pi_i(t) \cdot p(t)$$

Ako taj izraz unesemo u jednačine na strani 123 , onda se količnik globalnih koeficijenata može napisati kao

$$\frac{p(t)}{p(o)} = \frac{p(t) \sum_i \pi_i(t) \cdot w_i(t)}{p(t) \sum_i \pi_i(t) \cdot w_i(o)} \cdot \frac{p(t) \sum_i \pi_i(t) \cdot w_i(o)}{p(o) \sum_i \pi_i(o) \cdot w_i(o)}$$

$$\frac{p(t)}{p(o)} = \frac{p(o) \sum_i \pi_i(o) \cdot w_i(t)}{p(o) \sum_i \pi_i(o) \cdot w_i(o)} \cdot \frac{p(t) \sum_i \pi_i(t) \cdot w_i(t)}{p(o) \sum_i \pi_i(o) \cdot w_i(t)}.$$

Skraćivanjem dobićemo:

$$1 = \frac{\sum_i \pi_i(t) \cdot w_i(t)}{\sum_i \pi_i(t) \cdot w_i(o)} \cdot \frac{\sum_i \pi_i(t) \cdot w_i(o)}{\sum_i \pi_i(o) \cdot w_i(o)}$$

$$1 = \frac{\sum_i \pi_i(o) \cdot w_i(t)}{\sum_i \pi_i(o) \cdot w_i(o)} \cdot \frac{\sum_i \pi_i(t) \cdot w_i(t)}{\sum_i \pi_i(o) \cdot w_i(t)}$$

Prvi faktor, koji predstavlja indeks strukturne komponente ostaje nepromenjen, tako da važi

$$I_{w(L)} = \frac{p_{ot}}{p_{oo}} \cdot 100 = \frac{\pi_{ot}}{\pi_{oo}} \cdot 100 \qquad I_{w(P)} = \frac{p_{tt}}{p_{to}} \cdot 100 = \frac{\pi_{tt}}{\pi_{to}} \cdot 100$$

Indeks strukturne komponente ostaje isti, ali se promenila interpretacija standardiziranog indeksa globalnog koeficijenta. Naime, drugi faktor, koga bi mogli zvati relativna standardizirana komponenta, razlikuje se od ranijeg utoliko što je manji za $\frac{p(t)}{p(o)}$ puta. Kako je dinamika globalnog koeficijenta time eliminisana, ovaj faktor pokazuje za koliko bi se ukupno morali promeniti sektorski relativni koeficijenti kod odredjene promene strukture, pod uslovom da globalni koeficijenat ostaje konstantan. Prema tome, ako je sektorska komponenta veća od 1, relativna standardizirana komponenta će biti manja od 1. Ovde nas ovaj kompenzacijski elemenat sada dalje ne interesuje. Pokazaćemo još samo slučaj ako je poznata vrednost $I_p = \frac{p(t)}{p(o)}$; Tada je relevantna dekompozicija oblika

$$\frac{p(t)}{p(o)} = \frac{\sum_i \pi_i(t) \cdot w_i(t)}{\sum_i \pi_i(t) \cdot w_i(o)} \cdot \frac{\sum_i \pi_i(t) \cdot w_i(o)}{\sum_i \pi_i(o) \cdot w_i(o)} \cdot \frac{p(t)}{p(o)}$$

$$\frac{p(t)}{p(o)} = \frac{\sum_i \pi_i(o) \cdot w_i(t)}{\sum_i \pi_i(o) \cdot w_i(o)} \cdot \frac{\sum_i \pi_i(t) \cdot w_i(t)}{\sum_i \pi_i(o) \cdot w_i(t)} \cdot \frac{p(t)}{p(o)}$$

Produkt drugog i trećeg faktora (puta 100) je ekvivalentan odgovarajućem standardiziranom indeksu na bazi apsolutnih vrednosti. Najjednostavnije ga izvedimo ako indeks dinamike globalnog koeficijenta podelimo sa indeksom strukturne komponente.

Na kraju, može se pokazati da su odgovarajuće razlike izmedju agregata aditivne i u slučaju relativnih proizvodnog koeficijenata, samo da je ukupan porast jednak 0 jer je dinamika globalnog koeficijenta eliminisana:

$$(\pi_{tt} - \pi_{ot}) + (\pi_{ot} - \pi_{oo}) = 0$$

$$(\pi_{to} - \pi_{oo}) + (\pi_{tt} - \pi_{to}) = 0$$

Naime, iz veze

$$p(t) = \sum_i p_i(t) \cdot w_i(t)$$

sledi da je

$$\sum_i \pi_i(t) \cdot w_i(t) = 1$$

pa su $\pi_{tt} = 1$ i $\pi_{oo} = 1$, što je posredan dokaz gornjih jednačina.

Vrednosti za strukturnu komponentu $\pi_{tt} - \pi_{to} = 1 - \pi_{to}$ i $\pi_{ot} - \pi_{oo} = \pi_{ot} - 1$ u stvari predstavljaju vrednost apsolutnog priraštaja $p_{tt} - p_{oo}$ u odnosu na p_{tt} i p_{oo}, respektivno. Ovaj drugi je poznati Laspeyresov indeks strukturne komponente, izražen u procentima porasta (za ovaj slučaj 11,9).

ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

U prethodnoj glavi data je analiza svrsishodnosti pojedinih metoda izračunavanja numeričkih vrednosti intervalnih i prosečnih proizvodnih koeficijenata. Metodologija istraživanja tretirana je pre svega sa koncepcijske strane, diskutovana je adekvatnost pojedinih pristupa, dok ćemo u ovom i sledećem odeljku pristupiti verifikaciji tih stavova na osnovu empiričkog materijala. U ovom odeljku ćemo analizu vršiti na bazi koncepcije proizvodne funkcije, dok ćemo u sledećem odeljku dati rezultate ostalih metoda kao i komparaciju efikasnosti tih metoda u pružanju informacija relevantnih za ovu problematiku.

Ranije smo razmatrali koje mogućnosti pruža pristup na osnovu koncepcije proizvodne funkcije u vezi sa linearnim regresionim modelom kao načinom ocenjivanja para-

metara te funkcije. Sada ostaje da se detaljnije razmotre pretpostavke na kojima se zasniva ovaj regresioni model odnosno metoda najmanjih kvadrata i da se ispita da li su one kompatibilne sa prirodom i empirički ispoljenim karakteristikama problema koje ispitujemo. Isto tako ovde će biti izložen način na koji se pristupilo statističkom testiranju hipoteza o simplificiranoj proizvodnoj funkciji sa fiksnim fondovima kao jedinim eksplicitnim faktorom proizvodnje.

Strukturna specifikacija proizvodne funkcije, tj. matematička formulacija veza izmedju P i K, data je izrazom

$$P(t) = a\,K(t) + b$$

Ekonomski i metodološki razlozi koji govore u prilog ovoj konkretnoj specifikaciji oblika zavisnosti dati su u prethodnoj glavi. Pošto se i u ovom slučaju, kao u većini ekonomskih odnosa, radi o stohastičkoj zavisnosti, potrebno je kao sledeći korak specificirati i stohastičke karakteristike modela.

Osnovni model ocenjivanja parametara proizvodne funkcije, koje ćemo ovde upotrebljavati je klasični linearni regresioni model koji se bazira na tzv. metodi najmanjih kvadrata. Klasični regresioni model pretpostavlja da izmedju pojedinih varijabli postoji zavisnost oblika

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i \qquad i = 1, 2 \ldots\ldots n,$$

gde je u_i slučajna varijabla sa sledećim karakteristikama:

$$E(u_i) = 0 \qquad \text{za sve } i$$

$$E(u_i\ u_j) = \begin{cases} 0 & \text{za } i \neq j \qquad i, j = 1,2 \ldots n \\ \sigma_u^2 & \text{za } i = j \qquad i\ j = 1,2 \ldots n. \end{cases}$$

α, β i σ_u^2 su nepoznati parametri, čija se vrednost ocenjuje na osnovu vrednosti za X i Y iz uzorka, s tim da su vrednosti X_i fiksirane.

U takvom slučaju metoda najmanjih kvadrata predstavlja najbolju nepristrasnu linearnu metodu ocenjivanja (BLUE- best linear unbiased estimator) parametara β_0 i β_1/8, str. 14 - 19/.

Ukoliko se ranijim pretpostavkama doda još pretpostavka da se slučajna varijabla u_i distribuira normalno, onda su ocene po metodi najmanjih kvadrata identične i sa ocenama "maximum likelihood" metode.

Ovi rezultati klasičnog regresionog modela izvedeni su izmedju ostalih i pod pretpostavkom da su X_i fiksne konstante. U ekonomiji je ovakva kontrola varijabli obično nemoguća, za razliku od nekih prirodnih nauka gde su ove statističke metode i razvijene. Medjutim, i ukoliko su X_i slučajne varijable, gornji rezultati važe i dalje ukoliko je zajednička dvodimenzionalna distribucija X_i i Y_i normalna /8 /, /17 /, uz ostale pretpostavke modela. Pored toga, pretpostavka da su X_i konstante, koja je po definiciji isključivala mogućnost medjuzavisnosti X_i i u_i, sada je naglašena zahtevom da su u_i nezavisni od X-eva: $E(u_i, X_j) = 0$ za svako i i svako j. Dakle, uz te dodatne pretpostavke formule i granice poverenja ostaju iste, jedino se interpretacija* menja: ako se od uzorka do uzorka menjaju X_i i Y_i, približno $100(1-\varepsilon)$ procenata ovako izračunatih intervala poverenja će uključivati pravu vrednost parametara.

Naravno, ako se želi upotrebiti formule koje proističu iz minimiziranja kvadrata odstupanja kod metode najmanjih kvadrata samo kao jedna od više alternativnih formula odnosno načina izračunavanja nekih parametara, u svojstvu deskriptivne** linearne regresije bez ikakve pretenzije da se na bazi statističke teorije izvode neki zaključci, onda ne treba uopšte brinuti o tim pretpostavkama. Izgleda da treba u tu grupu svrstati i sve u ovom radu citirane (tj. nama poznate) primene linearne regresije kao metoda ocenjivanja intervalnog kapitalnog koeficijenta. Medjutim, ukoliko se želi da se baziraju odnosno potkrepe zaključci koji proizilaze iz empiričkog materijala primenom

---

* Prema J.Johnstonu /8, str.28/, ε predstavlja nivo signifikantnosti (npr.5%).

** Termin A.Goldbergera /7, str.157-161/, gde se pokazuje takav formalistički način primene tog metoda.

rezultata matematičko-statističke i ekonometrijske teorije, ako se žele testirati neke takve hipoteze, onda su pretpostavke o teoretskom modelu u odnosu na generisanje empiričkih vrednosti posmatranja neophodne. To znači da bi zaključci doneti na osnovu takvog modela imali svoju snagu, morali bi biti ispunjene pretpostavke na kojima se takav model zasniva. U daljem toku izlaganja razmotrićemo u kojoj meri neispunjenje neke od pretpostavki ranije izloženog modela utiče na zaključke, s jedne strane, i šta te pretpostavke znače u kontekstu problematike proizvodne funkcije, s druge strane.

Pretpostavili smo da je u_i slučajna normalna varijabla sa $E(u_i) = 0$ za sve i. To znači da će na vrednost proizvoda P(t) pored eksplicitne varijable K(t) delovati još niz drugih faktora, čiji će neto efekat biti odstupanje te vrednosti od vrednosti koja proizilazi iz proizvodne funkcije. To dalje znači da će takva odstupanja biti i pozitivna i negativna, simetrično distribuirana oko 0, da se numerički manja odstupanja pojavljuju češće nego veća. Kako pretpostavka o normalnosti odstupanja u populaciji nije od odlučujućeg značaja jer testovi nisu suviše osetljivi na odstupanja od normalnosti /9 /, a zbog malog broja posmatranja nismo u mogućnosti da pretpostavku o normalnosti testiramo, smatraćemo da je ona ispunjena.

Druga pretpostavka je da ta normalna distribucija ima konstantnu varijansu, $E(u_i, u_j) = \sigma_u^2$, $i = j$, $i,j = 1,2.....n$, tako da varijansa odstupanja od prave linije ne zavisi od nezavisne varijable. U slučaju heteroskedastičnosti, tj. kada ova varijansa nije konstanta za celo područje proizvodne funkcije, metoda najmanjih kvadrata na osnovu osnovnih empiričkih podataka ne daje više ocene sa najmanjom varijansom. Obična formula za izračunavanje standardnih grešaka parametara (regresionih koeficijenata) nije više tačna, ali se malo zna o ozbiljnosti greške koja se unosi upotrebom konventionalnog t testa kod različitih stepena heteroskedastičnosti /9 , str.34/. Druga poteškoća

izvire iz toga što ovde imamo toliko mali broj posmatranja za pojedine proizvodne funkcije da se one ne mogu podeliti na par područja gde je K približno konstantno da bi se ispitala konstantnost varijanse, tj. testirala značajnost razlika varijansi odstupanja u uzorku za različite nivoe K. Ovaj problem će detaljnije biti razmotren kod testiranja razlika izmedju pojedinih proizvodnih funkcija. Što se tiče problema heteroakedastičnosti u svakoj pojedinoj relaciji, odstupanja empiričkih vrednosti ne pokazuju neku izrazitiju nepravilnost u tom pogledu.

Ozbiljnije probleme postavlja na rešavanje hipoteza da su odstupanja medjusobno nezavisna, $E(u_t, u_{t+s})=0$ za sve t i za sve $s \neq 0$. Ovaj problem autokorelacije odstupanja je dosta čest u analizama na osnovu vremenskih serija*, tako da je potrebno da se nešto duže zadržimo na njemu. Medjusobna nezavisnost slučajnih odstupanja u vremenu znači da je osnovna relacija stabilna u vremenu, odnosno da je vremenski redosled vrednosti nezavisne promenljive irelevantan sa statističkog stanovišta (vidi /4 , str.328/), pa prema tome ranije izvedene formule važe i u slučaju vremenskih serija. Zbog toga se testiranje značajnosti autokorelacije odstupanja empiričkih vrednosti od ocenjenih vrednosti posmatranih u odnosu na vremenski redosled nameće kao nužna predostrožnost u analizi vremenskih serija**.

Ukoliko odstupanja nisu medjusobno nezavisna, metoda najmanjih kvadrata ne daje više ocene parametara koje imaju najmanju varijansu, mada su još uvek nepristrasne. Pored toga, obično potcenjuje stvarne varijanse tih

---

* M.Ezekiel i K. Fox daju interesantnu diskusiju i prikaz različitih pogleda na svrsishodnost primene statističkih modela u slučaju vremenskih serija, smatrajući da su specifične teškoće analize vremenskih serija često preuveličavane i da se danas striktno statistički problemi vremenskih serija mogu adekvatno tretirati. Analiza vremenskih serija kao instrumenat u istraživanju nije ništa posebno, što bi se moralo smatrati različitim od upotrebe kontroliranih eksperimenata ili slučajnih uzoraka iz osnovne populacije koja postoji u nekom odredjenom trenutku/ 4 , gl.2o/.

** Ovde sada pretežno konkretiziramo linearni regresioni model za slučaj vremenskih serija, kada je i=t=1,2 ....n.

parametara, tako da postoji mogućnost donošenja pogrešnih zaključaka ukoliko se u testiranju upotrebe za raniji slučaj odgovarajuće formule. Varijansa σ_u^2 ocenjuje se na osnovu kriterijuma najmanjih kvadrata u odnosu na vrednosti iz uzorka, u slučaju pozitivne autokorelacije $\hat{\sigma}_u^2$ može ozbiljno potceniti varijansu oko prave relacije. Isto tako, ocene parametara pomoću metode najmanjih kvadrata nisu u tom slučaju više toliko pogodne da se upotrebe za projekcije jer su pristrasne i neefikasne, imajući nepotrebno velike varijanse /8 ,str.179/.

Očito je da autokorelacija odstupanja u vremenu može prouzrokovati velike reperkusije u celom analitičkom postupku izračunavanja proizvodnih koeficijenata i testiranja raznih hipoteza o njihovim karakteristikama. Ova osobina je takodje od suštinskog značaja za interpretaciju proizvodnih koeficijenata na bazi proizvodne funkcije, kao i za razmatranje adekvantnosti projekcija na bazi proizvodne funkcije u vezi sa problemima planiranja i projiciranja privrednog razvoja. Prvo, ako se izračunaju vrednosti parametara i izvedu testovi na osnovu formula metoda najmanjih kvadrata (tzv. obični najmanji kvadrati) onda ćemo se, poznavajući gornje teoretske rezultate, naći u nedoumici da li su zaključci testova netačni ili tačni, što zavisi od toga da li je autokorelacija odstupanja prisutna ili ne. Ukoliko nije, možemo se osloniti na te rezultate, pa je zbog toga veoma važno da postoje metode koje nam daju odgovor na to pitanje i to na osnovu testiranja značajnosti autokorelacije odstupanja u uzorku. Ovim se rešava prvi deo problema, postoji mogućnost da se donese ocena o tome da li se metoda u konkretnom slučaju može smatrati adekvatnom ili ne. Drugo, ako se pokaže da je predostrožnost bila na mestu i da je autokorelacija značajna, postavlja se pitanje šta se može dalje napraviti u takvim slučajevima. Samo saznanje da u konkretnom slučaju nešto nije potpuno u redu, da su zaključci na osnovu testova u najmanju ruku diskutabilni i da je problematičnost ekstrapolacije još veća, mada je veoma

dragoceno, očito ostavlja mnoga relevantna pitanja otvorenim. Medjutim, postoje razne mogućnosti transformacija pomoću kojih se pokušava uspostaviti slučajnost odstupanja*. Pre nego što detaljnije prikažemo testove za signifikantnost autokorelacije odstupanja i pomenute transformacije, potrebno je da se razmotre i najverovatniji uzroci autokorelacije odstupanja.

Kao dve najvažnije situacije, u kojima se može očekivati da će odstupanja u seriji biti medjusobno zavisna, navodi se primer kada postoji jaka serijska korelacija ispuštenih varijabli (pogotovu ako se one kreću u fazama) i slučaj nepravilne specifikacije oblika zavisnosti /8 /. Naime, odstupanje u_i predstavlja uticaj tih varijabli koje nisu uzete u obzir u specifikaciji relacije. U našem primeru samo je nova vrednost fiksnih fondova uzeta kao eksplicitna varijabla, dok slučajna varijabla u_i treba da reprezentira sve ostale faktore koji utiču na društveni proizvod. Očito je to situacija u kojoj se teško može a priori očekivati da će se efekti pojedinih važnih varijabli medjusobno kompenzirati, ovakva kompenzacija bila bi puno verovatnija ako bi se radilo samo o mnoštvu manje značajnih faktora. Medjutim, ukoliko bi se ova proizvodna funkcija proširila uključivanjem još nekih važnih varijabli, sa ciljem da bi se smanjila potencijalna mogućnost autokorelacije odstupanja, pojavljuju se novi problemi: izbor tih varijabli i problem ekonomske interpretacije regresionih koeficijenata multiple korelacije. Jer se može smatrati da je suština pre u interakciji pojedinih proizvodnih faktora i uslova proizvodnje nego u traženju njihovih neto efekata. U ocenjivanju parametara u mnogim slučajevima prisutna multikolinearnost ili sprečava razdvajanje neto efekata ili su standardne greške ocena veoma velike. Pored toga, odgovarajući koeficijenti iz multiple regresije ne predstavljaju ocene proizvodnog, odnosno kapitalnog, koeficijenta kako

---

* Vidi diskusiju o generaliziranom metodu najmanjih kvadrata /8, glava 7/.

je definisan u ekonomskoj literaturi, nego odgovaraju pojmu nekakve marginalne produktivnosti kapitala.

Za istraživanje pojma proizvodnog koeficijenta relevantna je proizvodna funkcija sa fiksnim fondovima kao jedinom eksplicitnom varijablom. Može se ispitati u kojoj meri ona zadovoljava čak i kao alternativa drugim proizvodnim funkcijama, ali to nije njezin neposredni cilj i svrha. Za nas ona predstavlja pre svega metodološki instrumenat analize karakteristika proizvodnih koeficijenata. Naravno ukoliko test pokaže da se nulta hipoteza o nezavisnosti odstupanja na bazi empiričkih podataka ne može odbaciti, to ujedno indicira da problem ispuštenih varijabli nije akutan i da simplificirana proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova predstavlja realnu alternativu ostalim mogućim specifikacijama proizvodne funkcije sa ograničenim brojem faktora proizvodnje (na primer, Cobb-Douglasova proizvodna funkcija).

Problem autokoreliranih odstupanja pojavljuje se i tamo gde je specifikacija oblika zavisnosti neadekvatna. U tom slučaju mogu kvazi-odstupanja od posmatrane relacije biti autokorelirane čak i kada to nije slučaj sa odstupanjima oko pravog oblika zavisnosti. Taj slučaj nas u ovom kontekstu ne tangira. Ispituje se linearnom nehomogenom relacijom da li se može smatrati da postoji konstantnost intervalnog proizvodnog koeficijenta. Ukoliko autokorelacija odstupanja od proizvodne funkcije treba da ukaže na prelom što se tiče linearnosti te funkcije, to bi istovremeno značilo da se intervalni proizvodni koeficijent ne može smatrati konstantnim za ceo period. Kako se komplikovaniji oblici funkcija mogu zadovoljavajuće aproksimirati sa više linearnih segmenata, tendencija promene tih parametara (tj. tendencija promena intervalnog koeficijenta) ukazala bi na mogući drugi oblik zavisnosti na dugi rok.*

---

* Vidi diskusiju o srednjeročnim i dugoročnim aspektima ove proizvodne funkcije u IV glavi.

Sada se možemo vratiti prikazu metoda ispitivanja autokorelacije odstupanja i pogodnih transformacija za slučajeve kada je odgovor na prvo pitanje pozitivan. Test autokorelacije odstupanja bazira se na von Neumannovom kvocijentu, koji se ponekad naziva i "kvocijent proseka kvadrata sukcesivnih diferencija i varijanse", što ujedno i opisuje način na koji se izračunava. Medjutim, što se tiče granica signifikantnosti, postoje tri varijante testiranja autokorelacije odstupanja. Svaka od njih ima svoje prednosti i nedostatke, bilo teoretske ili praktične prirode, tako da će se ovde uporedo posmatrati indikacije svih varijanti.

Numerički se von Neumannov kvocijent razlikuje od vrednosti d, na kojoj se bazira kasniji Durbin-Watsonov test, za faktor $\frac{n}{n-1}$, tj. za korekcioni faktor stepena slobode. Mada nije razvijen specifično za svrhu testiranja serijske korelacije odstupanja od linearne regresije po metodu najmanjih kvadrata, što je slučaj sa obe druge varijante, za ovaj kvocijent postoje tabelirane vrednosti za dvostrani test za pojedine nivoe značajnosti i za veoma mali n.

Durbin-Watsonova procedura je nezgodna utoliko što ostavlja odredjeni pojas neizvesnosti. Naime, tabelirane su samo gornja granica d_U i donja granica d_L za vrednost

$$d = \frac{\Sigma [\hat{u}(t) - \hat{u}(t-1)]^2}{\Sigma \hat{u}(t)^2},$$

a ne i tačne jedinstvene vrednosti za odredjeni nivo značajnosti. Ako je $d < d_L$, nulta hipoteza (tj. da su odstupanja u vremenu nezavisna) se odbacuje; ako je $d > d_U$, ona se ne odbacuje, dok za $d_L < d < d_U$ nikakav zaključak nije moguć /7/, /8/. Ako je taj raspon velik, postoji opasnost da će na taj način suviše slučajeva pozitivne autokorelacije biti neadekvatno tretirano.

To je navelo H.Theila i A.Nagara da prezentiraju jedan drugi način aproksimacije distribucije von Neumannovog kvocijenta ocenjenih odstupanja od regresije po metodu najmanjih kvadrata /19/. Ova aproksimacija je data

za slučaj gde su prve i druge diference nezavisne varijable male po apsolutnoj vrednosti ako se uporede sa intervalom te varijable.

Može se smatrati da je ovaj uslov ispunjen u slučajevima posmatranih proizvodnih funkcija. Što je u našem slučaju od posebne važnosti, testiranje d predstavlja istovremeno i testiranje linearnosti regresije,* jer su praktično u svim slučajevima proizvodne funkcije ispunjeni i ti dodatni uslovi. Kako ni Theil i Nagar ne daju distribuciju za d za n < 15, teoretske vrednosti d za manji broj posmatranja moraće se dalje aproksimirati linearnom ekstrapolacijom. Inače, jedinstvene granice za d prema Theil - Nagaru približno odgovaraju gornjim granicama d_U kod Durbin-Watsona, što grubo uzeto znači da će se prema toj aproksimaciji pokazati signifikantna autokorelacija i za većinu onih slučajeva gde se kod Durbin-Watsona ne može doneti nikakav sud.

Da bi se i u slučaju signifikantnosti autokorelacije odstupanja moglo doći do adekvatnih ocena parametara i ostalih veličina koje su potrebne za testiranje relevantnih hipoteza odnosno donošenje zaključaka, upotrebljavaju se razne transformacije osnovnih podataka sa namerom da se uspostavi slučajnost odstupanja i da se onda metoda najmanjih kvadrata primeni na tako transformirane veličine.

Najjednostavnija transformacija koja se, izgleda, najviše i upotrebljavala u empiričkim istraživanjima, jeste izračunavanje parametara na osnovu prvih diferencija varijabli umesto na bazi osnovnih (tj. originalnih) vrednosti. Smatra se da se na taj način smanjuje stepen autokorelacije i istovremeno proverava da li ispoljena zavisnost

---

* Autori smatraju /19, str. 797/ da je s obzirom na pomenuti uslov ova metoda pogotovu pogodna ako su posmatranja uredjena prema rastućim vrednostima nezavisne varijable, a ne prema vremenskom redosledu. U slučaju jedne nezavisne varijable to znači testirati linearnost regresije (vidi i Prais and Houthakker, The Analysis of Family Budgets, Cambridge, 1955)

izmedju osnovnih varijabli predstvlja vezu koja ima smisla, tj. da nije samo rezultat trendova /4 , str.340-342/.

Pravi značaj ove i alternativnih predloženih načina transformacija može se videti ako se razmotre njihove pretpostavke. Najjednostavnija alternativna hipoteza u odnosu na nultu hipotezu o medjusobnoj nezavisnosti odstupanja jeste da odstupanja u(t) slede autoregresionu shemu prvog reda,

$$u(t) = \rho\, u(t-1) + e(t)$$

gde je $|\rho| < 1$, a e(t) su medjusobno nezavisna slučajna odstupanja, normalno distribuirana i sa konstantnom varijansom. Metoda generaliziranih najmanjih kvadrata (ako se napusti ranija specifična pretpostavka o $E(u_i u_j)$) ekvivalentna je načinu izračunavanja u sledeća dva koraka: prvi korak je transformacija originalnih vrednosti varijabli na način koji uzima u obzir autoregresionu strukturu u(t), dok se u drugom koraku primeni metoda običnih najmanjih kvadrata na transformirane varijable /8 /. Ukoliko važi gornji oblik autoregresione strukture u(t), odgovarajuća transformacija rezultira u transformiranim varijablama oblika $X(t)-\rho X(t-1)$ i $Y(t) - \rho Y(t-1)$, $t = 2,3 \ldots\ldots n$ (vidi i /19 /).

Pošto je vrednost ρ nepoznata, može se oceniti metodom najmanjih kvadrata iz ocenjenih vrednosti $\hat{u}(t)$

$$\hat{u}(t) = \hat{\rho}\,\hat{u}(t-1) + e_1(t)$$

pa se onda pomoću ocene $\hat{\rho}$ izvrši gornja transformacija. Ovaj iterativni postupak se ponavlja toliko dugo dokle ocenjena odstupanja od transformirane relacije ne pokazuju više značajnu autokorelaciju /8 ,str. 194/. Smatra se da je svakako sigurnije izračunavati standardne greške i intervalne ocene iz tako transformiranih relacija, mada se ističe da je na mestu da se iz opreza takve standardne greške uzimaju kao potcenjivanje nepouzdanosti ocene u tački (point estimate), barem u proseku /19 /. Naime, ova procedura počiva na dve aproksimacije: prvo, da je $\rho = \hat{\rho}$; drugo, podaci se koriste za tri svrhe, najpre se testira nezavisnost odstupanja, pa

K

Priimek, ime in št. izkaznice NUK (vel. črke!)	Signatura
LJUBIČ JASNA	M9025

Avtor SICHERL PAVLE

Naslov dela OSN. SREDSTVA KAO FAKTO
PRIVR. RAZVOJA

Zbirka in zvezek

Datum 20. 1. 1970

Podpis Ljubič Jasna

Poklic študent

Stanovanje Titova 102

se onda po potrebi ocenjuje stepen te zavisnosti i pomoću toga dodje do novih ocena parametara.

Prve diferencije predstavljaju transformaciju gornjeg tipa, gde je pretpostavljeno da je $\rho = 1$, što je dosta proizvoljna pretpostavka. Za slučaj negativne autokorelacije pokazala se neadekvatnim /9 /. U ovom radu upotrebljavaćemo transformaciju pomoću ocenjene vrednosti $\hat{\rho}$, jer je fleksibilnija. Pored toga, ne vidimo razlog zašto bi u ovom konkretnom slučaju odnos izmedju prvih diferencija imao neko dublje značenje. O tom je diskutirano već u vezi sa podelom na investicione i kapitalne modele, dok će se uloga prvih diferencija u proveravanju ispravnosti relacije ukupnih vrednosti za slučaj proizvodne funkcije razmatrati u sledećem odeljku ove glave, gde će se komparacija efekata različitih metoda izračunavanja vršiti na empiričkom materijalu.

Ostaje da se razmotri ova proizvodna funkcija u vezi sa još jednom osnovnom pretpostavkom linearnog regresionog modela, tj. da odstupanja nisu zavisna od vrednosti nezavisne varijable. Ukoliko to nije slučaj, metoda najmanjih kvadrata daje pristrasne ocene parametara. Ovo je pre svega problem ocenjivanja parametara sistema simultanih jednačina. Ovde je ipak potrebno razmotriti da li se u slučaju jedne jedine relacije, kojom definišemo proizvodnu funkciju, mogu naći neki elementi koji bi ukazivali na to da se ne može pretpostaviti da ta nezavisnost postoji. Ako postoji samo proizvodnom funkcijom pretpostavljena zavisnost, tj. da proizvod zavisi od fiksnih fondova, a da on istovremeno ne ispoljava povratno dejstvo* na vrednost fiksnih fondova, onda je sve u redu. U proizvodnoj funkciji na

---

*L.Klein smatra da ocenjivanje parametara Cobb - Douglasove funkcije pomoću najmanjih kvadrata sadrži u sebi potencijalnu mogućnost da su takve ocene parametara pristrasne, mada smatra da nije u stanju da proceni ozbiljnost tog tipa zamerki, koje se bazira na jednoj veoma apstraktnoj konstataciji da su proizvod, kapital i rad sve endogene varijable koje podležu simultanoj odluci preduzetnika /11 /.

bazi fiksnih fondova nezavisna varijabla fiksni fondovi tretira se kao egzogena varijabla, tako da se smatra da ne postoje neki a priori razlozi koji bi sa te strane dovodili u pitanje nepristrasnost ocena parametara proizvodne funkcije po metodi najmanjih kvadrata. Takav stav bazira se na razmatranju koje je dato u vezi sa diskusijom pravilne specifikacije proizvodne funkcije (npr. ispoljena ireverzibilnost kretanja nove vrednosti fiksnih fondova). Ova relacija ne pokušava da objasni kretanje fiksnih fondova; tek u primeni u vezi sa ekonomskim modelom u glavi VII, gde će biti zahvaćen nešto širi kompleks zavisnosti, fiksni fondovi postaju endogena varijabla modela. Da bi se i tamo osigurala nezavisnost odstupanja od eksplikativne varijable, u modelu su fiksni fondovi definisani kao predeterminirana varijabla.*

S tim u vezi je potrebno da preciziramo vremenski indeks u proizvodnoj funkciji. Društveni proizvod se odnosi na celu godinu t, dok se podaci za fiksne fondove K(t) u najviše slučajeva odnose na kraj godine t. Ovde se kao par vrednosti za godinu t uzima vrednost K na početku godine t i vrednost P za godinu t. Ukoliko se zadrži tradicija da se vrednosti K odnose na kraj godine, tačna specifikacija proizvodne funkcije jeste $P(t) = a\,K(t-1) + b$. U tom obliku će se i prezentirati u matematičkom modelu, za dosadašnja razmatranja nije bilo potrebno da se tačno precizira vremenski indeks, a formulacija sa K(t) bila je jednostavnija.

Pre nego što se prezentiraju empirički rezultati, korisno je da se rezimira razmatranje kompatibilnosti pretpostavki linearnog regresionog modela najmanjih kvadrata sa prirodom i karakteristikama proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova. Zbog malih serija nije moguće testirati pretpostavke o normalnosti odstupanja i o konstantnosti njihove varijanse, ali se zaključci ne menjaju i ukoliko postoje umerena odstupanja od tih pretpostavki. Naime, upo-

---

* Detaljnije u glavi VII.

trebljeni testovi su dosta neosetljivi u pogledu, pored toga, i na osnovu konkretnih empiričkih serija ne mogu se zapaziti nikakve očigledne indikacije koje bi govorile protiv tih pretpostavki. Pretpostavka o medjusobnoj nezavisnosti odstupanja, ovde iz navedenih razloga veoma značajna, na sreću se može testirati, tako da se mogu odvojiti oni rezultati koji se mogu smatrati tačnim od onih slučajeva gde su potrebne odgovarajuće transformacije da bi se postigla medjusobna nezavisnost odstupanja i u drugom koraku dobili adekvatniji rezultati. Takodje, smatramo da ne postoje neki a priori razlozi u vezi sa ovom specifikacijom proizvodne funkcije na osnovu fiksnih fondova, koji bi indicirali neku zavisnost izmedju eksplikativne i slučajne varijable.*

Rezultati empiričke analize

U dosadašnjem izlaganju razmotrili smo koncepcijske probleme proizvodne funkcije i analizirali razne načine izračunavanja. Ovde se sada prezentiraju rezultati, koji se dobijaju ako se metodom najmanjih kvadrata linearnog regresionog modela ocene parametri proizvodne funkcije.

Tabela 6 daje neke najvažnije rezultate za proizvodne funkcije za global i pojedine privredne oblasti. Prva i treća kolona daju ocene parametara proizvodne funkcije, intervalni proizvodni koeficijent i slobodni član b. U drugoj koloni navedene su standardne greške intervalnih proizvodnih koeficijenata. Ukoliko se one nalaze u zagradi, to znači da se ne mogu smatrati adekvatnim ocenama standardne greške, kao npr. u slučaju autokorelacije odstupanja.

Sledeće tri kolone predstavljaju indikatore o

* Pored toga, test autokorelacije odstupanja u našem slučaju, gde K praktično stalno raste u vremenu, daje istovremeno i jednu grubu informaciju o ponašanju u(t) u odnosu na K. Korisnu informaciju u tom pogledu daje i testiranje signifikantnosti trenda za godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta. Interesantan je i način kojim se služio J.Johnston /9 / u ispitivanju karakteristika funkcije troškova.

Tabela 6

Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za Jugoslaviju
(po privrednim oblastima)

Vremenska serija 1952-1962.

	Intervalni proizvodni koeficij. a	Standardna greška SE_a	Slobodan član b	Koeficijent korelacije r_{PK}	Durbin Watson d	Von Neumann kvocient vN	Prosečni proiz.koef. Interval teoretskih vrednosti $p_{52}-p_{62}$	Prosek za period $\bar{p}_{52-62}$
Privreda ukupno	0,3390	0,0203	-1837,7	0,984	1,95	2,14	0,1367-0,2058	0,1727
Privreda proizvodna	0,4789	0,0264	-1227,6	0,987	2,19	2,41	0,2373-0,3332	0,2914
Industrija	0,5631	(0,0295)	- 339,9	0,988	$0,80^{++}$	$0,87^{++}$	0,2940-0,4496	0,4017
Poljoprivreda	0,4148	0,1296	- 94,5	0,730	2,13	2,34	0,3474-0,3681	0,3570
Saobraćaj	0,1747	0,0069	- 274,7	0,993	1,71	1,88	0,0386-0,0743	0,0555
Ostalo^{+}	0,9010	0,0498	- 94,9	0,987	1,63	1,79	0,6632-0,7606	0,7120
Gradjevinarstvo	1,6395	(0,2988)	- 30,3	0,877	$0,69^{++}$	$0,76^{++}$	1,1574-1,3721	1,2760
Zanatstvo	0,7959	(0,1186)	- 13,0	0,913	$0,68^{++}$	$0,74^{++}$	0,6695-0,7083	0,6873
Ostalo	0,7366	0,0305	- 51,4	0,992	1,55	1,71	0,5159-0,6122	0,5644

pouzdanosti i stabilnosti proizvodne funkcije. Koeficijent korelacije utvrdjuje stepen linearne asocijacije izmedju fiksnih fondova i proizvoda. Testiranje signifikantnosti korelacionog koeficijenta predstavlja jedan način testiranja nulte hipoteze da ne postoji linearna asocijacija izmedju Y i X.* U ovom slučaju n = 11, odgovarajuće vrednosti koeficijenta korelacije su o,735 za nivo signifikantnosti 5%; o,6o2 za nivo signifikantnosti 1% / 17 , str. 174/. Prema tome, svi koeficijenti korelacije osim za poljoprivredu su značajni, neki su čak veoma visoki, tako da se može zaključiti da je asocijacija izmedju proizvoda i fiksnih fondova po sektorima u celini čvrsta. Prema nešto nižem stepenu asocijacije izdvajaju se od ostalih sektora poljoprivreda, čiji je koeficijent baš negde na granici odbacivanja hipoteze o nezavisnosti obe varijable na nivou signifikantnosti od 5%, gradjevinarstvo i zanatstvo. Očito je da su to sektori gde fiksni fondovi imaju manju snagu objašnjavanja kretanja proizvodnje nego što je to slučaj u ostalim sektorima.

Von Neumannov kvocient i Durbin-Watsonov d osnov su za testiranje autokorelacije odstupanja, a istovremeno pomoću d testira se i pretpostavka linearnosti proizvodne funkcije. Von Neumannov test je dvostran, granice su za n = 11 1,21 i 3,19 za nivo signifikantnosti 5% ukoliko je empirička vrednost kvocienta manja od niže granice, tada je to znak da postoji značajna pozitivna autokorelacija; ukoliko je veći od gornje granice, autokorelacija je značajna i negativna; ukoliko se nalazi izmedju ove dve granice smatra se da ne postoje indikacije da je autokorelacija značajna / 4 /.

Za veličinu d i u Durbin-Watsonovoj i u Theil-Nagarovoj verziji ne postoje tabelirane vrednosti granica za slučajeve kada je broj posmatranja manji od 15. Za n = 15 vrednosti za nivo signifikantnosti 5% iznose: d_L = 1,08, d_U = 1,36 u Durbin-Watsonovoj verziji, približna odgovarajuća vrednost za n = 11 bila bi: d_L = 1,00, d_U = 1,32. U ta-

---

* Ekvivalentno testiranju hipoteze $\beta_1 = 0$ pomoću t ili F testa / 8 /.

beli koju daju Theil i Nagar vrednost d za nivo signifikantnosti 5% iznosi 1,36 za n = 15, za n = 11 približna vrednost d iznosi 1,32. U oba slučaja alternativa nultoj hipotezi je značajna pozitivna autokorelacija odstupanja, ukoliko je d manje od specificirane teoretske vrednosti.

Od devet regresija u tri slučaja test jasno pokazuje da se radi o pozitivnoj autokorelaciji odstupanja. To su industrija, gradjevinarstvo i zanatstvo, dok za ostale ne postoje nikakve indikacije koje bi opravdale odbacivanje pretpostavke o medjusobnoj nezavisnosti odstupanja. Stoga se može zaključiti da, osim u navedena tri slučaja, ne postoje indikacije protivne pretpostavci da je proizvodna funkcija linearna i da je intervalni proizvodni koeficijent konstantan za posmatrani period.

Sledeće tri kolone u tabeli 6 odnose se na vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata izvedenih iz proizvodne funkcije. Interval u kome se kreću ocenjene vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata dat je teoretskom vrednošću za prvu i poslednju godinu perioda. Pošto unutar perioda vrednost prosečnog proizvodnog koeficijenta raste ili opada monotono, ove dve vrednosti predstavljaju respektivno najnižu i najvišu vrednost, ili obrnuto, prosečnog koeficijenta za taj period, pa prema tome i interval u kome se kreću ocenjene vrednosti za ostale godine. Poslednja kolona daje prosečnu vrednost tog koeficijenta za posmatrani period, definisanu kao odnos prosečne vrednosti proizvoda i prosečne vrednosti fiksnih fondova za period.

Pre nego što se pridje analizi karakteristika proizvodnih koeficijenata za svaki sektor posebno, u tabeli 7 će biti sumirani rezultati o prosečnom proizvodnom koeficijentu koji proizilaze iz proizvodnih funkcija. Ovi će zaključci istovremeno biti upoređeni sa rezultatima iz tabela 2 i 3 . Treća kolona tabele 7 daje vrednosti količnika izmedju vrednosti slobodnog člana i njegove standardne greške, koja se distribuira u t distribuciji. Ranije smo izneli da će se trend prosečnog proizvodnog koeficijenta sma-

Tabela 7

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA ZA JUGOSLAVIJU NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Period 1952-1962.

	Indeks porasta I_p	Prosečna stopa rasta p(u%)	Značajnost slobodnog člana $t = \frac{b}{SE_b}$	Elasticitet prosečnog proizvodnog koeficijenta η_{pK} 1952.	1962.	Elasticitet proizvodnje η_{PK} 1952.	1962.
Ukupno	151	4,2	$-8,13^{++}$	1,48	0,65	2,48	1,65
Privreda	140	3,4	$-7,02^{++}$	1,02	0,44	2,02	1,44
Industrija*	153	4,3	$(-5,31)^{++}$	0,92	0,25	1,92	1,25
Poljoprivreda	106	0,6	-0,44	0,19	0,13	1,19	1,13
Saobraćaj	192	6,7	$-17,22^{++}$	3,53	1,35	4,53	2,35
Ostalo+	115	1,4	$-3,74^{++}$	0,36	0,18	1,36	1,18
Gradjevinarstvo*	119	1,8	(-1,20)	0,42	0,19	1,42	1,19
Zanatstvo*	106	0,6	(0,91)	0,19	0,12	1,19	1,12
Ostalo	119	1,8	$-5,53^{++}$	0,43	0,20	1,43	1,20

*Vrednosti t iz transformiranih relacija iznose $-4,26^{++}$ za industriju, -1,40 za gradjevinarstvo i 1,66 za zanatstvo.

++ signifikantan na nivou 1%.

trati značajnim na odredjenom nivou signifikantnosti, ako bi se slobodni član značajno razlikovao od 0. Slobodan član je značajno različit od 0 u oba globala, u sektorima industrija, saobraćaj i ostalo^{+}, kao i u sektoru ostalo. Isti zaključak proizilazi i iz neparametarskog testa iz tabele 2. Jedina je razlika u tome, što je tamo trend prosečnog koeficijenta za sektor ostalo^{+} signifikantan na nivou 5%, dok je ovde signifikantan i na nivou od 1%.

Redosled sektora se u odnosu na rezultate na osnovu empiričkih vrednosti za prvu i poslednju godinu iz tabele 3 promenio u očekivanom pravcu. Indeksi porasta prosečnog proizvodnog koeficijenta odnosno njegova prosečna stopa rasta sada su u skladu sa ostalim rezultatima jer se popravlja efekat slučajnosti rasporeda prve i poslednje godine u odnosu na ostale godine. Industrija pokazuje jači porast, a poljoprivreda i zanatstvo daleko manji porast prosečnog koeficijenta nego što je to bilo ranije. Jedino građevinarstvo sada pokazuje veći rezultat nego što bi to trebalo u odnosu na ostale rezultate.

Za global i sve sektore karakteristično je da je vrednost elasticiteta proizvodnje u odnosu na fiksne fondove (prema proizvodnoj funkciji) veća od jedinice kako u 1952. tako i u 1962. godini, a to znači kroz ceo period. Dakle, ako se posmatra period 1952-1962. kao celina, u globalu kao i u svim sektorima proizvodnja je procentualno rasla brže nego fiksni fondovi, što se može oceniti kao povoljno ako se uzme u obzir da su proizvodni fiksni fondovi u tome periodu rasli po prosečnoj stopi od nešto preko 5%. U sektorima gde je vrednost elasticiteta proizvodnje bila velika na početku perioda, zapaža se dosta brzo smanjivanje vrednosti elasticiteta u toku perioda. Ukoliko će se tendencije opisane proizvodnim funkcijama u tabeli 6 zadržati i u budućnosti, može se očekivati da će na 1% porasta proizvodnje skoro trebati samo nešto manje od 1% porasta fiksnih fondova u većini sektora.

Ovi rezultati dalje znače da su elasticiteti prosečnih proizvodnih koeficienata u odnosu na fiksne fondo-

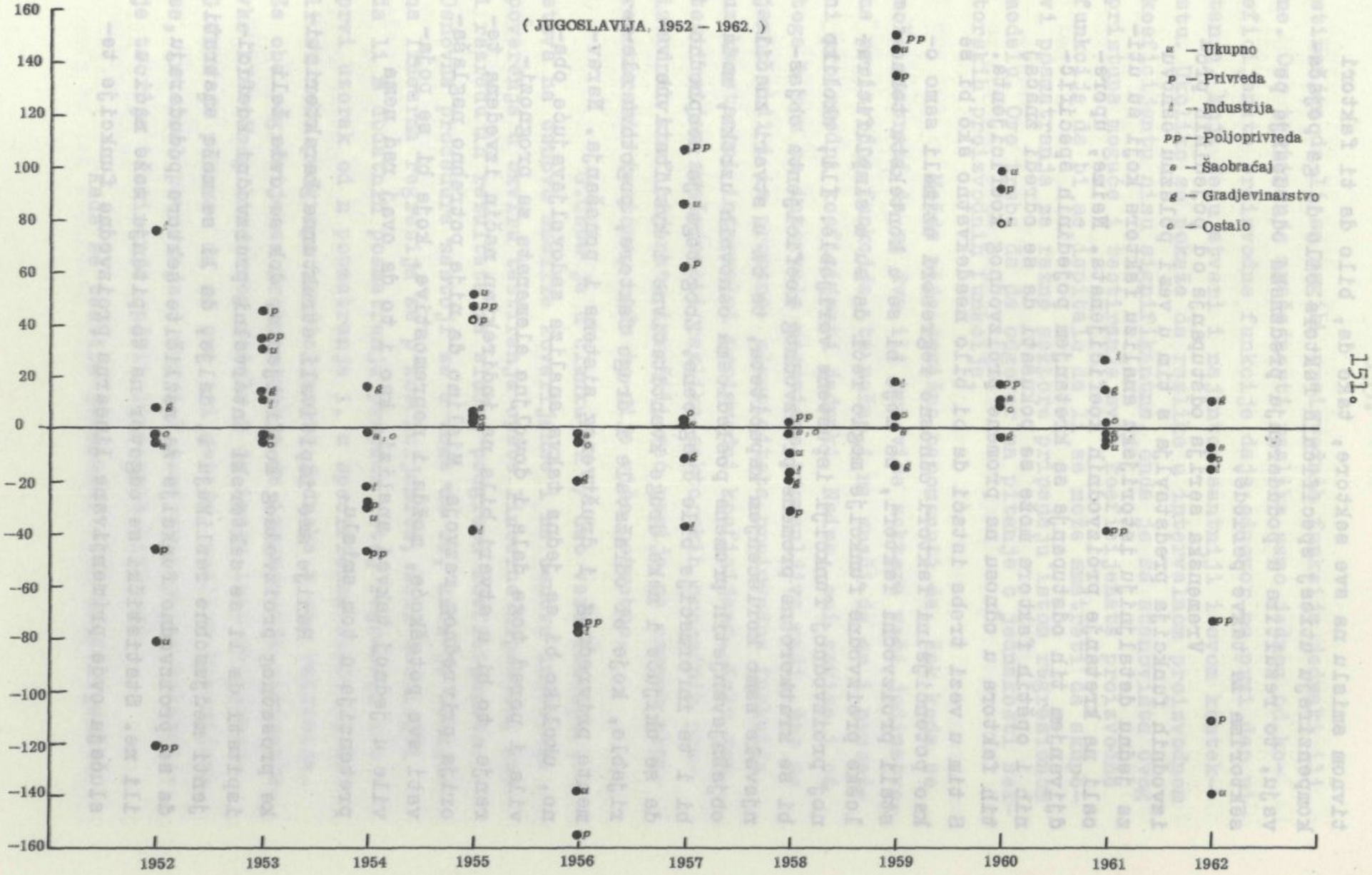
ve bili pozitivni u posmatranom periodu. Kako su ovi rezultati dobijeni iz proizvodne funkcije, potrebno je imati u vidu da i u slučaju kada je prosečni proizvodni koeficijent približno konstantan, proizvodna funkcija ocenjena pomoću najmanjih kvadrata pokazuje blag porast ili blag pad prosečnog koeficijenta. To je ovde slučaj sa poljoprivredom, gradjevinarstvom i zanatstvom, mada je trend prosečnog koeficijenta u tim sektorima neznačajan, slobodni član, iako nije značajno različiti od 0, negativan je, tako da je elasticitet prosečnog koeficijenta u odnosu na fiksne fondove pozitivan i u tim sektorima, iako numerički mali. Drugim rečima, empirički materijal ukazuje, ako se posmatra period 1952-1962. kao celina, na porast prosečnog proizvodnog koeficijenta u nekim sektorima i u globalu i na njegovu konstantnost u drugim sektorima, dok nema indikacija koje bi govorile u prilog pretpostavke o smanjivanju prosečnog koeficijenta. Može se zaključiti da porast fiksnih fondova u posmatranom periodu nije doveo do smanjivanja prosečnog proizvodnog koeffcijenta.

Dijagram 1 daje sliku odstupanja empiričkih godišnjih vrednosti društvenog proizvoda od pojedinih proizvodnih funkcija, datih u tabeli 6 . Pošto su u dijagramu zbog sažimanja prezentirana zajedno odstupanja za oba globala i za sve sektore, nešto je teže pratiti vremenski redosled odstupanja za svaku pojedinu proizvodnu funkciju. Sa druge strane, može se dobiti neki utisak o medjusobnim odnosima odstupanja za različite sektore u pojedinim godinama. Jasno je da, gledano prema apsolutnoj vrednosti, "veliki" sektori imaju velika odstupanja, a "mali" sektori mala odstupanja. Interesantnije je uočiti da se za neke godine praktično u svim sektorima pojavljuju odstupanja sa istim predznakom, negativna odnosno pozitivna, od pojedinih proizvodnih funkcija. Izrazito negativno su 1952, 1956. i 1962. godina, dok su izrazito pozitivne u tom smislu 1959. i 196o. godina. Odnosno, može se reći da u takvim slučajevima postoji pored faktora, specifičnih za pojedine sektore, i jak uticaj nekih opštih faktora koji deluju u pozitivnom ili nega-

Graf 1

ODSTUPANJA GODIŠNJIH VREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA

(JUGOSLAVIJA, 1952 – 1962.)



tivnom smislu na sve sektore, tako da, bilo da ti faktori kompenziraju uticaj specifičnih faktora bilo da ga pojačavaju, to rezultira u podudaranju predznaka odstupanja po sektorima za takve periode.

Vremenska serija odstupanja od pojedinih proizvodnih funkcija predstavlja s tim u vezi polaznu osnovu za jednu detaljniju istorijsku analizu faktora koji su uticali na kretanje proizvodnih koeficijenata. Naime, upoređivanjem tih odstupanja sa kretanjem pojedinih specifičnih i opštih faktora može se pokušati da se odredi značaj tih faktora u odnosu na promene proizvodnog koeficijenta. S tim u vezi treba istaći da bi bilo neadekvatno ako bi se kao potencijalni faktori odnosno regresori uzimali samo ostali proizvodni faktori, za koje bi se u kontekstu tehnološke proizvodne funkcije moglo reći da su u simplificiranoj proizvodnoj funkciji ispuštene varijable. Ili, ukoliko bi se kratkoročne promene proizvodnog koeficijenta objašnjavale samo korišćenjem kapaciteta, to bi u stvari značilo objašnjavanje tih promena posledicama osnovnih uzroka, mada bi i te informacije bile dragocene. Zbog toga je neophodno da se uključe i neke druge kvantitativne i kvalitativne varijable, koje bi odražavale i druge faktore, pogotovu elemente privrednog i društvenog sistema i ponašanja. Naravno, ukoliko bi se jedna takva analiza zadovoljavajuće obavila i pored toga dala i dovoljno elemenata za prognoziranje, to bi u stvari bila na indirektan način izvedena teorija privrednog razvoja. Mislimo da nije potrebno naglašavati sve poteškoće, možda i nepremostive, koje bi se pojavile u jednoj takvoj analizi, kao i to da ovaj rad nema pretenzija u tom smislu.

Ranije smo ispitivali strukturne karakteristike prosečnog proizvodnog koeficijenta, dok se ovde želi ispitati da li se sektorski intervalni proizvodni koeficijenti međusobno razlikuju i, dalje, da li se može smatrati da se proizvodne funkcije za različite sektore podudaraju ili ne. Statistički se odgovor na to pitanje može naći u slučaju ovde primenjivane linearne proizvodne funkcije te-

stiranjem da li su nagibi proizvodnih funkcija jednaki ili ne. Ovo testiranje značajnosti razlika samo jednog od koeficijenata proizvodne funkcije daje odgovor na prvi deo pitanja, koji je u stvari i najinteresantniji i ovom kontekstu. Ukoliko se pokaže da razlike u intervalnom proizvodnom koeficijentu nisu signifikantne, onda je sa stanovišta ovog pristupa moguće i testiranje svih koeficijenata proizvodne funkcije da bi se ispitalo da li se može smatrati da skupovi posmatranja za razne sektore pripadaju istom regresionom modelu. Ovo treba da da odgovor na pitanje o jednakosti sektorskih proizvodnih funkcija.

Možda nije suvišno napomenuti da, čak kada se može smatrati da za dva ili tri više sektora važi jedinstvena proizvodna funkcija, to nužno i ne znači da su i prosečni proizvodni koeficijenti jednaki. Naime, oni zavise i od toga o kom se intervalu nezavisne promenljive radi, što se jasno vidi i iz promena elasticiteta proizvodne funkcije uz konstantni intervalni proizvodni koeficijent. Kako smo testiranjem značajnosti razlika sektorskih prosečnih proizvodnih koeficijenata izvršili već ranije na osnovu neparametarskih testova, ovde to nije više potrebno.

G.Chow je u članku /2 / dao vezu izmedju testova na osnovu analize kovarijanse i na osnovu intervala poverenja u okviru testiranja opšte linearne hipoteze, kao i razradu tih rezultata za slučaj podgrupa koeficijenata. Osnovna procedura sastoji se u tome da se, kada je ocenjena linearna regresija sa p koeficijenata, želi testirati da li m dodatnih posmatranja pripada istoj regresiji kao prvi uzorak od n posmatranja i, u specifičnom slučaju, da li su neke podgrupe koeficijenata jednake u obe regresije. Za obe regresije se pretpostavlja da ispunjavaju pretpostavke klasičnog linearnog modela i da imaju istu varijansu. G.Chow je pokazao da su sve tri metode, analiza kovarijanse, interval poverenja i donji F test specijalne aplikacije teorije testiranja opštih linearnih hipoteza.

Kada se testira jednakost svih koeficijenata

u regresiji, suma kvadrata odstupanja, u slučaju da je nulta hipoteza tačna, jednaka je sumi kvadrata odstupanja pod alternativnom hipotezom (kada koeficijenti nisu jednaki) plus suma kvadrata razlika ocena zavisne varijable koje se dobijaju u ta dva slučaja. Ako te sume kvadrata odstupanja označimo, respektivno, sa Q_1, Q_2, Q_3, onda je vrednost

$$F\,(p,\ m+n-2p) = \frac{Q_3/\,p}{Q_2/\,(m+n-2p)}$$

Naime, u slučaju nulte hipoteze se kvocijent $\frac{Q_3}{Q_2}$, korigiran za odgovarajuće stepene slobode, distribuira kao F distribucija / 2 , str. 595 - 598/.

Slični rezultati važe i za testiranje jednakosti podgrupa koeficijenata u obe regresije. Potrebno je naći sumu kvadrata odstupanja pod pretpostavkom da su jednaki (Q_1^*) i sumu kvadrata odstupanja u slučaju da jednakost nije pretpostavljena (Q_2). Opet će kvocijent razlike između te dve sume ($Q_3^* = Q_1^* - Q_2$) i Q_2, uz korekciju za stepene slobode, biti distribuiran u F distribuciji za slučaj nulte hipoteze /2 , str. 599-602/:

$$F(q,\ m+n-2p) = \frac{Q_3^*\ /\ q}{Q_2/(m+n-2p)}$$

gde je q broj parametara u podskupu.

U našem slučaju su neke stvari tehnički dosta pojednostavljene, tako je p = 2, jer proizvodna funkcija ima samo dva koeficijenta, a za testiranje jednakosti intervalnog proizvodnog koeficijenta q = 1, tako da će se podskup sastojati iz samo jednog koeficijenta. Q_1 se dobija ako se proizvodna funkcija oceni na osnovu svih m + n posmatranja, dok se Q_1^* dobija iz istih podataka, ali uz uslov da obe regresije, na osnovu m i n posmatranja, imaju zajednički nagib a različite slobodne članove. Sa druge strane, ovde se pojavljuje potreba testiranja značajnosti razlika za četiri velika sektora, a u članku je test eksplicitno razradjen samo za slučaj dve regresije. Pošto G.Chow zaključuje da ovi zaključci važe i za takve slučajeve jer se gor-

nji dokazi mogu generalizirati za slučaj više regresija /2 , str.602/, ova će procedura testiranja biti upotrebljavana u daljem toku rada, s tim da ćemo gornje formule adekvatno korigirati.

Rezultati testiranja jednakosti koeficijenata proizvodnih funkcija za četiri glavna sektora za Jugoslaviju su sledeći*:

1) intervalni proizvodni koeficijent

$$F(3,36) = \frac{Q_3^* / 3}{Q_2 / 36} = 12,24$$

2) oba koeficijenta proizvodne funkcije

$$F(6,36) = \frac{Q_3 / 6}{Q_2 / 36} = 252,24$$

U oba slučaja se nulta hipoteza o jednakosti sektorskih koeficijenata može odbaciti. Ako za ilustraciju tabeliramo rezultate testove svih mogućih kombinacija za ova četiri sektora (1. industrija 2. poljoprivreda, 3. saobraćaj, 4. ostalo+), vidimo da postoje samo tri slučaja u kojima se ne može odbaciti nulta hipoteza da su odgovarajući koeficijenti sektorskih proizvodnih funkcija jednaki.

---

* Ako se broj posmatranja u svakoj regresiji obeleži sa n_j, $j = 1,2 \ldots J$, a J je broj regresija, onda je u oba slučaja broj stepena slobode za Q_2 jednak $\sum_j n_j - p \cdot J$. Broj stepena slobode za Q_3^* iznosi $(J - 1)\, q$, a za Q_3 $(J - 1)p$. (vidi slično za analizu kovarijanse /12 /). Dakle formule za slučaj J regresija glase:

1) za podskup q koeficijenata

$$F[(J-1)q, \sum_j n_j - J \cdot p] = \frac{Q_3^* / (J-1)q}{Q_2 / (\sum_j n_j - p \cdot J)}$$

2) za svih p koeficijenata

$$F[(J-1)p, \sum_j n_j - J \cdot p] = \frac{Q_3 / (J-1)p}{Q_2 / (\sum_j n_j - p \cdot J)}$$

Tabela 8

Vrednosti F za testiranje značajnosti sektorskih koeficijenata proizvodne funkcije

Kombinacija sektora	Testiranje jednakosti nagiba F_1	Testiranje jednakosti proizvodne funkcije F_2
1, 2, 3, 4,	$12,24^{++}$	$252,24^{++}$
1, 2, 3	$11,88^{++}$	$285,80^{++}$
1, 2, 4	$2,84$	$23,90^{++}$
1, 3, 4	$48,47^{++}$	$983,68^{++}$
2, 3, 4	$9,05^{++}$	$118,26^{++}$
1, 2	$1,62$	$0,90$
1, 3	$59,22^{++}$	$4,68^{+}$
1, 4	$7,02^{+}$	$68,04^{++}$
2, 3	$3,96^{+}$	$90,09^{++}$
2, 4	$4,50^{+}$	$7,83^{++}$
3, 4	$328,50^{++}$	$588,51^{++}$

\+ Nivo signifikantnosti 5%

++ Nivo signifikantnosti 1%

Statistički se razlike intervalnih proizvodnih koeficijenata za industriju i poljoprivredu ne pokazuju značajne. Isto važi i za celu proizvodnju funkciju. Interesantno je da ni razlike u intervalnim koeficijentima za industriju, poljoprivredu i ostalo^{+} ne izgledaju značajne na ovde upotrebljavanom nivou signifikantnosti. Osnovni uzrok za ovakav rezultat treba tražiti u velikoj standardnoj grečci intervalnog koeficijenta za poljoprivredu, njegova nestabilnost prosto onemogućava da se formalno donese adekvatan zaključak. Razlike izmedju vrednosti intervalnog koeficijenta za industriju i ostalo^{+}, kao i za poljoprivredu i ostalo^{+} kada se uzmu posebno, značajne su. Ovim rezultatima nameće se zaključak da su i vrednosti sektorskih intervalnih proizvodnih koeficijenata za posmatrani period značajno različite, jedini izuzetak je slučaj industrije i poljoprivrede. Treba se podsetiti da je ovaj zaključak potpuno analogan onome koji važi za sektorske vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata. Može se primetiti da su razlike pogotovu velike i značajne, ako se posmatraju proiz-

vodne funkcije u celini.

Medjutim, ovi se rezultati mogu smatrati samo kao jedna aproksimacija pravih vrednosti, jer se u konkretnom slučaju pojavljuju neka odstupanja od pretpostavki na kojima se bazira ovaj test. Pre svega, pojavljuje se problem heterogenosti varijansi za pojedine sektorske proizvodne funkcije. U ovom slučaju sume kvadrata odstupanja empiričkih vrednosti od regresije iznose za industriju 23 200, za poljoprivredu 67 544, za saobraćaj 264 i za ostalo+ 1950. Očito je da velika nepouzdanost ocena za poljoprivredu otežava donošenje zaključaka, ali se još pre toga postavlja problem do koje mere nehomogenost varijansi utiče na zaključke testova. Najpre je moguća za neku orijentaciju ispitati da li razlike u sumi kvadrata odstupanja u uzorcima znače i značajne razlike varijanse u osnovnom skupu. S tim u vezi Cochranov test homogenosti varijanse, koji se bazira na kvocijentu najveće varijanse i sume varijansi svih grupa, pokazuje da se jedino varijanse za industriju i poljoprivredu ne razlikuju značajno. To znači da se zaključci u vezi sa odnosima koeficijenata ta da sektora u tom pogledu mogu smatrati adekvatnim.

Dalje, i kada se varijanse razlikuju, stvar nije beznadežna jer je F test poznat kao dosta neosetljiv za umerene razlike u varijansama /25 /. Ako vrednosti F dosta prelaze kritične granice, može se smatrati da su zaključci pravilni. Postoji i opasnost koja deluje i u drugom pravcu. Ako su varijanse suviše različite, uticaj koji ima sektor sa malom varijansom, npr. saobraćaj, može da se skoro i ne primeti iako su inače razlike u koeficijentima velike. Takav nepovoljan efekt izaziva u ovom primeru poljoprivreda. Postoji mogućnost da se izvrše odgovarajuće transformacije da bi se u svrhu testiranja popravilo odstupanje od pretpostavke o homogenim varijansama. Pošto je to dosta komplikovano i stvara nove probleme, a pravih vrednosti pojedinih varijansi ne poznajemo da bi mogli izvršiti posve adekvatnu transformaciju, s obzirom na dosta jasne odnose neće se pristupiti rafiniranju ovih rezultata. Jedan dodatni problem pred-

stavljaju sektorske proizvodne funkcije, ako nisu linearne, pa tako ne zadovoljavaju neke od ostalih pretpostavki modela. U ovom slučaju je to industrija gde je autokorelacija odstupanja značajna. Može se smatrati da je tu suma kvadrata odstupanja potcenjena, a s tim i varijabilnost koeficijenta. Ovom problemu poklanja se veoma malo pažnje, obično se prosto prelazi preko njega. Nije ni posve jasno kako treba uzeti u obzir istovremeno autokorelaciju odstupanja i heterogenost varijansi jer, kako kaže J.Johnston /8 ,str147/, danas ekonometrija još liči na lekara koji može da leči samo po jednu bolest odjednom. Ipak je potrebno imati u vidu da je u takvim slučajevima na mestu izvesna opreznost u prihvatanju rezultata.

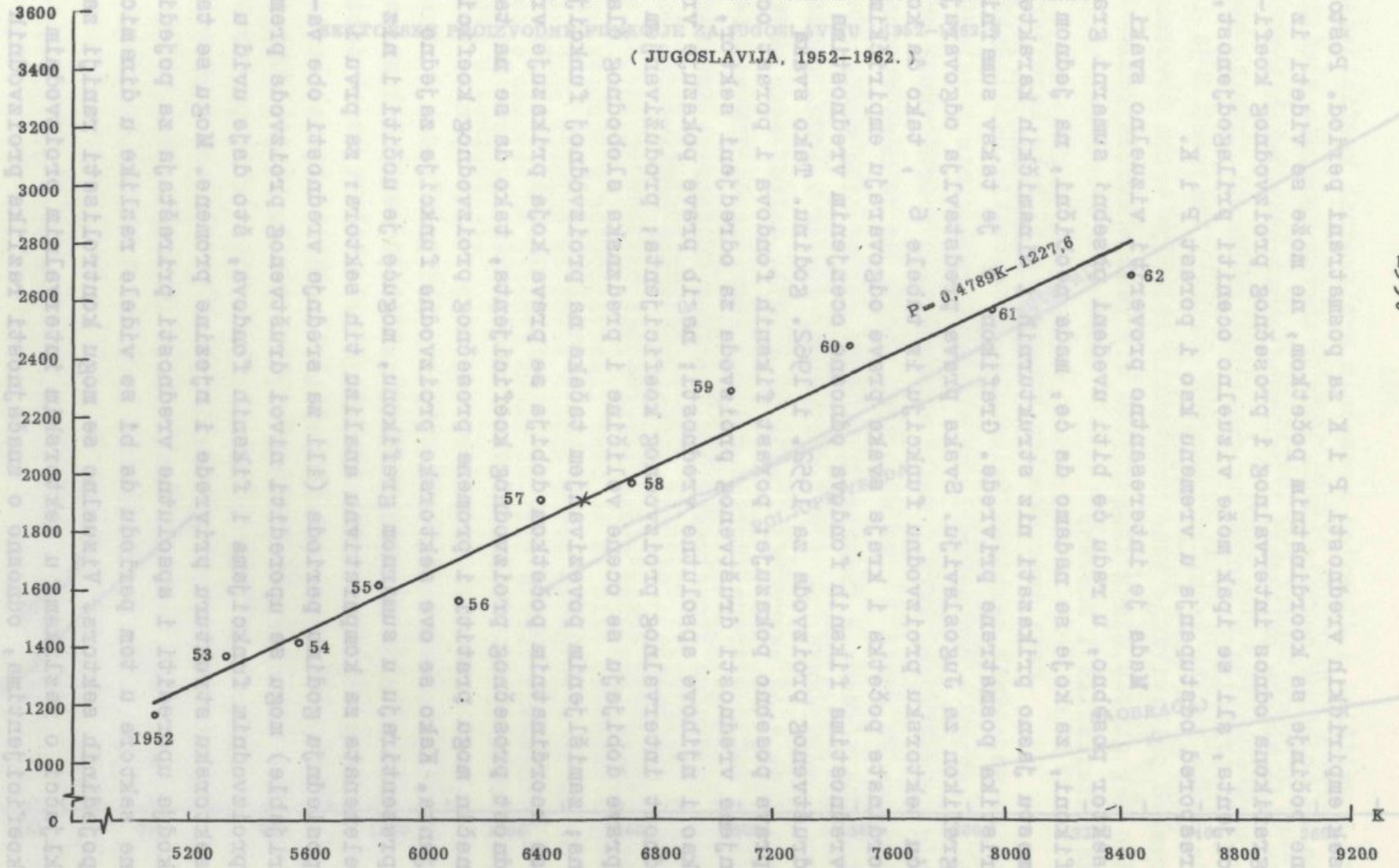
Analiza pojedinih proizvodnih funkcija

Proizvodne funkcije za oba globala imaju niz zajedničkih karakteristika, kao što su visok stepen korelacije, linearnost relacije i konstantnost intervalnog proizvodnog koeficijenta, visoki elasticiteti proizvodnje u odnosu na fiksne fondove i veoma izrazit rastući trend prosečnih proizvodnih koeficijenata. Kako je društveni proizvod isti za oba globala, razlike nastaju zbog različitih nivoa i dinamike ukupnih i proizvodnih fiksnih fondova. Neproizvodni fiksni fondovi su u tom periodu rasli sporije od proizvodnih fiksnih fondova, tako da je prosečni proizvodni koeficijent rastao u privredi po prosečnoj stopi rasta od 3,4%, a za ukupno 4,2% godišnje. Ako radi ilustracije proizvodne koeficijente invertiramo u kapitalne, za ukupno je prosečni kapitalni koeficijent opao u posmatranom periodu od 7,31 na 4,86, dok je intervalni kapitalni koeficijent iznosio 2,95. Privredni fiksni fondovi su brže rasli pa je pad prosečnog kapitalnog koeficijenta za privredu od 4,21 na 3,00 nešto manji. Vrednost intervalnog kapitalnog koeficijenta 2,09 izgleda dosta povoljna. Grafikon 2 prikazuje raspršenost godišnjih vrednosti P i K oko regresione linije koja predstavlja ocenjenu proizvodnu funkciju. Posebno je znakom x obeležena tačka čije koordinate predstavljaju pro-

Graf 2

PROIZVODNA FUNKCIJA NA BAZI FIKSNIH FONDOVA ZA PRIVREDU

(JUGOSLAVIJA, 1952–1962.)

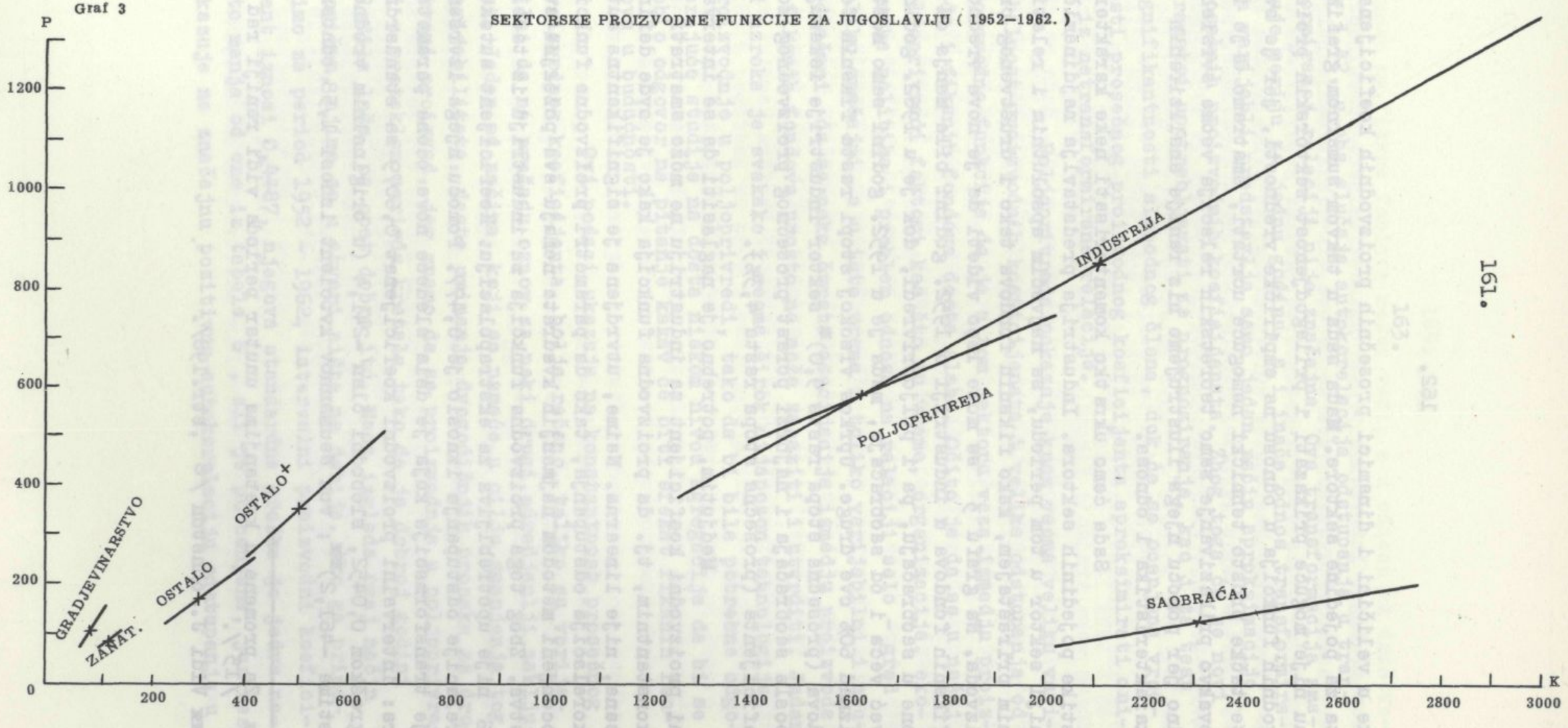


sek empiričkih vrednosti P i K za posmatrani period. Pošto ne počinje sa koordinatnim početkom, ne može se videti iz grafikona odnos intervalnog i prosečnog proizvodnog koeficijenta, ali se ipak može vizuelno oceniti prilagodjenost, raspored odstupanja u vremenu kao i porast P i K.

Mada je interesantno proveriti vizuelno svaki sektor posebno, u radu će biti uvedeni posebni sumarni grafikoni, za koje se nadamo da će, mada neobični, na jednom mestu jasno prikazati niz strukturnih i dinamičkih karakteristika posmatrane privrede. Grafikon 3 je takav sumarni grafikon za Jugoslaviju. Svaka prava predstavlja odgovarajuću sektorsku proizvodnu funkciju iz tabele 6 , tako da koordinate početka i kraja svake prave odgovaraju empiričkim vrednostima fiksnih fondova odnosno ocenjenim vrednostima društvenog proizvoda za 1952. i 1962. godinu. Tako svaka prava posebno pokazuje: porast fiksnih fondova i porast ocenjene vrednosti društvenog proizvoda za odredjeni sektor, kao i njihove apsolutne vrednosti; nagib prave pokazuje vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta; produživanjem prave dobijaju se ocene veličine i predznaka slobodnog člana; zamišljenim povezivanjem tačaka na proizvodnoj funkciji sa koordinatnim početkom dobija se prava koja prikazuje vrednost prosečnog proizvodnog koeficijenta, tako da se na taj način mogu pratiti i promene prosečnog proizvodnog koeficijenta. Kako se ove sektorske proizvodne funkcije zajedno prezentiraju u sumarnom grafikonu, moguće je uočiti i niz elemenata za komparativnu analizu tih sektora: za prvu i poslednju godinu perioda (ili za srednje vrednosti obe varijable) mogu se uporediti nivoi društvenog proizvoda prema proizvodnim funkcijama i fiksnih fondova, što daje uvid u sektorsku strukturu privrede i njezine promene. Mogu se takodje uporediti i apsolutne vrednosti priraštaja za pojedine sektore u tom periodu da bi se videle razlike u dinamici pojedinih sektora. Vizuelno se mogu kontrolisati raniji zaključci o razlikama u sektorskim intervalnim proizvodnim koeficijentima, odnosno o značajnosti razlika proizvodnih funkcija za pojedine sektore. Veoma je lako pratiti i razli-

Graf 3

SEKTORSKE PROIZVODNE FUNKCIJE ZA JUGOSLAVIJU (1952–1962.)



ke u veličini i dinamici prosečnih proizvodnih koeficijenata za pojedine sektore. Mada sada u takvom sumarnom grafikonu nije moguće prikazati i prilagodjenost sektorskih proizvodnih funkcija u odnosu na empiričke vrednosti, jer je sve te tačke prosto tehnički nemoguće ucrtati, smatramo da je i ovakvo prikazivanje samo teoretskih relacija veoma svrsishodno jer pomoću njega ilustrujemo niz ranije analiziranih karakteristika i odnosa.

Sada ćemo ukratko komentarisati neke karakteristike pojedinih sektora. Industrija predstavlja najdinamičniji sektor u tom periodu, sa najvećim apsolutnim i relativnim priraštajem, kako fiksnih fondova tako i društvenog proizvoda. Na grafu 3 se može lepo videti da je nova vrednost fiksnih fondova u industriji u 1952. godini bila manja od one u saobraćaju, pa i poljoprivredi, dok je u 1962. godini već veća i od saobraćaja, mada je u 1952. godini samo nešto iznad 60% ove druge. Uprkos visokoj stopi rasta fiksnih fondova (prosečna stopa rasta 9,0)* sektor industrije iskazuje posle saobraćaja i najbrži porast prosečnog proizvodnog koeficijenta (prosečna stopa rasta 4,3%).

Medjutim, potrebno je naglasiti da se intervalni proizvodni koeficijent za industriju ne može smatrati konstantnim, tj. da proizvodna funkcija kako je ovde definisana, nije linearna. Naime, utvrdjena je signifikantna autokorelacija odstupanja, tako da parametri proizvodne funkcije ocenjeni metodom najmanjih kvadrata nemaju sva poželjna svojstva. Zbog toga proizvodna funkcija za industriju iz tabele 6 nije upotrebljiva za ekstrapolaciju. Koeficijent autokorelacije odstupanja iznosio je 0,477. Pomoću njega izvršena je transformacija koja je dala sledeće nove ocene parametara: intervalni proizvodni koeficijenat 0,6079 sa standardnom greškom 0,0452, slobodni član -241,4 (u originalnim vrednostima -461,2)**; von Neumannov kvocient iznosi 1,58 odnosno

---

* Za promene u kretanjima unutar perioda vidi raniji rad /15/.

** Vidi J.Johnston /8 ,str.198/.

d = 1,42, u oba slučaja autokorelacija odstupanja u transformiranoj relaciji nije značajna. Ova transformacija smanjuje seriju za jednu godinu, a i inače odnos transformiranih varijabli predstavlja samo jedan način aproksimacije prosečnih proizvodnih koeficijenata. Zbog toga će se novi parametri upotrebljavati za prognoziranje, kao i za test signifikantnosti slobodnog člana, dok će se ocenjene vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta aproksimirati onima iz netransformirane relacije.

Poljoprivreda pokazuje kroz veoma veliku varijabilnost proizvodnih koeficijenata i velika odstupanja od proizvodne funkcije da je u tom sektoru veza izmedju proizvoda i fiksnih fondova dosta slaba. Očito je da se u našoj poljoprivredi faktori kao što su vreme, organizacija, ekonomska politika i problem odnosa na relaciji selo - grad toliko značajni, a u isto vreme i toliko varijabilni i neujednačeni, da se neka čvrsta asocijacija izmedju proizvoda i fiksnih fondova prosto ne može zapaziti i utvrditi. Jedan od uzroka je svakako i veoma širok dijapozon tehnologije proizvodnje u poljoprivredi, tako da bi bile potrebne odgovarajuće studije na dosta niskom nivou agregacije da bi se dobio odgovor na pitanje kakav će biti efekat fiksnih fondova u budućnosti.

Ovi podaci ukazuju na konstantnost prosečnog proizvodnog koeficijenta, bolje rečeno, toliko su varijabilni da ne pružaju osnov za neki drugi odredjeniji zaključak. Jedan od načina, koji se nameće u cilju smanjenja tog varijabiliteta, jeste uzimanje dvogodišnjih proseka za društveni proizvod, jer znamo da se proizvodnja u poljoprivredi u proteklom periodu kretala tako da je dobroj godini sledila loša, pa opet dobra itd. Mada izgleda ovaj način logičan, njime se u stvari ništa ne dobija. Ako ga primenimo za period 1952 - 1962., intervalni proizvodni koeficijent iznosi 0,4487, njegova standardna greška je jedva nešto manja od one iz tabele 6 , ali je potcenjena, jer test ukazuje na značajnu pozitivnu autokorelaciju odstupanja u

tom slučaju. Intervalni proizvodni koeficijent za poljoprivredu bio bi svakako veći da se ovo cik-cak kretanje poljoprivredne proizvodnje i posle 1960. godine pojavljivalo uvek na višem nivou kao što je to bio slučaj od 1952. godine nadalje. Medjutim, u poslednje tri godine perioda poljoprivredna proizvodnja stagnira na nivou proizvodnje iz 1957. godine.*

Saobraćaj u tom periodu pokazuje sve karakteristike infrastrukture u privredi koja se brže razvija. Zbog dugog veka trajanja fiksnih fondova i njihove nedeljivosti je prosečni proizvodni koeficijent veoma nizak. Mada se zbog većeg iskorišćavanja kapaciteta u privredi koja brzo raste kao što je naša, u tom periodu vrednost prosečnog koeficijenta brzo povećava, ipak je i intervalni proizvodni koeficijent za saobraćaj najniži od svih. Naime, i pored toga što stopa rasta fiksnih fondova u saobraćaju zaostaje za ostalim sektorima, porast fiksnih fondova u saobraćaju za nešto više od 1/3 početne vrednosti u tom periodu nije bio mali. Pored investicija za otklanjanje uskih grla imamo i značajne nove investicije sa niskim proizvodnim koeficijentom.

Sa druge strane, veoma velika razlika izmedju intervalnog i prosečnog proizvodnog koeficijenta, izražena u visokoj vrednosti elasticiteta, u vezi sa visokim učešćem saobraćaja u proizvodnim fiksnim fondovima ukazuje na to da je sektor saobraćaja značajno uticao na porast proizvodnog koeficijenta za celu privredu. Koeficijenti elasticiteta, kako proizvodnje tako i prosečnog proizvodnog koeficijenta, u saobraćaju su tako visoki da osetno dižu elasticitete za privredu iznad vrednosti svih ostalih sektora.

Ostalo+ odražava ukupne odnose tri sektora koji ga sačinjavaju. Mada heterogen, empirički agregat pokazuje dosta čvrste odnose. Gradjevinarstvo i zanatstvo, čiji su proizvodni koeficijenti viši nego sektora ostalo (koji je u

---

* Vidi nisku vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta za taj period /15/.

odnosu na fiksne fondove nešto veći, a u odnosu na društveni proizvod nešto manji nego gradjevinarstvo i zanatstvo zajedno), ne pokazuju zadovoljavajuću stabilnost odnosa proizvoda i fiksnih fondova za posmatrani period. Obe delatnosti su u našim prosečnim uslovima dosta radno intenzivne, u gradjevinarstvu postoje očigledno i veliki organizacioni problemi, a zanatstvo je privredna oblast čije učešće kako u privrednim fiksnim fondovima tako i u ukupnom proizvodu stalno opada. Pored toga, i jedna i druga delatnost predstavljaju područje gde su podaci dosta nesigurni kako u pogledu obuhvata tako i u pogledu procena. Isto tako, što su manje apsolutne vrednosti, to više takvi nedostaci utiču na ocene.* To su i razlozi da se analiza uglavnom koncentriše na ostalo+, na taj način su i veličine za gradjevinarstvo i zanatstvo uzete u obzir, ali zbog nepouzdanih ocena zajedno sa sektorom ostalo.

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Ranije se ispitivao taj uticaj na osnovu empiričkih podataka za prvu i poslednju godinu perioda, ovde će se to uporediti sa rezultatima koji se dobijaju na osnovu proizvodne funkcije. Potrebno je imati u vidu da se na taj način dobijaju ocenjene vrednosti koje su prilagodjene u odnosu na celu relaciju za posmatrani period za svaki sektor, pa i global, posebno. Zbog toga suma sektorskih ocenjenih vrednosti nije jednaka ocenjenoj vrednosti iz proizvodne funkcije za global. Vrednosti p_{oo} i p_{tt} u tabeli 9 biće formirane na osnovu ocenjenih vrednosti iz sektorskih proizvodnih funkcija, ponderisanih sa sektorskim učešćem u privrednim fiksnim fondovima. Za industriju uzeta je vrednost iz netran-

---

* Zbog toga se i ne oslanjamo na transformirane relacije za ta dva sektora, jer su tu mogućnosti greške onda još veće. Inače transformirane relacije daju različit odgovor za gradjevinarstvo i zanatstvo, intervalni proizvodni koeficijent za gradjevinarstvo je veći, a za zanatstvo manji nego u tabeli 6.

sformirane relacije. Ako bi se uzela prva vrednost iz transformirane relacije, ukupna dinamika bi bila potcenjena, jer je ova poslednja serija kraća za jednu godinu. Smatra

Tabela 9

Strukturna komponenta i standardizovani indeks proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju na bazi sektorskih proizvodnih funkcija

Period 1952-1962.

Ocenjene vrednosti	p_{oo}	0,2363
	p_{tt}	0,3331
	I_p	141,1
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,2534
	p_{to}	0,3025
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	107,3
	$I_{w(P)}$	110,1
Standardizirani indeks	$I_p(L)$	128,0
	$I_{p(P)}$	131,4

se da vrednosti na osnovu proizvodnih funkcija u tabeli 9 bolje odražavaju odnos strukturne komponente i standardizovanog indeksa proizvodnog koeficijenta nego u tabeli 3 mada u ovom slučaju nekih velikih razlika nema. Strukturna komponenta izgleda malo niža, dok je standardizirani indeks proizvodnog koeficijenta, koji odražava efekat porasta sektorskih proizvodnih koeficijenata, nešto viši. Od ukupnog porasta 0,0968 uticaj intersektorskih promena ocenjen je na 0,0172 ($=p_{ot} - p_{oo}$) odnosno, 0,0306 ($=p_{tt} - p_{to}$), dok odgovarajuća vrednost za intrasektorske promene iznosi 0,0662 ($= p_{to} - p_{oo}$) odnosno 0,0797 ($= p_{tt} - p_{ot}$). Ovde se veoma jasno vidi koliko su apsolutni efekti na bazi ponderacije tekućeg perioda veći, jer ista promena strukture na višem nivou sektorskih koeficijenata daje veći apsolutni efekat. To važi i za datu dinamiku sektorskih koeficijenata kod povoljnije strukture.

REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

U glavi IV razmatrane su različite metode ocenjivanja intervalnih koeficijenata sa teoretskog i metodološkog aspekta. Ovde će biti prezentirane vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta izračunate pomoću 5 različitih metoda i ispitan red veličine razlika koje potiču iz različitosti metoda izračunavanja na konkretno empiričkom materijalu. Na osnovu ranijih razmatranja odabrano je sledećih pet metoda:

1) metoda linearne proizvodne funkcije iz prethodnog odeljka,
2) metoda kumulativa priraštaja, koja je ekvivalentna izračunavanju intervalnog koeficijenta iz vrednosti P i K za prvu i poslednju godinu,
3) linearna regresija izmedju godišnjih priraštaja društvenog proizvoda i godišnjih priraštaja fiksnih fondova,
4) kao pod 3) sa dodatnim uslovom da regresiona linija prolazi kroz koordinatni početak, tako da je pretpostavljena konstantnost intervalnog proizvodnog koeficijenta,
5) prosta aritmetička sredina godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta.*

Odgovarajuće vrednosti prezentirane su u tabeli 10 . Razlika izmedju prve i druge metode zavisi samo od rasporeda prve i poslednje godine posmatranog perioda u odnosu na ostale godine perioda, tako da taj efekat u mnogo čemu zavisi i od izbora perioda. U celini te razlike u slučaju 1952. i 1962. godine nisu velike, ali ima par sektora

---

* Kao što smo ranije pokazali, metoda pod (2) predstavlja ponderisanu aritmetičku sredinu godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta.

Tabela 10

Vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta
na osnovu različitih metoda izračunavanja

Jugoslavija, period 1952-1962.

	Metoda				
	1	2	3	4	5
Ukupno	0,3390	0,3268	-0,0032	0,2943	0,3591
Privreda	0,4789	0,4596	-0,0631	0,4274	0,4892
Industrija	0,5631	0,5101	-0,3861	0,4767	0,5462
Poljoprivreda	0,4148	0,4917	-0,6640	0,2554	0,7940
Saobraćaj	0,1747	0,1710	0,1006	0,1610	0,1887
Ostalo+	0,9019	0,8984	0,6819	0,8548	1,2043
Gradjevinarstvo	1,6395	1,6792	2,9227	1,9240	1,7549
Zanatstvo	0,7959	0,8596	-0,4714	0,5574	1,5955
Ostalo	0,7366	0,6896	0,4731	0,6406	0,7179

gde razlike prelaze 10% vrednosti koeficijenta. Ako bismo hteli i na osnovu toliko malo slučajeva nešto zaključiti, može se reći da je treća metoda skroz nezadovoljavajuća, da četvrta metoda daje u proseku niže, a peta metoda više vrednosti od prve i druge metode, koje predstavljaju kapitalne modele. Ove su razlike u većini slučajeva dosta velike, čak ako se izuzmu rezultati metode 3. Medjutim, veoma je teško doneti neki sud koliko značaj treba dati tim razlikama kada se ima u vidu vanredno velika varijabilnost godišnjih vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata.

U takvoj situaciji je interesantno pokušati dati odgovor na to pitanje na indirektan način. Ispitaćemo kako pojedine numeričke ocene objašnjavaju kretanje društvenog proizvoda kod datih fiksnih fondova odnosno njihovih priraštaja, tj. kolike su relativne razlike suma kvadrata odstupanja empiričkih vrednosti društvenog proizvoda od ocenjenih vrednosti na osnovu pojedinih metoda.

U slučaju prve metode to je jednostavno suma kvadrata odstupanja od ocenjene regresione prave. Pošto je tu suma kvadrata odstupanja minimalna (za linearne veze) po definiciji, ona će poslužiti kao baza za izračunavanje koliko su relativno veće sume kvadrata odstupanja kod ostalih metoda. Kod druge metode radi se o sumi kvadrata odstupanja od prave koja prolazi kroz K(o), P(o) i K(n), P(n). Kod ostalih metoda ocenjene vrednosti P se formiraju na taj način što se na P(o) dodaje* kumulativ produkta intervalnog proizvodnog koeficijenta odgovarajuće metode i godišnjeg priraštaja fiksnih fondova. Relativni odnosi suma kvadrata odstupanja empiričkih vrednosti od teoretskih za pojedine metode računanja intervalnog proizvodnog koeficijenta dati su u tabeli 11.

Metoda 3 očigledno ne zadovoljava, što govori u prilog našem pristupu. Čak ni kao metoda 4, gde je nametnut uslov da intervalni proizvodni koeficijent bude konstan-

---

* Kod treće metode dolazi još do davanja ili oduzimanja slobodnog člana te relacije od svih tako utvrdjenih godišnjih vrednosti.

tan, kao što je to slučaj sa metodama 1, 2 i 5, ovde ne zadovoljava. Naime, ovako merena odstupanja su u proseku barem tri puta veća nego u slučaju proizvodne funkcije, a i koncepcijski metoda korelacije godišnjih vrednosti priraštaja proizvoda i priraštaja fiksnih fondova ne može da se preporuči iz već navedenih razloga. Od investicionih modela je u ovom slučaju još najbolja metoda 5, koja je u proseku negde na istom nivou odstupanja kao metoda 2, ali se može smatrati nepovoljnijom jer se u nekim slučajevima pojavljuju veoma velika odstupanja.

Interesantno je da je i suma kvadrata odstupanja kod druge metode, metode kumulativa priraštaja, u proseku barem dva puta veća od sume kvadrata odstupanja od proizvodne funkcije ocenjene pomoću najmanjih kvadrata, mada su razlike izmedju ocena intervalnih proizvodnih koeficijenta za te dve metode dosta male. To je dokaz kako je važno da su i početni uslovi adekvatno uzeti u obzir. Teško-

Tabela 11

Relativni odnosi suma kvadrata odstupanja empiričkih vrednosti od ocenjenih za pojedine metode računanja intervalnog proizvodnog koeficijenta

Jugoslavija, period 1952-1962.

	Metoda				
	1	2	3	4	5
Ukupno	1,oo	2,45	77,75	5,15	1,33
Privreda	1,oo	1,88	113,32	3,61	1,16
Industrija	1,oo	1,83	269,56	1,96	2,86
Poljoprivreda	1,oo	2,78	23,53	5,27	2,13
Saobraćaj	1,oo	2,69	32,77	4,93	1,53
Ostalo	1,oo	1,26	6,16	1,81	8,59
Gradjevinarstvo	1,oo	1,49	7,45	2,24	1,68
Zanatstvo	1,oo	4,49	39,56	9,64	6,39
Ostalo	1,oo	2,18	17,39	4,49	1,42

se može reći da bi se isključiva upotreba metode kumulativa kao jednostavnije sa računske strane mogla s tim opravdati kada se ima u vidu da u proseku barem udvostručuje rezidualnu varijansu, da ne govorimo o drugim informacijama i proverama koje omogućuje pristup na bazi proizvodne funkcije.

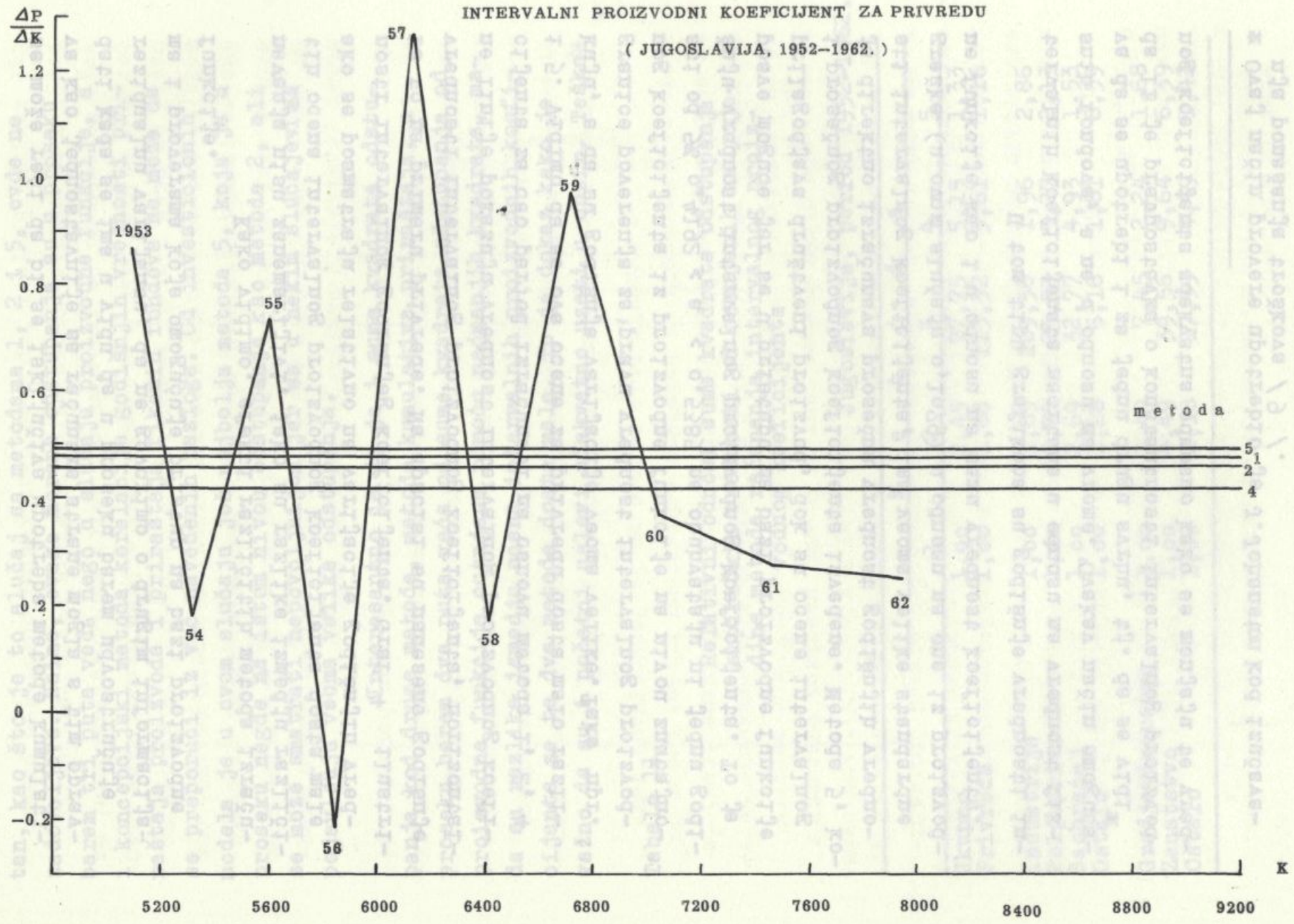
Kako vidimo, efekti različitih metoda izračunavanja nisu zanemarljivi, iako su razlike izmedju različitih ocena intervalnog proizvodnog koeficijenta dosta male ako se posmatraju relativno na varijacije godišnjih vrednosti intervalnog godišnjeg koeficijenta. Graf 4 ilustrira to na primeru privrede. Na apscisi su nanesene godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta, horizontalne linije pokazuju vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta za ceo period izračunati na osnovu metoda 1, 2, 4 i 5. Vidimo da se ove ocene za privredu dosta malo razlikuju, a da su godišnje varijacije veoma velike. Tako npr. granice poverenja za pravu vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta iz proizvodne funkcije na nivou značajnosti od 5% $0{,}4192 < a < 0{,}5385$ ne obuhvataju ni jednu godišnju vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta. To je posve moguće jer se u pristupu na bazi proizvodne funkcije prilagodjava društveni proizvod, dok su ocene intervalnog i prosečnog proizvodnog koeficijenta izvedene. Metoda 5, koja direktno izračunava prosečnu vrednost godišnjih vrednosti intervalnog koeficijenta, ima veoma velike standardne greške (u ovom slučaju o,1o79) u odnosu na one iz proizvodne funkcije kao i u odnosu na samu vrednost koeficijenta.

U tom tipu grafikona su godišnje vrednosti intervalnih koeficijenata nacrtane u odnosu na vrednost fiksnih fondova, a ne u odnosu na vreme. Ovakav način omogućava da se upotrebi i za jednu drugu svrhu, tj. da se vidi* da li je pretpostavka o konstantnosti intervalnog proizvodnog koeficijenta adekvatna odnosno kako se menjaju te vred-

---

* Ovaj način provere upotrebio je J. Johanston kod izučavanja ponašanja troškova /9 /.

Graf 4


INTERVALNI PROIZVODNI KOEFICIJENT ZA PRIVREDU
(JUGOSLAVIJA, 1952–1962.)
ΔP/ΔK
1.2
1.0
0.8
0.6
0.4
0.2
0
−0.2
1953
54
55
56
57
58
59
60
61
62
metoda
5
1
2
4
K
5200
5600
6000
6400
6800
7200
7600
8000
8400
8800
9200

nosti sa porastom K, koje je nezavisna varijabla u proizvodnoj funkciji. U našem slučaju fiksni fondovi rastu sa vremenom, tako da taj način daje skoro istu sliku kao i grafikon trenda godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta.

Graf 4 ukazuje na to da se može smatrati da je intervalni proizvodni koeficijent za privredu za taj period konstantan, mada postoje velike varijacije godišnjih vrednosti u prvom redu zbog kolebanja poljoprivredne proizvodnje. Empiričke godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za sve sektore date su u tabeli 12 . Velika varijabilnost je očigledna. Za ilustraciju gornjih napomena veoma je pogodan sektor industrije, čije vrednosti su prikazane na grafikonu 5 . Da nije 1961. i 1962. godine bilo bi veoma očito da intervalni proizvodni koeficijent za industriju pokazuje tendenciju porasta i da se ne može smatrati konstantnim, jer bi to značilo zanemarivanje tendencija promena unutar perioda. Prosečna vrednost intervalnog koeficijenta je za period 1957-1960. barem dva puta veća nego za period 1952-1956. Metoda 1 je pomoću testa signifikantnosti autokorelacije odstupanja signalizirala takvo stanje, tj. utvrdjeno je da se intervalni proizvodni koeficijent za posmatrani period ne može smatrati konstantnim odnosno da proizvodna funkcija nije linearna. Drugim rečima, sa stanovišta linearne proizvodne funkcije u tom periodu je nastala značajna promena tendencije, tj. promena parametara proizvodne funkcije. Ostale metode prosto izračunavaju vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta za period pod pretpostavkom da je konstantan bez da tu pretpostavku i provere, tj. bilo da je to svrsishodno u konkretnom slučaju ili ne.

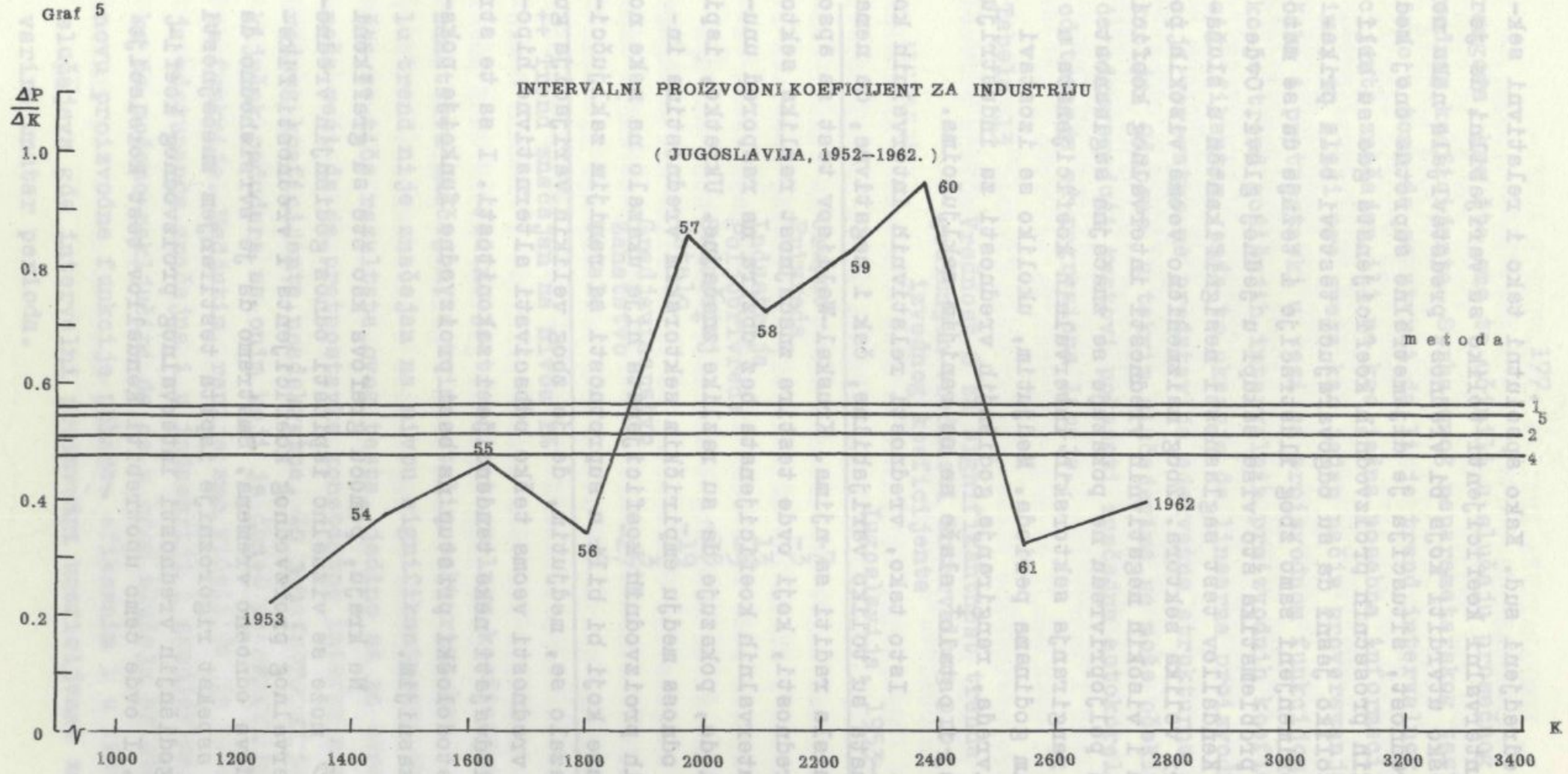
Na osnovu empiričkih godišnjih vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata iz tabele 12 mogu se doneti i neki zaključci o značajnosti razlika sektorskih intervalnih koeficijenata koji će poslužiti kao jedan dodatni izvor informacija po pitanju sektorske determiniranosti proizvodnih koeficijenata, u ovom slučaju intervalnih. Zbog velikih varijacija godišnjih vrednosti veoma je teško done-

Tabela [12]

Godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju

	Ukupno	Privreda	Industr.	Poljopr.	Saobrać.	Ostalo[+]	Gradjev.	Zanatst.	Ostalo
1953.	0,735	0,860	0,224	6,740	0,311	3,970	4,167	6,111	0,000
1954.	0,150	0,188	0,371	-2,418	0,198	2,020	1,895	4,739	1,229
1955.	0,545	0,732	0,464	2,928	0,327	0,595	-1,769	0,929	1,312
1956.	-0,163	-0,210	0,344	-3,753	0,049	-0,717	-8,522	0,333	0,115
1957.	0,943	1,266	0,851	4,464	0,221	1,645	10,500	1,429	1,176
1958.	0,122	0,175	0,721	-1,251	0,142	0,581	0,263	0,927	0,602
1959.	0,645	0,971	0,831	2,124	0,184	1,249	2,400	0,442	1,037
1960.	0,261	0,375	0,943	-0,800	0,282	1,204	3,518	0,540	0,889
1961.	0,190	0,279	0,322	-0,132	0,067	1,135	3,988	0,756	0,511
1962.	0,163	0,256	0,391	0,040	0,105	0,363	1,110	-0,250	0,309

Graf 5


INTERVALNI PROIZVODNI KOEFICIJENT ZA INDUSTRIJU
(JUGOSLAVIJA, 1952–1962.)
ΔP/ΔK
1.0
0.8
0.6
0.4
0.2
0
1000
1200
1400
1600
1800
2000
2200
2400
2600
2800
3000
3200
3400
K
1953
54
55
56
57
58
59
60
61
1962
metoda
1
2
4

ti neki odredjeni sud. Kako apsolutni tako i relativni sektorski intervalni koeficijenti toliko su varijabilni da je veoma teško utvrditi koja bi vrednost predstavljala neku normalnu vrednost, situacija je dijametralno suprotna onoj kod sektorskih prosečnih proizvodnih koeficijenata gde su bili odnosi toliko jasni da su odgovarajući testovi bili prikazani i primenjeni samo zbog ilustracije i težnje da se metodološka problematika što više sakupi u jednoj glavi. Ovde je npr. Kendallov test saglasnosti nesignifikantan u slučaju četiri velika sektora. Zbog naizmenično veoma visokih pozitivnih i visokih negativnih vrednosti intervalnog koeficijenta za poljoprivredu ne pokazuje se značajna saglasnost izmedju rangiranja sektorskih intervalnih koeficijenata u pojedinim godinama perioda. Medjutim, ukoliko se izostavi poljoprivreda, rangiranje godišnjih vrednosti za industriju, saobraćaj i ostalo+ slaže se sa ranijim zaključcima.

Isto tako, vrednosti relativnih intervalnih koeficijenata su toliko varijabilne, čak i negativne, da nema mnogo smisla raditi sa njima. Kruskal-Wallisov test za apsolutne vrednosti, koji ovde testira značajnost razlika sektorskih intervalnih koeficijenata bez obzira na raspored unutar perioda, pokazuje da su razlike značajne. Ukratko, ispitivanje odnosa medju empiričkim sektorskim vrednostima intervalnih proizvodnih koeficijenata nije ukazalo na neke nove momente koji bi bili u suprotnosti sa ranijim zaključcima. Pokazalo se, medjutim, da je zbog velikih varijacija godišnjih vrednosti veoma teško odbacivati alternativne hipoteze i izdvajati neke tendencije i zakonitosti. I sa te strane se metodološki pristup na bazi proizvodne funkcije pokazao efikasnijim.

Na kraju, pomoću grafova kao što su grafikoni 4 i 5 može se vizuelno ispitati odnos godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta i vrednosti fiksnih fondova odnosno vremena. Smatramo da je svrsishodno da se ovaj aspekat rigoroznije ispita testiranjem značajnosti trenda godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta. I ovde ćemo upotrebiti Kendallov test korelacije

rangova, kao što smo to učinili u slučaju prosečnog proizvodnog koeficijenta. Svrha ovog neparametarskog testa nije samo u tome da se utvrdi da li je trend intervalnog koeficijenta značajan ili ne kao jedna posebna informacija. Naime, on služi pre svega kao jedan način proveravanja zaključaka i pretpostavki u vezi sa proizvodnom funkcijom. Ukoliko je trend godišnjih intervalnih proizvodnih koeficijenata signifikantan, onda to ukazuje da linearna proizvodna funkcija verovatno ne predstavlja adekvatno strukturnu specifikaciju. Odnosno, u takvim slučajevima se može očekivati da će odgovarajući testovi pokazati značajnu autokorelaciju odstupanja od regresione linije.

Tabela 13

Vrednost S za signifikantnost trenda godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta

Jugoslavija, 1953-1962

Ukupno	-7
Privreda	-3
Industrija	13
Poljoprivreda	-3
Saobraćaj	-15
Ostalo	-19
Gradjevinarstvo	3
Zanatstvo	-27++
Ostalo	-9

++ Trend značajan na nivou 1%

Jedino je trend intervalnog koeficijenta u zanatstvu značajan, u svim ostalim sektorima kao i u globalu trend nije značajan na nivou signifikantnosti 5%. Dakle, što se tiče rezultata ovog testa, jedino se za zanatstvo može reći da je pretpostavka konstantno intervalnog proizvodnog koeficijenta neadekvatna. Za zanatstvo se taj zaključak podudara sa onim koji je donet na osnovu proizvodne funkcije. Medjutim, ranije smo videli da je autokorelacija odstupanja značajna i u industriji i gradjevinarstvu, tako da možemo zaključiti da se u ovom slučaju pristup na osnovu proizvodne funkcije pokazao efikasnim i u izdvajanju slučajeva gde intervalni proizvodni koeficijenat značajno varira unutar perioda.

B. KOMPARATIVNA ANALIZA PROIZVODNIH KOEFICIJENATA ZA JUGOSLAVIJU I REPUBLIKE (1952-1962)

UKUPNI PROIZVODNI KOEFICIJENT

Agregat se "ukupno" razlikuje od agregata privreda utoliko što se ovde kod fiksnih fondova uzimaju u obzir kako fiksni fondovi u proizvodnoj tako i u neproizvodnoj sferi. Pošto se kod nas kod kompilacije društvenog proizvoda uzimaju u obzir samo one delatnosti koje su klasifikovane kao proizvodne, društveni proizvod koji stavljamo u odnos sa fiksnim fondovima je u oba slučaja isti. Prema tome, kako prosečni tako i intervalni proizvodni koeficijenti za "ukupno" će biti uvek manji od odgovarajućih za privredu i to obrnuto proporcionalno učešću proizvodnih fiksnih fondova u ukupnim fiksnim fondovima, odnosno učešću priraštaja privrednih fiksnih fondova u ukupnom priraštaju.

Medjutim, činjenica da neke delatnosti nisu klasifikovane kao proizvodne svakako ne znači da su te delatnosti nekorisne i kao takve nepotrebne. Jasno je da su fiksni fondovi stambene i komunalne delatnosti, zdravstva, prosvete i kulture, uprave itd. neophodni i da predstavljaju veoma važan elemenat nivoa životnog standarda. Usluge koje oni pružaju ili omogućavaju konkurentne su proizvodima ili uslugama proizvodnih delatnosti u smislu potreba za angažovanjem društvenih resursa, dok su sa stanovišta zadovoljenja ljudskih potreba obično komplementarne. Stoga je očito da je rezoniranje da je poželjno što veće učešće privrede u fiksnim fondovima ili zaposlenosti zbog toga što je tako proizvodni koeficijent ili produktivnost rada viša u principu pogrešno jer optimalan odnos zavisi od mogućnosti i preferencija društva, mada time, naravno, nije rečeno da povećavanje učešća proizvodnih fiksnih fondova u odredjenim fazama privrednog razvoja i do odredjene granice nije potrebno ili čak neophodno da bi se taj optimum postigao.

Pored toga, adekvatna snabdevenost uslugama neproizvodne sfere može značiti jedan veoma važan indirektan način obezbedjivanja visoke efikasnosti u proizvodnoj sferi kroz poboljšanje kvaliteta proizvodnih faktora u toj oblasti

i orijentaciju na intenzivan način privredjivanja. Kratkoročno to je pre svega uticaj preko čoveka kao organizatora i nosioca proizvodnje u smislu njegovog zalaganja i obezbedjivanja njegove sposobnosti za rad, dok se dugoročni aspekti ogledaju pre svega u obrazovanju kao poboljšanju kvaliteta ljudskog faktora i preko toga u iznalaženju novih metoda proizvodnje i kvalitetnijih materijalnih faktora proizvodnje. Isto tako, institucionalni sistem kao društvena organizacija proizvodnje igra u tom smislu veoma značajnu ulogu. No, kako su vremenski razmaci izmedju ulaganja i rezultata pogotovu u obrazovanju veoma dugi, teško je reći da li razlike u prosečnim proizvodnim koeficijentima, ceteris paribus, znače orijentaciju na trenutno viši nivo životnog standarda, ili adekvatniju dugoročnu politiku, ili razlike u efikasnosti iskorišćavanja fiksnih fondova.

U poredjenju sa odgovarajućim proizvodnim koeficijentima za zapadne zemlje su ukupni proizvodni koeficijenti za Jugoslaviju potcenjeni zbog razlika u obuhvatu društvenog proizvoda. Medjutim, kod uporedjivanja odgovarajućih koeficijenata za pojedine republike je ovaj problem, kao i problem relativnih cena izbegnut. Analiza proizvodnih koeficijenata za "ukupno" treba da da približnu sliku odnosa izmedju svih uloženih fiksnih fondova, tj. onih direktno angažovanih u privredi i onih u neproizvodnoj sferi koji indirektno utiču na proizvodnju u privredi, i društvenog proizvoda privrede. Odnosno, za postizavanje odredjenog društvenog proizvoda nije dovoljno ulagati samo u privredu već su ta ulaganja u toku privrednog i društvenog razvoja neizbežno praćena i ulaganjima u neproizvodnu sferu društvene delatnosti. Ako se planiraju potrebne investicije pretežno samo na osnovu privrednih sektora, zahtevi da se podmire i potrebe na drugim područjima obično dovode do toga da stopa akumulacije preraste željene okvire, nastaju mnogi problemi u vezi sa obezbedjivanjem redovnog finansiranja izgradnje pojedinih objekata i mnogi nedovršeni objekti snižavaju kako efikasnost u investicionoj sferi delatnosti tako i efikasnost upotrebe društvenih resursa uopšte. Naravno, svakako

Tabela 14

Prosečni proizvodni koeficijenti na bazi ukupnih fiksnih fondova (po republikama)

	Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
1952	0,1277	0,1247	0,1151	0,1282	0,1654	0,1458	0,1101
1953	0,1461	0,1534	0,1289	0,1351	0,1754	0,1713	0,1199
1954	0,1462	0,1448	0,1367	0,1494	0,1652	0.1680	0,1147
1955	0,1608	0,1622	0,1511	0,1604	0,1770	0,1845	0,1227
1956	0,1494	0,1493	0,1416	0,1551	0,1558	0,1751	0,1165
1957	0,1768	0,1915	0,1643	0,1685	0,1792	0,1893	0,1263
1958	0,1746	0,1788	0,1648	0,1803	0,1793	0,1979	0,1133
1959	0,1948	0,2182	0,1735	0,1842	0,2043	0,1953	0,1182
1960	0,1980	0,2093	0,1825	0,1981	0,2098	0,2004	0,1229
1961	0,1976	0,2016	0,1864	0,2051	0,2105	0,1953	0,1460
1962	0,1957	0,2026	0,1845	0,2056	0,2031	0,1912	0,1387

se može očekivati da će proizvodne funkcije na bazi ukupnih fiksnih fondova slabije opisivati kretanje društvenog proizvoda privrede nego one na osnovu fiksnih fondova same privrede, ali je iz gornjih razloga svrsishodno ispitati i ovaj odnos.

Prosečni ukupni proizvodni koeficijenti po republikama su dosta slični, jedino Crna Gora pokazuje osetno niže vrednosti. Pošto se ovde, u odnosu na proizvodne koeficijente za privredu, proizvodni koeficijenti za pojedine republike dodatno razlikuju samo što se tiče učešća proizvodnih fiksnih fondova u ukupnim fiksnim fondovima, ovi su odnosi veoma slični onima za privredu. Zbog toga će ovde biti akcenat više na onim karakteristikama koje su različite od onih za privredu, gde su proizvodni koeficijenti inače detaljnije obradjeni.

Najviše vrednosti ukupnog proizvodnog koeficijenta su one u BiH i Makedoniji, nešto niže u Srbiji i Sloveniji koje su veoma blizu proseka, niže od toga su one u Hrvatskoj, dok su vrednosti za Crnu Goru opet osetno niže od drugih. Na kraju perioda su razlike izmedju prvih pet republika veoma male, Hrvatska odstupa za 6% naniže, a Slovenija za 5% naviše od odgovarajuće vrednosti za Jugoslaviju.

Za razliku od privrede, rastući trend prosečnog proizvodnog koeficijenta je prema Kendallovom testu značajan u svim republikama, dakle, takodje u Makedoniji i Crnoj Gori. Naime, u ovom razdoblju je u svim republikama raslo učešće fiksnih fondova u ukupnim fiksnim fondovima (vidi tabelu 22), a ponajviše baš u Makedoniji i Crnoj Gori. Kada se ova tendencija koja deluje u pravcu povišenja prosečnog ukupnog proizvodnog koeficijenta doda kretanjima u privredi, porast proizvodnog koeficijenta osetan je u svim republikama.

Zbog malih razlika izmedju vrednosti za pojedine republike uprkos malog broja posmatranja niz regresija vrednosti fiksnih fondova i društvenog proizvoda republika za svaku pojedinu godinu takodje veoma dobro aproksimira trend prosečnog proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju, jer su odstupanja u pojedinim godinama uglavnom posledica opštih

Tabela 15.

Ukupni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za Jugoslaviju (po godinama)

Vremenski presek - republike

Godina	Koeficijent nagiba a	Standardna greška SE_a	Slobodan član b	Koeficijent korelacije r
1952.	0,1176	0,0077	+15,3	0,991
1953.	0,1424	0,0112	+ 5,6	0,988
1954.	0,1398	0,0054	+10,3	0,997
1955.	0,1567	0,0059	+ 6,9	0,997
1956.	0,1452	0,0044	+ 7,4	0,998
1957.	0,1840	0,0106	-12,5	0,993
1958.	0,1742	0,0064	+ 0,8	0,997
1959.	0,2070	0,0170	-23,4	0,987
1960.	0,2028	0,0105	-10,5	0,995
1961.	0,1978	0,0070	- 0,6	0,997
1962.	0,1991	0,0076	- 7,0	0,997

faktora koji su delovali u svim republikama. Slobodan član je neznatan i nije značajno različit od nule, te pokazuje da su u prvom delu perioda vrednosti u većim republikama bile nešto manje, dok se u drugom delu perioda ovo ne zapaža više.

Proizvodne funkcije na bazi ukupnih fiksnih fondova

"

Rezultati dobijeni na osnovu proizvodnih funkcija na bazi ukupnih fiksnih fondova su posve zadovoljavajući. Koeficijenti linearne korelacije su visoki u svim slučajevima, pretpostavka o konstantnom intervalnom proizvodnom koeficijentu je takodje na mestu jer ni u jednom slučaju testovi autokorelacije odstupanja ne ukazuju na suprotno.

Slobodan član je negativan i značajan u svim republikama, tako da je raniji zaključak o porastu prosečnog ukupnog proizvodnog koeficijenta potvrdjen i ovim rezultatima.

Tabela 16

Proizvodna funkcija na bazi ukupnih fiksnih fondova
(za Jugoslaviju i po republikama)

Vremenska serija 1952-1962

	Intervalni proizvodni koeficijent a	Standardna greška SE_a	Slobodan član b	Koeficijent korelacije r_{PK}	Durbin-Watson d	Von Neumann kvocient vN	Proseč.proiz.koefic. Interval teoretskih vrednosti $p_{52}-p_{62}$	Prosek za per. od $\bar{p}_{52-62}$
Jugoslavija	0,3390	0,0203	-1837,7	0,984	1,95	2,14	0,1367-0,2058	0,1727
Srbija	0,3640	0,0377	- 735,8	0,955	1,79	1,97	0,1441-0,2176	0,1793
Hrvatska	0,3469	0,0178	- 594,3	0,988	1,79	1,97	0,1258-0,1931	0,1598
Slovenija	0,3888	0,0122	- 381,0	0,996	2,04	2,24	0,1321-0,2108	0,1730
Bosna i Herceg.	0,2805	0,0234	- 129,2	0,970	1,34	1,48	0,1527-0,2069	0,1866
Makedonija	0,2541	0,0162	- 36,5	0,982	1,41	1,55	0,1640-0,2012	0,1852
Crna Gora	0,1616	0,0124	- 8,1	0,975	1,58	1,73	0,1065-0,1354	0,1245

\+ Nivo signifikantnosti 5%

++ Nivo signifikantnosti 1%

Medjutim, intervalni proizvodni koeficijenti po republikama se medjusobno značajno razlikuju ($F_{5,54}=38,78^{++}$). Vrednosti za razvijenije republike se medjusobno ne razlikuju značajno ($F_{2,27} = 2,06$), dok manje razvijene republike u tom pogledu nisu homogene zbog niske vrednosti u Crnoj Gori ($F_{2,27} = 16,13^{++}$), ali se vrednosti za BiH i Makedoniju medjusobno ne razlikuju značajno ($F_{1,18} = 0,74$). Ako uporedimo zajedničku ocenu intervalnog proizvodnog koeficijenta za razvijenije republike sa onom za BiH i Makedoniju, prva se pokazuje kao značajno viša ($F_{1,48} = 40,27^{++}$).

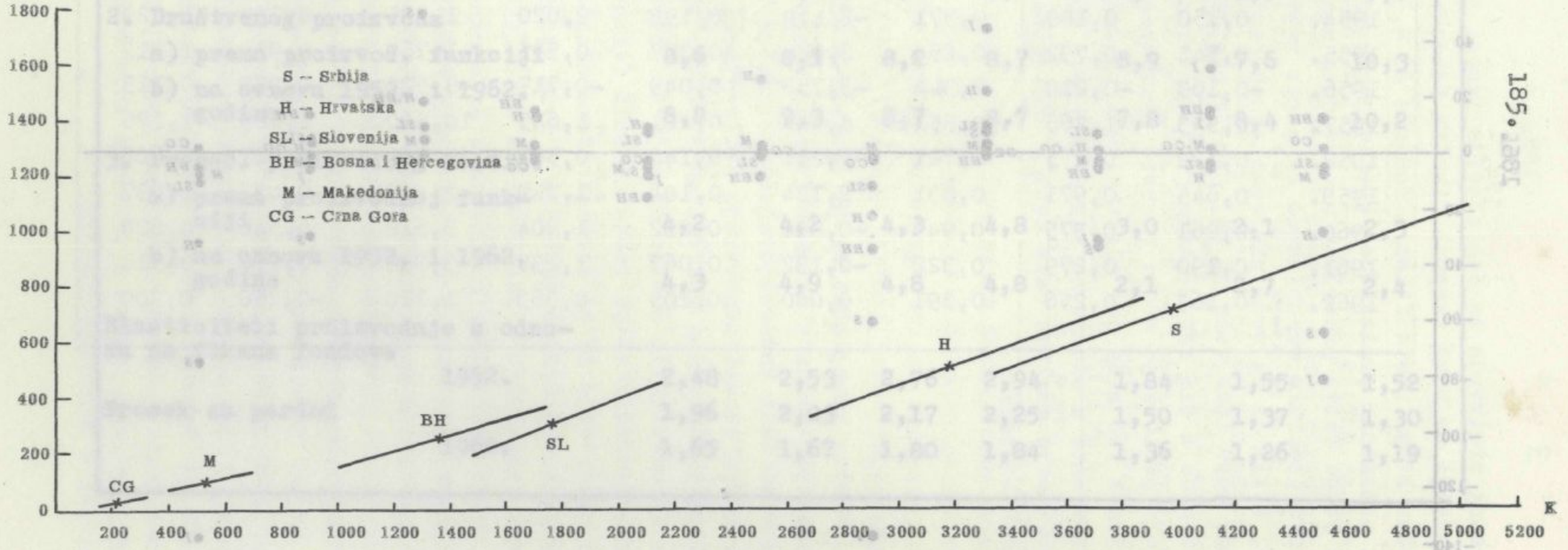
Zbog tih razlika u intervalnim proizvodnim koeficijentima razlike u prosečnim proizvodnim koeficijentima su na kraju perioda minimalne, mada su na početku perioda BiH i Makedonija ispoljavali više vrednosti od onih za razvijenije republike. Stoga su i elasticiteti proizvodnje u odnosu na fiksne fondove u razvijenijim republikama viši nego u manje razvijenim, mada su vrednosti za ukupno u ovim poslednjim osetno više od onih za privredu, što znači da su privredni fiksni fondovi rasli brže od neprivrednih. U razvijenijim republikama je u proseku za period čak vrednost elasticiteta prosečnog proizvodnog koeficijenta u odnosu na fiksne fondove veća od jedinice, tako da je prosečna stopa rasta proizvodnog koeficijenta veća od odgovarajuće prosečne stope rasta fiksnih fondova.

Prosečne stope rasta ukupnih fiksnih fondova su niže od prosečnih stopa za privredne fiksne fondove jer su privredni fiksni fondovi rasli brže od neprivrednih. Ovo se može videti već iz činjenice da je učešće privrednih fiksnih fondova u posmatranom periodu poraslo. Prosečne stope rasta neprivrednih fiksnih fondova su osetno niže. Za Jugoslaviju prosečna stopa iznosi 3,0%, za Srbiju 2,8%, Hrvatsku 2,5%, Sloveniju 3,1%, BiH 4,3%, Makedoniju 3,5% i Crnu Goru 4,1%. Ipak, i ovde, kao kod privrede, se može zapaziti da je porast brži u manje razvijenim republikama.

Prosečne stope rasta društvenog proizvoda po republikama su veoma slične. Ovde su razlike u korist manje razvijenih republika dosta manje. Prosečna stopa rasta druš-

Graf 6

PROIZVODNE FUNKCIJE ZA AGREGAT UKUPNO (1952–1962)



185.

Graf 7

ODSTUPANJA GODIŠNJIH VREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA ZA UKUPNO

(JUGOSLAVIJA I REPUBLIKE, 1952–1962.)

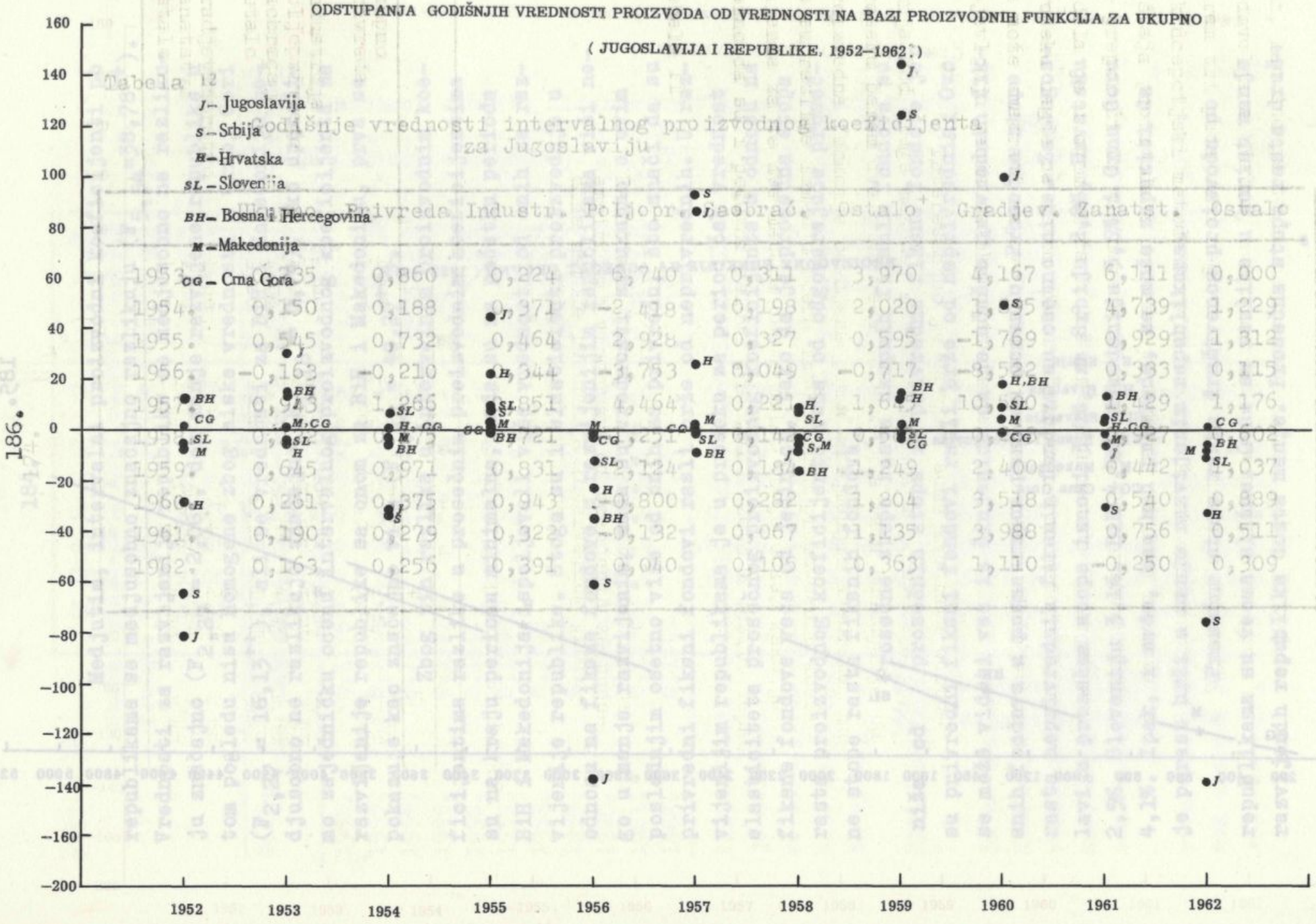


Tabela 17

Neki dinamički pokazatelji za "ukupno"
(po republikama)

Period 1952-1962.

	Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	Bosna i Hercog.	Makedonije	Crna Gora
Prosečne stope rasta (u%)							
1. Fiksnih fondova	4,3	4,1	3,7	3,7	5,6	5,5	7,7
2. Društvenog proizvoda							
a) prema proizvod. funkciji	8,6	8,5	8,2	8,7	8,9	7,6	10,3
b) na osnovu 1952. i 1962. godine	8,8	9,3	8,7	8,7	7,8	8,4	10,2
3. Proseč. proizvodnog koefic.							
a) prema proizvodnoj funkciji	4,2	4,2	4,3	4,8	3,0	2,1	2,3
b) na osnovu 1952. i 1962. godine	4,3	4,9	4,8	4,8	2,1	2,7	2,4
Elasticiteti proizvodnje u odnosu na fiksne fondove							
1952.	2,48	2,53	2,76	2,94	1,84	1,55	1,52
Prosek za period	1,96	2,03	2,17	2,25	1,50	1,37	1,30
1962.	1,65	1,67	1,80	1,84	1,36	1,26	1,19

tvenog proizvoda za Jugoslaviju iznosi prema proizvodnoj funkciji na bazi ukupnih fiksnih fondova 8,6% i daje uz prosečnu stopu rasta fiksnih fondova od 4,3% visoku stopu rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta od 4,2%. Više prosečne stope rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta za ukupno u razvijenijim republikama su odraz takvih razlika u privredi, s tim da su ovde prosečne stope rasta za Makedoniju i Crnu Goru ipak veće od 2%, dok je proizvodni koeficijent za privredu u tim republikama približno konstantan. Naravno, na kraju perioda je stopa porasta prosečnog proizvodnog koeficijenta već niža jer elasticiteti prosečnog proizvodnog koeficijenta u odnosu na fiksne fondove dosta brzo opadaju. Detaljniju analizu ćemo dati u odeljcima o privredi i pojedinim sektorima.

*

* *

Ovaj odeljak je razmatrao odnos izmedju društvenog proizvoda i ukupnih fiksnih fondova. Proizvodne funkcije su dale zadovoljavajuće rezultate u svim republikama, empirički odnosi odgovaraju pretpostavci konstantnog intervalnog proizvodnog koeficijenta. Pošto su neproizvodni fiksni fondovi rasli osetno sporije od privrednih fiksnih fondova, prosečna stopa rasta ukupnih fiksnih fondova je takodje niža, tako da je rastući trend ukupnog prosečnog proizvodnog koeficijenta značajan u svim republikama. Ovaj je trend izrazitiji u razvijenijim republikama, uz visoke stope rasta društvenog proizvoda u svim republikama porast kako privrednih tako i neproizvodnih fiksnih fondova bio je osetno viši u manje razvijenim republikama.

Intervalni proizvodni koeficijent za"ukupno"u razvijenijim republikama je viši od proizvodnog koeficijenta za BiH i Makedoniju, dok je odgovarajući koeficijent za Crnu Goru osetno niži. Pošto su prosečni proizvodni koeficijenti veoma slični, sa izuzetkom Crne Gore, razvijenije republike takodje ispoljavaju više vrednosti elasticiteta proizvodnje u odnosu na fiksne fondove. Ove su razlike pre svega rezultat odnosa u privredi koje ćemo detaljnije analizirati u sledećem odeljku.

PRIVREDA

Za posmatrani period karakterističan je brzi rast privrede uz veoma značajne promene njene strukture. Specifične karakteristike privrednih kretanja u pojedinim sektorima ili republikama obradjene su na drugom mestu. Ovde ćemo se ograničiti na prikaz kretanja proizvodnih koeficijenata za agregat koji obuhvata ranije definisane proizvodne sektore. Zbog toga je za ovaj proizvodni koeficijenat upotrebljavan i termin globalni proizvodni koeficijent.

Kao što se moglo očekivati na osnovu kretanja u pojedinim komponentama, tj. sektorima, prosečni proizvodni koeficijent za privredu ispoljava prema Kendallovom testu značajan porast u svim republikama osim Makedonije i Crne Gore. U razvijenijim republikama industrija, saobraćaj i sektor ostalo+ pokazuju značajno rastući trend odgovarajućeg proizvodnog koeficijenta, dok je nešto niži porast u BiH posledica toga što ova tendencija ovde nije ispoljena i u sektoru ostalo+. U Makedoniji i Crnoj Gori jedino proizvodni koeficijent za saobraćaj značajno raste, što nije dovoljno da bi rastući trend bio značajan i za celu privredu. Potrebno je istaći da prosečni proizvodni koeficijenti kako za celu privredu tako i za svaki od četiri sektora pojedinačno u posmatranom periodu u svim republikama ili rastu ili su približno konstantni, dok se ni u jednom slučaju ne pojavljuje značajna tendencija smanjenja.

Interesantno je pokušati razdvojiti razlike između vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata za privredu (u tabeli 18) na razlike u sektorskoj strukturi* pojedinih republika i na razlike koje proističu iz različitih vrednosti sektorskih proizvodnih koeficijenata. Ovo razdva-

---

* Naravno, samo što se tiče podele na ovde definisana četiri sektora, razlike u strukturi unutar tih agregata pojavljuju se kao razlike u vrednosti sektorskih proizvodnih koeficijenata.

Tabela 18

Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za privredu (po republikama)

	Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
1952.	0,2282	0,2342	0,2121	0,2112	0,2584	0,2762	0,2030
1953.	0,2569	0,2838	0,2344	0,2212	0,2670	0,3182	0,2159
1954.	0,2537	0,2652	0,2456	0,2426	0,2471	0,3035	0,2004
1955.	0,2762	0,2943	0,2687	0,2579	0,2616	0,3287	0,2088
1956.	0,2537	0,2682	0,2490	0,2472	0,2281	0,3070	0,1934
1957.	0,2973	0,3405	0,2860	0,2679	0,2608	0,3270	0,2043
1958.	0,2917	0,3149	0,2847	0,2860	0,2606	0,3387	0,1796
1959.	0,3240	0,3813	0,2982	0,2917	0,2978	0,3306	0,1846
1960.	0,3268	0,3610	0,3112	0,3132	0,3057	0,3360	0,1892
1961.	0,3239	0,3444	0,3154	0,3243	0,3065	0,3236	0,2193
1962.	0,3201	0,3448	0,3110	0,3262	0,2967	0,3136	0,2052

janje vrši se na način analogan načinu za izračunavanje indeksa strukturne komponente i standardizovanog indeksa globalnog proizvodnog koeficijenta kod promena sektorske strukture i sektorskih proizvodnih koeficijenata u vremenu.

Razlika je u tome što se ovde uporedjenje vrši za isti vremenski momenat odnosno period, a uporedjuju se vrednosti za Jugoslaviju u celini sa odgovarajućim vrednostima za pojedine republike. Hipotetički agregati koji se ovde formiraju su* p_{Jj} (kakva bi bila vrednost proizvodnog koeficijenta za privredu ako bi se kombinovali sektorski proizvodni koeficijenti za Jugoslaviju u celini sa sektorskom strukturom j-te republike) i p_{jJ} (proizvodni koeficijent sa vrednostima sektorskih proizvodnih koeficijenata j-te republike i jugoslovenskom sektorskom strukturom privrede).

Slična je takodje i interpretacija indeksa odnosa tih agregata. Tako I_j pokazuje koliko je globalni proizvodni koeficijent za j-tu republiku veći od globalnog proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju u celini. $I_{w(J)}$ i

$$I_j = \frac{p_{jj}}{p_{JJ}} \qquad I_{w(J)} = \frac{p_{Jj}}{p_{JJ}} \qquad I_{w(j)} = \frac{p_{jj}}{p_{jJ}}$$

$$I_{p(J)} = \frac{p_{jJ}}{p_{JJ}} \qquad I_{p(j)} = \frac{p_{jj}}{p_{Jj}}$$

$I_{w(j)}$ pokazuju da li je sektorska struktura fiksnih fondova j-te republike povoljnija ili ne od one za Jugoslaviju u celini, s tim da se u prvom slučaju ponderi sektorski proizvodni koeficijenti za Jugoslaviju, a u drugom za dotičnu republiku. $I_{p(J)}$ i $I_{p(j)}$ označavaju odnos globalnog proizvodnog koeficijenta za j-tu republiku i onog za Jugoslaviju u celini ukoliko bi bila sektorska struktura fiksnih fondova standardizovana. U prvom slučaju je standard jugoslovenska

---

* Prvi indeks odnosi se, kao i ranije, na sektorske proizvodne koeficijente, a drugi na sektorsku strukturu privrede. Tako p_{JJ} označava globalni proizvodni koeficijent za Jugoslaviju, a p_{jj} globalni proizvodni koeficijent za j-tu republiku.

Tabela 19

Razlike u strukturi i sektorskim prosečnim proizvodnim koeficijentima izmedju pojedinih republika i Jugoslavije u celini

Prosečne vrednosti za period 1952-1962.

	p_{jj}	I_j	p_{Jj}	p_{jJ}	$I_{w(J)}$	$I_{w(j)}$	$I_{p(J)}$	$I_{p(j)}$
Srbija	0,3218	110,0	0,3002	0,3150	102,6	102,1	107,7	107,2
Hrvatska	0,2791	95,4	0,2747	0,2978	93,9	93,7	101,8	101,6
Slovenija	0,2760	94,4	0,2864	0,2715	97,9	101,7	92,8	96,4
BiH	0,2749	94,0	0,3121	0,2770	106,7	99,3	94,7	88,1
Makedonija	0,3187	109,0	0,3046	0,3080	104,1	103,5	105,3	104,6
Crna Gora	0,2015	68,9	0,2908	0,2093	99,4	96,3	71,6	69,3

$p_{JJ} = 0,2925$

J = Jugoslavija j = 1,2 ..... 6, tj.odgovarajuća republika

a u drugom republička struktura fiksnih fondova. Drugim rečima, ovim indikatorom je dat sumarni odnos razlika u sektorskim proizvodnim koeficijentima jer je uticaj različitih struktura eliminisan.

Tabela 19 daje odgovarajuće vrednosti za prosek perioda, dok su u tabeli 20 dati rezultati za 1952. i 1962. godinu na bazi vrednosti iz sektorskih proizvodnih funkcija. Radi ilustracije su u prilogu (tabela V-4) dati i rezultati na osnovu empiričkih vrednosti za 1952. i 1962. godinu. Zaključci su slični. Analizirajući godišnje vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata za privredu u tabeli 18 dolazimo do zaključka da grupu sa nešto višim prednostima čine Srbija i Makedonija, zatim Hrvatska, Slovenija i BiH, dok se Crna Gora po nižim vrednostima razlikuje i od ovih. Ovaj utisak, dobijen rangiranjem po godinama, potvrdjuju vrednosti I_J koje se odnose na prosečne vrednosti za ceo period. Osim za Crnu Goru, odstupanja su do 10% naviše i do 6% naniže.

Interesantno je da Srbija i Makedonija pokazuju kako povoljniju strukturu tako i više sektorske proizvodne koeficijente. Osetnije nepovoljniju strukturu ima jedino Hrvatska, dok u Sloveniji, BiH i Crnoj Gori uzrok nižoj vrednosti globalnog proizvodnog koeficijenta treba tražiti u vrednostima sektorskih proizvodnih koeficijenata. U Sloveniji vrednost za poljoprivredu i delimično za saobraćaj osetnije odstupaju naniže od odgovarajućih sektorskih vrednosti za druge republike odnosno od vrednosti za Jugoslaviju u celini.* U BiH i Crnoj Gori su to industrija i sektor ostalo.+

Ako pogledamo odgovarajuće vrednosti za početak i kraj perioda da bismo videli i promene u toku perioda, u nekim slučajevima se mogu zapaziti osetne razlike. Na početku perioda ima daleko najviši globalni proizvodni koeficijent Makedonija i sva ta razlika je praktično rezultat viših vrednosti sektorskih proizvodnih koeficijenata. Srbija, Hrvatska i BiH pokazuju približno isti odnos kao i ranije.

---

* Vidi tabelu SL-1 u prilogu.

Tabela 20

Razlike u strukturi i sektorskim prosečnim proizvodnim koeficijentima izmedju pojedinih republika i Jugoslavije u celini

Za 1952.i 1962. godinu na bazi sektorskih proizvodnih funkcija

	p_{jj}	I_j	p_{Jj}	p_{jJ}	$I_{w(J)}$	$I_{w(j)}$	$I_{p(J)}$	$I_{p(j)}$
				1952.				
Srbija	0,2673	113,1	0,2503	0,2538	105,9	105,3	107,4	106,8
Hrvatska	0,2235	94,6	0,2245	0,2347	95,0	95,3	99,1	99,6
Slovenija	0,2042	86,4	0,2212	0,2066	93,6	98,8	87,5	92,3
BiH	0,2241	94,8	0,2425	0,2304	102,6	97,2	97,5	92,4
Makedonija	0,2984	126,3	0,2419	0,3010	102,4	99,1	127,4	123,3
Crna Gora*	0,2126	90,0	0,2435	0,2089	103,1	101,7	88,4	87,3
p_{JJ} = 0,2363								
				1962.				
Srbija	0,3689	110,8	0,3388	0,3652	101,7	101,0	109,6	108,9
Hrvatska	0,3228	96,9	0,3122	0,3456	93,7	93,4	103,7	103,4
Slovenija	0,3262	97,9	0,3309	0,3191	99,3	102,2	95,8	98,5
BiH	0,3026	90,8	0,3571	0,3060	107,2	98,9	91,9	84,7
Makedonija	0,3278	98,4	0,3485	0,3132	104,2	104,7	94,3	94,1
Crna Gora*	0,2186	65,6	0,3290	0,2355	98,8	92,8	70,7	66,5
p_{JJ} = 0,3331								

* Vrednost za industriju ocenjena na osnovu funkcija za potperiode.

Interesantno je da Slovenija na početku perioda pokazuje najnižu vrednost globalnog proizvodnog koeficijenta (čak nižu od Crne Gore), koja je delimično rezultat nepovoljnije strukture[x] a više niskih vrednosti proizvodnih koeficijenata za poljoprivredu i saobraćaj u Sloveniji. Standardizovani indeks globalnog proizvodnog koeficijenta je ipak najniži u Crnoj Gori, ali se u 1952. godini jedino proizvodni koeficijent u saobraćaju pokazuje osetno nižim od odgovarajućih vrednosti za druge republike.

Zbog razlika u dinamici prosečnih sektorskih proizvodnih koeficijenata izmedju nekih republika kao i različitih strukturnih promena u 1962. godini situacija je osetno izmenjena.

Sada je jedino vrednost globalnog proizvodnog koeficijenta za Srbiju veća od one za Jugoslaviju, dok su joj vrednosti za Makedoniju, Sloveniju i Hrvatsku već veoma bliske. Zbog odsustva porasta sektorskih proizvodnih koeficijenata, sa izuzetkom saobraćaja, globalni proizvodni koeficijent za Crnu Goru je relativno opao na približno dve trećine vrednosti za Jugoslaviju u celini.

U Srbiji je struktura još uvek nešto povoljnija, ali je viša vrednost proizvodnog koeficijenta ovde praktično rezultat viših sektorskih proizvodnih koeficijenata, od kojih se najviše izdvaja od drugih onaj za sektor ostalo[+]. U Hrvatskoj, gde je standardizovani indeks takodje veći od loo zbog visoke vrednosti proizvodnog koeficijenta u industriji, struktura se i dalje pokazuje kao najnepovoljnija zbog visokog učešća saobraćaja. U ostalim republikama su standardizovani indeksi manji od loo, u Sloveniji zbog nižih vrednosti proizvodnih koeficijenata u poljoprivredi i delimično saobraćaju,u Makedoniji u industriji i sektoru ostalo[+].

---

x Nepovoljna struktura u odnosu na Jugoslaviju u celini ogleda se u višem učešću saobraćaja i nižem učešću poljoprivrede u Sloveniji. Naime, treba imati u vidu da je u 1952. godini u Jugoslaviji proizvodni koeficijent za poljoprivredu veći od onoga za industriju, što nije slučaj u Sloveniji.

Vrednost za sektor ostalo[+] je uopšte niža u svim manje razvijenim republikama, osetnije nižoj vrednosti indeksa doprinosi u BiH i u Crnoj Gori još industrija, s tim da je vrednost za industriju u Crnoj Gori, delimično zbog neaktiviranih investicija, toliko niža da je zbog toga i globalni proizvodni koeficijent van proporcija sa onima za druge republike.

Sektorska struktura fiksnih fondova je u 1962. godini povoljnija i u Makedoniji, dok zaključci za Sloveniju i BiH zavise od primenjene ponderacije. U BiH je prosečni proizvodni koeficijent za poljoprivredu pa i za saobraćaj viši, tako da ponderacija sa njima daje indeks strukturnih razalika niži od 100, dok kod ponderacije sa jugoslovenskim proizvodnim koeficijentima veoma visok koeficijent za industriju u vezi sa visokim učešćem industrije u fiksnim fondovima BiH pokazuje sektorsku strukturu BiH kao veoma povoljnu. U slučaju Slovenije iz sličnih razloga alternativne ponderacije daju obrnuti redosled. Dakle, u slučajevima gde se neki sektorski proizvodni koeficijenti iz specifičnih razloga osetno razlikuju od vrednosti za Jugoslaviju primena samo jednog sistema ponderacije ne bi omogućila da se adekvatno prikaže uticaj razlika u strukturi.

Moglo bi se reći da su globalni proizvodni koeficijenti za republike, sa izuzetkom Crne Gore, u 1962. godini u celini sličniji nego ranije. Kao republika sa nepovoljnijom strukturom izdvaja se Hrvatska i delimično Crna Gora, ali strukturne razlike što se tiče ova četiri sektora ipak nisu velike. Veće su razlike u sektorskim proizvodnim koeficijentima čiji su sumarni izraz indeksi $I_{p(J)}$ i $I_{p(j)}$, mada i te razlike nisu toliko velike da se ne bi moglo govoriti o istom redu veličina. Jedino je vrednost za Crnu Goru osetno niža. Ove vrednosti predstavljaju kako razlike u strukturi unutar ovde definisanih sektora tako i razlike u drugim faktorima koji utiču na vrednost sektorskih proizvodnih koeficijenata po republikama.

Jedan od tih faktora je udeo investicija u toku u fiksnim fondovima na licu mesta. Na osnovu informacija ko-

je nam pruža tabela V-1u prilogu može se konstatovati da proizvodni koeficijenti na bazi aktiviranih fiksnih fondova ne bi bili mnogo viši po sektorima osim u slučaju industrije. Zbog toga ćemo ovaj efekat detaljnije obraditi za sektor industrije, za privredu procenat investicija u toku u novoj vrednosti fiksnih fondova u Jugoslaviji iznosi u 1963. godini 5,1%. Od republika je osetno veći jedino u Crnoj Gori gde iznosi 16%. Ukoliko primenimo taj odnos na vrednosti za 1962. godinu, prosečni proizvodni koeficijent za privredu na bazi aktiviranih fiksnih fondova iznosio bi u Jugoslaviji 0,3373, a u Crnoj Gori 0,2443. Indeks I_j bi se time povećao na 72,4. Mada je veći udeo investicija u toku u privredi Crne Gore svakako jedan od faktora koji utiče na nižu vrednost proizvodnog koeficijenta za tu republiku on objašnjava samo jedan manji deo te razlike.

Proizvodne funkcije za privredu

Proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova za privredu Jugoslavije i republika pokazuju visok stepen pouzdanosti. Svi koeficijenti korelacije su visoki, takodje i autokorelacija odstupanja nije značajna. Ovo poslednje važi za sve slučajeve ukoliko primenimo von Neumannov test, dok su prema Theil-Nagarovoj aproksimaciji odstupanja za BiH značajno autokorelirana. Durbin-Watsonov test za slučaj BiH ne daje odredjen sud. Može se zaključiti da uprkos odredjenim drugačijim tendencijama u nekim sektorima po republikama proizvodne funkcije za privredu daju posve zadovoljavajuće rezultate i mogu se smatrati linearnim.

Raspored odstupanja od regresionih pravih jasno pokazuje uticaj godišnjih varijacija poljoprivredne proizvodnje, koje su ublažene odnosno pojačavane pre svega karakterističnim kretanjem u industriji. Ipak, i ovde se može zapaziti da su vrednosti za republike u pojedinim godinama u većini slučajeva skoncentrisane sa iste strane nulte linije, što upućuje na zaključak da su ova odstupanja u velikoj meri rezultat faktora koji su istovremeno delovali u celoj zemlji.

Intervalne proizvodne koeficijente za privredu

Tabela 21

Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za privredu
(za Jugoslaviju i po republikama)

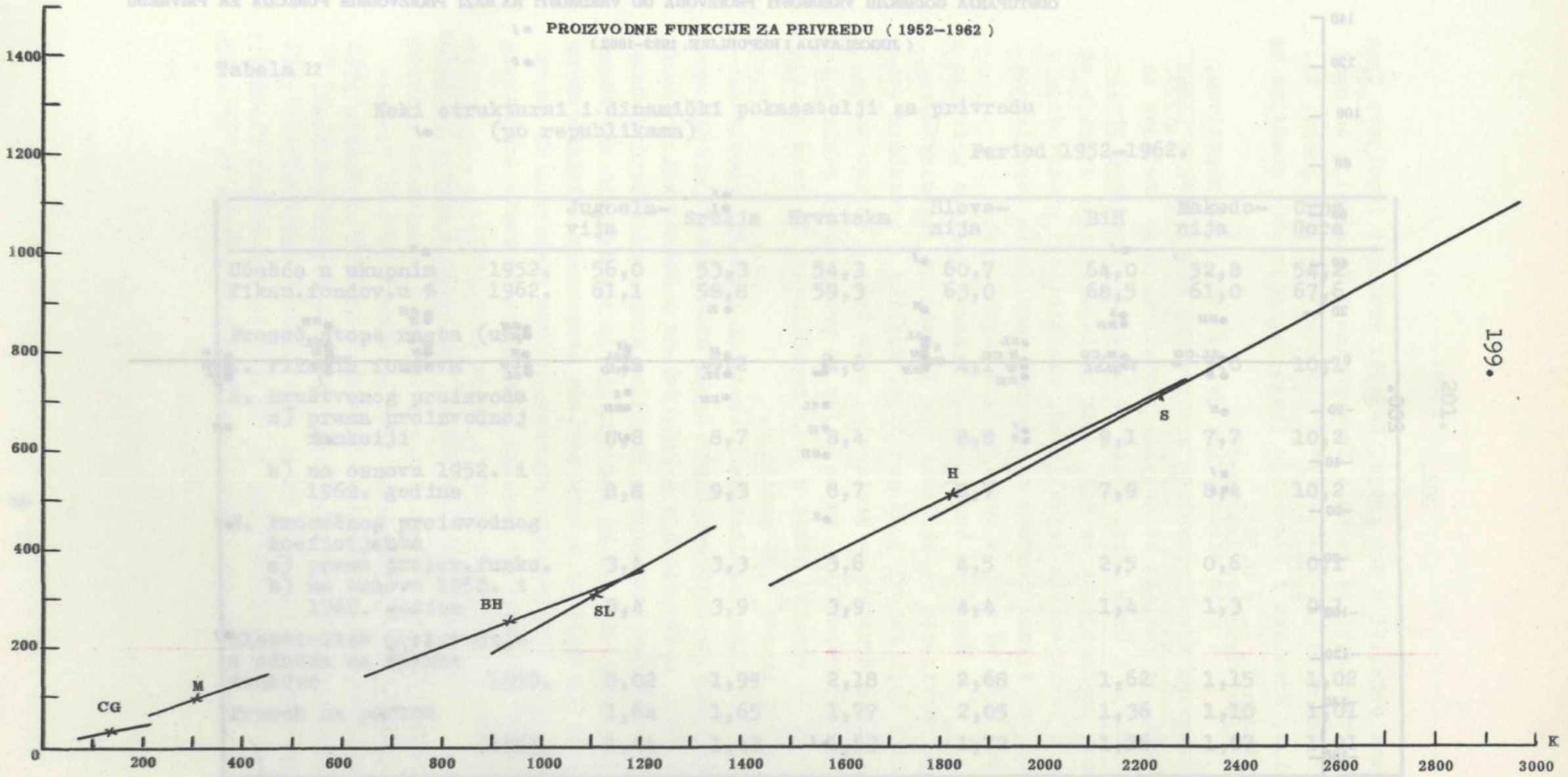
Vremenska serija 1952-1962.

	Intervalni proizvodni koeficij. a	Standardna greška SE_a	Slobodan član b	Koeficijent korelacije r_{PK}	Durbin Watson d	Von Neumann vN	Prosečni proizv.koeficij. Interval teoretskih vrednosti $p_{52} - p_{62}$	Prosek za period $\bar{p}_{52-62}$
Jugoslavija	0,4789	0,0264	-1227,6	0,987	2,19	2,41	0,2373-0,3332	0,2914
Srbija	0,5250	0,0512	- 465,9	0,960	1,96	2,16	0,2635-0,3673	0,3177
Hrvatska	0,4922	0,0215	- 389,0	0,991	2,24	2,47	0,2258-0,3227	0,2787
Slovenija	0,5664	0,0175	- 320,0	0,996	2,03	2,24	0,2112-0,3293	0,2766
BiH	0,3742	0,0354	- 92,7	0,962	1,11+	1,22	0,2310-0,2970	0,2749
Makedonija	0,3518	0,0208	- 9,7	0,985	1,58	1,74	0,3066-0,3289	0,3202
Crna Gora	0,2022	0,0150	- 0,3	0,976	1,62	1,78	0,1984-0,2008	0,2000

+ Nivo signifikantnosti 5%

Graf 8

PROIZVODNE FUNKCIJE ZA PRIVREDU (1952–1962)



Graf 9

ODSTUPANJA GODIŠNJIH VREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA ZA PRIVREDU

(JUGOSLAVIJA I REPUBLIKE, 1952–1962.)

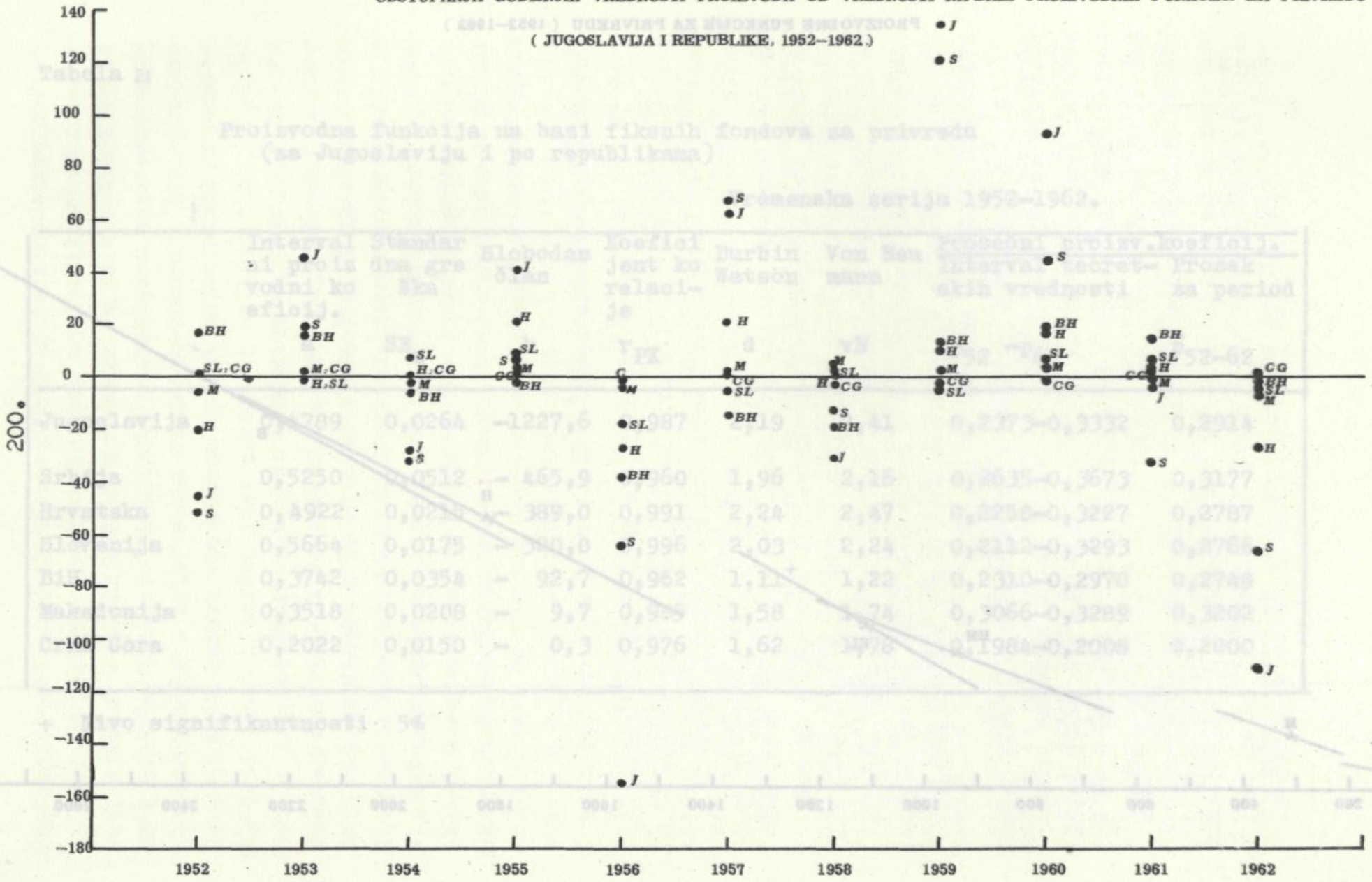


Tabela 22

Neki strukturni i dinamički pokazatelji za privredu
(po republikama)

Period 1952-1962.

		Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
Učešće u ukupnim fiksn.fondov.u %	1952.	56,0	53,3	54,3	60,7	64,0	52,8	54,2
	1962.	61,1	58,8	59,3	63,0	68,5	61,0	67,6
Proseč.stope rasta (u%)								
1. Fiksnih fondova		5,2	5,2	4,6	4,1	6,4	7,0	10,1
2. Društvenog proizvoda								
a) prema proizvodnoj funkciji		8,8	8,7	8,4	8,8	9,1	7,7	10,2
b) na osnovu 1952. i 1962. godine		8,8	9,3	8,7	8,7	7,9	8,4	10,2
3. Prosečnog proizvodnog koeficijenta								
a) prema proizv.funkc.		3,4	3,3	3,6	4,5	2,5	0,6	0,1
b) na osnovu 1952. i 1962. godine		3,4	3,9	3,9	4,4	1,4	1,3	0,1
Elasticitet proizvodnje u odnosu na fiksne fondove	1952.	2,02	1,99	2,18	2,68	1,62	1,15	1,02
Prosek za period		1,64	1,65	1,77	2,05	1,36	1,10	1,01
	1962.	1,44	1,43	1,53	1,72	1,26	1,07	1,01

možemo podeliti u tri grupe. Najnižu vrednost ispoljava Crna Gora, vrednosti za Bosnu i Hercegovinu i Makedoniju su opet značajno niže ($F_{1,48}=7,40^{+}$) od vrednosti za prvu grupu, tj. Srbiju, Hrvatsku i Sloveniju (koje se medjusobno značajno ne razlikuju $F_{2,27} = 0,38$).

U svim slučajevima je slobodni član negativan, ali rastući trend prosečnog proizvodnog koeficijenta prema t-testu, za razliku od ostalih republika, nije značajan za Makedoniju i Crnu Goru. Pošto je i porast prosečnog proizvodnog koeficijenta za BiH, mada značajan, nešto sporije od onog u razvijenijim republikama, elasticiteti proizvodnje u odnosu na fiksne fondove su u manje razvijenim republikama osetno niži od onih u razvijenijim republikama.

Nasuprot tome, porast fiksnih fondova privrede u manje razvijenim republikama bio je veći od jugoslovenskog proseka koji iznosi 5,2% godišnje. Razlike u prosečnim stopama rasta društvenog proizvoda, mada isto u korist manje razvijenih republika, su male jer je proizvodnja rasla u tom periodu po visokoj stopi u svim republikama. Za celu zemlju ova stopa iznosi 8,8% godišnje.

Kao rezultat ovih kretanja prosečni proizvodni koeficijent za privredu raste dosta brzo u razvijenijim republikama, nešto sporije u BiH, dok je u Makedoniji i Crnoj Gori praktično konstantan. Prosečna stopa rasta proizvodnog koeficijenta od 3,4% za Jugoslaviju je visoka, ali se primećuje da elasticitet u toku perioda brzo opada. Ukoliko se ne dogode neke kvalitativne promene, možemo očekivati da će se u daljem toku razvoja razlika izmedju stope rasta društvenog proizvoda i fiksnih fondova i dalje smanjivati.

Opšti trend prosečnog proizvodnog koeficijenta za privredu Jugoslavije kao i dosta veliku ujednačenost privrednih kretanja po republikama može se videti iz tzv. "cross-section" (vremenski presek) analize vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata za republike u pojedinim godinama. Naime, može se zapaziti da su te vrednosti rasporedjene približno oko neke prave čiji je nagib i po numeričkoj vrednosti dosta sličan prosečnim proizvodnim koeficijentima za privredu

Tabela 23

Proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za privredu Jugoslavije (po godinama)

Vremenski presek-republike

Godina	Koeficijent nagiba a	Standardna greška SE_a	Slobodan član b	Koeficijent korelacije r
1952.	0,2220	0,0119	+ 5,2	0,994
1953.	0,2642	0,0224	- 6,4	0,986
1954.	0,2575	0,0095	- 3,4	0,997
1955.	0,2855	0,0133	- 9,2	0,996
1956.	0,2617	0,0118	- 8,3	0,996
1957.	0,3273	0,0261	-31,6	0,988
1958.	0,3085	0,0156	-18,7	0,995
1959.	0,3637	0,0342	-46,3	0,983
1960.	0,3534	0,0200	-33,7	0,994
1961.	0,3423	0,0115	-24,6	0,998
1962.	0,3434	0,0136	-31,9	0,997

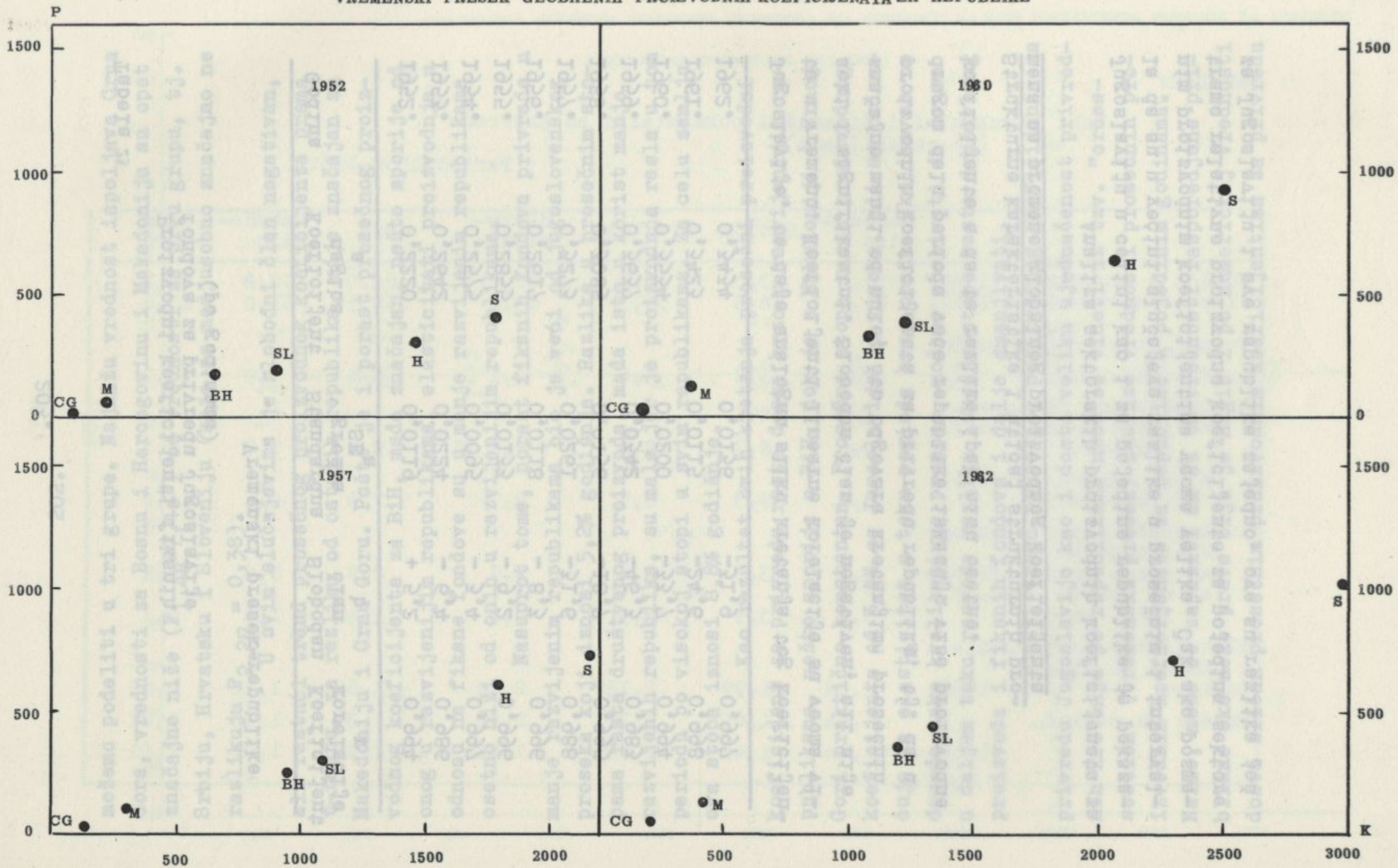
Jugoslavije, te daje analognu sliku kretanja tog koeficijenta u vremenu. Koeficijenti linearne korelacije su veoma visoki i signifikantni. Slobodan član je negativan, ali nije značajno manji od nule, što odgovara kretanjima prosečnih proizvodnih koeficijenata za privredu republika, tj. da u drugom delu perioda veće republike iskazuju više proizvodne koeficijente a da te razlike ipak nisu osetne.

Strukturne karakteristike i uticaj strukturnih promena na promene globalnog proizvodnog koeficijenta

Analiza sektorskih proizvodnih koeficijenata za Jugoslaviju u celini kao i za pojedine republike je pokazala da su u većini slučajeva razlike u prosečnim i intervalnim proizvodnim koeficijentima veoma velike. Čak ako posmatramo relativne proizvodne koeficijente za pojedine sektore za Jugoslaviju i sve republike zajedno, ove su razlike još

Graf 10

VREMENSKI PRESEK GLOBALNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA ZA REPUBLIKE



uvek veoma izrazite, mada su dosta blaže nego po pojedinim republikama. Ovo poslednje važi naročito za slučaj industrije i poljoprivrede koji pokazuju u pojedinim republikama suprotne odnose. Dok se relativni proizvodni koeficijenti za

Tabela 24

Distribucija frekvencija relativnih proizvodnih koeficijenata za Jugoslaviju i republike

Period 1952-1962.

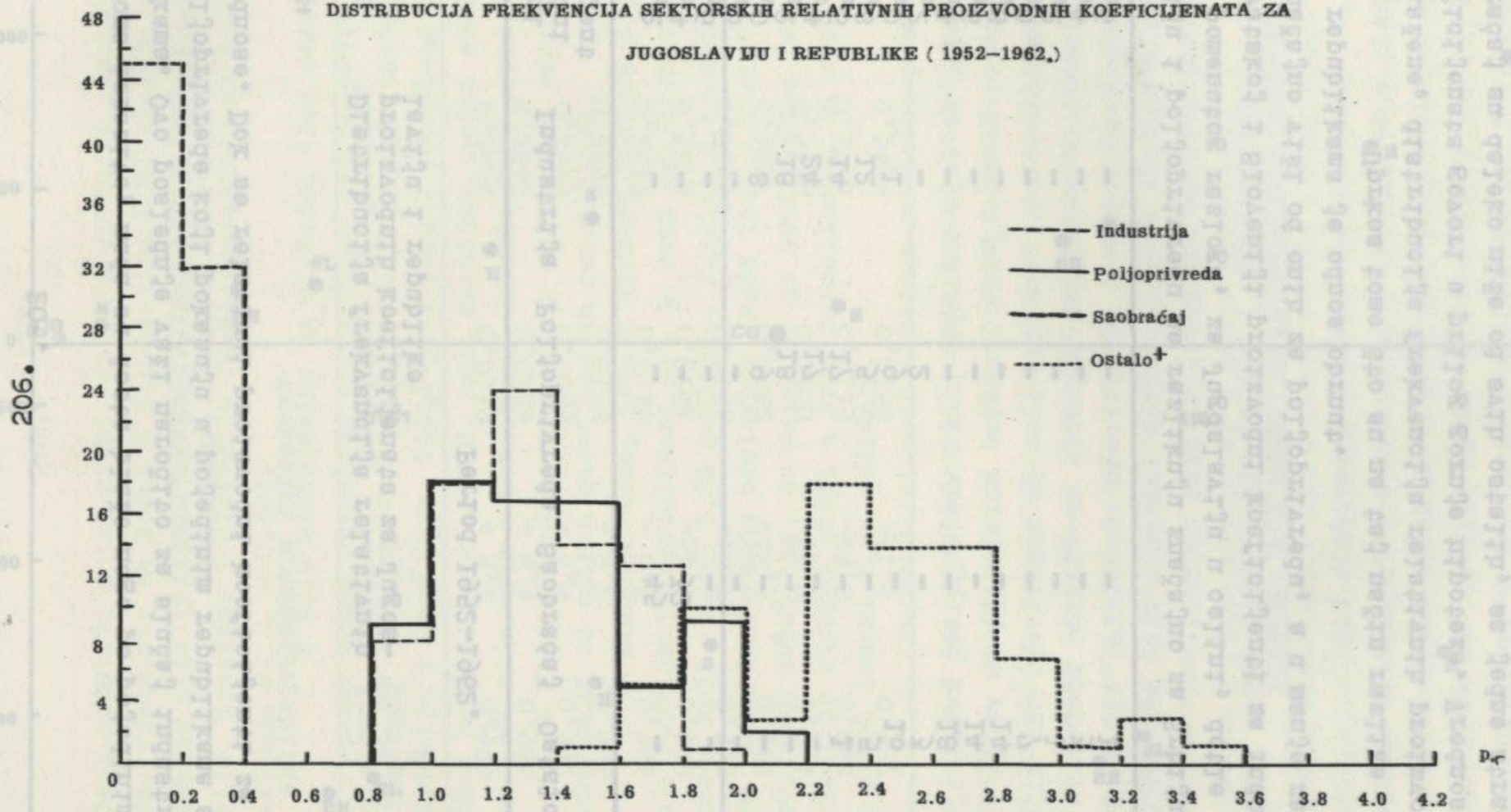
Relativni proizvodni koeficijent	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+
0 - 0,2	-	-	45	-
0,2 - 0,4	-	-	32	-
0,4 - 0,6	-	-	-	-
0,6 - 0,8	-	-	-	-
0,8 - 1,0	8	9	-	-
1,0 - 1,2	18	18	-	-
1,2 - 1,4	24	17	-	-
1,4 - 1,6	14	17	-	1
1,6 - 1,8	12	5	-	5
1,8 - 2,0	1	9	-	10
2,0 - 2,2	-	2	-	3
2,2 - 2,4	-	-	-	18
2,4 - 2,6	-	-	-	14
2,6 - 2,8	-	-	-	14
2,8 - 3,0	-	-	-	7
3,0 - 3,2	-	-	-	1
3,2 - 3,4	-	-	-	3
3,4 - 3,6	-	-	-	1

industriju i poljoprivredu ne razlikuju značajno za Srbiju i, zbog pomenutog razloga, za Jugoslaviju u celini, dotle su u Hrvatskoj i Sloveniji proizvodni koeficijenti za industriju značajno viši od onih za poljoprivredu, a u manje razvijenim republikama je odnos obrnut.

Uprkos tome što su na taj način razlike ovde ublažene, distribucija frekvencija relativnih proizvodnih koeficijenata govori u prilog gornje hipoteze. Vrednosti za saobraćaj su daleko niže od svih ostalih, sa jedne strane, dok se vrednosti za sektor ostalo+ izdvajaju kao najviše, sa druge strane. Vrednosti relativnog proizvodnog koefi-

Graf 11

DISTRIBUCIJA FREKVENCIJA SEKTORSKIH RELATIVNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA ZA JUGOSLAVIJU I REPUBLIKE (1952–1962.)



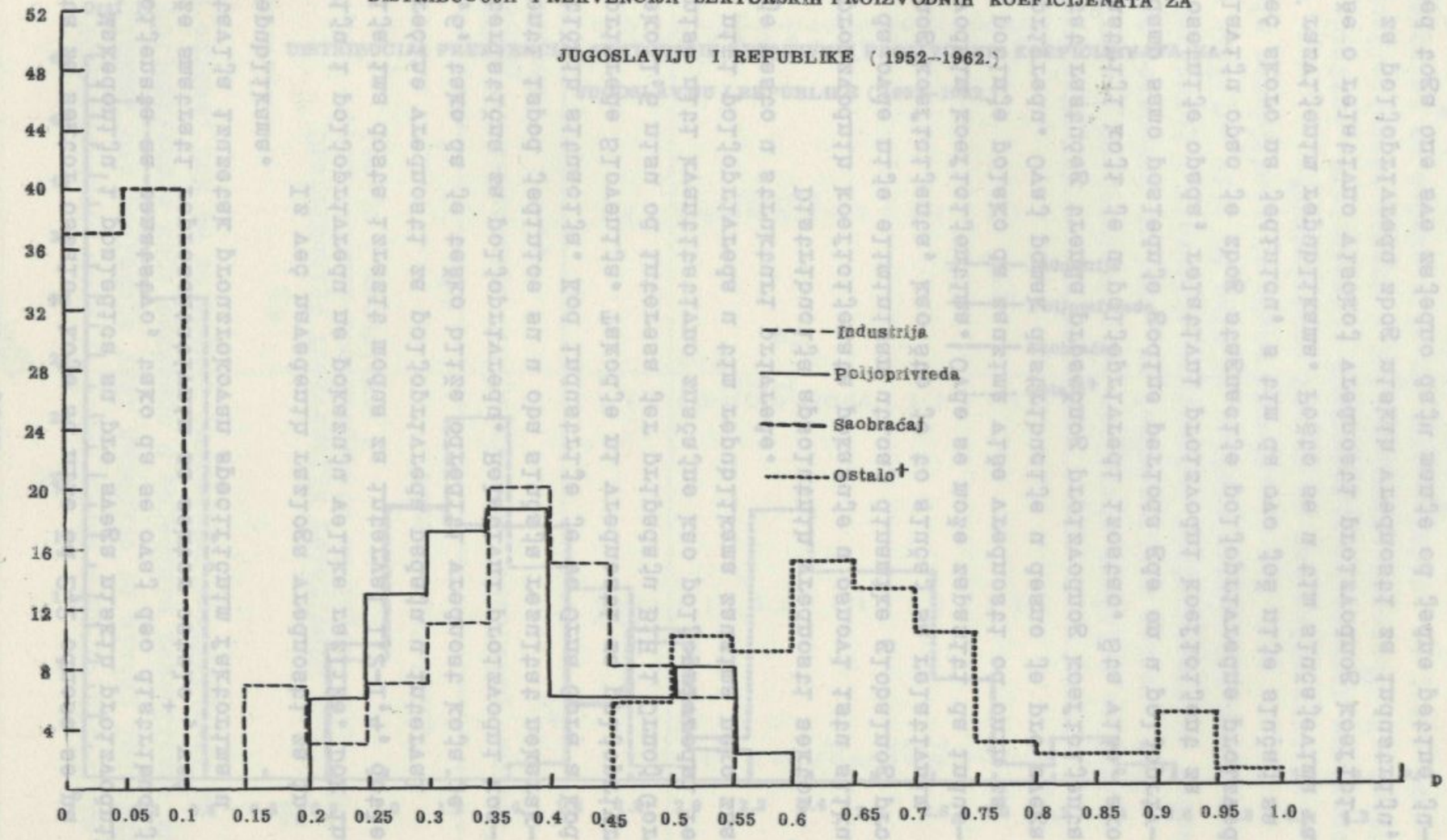
cijenta za sektor ostalo^{+} koje su niže od 2,2 odnose se na BiH i Makedoniju i posledica su pre svega niskih proizvodnih koeficijenata za zanatstvo, tako da se ovaj deo distribucije ne može smatrati reprezentativnim za sektor ostalo^{+}, već predstavlja izuzetak prouzrokovan specifičnim faktorima u tim republikama.

Iz već navedenih razloga vrednosti za industriju i poljoprivredu ne pokazuju velike razlike. Dok industrija ima dosta izrazit modus za interval 1,2-1,4, dotle dve trećine vrednosti za poljoprivredu padaju u interval 1,0-1,6, tako da je teško bliže odrediti vrednost koja je karakteristična za poljoprivredu. Relativni proizvodni koeficijenti ispod jedinice su u oba slučaja rezultat nekarakterističnih situacija. Kod industrije je to Crna Gora a kod poljoprivrede Slovenija. Takodje ni vrednosti za poljoprivredu preko 1,6 nisu od interesa jer pripadaju BiH i Crnoj Gori koje nisu niti kvantitativno značajne kao poljoprivredni rejoni, niti poljoprivreda u tim republikama zauzima neko značajnije mesto u strukturi privrede.

Distribucija apsolutnih vrednosti sektorskih proizvodnih koeficijenata pokazuje u osnovi istu sliku, s tim da ovde nije eliminisan uticaj dinamike globalnog proizvodnog koeficijenta, kao što je to slučaj sa relativnim proizvodnim koeficijentima. Ovde se može zapaziti da industrija počinje polako da zauzima više vrednosti od onih za poljoprivredu. Ovaj pomak distribucije u desno je pre svega rezultat rastućeg trenda prosečnog proizvodnog koeficijenta u industriji koji je u poljoprivredi izostao. Šta više, ako pogledamo samo poslednje godine perioda gde on u poljoprivredi osetnije opada, relativni proizvodni koeficijent za Jugoslaviju opao je zbog stagnacije poljoprivredne proizvodnje već skoro na jedinicu, s tim da ovo još nije slučaj sa manje razvijenim republikama. Pošto se u tim slučajevima radi više o relativno visokoj vrednosti proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu zbog niskih vrednosti za industriju, a pored toga one sve zajedno daju manje od jedne petine jugoslovenske poljoprivredne proizvodnje, moglo bi se pretpos-

Graf 12

DISTRIBUCUJA FREKVENCIJA SEKTORSKIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA ZA JUGOSLAVIJU I REPUBLIKE (1952–1962.)



taviti da će se ubuduće prosečni proizvodni koeficijent za industriju značajno povećati u odnosu na proizvodni koeficijent za poljoprivredu i u Jugoslaviji kao celini, kao što je to već slučaj u Hrvatskoj i Sloveniji.

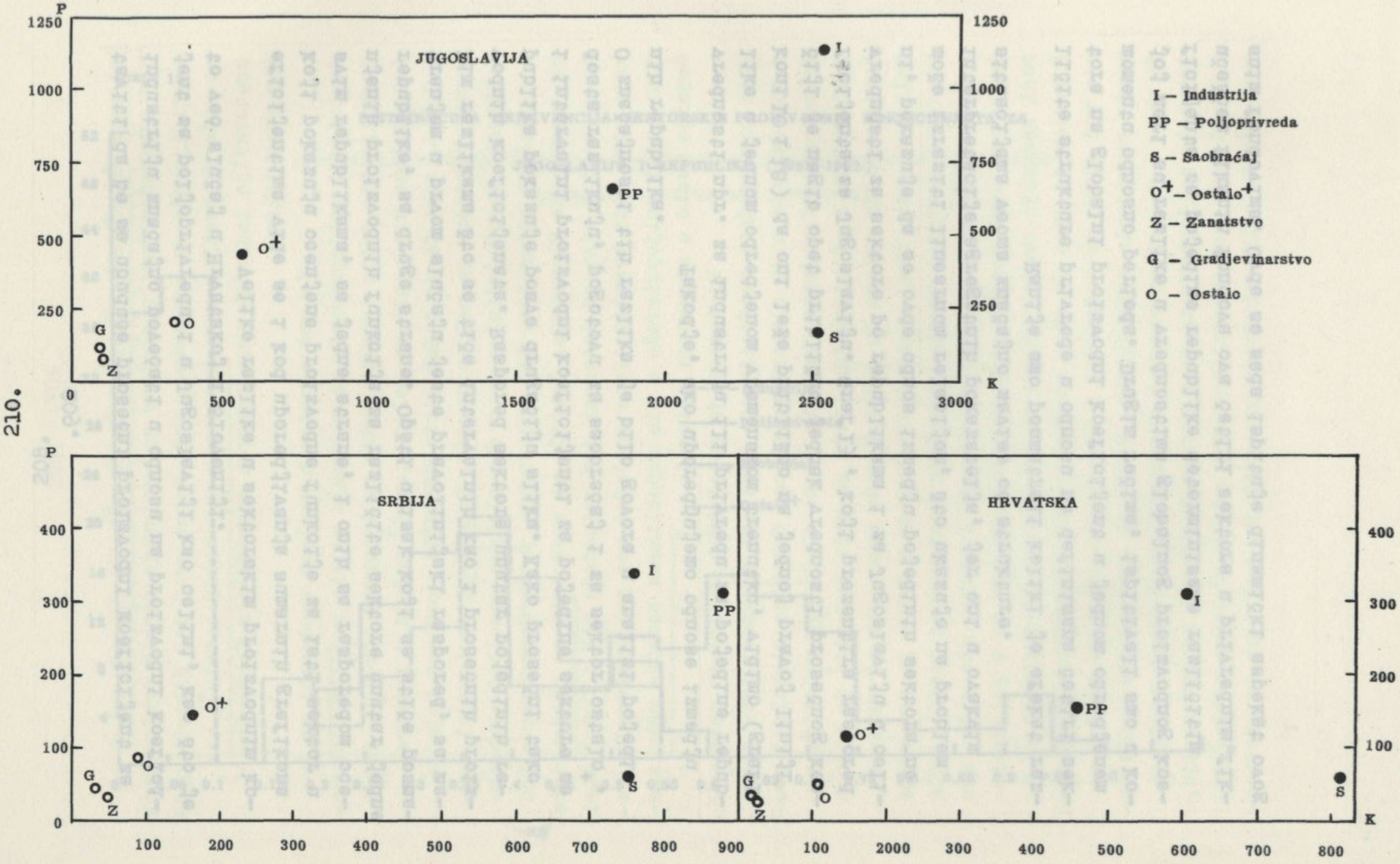
Velike razlike u sektorskim proizvodnim koeficijentima vide se i kod uporedjivanja sumarnih grafikona koji pokazuju ocenjene proizvodne funkcije za isti sektor u svim republikama, sa jedne strane, i onih sa rasporedom ocenjenih proizvodnih funkcija za različite sektore unutar jedne republike, sa druge strane. Opšti utisak koji se stiče posmatranjem u prvom slučaju jeste pravolinijski raspored, sa malim razlikama što se tiče intervalnih kao i prosečnih proizvodnih koeficijenata. Raspored sektora unutar pojedinih republika pokazuje posve drugačiju sliku. Kako prosečni tako i intervalni proizvodni koeficijenti za pojedine sektore se dosta razlikuju, pogotovu za saobraćaj i za sektor ostalo+. O značajnosti tih razlika je bilo govora u analizi pojedinih republika.

Takodje, ako uporedjujemo odnose izmedju vrednosti npr. za industriju ili privredu za pojedine republike u jednom odredjenom vremenskom trenutku, vidimo (grafikoni 10 i 18) da oni leže približno na jednoj pravoj liniji čiji je nagib opet približno jednak vrednosti prosečnog koeficijenta za Jugoslaviju. Graf 13, koji prezentira raspored vrednosti za sektore po republikama i za Jugoslaviju u celini, pokazuje da se ovde odnos izmedju pojedinih sektora ne može izraziti linearnom relacijom, što ukazuje na problem interpretacije agregatnih pokazatelja, jer oni u ovakvim situacijama veoma značajno zavise od strukture.

Ranije smo posmatrali koliki je efekat različite strukture privrede u odnosu na definisana četiri sektora na globalni proizvodni koeficijent u jednom odredjenom momentu odnosno perioda. Drugim rečima, ispitivali smo u kojoj meri su razlike u vrednostima globalnog proizvodnog koeficijenta za pojedine republike determinisane različitim učešćem fiksnih fondova ova četiri sektora u privrednim fiksnim fondovima. Ovde se sada ispituje dinamički aspekat ovog

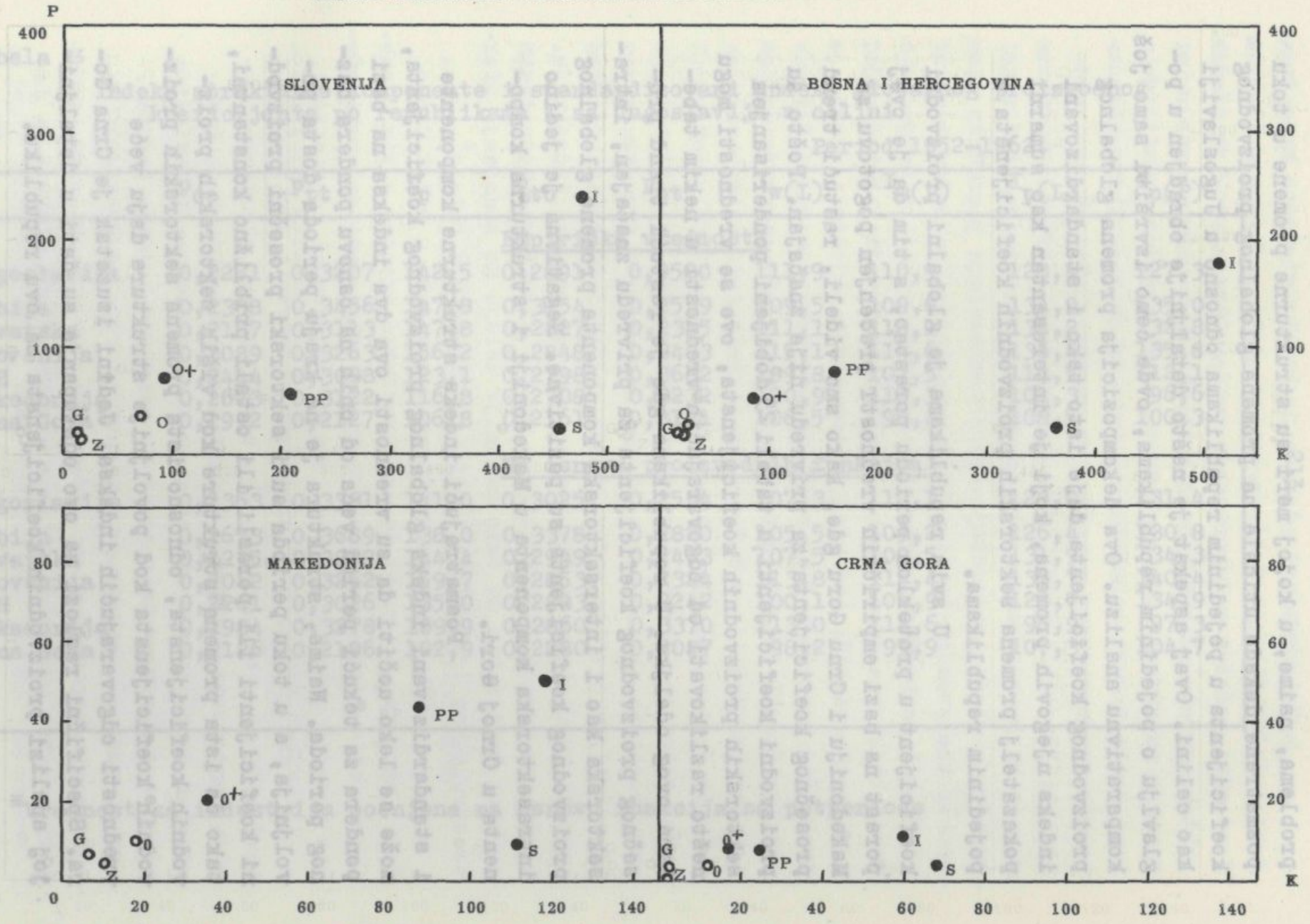
Graf 13

ODNOSI SEKTORSKIH VREDNOSTI ZA 1960. GODINU ZA JUGOSLAVIJU I REPUBLIKE



Graf 13a

ODNOSI SEKTORSKIH VREDNOSTI ZA 1960. GODINU PO REPUBLIKAMA



problema, naime, u kojoj meri su strukturne promene u toku posmatrane dekade uticale na promene globalnog proizvodnog koeficijenta u pojedinim republikama odnosno u Jugoslaviji kao celini. Ovaj aspekat je nešto detaljnije obradjen u poglavlju o pojedinim republikama, ovde ćemo izvršiti samo još komparativnu analizu. Ova dekompozicija promena globalnog proizvodnog koeficijenta daje isto tako i standardizovani indeks njegovih promena, koji je interesantan kao sumarni pokazatelj promena sektorskih proizvodnih koeficijenata u pojedinim republikama.

U svim republikama je globalni proizvodni koeficijent u proteklom periodu porastao, s tim da je ovaj porast na bazi empiričkih vrednosti precenjen pogotovu za Makedoniju i Crnu Goru gde, kako smo videli, rastući trend prosečnog koeficijenta za privredu nije značajan. Pošto su proizvodni koeficijenti u tabeli 25 dobijeni ponderisanjem sektorskih proizvodnih koeficijenata, ove se vrednosti mogu nešto razlikovati od odgovarajućih vrednosti u nekim tabelama ovog odeljka. U republikama gde je rastući trend prosečnog proizvodnog koeficijenta za privredu značajan, intrasektorska kao i intersektorska komponenta promene globalnog proizvodnog koeficijenta su pozitivne. Negativna je jedino intrasektorska komponenta u Makedoniji i strukturna komponenta u Crnoj Gori.

Posmatrajući indeks strukturne komponente i standardizovani indeks globalnog proizvodnog koeficijenta, može se lako uočiti da su vrednosti ova dva indeksa na bazi pondera za tekući period veća od onih na osnovu pondera baznog perioda. Naime, struktura je na kraju perioda dosta povoljnija, a u toku perioda su i sektorski prosečni proizvodni koeficijenti ili porasli ili ostali približno konstantni, tako da ista promena strukture kod viših sektorskih proizvodnih koeficijenata, odnosno ista promena sektorskih proizvodnih koeficijenata kod povoljnije strukture daju veće vrednosti odgovarajućih indeksa. Jedini izuzetak je Crna Gora. Specifični razlozi za ovo odstupanje su dati u detaljnijoj analizi proizvodnih koeficijenata za ovu republiku.

Tabela 25

Indeks strukturne komponente i standardizovani indeks globalnog proizvodnog koeficijenta po republikama i za Jugoslaviju u celini

Period 1952-1962.

	p_{oo}	p_{tt}	I_p	p_{to}	p_{ot}	$I_{w(L)}$	$I_{w(P)}$	$I_{p(L)}$	$I_{p(P)}$
				Empiričke vrednosti					
Jugoslavija	0,2251	0,3207	142,5	0,2891	0,2520	111,9	110,9	128,4	127,3
Srbija	0,2338	0,3456	147,8	0,3154	0,2559	109,5	109,6	134,9	135,0
Hrvatska	0,2107	0,3113	147,8	0,2827	0,2345	111,1	110,1	134,2	132,8
Slovenija	0,2089	0,3263	156,2	0,2848	0,2403	115,1	114,6	136,4	135,8
BiH	0,2444	0,3008	123,1	0,2798	0,2682	109,8	107,5	114,5	112,1
Makedonija	0,2673	0,3122	116,8	0,2708	0,3232	120,9	115,3	101,3	96,6
Crna Gora*	0,1992	0,2127	106,8	0,2161	0,2121	106,5	98,4	108,5	100,3
				Na osnovu proizvodnih funkcija					
Jugoslavija	0,2363	0,3331	141,0	0,3025	0,2534	107,3	110,1	128,0	131,4
Srbija	0,2673	0,3689	138,0	0,3378	0,2820	105,5	109,2	126,4	130,8
Hrvatska	0,2235	0,3228	144,4	0,2949	0,2403	107,5	109,5	131,9	134,3
Slovenija	0,2042	0,3262	159.7	0,2853	0,2324	113,8	114,4	139,7	140,4
BiH	0,2241	0,3026	135,0	0,2883	0,2242	100,1	104,9	128,7	134,9
Makedonija	0,2984	0,3278	109,9	0,2860	0,3370	113,0	114,6	95,9	97,3
Crna Gora*	0,2126	0,2186	102,9	0,2280	0,2087	98,2	95,9	107,3	104,7

*Vrednost za industriju ocenjena na osnovu funkcija za potperiode

Za posmatranu dekadu je karakteristično brzo opadanje učešća fiksnih fondova saobraćaja u privrednim fiksnim fondovima, učešće poljoprivrede opada sporije, dok je učešće sektora ostalo+ u razvijenijim republikama nešto poraslo, a u manje razvijenim opalo. Nasuprot tome, učešće industrije brzo raste u svim republikama, tako da je glavna crta strukturnih promena veoma povoljna za porast globalnog proizvodnog koeficijenta. Naime, porast učešća u industriji ponderisan je barem pet puta višim proizvodnim koeficijentima nego smanjenje učešća saobraćaja. Uloga saobraćaja u porastu globalnog proizvodnog koeficijenta je detaljnije analizirana u odeljku o saobraćaju. Ovde se može ipak primetiti da je indeks strukturne komponente najviši u Sloveniji i Makedoniji, gde je, pored BiH, pad učešća saobraćaja najveći a ujedno je praktično za isto toliko povećano učešće industrije. Nešto niže vrednosti indeksa strukturne komponente pokazuju Srbija i Hrvatska. Mada je u BiH učešće fiksnih fondova saobraćaja najviše opalo i učešće industrije poraslo od 30% na skoro jednu polovinu, efekat strukturne komponente je ovde mali zbog toga što je pozitivan efekat što se tiče ova dva sektora smanjen osetnim padom učešća poljoprivrede čiji je proizvodni koeficijent u BiH znatno veći od onog za industriju. Slični su uzroci i za negativan efekat strukturne komponente u Crnoj Gori s tim da tamo osetnije deluje na smanjenje efekta strukturne komponente i pad učešća sektora ostalo+.

Niži indeks strukturne komponente u BiH i Crnoj Gori, naravno, ne znači da su strukturne promene u tim republikama bile manje izrazite već predstavlja samo računski efekat promena u strukturi na globalni proizvodni koeficijent, a taj efekat zavisi i od vrednosti sektorskih proizvodnih koeficijenata kao pondera. Ako bismo promene strukture fiksnih fondova po pojedinim republikama ponderisali sa vrednostima sektorskih proizvodnih koeficijenata za Jugoslaviju indeksi strukturne komponente bi pokazivali manje razlike. Ako za pondere odaberemo vrednosti za 1962. godinu kada je proizvodni koeficijent za industriju već veći od onog za poljoprivredu, indeks strukturne komponente iznosio bi za Ju-

goslaviju 110,1, za Srbiju 109,0, za Hrvatsku 107,9, za Sloveniju 111,6, za BiH 112,4, za Makedoniju 115,4 i za Crnu Goru 109,2. Kako vidimo, sve su strukturne promene išle u istom pravcu ali su na republički globalni proizvodni koeficijent kvantitativno drukčije delovale zbog različitih odnosa sektorskih proizvodnih koeficijenata po republikama.

Ukratko, mada su u proteklom periodu sektorski proizvodni koeficijenti u svim republikama ili rasli ili bili približno konstantni tako da se moglo očekivati da će porast globalnog proizvodnog koeficijenta biti pre svega rezultanta takvih tendencija u sektorima, strukturne promene takodje predstavljaju znatnu pozitivnu komponentu porasta globalnog proizvodnog koeficijenta.

Ovaj je efekat još daleko veći ako se posmatra ukupni proizvodni koeficijent. Naime, u tom periodu je znatno porastao udeo proizvodnih fiksnih fondova u ukupnim fiksnim fondovima. Ovaj je porast pogotovo velik u Makedoniji i Crnoj Gori (vidi tabelu 22), zbog čega ukupni proizvodni koeficijent za te dve republike pokazuje značajan porast u tom periodu što nije slučaj sa globalnim prosečnim proizvodnim koeficijentom.

Tabela 26

Indeksi strukturne komponente za ukupni proizvodni koeficijent na bazi sektorskih proizvodnih funkcija

1952-1962.

	$I_{w(L)}$	$I_{w(P)}$
Jugoslavija	117,1	120,1
Srbija	116,4	120,4
Hrvatska	117,4	119,5
Slovenija	118,1	118,7
BiH	107,1	112,2
Makedonija	130,5	132,4
Crna Gora	122,5	119,6

Standardizirani indeksi ukupnog proizvodnog koeficijenta koji odgovaraju ovim vrednostima su oni (na osnovu

proizvodne funkcije) iz tabele 25 . Ovako definisan strukturni efekat je sada najviši u Makedoniji i Crnoj Gori, ali je i u svim ostalim republikama osetno viši od efekta promene strukture samo unutar privrede.

Razlike u dinamici proizvodnog koeficijenta za privredu

Standardizirani indeksi globalnog proizvodnog koeficijenta pokazuju visoke vrednosti za Srbiju, Hrvatsku, Sloveniju i BiH, dok su vrednosti za Makedoniju i Crnu Goru osetno niže. Dok trend prosečnog proizvodnog koeficijenta za privredu u prve četiri republike pokazuje značajan porast, dotle u Makedoniji i Crnoj Gori taj porast nije značajan. Na osnovu ove dve konstatacije se može zaključiti da je u Makedoniji i Crnoj Gori porast globalnog proizvodnog koeficijenta izostao zbog toga što je tendencija porasta sektorskih proizvodnih koeficijenata značajna samo za saobraćaj. U ostalim republikama porast nije značajan samo u poljoprivredi, a u BiH i u sektoru ostalo+. Dakle, odlučujući faktor porasta globalnog proizvodnog koeficijenta u tim republikama jesu intrasektorske promene dok se efekat strukturnih promena, mada takodje pozitivan i kvantitativno znatan, samo još superponira.

Pošto su prosečni globalni proizvodni koeficijenti u pojedinim republikama slični, izuzev Crne Gore, glavne razlike u dinamici tih koeficijenata proizilaze iz razlika u intervalnim proizvodnim koeficijentima. Zbog toga je od interesa da se ispita u kolikoj meri te razlike u intervalnim proizvodnim koeficijentima izmedju razvijenijih i manje razvijenih republika proizilaze iz razlika u strukturi novih investicija u odnosu na posmatrana četiri sektora.

Tabela 27, koja dekomponuje ove razlike na razlike u strukturi novih investicija i razlike u sektorskim intervalnim proizvodnim koeficijentima izmedju vrednosti za pojedine republike i Jugoslaviju u celini na sličan način kao što je to na početku ovog odeljka izvedeno za prosečne proizvodne koeficijente, se bazira na vrednostima sektorskih intervalnih proizvodnih koeficijenata iz odgovaraju-

Tabela 27

Razlike u strukturi novih investicija i sektorskim intervalnim proizvodnim koeficijentima izmedju pojedinih republika i Jugoslavije u celini

Period 1952-1962

	a_{jj}	I_j	a_{Jj}	a_{jJ}	$I_{w(J)}$	$I_{w(j)}$	$I_{a(J)}$	$I_{a(j)}$
Srbija	0,5232	109,0	0,4765	0,5307	99,2	98,6	110,5	109,8
Hrvatska	0,4960	103,3	0,4534	0,5321	94,4	93,2	110,8	109,4
Slovenija	0,5701	118,7	0,5030	0,5384	104,8	105,9	112,1	113,3
BiH	0,3940	82,1	0,5107	0,4140	106,4	95,2	86,2	77,2
Makedonija	0,3583	74,6	0,4935	0,3483	102,8	102,9	72,5	72,6
Crna Gora	0,2165	45,1	0,4532	0,2523	94,4	85,8	52,5	47,8

a_{JJ} = 0,4802

ćih proizvodnih funkcija i prosečnog učešća novih investicija sektora u novim investicijama privrede u tom periodu. Stoga se i vrednosti globalnih intervalnih proizvodnih koeficijenata za pojedine republike a_{jj} i za Jugoslaviju u celini a_{JJ} u ovoj tabeli neznatno razlikuju od vrednosti iz proizvodne funkcije za privredu.

Proizilazi da razlike u sektorskoj strukturi novih investicija po pojedinim republikama nisu bile značajne. Jedino je indeks strukturne komponente manji u slučaju Hrvatske i Crne Gore, gde investicije u saobraćaj predstavljaju znatno veći udeo privrednih novih investicija nego u ostalim republikama. Mada je u tom periodu sektorska alokacija investicija veoma slična - najveći udeo ima industrija, zatim ili saobraćaj ili poljoprivreda i najmanje sektor ostalo[+] - to još ne znači da u toku privrednog razvoja ne postoje znatne razlike u sektorskoj alokaciji investicija za pojedine periode i s tim osetno viši uticaj strukturne komponente.

Standardizirani indeks globalnog intervalnog proizvodnog koeficijenta za pojedine republike i Jugoslavije u celini pokazuje da razlike u globalnim intervalnim proizvodnim koeficijentima i, prema tome, u dinamici globalnih prosečnih proizvodnih koeficijenata za pojedine republike proizilaze iz razlika u sektorskim intervalnim proizvodnim koeficijentima. Sumarni izraz tih razlika, koje predstavljaju $I_{a(J)}$ i $I_{a(j)}$ pokazuje velike razlike izmedju razvijenijih i manje razvijenih republika u tom pogledu.*

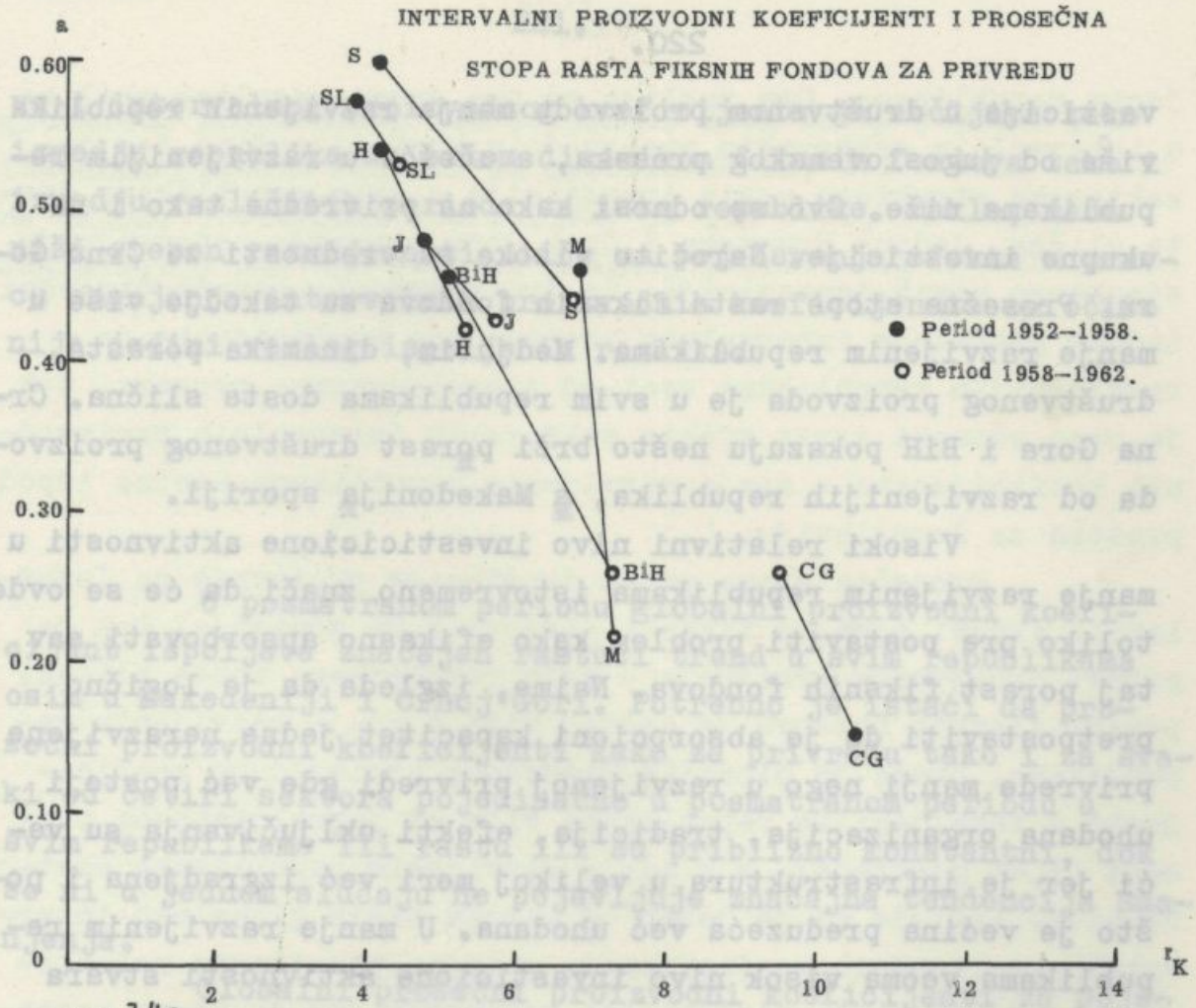
Ove razlike su detaljnije obradjene u odeljcima o pojedinim sektorima. Ovde ćemo nagovestiti samo neke opšte faktore koji su uticali na te razlike. U posmatranom periodu jedan od ciljeva ekonomske politike bio je brži privredni razvoj manje razvijenih republika. Tako je učešće novih in-

---

* Ipak, ove vrednosti treba uzeti više kao ilustraciju zaključaka nego kao tačno odmerene sumarne indikatore veličine tih razlika. Naime, u nekim slučajevima empirički podaci nisu konzistentni sa pretpostavkom konstantnog intervalnog proizvodnog koeficijenta.

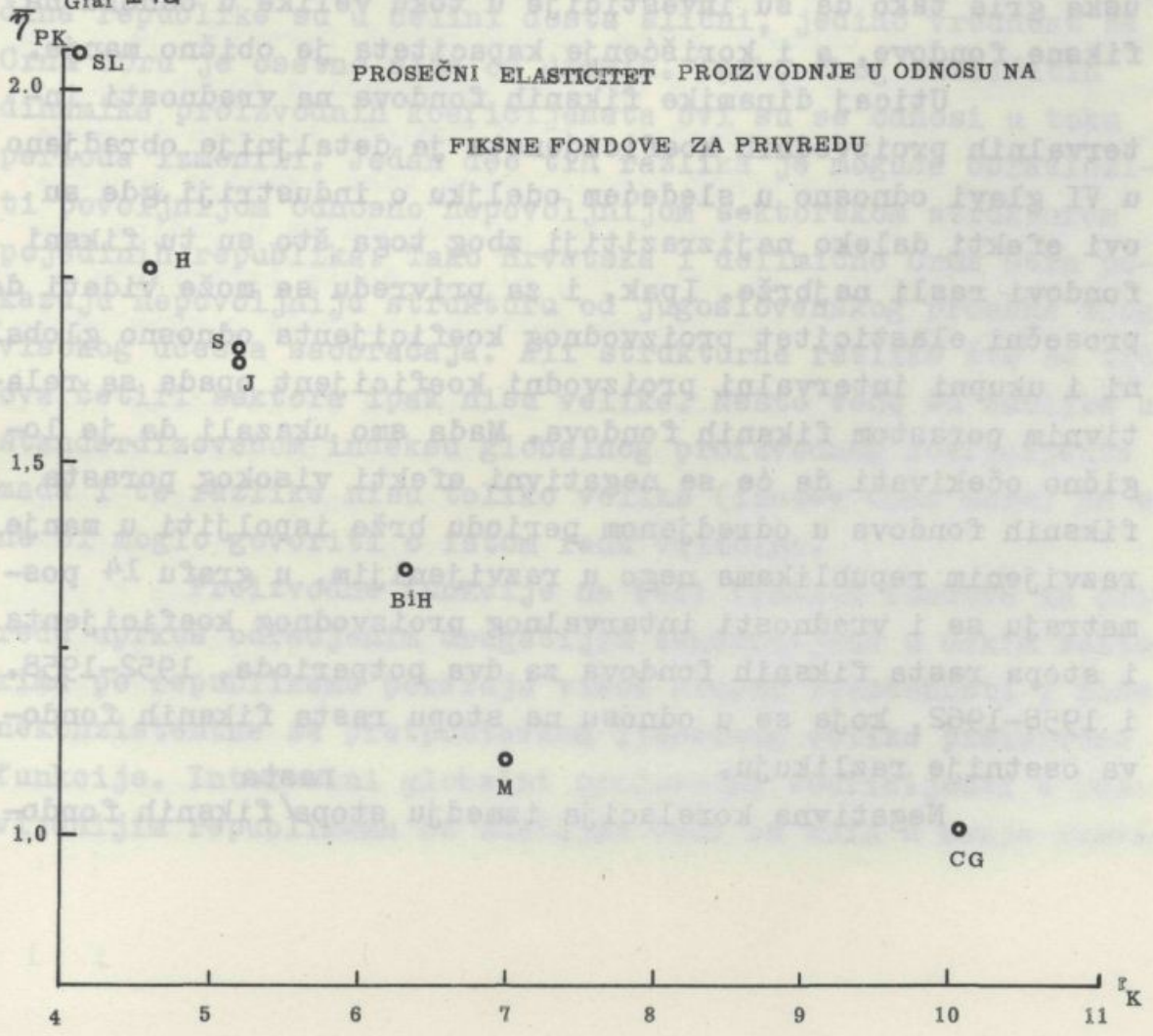
Graf 14

INTERVALNI PROIZVODNI KOEFICIJENTI I PROSEČNA STOPA RASTA FIKSNIH FONDOVA ZA PRIVREDU



Graf 14a

PROSEČNI ELASTICITET PROIZVODNJE U ODNOSU NA FIKSNE FONDOVE ZA PRIVREDU



vesticija u društvenom proizvodu manje razvijenih republika više od jugoslovenskog proseka, a učešće u razvijenijim republikama niže. Ovo se odnosi kako na privredne tako i na ukupne investicije. Naročito visoke su vrednosti za Crnu Goru. Prosečne stope rasta fiksnih fondova su takodje više u manje razvijenim republikama. Medjutim, dinamika porasta društvenog proizvoda je u svim republikama dosta slična. Crna Gora i BiH pokazuju nešto brži porast društvenog proizvoda od razvijenijih republika, a Makedonija sporiji.

Visoki relativni nivo investicicione aktivnosti u manje razvijenim republikama istovremeno znači da će se ovde toliko pre postaviti problem kako efikasno apsorbovati sav taj porast fiksnih fondova. Naime, izgleda da je logično pretpostaviti da je absorpcioni kapacitet jedne nerazvijene privrede manji nego u razvijenoj privredi gde već postoji uhodana organizacija, tradicija, efekti uključivanja su veći jer je infrastruktura u velikoj meri već izgradjena i pošto je većina preduzeća već uhodana. U manje razvijenim republikama veoma visok nivo investicione aktivnosti stvara uska grla tako da su investicije u toku velike u odnosu na fiksne fondove, a i korišćenje kapaciteta je obično manje.

Uticaj dinamike fiksnih fondova na vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata je detaljnije obradjeno u VI glavi odnosno u sledećem odeljku o industriji gde su ovi efekti daleko najizrazitiji zbog toga što su tu fiksni fondovi rasli najbrže. Ipak, i za privredu se može videti da prosečni elasticitet proizvodnog koeficijenta odnosno globalni i ukupni intervalni proizvodni koeficijent opada sa relativnim porastom fiksnih fondova. Mada smo ukazali da je logično očekivati da će se negativni efekti visokog porasta fiksnih fondova u odredjenom periodu brže ispoljiti u manje razvijenim republikama nego u razvijenijim, u grafu 14 posmatraju se i vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta i stopa rasta fiksnih fondova za dva potperioda, 1952-1958. i 1958-1962, koja se u odnosu na stopu rasta fiksnih fondova osetnije razlikuju.

Negativna korelacija izmedju stopa rasta fiksnih fondo-

va i intervalnog proizvodnog koeficijenta je uočljiva kako izmedju republika sa bržom dinamikom fiksnih fondova tako i izmedju različitih perioda za iste republike. Dakle, mada niži stepen razvijenosti utiče na pojačavanje efekta u pravcu smanjenja intervalnih proizvodnih koeficijenata on očito nije jedini razlog ispoljenih razlika.

* * *

U posmatranom periodu globalni proizvodni koeficijent ispoljava značajan rastući trend u svim republikama osim u Makedoniji i Crnoj Gori. Potrebno je istaći da prosečni proizvodni koeficijenti kako za privredu tako i za svaki od četiri sektora pojedinačno u posmatranom periodu u svim republikama ili rastu ili su približno konstantni, dok se ni u jednom slučaju ne pojavljuje značajna tendencija smanjenja.

Globalni prosečni proizvodni koeficijenti za pojedine republike su u celini dosta slični, jedino vrednost za Crnu Goru je osetno niža od drugih. Ipak, zbog različitih dinamika proizvodnih koeficijenata ovi su se odnosi u toku perioda izmenili. Jedan deo tih razlika je moguće obrazložiti povoljnijom odnosno nepovoljnijom sektorskom strukturom pojedinih republika. Tako Hrvatska i delimično Crna Gora pokazuju nepovoljniju strukturu od jugoslovenskog proseka zbog visokog učešća saobraćaja. Ali strukturne razlike što se tiče ova četiri sektora ipak nisu velike. Nešto veće su razlike u standardizovanom indeksu globalnog proizvodnog koeficijenta mada i te razlike nisu toliko velike (izuzev Crne Gore) da se ne bi moglo govoriti o istom redu veličina.

Proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova za privredu uprkos odredjenim drugačijim tendencijama u nekim sektorima po republikama pokazuju visok stepen pouzdanosti i nisu nekonzistentne sa pretpostavkom linearnog oblika proizvodne funkcije. Intervalni globalni proizvodni koeficijenti u razvijenijim republikama su značajno veći od onih u manje razvi-

jenim republikama. Ove razlike su pre svega rezultat razlika u intervalnim sektorskim proizvodnim koeficijentima jer je sektorska struktura novih investicija u svim republikama dosta slična. Jedino Hrvatska i Crna Gora pokazuju nepovoljniju strukturu novih investicija. Sa druge strane, standardizovani indeks globalnog intervalnog proizvodnog koeficijenta je u razvijenijim republikama veći od jugoslovenskog proseka, dok je ovaj sumarni izraz efekta sektorskih intervalnih proizvodnih koeficijenata u manje razvijenim republikama osetno ispod proseka za Jugoslaviju.

Prosečna stopa rasta društvenog proizvoda za Jugoslaviju iznosi 8,8%, a fiksnih fondova 5,2% godišnje. Dok je porast društvenog proizvoda u svim republikama dosta sličan, porast fiksnih fondova je osetno viši u manje razvijenim republikama. Stoga je dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta u razvijenijim republikama viša od jugoslovenskog proseka (3,4% godišnje), a u manje razvijenim republikama osetno niža. Izgleda da je jedan od uzroka nižih globalnih intervalnih proizvodnih koeficijenata u manje razvijenim republikama i njihov manji absorpcioni kapacitet jer su stope rasta fiksnih fondova odnosno stope učešća novih investicija u tim republikama osetno više od onih za razvijenije republike. Negativna korelacija izmedju brzine porasta fiksnih fondova i intervalnog proizvodnog koeficijenta kako izmedju pojedinih republika tako i izmedju dva potperioda za pojedine republike je uočena i za privredu, ali je dosta izrazitija u industriji kao najdinamičnijem sektoru privrede u ovom periodu.

Dekompozicija dinamike globalnog proizvodnog koeficijenta pokazuje da su intrasektorski efekti (osim u Makedoniji) veći od intersektorskih efekata. Ipak, velike razlike izmedju sektorskih prosečnih proizvodnih koeficijenata u vezi sa brzom promenom strukture - brzi porast učešća fiksnih fondova industrije uz osetan pad učešća saobraćaja i nešto manji pad učešća poljoprivrede i male razlike u učešću sektora ostalo+ u privrednim fiksnim fondovima - rezultiraju u osetnom pozitivnom (izuzev Crne Gore) efektu strukturne komponente, koja za Jugoslaviju u celini iznosi oko 23% porasta

globalnog proizvodnog koeficijenta. Zbog bržeg porasta proizvodnih fiksnih fondova od neproizvodnih, strukturni efekat na ukupni proizvodni koeficijent je još veći, on iznosi za Jugoslaviju oko 40% porasta ukupnog proizvodnog koeficijenta.

INDUSTRIJA

Najkarakterističnija crta privrednog razvoja Jugoslavije kao i svih republika pojedinačno u posmatranom periodu jeste brza industrijalizacija privrede. U svim republikama su kako apsolutni priraštaj tako i dinamika porasta fiksnih fondova i društvenog proizvoda u industriji znatno veći nego u ostalim velikim sektorima.

Kao rezultat ovih kretanja u privredi nastaju velike strukturne promene u toku samo jedne dekade. Tako je u Jugoslaviji kao celini učešće industrijskih fiksnih fondova u privrednim fiksnim fondovima poraslo od jedne četvrtine na preko jedne trećine. Naročito visok je bio taj porast u Crnoj Gori, Bosni i Hercegovini i Makedoniji. Na kraju perioda fiksni fondovi u industriji predstavljaju već skoro polovinu privrednih fiksnih fondova u BiH, a u Crnoj Gori je to učešće već jednako onome za Sloveniju, gde iznosi oko 40%. Porast u BiH je bio toliko velik da je danas vrednost fiksnih fondova u industriji te republike već veća nego u Sloveniji.

Naravno, nastaju i velike promene u sektorskoj strukturi društvenog proizvoda. U 1962. godini industrija već stvara približno jednu polovinu jugoslovenskog društvenog proizvoda. Slična je relacija u Hrvatskoj i Crnoj Gori. U Srbiji i Makedoniji, gde je agrarna proizvodnja relativno značajnija, industrija daje nešto preko 40% društvenog proizvoda. Nasuprot tome, u BiH taj procenat iznosi približno 57%, a u Sloveniji 62%.

Pre nego što predjemo na analizu proizvodnih koeficijenata, potrebno je razmotriti još problem investicija u toku, koje su naročito velike kod industrije. Naime, zbog velike investicione aktivnosti u industriji investicije u toku su ovde apsolutno kao i relativno na ukupne fiksne fondove veće nego u ostalim sektorima. Na osnovu podataka iz tabele 28 mogu se izvesti odredjene pretpostavke o vrednostima proizvodnih koeficijenata ukoliko bi ih računali kao odnos društvenog proizvoda i aktiviranih fiksnih fondova, a

ne ukupnih fiksnih fondova, kao što to diktira u ovom radu raspoloživost podataka.

Tabela 28

Investicije u toku u industriji kao deo ukupnih fiksnih fondova u industriji odnosno investicija u toku u privredi

Investicije u toku		Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
		Industrija						
1. Kao procenat nove vrednosti fiksnih fondova industrije	1953.	14,3	12,2	7,3	11,8	27,1	28,2	46,4
	1963.	9,4	12,7	7,0	4,5	6,8	17,9	23,9
2. Kao % investicija u toku u privredi	1953.	83,7	84,3	63,4	95,5	87,5	90,2	83,7
	1963.	66,1	70,5	54,6	56,7	70,6	84,1	61,8

Izvor: Izračunato na osnovu podataka koje mi je iz još neobjavljenog rada ljubazno dao dr I. Vinski.

Poslednja dva reda tabele pokazuju da je problem neaktiviranih investicija najveći baš u industriji, tako da se može očekivati da će najveće razlike u proizvodnim koeficijentima na osnovu fiksnih fondova na licu mesta i aktiviranih fiksnih fondova biti u ovom sektoru.

Ako posmatramo godišnje vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata za industriju u tabeli 29 , vidimo da su one dosta slične za sve republike. Jedino vrednosti za Bosnu i Hercegovinu i pogotovu za Crnu Goru odstupaju naniže. Naravno, postoji niz razloga zbog kojih se može očekivati da će vrednosti za pojedine republike biti različite, npr. struktura, različita tehnologija, organizacija i efikasnost iskorišćavanja itd. Medjutim, ovde ćemo pokušati da na osnovu informacija o odnosu aktiviranih osnovnih sredstava i investicija u toku ispitamo promene u proizvodnim koeficijentima

Tabela 29

Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za industriju
(po republikama)

	Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
1952.	0,3544	0,3185	0,3897	0,3702	0,3202	0,4569	0,2909
1953.	0,3373	0,3114	0,3744	0,3788	0,2632	0,3650	0,2152
1954.	0,3410	0,3212	0,3833	0,3920	0,2583	0,3859	0,1911
1955.	0,3525	0,3460	0,3994	0,4088	0,2598	0,3571	0,1718
1956.	0,3518	0,3563	0,3941	0,3957	0,2669	0,3559	0,1662
1957.	0,3848	0,4060	0,4343	0,4335	0,2796	0,3520	0,1746
1958.	0,4047	0,4410	0,4425	0,4394	0,2980	0,4236	0,1735
1959.	0,4279	0,4619	0,4704	0,4701	0,3206	0,4038	0,1800
1960.	0,4600	0,4890	0,5088	0,5026	0,3463	0,4205	0,1983
1961.	0,4491	0,4577	0,5043	0,5093	0,3480	0,4126	0,2309
1962.	0,4444	0,4515	0,5013	0,5146	0,3481	0,3892	0,2479

koje bi nastale ako se eliminiše uticaj razlika u udelu investicija u toku u fiksnim fondovima na licu mesta po pojedinim republikama.

Naime, ako pomoću vrednosti iz tabele 28 izračunamo vrednost aktiviranih osnovnih sredstava za 1953. i 1962. godinu, dobijamo sledeće rezultate:

Tabela 30

Prosečni proizvodni koeficijenti na bazi aktiviranih fiksnih fondova

Industrija

	Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
1953.	0,3934	0,3547	0,4039	0,4293	0,3605	0,5084	0,4007
1962.*	0,4905	0,5172	0,5372	0,5388	0,3735	0,4741	0,3258

* Na vrednosti za 1962. godinu primenjena je struktura aktiviranih fiksnih fondova i investicija u toku za 1963.god.

Vrednosti za pojedine republike su u 1953. godini sada veoma slične, jedino vrednost za Makedoniju odstupa naviše. Isto važi i za 1962. godinu, s tim da sada opet vrednosti za BiH i Crnu Goru odstupaju naniže. Kako je sada uticaj različitih udela investicija u toku eliminisan, ove razlike su posledica nekih drugih faktora. Za Bosnu i Hercegovinu bi se moglo pretpostaviti da je glavni uzrok za nižu vrednost proizvodnog koeficijenta u njenoj industrijskoj strukturi, gde značajnu ulogu igraju kapitalno intenzivne grane. Za slučaj Crne Gore bilo bi potrebno imati još neke dodatne informacije da bi se mogli sagledati najvažniji uzroci te razlike.

Naime, zbog niza specifičnih razloga može se očekivati da će se vrednosti za pojedine republike razlikovati tako da je zapravo iznenadjujuće da postoji toliki stepen ujednačenosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za industriju. Kako su te vrednosti rezultat više važnih uticaja koji se možda medjusobno kompenziraju, bilo bi potrebno da se detaljnije ispitaju neki od faktora za koje se pretpostavlja da vrše predominantan uticaj na ove vrednosti. Jedan od tih

najvažnijih faktora je svakako granska struktura industrije po pojedinim republikama. Kako smo to radili ranije za globalni proizvodni koeficijent, sada bi trebalo da se uticaj strukturne komponente ispita unutar industrije, tj. da se ispitaju inter i intragranski efekti u odnosu na promenu proizvodnog koeficijenta za industriju.

Takodje, bilo bi potrebno da se ceo metodološki pristup primeni i kod ispitivanja tendencija promene proizvodnih koeficijenata po granama odnosno grupacijama, u cilju utvrdjivanja veličine, stabilnosti i dinamike prosečnih i intervalnih proizvodnih koeficijenata na tom nivou agregacije. Nažalost, za Jugoslaviju ne postoje konzistentni podaci koji bi dozvoljavali adekvatnu analizu. Naravno, moguće je ispitati te odnose na osnovu nekih daljih aproksimacija; mada su u metodološkom delu rada date odredjene sugestije u tom pravcu, jedna potpunija analiza zahtevala bi dosta vremena i finansijskih sredstava, tako da se u ovom radu u nju ne možemo upuštati.

Ako se vratimo na analizu proizvodnih koeficijenata na bazi ukupnih, tj. aktiviranih i neaktiviranih fiksnih fondova, možemo konstatovati da se deo razlika izmedju vrednosti za pojedine republike može obrazložiti većim ili manjim udelom investicija u toku u ukupnoj vrednosti fiksnih fondova. Nešto više vrednosti koeficijenta za Hrvatsku i Sloveniju su u skladu sa nižim procentom investicija u toku u tim republikama. Takodje, jedan osetan deo razlika u slučaju Crne Gore obrazložen je veličinom neaktiviranih investicija.

U svim republikama su vrednosti relativnih proizvodnih koeficijenata za industriju bile značajno veće od odgovarajućih vrednosti za saobraćaj odnosno niže od onih za sektor ostalo[+]. Što se tiče vrednosti za poljoprivredu, one su u Hrvatskoj i Sloveniji značajno niže, u Bosni i Hercegovini, Makedoniji i Crnoj Gori značajno više, dok se za Srbiju i Jugoslaviju u celini ne razlikuju značajno od istih vrednosti za industriju. U vezi sa činjenicom da investicije u toku u poljoprivredi iznose u proseku samo 2,4% fiksnih fondova na licu mesta, razlike na bazi aktiviranih fiksnih

fondova bile bi svakako drugačije. Za Hrvatsku i Sloveniju bi se te razlike još malo povećale, dok bi se za nerazvijene republike smanjile, ali bi osnovni zaključak ostao isti.

Proizvodne funkcije za industriju i dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta

Proizvodne funkcije za industriju, sa izuzetkom one za Makedoniju, pokazuju značajnu autokorelaciju odstupanja od regresione linije. Mada su koeficijenti korelacije veoma visoki, iz navedenog razloga ove se proizvodne funkcije ne mogu smatrati podesnim za ekstrapolaciju. Značajna autokorelacija ostupanja ukazuje na to da u slučaju industrije u tom periodu proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova nije zadovoljavajuća alternativa proizvodnoj funkciji sa više faktora proizvodnje. Drugim rečima, smatramo da se u ovom slučaju radi o problemima ispuštenih varijabli, a ne o nepravilnoj specifikaciji oblika proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova.

Graf 15 pokazuje da je raspored odstupanja empirijskih vrednosti društvenog proizvoda od regresione prave, dobijene na osnovu metoda najmanjih kvadrata, u pojedinim godinama u svim republikama veoma sličan, pogotovu što se tiče predznaka odstupanja. To znači da su na industrijsku proizvodnju uticali neki faktori, različiti od veličine fiksnih fondova, koji su bili toliko jaki da su uticaj specifičnih faktora po pojedinim republikama potisli u drugi plan. Zadatak jedne posebne analize predstavljalo bi definisanje i istraživanje uloge tih faktora. Ovde se ne možemo upuštati u to da li taj predominantan faktor odnosno kombinaciju odlučujućih faktora predstavlja snabdevenost industrije sa reprodukcionim materijalom i energijom, ili efikasnije privredjivanje unutar industrijskih preduzeća, ili mere privredne politike, ili politika investiranja, promene u strukturi industrije, uticaj domaćeg i stranih tržišta itd. Očito je da se radi o nekim opštim faktorima mada to mogu biti u različitim periodima uvek drugi faktori.

Interesantno je uočiti da se neto efekat tih dru-

Graf 15

ODSTUPANJA GODIŠNJIH VREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA ZA INDUSTRIJU

(JUGOSLAVIJA I REPUBLIKE, 1952–1962.)

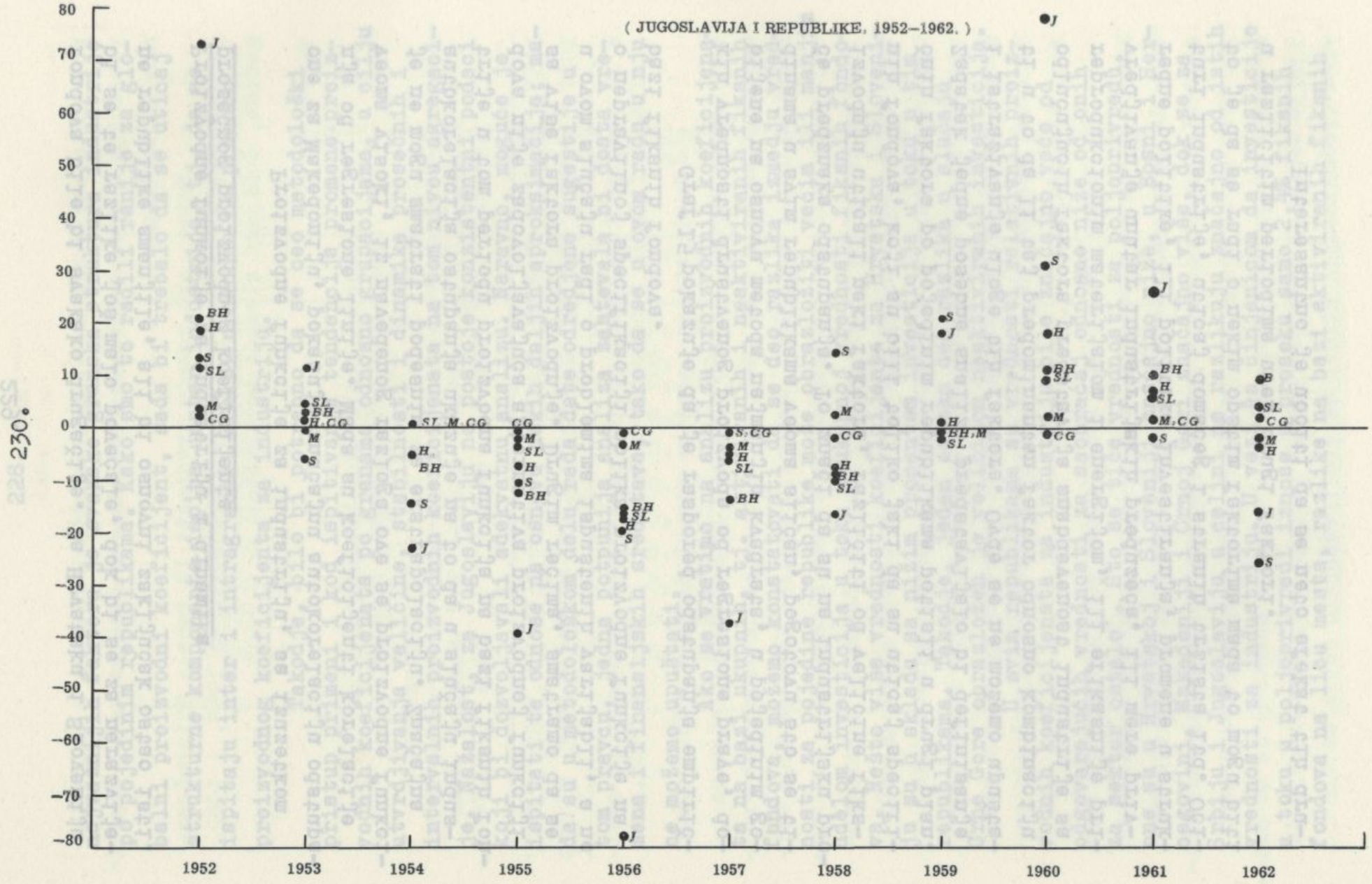


Tabela 31

Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za industriju
(za Jugoslaviju i po republikama)

Vremenska serija 1952-1962.

	Intervalni koeficijent a	Standardna greška SE_a	Slobodan član b	Koeficijent korelacije r_{PK}	Durbin-Watson d	Von Neumann kvocient vN	Prosečni proizvod.koef. Interval teoretskih vrednosti $P_{52}-P_{62}$	Prosek za period $\bar{P}_{52-62}$
Jugoslavija	0,5631	(0,0295)	-339,9	0,988	$0,80^{+}$	$0,87^{++}$	0,2940-0,4496	0,4017
Srbija	0,6196	(0,0363)	-132,1	0,985	$0,92^{++}$	$1,02^{+}$	0,2840-0,4783	0,4107
Hrvatska	0,6612	(0,0315)	-110,9	0,990	$1,00^{++}$	$1,10^{+}$	0,3352-0,5065	0,4467
Slovenija	0,7086	(0,0360)	-107,6	0,989	$0,78^{++}$	$0,85^{++}$	0,3305-0,5060	0,4468
Bosna i Herc.	0,3917	(0,0321)	- 34,9	0,971	$0,47^{++}$	$0,52^{++}$	0,2134-0,3323	0,3073
Makedonija	0,4124	0,0244	- 1,7	0,985	1,42	1,56	0,3689-0,4007	0,3939
Crna Gora	0,2358	(0,0211)	- 1,4	0,966	$0,40^{++}$	$0,44^{++}$	0,1081-0,2191	0,2034

\+ Nivo signifikantnosti 5%

++ Nivo signifikantnosti 1%

gih faktora u industriji u posmatranom periodu kretao kao po nekoj sinusoidi, što veoma otežava izračunavanje i interpretaciju proizvodnih koeficijenata, kao i traženje tendencija njihovih promena koje bi bile relevantne za ekstrapolaciju.

Mada ocena intervalnog proizvodnog koeficijenta koja se bazira na tzv. metodu običnih najmanjih kvadrata i u ovim slučajevima predstavlja nepristrasnu ocenu tog parametra, potrebna je dalja analiza promene tendencija u toku perioda, izračunavanje adekvatnijih ocena parametara i njihovih standardnih grešaka za potrebe ekstrapolacije i testiranja, kao i razmatranje uticaja promena tendencija na ovde primenjivani način ocenjivanja veličine i dinamike prosečnog proizvodnog koeficijenta.

Ako pogledamo vremenske serije prosečnog proizvodnog koeficijenta za industriju u tabeli 29 , vidimo da je ustvari proizvodni koeficijenat od 1952. do 1956. godine praktično konstantan, a u Crnoj Gori veoma brzo opada. U 1957. godini proizvodni koeficijenat počinje da raste. Taj rast je u većini slučajeva privremeno zaustavljen u 1961. i 1962. godini. Prema tome intervalni proizvodni koeficijenti iz tabele 31 precenjuju odgovarajuću vrednost za prvi potperiod, gde je intervalni proizvodni koeficijent približno jednak prosečnom, a potcenjuju njegovu vrednost u drugom periodu, kada viši intervalni proizvodni koeficijenat rezultira u porastu prosečnog koeficijenta. Jedini izuzetak je Makedonija, gde je proizvodna funkcija za ceo period adekvatna i gde ne postoji značajan trend prosečnog proizvodnog koeficijenta.

Da bismo dobili adekvatnije vrednosti za ekstrapolaciju, pristupilo se transformaciji originalnih podataka na osnovu koeficijenta regresije uzastopnih odstupanja.* Rezultati su dati u tabeli 32 .

---

* Opis metode vidi kod diskusije metodologije izračunavanja.

Tabela 32

Proizvodna funkcija za industriju na osnovu transformiranih varijabli*

Vremenska serija 1952-1962.

	Intervalni proizvodni koeficijent a	Standardna greška SE_a	Slobodan član** b	Koeficijent korelacije r_{PK}	Durbin Watson d	Von Neumann kvocient vN	Koeficijent regresije za odstupanja $\hat{\rho}$
Jugoslavija	0,6079	0,0452	-461,2	0,979	1,42	1,58	0,477
Srbija	0,5966	0,0680	-121,0	0,952	1,07+	1,19	0,513
Hrvatska	0,7038	0,0410	-137,7	0,987	1,81	2,01	0,358
Slovenija	0,7864	0,0659	-144,6	0,973	2,23	2,47	0,526
BiH	0,5505	0,0450	-118,1	0,974	1,09+	1,21	0,622
Makedonija***	0,4124	0,0244	- 1,7	0,985	1,42	1,56	0,185
Crna Gora****	0,3601	0,0094	- 9,4	0,999	2,15	2,68	-0,282

* Osim Makedonije i Crne Gore

** U odnosu na originalne vrednosti

*** Netransformirana relacija za period 1952.-1962.

**** Netransformirana relacija za period 1958-1962.

Transformacija je u prvoj etapi dala zadovoljavajuće rezultate osim za Crnu Goru i delimično za Srbiju i BiH. Naime, i u transformiranoj relaciji je po najstrožijoj aproksimaciji Theil-Nagara još prisutna autokorelacija u odstupanjima za Srbiju i BiH. Prema Durbin-Watsonu zaključak nije odredjen, a prema von Neumannu autokorelacija odstupanja nije više značajna ni na nivou 5%. Za Crnu Goru je autokorelacija odstupanja još značajna po svim kriterijumima jer je ovde prelom u 1958. godini veoma izrazit, tako da rezultati za period 1958-1962., koji odgovaraju trenutnoj tendenciji kretanja proizvodnog koeficijenta za Crnu Goru pokazuju potpuno druge odnose od onih za prvi potperiod,* pa prema tome nema smisla tražiti neku prosečnu tendenciju za ceo period.

Na osnovu transformiranih vrednosti t-test pokazuje da je slobodan član značajno manji od nule u svim slučajevima osim Makedonije i Crne Gore. Ovaj se rezultat slaže sa Kendallovim testom godišnjih vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta, tako da, uzevši period kao celinu, rastući trend prosečnog koeficijenta za Makedoniju i Crnu Goru nije značajan kao što je to slučaj u ostalim republikama. Mada se na osnovu informacije o investicijama u toku za početnu i krajnu godinu perioda u tabeli 28 može samo pretpostaviti kako se njihov udeo u fiksnim fondovima na licu mesta kretao unutar perioda, izgleda da je, osim u Srbiji i Hrvatskoj, smanjeni udeo investicija u toku u drugom delu perioda jedan od faktora koji je uticao na porast proizvodnog koeficijenta, odnosno kompenzatorno delovao na tendencije njegovog smanjenja u toku perioda. Naime, ukoliko pogledamo proizvodne koeficijente na bazi aktiviranih fiksnih fondova, onda je porast izmedju vrednosti za 1953. i 1962. godinu izrazit samo u razvijenijim republikama, u BiH je neznatan, dok je u Makedoniji ovaj proizvodni koeficijent malo, a u Crnoj Gori osetnije opao. Izgleda da je BiH već dosta iscrpila ove velike rezerve za podizanje vrednosti prosеč-

---

* Vidi glavu o Crnoj Gori.

nog proizvodnog koeficijenta u industriji koje se na početku perioda sastojale u velikom udelu investicija u toku u fiksnim fondovima na licu mesta u manje razvijenim republikama. Ovo nije slučaj sa Makedonijom i Crnom Gorom, gde neaktivirani fiksni fondovi predstavljaju još uvek oko jedne petine fiksnih fondova u industriji.

Zbog autokorelacije odstupanja ni ocene prosečnog proizvodnog koeficijenta, njegove dinamike i elasticiteta nisu toliko pouzdane kao u normalnim slučajevima. No, čini se da odstupanja u ovim slučajevima, osim za Crnu Goru, nisu toliko velika da bi mogla bitnije menjati zaključke, tako da će se numeričke vrednosti u tabeli 33 , koje su izvedene iz netransformiranih relacija (osim Crne Gore), smatrati zadovoljavajućim aproksimacijama tendencija u proteklom periodu.

Za industriju je karakterističan brz porast kako fiksnih fondova tako i društvenog proizvoda u svim republikama, s tim da je porast u manje razvijenim republikama veći nego u razvijenijim. Ova konstatacija važi za obe pomenute kategorije, ali su razlike u prosečnim stopama rasta veće u slučaju fiksnih fondova nego kod društvenog proizvoda. Prema tome, dok prosečni proizvodni koeficijent raste po stopi od preko 4% u razvijenijim republikama i Bosni i Hercegovini, Makedonija, i Crna Gora, gde su prosečne stope rasta fiksnih fondova najviše, ne pokazuju značajnu tendenciju porasta prosečnog koeficijenta.

Prosečne stope rasta društvenog proizvoda kao i prosečnog proizvodnog koeficijenta u industriji su na bazi proizvodnih funkcija nešto više od onih na bazi 1952. godine i 1962. godine. Mada postoji mogućnost da su zbog autokorelacije odstupanja nešto precenjene, one na osnovu prve i poslednje godine su verovatno potcenjene, jer je 1962. godina izrazito loša godina u industriji. Iz razloga što je intervalni proizvodni koeficijent za prvi period precenjen, a za drugi period potcenjen vrednošću nagiba proizvodne funkcije za ceo period, dok je prosečni proizvodni koeficijent kod ovakvog rasporeda odstupanja u oba slučaja pot-

Graf 16

PROIZVODNE FUNKCIJE ZA SEKTOR INDUSTRIJE (1952- 1962.)

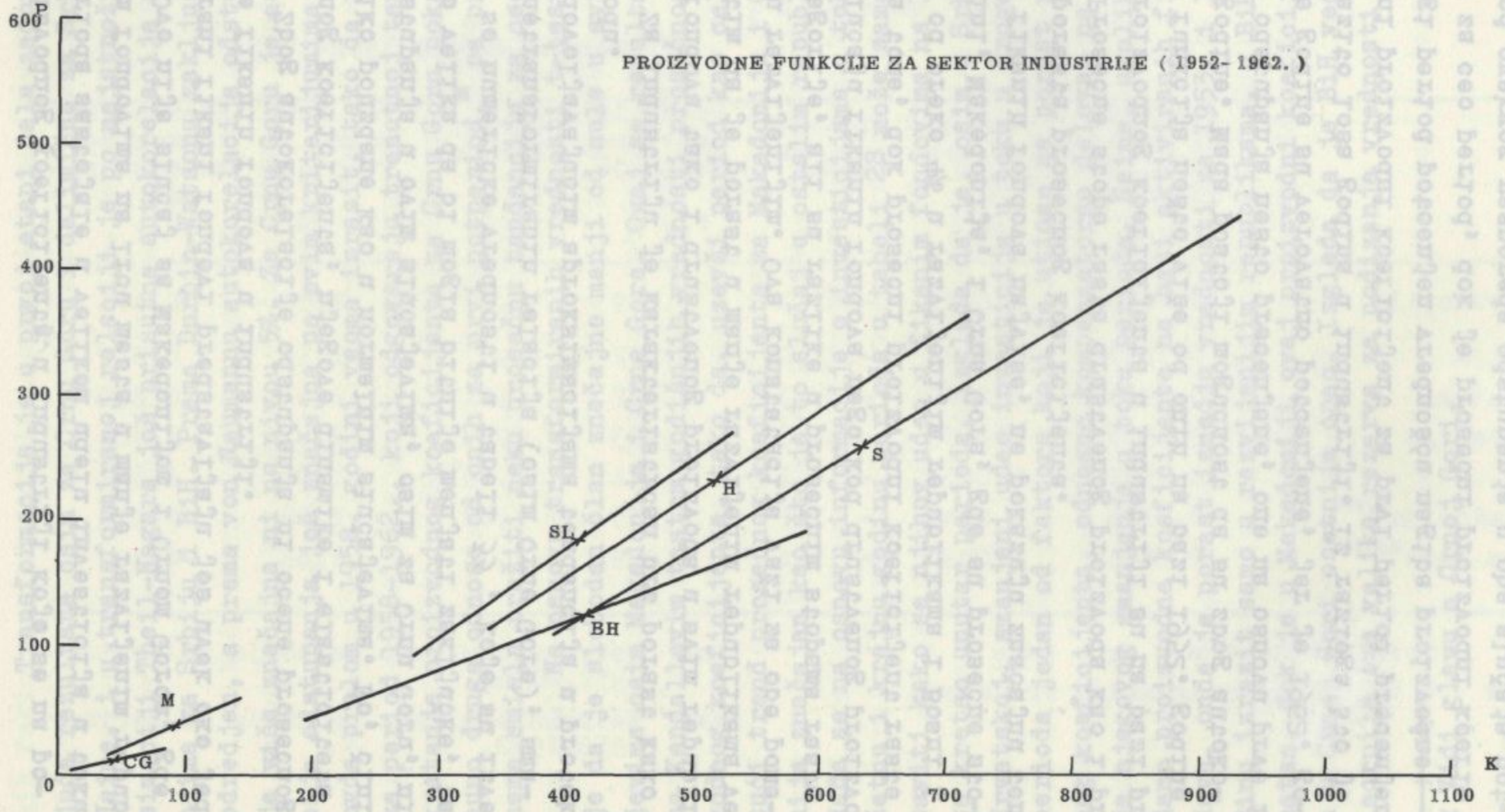


Tabela 33

Neki strukturni i dinamički pokazatelji za sektor industrije
(po republikama)

Period 1952-1962.

		Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
Učešće u fiksnim fondovima repub.(u%)	1952.	24,9	22,1	23,3	31,6	30,2	17,9	13,8
	1962.	35,5	31,6	31,3	39,4	48,8	33,9	40,2
Prosečna stopa rasta(u%)								
1. Fiksnih fondova		9,0	9,0	7,7	6,4	11,6	14,0	22,6
2. Društvenog proizvoda								
a) prema proizvodnoj funkciji		13,8	14,9	12,3	11,0	16,7	15,0	22,0*
b) na osnovu 1952. i 1962. godine		11,5	12,9	10,5	10,0	12,5	12,2	20,6
3. Prosečnog proizvodnog koeficijenta								
a) prema proizv.funkciji		4,3	5,3	4,2	4,3	4,5	0,9	-0,3*
b) na osnovu 1952. i 1962. godine		2,3	3,5	2,6	3,3	0,8	-1,6	-1,6
Elasticiteti proizvodnje u odnosu na fiksne fond.								
	1952.	1,92	2,18	1,97	2,14	1,84	1,12	0,52*
Prosek za period		1,40	1,51	1,48	1,59	1,27	1,05	1,16*
	1962.	1,25	1,30	1,31	1,40	1,18	1,03	1,45*

* Na bazi proizvodnih funkcija za potperiode

cenjen, izgleda da je vrednost elasticiteta proizvodnje u odnosu na fiksne fondove na početku perioda precenjena, a na kraju perioda nešto potcenjena. Medjutim, teško je reći koliki je taj relativni efekat, pogotovu za kraj perioda , gde su obe veličine u količniku potcenjene.

Uporedjujući vrednosti za industriju sa drugim sektorima, vidimo da je dinamika porasta fiksnih fondova ovde daleko najveća. Za Jugoslaviju u celini prosečna stopa rasta fiksnih fondova industrije iznosi 9% prema 5,2% za privredu i 4,3% za ukupno. Pogotovu je velika razlika u manje razvijenim republikama, gde su prosečne stope rasta u industriji približno dva puta veće od prosečnih stopa rasta fiksnih fondova u privredi. Društveni proizvod u industriji takodje pokazuje najbrži porast, ali ne mnogo veći od porasta u saobraćaju. Tako je dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta u industriji u posmatranom periodu manja od one u saobraćaju, ali je ipak osetno viša od odgovarajućih vrednosti za sektor ostalo+ i poljoprivredu, izuzev za Makedoniju i Crnu Goru. Ipak, u svim republikama je elastičnost prosečnog proizvodnog koeficijenta u odnosu na fiksne fondove niža od elastičnosti za privredu; jedini izuzetak je Crna Gora, gde je elasticitet u saobraćaju inače isto tako viši od elasticiteta za industriju, ali njegov uticaj nije toliki da bi uspeo da podigne vrednost elasticiteta za privredu iznad vrednosti za sve ostale sektore, kao što je to slučaj u ostalim republikama.

<u>Razlike u proizvodnim koeficijentima i tempu rasta posmatranih varijabli medju republikama</u>

Ako rangiramo vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata u industriji za pojedine republike, rangove 1 i 2 zauzimaju Slovenija i Hrvatska, Srbija i Makedonija dele rangove 3 i 4, dok su vrednosti za BiH još manje, a za Crnu Goru najmanje. Videli smo takodje da su vrednosti proizvodnih koeficijenata na bazi aktiviranih fiksnih fondova dosta slične, jedino su vrednosti za BiH i Crnu Goru na kraju perioda niže.

Vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata isto tako pokazuju odredjene sličnosti. Testiranje značajnosti razlika i nagibima proizvodne funkcije u industriji za pojedine republike (na osnovu transformisanih relacija iz tabele 32) došlo se do zaključka da su razlike, ukoliko posmatramo zajedno sve republike, značajne ($F_{5,48} = 3,24^{+}$). Medjutim sa jedne strane, intervalni proizvodni koeficijenti za Srbiju, Hrvatsku, Sloveniju i BiH se medjusobno ne razlikuju značajno ($F_{3,32} = 1,85$) i sa druge strane vrednosti za Makedoniju i Crnu Goru medjusobno se takodje ne razlikuju značajno. Zajednički intervalni proizvodni koeficijenat za prve četiri republike iznosi a = 0,6445, SE_a = 0,0299, s tim da je slobodan član poseban za svaku republiku. Za Makedoniju i Crnu Goru zajednički nagib proizvodne funkcije iznosi a = 0,4122, SE_a = 0,0178. Razlike izmedju intervalnih koeficijenata za ove dve grupe su značajne ($F_{1,52}=7,23^{+}$).

Kako kod prosečnih proizvodnih koeficijenata tako i ovde treba uzeti u obzir razlike u strukturi industrije u tom periodu da bi se ustanovilo koliko one utiču na vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata u pojedinim republikama. U nedostatku odgovarajućih podataka ovde ćemo razmotriti neke druge moguće uzroke razlika u tim vrednostima. Ako posmatramo vrednosti intervalnih i prosečnih proizvodnih koeficijenata u odnosu na prosečnu stopu rasta fiksnih fondova u proteklom periodu, vidimo da su prosečne vrednosti za pojedine republike veoma slične, izuzev za BiH i Crnu Goru, sa jedne strane, dok su vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta negativno korelirane sa prosečnom stopom rasta fiksnih fondova, s druge strane. Što je bila veća stopa rasta fiksnih fondova, to je manji intervalni proizvodni koeficijent. Kako su vrednosti prosečnih koeficijenata slične, ova se tendencija još lepše pokazuje ako posmatramo prosečnu vrednost elasticiteta proizvodnje u odnosu na fiksne fondove u proteklom periodu. Ovde se kao jedini izuzetak izdvaja Crna Gora, ali se u tom slučaju očito radi o veoma niskoj vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta, tako da elasticitet ispada viši.

Medjutim, kako su se u proteklom periodu po osetno višim stopama rasta fiksnih fondova izdvajale baš manje razvijene republike od razvijenijih, ova negativna korelacija može u stvari da odražava i jednu i drugu karakteristiku odjednom. Da bi se pokušalo da se nešto pobliže sagleda uticaj visokih stopa rasta fiksnih fondova, sa jedne, i stepena razvijenosti, sa druge strane, na grafu 17 prezentirane su odgovarajuće vrednosti za potperiode 1952-1957. i 1957-1962. Jedina razlika je u tome što su ove vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata izračunate na bazi prve i poslednje godine potperioda, dok su vrednosti u ranijem grafu bile izračunate na osnovu proizvodnih funkcija. Prvo što se može zapaziti jesu dosta niže prosečne stope rasta fiksnih fondova u drugom delu perioda. U manje razvijenim republikama su one više nego upola manje. Drugo, u svim slučajevima, osim Srbije, gde su kako razlike u intervalnim koeficijentima tako i razlike u stopi rasta fiksnih fondova za oba dela perioda veoma male, intervalni proizvodni koeficijent je viši u drugom delu perioda kada je prosečna stopa rasta fiksnih fondova manja. To dalje znači da se ovaj fenomen pojavljuje kako u manje tako i u više razvijenim republikama, da ga niži stepen razvijenosti možda još potencira, ali da on svakako nije jedini uzrok tim razlikama.

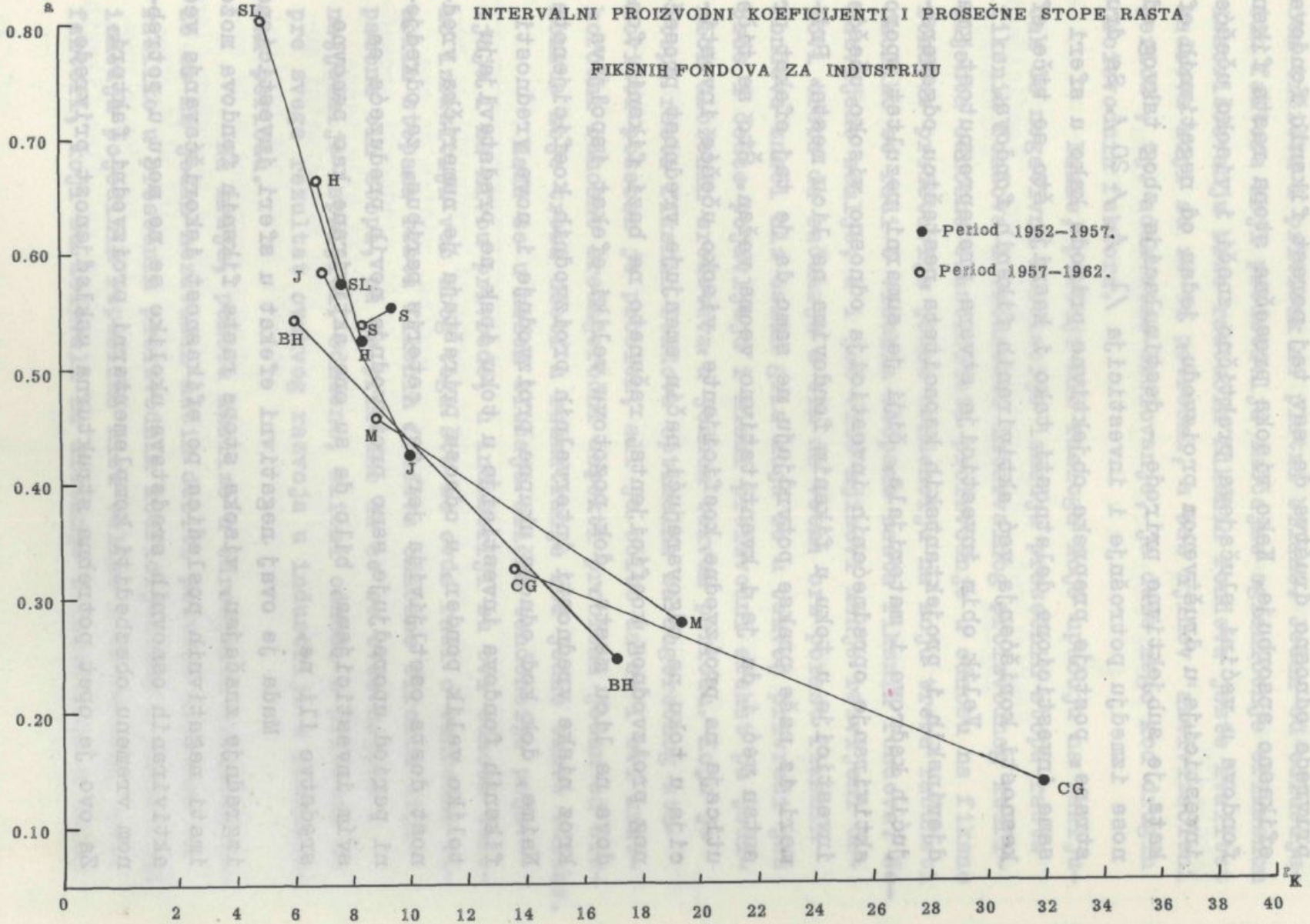
Interesantno je primetiti da u svim slučajevima kada intervalni proizvodni koeficijent prelazi 0,4 prosečna stopa rasta fiksnih fondova ne prelazi 11%, odnosno da ako stopa rasta fiksnih fondova prelazi 13%, intervalni koeficijent pada čak ispod 0,33. Mada se na osnovu ovih posmatranja ne mogu izvesti neke odredjenije generalizacije, u ovom konkretnom slučaju vrednosti na grafu 17 nagoveštavaju oblik jednakostrane hiperbole. Izgleda da su, grubo uzevši, u industriji vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za ova dva potperioda obrnuto proporcionalne prosečnoj stopi rasta fiksnih fondova.

Prosečna stopa rasta fiksnih fondova indicira brzinu porasta jednog dela materijalnih proizvodnih faktora.

Graf 17

INTERVALNI PROIZVODNI KOEFICIJENTI I PROSEČNE STOPE RASTA

FIKSNIH FONDOVA ZA INDUSTRIJU



Na prvi pogled bi se moglo reći da što je brži taj porast to će veći biti proizvodni efekti. To bi svakako bilo tako kad se ova teza ne bi sukobljavala sa realnim mogućnostima privrede odnosno društva da sav taj porast fiksnih fondova efikasno apsorbuje. Kako visoka prosečna stopa rasta fiksnih fondova u većini slučajeva praktično znači i visoko učešće investicija u društvenom proizvodu, jedan od negativnih efekata je subjektivne prirode - destimulacija zbog takvog odnosa izmedju potrošnje i investicija /1 /, / 20 /. Sa druge strane, postoje prepreke objektivne prirode kako u sferi same investicione delatnosti tako i kasnije što se tiče efikasnosti korišćenja već aktiviranih fiksnih fondova.

Velik obim investicija stvara prenapregnutost gradjevinskih i projektantskih kapaciteta,nestašicu odgovarajućih kadrova i materijala, čiji je sumarni rezultat sporo aktiviranje opredmećenih investicija odnosno visoko učešće investicija u toku u fiksnim fondovima na licu mesta. Primeri iz naše prakse potvrdjuju ne samo da je taj efekat prisutan već i da je i kvantitativno veoma važan. Što se tiče uticaja na proizvodne koeficijente, visoko učešće investicija u toku na odgovarajući način smanjuje vrednost prosečnog proizvodnog koeficijenta, računato na bazi fiksnih fondova na licu mesta, dok pogotovu veliki efekat ispoljava kroz niske vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata. Naime, dok kod odnosa ukupne proizvodnje i nove vrednosti fiksnih fondova investicije u toku ipak ne predstavljaju toliko velik ponder, u odnosu priraštaja je numerička vrednost dosta osetljivija jer se, ceteris paribus, za odredjeni period uporedjuje samo proizvodnja novih preduzeća sa svim investicijama, bilo da su one aktivirane kao osnovno sredstvo ili ne.

Mada je ovaj negativni efekat u sferi investicione izgradnje značajan, visoka stopa rasta fiksnih fondova može imati negativnih posledica po efikasnost iskorišćavanja već aktiviranih osnovnih sredstava ukoliko se ne mogu u potrebnom vremenu obezbediti komplementarni proizvodni faktori. Za ovo je opet potrebna strukturna uskladjenost privrede,

koja je obično odsutna baš u uslovima veoma brzog rasta, tako da se prepreke efikasnom iskorišćavanju osnovnih sredstava onda pokazuju kao strukturna neuskladjenost na domaćem tržištu i pritisak na platni bilans. Jedan od odlučujućih faktora koji predstavlja značajno ograničenje efikasnom iskorišćavanju brzo rastućih fiksnih fondova jeste kvalitet kadrova koji su za to potrebni, a baš njihov "aktivizacioni period", tj. adekvatno školovanje, je duže nego kod drugih proizvodnih faktora.

Dakle, postoji niz razloga koje upućuju na zaključak da negativna korelacija izmedju prosečnih stopa rasta fiksnih fondova i vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta odnosno elasticiteta proizvodnje u odnosu na fiksne fondove predstavlja jednu tendenciju na koju treba računati ukoliko se radi o visokim stopama rasta fiksnih fondova. Nerazvijene zemlje, a i još više njihovi manje razvijeni delovi treba da računaju s tim da veoma brz porast fiksnih fondova znači niz uskih grla koja se u takvoj privredi još brže i češće pojavljuju i niski proizvodni efekat po jedinici uloženih sredstava u jednom takvom periodu. Koja je stopa rasta fiksnih fondova optimalna sa dugoročnog stanovišta poseban je problem, ali je očito da su i ovi kratkoročni odnosno srednjeročni aspekti problema jedan od elemenata koje treba uzeti u razmatranje kod jedne takve odluke.

Mada se u našem slučaju slična tendencija pojavljuje i na nivou privrede, u industriji su ovi odnosi daleko izrazitiji već zbog toga što se ovde radi o vanredno visokim stopama rasta fiksnih fondova odnosno širokom dijapazonu tih stopa, pa je prirodno da će se ovde najpre i najjasnije ispoljiti. Odnosno, slični odnosi u privredi su pre svega rezultat ovakvog razvoja u industriji u posmatranom periodu.

Na kraju, pomoću analize u odredjenom trenutku može se na jedan nezavisan način dobiti potvrda hipoteze da razlike u prosečnim proizvodnim koeficijentima u industriji izmedju pojedinih republika nisu velike i da su neki opšti faktori, koji su delovali na kretanje u industriji u celoj

zemlji, bili u celini daleko snažniji od faktora specifičnih za pojedine republike. Mada šest republika predstavlja veoma mali broj posmatranja, graf 18 i rezultati u tabeli 34 jasno ukazuju na neke karakteristike koje govore u prilog iznesene hipoteze.

Tabela 34

Proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za industriju u Jugoslaviji (po godinama)

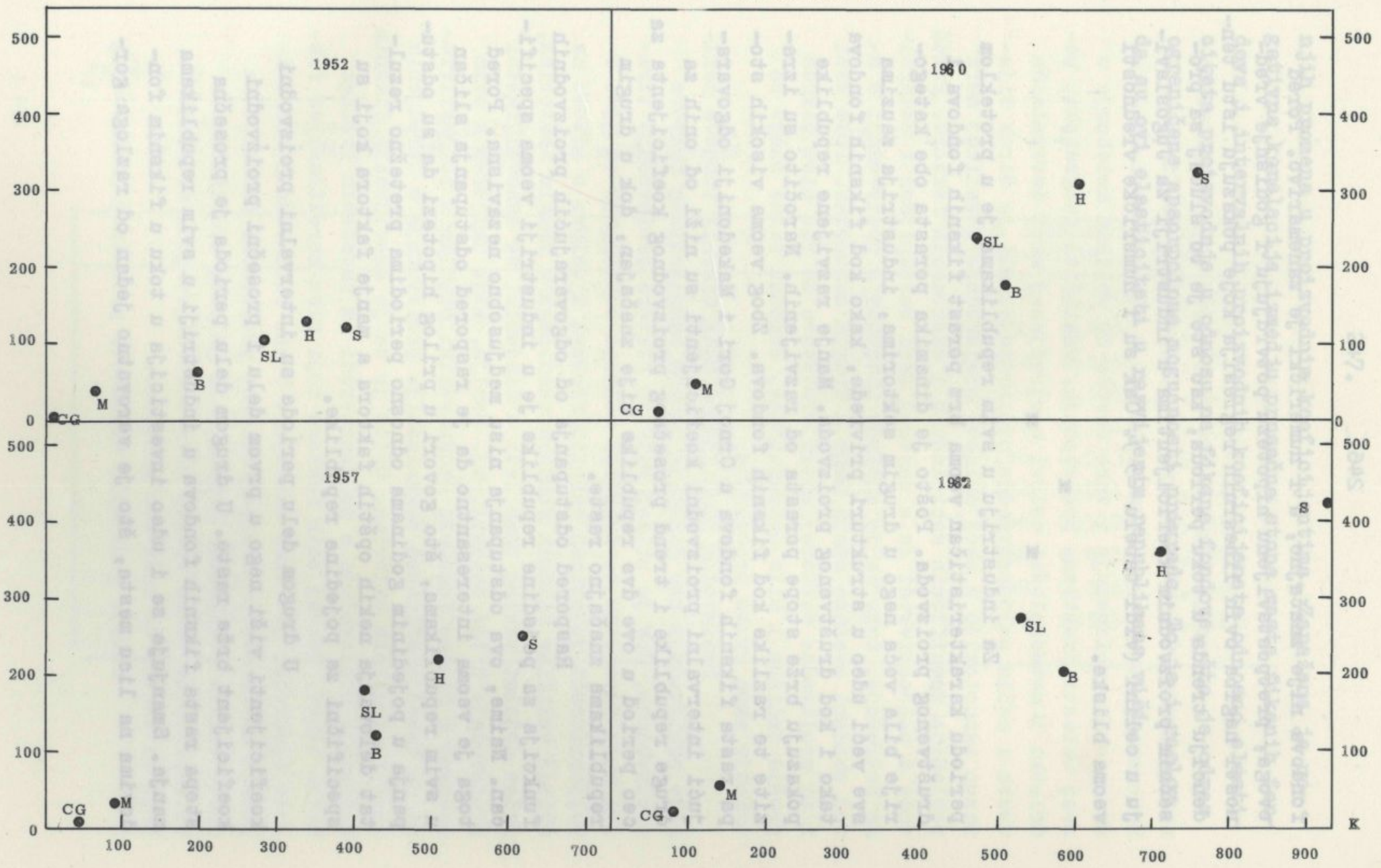
Vremenski presek - republike

Godina	Koeficijent nagiba a	Standardna greška SE_a	Slobodan član b	Koeficijent korelacije r
1952.	0,3454	0,0287	+ 1,7	0,986
1953.	0,3408	0,0367	- 1,5	0,978
1954.	0,3471	0,0430	- 1,7	0,971
1955.	0,3683	0,0486	- 4,7	0,967
1956.	0,3700	0,0439	- 6,0	0,973
1957.	0,4174	0,0542	-11,3	0,968
1958.	0,4379	0,0536	-12,3	0,971
1959.	0,4672	0,0542	-15,8	0,974
1960.	0,5009	0,0560	-18,4	0,976
1961.	0,4803	0,0535	-14,6	0,976
1962.	0,4770	0,0526	-15,6	0,976

Naime, ako posmatramo raspored vrednosti za pojedine republike za neku odredjenu godinu, vidimo da one leže približno na jednoj pravi. Ukoliko bi vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za sve republike bile tačno iste, ležale bi na pravoj koja prolazi kroz koordinatni početak i ima nagib koji odgovara vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta. Koeficijent linearne korelacije je ovde visok u svim slučajevima i značajan, dok je slobodan član mali po apsolutnoj vrednosti i u nijednoj godini nije značajno različit od nule. Dakle, povećanje ili smanjenje prosečnog proizvodnog koeficijenta sa porastom veličine fiksnih

Graf 18

VREMENSKI PRESEK PROIZVODNIH KOEFICIJENATA ZA INDUSTRIJU REPUBLIKA



fondova nije značajno, a i numerički je zanemarivo. Pored ovoga, pretpostavljenu hipotezu potvrdjuju i godišnje vrednosti nagiba ovih linearnih regresija koje pokazuju istu tendenciju trenda u toku perioda, kao što je to slučaj sa prosečnim proizvodnim koeficijentima u industriji za Jugoslaviju u celini (vidi tabelu 29). Čak su i numeričke vrednosti veoma bliske.

* * *

Za industriju u svim republikama je u proteklom periodu karakterističan veoma brz porast fiksnih fondova i društvenog proizvoda. Pošto je dinamika porasta obe kategorije bila veća nego u drugim sektorima, industrija zauzima sve veći udeo u strukturi privrede, kako kod fiksnih fondova tako i kod društvenog proizvoda. Manje razvijene republike pokazuju brže stope porasta od razvijenih. Naročito su izrazite te razlike kod fiksnih fondova. Zbog veoma visokih stopa rasta fiksnih fondova u Crnoj Gori i Makedoniji odgovarajući intervalni proizvodni koeficijenti su niži od onih za druge republike i trend prosečnog proizvodnog koeficijenta za ceo period u ove dve republike nije značajan, dok u drugim republikama značajno raste.

Raspored odstupanja od odgovarajućih proizvodnih funkcija za pojedine republike je u industriji veoma specifičan. Naime, ova odstupanja nisu medjusobno nezavisna. Pored toga je veoma interesantno da je raspored odstupanja sličan u svim republikama, što govori u prilog hipotezi da su odstupanja u pojedinim godinama odnosno periodima pretežno rezultat delovanja nekih opštih faktora a manje faktora koji su specifični za pojedine republike.

U drugom delu perioda su intervalni proizvodni koeficijenti viši nego u prvom delu i prosečni proizvodni koeficijent brže raste. U drugom delu perioda je prosečna stopa rasta fiksnih fondova u industriji u svim republikama manja. Smanjuje se i udeo investicija u toku u fiksnim fondovima na licu mesta, što je verovatno jedan od razloga gor-

njih promena u proizvodnim koeficijentima. Zapažena je negativna korelacija izmedju prosečne stope rasta fiksnih fondova i intervalnih proizvodnih koeficijenata odnosno elasticiteta proizvodnje u odnosu na fiksne fondove, što je odraz ograničene apsorpcione mogućnosti privrede. To je i razlog da su ovi elasticiteti u razvijenim republikama viši.

POLJOPRIVREDA

Postoji niz razloga zbog kojih je poljoprivreda najnezahvalniji sektor za analizu proizvodnih koeficijenata. Egzogeni faktori, pogotovu prirodni, u velikoj meri utiču na sam proces proizvodnje i tako dovode do velikih kolebanja u ovoj oblasti društvene proizvodnje. Različiti geografski, pedološki i meteorološki uslovi u odredjenoj meri determinišu vrstu i način poljoprivredne proizvodnje, ali je širok dijapazon tehnologije u ovoj oblasti proizvodnje u velikoj meri posledica specifičnih sociooloških i ekonomskih faktora. Pored toga u poljoprivredi je u znatnoj meri zastupljena i naturalna potrošnja, tako da je tačnost podataka o proizvodnji u ovoj oblasti svakako manja nego u drugim sektorima. Isto važi i za proizvodne faktore, mnogo sredstava za rad nisu nikada prošla tržište i bila evidentirana, utrošak radne snage se takodje samo grubo procenjuje.

Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova definiše proizvodnju kao funkciju jednog eksplicitnog faktora proizvodnje, dok je uticaj ostalih faktora proizvodnje izražen kroz parametre te funkcije odnosno odstupanja od nje. U poljoprivredi je uticaj ostalih faktora i uslova u odnosu na uticaj veličine fiksnih fondova veći nego u drugim sektorima. Jedan dodatni razlog tome leži u činjenici da osnovni faktor proizvodnje u toj oblasti, tj. zemlja, nije uključen u ovim ocenama u fiksne fondove. Jedan veliki problem u poljoprivredi je takodje efikasna organizacija proizvodnje u odredjenim institucionalnim uslovima. Očito je da je asocijacija fiksnih fondova i proizvodnje u poljoprivredi iz navedenih razloga dosta slaba. Uticaj onih faktora koji nisu korelirani sa fiksnim fondovima je veoma značajan. Ocena proizvodnih koeficijenata na osnovu ovde specificirane proizvodne funkcije će imati velike standardne greške, ali je zbog specifičnosti poljoprivrede teško uočiti neku zadovoljavajuću alternativu koja bi uspela da reši sve probleme.

Serije godišnjih vrednosti prosečnog proizvodnog

Tabela 35

Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za poljoprivredu (po republikama)

	Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	Bosna i Herceg.	Makedonija	Crna Gora
1952.	0,2609	0,2664	0,2262	0 2149	(3272	0,3906	0,2929
1953.	0,3726	0,4217	0,3081	0,2044	0,5030	0,4945	0,3383
1954.	0,3175	0,3299	0,2939	0,2361	0,3714	0,4586	0,2843
1955.	0,3827	0,3953	0,3581	0,2527	0,5004	0,5352	0,3413
1956.	0,3023	0,2915	0,2884	0,2401	0,3500	0,5219	0,3756
1957.	0,4231	0,4625	0,3807	0,2514	0,5146	0,5933	0,4136
1958.	0,3584	0,3291	0,3656	0,3127	0,4452	0,5313	0,3480
1959.	0,4472	0,5179	0,3639	0,2580	0,5896	0,5126	0,3836
1960.	0,3723	0,3913	0,3374	0,2618	0,4866	0,4713	0,3527
1961.	0,3457	0,3451	0,3275	0,2555	0,4899	0,3965	0,3992
1962.	0,3316	0,3495	0,3152	0,2265	0,4178	0,3853	0,2967

koeficijenta za poljoprivredu u tabeli 35 ispoljavaju velike varijacije iz godine u godinu, kao rezultat varijacija u proizvodnji. Vrednosti po republikama su dosta slične, s tim da se izdvaja Slovenija sa najnižim vrednostima i Bosna i Hercegovina i Makedonija sa višim vrednostima. Bez detaljnijeg poznavanja strukture i uslova proizvodnje u tim slučajevima teško je tragati za uzrokom tih razlika, ali se čini da su niske vrednosti za Sloveniju rezultat kapitalno intenzivnije poljoprivrede i delimično lošijih klimatskih i geografskih uslova.

Što se tiče numeričkih vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu u odnosu na odgovarajuće vrednosti za ostale sektore, oni su u svim republikama veći od vrednosti za saobraćaj i manji od vrednosti za sektor ostalo+, dok u odnosu na vrednosti za industriju ova jednoobraznost ne postoji. U Bosni i Hercegovini, Makedoniji i Crnoj Gori su vrednosti za poljoprivredu značajno veće od vrednosti za industriju, u Hrvatskoj i Sloveniji važi obrnuto, dok za Srbiju razlika nije značajna. Kako je Srbija najvažniji poljoprivredni rejon Jugoslavije, a suprotne tendencije se kompenziraju, vrednosti za Jugoslaviju u celini takodje nisu značajno različite. U rodnim godinama je veći prosečni proizvodni koeficijent u poljoprivredi, a u nerodnim godinama za industriju.

Zajednička karakteristika proizvodnih funkcija za poljoprivredu jesu niske vrednosti koeficijenta korelacije u poredjenju sa proizvodnim funkcijama za ostala tri velika sektora. No i pored toga linearna korelacija izmedju fiksnih fondova i proizvodnje je i u poljoprivredi značajna. Niži stepen korelacije ima za posledicu da su standardne greške parametara proizvodne funkcije velike, tako da su intervali poverenja intervalnog proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu veoma veliki. Zbog toga je bila u većini slučajeva onemogućena diskriminacija kada se testirala značajnost razlika u nagibima sektorskih proizvodnih funkcija po republikama. Iz istog razloga se i razlike u intervalnim proizvodnim koeficijentima za pojedine republike u poljopri-

Tabela 36

Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za poljoprivredu
(za Jugoslaviju i po republikama)

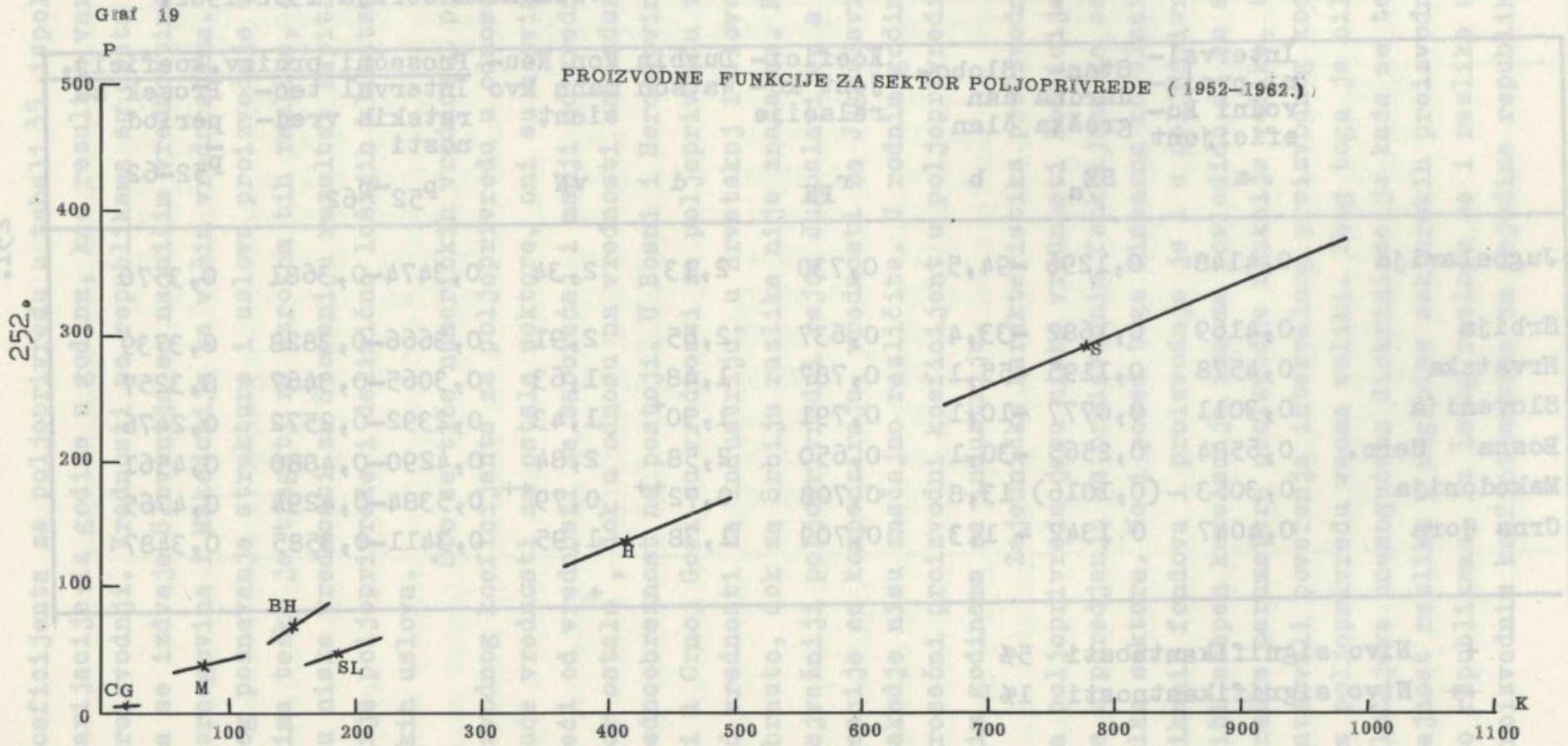
Vremenska serija 1952-1962.

	Intervalni proizvodni koeficijent a	Standardna greška SE_a	Slobodan član b	Koeficijent korelacije r_{PK}	Durbin Watson d	Von Neumann kvocient vN	Prosečni proizv. koeficij. Interval teoretskih vrednosti P_{52}-P_{62}	Prosek za period $\bar{P}_{52-62}$
Jugoslavija	0,4148	0,1296	-94,5	0,730	2,13	2,34	0,3474-0,3681	0,3570
Srbija	0,4169	0,1682	-33,4	0,637	2,65	2,91	0,3666-0,3828	0,3739
Hrvatska	0,4578	0,1195	-55,1	0,787	1,48	1,63	0,3065-0,3467	0,3257
Slovenija	0,3011	0,0777	-10,1	0,791	1,30+	1,43	0,2392-0,2572	0,2476
Bosna i Herc.	0,6584	0,2565	-30,1	0,650	2,58	2,84	0,4290-0,4880	0,4561
Makedonija	0,3053	(0,1016)	13,8	0,708	0,72++	0,79++	0,5384-0,4294	0,4765
Crna Gora	0,4047	0,1342	- 1,3	0,709	1,78	1,95	0,3411-0,3585	0,3487

\+ Nivo signifikantnosti 5%

++ Nivo signifikantnosti 1%

Graf 19


P
PROIZVODNE FUNKCIJE ZA SEKTOR POLJOPRIVREDE (1952–1962.)
500
400
300
200
100
0
252.
CG
M
BH
SL
H
S
K
100
200
300
400
500
600
700
800
900
1000
1100

vredi ne pokazuju značajnim ($F_{5,56} = 0,08$), mada se vrednosti ocene u tačci (vidi tabelu 36) u nekim slučajevima dosta razlikuju. Linearna specifikacija se pokazala kao neadekvatna jedino kod Makedonije, raspored odstupanja je takav da su vrednosti za prosečni proizvodni koeficijent za Makedoniju u tabeli 36 precenjene.*

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta u poljoprivredi

Zbog velike varijabilnosti proizvodnih koeficijenata u poljoprivredi je takodje teško oceniti tendenciju promena prosečnog proizvodnog koeficijenta. Tako prema t-testu slobodan član u proizvodnoj funkciji ni u jednom slučaju nije različit od nule, tako da bi se moglo zaključiti da ne postoji značajan trend prosečnog proizvodnog koeficijenta u poljoprivredi i da možemo ovaj koeficijent smatrati približno konstantnim u vremenu. Drugim rečima, podaci su toliko varijabilni da ne pružaju osnov za neku alternativnu hipotezu. Prema proizvodnoj funkciji vrednosti u tabeli 36 pokazuju veoma blago povećanje u svim slučajevima** osim u Makedoniji, gde je pad koeficijenta precenjen.

Gornje zapažanje se odražava i na prosečnim stopama porasta proizvodnih koeficijenata u poljoprivredi u posmatranom periodu, koje su, kao i u sektoru ostalo+, znatno niže nego za privredu u celini. Ove veoma spore promene u ocenjenim vrednostima proizvodnog koeficijenta uzrok su i neznatnim promenama elasticiteta u toku perioda odnosno njihovoj maloj apsolutnoj vrednosti.

Ova kretanja su rezultat relativno niskih prosečnih stopa rasta fiksnih fondova u poljoprivredi, od kojih su nešto niže još samo one u saobraćaju, kao i društvenog proizvoda, koje su niže nego u ostalim sektorima privrede. In-

---

* Vidi komentar u glavi o Makedoniji.

** Za Sloveniju Kendallov test rangova prosečnih proizvodnih koeficijenata u poljoprivredi pokazuje čak značajan rastući trend, što nije slučaj sa t-testom. S tim u vezi komentar je dat u glavi o Sloveniji.

teresantno je da su prosečne stope rasta po republikama veoma slične prosečnoj stopi rasta za Jugoslaviju u celini (3,7%) jedino u Makedoniji su ulaganja u poljoprivredu rasla osetno brže. Kako je ujednačenost prosečnih stopa rasta društvenog proizvoda* još veća, sličan je i relativan porast prosečnog koeficijenta (osim za Makedoniju).

Još jedna karakteristika koja je zajednička svim republikama je opadanje učešća fiksnih fondova poljoprivrede u privrednim fiksnim fondovima. Ova je tendencija bila naročito naglašena u Bosni i Hercegovini i Crnoj Gori. Osim Srbije i Makedonije, gde poljoprivredni fiksni fondovi predstavljaju jednu trećinu odnosno jednu četvrtinu privrednih fiksnih fondova, u ostalim republikama je taj udeo dosta niži.

Zbog zaostajanja stope rasta društvenog proizvoda opada i udeo poljoprivredne proizvodnje u društvenom proizvodu privrede. U tom pogledu ima osetnih razlika medju republikama. Tako na kraju perioda poljoprivreda daje oko jedne trećine ukupne proizvodnje u Srbiji i Makedoniji, dok je taj procenat spao u Sloveniji već na 12%. U Hrvatskoj, Bosni i Hercegovini i Crnoj Gori on iznosi oko 20%.

Raspored odstupanja od regresionih pravih pokazuje da su velike varijacije u godišnjim vrednostima društvenog proizvoda u poljoprivredi zajednička karakteristika poljoprivrede u svim republikama i to ne samo po intenzitetu već da se ta odstupanja podudaraju i u vremenu. Ovaj raspored do 1960. godine ukazuje na tendenciju ka negativnoj autokorelaciji, koja, medjutim, nije značajna. Može se uočiti da se kod poljoprivrede do 1959. godine pozitivna odstupanja povećavaju a negativna smanjuju. Prema tome, mada se

---

* Na bazi proizvodnih funkcija dinamika društvenog proizvoda kao i proizvodnog koeficijenta na osnovu vrednosti za 1952. i 1962. godinu ovde očito upućuje na pogrešne zaključke. Naime, prividno visok porast društvenog proizvoda odnosno proizvodnog koeficijenta po toj metodi posledica je vanredno niskog nivoa proizvodnje u 1952. godini.

Tabela 37

Neki strukturni i dinamički pokazatelji za sektor poljoprivrede
(po republikama)

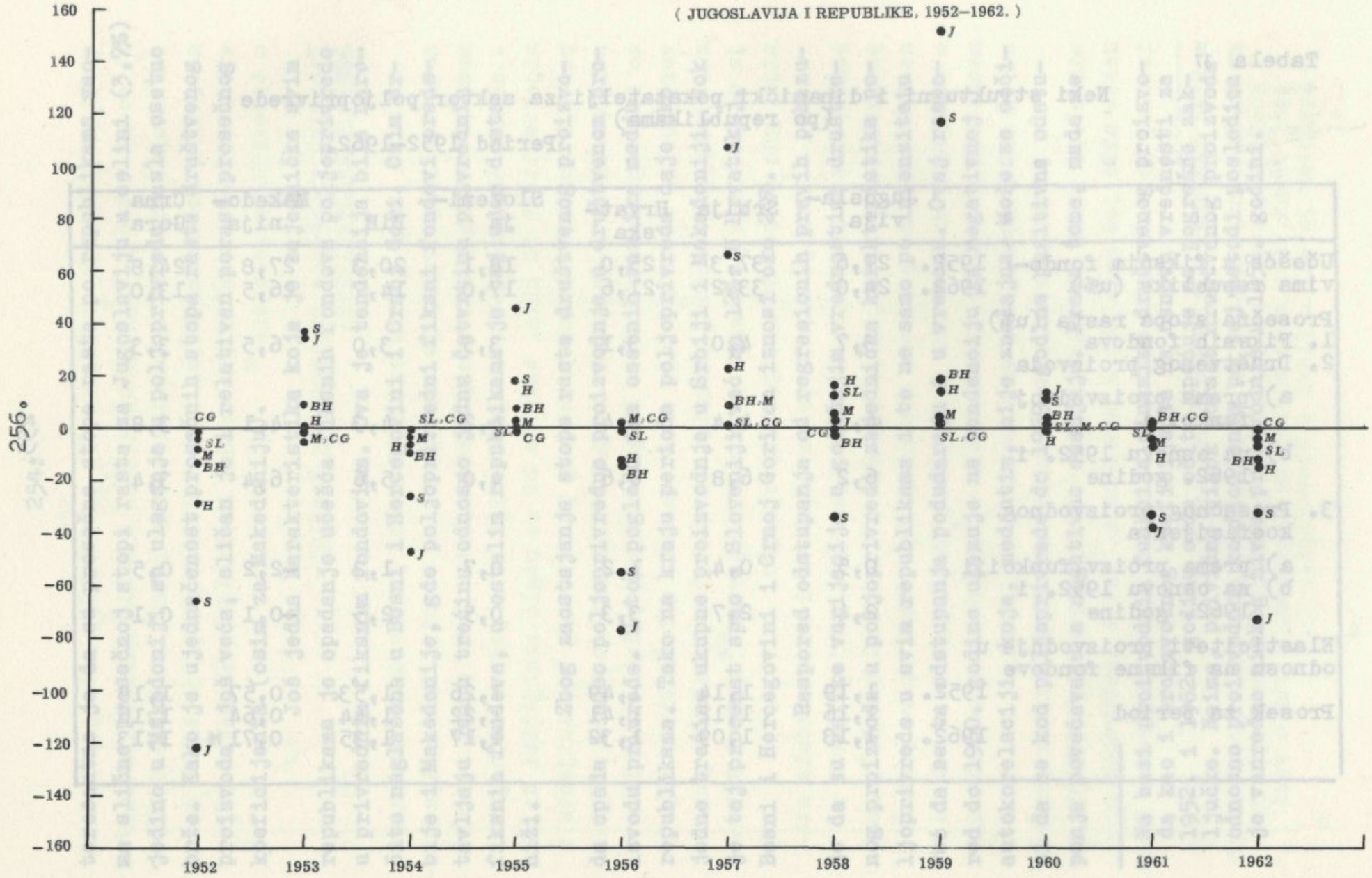
Period 1952-1962.

		Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
Učešće u fiksnim fondovima republike (u%)	1952.	27,6	37,3	25,0	18,1	20,3	27,8	24,8
	1962.	24,0	33,2	21,6	17,0	14,7	26,5	13,0
Prosečna stopa rasta (u%)								
1. Fiksnih fondova		3,7	4,0	3,1	3,5	3,0	6,5	3,3
2. Društvenog proizvoda								
a) prema proizvodnoj funkciji		4,3	4,4	4,4	4,2	4,3	4,1	3,8
b) na osnovu 1952. i 1962. godine		6,2	6,8	6,6	4,0	5,6	6,4	3,4
3. Prosečnog proizvodnog koeficijenta								
a) prema proizv.funkciji		0,5	0,4	1,2	0,7	1,2	-2,2	0,5
b) na osnovu 1952. i 1962. godine		2,4	2,7	3,3	0,5	2,5	-0,1	0,1
Elasticiteti proizvodnje u odnosu na fiksne fondove								
	1952.	1,19	1,14	1,49	1,26	1,53	0,57	1,19
Prosek za period		1,16	1,12	1,41	1,22	1,44	0,64	1,16
	1962.	1,13	1,09	1,32	1,17	1,35	0,71	1,13

Graf 20

ODSTUPANJA GODIŠNJIH VREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA ZA POLJOPRIVREDU

(JUGOSLAVIJA I REPUBLIKE, 1952–1962.)



zbog velikih odstupanja kod poljoprivrede ne pojavljuje značajna autokorelacija, ukoliko bi posebno izračunavali intervalni proizvodni koeficijent za prvi deo perioda, njegova bi vrednost daleko premašivala odgovarajuću vrednost za drugi deo perioda.* U tom pogledu su kretanja u poljoprivredi suprotna kretanjima u industriji, gde je intervalni proizvodni koeficijent manji u prvom i veći u drugom delu perioda. Ove dve suprotne tendencije su jedan od razloga da uprkos značajnoj autokorelaciji odstupanja za industriju proizvodne funkcije za privredu ne pokazuju značajnu autokorelaciju odstupanja.

Kao što smo videli, trend prosečnog proizvodnog koeficijenta u poljoprivredi nije bio značajan. Medjutim, ako pobliže pogledamo vremenske serije proizvodnih koeficijenata u tabeli 35 , vidimo da su se varijacije godišnjih vrednosti, mada su velike, do 1959. godine pojavljivale stalno na nešto višem nivou. Ovaj porast je u Sloveniji i Crnoj Gori čak značajan. Posle 1959. godine prosečni proizvodni koeficijent u svim republikama opada. Mada se i u poljoprivredi niži intervalni proizvodni koeficijent podudara vremenski sa dosta višom stopom rasta fiksnih fondova u drugom delu perioda,** osnovni uzrok opadanja prosečnog proizvodnog koeficijenta na kraju perioda je stagnacija poljoprivredne proizvodnje, a ne povećano investiranje u poljoprivredi, čiji su negativni efekti verovatno veoma mali.

* * *

U posmatranom periodu učešće poljoprivrede u fiksnim fondovima i društvenom proizvodu privrede opada u svim republikama. Ocenjivanje numeričkih vrednosti proizvodnih koeficijenata kao i istraživanje njihovih tendencija je zbog

---

* Vidi raniji rad /16, str.76,78/.

** Ibid.

niza faktora veoma otežano. Uticaj onih faktora koji nisu korelirani sa fiksnim fondovima je ovde veoma značajan. Velike varijacije godišnjih vrednosti otežavaju diskriminaciju različitih hipoteza o karakterističnim tendencijama proizvodnog koeficijenta u poljoprivredi.

Ukoliko posmatramo vrednosti za ceo period, prosečna stopa rasta fiksnih fondova i prosečna stopa rasta društvenog proizvoda su za sve republike veoma slične. Jedino su u Makedoniji fiksni fondovi u poljoprivredi rasli brže. Pošto obe pomenute prosečne stope rasta iznose negde oko 4% godišnje, trend prosečnog proizvodnog koeficijenta u poljoprivredi nije značajan.

Medjutim, unutar perioda ova kretanja nisu bila ravnomerna. Sa jedne strane, prosečna stopa rasta fiksnih fondova je u drugom delu perioda osetno viša, dok, sa druge strane, poljoprivredna proizvodnja, posle relativno brzog rasta u proseku do 1959. godine od 1960. godine stagnira približno negde na nivou proizvodnje iz 1957. godine. Tako u prvom delu perioda prosečni proizvodni koeficijent pokazuje tendenciju ka porastu, dok u poslednje tri godine opada. Dalji tok dogadjaja će pokazati da li je ova stagnacija poljoprivredne proizvodnje slučajna pojava ili predstavlja značajne promene u parametrima proizvodne funkcije u poljoprivredi.

SAOBRAĆAJ

Kao što smo ranije videli, vrednosti kako prosečnih tako i intervalnih proizvodnih koeficijenata u saobraćaju niže su od odgovarajućih vrednosti za ostale velike sektore. Od svih tih sektora relativni proizvodni koeficijenti su jedino u saobraćaju manji od jedinice, i to znatno. Tako se vrednosti relativnog proizvodnog koeficijenta u saobraćaju za Jugoslaviju nalaze u tom periodu izmedju 0,15 i 0,22. U taj interval pada i većina godišnjih vrednosti relativnog proizvodnog koeficijenta za republike. U proseku bi se moglo reći da su prosečni proizvodni koeficijenti u saobraćaju kod nas oko 4 do 5 puta niži od odgovarajućih vrednosti za privredu, a oko 10 puta niži od vrednosti za sektor ostalo+.

Tabela 38 daje godišnje vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za saobraćaj po republikama. Ove serije pokazuju ne samo veoma slične tendencije već su i apsolutne vrednosti koeficijenata po republikama veoma slične. Najveće su razlike izmedju vrednosti za Sloveniju i BiH, vrednosti za Sloveniju iznose u proseku nešto preko 70% vrednosti za Jugoslaviju, a za BiH oko 110% ove vrednosti. Dakle, čak najveće razlike izmedju republika u tom periodu ne predstavljaju velika odstupanja od vrednosti za Jugoslaviju, bez obzira na to koliko velike mogu biti razlike unutar sektora saobraćaja, kao što su npr. struktura pojedinih grana saobraćaja, razvijenost, specifični uslovi itd.

Slična je situacija i što se tiče vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta. U svim republikama kao i za Jugoslaviju u celini može se zapaziti da je vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta u proizvodnoj funkciji za sektor saobraćaja znatno niža od odgovarajućih vrednosti za ostale sektore. Testiranje signifikantnosti razlika u nagibima sektorskih proizvodnih funkcija po republikama je pokazalo da su praktično u svim slučajevima vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za saobraćaj značajno niže

Tabela 38

Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za saobraćaj (po republikama)

	Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
1952.	0,0360	0,0381	0,0408	0,0243	0,0398	0,0338	0,0216
1953.	0,0391	0,0403	0,0419	0,0283	0,0476	0,0391	0,0260
1954.	0,0416	0,0419	0,0493	0,0300	0,0426	0,0413	0,0146
1955.	0,0481	0,0511	0,0536	0,0350	0,0538	0,0415	0,0176
1956.	0,0481	0,0486	0,0552	0,0350	0,0507	0,0462	0,0394
1957.	0,0535	0,0546	0,0625	0,0372	0,0543	0,0466	0,0478
1958.	0,0567	0,0616	0,0616	0,0394	0,0590	0,0572	0,0435
1959.	0,0614	0,0663	0,0651	0,0431	0,0701	0,0593	0,0479
1960.	0,0703	0,0794	0,0711	0,0507	0,0778	0,0692	0,0568
1961.	0,0702	0,0738	0,0745	0,0525	0,0791	0,0556	0,0724
1962.	0,0714	0,0732	0,0742	0,0621	0,0802	0,0538	0,0679

od vrednosti za ostale sektore.*

Tabela 39 pokazuje niz zajedničkih karakteristika proizvodnih funkcija za saobraćaj po republikama. Koeficijenti korelacije su veoma visoki, linearna specifikacija je adekvatna, standardne greške intervalnog proizvodnog koeficijenta su i apsolutno i relativno male, koeficijent b je u svim slučajevima negativan i značajno različit od nule. Tako sve proizvodne funkcije pokazuju veoma jak porast prosečnog proizvodnog koeficijenta i male razlike u vrednostima za pojedine republike.

Razlike izmedju intervalnih proizvodnih koeficijenata za Srbiju, Hrvatsku, Sloveniju i Bosnu i Hercegovinu u posmatranom periodu nisu značajne ($F_{3,30} = 2,54$). Isto tako nešto niže odgovarajuće vrednosti za Makedoniju i Crnu Goru se medjusobno ne razlikuju. Kako te dve republike predstavljaju samo oko 4% odnosno 2% fiksnih fondova i društvenog proizvoda saobraćaja u Jugoslaviji, ovo samo neznatno utiče na odgovarajuće vrednosti za Jugoslaviju u celini.

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta u saobraćaju

Trend prosečnog proizvodnog koeficijenta u saobraćaju je visoko signifikantan u svim slučajevima. Ova konstatacija važi kako za Kendallov test rangova godišnjih vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta tako i za t-test slobodnog člana u proizvodnim funkcijama. Dinamika porasta prosečnog proizvodnog koeficijenta je u svim slučajevima znatno veća nego u drugim sektorima. Čak u Makedoniji, gde je porast najmanji, prosečni proizvodni koeficijent je rastao u tom periodu po prosečnoj stopi od 4,4% godišnje, dok odgovarajuća vrednost za Jugoslaviju u celini iznosi 6,7%.

Veliko povećanje prosečnog proizvodnog koeficijenta u saobraćaju rezultat je veoma brzog porasta društvenog

---

* Jedini izuzetak u nekim republikama predstavlja uporedjivanje ovih vrednosti sa vrednostima intervalnog proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu. Zbog vanredno velikih standardnih grešaka koeficijenata za poljoprivredu u tim slučajevima formalna diskriminacija nije bila moguća, ali zaključak očigledno važi.

Graf 21

PROIZVODNE FUNKCIJE ZA SEKTOR SAOBRAĆAJA (1952–1962)

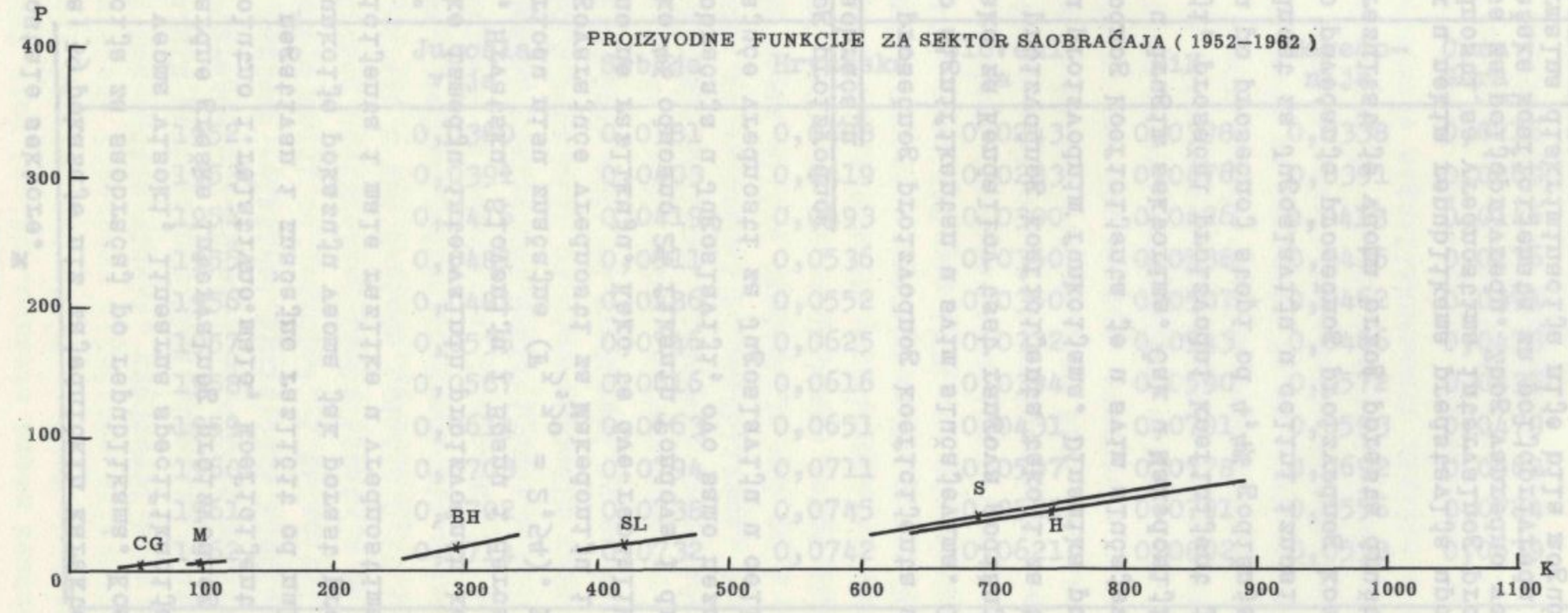


Tabela 39

Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za saobraćaj
(za Jugoslaviju i po republikama)

Vremenska serija 1952-1962.

	Intervalni proizvodni koeficij. a	Standardna greška SE_a	Slobodan član b	Koeficijen korelacije r_{PK}	Durbin Watson d	Von Neumann kvocient vN	Prosečni proizv.koefic. Interval teoretskih vrednosti $P_{52}-P_{62}$	Prosek za period $\bar{P}_{52-62}$
Jugoslavija	0,1747	0,0069	-274,7	0,993	1,71	1,88	0,0386-0,0743	0,0555
Srbija	0,1831	0,0146	- 85,9	0,973	1,48	1,62	0,0421-0,0798	0,0586
Hrvatska	0,1595	0,0068	- 73,7	0,992	1,36	1,49	0,0443-0,0767	0,0603
Slovenija	0,1860	0,0126	- 61,1	0,980	1,48	1,63	0,0278-0,0569	0,0406
Bos.i Herceg.	0,2181	0,0138	- 46,1	0,982	1,71	1,88	0,0366-0,0823	0,0607
Makedonija	0,1242	0,0219	- 7,7	0,884	1,15+	1,26	0,0404-0,0625	0,0502
Crna Gora	0,1185	0,0097	- 4,0	0,971	1,67	1,84	0,0116-0,0677	0,0457

+ Nivo signifikantnosti 5%

Graf 22

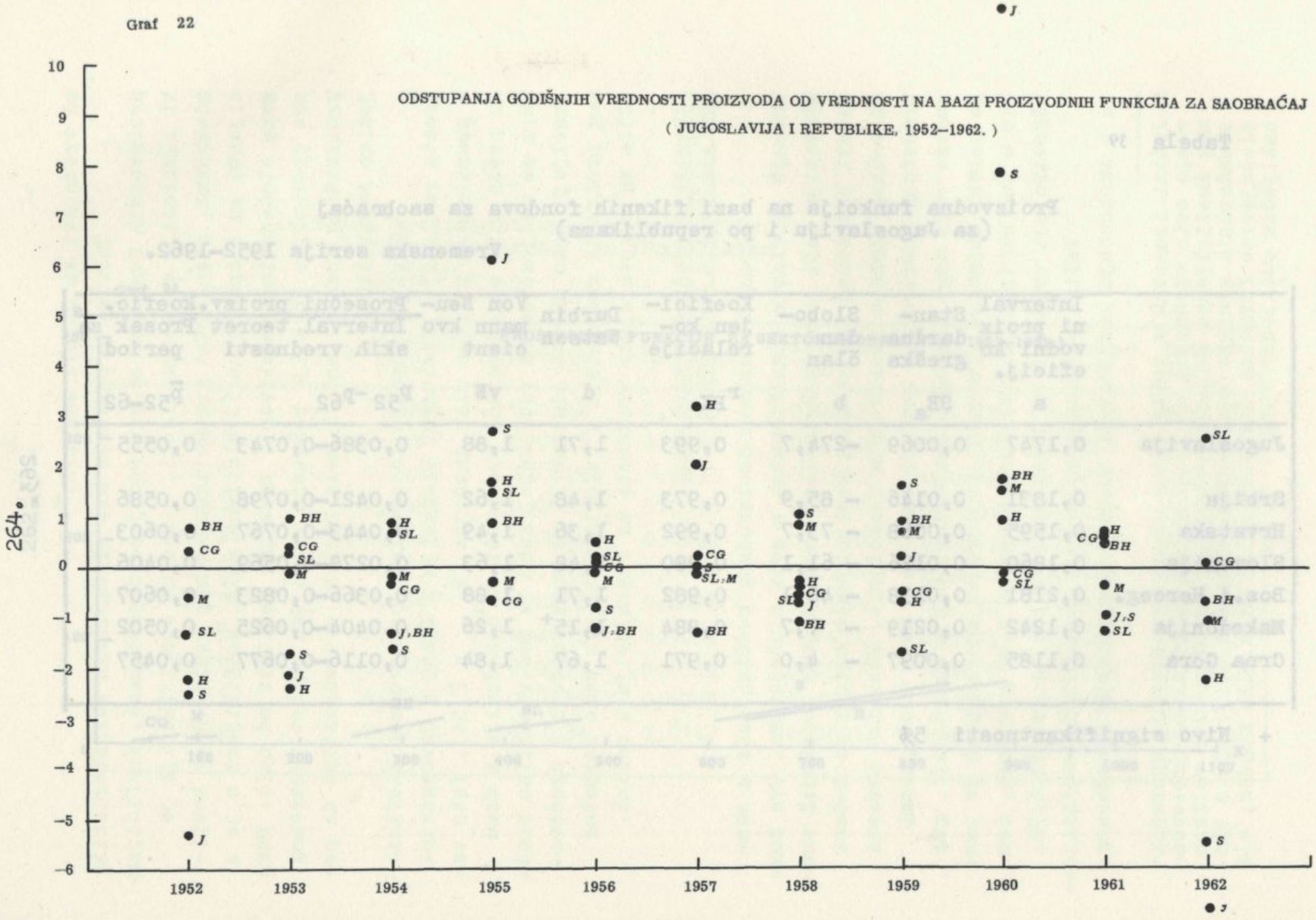

ODSTUPANJA GODIŠNJIH VREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA ZA SAOBRAĆAJ
(JUGOSLAVIJA I REPUBLIKE, 1952–1962.)
10
9
8
7
6
5
4
3
2
1
0
−1
−2
−3
−4
−5
−6
1952
1953
1954
1955
1956
1957
1958
1959
1960
1961
1962

Tabela 40

Neki strukturni i dinamički pokazatelji za sektor saobraćaja (po republikama)

Period 1952-1962.

		Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
Učešće u fiksnim fondovima republike (u%)	1952.	39,7	34,2	43,8	42,9	39,2	42,9	46,5
	1962.	32,5	28,2	38,8	35,1	28,3	29,6	37,2
Prosečna stopa rasta (u%)								
1. Fiksnih fondova		3,1	3,1	3,3	2,0	2,9	3,1	7,7
2. Društvenog proizvoda								
a) prema proizvodnoj funkciji		10,1	9,9	9,2	9,6	11,6	7,7	28,4
b) na osnovu 1952. i 1962. godine		10,4	10,1	9,7	12,1	10,4	8,0	20,8
3. Prosečnog proizvodnog koeficijenta								
a) Prema proizv.funkciji		6,7	6,6	5,6	7,4	8,4	4,4	19,3
b) Na osnovu 1952. i 1962. godine		7,1	6,7	6,2	9,8	7,3	4,7	12,2
Elasticiteti proizvodnje u odnosu na fiksne fondove								
	1952.	4,53	4,35	3,60	6,69	5,96	3,07	10,22
Prosek za period		3,15	3,12	2,65	4,58	3,59	2,47	2,59
	1962.	2,35	2,29	2,08	3,27	2,65	1,99	1,75

proizvoda u ovoj oblasti u toku čitavog posmatranog perioda. Za Jugoslaviju prosečna stopa rasta društvenog proizvoda iznosi 10,1%. Sličan tempo porasta karakterističan je i za sve republike. Ova ujednačenost prosečnih stopa rasta po republikama može se zapaziti i u slučaju fiksnih fondova saobraćaja, mada na jednom niskom nivou od oko 3% godišnje. Jedino odgovarajuće vrednosti za Crnu Goru odstupaju po numeričkoj vrednosti od ovih zajedničkih tendencija, ali su visoki relativni pokazatelji u ovom slučaju očito posledica niskih apsolutnih vrednosti posmatranih ekonomskih kategorija.

Ove se karakteristike odražavaju i na numeričke vrednosti elasticiteta proizvodnje u odnosu na fiksne fondove. Razlika izmedju intervalnog i prosečnog proizvodnog koeficijenta je toliko velika da su uprkos vanredno visokim stopama rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta ti elasticiteti i na kraju perioda još praktično u svim slučajevima veći od 2. To dalje znači da je koeficijent elastičnosti prosečnog proizvodnog koeficijenta u saobraćaju još uvek veći od jedinice, tj. ne samo pozitivan već da se prema proizvodnoj funkciji može još očekivati da prosečni proizvodni koeficijenti neće rasti sporije od fiksnih fondova (ukoliko se ne promene parametri proizvodne funkcije).

Uticaj promena u saobraćaju na globalni proizvodni koeficijent

Jedna dalja zajednička karakteristika sektora saobraćaja jeste opadanje učešća fiksnih fondova saobraćaja u fiksnim fondovima privrede, dok učešće društvenog proizvoda saobraćaja u ukupnom društvenom proizvodu ostaje približno konstantno ili pokazuje neznatno povećanje. Zaostajanje dinamike porasta fiksnih fondova u saobraćaju za porastom u ostalim sektorima privrede uz istovremeni brzi porast društvenog proizvoda jeste odraz sve boljeg, a ponekad i prekomernog korišćenja kapaciteta u ovoj infrastrukturnoj oblasti privrede. Opadanje učešća saobraćaja je u svim republikama veoma izrazito. Čak u Hrvatskoj, koja kao republika sa najviše fiksnih fondova i najvećim društvenim

proizvodom u saobraćaju (tj. gde je saobraćaj izuzetno važna privredna oblast) pokazuje najmanji pad, učešće saobraćaja u proizvodnim fiksnim fondovima opalo je u toku posmatranog perioda od 43,8% na 38,8% (tj. za pet strukturnih procenata). U ostalim slučajevima ova se tendencija još jače ispoljila, tako da su strukturne promene još veće.

Promene u sektorskoj strukturi fiksnih fondova u periodu 1952-1962. su u glavnim crtama iste u svim republikama: učešće saobraćaja je znatno opalo, opada takodje i učešće poljoprivrede ali osetno sporije. Ova relativna smanjenja kompenzirana su veoma brzim porastom učešća industrije, dok učešće sektora ostalo+ u privrednim fiksnim fondovima ostaje približno konstantno. Strukturna komponenta porasta globalnog proizvodnog koeficijenta je u stvari ponderisana promena u strukturnim koeficijentima, gde su ponderi sektorski proizvodni koeficijenti. Negativne promene u saobraćaju i poljoprivredi zajedno približno su kompenzirane pozitivnom promenom kod industrije. Pošto su prosečni proizvodni koeficijenti za industriju i poljoprivredu u prvoj aproksimaciji dosta bliski*, a prosečni proizvodni koeficijenti za saobraćaj su najmanje pet puta niži od onih za industriju, očito je da, grubo uzevši, promene koje se dešavaju u saobraćaju predstavljaju bazu za veličinu i predznak strukturne komponente promena globalnog proizvodnog koeficijenta.

Pored ovog, moglo bi se reći indirektnog efekta, preko strukturne komponente postoji i direktni efekat ranije analiziranih karakteristika i tendencija proizvodnog koeficijenta u saobraćaju na globalni proizvodni koeficijent. Kao i indirektan efekat preko strukturne komponente i ovaj efekat je u posmatranom periodu pozitivan. Da bismo taj efekat izolirali, u tabeli 41 izračunati su pored već poznatog

---

* Mada je u Hrvatskoj i Sloveniji prosečni proizvodni koeficijent za industriju značajno veći, a u Bosni i Hercegovini i Crnoj Gori značajno manji od proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu, kako u ovim tako i u drugim slučajevima količnik odgovarajućih vrednosti za oba sektora nikad ne prelazi 2.

Tabela 41

Uticaj promena u proizvodnom koeficijentu u saobraćaju na globalni proizvodni koeficijent

Jugoslavija i republike 1952-1962.

		Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
Ocenjene vrednosti	p_{oo}	0,2363	0,2673	0,2235	0,2042	0,2241	0,2984	0,2126
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,2534	0,2820	0,2403	0,2324	0,2242	0,3370	0,2087
	p_{so}	0,2505	0,2802	0,2377	0,2167	0,2420	0,3078	0,2386
	p_{st}	0,2650	0,2926	0,2529	0,2426	0,2371	0,3436	0,2296
Indeks strukturne komponente	$I_{w(L)}$	107,3	105,5	107,5	113,8	100,1	113,0	98,2
Standardizirani indeks	$I_{s(L)}$	106,0	104,8	106,4	106,1	108,0	103,2	112,3
Indeks ukupne pretpostavljene promene	$I_{p,s}$	112,2	109,5	113,2	118,8	105,8	115,2	108,0

$$I_{s(L)} = \frac{p_{so}}{p_{oo}} \qquad I_{p,s} = \frac{p_{st}}{p_{oo}}$$

hipotetičkog agregata p_{ot} i hipotetički agregati p_{so} (koji pokazuje koliki bi bio globalni proizvodni koeficijent u periodu t, pod pretpostavkom da se promenio samo prosečni proizvodni koeficijent u saobraćaju* a da su ostali konstantni kako proizvodni koeficijenti u ostalim sektorima tako i sektorska struktura u celini) i p_{st} (isto kao gore, samo sa stvarnom strukturom perioda t).

Ako najpre pogledamo indeks strukturne komponente, vidimo da je strukturni efekat neznatan i, prema tome, zanemariv u slučaju Bosne i Hercegovine i Crne Gore. Odsustvo jačeg pozitivnog strukturnog efekta u ova dva slučaja proizilazi iz toga što su vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu,** čije učešće baš u tim republikama brzo opada, veće od odgovarajuće vrednosti za industriju, tako da se ova negativna razlika kompenzira sa pozitivnom razlikom u vezi sa saobraćajem. Indeks strukturne komponente je najviši u slučaju Slovenije i Makedonije, gde je on praktično u celini posledica strukturnih promena izmedju industrije i saobraćaja jer je učešće poljoprivrede i sektora ostalo+ u fiksnim fondovima privrede ostalo skoro isto.

Standardizirani indeks $I_{s(L)}$ pokazuje relativnu promenu globalnog proizvodnog koeficijenta koja je rezultat direktnog efekta promene prosečnog proizvodnog koeficijenta u saobraćaju kod konstantne strukture. Vidimo da je ovaj efekat u više slučajeva približno jednak efektu strukturne komponente, dok je za Bosnu i Hercegovinu i Crnu Goru daleko veći jer je strukturna komponenta tamo nepovoljna, odnosno neznatna. Uprkos veoma malim apsolutnim vrednostima prosečnih proizvodnih koeficijenata u saobraćaju je njihov vanredno brzi porast u posmatranom periodu osetno uticao na poboljšanje globalnog proizvodnog koeficijenta.

---

* Prema proizvodnoj funkciji u tabeli 39 , vrednosti p za ostale sektore se isto odnose na odgovarajuće vrednosti iz proizvodnih funkcija, osim za Crnu Goru. Razlog i komentar za ovaj izuzetak vidi u poglavlju o Crnoj Gori.

** Za Crnu Goru to važi i za sektor ostalo+.

Ovaj uticaj kretanja u saobraćaju izgleda još dosta značajniji ako pretpostavimo da možemo spojiti direktan i indirektan efekat na taj način što posmatramo razliku $(p_{st} - p_{oo})$, tj. promenu u globalnom proizvodnom koeficijentu zbog promene strukture i porasta proizvodnog koeficijenta u saobraćaju, a da se ostali sektorski proizvodni koeficijenti ne menjaju. Relativno na vrednost globalnog koeficijenta u baznom periodu taj je efekat dat indeksom $I_{p,s}$. Te vrednosti pokazuju da su kretanja u saobraćaju veoma važna komponenta porasta globalnog proizvodnog koeficijenta u posmatranom periodu. Npr. za Jugoslaviju u celini globalni proizvodni koeficijent bi se, po pretpostavci, povećavao po prosečnoj stopi rasta od 1,1% samo u zavisnosti od te komponente.

* * *

Saobraćaj predstavlja kapitalno najintenzivniji sektor privrede. Za fiksne fondove saobraćaja karakteristična je njihova nedeljivost i dugi vek trajanja. Zbog toga su vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata u saobraćaju daleko manje nego za druge sektore, pogotovu u ranim fazama privrednog razvoja. Ovo važi i za proizvodne koeficijente saobraćaja u našim republikama, kako za prosečne tako i za intervalne.

U posmatranom periodu sektor saobraćaja pokazuje sve karakteristike infrastrukture u brzo rastućoj privredi. Visoka stopa rasta društvenog proizvoda privrede u tom periodu omogućuje bolje iskorišćavanje kapaciteta u saobraćaju tako da društveni proizvod u saobraćaju raste čak nešto brže. Dok učešće saobraćaja u društvenom proizvodu privrede ostaje približno isto ili neznatno raste, učešće fiksnih fondova saobraćaja u privrednim fiksnim fondovima u svim republikama brzo opada. Naime, zbog intenzivnijeg iskorišćavanja ranije podignutih objekata moguća je velika razlika izmedju prosečnih stopa rasta društvenog proizvoda i fiks-

nih fondova u saobraćaju (za Jugoslaviju 10,1% i 3,1%, respektivno).

Ovo kretanje je rezultiralo u veoma visokim vrednostima elasticiteta proizvodnje u odnosu na fiksne fondove, tj. u velikim razlikama izmedju vrednosti intervalnih i prosečnih proizvodnih koeficijenata. Tako prosečni proizvodni koeficijent u saobraćaju u svim slučajevima veoma brzo raste, u svim republikama je rastući trend prosečnog koeficijenta visoko signifikantan.

Zbog toga saobraćaj vrši znatan uticaj i na kretanje globalnog proizvodnog koeficijenta, kako direktno tako i indirektno preko strukturne komponente. Naime, visoka stopa porasta prosečnog proizvodnog koeficijenta u saobraćaju bi uprkos maloj apsolutnoj vrednosti povećanja u odsustvu drugih promena bila u stanju da dovede do povećanja globalnog proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju za 6% u tom razdoblju. Ako se tome doda još efekat preko strukturne komponente, na osnovu rezoniranja da smanjenje učešća fiksnih fondova saobraćaja kao sektora sa daleko najnižim proizvodnim koeficijentima omogućava da se poveća učešće fiksnih fondova sektora gde je taj koeficijent viši (konkretno industrije), onda bi taj zajednički efekat za Jugoslaviju za protekli period, čija svaka komponenta posebno ima pozitivan efekat na povećanje globalnog proizvodnog koeficijenta, doveo do povećanja proizvodnog koeficijenta za privredu za 12,2%.

Očito je da je efekat ovog infrastrukturnog sektora na povećanje globalnog proizvodnog koeficijenta, ili na smanjenje negativnih efekata u drugim sektorima, u uslovima brzog privrednog razvoja veoma značajan.

SEKTOR OSTALO+

U ovom sektoru agregirane su sve ostale proizvodne delatnosti koje nisu obuhvaćene u prethodna tri velika sektora. Ukoliko izuzmemo šumarstvo, koje se nalazi u sektoru "ostalo", odnosno ostalo+ zbog toga što su kod Vinskoga fiksni fondovi šumarstva dati medju ostalim proizvodnim fiksnim fondovima, ovaj sektor sadrži uglavnom radno intenzivne delatnosti. To su, sa jedne strane, uslužne delatnosti koje se po klasifikaciji SZS ubrajaju u proizvodne delatnosti, dok gradjevinarstvo, sa druge strane, predstavlja materijalnu bazu jednog važnog dela investicione aktivnosti.

Zbog pretežno radno intenzivnog karaktera ovih delatnosti njihov udeo u društvenom proizvodu privrede je dosta značajniji od udela u fiksnim fondovima privrede. Dok društveni proizvod sektora ostalo+ predstavlja približno jednu petinu društvenog proizvoda Jugoslavije i pojedinih republika, fiksni fondovi iznose samo oko 8% privrednih fiksnih fondova. Prema tome, relativni proizvodni koeficijent je veći od dva i veći od odgovarajućih vrednosti za druge sektore.

Mogu se zapaziti velike sličnosti izmedju odgovarajućih vrednosti za pojedine republike u tabeli 42. Gradjevinarstvo kao i zanatstvo obuhvata po 1-2% fiksnih fondova u privredi, sektor "ostalo" oko 5%, a ceo agregat ostalo+ oko 8%. Uporedjujući ove vrednosti za 1952. i 1962. godinu možemo videti da se nisu mnogo promenile, tj. kako struktura unutar agregata ostalo+ tako i udeo tog agregata u ukupnim fiksnim fondovima mogu se smatrati relativno konstantnim. Ipak, udeo sektora ostalo+ je nešto viši u manje razvijenim republikama i, nasuprot vrednostima za razvijenije republike, opada u posmatranom periodu. Naime, u ranoj fazi industrijalizacije ove su delatnosti relativno veće jer je nizak udeo industrije karakterističan za strukturu u toj fazi razvoja. Kao ilustracija može poslužiti primer Crne Gore, gde je u 1952. godini udeo industrije u fiksnim fondovima privrede iznosio samo 13,8%, tj. čak manje nego udeo sektora ostalo+.

Tabela 42

Učešće fiksnih fondova i društvenog proizvoda sektora ostalo+ u agregatima za privredu

u %

	Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	Bosna i Herc.	Makedonija	Crna Gora
Učešće u fiksnim fondovima			1952.				
Gradjevinarstvo	1,2	1,1	1,1	0,9	2,0	1,6	2,1
Zanatstvo	2,0	2,2	1,5	1,1	2,9	5,0	2,4
Ostalo	4,6	3,1	5,3	5,3	5,4	4,9	10,4
Ostalo+	7,8	6,4	7,9	7,3	10,3	11,5	14,9
			1962.				
Gradjevinarstvo	1,4	1,4	1,3	1,1	1,5	1,8	1,5
Zanatstvo	1,8	1,9	1,5	1,6	1,8	3,2	1,3
Ostalo	4,9	3,8	5,6	5,8	5,0	5,1	6,7
Ostalo+	8,1	7,1	8,4	8,5	8,3	10,1	9,5
Učešće u društvenom proizvodu			1962.				
Gradjevinarstvo	6,2	6,1	5,7	6,5	5,9	8,0	9,3
Zanatstvo	3,6	3,7	4,0	3,6	2,5	3,9	3,0
Ostalo	9,0	9,4	8,8	9,4	7,4	8,0	11,6
Ostalo+	18,8	19,2	18,5	19,5	15,8	19,9	23,9

U toku industrijalizacije udeo industrije raste, ali se u odnosu na udeo sektora ostalo+ razvijenije i manje razvijene republike ponašaju drukčije. U svim republikama opada udeo saobraćaja u fiksnim fondovima privrede, udeo poljoprivrede opada sporije ili je približno konstantan, dok udeo fiksnih fondova sektora ostalo+ veoma blago raste u razvijenijim republikama, a nešto brže opada u manje razvijenim. U slučaju Crne Gore pad je veoma izrazit baš zbog velike disproporcije u početku koja je brzo otklanjana.

Što se tiče promena u strukturi društvenog proizvoda, one su takodje simptomatične. Dok se u razvijenim republikama opadanje učešća zanatstva jasno ispoljava, u manje razvijenim republikama je ono neznatno. Učešće sektora "ostalo" je približno konstantno, izuzev Crne Gore. Gradjevinarstvo sledi intenzivnost investiranja. Zbog toga njegovo učešće u društvenom proizvodu u toku perioda najpre opada a kasnije opet raste, osim u Crnoj Gori gde ono stalno i veoma izrazito opada. U BiH, Makedoniji i posebno u Crnoj Gori je učešće gradjevinarstva na kraju perioda osetno niže nego na početku, što je rezultat dva faktora: velike stope porasta društvenog proizvoda industrije u tom periodu, s jedne strane, i neobično visokog učešća gradjevinarstva na početku perioda zbog veoma velikog volumena investicija u jednoj nerazvijenoj privredi, sa druge strane.

Učešće sektora ostalo+ u celini je u razvijenijim republikama neznatno opadalo sa tendencijom da se ovaj trend u drugoj polovini perioda preokrene na više i onda stabilizira. U manje razvijenim republikama je taj pad bio dosta izrazit, mada se, osim u Crnoj Gori, i ovde u poslednjim godinama već ispoljava ista tendencija kao u razvijenijim republikama. Tako je u 1962. godini struktura društvenog proizvoda, što se tiče ovih sektora, dosta ujednačena u svim republikama.

Mada su relativni proizvodni koeficijenti za sektor ostalo+ u svim republikama značajno veći od vrednosti za druge sektore, to ne važi u svim slučajevima i za svaki od sektora koji ga sačinjavaju pojedinačno. Naime, u odnosu na

veličinu proizvodnog koeficijenta agregat ostalo+ nije toliko homogen da bi se u jednoj detaljnijoj analizi te razlike mogle zanemariti. Kod medjunarodnih uporedjenja uzimamo sektor ostalo+ kao celinu koja sadrži uslužne delatnosti i gradjevinarstvo, dok ćemo za našu zemlju dati još neka dodatna zapažanja o delatnostima unutar tog sektora.

Najviši proizvodni koeficijent ima gradjevinarstvo, gde su praktično sve godišnje vrednosti veće od jedinice, a relativni proizvodni koeficijenti od 3. Kao što smo videli kod analize proizvodnih koeficijenata po republikama, čak u svakoj pojednoj godini je proizvodni koeficijent za gradjevinarstvo veći od odgovarajućih vrednosti za druge sektore. Razlike izmedju vrednosti za gradjevinarstvo i saobraćaj su najveće unutar definisanih šest sektora. Čak u godinama kada su te razlike najmanje, ni u jednoj republici se ne može zapaziti slučaj da bi vrednost za gradjevinarstvo bila manje nego 16 puta veća od one za saobraćaj, npr. prosečne vrednosti za posmatrani period se za Jugoslaviju razlikuju za 23 puta.

Izmedju vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za gradjevinarstvo o pojedinim republikama postoje veoma male razlike, iako su se u toku perioda ove vrednosti dosta menjale unutar republike. Jedino vrednosti za Sloveniju i na početku perioda i za Crnu Goru izdvajaju se kao više od ostalih.

Vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za zanatstvo i sektor"ostalo" su niže, tako da su razlike izmedju vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za ta dva sektora, kako medjusobno tako i u odnosu na druge sektore, manje izrazite i ne više iste u svim republikama. Što se tiče vrednosti za zanatstvo, one su najviše u Hrvatskoj i Sloveniji, nešto niže u Srbiji, dok manje razvijene republike pokazuju ujednačene, ali osetno niže vrednosti od onih za razvijenije republike. Daleko najveći proizvodni koeficijent za sektor "ostalo" je u Srbiji, ostale se vrednosti ne razlikuju mnogo, s tim što su vrednosti u Crnoj Gori osetno niže od ostalih.

Tabela 43

Prosečni proizvodni koeficijenti fiksnih fondova za ostalo+ (po republikama)

	Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
1952.	0,6469	0,7962	0,5764	0,5774	0,6395	0,5447	0,5126
1953.	0,6742	0,8198	0,6184	0,6108	0,6003	0,6838	0,5691
1954.	0,7226	0,8695	0,6800	0,6875	0,6431	0,5941	0,6434
1955.	0,7170	0,8506	0,7003	0,6891	0,5656	0,6523	0,6763
1956.	0,6452	0,8359	0,6332	0,6010	0,4588	0,5155	0,4932
1957.	0,6897	0,9246	0,6581	0,6306	0,4941	0,5265	0,5395
1958.	0,6837	0,9040	0,6442	0,6493	0,4850	0,5365	0,4658
1959.	0,7149	0,9354	0,6826	0,6724	0,5261	0,5294	0,4551
1960.	0,7486	0,9350	0,7165	0,7117	0,5993	0,5663	0,4773
1961.	0,7792	0,9753	0,7393	0,7597	0,5865	0,6329	0,5450
1962.	0,7499	0,9399	0,6929	0,7401	0,5685	0,6188	0,5150

Ako posmatramo vrednosti proizvodnih koeficijenata za zanatstvo i sektor "ostalo" u odnosu na odgovarajuće vrednosti za druge sektore, vidimo da taj odnos nije svugde isti. Dok u Jugoslaviji zanatstvo zauzima rang 2 i sektor "ostalo" rang 3, što je slučaj i sa Hrvatskom, u Srbiji je taj redosled obrnut. U Sloveniji zauzima zanatstvo rang 2, ali sektor "ostalo" deli rang 3 i 4 sa industrijom. U manje razvijenim republikama su ti odnosi dosta nepravilniji. Tako u BiH sektor "ostalo" zajedno sa poljoprivredom zauzima rang 2 i 3, a zanatstvo tek 4. U Makedoniji je koeficijent u sektoru "ostalo" rangiran kao drugi, a za zanatstvo tek kao peti. U Crnoj Gori poljoprivreda i zanatstvo zauzimaju rangove 2 i 3, a sektor "ostalo" rang 4. Prema tome, dok se u razvijenijim republikama vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za sva tri sektora koja sačinjavaju agregat ostalo^{+} znatnije razlikuju od proizvodnih koeficijenata za industriju, poljoprivredu i saobraćaj, ovo isto ne važi za sve ove komponente u slučaju manje razvijenih republika, mada važi za agregat ostalo^{+} u celini.

Što se tiče agregata ostalo^{+}, najviši proizvodni koeficijent pojavljuje se u Srbiji, nešto niži su za Hrvatsku i Sloveniju, dok su proizvodni koeficijenti za manje razvijenije republike veoma slični, ali niži od onih za razvijenije republike.

Proizvodne funkcije i dinamika proizvodnih koeficijenata za sektor ostalo^{+}

Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova je u slučaju agregata ostalo^{+} dala zadovoljavajuće rezultate, jedino u BiH se intervalni proizvodni koeficijent ne može smatrati konstantnim. U manje razvijenim republikama je koeficijent korelacije nešto niži, ali još uvek signifikantan.

Za sektor"ostalo" su koeficijenti korelacije čak veoma visoki u svim slučajevima, a autokorelacija je značajna jedino u slučaju Srbije. Za druge dve komponente, gradjevinarstvo i zanatstvo, linearna specifikacija odnosa izmedju društvenog proizvoda i fiksnih fondova ne predstavlja

Tabela 44

Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za ostalo+
(za Jugoslaviju i po republikama)

Vremenska serija 1952-1962.

	Intervalni proizv. koefic. a	Standardna greška SE_a	Slobodan član b	Koeficijent korelacije r_{PK}	Durbin Watson d	Von Neuman kvocient vN	Prosečni proizv.koefic. Interval teoretskih vrednosti $p_{52}-p_{62}$	Prosek za period $\bar{p}_{52-62}$
Jugoslavija	0,9010	0,0498	-94,9	0,987	1,63	1,79	0,6632-0,7606	0,7120
Srbija	1,1325	0,0402	-34,3	0,994	2,21	2,43	0,8328-0,9678	0,8994
Hrvatska	0,8577	0,0596	-26,6	0,979	1,55	1,70	0,6268-0,7181	0,6727
Slovenija	0,9191	0,0609	-20,9	0,981	1,32	1,45	0,6047-0,7386	0,6744
Bosna i Herceg.	0,5184	(0,1440)	3,2	0,768	0,79++	0,87++	0,5671-0,5512	0,5594
Makedonija	0,6257	0,0982	- 1,4	0,905	1,48	1,62	0,5700-0,5935	0,5824
Crna Gora	0,3617	0,1153	2,6	0,723	1,44	1,58	0,5817-0,4926	0,5308

++ Nivo signifikantnosti 1%

adekvatan izraz kretanja u tom periodu. Šta više, dok su koeficijenti korelacije za zanatstvo zadovoljavajući u svim slučajevima, u Bosni i Hercegovini, Makedoniji i Crnoj Gori korelacija izmedju fiksnih fondova i društvenog proizvoda u gradjevinarstvu uopšte nije signifikantna. Zbog značajne autokorelacije odstupanja u većini slučajeva u ova dva sektora odgovarajuće standardne greške i t-test nisu više tačni. No, pošto se ovde radi o dva sektora koji zajedno predstavljaju samo nešto oko 3% fiksnih fondova privrede, a njihova detaljna analiza odnosno odgovarajuće transformacije zahtevali bi trud očito nesrazmeran njihovoj važnosti, ovde ćemo analizirati samo njihove osnovne karakteristike i tendencije u posmatranom periodu, a numeričke vrednosti iz proizvodnih funkcija za ova dva sektora se mogu analizizirati samo uz potrebne ograde.

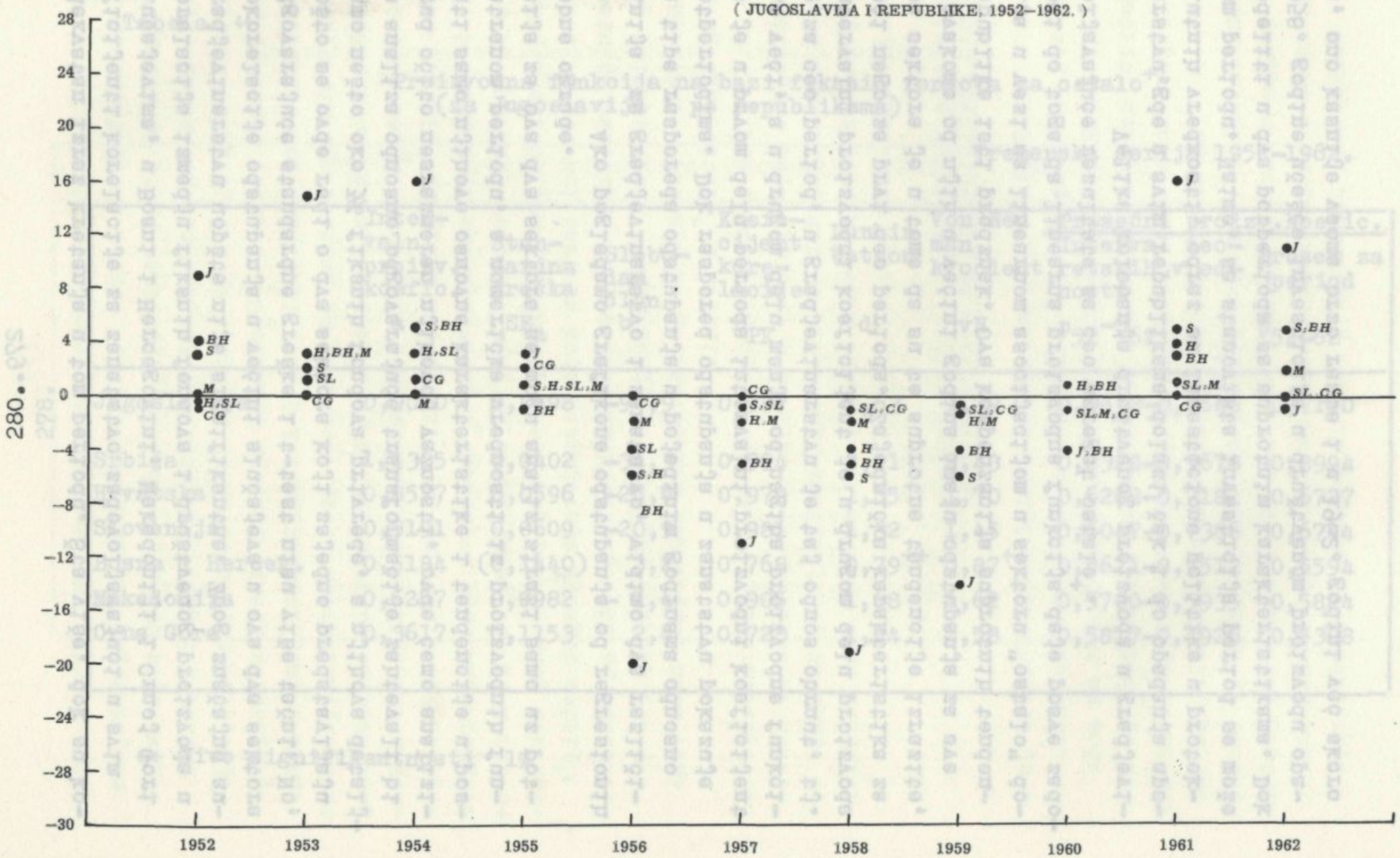
Ako pogledamo grafikone odstupanja od regresionih linija za gradjevinarstvo i zanatstvo, vidimo dva različita tipa rasporeda odstupanja u pojedinim godinama odnosno potperiodima. Dok raspored odstupanja u zanatstvu pokazuje da je u prvom delu perioda intervalni proizvodni koeficijent bio veći, a u drugom delu manji od nagiba proizvodne funkcije za ceo period, u gradjevinarstvu je taj odnos obrnut, tj. intervalni proizvodni koeficijent je u drugom delu proizvoda veći nego za prvi deo perioda. Zajednička karakteristika za oba sektora je u tome da su te suprotne tendencije izrazite, u svakome od njih u većini godina imaju odstupanja za sve republike isti predznak. Ova kompenzacija suprotnih tendencija u vezi sa linearnom asocijacijom u sektoru "ostalo" dovodi do toga da linearna proizvodna funkcija daje posve zadovoljavajuće rezultate za ceo agregat ostalo[+].

Velika kolebanja društvenog proizvoda u gradjevinarstvu,gde u svim republikama dolazi čak i do opadanja apsolutnih vrednosti, odraz su investicione politike u proteklom periodu. Naime, sa stanovišta investicija period se može podeliti u dva potperioda sa suprotnim karakteristikama. Dok 1958. godine učešće investicija u društvenom proizvodu opada, ono kasnije veoma brzo raste i u 1962. godini već skoro

Graf 23

ODSTUPANJA GODIŠNJIH VREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA ZA GRADJEVINARSTVO

(JUGOSLAVIJA I REPUBLIKE, 1952–1962.)



dostiže visoke vrednosti na početku perioda.* Društveni proizvod u gradjevinarstvu je po svojoj prirodi koreliran sa nivoem investicione aktivnosti, tako da se u vezi sa promenom investicione politike u toku perioda raspored odstupanja u grafu 23 mogao i očekivati. Nepostojanje korelacije u slučajevima manje razvijenih republika je rezultat više uzroka, kao što su radna intenzivnost ove delatnosti, male apsolutne vrednosti i prema tome velike pogreške kod zaokruživanja u odnosu na vrednosti samih varijabli, koje još potenciraju neravnomernost koja proizilazi iz efekta investicione politike.

Prelom u tendenciji, tj. opadanje prosečnog proizvodnog koeficijenta u gradjevinarstvu u prvom potperiodu i porast u drugom delu perioda je uočljiv u svim republikama, ali je iz razumljivih razloga oštriji u manje razvijenim republikama nego u razvijenim. Ukoliko se uzme u razmatranje period kao celina, prema Kendallovom testu porast prosečnog proizvodnog koeficijenta značajan je u Sloveniji i Hrvatskoj, u Crnoj Gori on značajno opada, dok je u ostalim slučajevima približno konstantan. Kako u drugom delu perioda prosečni koeficijent raste u svim republikama, intervalni proizvodni koeficijent je bio svakako veći od vrednosti prosečnog koeficijenta u tom periodu, a verovatno i veći od vrednosti iz proizvodne funkcije (naravno, u obzir dolaze samo oni slučajevi gde je korelacija signifikantna).

Prosečni proizvodni koeficijenti za zanatstvo pokazuju različite tendencije u pojedinim republikama. U manje razvijenim republikama, gde su te vrednosti pogotovu na početku perioda osetno niže, ovaj koeficijent značajno raste. Nasuprot tome prosečni proizvodni koeficijent za zanatstvo u Sloveniji u tom periodu značajno opada, dok je u ostalim slučajevima približno konstantan.** Trend prosečnog koeficijenta za sektor "ostalo" je značajno rastući u svim

---

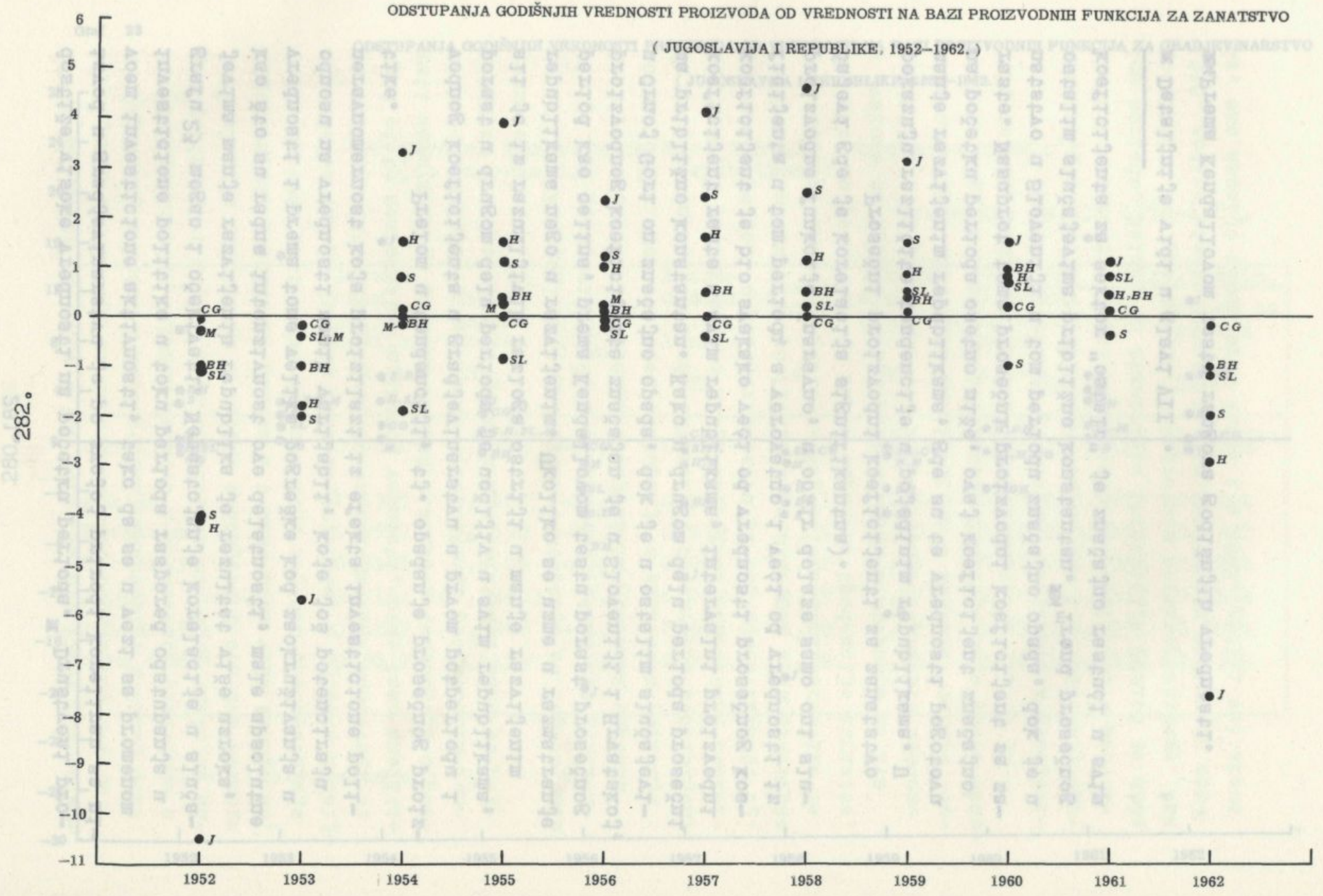
* Detaljnije vidi u glavi VII .

** Prema Kendallovom testu rangova godišnjih vrednosti.

Graf 24

ODSTUPANJA GODIŠNJIH VREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA ZA ZANATSTVO

(JUGOSLAVIJA I REPUBLIKE, 1952–1962.)



slučajevima osim u Bosni i Hercegovini i Makedoniji.

Ako sada pogledamo agregat ostalo^{+}, rastući trend prosečnog proizvodnog koeficijenta je značajan u razvijenijim republikama kao i za Jugoslaviju u celini, dok u manje razvijenim republikama ni Kendallov test ni t-test ne pokazuju neku značajnu tendenciju promene u posmatranom periodu. Ovaj rezultat je u Jugoslaviji i Srbiji posledica jake tendencije porasta proizvodnog koeficijenta u sektoru "ostalo", u Hrvatskoj u tom pravcu deluje i tendencija u gradjevinarstvu. U Sloveniji velik porast proizvodnog koeficijenta u sektorima "ostalo" i gradjevinarstvo ne samo da kompenzira velik pad u zanatstvu već je toliko izrazit da se ta tendencija zadržava i što se tiče celog agregata. Dakle, u razvijenijim republikama je trend prosečnog koeficijenta za agregat ostalo^{+} praktično posledica tendencije porasta za komponentu "ostalo". U Bosni i Hercegovini i Makedoniji jedino je trend u zanatstvu značajan, u Crnoj Gori rastući trend u sektoru "ostalo" i zanatstvo samo kompenzira pad prosečnog koeficijenta u gradjevinarstvu, tako da trend za agregat ostalo^{+} ni u jednoj od ovih republika nije značajan.

Intenzitet tih tendencija može se analizirati na osnovu tabele 45. Porast fiksnih fondova za agregat ostalo^{+} je dosta ujednačen, od komponenti najniži je porast u zanatstvu (osim u Sloveniji gde je taj porast veoma visok), dok izmedju gradjevinarstva i sektora "ostalo" nema velikih razlika. Prosečna stopa rasta fiksnih fondova za agregat ostalo^{+} je niža od odgovarajućih vrednosti za industriju, ali je veća od onih u poljoprivredi i saobraćaju. Medjutim, što se tiče prosečnih stopa rasta društvenog proizvoda, ona je ovde niža nego u industriji i saobraćaju, s tim da su vrednosti za razvijenije republike nešto više. Ipak, prosečni proizvodni koeficijent i u razvijenijim republikama raste dosta sporo, tako da su elasticiteti za ovaj agregat dosta niski i u tim slučajevima. U slučaju manje razvijenih republika proizvodni koeficijenti su približno konstantni, a elasticiteti proizvodnje u odnosu na fiksne fondove bliski jedinici.

Intervalni proizvodni koeficijenti za agregat

Graf 25

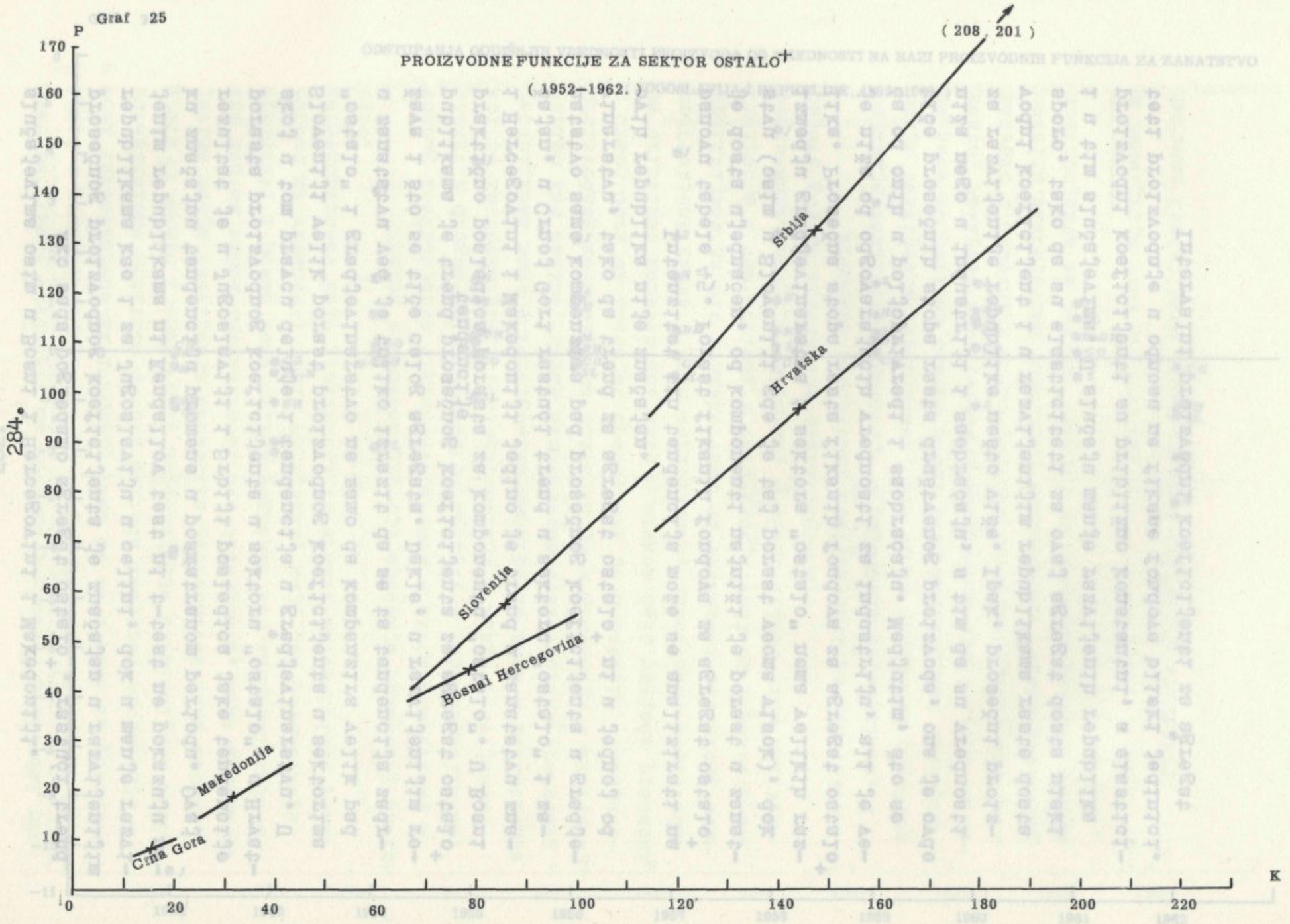

PROIZVODNE FUNKCIJE ZA SEKTOR OSTALO
(1952–1962.)
P
K
284.
(208 , 201)
Srbija
Hrvatska
Slovenija
Bosnai Hercegovina
Makedonija
Crna Gora
170
160
150
140
130
120
110
100
90
80
70
60
50
40
30
20
10
0
20
40
60
80
100
120
140
160
180
200
220

Tabela 45

Prosečne stope rasta fiksnih fondova i društvenog proizvoda u sektoru ostalo+

Period 1952-1962.

	Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
Prosečne stope rasta (u%)							
1. Fiksnih fondova							
Gradjevinarstvo	6,1	7,4	6,0	5,9	3,1	8,4	6,5
Zanatstvo	3,7	3,6	4,1	8,2	1,3	2,3	3,6
Ostalo	5,9	7,3	5,3	5,1	5,6	7,4	5,4
Ostalo+	5,4	6,2	5,2	5,7	4,0	5,6	5,3
2. Društvenog proizvoda							
a) na bazi proizv.funkc.							
Ostalo	7,8	8,3	7,1	8,3	6,1	6,6	7,6
Ostalo+	6,9	7,8	6,6	7,8	3,7	6,0	3,6
b) na bazi 1952.i 1962.							
Ostalo	7,5	8,2	6,7	8,2	5,4	7,5	6,4
Ostalo+	7,0	8,0	7,1	8,4	2,8	7,0	5,4
3. Prosečnog proizv.koefic.							
a) na bazi proizvodne funkc.							
Ostalo	1,7	0,9	1,7	3,0	0,4	-0,8	1,9
Ostalo+	1,4	1,5	1,4	2,0	-0,3	0,4	-1,6
b) na bazi 1952.i 1962.							
Ostalo	1,4	0,8	1,5	3,0	-0,2	0,1	0,9
Ostalo+	1,5	1,7	1,8	2,5	-1,2	1,3	0,0

ostalo+ su takodje viši u razvijenijim republikama nego u manje razvijenim. Medjutim, dok razlike izmedju nagiba proizvodnih funkcija za BiH, Makedoniju i Crnu Goru nisu značajno različite ($F_{2,27} = 0,28$), ovo nije slučaj za razvijenije republike ($F_{2,27} = 9,78^{++}$). Naime, vrednost intervalnog koeficijenta za Srbiju je značajno veća od vrednosti za Hrvatsku i Sloveniju.

* * *

Sektor ostalo+, kao i njegove komponente,* ispoljavaju veće vrednosti proizvodnih koeficijenata nego industrija, poljoprivreda i saobraćaj. Proizvodni koeficijenti za ostalo+ su niži u manje razvijenim republikama. Ovo važi kako za prosečne tako i za intervalne proizvodne koeficijente. Dok su prosečni proizvodni koeficijenti za ostalo+ u manje razvijenim republikama približno konstantni, dotle u razvijenim republikama ispoljavaju značajno rastući trend.

Najveće razlike izmedju vrednosti za razvijenije i manje razvijene republike su u zanatstvu, dok Crna Gora osetno zaostaje i u sektoru "ostalo". Suprotne tendencije se mogu uočiti u zanatstvu, jer proizvodni koeficijent u manje razvijenim republikama značajno raste, što nije slučaj u razvijenijim republikama, gde u Sloveniji čak značajno opada. Medjutim, u gradjevinarstvu i sektoru "ostalo" se u razvijenijim republikama ispoljava značajna tendencija ka porastu, a u manje razvijenim to nije slučaj. Ove suprotne tendencije u različitim komponentama, koje se kompenziraju u agregatu ostalo+, rezultiraju u pomenutim razlikama u dinamici prosečnog proizvodnog koeficijenta za sektor ostalo+.

Intervalni proizvodni koeficijenti za gradjevinarstvo i zanatstvo u posmatranom periodu nisu konstantni. Pošto prosečni proizvodni koeficijent u gradjevinarstvu kao

---

* Modifikacije u slučaju manje razvijenih republika obradjene su detaljnije u tekstu.

posledica investicione politike opada u prvom delu perioda i raste u drugom, intervalni proizvodni koeficijent je u drugom delu perioda viši, dok je u zanatstvu ovaj odnos obrnut. Kako se ovde radi o radno intenzivnim sektorima, odnos između fiksnih fondova i društvenog proizvoda nije čvrst.

Učešće fiksnih fondova i društvenog proizvoda sektora ostalo+, kao i njegovih komponenata, u odgovarajućim vrednostima za privredu pojedinih republika je dosta slično, pogotovu na kraju perioda. Sektor ostalo+ daje nešto manje od 1/5 društvenog proizvoda i raspolaže sa oko 8% fiksnih fondova privrede. Ovi se odnosi nisu osetno menjali u proteklom periodu, tako da je porast proizvodnog koeficijenta blag i u razvijenijim republikama. Od posmatrana četiri sektora samo industrija pokazuje više prosečne stope rasta fiksnih fondova, dok je porast društvenog proizvoda veći samo od porasta društvenog proizvoda za poljoprivredu.

C. ANALIZA KRETANJA PROIZVODNIH KOEFICIJENATA U JUGOSLAVIJI U PERIODU 1920-1959.

U periodu izmedju dva rata kao i u posleratnom periodu, za koje postoje podaci o godišnjim vrednostima nove vrednosti fiksnih fondova i društvenog proizvoda,* na privredni razvoj u našoj zemlji utiče niz okolnosti zbog kojih se odredjene dugoročnije tendencije prekidaju, tako da se kod njihove analize uvek sukobljavamo sa odvajanjem dugoročnih faktora od kratkoročnih. Naravno, ovaj problem neizostvano prati ekonomsku analizu, ali se u ovom slučaju radi o toliko snažnim i izuzetnim kratkoročnim poremećajima da je veoma teško izdvojiti, sa dugoročnog aspekta, karakteristično od slučajnog. Poteškoće su utoliko veće ukoliko želimo da te tendencije i kvantificiramo.

Sa jedne strane, svetska kriza nije mimoišla Jugoslaviju, tako da se društveni proizvod tek u 1937. godini popeo iznad vrednosti za 1929. godinu. U posleratnom periodu niz nenormalnih okolnosti uslovilo je stagnaciju proizvodnje izmedju 1949. i 1952. godine. U oba slučaja investicije takodje ispoljavaju slična neravnomerna kretanja, tako da su i tu dugoročnije tendencije isprekidane ovim negativnim uticajima na nivo privredne aktivnosti.

Sa druge strane, možemo se upitati da li ispoljene tendencije porasta u posmatranim periodima predstavljaju dugoročnije trendove ili su zapravo posledica brzog oporavljanja privrede od ranijih nenormalnih negativnih uticaja i, prema tome, suviše optimističke kao dugoročne tendencije. To se odnosi na početke oba perioda kada je proizvodnja uvek niža od predratnih nivoa, kao i na brzinu porasta posle dolova u 1932. godini i 1952. godini.

---

* Ovaj odeljak se bazira na podacima I. Vinskoga / 23 /. Nova vrednost fiksnih fondova i društveni proizvod obračunati su po cenama 1935. godine. Društveni proizvod u pomenutom radu korigovan je u svrhu uporedjivanja sa odgovarajućim agregatima za zapadne zemlje.

Stoga je potrebno ove rezultate primiti sa odgovarajućom dozom rezerve, uslovi pod kojima su oni dobijeni su zaista nepovoljni. Pored toga, ovde se na uobičajene probleme uporedjivanja dugih vremenskih perioda nadodaju još revolucionarne promene u institucionalnom sistemu izmedju perioda izmedju dva rata i posleratnog perioda, koje su povezane sa velikim strukturnim promenama u ovom poslednjem.

ANALIZA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI

Pošto su razlike u stopama rasta fiksnih fondova unutar predratnog i posleratnog perioda ipak male, glavne razlike izmedju godišnjih vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta prouzrokovane su varijacijama društvenog proizvoda. Ipak postoje znatne razlike izmedju predratnog i posleratnog perioda što se tiče relativnih promena društvenog proizvoda i odgovarajućih relativnih promena prosečnog proizvodnog koeficijenta. Dok je dinamika opadanja odnosno porasta prosečnog proizvodnog koeficijenta izmedju pojedinih godina u predratnom periodu veoma slična onoj za društveni proizvod, u posleratnom periodu je relativni pad proizvodnog koeficijenta dosta izrazitiji, a porast umereniji od relativnih razlika u društvenom proizvodu. Ova razlika koja proizilazi iz osetno više stope rasta fiksnih fondova u posleratnom periodu biće kasnije detaljnije obradjena.

Pored proizvodnih koeficijenata na bazi nove vrednosti fiksnih fondova i društvenog proizvoda, koji predstavljaju osnovni ispitivani odnos agregata fiksnih fondova i proizvoda u ovom radu, ovde ćemo razmotriti i odnos izmedju neto (sadašnje) vrednosti fiksnih fondova i narodnog dohotka da bi se na ovom primeru razmotrili i empirički odnosi izmedju proizvodnih koeficijenata na osnovu različitih agregata. Ovaj poslednji ćemo zvati neto proizvodni koeficijent.

Oba prosečna proizvodna koeficijenta pokazuju veoma slične tendencije menjanja u vremenu, u svakoj godini oni zajedno rastu ili opadaju. Za oba je takodje karakteri-

Tabela 46

Prosečni proizvodni koeficijenti na bazi nove i neto vrednosti fiksnih fondova

Jugoslavija,1920-1959.

	1	2		1	2
1920.	0,1782	0,1420	1936.	0,2434	0,1643
1921.	0,1803	0,1427	1937.	0,2451	0,1643
1922.	0,1829	0,1436	1938.	0,2604	0,1727
1923.	0,1902	0,1478	1939.	0,2693	0,1775
1924.	0,2021	0,1548	1948.	0,3105	0,1900
1925.	0,2094	0,1590	1949.	0,3212	0,1991
1926.	0,2212	0,1658	1950.	0,2825	0,1798
1927.	0,2153	0,1609	1951.	0,2789	0,1794
1928.	0,2306	0,1700	1952.	0,2401	0,1584
1929.	0,2392	0,1745	1953.	0,2692	0,1761
1930.	0,2310	0,1679	1954.	0,2700	0,1784
1931.	0,2230	0,1611	1955.	0,2939	0,1926
1932.	0,2029	0,1465	1956.	0,2786	0,1847
1933.	0,2102	0,1491	1957.	0,3205	0,2106
1934.	0,2189	0,1527	1958.	0,3106	0,2052
1935.	0,2164	0,1493	1959.	0,3486	0,2286

1. Na bazi društvenog proizvoda i nove vrednosti fiksnih fondova

2. Na bazi narodnog dohotka i neto vrednosti fiksnih fondova

stičan porast u toku celog perioda koji biva prekidan na početku 30-tih i 50-tih godina. Za oba prosečna proizvodna koeficijenta je rastući trend za ceo period, kao i za predratni period značajan prema Kendallovom testu rangova. Interesantno je da trend nije značajan za ceo posleratni period zbog visokih vrednosti za 1948. i 1949. godinu u odnosu na sledeće nenormalno niske vrednosti. Ako posmatramo ostale godine, odnosno ako uzmemo u obzir informaciju iz ranije analize kretanja prosečnog proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju, tj. da je porast značajan za period 1952-1962., može se reći da je prosečni proizvodni koeficijent značajno rastao i u posleratnom periodu.

Tabela 47

Vrednosti S za signifikantnost trenda godišnjih vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta

Jugoslavija

Period	Za p na bazi nove vrednosti fiksnih fondova	Za p na bazi neto vrednosti fiksnih fondova
1920-1959.	330++	374++
1920-1939.	90++	132++
1948-1959.	22	10
1948-1962.	55+	39+

\+ Trend značajan na nivou 5%
++ Trend značajan na nivou 1%

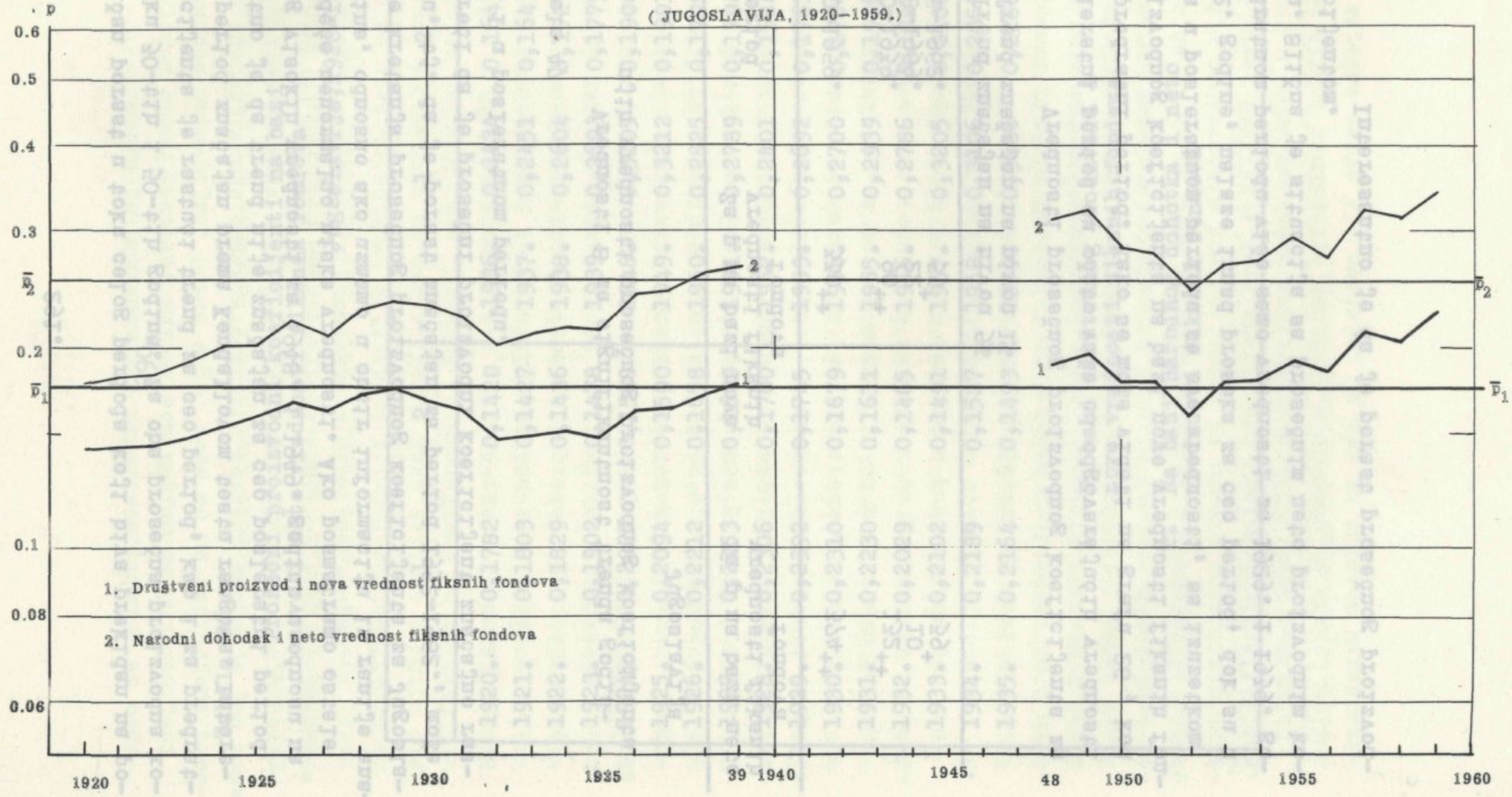
Vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za posleratni period su očito više od odgovarajućih vrednosti za predratni period. Kako se može videti na grafu 26 , kod proizvodnog koeficijenta na bazi nove vrednosti fiksnih fondova u posleratnom periodu se sve vrednosti, sa izuzetkom 1952. godine, nalaze iznad proseka za ceo period, dok su u predratnom periodu više samo vrednosti za 1929. i 1939. godinu. Slična je situacija sa prosečnim neto proizvodnim koeficijentom.

Interesantno je da je porast prosečnog proizvod-

Graf 26

PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENTI NA BAZI NOVE I NETO VREDNOSTI FIKSNIH FONDOVA

(JUGOSLAVIJA, 1920–1959.)



nog koeficijenta uočljiviji u predratnom periodu odnosno u celom periodu nego u posleratnom periodu, što je pokazao i Kendallov test rangova, a da je porast intenzivniji u posleratnom periodu, čak ako ga računamo na osnovu vrednosti za 1948. i 1959. godinu. Medjutim, ovo poslednje važi samo za prosečni proizvodni koeficijent na bazi nove vrednosti fiksnih fondova. Što se tiče prosečnog neto proizvodnog koeficijenta, dinamika je u posleratnom periodu veća samo ako upoređujemo predratni period sa periodom posle 1952. godine*, od kada počinje novi uspon u našoj privredi.

Tabela 48

Prosečni porast prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi empiričkih vrednosti za početnu i krajnju godinu perioda

Period	Indeks porasta			Prosečna stopa rasta (u %)		
	K	P	p	r_K	r_P	r_p
	Na bazi nove vrednosti fiksnih fondova					
1920-1959.	220,2	354,5	161,0	2,1 2,6*	3,3 4,2*	1,2 1,5*
1920-1939.	140,8	176,0	125,0	1,8	3,0	1,2
1948-1959.	158,8	191,0	120,3	4,3	6,1	1,7
1920-1929.	120,6	148,2	122,9	2,1	4,5	2,3
1951-1959.	138,5	176,5	127,4	4,1	7,4	3,1
1952-1959.	133,0	191,9	144,3	4,2	9,8	5,3
	Na bazi neto vrednosti fiksnih fondova					
1920-1959.	187,6	367,0	195,6	1,6 2,1*	3,4 4,3*	1,7 2,2*
1920-1939.	118,9	179,7	151,1	0,9	3,1	2,2
1948-1959.	171,0	192,0	112,3	5,0	6,1	1,0
1920-1929	112,6	151,1	134,2	1,3	4,7	3,3
1951-1959.	143,3	179,1	125,0	4,6	7,5	2,8
1952-1959.	136,4	198,1	145,2	4,5	10,3	5,5

* Ukoliko se godine od 1940. do 1947. ne uzmu u obzir.

* Najbrži porast neto proizvodnog koeficijenta pre rata je u periodu 1932-1939. (dakle, isto mereno od najniže vrednosti), kada raste prosečno po 4,1% godišnje.

Brži porast prosečnog proizvodnog koeficijenta u posleratnom periodu je rezultat osetno više stope rasta fiksnih fondova u vezi sa pozitivnim (u većem delu perioda) elasticitetom prosečnog proizvodnog koeficijenta u odnosu na fiksne fondove.* Drugim rečima, u novim institucionalnim okvirima nije samo povećana stopa rasta društvenog proizvoda već se izrazito popravlja i prosečni proizvodni koeficijent. No, ne treba izgubiti iz vida da je deo ovog porasta prosečnog proizvodnog koeficijenta posledica bržeg forsiranja privrednih od neprivrednih investicija odnosno strukturnih promena uopšte. Ovaj efekat strukturne komponente analiziran je nešto kasnije.

Razlike izmedju proizvodnih koeficijenata na bazi nove i neto vrednosti fiksnih fondova

Prosečni neto proizvodni koeficijent pokazuje veći porast od odgovarajućeg koeficijenta na bazi nove vrednosti fiksnih fondova za ceo period, kao i za predratni period. U posleratnom periodu to nije više slučaj.** Dok se odnos narodnog dohotka i društvenog proizvoda ne menja tako brzo, dinamika fiksnih fondova na bazi nove i neto vrednosti pokazuje osetnije razlike, tako da promene odnosa neto i nove vrednosti fiksnih fondova predstavljaju glavni faktor promene odnosa izmedju oba koeficijenta. Pošto nove odnosno neto investicije predstavljaju priraštaj odgovarajućih fiksnih fondova, odnos stopa rasta oba agregata fiksnih fondova odredjuje tendenciju i brzinu promene odnosa ova dva agregata. Naime, ukoliko je odnos neto investicija i novih investicija veći od udela sadašnje vrednosti u novoj vrednosti fiksnih fondova, ovaj udeo će se povećavati i neto proizvodni koeficijent će sporije rasti ili brže opadati (što se tiče fondova) u odnosu na proizvodni koeficijent na bazi nove vrednosti fiksnih fondova.

Ako sada pogledamo empiričke relacije u posmatranom periodu, vidimo da se odnos neto proizvodnog koeficijen-

---

* I obrnuto, iz istog razloga je pad brži u periodu 1948-1952. kada je taj elasticitet negativan.

** Razmotri i rezultate na bazi proizvodnih funkcija.

ta i proizvodnog koeficijenta na bazi nove vrednosti fiksnih fondova i društvenog proizvoda u predratnom periodu povećavao od 1,26 u 1920. godini do 1,52 u 1939. godini. Odnosno u posleratnom periodu ovaj odnos opada od 1,63 u 1948. godini da bi se posle 1952. godine stabilizovao približno kod vrednosti 1,52.

Odnos izmedju narodnog dohotka i društvenog proizvoda se u celom periodu menjao samo neznatno, godišnje vrednosti variraju od minimuma u 1932. godini gde narodni dohodak iznosi 87,6% društvenog proizvoda do maksimuma u 1959. godini, kada taj procenat iznosi 90,8. Dakle, amortizacija iznosi od 9,2 do 12,4% društvenog proizvoda, u lošim je godinama bliža gornjoj a u dobrim donjoj granici. Ipak, razlike su male i utiču više na kratkoročne promene odnosa oba koeficijenta dok je za ispitivanje dugoročnije tendencije potrebno razmotriti odnose odgovarajućih agregata fiksnih fondova odnosno njihovih priraštaja.

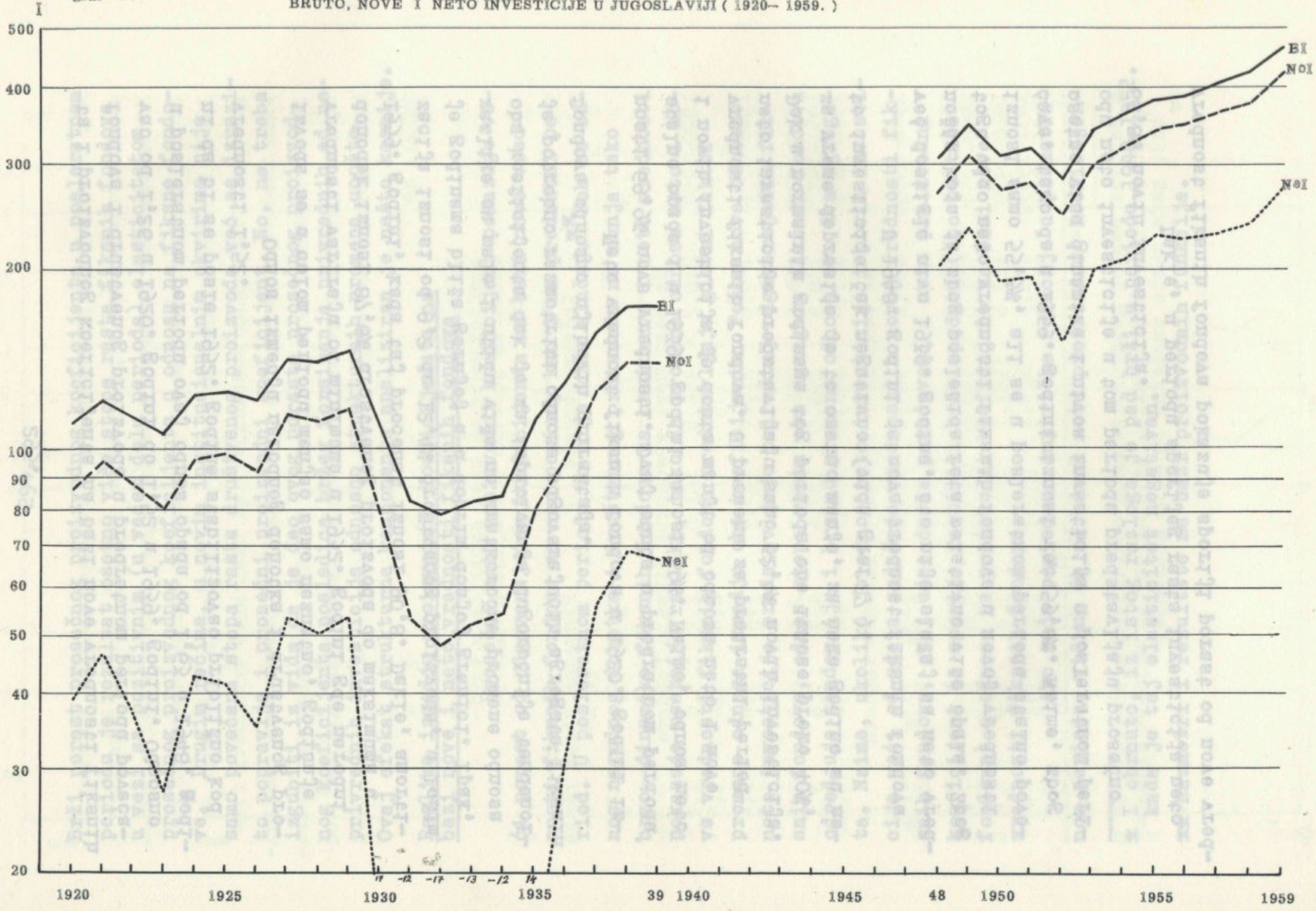
Neto vrednost fiksnih fondova u 1920. godini iznosti 69,9% nove vrednosti. Ovaj odnos u predratnom periodu stalno opada i u 1939. godini iznosi 59%. Naime, odnos neto i novih investicija je dosta manji od odnosa neto i nove vrednosti fiksnih fondova. U proseku za predratni period neto investicije predstavljaju samo 32,4% novih investicija. Dok u normalnim godinama tog perioda one iznose preko 40%, za vreme depresije je to osetno manje, za neke godine su neto investicije čak negativne (vidi graf 27).

U 1948. godini je nova vrednost fiksnih fondova već dostigla nivo 1939. godine, što nije slučaj sa neto vrednošću koja je zbog posledica rata relativno više opala. Zbog toga udeo neto vrednosti fiksnih fondova u novoj vrednosti iznosi samo 55,3%, ali se u posleratnom periodu stalno povećava, tako da u 1959. godini iznosi već 59,6%. Naime, zbog osetno više dinamike i nivoa investicija u posleratnom periodu neto investicije u tom periodu predstavljaju prosečno 66,8% novih investicija.

Dakle, u periodu sporijeg rasta investicija neto vrednost fiksnih fondova pokazuje sporiji porast od nove vred-

Graf 27

BRUTO, NOVE I NETO INVESTICIJE U JUGOSLAVIJI (1920– 1959.)



nosti, dok je u periodu brzog rasta odnos obrnut. Pošto izgleda da nova vrednost fiksnih fondova bolje predstavlja proizvodni kapacitet privrede, moglo bi se reći da ovde u periodu sporijeg rasta porast neto vrednosti potcenjuje priraštaj proizvodnih kapaciteta i da se taj porast precenjuje u periodima brzog rasta proizvodnih kapaciteta. Stoga neto proizvodni koeficijent, koji u apsolutnom iznosu već i onako potcenjuje potrebne investicije za odredjenu godišnju proizvodnju, ovde u periodu sporijeg rasta precenjuje porast odnosno potcenjuje pad proizvodnog koeficijenta, dok u periodu bržeg rasta potcenjuje njegov porast odnosno precenjuje njegov pad. Prema tome, ukoliko odnos neto i nove vrednosti fiksnih fondova nije približno stabilizovan, neto proizvodni koeficijenti ne odražavaju adekvatno ni intenzitet dinamike proizvodnog koeficijenta na bazi nove vrednosti fiksnih fondova.

Naime, odnos neto i nove vrednosti fiksnih fondova je posle prvog svetskog rata visok, što je verovatno posledica relativno mladog starosnog sastava fiksnih fondova, koji je karakterističan u prvim fazama privrednog razvoja, kao i relativno dugog veka trajanja tih fondova. Zamena je prema proračunima I. Vinskog /23 , str. 223-225/ manja od 1% nove vrednosti fiksnih fondova, a amortizacija nešto manja od 2% te vrednosti, što indicira da je implicitno pretpostavljeni vek trajanja fiksnih fondova iznosio oko 50 godina. Porast nove vrednosti fiksnih fondova u normalnim godinama predratnog perioda iznosi izmedju 2 i 2,4%, dok u depresiji opada na oko 1% godišnje. Tako ni dugoročna stopa porasta investicija nije mnogo viša, mada posle velikog pada u početku 30-tih godina investicije kasnije brzo postižu raniji nivo. Očito je da takva stopa porasta investicija nije bila u stanju da održi raniji odnos neto i nove vrednosti fiksnih fondova, u depresiji je čak amortizacija veća od bruto investicija.

Posle drugog svetskog rata visok nivo i dinamika investicija rezultiraju u povećanju odnosa neto i nove vrednosti fiksnih fondova zbog toga što zbog veće stope rasta

bruto investicija postaju u neto vrednosti fiksnih fondova sve manje značajni oni raniji članovi koji su imali najniže pondere, dok je ponder bruto investicija kod nove vrednosti fiksnih fondova kroz ceo period jednak jedinici.* Tako ovaj odnos raste dok se ne stabilizira na nivou odnosa neto i novih investicija.

Dok su promene oba prosečna proizvodna koeficijenta dosta slične što se tiče pravca promene, to se ne može reći za oba intervalna proizvodna koeficijenta ukoliko se posmatraju vrednosti za pojedine periode, a ne pravac promene godišnjih vrednosti. Mada će ovaj problem biti detaljnije razmotren u analizi proizvodnih funkcija, ovde ćemo posmatrati odnose vrednosti oba intervalna proizvodna koeficijenta izračunatih na bazi prve i poslednje godine odgovarajućih perioda.

Kao i kod prosečnih proizvodnih koeficijenata, i ovde glavne razlike proizilaze iz razlika u imeniocu koeficijenta. Intervalni neto proizvodni koeficijenti su daleko veći u periodu sporijeg rasta jer tada neto investicije potcenjuju priraštaj proizvodnih kapaciteta i s time prividno povećavaju efekat po jedinici investicija u takvim periodima. Isto tako, ako se uporede sa intervalnim proizvodnim koefici-

Tabela 49

Alternativni intervalni proizvodni koeficijenti na bazi empiričkih vrednosti za prvu i poslednju godinu perioda

Period	Intervalni proizvodni koef. $\frac{\Delta P}{\Delta K}$	$\frac{\Delta D}{\Delta C}$	$\frac{\Delta D}{\Delta C} : \frac{\Delta P}{\Delta K}$	Odnos neto i novih investicija (u%)	Odnos priraš. narod. dohot. i druš. proiz. (u%)
1920-1959.	0,3006	0,5430	1,81	50,9	92,1
1920-1939.	0,2643	0,7509	2,84	32,4	92,0
1948-1959.	0,2943	0,4023	1,37	66,8	91,3
1920-1929.	0,3326	0,7236	2,18	42,8	93,0
1952-1959.	0,4416	0,6465	1,46	64,2	94,0

D = narodni dohodak C= neto vrednost fiksnih fondova

* Vidi glavu III za odnos nove i neto vrednosti fiksnih fondova.

jentom na bazi priraštaja društvenog proizvoda i novih investicija, taj je odnos daleko veći u periodima sporijeg rasta nego u periodima bržeg rasta investicija. Ova varijabilnost onemogućava da se intervalni neto proizvodni koeficijenti uzimaju kao aproksimacija onih na bazi novih investicija.

Naime, ne samo da je njihov medjusobni odnos veoma varijabilan, iz razloga koji ne odražavaju promene u proizvodnim relacijama, već je pravac promene vrednosti u periodima suprotan. Dok su intervalni proizvodni koeficijenti za posleratni period na bazi novih investicija nešto veći od predratnih, kod intervalnih neto proizvodnih koeficijenata ovaj je odnos obrnut. Pogotovu velik pad je ispoljen za ceo posleratni period u odnosu na predratni, što bi moglo dovesti do veoma iskrivljene slike o proizvodnim efektima investicija u oba perioda ukoliko bi se analiza vršila na bazi intervalnih neto proizvodnih koeficijenata.

Efekat strukturnih promena na promene proizvodnog koeficijenta

Promene u strukturi fiksnih fondova su i u celom periodu posle 1910. godine u suštini iste kao u periodu 1952-1962. koji smo mogli detaljnije ispitivati. Učešće industrije u proizvodnim fiksnim fondovima raste, učešće saobraćaja i poljoprivrede opada dok je učešće sektora ostalo+ približno konstantno. Dok u ovoj opštoj tendenciji promene strukture fiksnih fondova nema razlike izmedju predratnog i posleratnog perioda, postoje znantne razlike u intenzitetu tih promena. Industrija, koja zauzima u 1939. godini samo oko 8% ukupnih fiksnih fondova, što je preko dva puta manje od saobraćaja i poljoprivrede, u 1958. godini sa oko 22% predstavlja sektor sa najviše fiksnih fondova u proizvodnom delu privrede. Pored toga, nastale su i osetne promene u strukturi ukupnih fiksnih fondova što se tiče učešća proizvodnih i neproizvodnih fiksnih fondova. Dok je ovaj odnos u predratnom periodu skoro konstantan (53% : 47%), u posleratnom periodu proizvodni fiksni fondovi rastu znatno brže, tako da je u 1958. godini taj odnos već 62:38 (tabela V-5 u prilogu).

Medjutim, kako ne postoje podaci o odgovarajućoj sektorskoj strukturi društvenog proizvoda odnos efekta intersektorskih i intrasektorskih promena proizvodnog koeficijenta u predratnom i posleratnom periodu je moguće ispitati samo u jednoj nepotpunoj varijanti. Naime, u pomenutom radu /23 , tabela XVIII/ su date vrednosti fiksnih fondova i narodnog dohotka za 1910, 1931. i 1953. godinu za tri sektora koji su, u odnosu na ranija razmatranja, ovde nešto drukčije definisani. Poljoprivreda obuhvata i ribarstvo i šumarstvo; industrija i rudarstvo uključuje takodje gradjevinarstvo i zanatstvo, dok treći sektor - usluge - zahvata saobraćaj i veze, trgovinu i sve neproizvodne delatnosti. Narodni dohodak za pomenute godine predstavlja godišnji prosek za periode 1909-1912, 1928-1931. i 1952-1955.

Nizak proizvodni koeficijent za sektor "usluge" je posledica predominantnog učešća saobraćaja i stambenih zgrada u fiksnim fondovima tog sektora. Proizvodni koeficijent za industriju je ovde veći zbog uključivanja gradjevinarstva i zanatstva čiji su sektorski proizvodni koeficijenti inače viši nego za industriju i rudarstvo u užem smislu. Pozitivan efekat promene sektorske strukture će biti posledica porasta učešća industrije i opadanja učešća ostala dva sektora u ukupnim fiksnim fondovima.

Dakle, razlika u odnosu na odgovarajuću analizu intrasektorskih i intersektorskih promena za Jugoslaviju za period 1952-1962. je u tome što su sektori i proizvod drukčije definisani, tako da se ovde radi o strukturnim promenama unutar ukupnih fiksnih fondova, dok se tamo radilo samo o promenama unutar privrednih fiksnih fondova. S tog aspekta uporedjivanje numeričkih vrednosti indeksa strukturne komponente ovde i tamo nije direktno moguće jer je strukturni efekat u odnosu na ukupne fiksne fondove svakako veći. Naime, glavna komponenta neproizvodnih fiksnih fondova su stambene zgrade, gde je, čak ako se stanarine dodaju agregatu proizvoda, proizvodni koeficijent veoma nizak, obično niži od svih drugih.*

* Za strukturni efekat u odnosu na ukupne fiksne fondove za period 1952-1962. vidi tabelu 26 u odeljku o privredi.

Tabela 50

Sektorska struktura fiksnih fondova
i sektorski proizvodni koeficijenti

Jugoslavija

	Proizv.koeficijenti			Struktura K (u %)		
	1910.	1931.	1953.	1910.	1931.	1953.
Poljoprivreda	0,2793	0,2935	0,2702	20,1	20,2	16,0
Industrija	0,4839	0,4664	0,3735	5,7	8,4	19,0
Usluge	0,0611	0,0644	0,0619	74,2	71,4	65,0
Ukupno	0,1290	0,1444	0,1543	100	100	100

Daleko najbrži porast fiksnih fondova pokazuje industrija. Medjutim, taj porast nije praćen odgovarajućim porastom narodnog dohotka u tom sektoru, tako da sektorski proizvodni koeficijent opada. Promene sektorskih proizvodnih koeficijenata za poljoprivredu i "usluge" nisu izrazite, tako da je negativni efekat intrasektorske promene u celom peri-

Tabela 51

Strukturna komponenta i standardizovani indeks
proizvodnog koeficijenta za "ukupno"

Jugoslavija

		Period		
		1910-1931.	1931-1953.	1910-1953.
Empirijske vrednosti	p_{oo}	0,1290	0,1444	0,1290
	p_{tt}	0,1444	0,1543	0,1543
	I_p	112,0	106,9	119,7
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,1407	0,1773	0,1762
	p_{to}	0,1333	0,1301	0,1215
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	109,1	122,8	136,6
	$I_{w(P)}$	108,4	118,6	127,1
Standardizovani indeks	$I_{p(L)}$	103,3	90,1	94,2
	$I_{p(P)}$	102,7	87,0	87,6

odu kao i izmedju 1931. i 1953. godine, posledica pada proizvodnog koeficijenta za industriju. Blaži pad u prve dve dekade je kompenziran malim porastom proizvodnih koeficijenata u druga dva sektora, tako da je za period 1910-1931. intrasektorski efekat pozitivan, mada veoma mali.

Ukoliko ovi podaci dopuštaju neke decidiranije

zaključke, moglo bi se reći da uočeni porast proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju u četiri dekade razvoja prekidanog sa dva svetska rata i depresijom 30-tih godina nije posledica porasta sektorskih proizvodnih koeficijenata, tj. intrasektorskih promena.

Ovu konstataciju verovatno ne bi mogao da bitnije promeni ni značajan porast nekih sektorskih proizvodnih koeficijenata u drugoj polovini 50-tih godina jer je porast globalnog proizvodnog koeficijenta, a pogotovu proizvodnog koeficijenta za ukupno, praćen daljim brzim promenama u strukturi fiksnih fondova, koje takodje deluju u pravcu povećanja tih koeficijenata. Najverovatnije tek ulazimo u onu fazu privrednog razvoja kada će intrasektorski efekti predstavljati glavni faktor promena u globalnom proizvodnom koeficijentu. U 50-tim godinama su bila oba efekta pozitivna, intrasektorski dosta veći od intersektorskog. Ipak, to je mogla da bude samo jedna prelazna faza jer predstoji rešavanje niza problema u stambenoj situaciji, saobraćaju, elektroprivredi i neproizvodnim delatnostima koji će možda usporiti taj porast. U interakciji delovanja faktora tehničkog progresa, organizacije na mikro i makro nivou, promene u strukturi proizvodnje i potražnje će se tek formirati dugoročnija tendencija proizvodnog koeficijenta.

Što se prošlosti tiče, izgleda da je porast proizvodnog koeficijenta izmedju 1910. i 1953. godine pretežno ili čak isključivo rezultat strukturnih promena. U 10-tim i 20-tim godinama ovog veka su strukturne promene rezultirale u porastu proizvodnog koeficijenta za oko 9% od ukupnih 12%. Izmedju 1931. i 1953. proizvodni koeficijent bi porastao na račun strukturnih promena za oko 20%, dok je stvarni porast iznosio samo 7%. Drugim rečima, efekat strukturnih promena u prvih desetak godina posle rata* je daleko veći

---

* Izmedju 1929. i 1939. godine se struktura fiksnih fondova nije mnogo promenila, dok su velike promene uočene izmedju 1939. i 1953. godine (vidi tabelu V-5 u prilogu). Stoga se može uzeti da je strukturna promena izmedju 1931. i 1953. godine ustvari praktično ostvarena posle rata.

nego u predratnom periodu i predstavlja osnovni faktor viših vrednosti proizvodnog koeficijenta u tom delu posleratnog perioda u odnosu na vrednosti za predratni period.

Medjutim, da bi se iz ovog opšteg zaključka izveli neki korisni zaključci za konkretnije probleme ekonomskog razvoja i ekonomske politike, bilo bi potrebno imati na raspoloženju podatke o kretanju ovih ekonomskih kategorija u toku perioda, i to na dosta detaljnom nivou agregacije. Ovde nismo u mogućnosti da primenimo u ovom radu inače upotrebljavanu metodologiju analize u vezi sa tim problemom, a podela na svega tri sektora onemogućava da se ustanove moguće promene unutar tih agregata koje bi možda i menjale neki od ovih zaključaka.

ANALIZA PROIZVODNIH KOEFICIJENATA NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA

Grafikon 28 prikazuje raspored društvenog proizvoda i nove vrednosti fiksnih fondova, sa jedne, kao i narodnog dohotka i neto vrednosti fiksnih fondova, sa druge strane. Na prvi pogled se može reći da je relacija u oba slučaja približno linearna, tj. ne izgleda da bi neki drugi oblik teoretske krive bio adekvatan. Medjutim, isto tako se može zapaziti da ovaj odnos nije bio stabilan u vremenu, da se mogu zapaziti odredjenije razlike i u intervalnim proizvodnim koeficijentima za pojedine periode. Kao što je već ranije naglašeno, značajnija odstupanja se pojavljuju na početku 30-tih godina, za vreme rata i za vreme stagnacije proizvodnje izmedju 1949. i 1952. godine.

Zbog toga regresije u oba slučaja pokazuju značajnu autokorelaciju odstupanja, kako za ceo period 192o-1959. tako i za predratni i posleratni period pojedinačno. Prema tome, možemo izvesti zaključak da unutar celog perioda, kao i predratnog i posleratnog perioda pojedinačno, empirička linearna relacija nije bila stabilna, tj. da odstupanja nisu bila slučajna u vremenu, već u pojedinim delovima potperioda sistematski odstupaju jednom na jednu a drugi put na drugu stranu. To znači da se ovaj period od pola veka sastoji od više srednjeročnih perioda u kojima su proizvodni koefici-

Tabela 52

Proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova (nova i neto vrednost)

Stalne cene 1953.

	Intervalni proizvodni koeficijent a	Standardna greška SE_a	Slobodan član b	Koeficijent korelacije r_{PK}	Durbin Watson d	Von Neumannkvocient vN	Prosečni proizv.koefic. Interval teoretskih vrednosti $p_o - p_t$	Prosek za period $\bar{p}$
Na bazi nove vrednosti fiksnih fondova								
1920–1959	0,2612	0,0106	– 515,4	0,976	$0,89^{++}$	$0,92^{++}$	0,1382–0,2053	0,1743
1920–1939	0,2192	0,0216	– 303,9	0,922	$0,54^{++}$	$0,57^{++}$	0,1467–0,1677	0,1590
1948–1959	0,2771	0,0336	– 633,4	0,934	$1,01^{+}$	$1,11^{+}$	0,1681–0,2085	0,1918
1920–1929	0,3428	0,0159	– 856,5	0,991	2,09	2,32	0,1384–0,1733	0,1568
1951–1959	0,3677	0,0372	–1378,7	0,972	2,50	2,81	0,1607–0,2182	0,1923
Na bazi neto vrednosti fiksnih fondova								
1920–1959	0,4682	0,0255	– 782,9	0,958	$0,74^{++}$	$0,76^{++}$	0,2009–0,3257	0,2532
1920–1939	0,6445	0,0667	–1384,6	0,916	$0,54^{++}$	$0,56^{++}$	0,1752–0,2498	0,2195
1948–1959	0,3749	0,0532	– 344,2	0,912	$0,96^{++}$	$1,04^{+}$	0,2678–0,3123	0,2953
1920–1929	0,7566	0,0396	–1710,9	0,989	1,90	2,12	0,1725–0,2378	0,2057
1951–1959	0,5268	0,0537	–1079,8	0,965	2,44	2,75	0,2453–0,3303	0,2931

+ Nivo signifikantnosti 5%
++ Nivo signifikantnosti 1%

jenti pokazivali specifične tendencije.

Vrednosti u tabeli 52, koje se odnose na ceo period, kao i na predratni i posleratni posebno, mogu se uzeti kao približna deksripcija neke prosečne tendencije u odgovarajućem periodu, ali zbog značajnosti autokorelacije odstupanja ove proizvodne funkcije nisu podesne za ekstrapolaciju. Ove vrednosti se razlikuju od vrednosti na bazi prve i poslednje godine perioda utoliko da ove poslednje zavise od odstupanja u svim godinama, dok one ranije ne uzimaju u obzir raspored ostalih godina u odnosu na njih. Numerički su ove ocene intervalnog proizvodnog koeficijenta u oba slučaja niže od onih u tabeli 49. Ove proizvodne funkcije dosta dobro opisuju ukupan porast prosečnog proizvodnog koeficijenta, s tim da, naravno, pokazuju stalnu tendenciju porasta tog koeficijenta. Ova se tendencija porasta prosečnog proizvodnog koeficijenta može videti i iz porasta prosečnog koeficijenta za predratni i posleratni period ($\bar{p}$), kao i iz predznaka slobodnog člana u svim tim regresijama.

I ovde se mogu zapaziti isti odnosi izmedju odgovarajućih ocena na bazi nove i neto vrednosti fiksnih fondova kao ranije, tj. dinamika prosečnog neto proizvodnog koeficijenta je u predratnom periodu veća nego u posleratnom periodu, dok je odnos za koeficijent na bazi nove vrednosti fiksnih fondova baš obrnut. Analogno, dok je intervalni neto proizvodni koeficijent veći u predratnom periodu, ovaj drugi je u posleratnom periodu porastao u odnosu na predratni. Dakle, zaključci o intenzitetu promene prosečnog proizvodnog koeficijenta, a za intervalni proizvodni koeficijent čak i za pravac promene, su kontradiktorni.

Ovaj zaključak važi i za ocene intervalnih proizvodnih koeficijenata iz transformiranih relacija. Intervalni proizvodni koeficijent na bazi nove vrednosti fiksnih fondova i društvenog proizvoda za ceo period iznosi 0,2766 (SE_a = 0,0200), za predratni period 0,2501 (SE_a = 0,0633) i za posleratni 0,3371 (SE_a = 0,0549). Odgovarajući neto intervalni proizvodni koeficijenti su 0,4613 (SE_a = 0,0459), 0,7762 (SE_a = 0,2065) i

0,4844 (SE_a = 0,0913).

Testiranje značajnosti slobodnog člana u transformiranim relacijama pokazuje da je on značajno manji od 0 u svim slučajevima osim za predratni period kod relacije između nove vrednosti i društvenog proizvoda. Medjutim, ukoliko u tom slučaju izbacimo godine depresije, t je značajno, tako da se može uzeti da je prosečni proizvodni koeficijent pokazao značajnu tendenciju porasta u celom periodu, kao i u predratnom i posleratnom pojedinačno.

Uprkos tome što se numeričke ocene u tačci neto intervalnog proizvodnog koeficijenta za predratni i posleratni period mnogo razlikuju, ove razlike nisu značajne ($F_{1,28}$ = =0,48). Takodje intervalni proizvodni koeficijent na bazi nove vrednosti fiksnih fondova i društvenog proizvoda za predratni i posleratni period se ne razlikuju značajno.

Transformirane relacije pokazuju mnogo veće standardne greške koeficijenata koje su bile ranije potcenjene zbog značajne autokorelacije odstupanja. Isto tako se može zapaziti da su one pogotovu velike kod neto proizvodnih koeficijenata. Veća nepouzdanost ocena neto intervalnih proizvodnih koeficijenata, koja je pogotovu izrazita u predratnom periodu, predstavlja jednu empiričku indikaciju da je pretpostavka da nova vrednost fiksnih fondova bolje aproksimira proizvodni kapacitet privrede od sadašnje vrednosti fiksnih fondova prihvatljiva.

Veoma ilustrativan primer koliko mogu neto vrednosti iskriviti sliku predstavlja depresija 30-tih godina. Neto vrednost fiksnih fondova posle 1930. godine opada čak u apsolutnom iznosu, obrazujući tako na grafu28 petlju čija je logička interpretacija svakako dubiozna. Naime, bruto investicije su i u tom periodu znatne mada osetno niže od onih u ranijim godinama. Stoga pozitivne nove investicije izgledaju svakako razumnija alternativa od negativnih neto investicija u opisivanju tadašnjih privrednih kretanja. Proizvodni kapaciteti mereni fiksnim fondovima su rasli i u tom periodu, samo se je njihov stepen iskorišćavanja u celini smanjio.

Tabela 53

Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi proizvodnih funkcija

Stalne cene 1953. godine

	Indeks porasta I_p	Prosečne stope rasta(u%) K	P	p	Elastičnost proizvodnog koeficijenta u odnosu na fiksne fondove η_{pK} na početku perioda	Na kraju perioda
		Na bazi nove vrednosti fiksnih fondova				
1929-1959	148,6	2,1 2,6*	3,1 3,9*	1,0 1,3*	0,89 -	0,27
1920-1939	114,3	1,8	2,5	0,7	0,49 -	0,31
1948-1959	124,0	4,3	6,4	2,0	0,65 -	0,33
1920-1929	125,0	2,1	4,7	2,5	1,48 -	0,98
1951-1959	135,8	4,1	8,2	3,9	1,29 -	0,68
		Na bazi neto vrednosti fiksnih fondova				
1920-1959	162,1	1,6 2,1*	2,9 3,6*	1,2 1,6*	1,33 -	0,44
1920-1939	142,6	0,9	2,8	1,9	2,68 -	1,58
1948-1959	116,6	5,0	6,5	1,4	0,40 -	0,20
1920-1929	137,9	1,3	5,0	3,6	3,39 -	2,18
1951-1959	134,7	4,6	8,6	3,8	1,15 -	0,60

* Ukoliko se godine od 1940. do 1947. ne uzmu u obzir

Iako se može zapaziti da su oba intervalna proizvodna koeficijenta viša ukoliko se posmatraju posle 1932. godine kada je pad proizvodnje bio najveći. Prirodno je očekivati da će se proizvodnja posle takvog pada povećavati brže nego normalno, dok ne postigne barem raniji nivo, ako se otklone oni specifični uzroci koji su uslovili takvo smanjenje iskorišćavanja kapaciteta. Medjutim, mada je u takvim uslovima povećanje intervalnog proizvodnog koeficijenta u nekom kraćem razdoblju normalno, ono predstavlja suviše optimističku ocenu ukoliko se uzima kao dugoročna tendencija.

I u ovom slučaju proizvodni koeficijenti na bazi nove vrednosti fiksnih fondova daju daleko realističniji prikaz situacije. Izmedju 1932. i 1939. godine prosečna stopa rasta društvenog proizvoda iznosi 4,3%, dok je za period 1920-1929. iznosila 4,5% (tabela 53). Prosečne stope rasta fiksnih fondova iznose 1,5 i 2,1%, respektivno. Rezultati na bazi neto vrednosti fiksnih fondova pokazuju dosta veće razlike. Dok su prosečne stope rasta narodnog dohotka približno jednake (4,7%), u periodu do 1929. godine one su praćene porastom neto vrednosti fiksnih fondova od 1,3% godišnje, dok je taj porast izmedju 1932. i 1939. godine iznosio prosečno samo 0,5%. Tako izgleda kao da je ista dinamika porasta narodnog dohotka u ovom razdoblju postignuta sa oko dva i po puta manjom prosečnom stopom rasta fiksnih fondova.

Kao reprezentativniji za dugoročnije tendencije se mogu izdvojiti godine 1920-1929. iz predratnog perioda i godine 1951-1959. posle rata.* Korelacija je u oba slučaja zadovoljavajuća, a isto važi i za linearnu specifikaciju oblika odnosa izmedju fiksnih fondova i proizvoda. U oba perioda je prema t-testu slobodan član značajno manji od nule. Porast prosečnog proizvodnog koeficijenta nije uočen samo unutar ta dva perioda, već porast u ovom periodu posle

---

* Smatramo da period 1952-1959. takodje predstavlja suviše optimističku tendenciju na dugi rok. Pored toga, proizvodne funkcije za taj period pokazuju značajnu negativnu autokorelaciju odstupanja, tako da su ocene i sa te strane manje pouzdane.

rata predstavlja praktično numerički nastavak porasta iz perioda 1920-1929, tj. na višem nivou i u slučaju proizvodnog koeficijenta na bazi nove vrednosti fiksnih fondova sa dosta većim intenzitetom.

Za ovaj odnos agregata fiksnih fondova i proizvoda je intervalni proizvodni koeficijent posle rata samo nešto malo viši nego pre rata, tako da se može konstatovati da ne postoje značajne razlike u intervalnom proizvodnom koeficijentu pre i posle rata. Medjutim, prosečni proizvodni koeficijenti su posle rata značajno viši od onih za predratni period.

Intervalni neto proizvodni koeficijent za period 1920-1929. je i ovde još skoro za polovinu veći od odgovarajućeg neto koeficijenta za period 1951-1959. Odgovarajući F test pokazuje da je neto intervalni proizvodni koeficijent za 1920-1929. značajno veći od neto intervalnog proizvodnog koeficijenta za period 1951-1959 ($F_{1,15} = 13{,}38^{++}$). Dakle, ovaj rezultat suprotan je zaključku na bazi nove vrednosti fiksnih fondova i društvenog proizvoda gde razlike u intervalnim proizvodnim koeficijentima za ta dva perioda nisu bile značajne. Drugim rečima, intervalni proizvodni koeficijenti na bazi neto agregata sugeriraju zaključak da je odnos izmedju priraštaja proizvoda i investicija bio povoljniji pre rata nego posle rata. Videli smo da na osnovu realističnijih pretpostavki o kretanju investicija i fiksnih fondova ovaj zaključak ne važi, već da predstavlja izraz pristrasnosti odgovarajućih neto agregata.

Dinamika privrednog razvoja Jugoslavije u posmatranom periodu i proizvodni koeficijenti

Odraz velikih privrednih i društvenih promena izmedju predratnog i posleratnog perioda su i velike razlike u dinamici privrednog rasta. Zbog značajne autokorelacije odstupanja je za duže periode ocena prosečne dinamike društvenog proizvoda, pa prema tome i dinamike proizvodnih koeficijenata samo jedna orijentaciona kvantifikacija neke hipotetičke prosečne dinamike. Medjutim, i pored toga sma-

tramo da je adekvatnija od prosečne stope rasta računate na bazi empiričkih vrednosti za prvu i poslednju godinu perioda.

U celom periodu od 1920. do 1959. godine su fiksni fondovi Jugoslavije rasli po prosečnoj stopi rasta od 2,1%, dok je društveni proizvod rastao u proseku 3,1% godišnje, tako da prosečni proizvodni koeficijent pokazuje prosečan porast od 1% godišnje. Ovaj sekularni porast je ostvaren uprkos ratnim razaranjima i drugim poremećajima sa strane u toku tog perioda.

Uporedjujući predratni sa posleratnim periodom, vidimo da su prosečne stope rasta posle rata barem dva puta veće nego pre rata. Prosečna stopa rasta nove vrednosti fiksnih fondova je porasla od 1,8% na 4,3%, a društvenog proizvoda od 2,5% na 6,4%, tako da je u proseku proizvodni koeficijent u predratnom periodu rastao po stopi od 0,7% godišnje a u posleratnom periodu po 2% godišnje.

Ove su razlike relativno nešto manje ako posmatramo samo odabrane periode. Naime, pošto se radi o dva razdoblja prilično povoljnih uslova u kojima se odvijao privredni razvoj, ove su razlike isto tako veoma izrazite ali na višim nivoima prosečnih stopa rasta. Tako prosečna stopa rasta u periodu 1920-1929. iznosi 4,7%, a u periodu 1951-1959. 8,2%. Zbog toga i prosečni proizvodni koeficijent u tim periodima raste dosta brže od proseka za predratni i posleratni period, ali je razlika izmedju godišnjeg porasta od 2,5% i 3,9% u korist 50-tih godina još uvek osetna.

Ako se podsetimo da su intervalni proizvodni koeficijenti za ova dva perioda približno isti, onda se mogu izvući interesantni zaključci o prednostima ekonomske politike brzog privrednog razvoja posle rata. Prvo, intervalni proizvodni koeficijent nije opao uprkos tome što je prosečna stopa rasta fiksnih fondova udvostručena, i to na nivou bruto investicija koji je za oko tri puta veći. Drugo, povećanjem učešća bruto investicija u fiksne fondove u društvenom proizvodu od 17,3% na 24,6%, tj. za oko 2/5 prosečna stopa rasta društvenog proizvoda je u periodu 1951-1959. za oko 3/4 viša od odgovarajuće stope za period 1920-1929. Treće ,

uprkos tome što su elasticiteti prosečnog proizvodnog koeficijenta u odnosu na fiksne fondove u ovom periodu pre rata viši, prosečni proizvodni koeficijent je u periodu 1951-1959. rastao dosta brže jer je porast fiksnih fondova brži. Četvrto, ubrzanjem dinamike porasta društvenog proizvoda i fiksnih fondova se ne samo brže postižu veći apsolutni nivoi već se osetno ubrzava i povećanje dohotka po stanovniku* i opremljenosti odnosno mogućnosti stvaranja novih radnih mesta, što je u uslovima nedovoljne zaposlenosti bilo veoma važno. Peto, samo brzim porastom fiksnih fondova je moguće brzo postići odredjene strukturne promene u privredi, koje opet dovode do bržeg povećavanja proizvodne i životnog standarda. Šesto, brzo povećavanje proizvodne aktivnosti omogućava bolje iskorišćavanje kapaciteta, po[illegible]ovu infrastrukture, što dovodi do pozitivnih efekata na povećanje proizvodnog koeficijenta preko strukturne komponente.

Ovi zaključci u principu svakako važe i ako upoređujemo ceo predratni period sa celim posleratnim periodom. Ovde smo uporedjivali dva relativno homogena perioda sa karakteristikama koje su približno reprezentativne za dva takva tipa privrede u našim prirodnim i sociološkim uslovima. Pored toga, rezultati u ova dva potperioda su pouzdaniji od onih za ceo predratni i ceo posleratni period, tako da je i kvantifikacija tih razlika imala više smisla.

Možemo zaključiti da je politika relativno visoke stope akumulacije u okvirima socijalističkog društvenog uredjenja dovela do impozantnog ubrzavanja privrednog proizvodnog rasta i da to nije dovelo do smanjenja intervalnog/koeficijenta, dok je prosečni proizvodni koeficijent čak značajno porastao kao posledica brze strukturne transformacije koja je omogućena takvim tempom investiranja.

---

* Uzimajući da je stopa porasta stanovništva data egzogeno.

Citirana literatura

/1/ A. Bajt, "Maksimalizacija potrošnje kao sredstvo optimalizacije stope investicija i privrednog rasta", u Metodološki problemi privrednog rasta i privrednog planiranja, Ekonomski seminar V, JIEI, Beograd, 1965.

/2/ G.C. Chow, "Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", Econometrica, July 1960.

/3/ Društveni proizvod i narodni dohodak, 1952-1962, SZS, Beograd, 1963.

/4/ M. Ezekiel, K.A. Fox, Methods of Correlation and Regression Analysis, John Wiley & Sons, New York, 1959.

/5/ M. Friedman, "A Comparison of Alternative Tests of Significance for the Problem of m Rankings", Annals of Mathematical Statistics, 11-1940.

/6/ M. Friedman, "The Use of Ranks to Avoid the Assumption of Normality in the Analysis of Variance", Journal of American Statistical Association, 32-1937.

/7/ A.S. Goldberger, Econometric Theory, John Wiley & Sons, New York, 1964.

/8/ J. Johnston, Econometric Methods, McGraw-Hill, New York, 1963.

/9/ J. Johnston, Statistical Cost Analysis, McGraw-Hill, New York, 1960.

/10/ M.G. Kendall, Rank Correlation Methods, Griffin, London, 1962.

/11/ L.R. Klein, An Introduction to Econometrics, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, 1962.

/12/ E. Kuh, Capital Stock Growth: A Micro-Econometric Approach, Nort-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1963.

/13/ S. Kuznets, "A Comparative Appraisal", in Bergson, Kuznets, ed. Economic Trends in the Soviet Union, Harvard University Press Cambridge, 1963.

/14/ S. Kuznets, "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: VI. Long-Term Trends in Capital Formation Proportions", Economic Development and Cultural Change, Vol. IX, Number 4, July 1961.

/15/ D. Nikolić, P. Sicherl, "Jedna strukturna analiza privrednog razvoja Jugoslavije u periodu 1952-1962", Ekonomist, 1-2/1965.

/16/ D. Nikolić, P. Sicherl, Konstrukcija proizvodno-kapitalnog modela za privredni razvoj Jugoslavije, Radovi 5, Jugoslovenski institut za ekonomska istraživanja, Beograd, 1964.

/17/ G.W. Snedecor, Statistical Methods, Iowa State University Press, Ames, 1964.

/18/ Some Factors in Economic Growth in Europe during the 1950s /Economic Survey of Europe in 1961. Part 2/, United Nations, Geneva, 1964.

/19/ H. Theil, A.L. Nagar. "Testing the Independence of Regressio: Disturbances", Journal of the American Statistical Association, December, 1961.

/20/ V. Tričković, "Stope rasta u socijalističkoj ekonomiji i njene determinante - osvrt na predavanje prof. M. Kaleckog", Ekonomist,3-4/1962.

/21/ Uzroci i karakteristike privrednih kretanja u 1961. i 1962. godini, Dokumentaciono-analitički materijali 7, Savezni zavod za privredno planiranje, Beograd, oktobra 1962. godine.

/22/ I. Vinski, Ispitivanje faktora dugoročnog ekonomskog razvoja Jugoslavije i njenih područja, Studije 10, Savezni zavod za privredno planiranje, Beograd, mart 1964.

/23/ I. Vinski, "National Product and Fixed Assets in the Territory of Yugoslavia 1909-1959, Income and Wealth: Series IX, Bowes and Bowes, London, 1961.

/24/ J.E. Walsh, Handbook of Nonparametric Statistics, Van Nostrand, Princeton, N.J., 1962.

/25/ B.J. Winer, Statistical Principles in Experimental Desing, McGraw-Hill, New York, 1962.

Glava VI

U T V R D J I V A N J E T E N D E N C I J A U P R O M E N A M A P R O I Z V O D N I H K O E F I C I J E N A T A

A. STRUKTURA

Videli smo da se proizvodni koeficijenti za pojedine sektore znatno razlikuju. Razlike su ne samo značajne prema odredjenom statističkom kriteriju već su i kvantitativno veoma izrazite. Čak izmedju ovde definisana četiri velika sektora najviši sektorski proizvodni koeficijent je kod nas desetak puta viši od najnižeg.

Naravno, razlike su mnogo veće ukoliko posmatramo granske proizvodne koeficijente. Tako odnos društvenog proizvoda 1963. godine i revalorizirane vrednosti osnovnih sredstava u industriji krajem 1962. godine daje sledeću distribuciju granskih proizvodnih koeficijenata*:

Vrednost koeficijenata od	do	Broj grana
0,10	0,25	2
0,25	0,50	5
0,50	0,75	4
0,75	1,00	5
1,00	1,25	3
1,25	1,50	-
1,50	1,75	2
preko	1,75	1

Dok je vrednost proizvodnog koeficijenta za industriju u celini 0,5278, vrednosti za pojedine grane nalaze se izmedju 0,1323 (elektroenergija) i 2,5339 (industrija duvana). Drugim rečima, najviša vrednost je u industriji preko 19 puta viša od najniže. U privredi u celini najveća razlika izmedju proizvodnih koeficijenata za pojedine grane prema našoj klasifikaciji je u 1963. godini izmedju vrednosti

---

* Koeficijenti su izračunati na osnovu podataka iz SGJ-65 za društveni proizvod, tekuće cene, za osnovna sredstva SGJ-64, revalorizovana vrednost.

0,1242 za železnički saobraćaj i 4,4983 za projektovanje. Ovaj drugi je oko 36 puta veći od prvog.

Isto tako, u nekim granama postoje osetne razlike i izmedju proizvodnih koeficijenata za pojedine grupacije /32/. Velike razlike u granskim proizvodnim koeficijentima su karakteristične i veoma izrazite i u drugim zemljama.

Tako je u Velikoj Britaniji u 1960. godini najviši prosečni proizvodni* koeficijent od 1,43 u gradjevinarstvu, za proizvodnju električne energije iznosi 0,0926. Od njega je u privredi (prema njihovoj klasifikaciji) manji još samo proizvodni koeficijent u vodoprivredi čija je vrednost 0,027 /7, tabela H, str. 31/.

U Izraelu (1958) je takodje najviši proizvodni koeficijenat od 4,187 u gradjevinarstvu, proizvodni koeficijent za proizvodnju električne energije iznosi 0,1031, za rafinerije 0,0986 i za vodoprivredu 0,0459 /6, na bazi tabele III-2/. Slična je situacija u Japanu (1955). Gradjevinarstvo kao sektor sa proizvodnim koeficijentom od 4,926 opet predstavlja gornju granicu, a proizvodnja električne energije sa proizvodnim koeficijentom 0,0936 donju granicu granskih vrednosti /8, tabela 1-13, str. 34/.

Razlika izmedju vrednosti proizvodnih koeficijenata za pojedine sektore i grane delimično zavisi i od sistema klasifikacije privrednih delatnosti u pojedinim zemljama, ali su razlike izmedju ekstremnih vrednosti svugde veoma velike. U SAD se pominje i odnos 1:100, pa i preko toga /12/. Pošto za Jugoslaviju ne postoje adekvatni podaci za taj nivo agregacije, ovde se nećemo upuštati u uporedjivanje sa odgovarajućim vrednostima za druge zemlje, što je veoma nezahvalno i zbog različitih struktura relativnih cena. Zadovoljićemo se konstatacijom da je široki interval vrednosti proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova pojedinih vrsta proizvodne aktivnosti kod nas i u drugim zemljama zakonitost koja naglašava zavisnost proizvodnih koeficijenata od struk-

---

* Recipročne vrednosti odgovarajućih kapitalnih koeficijenata.

ture privrede i tehnoloških karakteristika pojedinih vrsta privredne delatnosti.

Prema tome, mada su formiranjem četiri relativno homogena sektora varijacije proizvodnih koeficijenata za agregate na nižem stepenu agregiranja unutar sektora smanjene, sektorski proizvodni koeficijenti ostaju i dalje zavisni od promena strukture unutar tih sektora, o kojima kod detaljnijeg planiranja treba svakako voditi računa. Sa druge strane, sektorski proizvodni koeficijenti nisu medjusobno nezavisni, tako da empirički proizvodni koeficijenti ne zavise samo od tehnoloških karakteristika neke vrste proizvodne aktivnosti i specifičnih uslova u toj grani već i od kretanja u privredi kao celini. Naime, strukturne i makro ekonomske zavisnosti u privredi predstavljaju jedno ograničenje koje odredjuje mogućnost promene strukture fiksnih fondova kompatibilne sa željenom strukturom proizvodnje.

I pored ovih konstatacija koje osvetljavaju uslovnu i hipotetičku prirodu ovde primenjene dekompozicije promena globalnog proizvodnog koeficijenta na efekat strukturnih promena i na efekat promena sektorskih proizvodnih koeficijenata ona se može smatrati svrsishodnom kao ilustracija osnovnih tendencija u tom pogledu.

Globalni i sektorski proizvodni koeficijenti

Veza izmedju globalnog i sektorskih proizvodnih koeficijenata je definisana već ranije. Globalni proizvodni koeficijent je ponderisana suma sektorskih proizvodnih koeficijenata i odgovarajućih strukturnih pondera. U slučaju prosečnog proizvodnog koeficijenta ove pondere predstavlja učešće fiksnih fondova komponente u fiksnim fondovima agregata, dok u slučaju intervalnog proizvodnog koeficijenta pondere sektorskih intervalnih proizvodnih koeficijenata predstavlja učešće novih investicija u odredjeni sektor u novim investicijama agregata.

Medjutim, kako su odgovarajući kapitalni koeficij-

jenti inverzne vrednosti proizvodnih koeficijenata,* ponderi sektorskih kapitalnih koeficijenata su u tom slučaju učešće proizvoda sektora u ukupnom proizvodu** odnosno učešće priraštaja sektorskog proizvoda u priraštaju ukupnog proizvoda da bi se dobili odgovarajući globalni kapitalni koeficijenti. Ako pretpostavimo da su sektorski kapitalni koeficijenti dati, onda se može reći da globalni kapitalni koeficijent zavisi bilo od sektorske strukture proizvoda bilo od sektorske strukture kapitala, jer je medjusobni odnos tih struktura moguće definisati preko odnosa sektorskog i globalnog koeficijenta tj. preko pojma relativnog sektorskog koeficijenta. Drugim rečima, za sektore sa natprosečnim kapitalnim koeficijentom je karakteristično veće učešće sektora u ukupnom kapitalu od učešća sektora u ukupnom proizvodu. Mada su to dva različita aspekta istog odnosa, treba imati u vidu da je izračunavanje globalnog kapitalnog koeficijenta na osnovu sektorskih koeficijenata i strukture u slučaju gde su ponderi struktura proizvoda slično izračunavanju ponderisane aritmetičke sredine, dok je za slučaj da se kao ponderi uzima struktura kapitala ono slično izračunavanju harmonične sredine.*** Naravno, ukoliko se radi o proizvodnim koeficijentima, odnos je obrnut.

Nezavisno od sistema računjanja postavlja se pitanje da li je svrsishodnije poći od izračunavanja proizvodnih koeficijenata ili kapitalnih koeficijenata, sa jedne strane, i sektorske strukture proizvoda ili fiksnih fondova, sa druge strane. O prednostima posmatranja proizvodnih koeficijena-

---

* U funkcionalnim modelima su kapitalni koeficijenti reciprok odgovarajućih proizvodnih koeficijenata dok za statističke modele to nužno ne važi.

** Formula u pomenutom radu R. Bičanića /5, str. 337/, koja definiše globalni kapitalni koeficijent kao ponderisanu sumu granskih kapitalnih koeficijenata gde su ponderi sektorska struktura kapitala, je očit lapsus. No, pošto je on uprkos tome mogao izvesti u principu pravilan zaključak, izgledalo je svrsishodno da se razmotri zašto je to tako.

*** Ovaj smo način upotrebili ranije /35, str. 179/ za izračunavanje hipotetičkog kapitalnog koeficijenta.

ta fiksnih fondova je bilo već govora u III glavi. Ovde bi trebalo da se razmotri da li je svrsishodnije da se struktura privrede prikaže strukturom fiksnih fondova ili strukturom proizvoda, imajući u vidu njihovu medjusobnu povezanost.

Kod donošenja investicione odluke u realnom smislu nužno se počinje od proizvoda, od odluke o specifičnoj vrsti proizvodne aktivnosti za koju se onda posle izbora tehnologije moraju pribaviti specifični proizvodni faktori, a medju njima i odredjena vrsta i količina fiksnih fondova. Tu se radi o ex ante stvarima koje predstavljaju polaznu tačku za privredna kretanja, ali se ovde još ne radi o materijalizaciji te ideje.

Materijalni proces proizvodnje odnosno opredmećivanje investicione odluke počinje od stvaranja fiksnih fondova. Naime, sa stanovišta preduzeća se uzima da će se radna snaga i, reprodukcioni materijal, energija itd. moći obezbediti izvana onda kada će biti potrebni u procesu proizvodnje. Medjutim, fiksni fondovi se pojavljuju kao faktor proizvodnje koga nije potrebno samo odjednom i unapred nabaviti za više proizvodnih procesa, već je obično potrebno računati i sa odredjenim aktivizacionim periodima pre nego što se iz investicija stvore fiksni fondovi koji su sposobni da deluju kao faktor proizvodnje.

Investiranjem se menja struktura fiksnih fondova koja sadrži u sebi buduće potencijalne promene u strukturi proizvoda. Stoga izgleda za ovu svrhu bolje pratiti strukturu fiksnih fondova, jer nam pruža adekvatniji i pouzdaniji pregled strukture privrede i promena te strukture od strukture proizvoda koji je podvrgnut većim fluktuacijama. Naime, i tada kada već počne proizvodni proces, u prvom periodu je proizvodnja zbog uhodavanja obično niža od optimalne, tako da preduzeću obično treba i posle aktiviranja fiksnih fondova jedan odredjeni period da postigne normalnu proizvodnju. Pored toga, u periodu eksploatacije je kretanje fiksnih fondova dosta ravnomernije. Oni su po svojoj prirodi veoma malo podložni uticaju kratkoročnih faktora, dok je kretanje proizvodnje mnogo osetljivije, tako da te fluktuacije utiču i

na stabilnost sektorske strukture proizvodnje.

Strukturne karakteristike privrede mogu se definisati sa mnogo aspekta. U slučaju izbora strukture, najrelevantnije za izučavanje proizvodnih koeficijenata, iz pomenutih razloga odabrana je sektorska struktura fiksnih fondova kao predstavnik privredne strukture i njenih promena. Veličina i sektorska struktura fiksnih fondova se može uzeti kao jedan indikator potencijalnih mogućnosti proizvodnje koje su u nekim slučajevima lošije prikazane trenutnom veličinom i strukturom proizvodnje.

Što se tiče razlika u sektorskoj strukturi fiksnih fondova za definisana četiri velika sektora, one ne utiču znatno na razlike u globalnom prosečnom proizvodnom koeficijentu za pojedine republike. Odstupanja republičkih koeficijenata od proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju po tom osnovu su mala, najviše do oko 6% naviše i naniže (tabele 19 i 20). Dakle, što se ove strukture tiče, razlike u globalnim proizvodnim koeficijentima za republike bi trebalo da budu male.

Ovaj zaključak zahteva jednu važnu kvalifikaciju. Razlike u sektorskim proizvodnim koeficijentima sadrže i razlike koje proizilaze iz različite strukture tih samih sektora, tj. iz različitog udela grana sa višim i nižim granskim proizvodnim koeficijentima u pojedinim republikama. Tek kada se bude raspolagalo adekvatnim podacima za taj nivo agregacije, moći će da se donese odredjeni zaključak po ovoj hipotezi.

Isti se nedostatak pojavljuje i u dinamičkoj analizi efekta strukturnih promena na vrednost proizvodnih koeficijenata. Efekat strukturnih promena je moguće analizirati samo za ova četiri široko definisana sektora, dok se uticaj promena strukture unutar tih sektora na veličine sektorskih proizvodnih koeficijenata iz tih razloga ne može adekvatno ispitivati. Ovi aspekti zahtevaju svakako dalja istraživanja jer bi nam to moglo dati značajne informacije o tome gde treba pre svega tražiti uzroke promena sektorskih proizvodnih koeficijenata, u granskoj strukturi

sektora ili u nekim drugim faktorima koji su teže pristupačni analizi.

Medjutim, i ispitivanje efekta strukturnih promena privrede u odnosu na ove sektore na globalni proizvodni koeficijent, pružaju nam dragocene informacije i za dugoročnu tendenciju tih efekata. Za Jugoslaviju u celini kao i za sve republike je u periodu 1952-1962. karakteristično veliko povećanje fiksnih fondova industrije u privrednim fiksnim fondovima. Učešće saobraćaja jače a poljoprivrede nešto slabije opada, dok razlike u učešću sektora ostalo+ nisu velike. Ove strukturne promene su osim u Crnoj Gori ispoljile jak uticaj na povećanje globalnog proizvodnog koeficijenta. Tako za Jugoslaviju u celini približno 23% porasta globalnog proizvodnog koeficijenta u tom periodu se može pripisati efektu strukturnih promena.

Ispitivanje dugoročnih promena proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju je pokazalo daleko veći uticaj strukturnih promena na kretanje ukupnog proizvodnog koeficijenta u periodu od 1910. do 1953. godine. Mada su podaci oskudni, izgleda da je na mestu zaključak da su u predratnom periodu intersektorski efekti glavni faktor porasta ukupnog proizvodnog koeficijenta (u periodu 1910-1931. oko 3/4 celog porasta može se pripisati tom efektu). Vanredno brze promene strukture fiksnih fondova u prvoj dekadi posle rata su bile toliko velike da je ukupni proizvodni koeficijent uprkos negativnom efektu intrasektorskih promena porastao u odnosu na predratni.*

U periodu 1952-1962., kada posle stagnacije proizvodnja brzo raste i opadanje proizvodnog koeficijenta prelazi u brzi rast, je intrasektorski efekat promene ukupnog proizvodnog koeficijenta prvi put veći od intersektorskog efekta. Naime, videli smo da indeksi strukturne komponente

---

* Detaljnije u V glavi kod analize dugoročnih kretanja proizvodnih koeficijenata.

promene ukupnog proizvodnog koeficijenta iznose za taj period 117,2, odnosno 12o,3, a standardiziraniji indeks 128,0, odnosno 131,4. Ipak, strukturne promene još uvek obrazlažu približno 4o% povećanja ukupnog proizvodnog koeficijenta.*

Uprkos tome što u daljem toku razvoja ne možemo očekivati više toliko brze promene strukture fiksnih fondova može se pretpostaviti da će biti pozitivan efekat intersektorskih promena ukupnog i globalnog proizvodnog koeficijenta kod nas i dalje znatan.

Ova je pretpostavka utoliko plauzibilnija ako se posmatraju i rezultati za neke strane zemlje koje su obradjene u prilogu. Čak u Velikoj Britaniji, gde su strukturne promene u celini male i koja kao visoko razvijena zemlje sa niskim stopama rasta ne doživljava velike promene u ekonomiji obima i transferu resursa izmedju različitih proizvodnih delatnosti, intersektorski efekti su u pedesetim godinama pozitivni i znatno usporavaju pad globalnog proizvodnog koeficijenta koji je posledica opadanja sektorskih proizvodnih koeficijenata.

Ovaj efekat strukturne komponente je još daleko izrazitiji u Kanadi i Izraelu, gde je inače pad sektorskih proizvodnih koeficijenata dosta veći. I u ovim slučajevima se postavlja pitanje u kolikoj meri je pad sektorskih proizvodnih koeficijenata prouzrokovan promenom strukture unutar četiri velika sektora. Ali je promena strukture fiksnih fondova za ovako široko definisane agregate očito veoma povoljno uticala na kretanje globalnog proizvodnog koeficijenta. Tako bi u odsustvu intrasektorskih promena globalni proizvodni koeficijent u Izraelu u periodu 1950-1959. i u Kanadi u periodu 1946-1955. rastao prosečno više od 1% godišnje, kao rezultat promena strukture ovih sektora.

Izgleda da u pedesetim godinama sličan zaključak važi i za Bugarsku, Madjarsku i Sovjetski savez, gde je standardizirani indeks proizvodnog koeficijenta takodje ma-

---

* Rezultati na bazi sektorskih proizvodnih funkcija i nisu direktno uporedivi sa rezultatima za period 1910-1953.

nji od 100, dok je indeks strukturne komponente veći od sto i kompenzira delimično ili u celini negativni intrasektorski efekat /31, gl. III, st. 47/.

Strukturne efekte kod globalnog intervalnog proizvodnog koeficijenta je dosta teže analizirati. Pre svega, vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata su mnogo varijabilnije* od vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata, tako da su ocene strukturnih efekata manje pouzdane. Drugo, ukoliko se smatra da je intervalni proizvodni koeficijent u nekom periodu konstantan, moguće je uporedjivati samo efekat strukture novih investicija za različite periode, s tim da ovi treba da budu dovoljno dugi da bi omogućili adekvatnu ocenu intervalnog proizvodnog koeficijenta kao i sistematskih strukturnih promena u pravcima investiranja. Treće, za pojedine sektore smo u nekim slučajevima videli da pretpostavka konstantnog intervalnog proizvodnog koeficijenta empirički nije prihvatljiva, tako da ni proizvodne funkcije u tim slučajevima ne pružaju dosta povoljniju informaciju od drugih načina izračunavanja.

Uticaj strukture (bruto) investicija na vrednost intervalnog kapitalnog koeficijenta je ispitivao S. Kuznets /23, str. 44-48/. Informacije su veoma oskudne i odnose se na dva-tri duža perioda za kraj prošlog i prvu polovinu ovog veka za pet zapadnih zemalja. Kuznets zaključuje da tendencije nisu svugde iste, u Norveškoj i Švedskoj intersektorski efekti predstavljaju glavnu polugu promena u intervalnim kapitalnim koeficijentima na dugi rok, dok u slučaju SAD, Argentine i Južnoafričke unije praktično sve promene su prouzrokovane intrasektorskim efektima /ibid, str. 45/. Mada su numeričke vrednosti ovih ocena u velikoj meri nepouzdane iz gore navedenih i još nekih metodoloških razloga,

---

* Iz tog razloga je ovaj aspekat analize izostavljen u studiji Sekretarijata Ekonomske komisije UN za Evropu /31, gl. III, str. 35/. Smatra se da su godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta suviše podložne uticajima promena u iskorišćavanju kapaciteta.

interesantno je pokušati izvesti neke druge tendencije iz njegovih podataka. Globalni intervalni kapitalni koeficijent u kasnijim periodima pada zbog promene u strukturi priraštaja proizvoda pod pretpostavkom konstantnih sektorskih intervalnih kapitalnih koeficijenata u Norveškoj, Švedskoj, Južnoafričkoj uniji, dok je u SAD i Argentini približno konstantan. Drugi hipotetički globalni intervalni kapitalni koeficijent, pod pretpostavkom konstantne strukture priraštaja proizvoda, raste u kasnijim periodima u Norveškoj, Švedskoj i pada u SAD, Argentini i Južnoafričkoj uniji.

Ukratko, za sve te zemlje bi se moglo reći da je gledano sa aspekta intervalnog proizvodnog koeficijenta, intersektorski efekat nenegativan, dok intrasektorski efekat pokazuje različiti pravac promena u različitim zemljama. U većini tih zemalja se zapaža tendencija opadanja globalnog intervalnog kapitalnog koeficijenta u kasnijim periodima, sa većim ili manjim intenzitetom.

Kada se posmatraju razlike u globalnim intervalnim proizvodnim koeficijentima za pojedine republike za period 1952-1962. (tabela 27), vidimo da su razlike koje proizilaze iz različite strukture novih investicija u četiri sektora relativno male u odnosu na razlike koje proizilaze iz razlika u sektorskim intervalnim proizvodnim koeficijentima u pojedinim republikama. Prema tome, uzroke za razlike u globalnim intervalnim proizvodnim koeficijentima za pojedine republike u tom periodu treba pre svega tražiti u faktorima koji utiču na razlike u sektorskim intervalnim proizvodnim koeficijentima. Jedan od veoma važnih faktora koji bi trebalo ispitivati su razlike u strukturi unutar pomenutih četiri sektora izmedju republike.

Što se tiče ovde definisanih razlika u strukturi novih investicija, gornji je zaključak posve prihvatljiv, a mogao se i očekivati jer je struktura novih investicija po republikama u celini veoma slična (vidi tabelu). Hrvatska i Crna Gora koje se izdvajaju od ostalih po dosta višim učešćem investicija u saobraćaj imaju i negativan efekat sektorske komponente u odnosu na vrednosti za Jugoslaviju u celini.

Medjutim, treba imati u vidu da ova konstatacija nimalo ne protivreči važnosti strukturne komponente za promene globalnog intervalnog proizvodnog koeficijenta u vremenu i na dugi rok, jer tada su razlike u strukturi obično veoma osetne.

Medjunarodna uporedjenja su još dosta manje pozdana jer se tu postavlja problem relativnih cena u pojedinim zemljama. Uporedjujući rezultate za period 1951-1957. za 10 zemalja na različitim stepenima privrednog razvoja, S. Kuznets dolazi do zaključka da razlike u sektorskoj strukturi priraštaja proizvoda nisu u stanju da obrazlože razlike u globalnim intervalnim kapitalnim koeficijentima za te zemlje /22, str. 60-66/. Medjutim, isto tako se ograđuje od toga da bi razlike izmedju pojedinih zemalja za taj period bile direktno upotrebljive kao indikacija kretanja prosečnih ili intervalnih kapitalnih koeficijenata u toku privrednog razvoja neke zemlje /ibid, st. 60/.

Ukratko, razlike izmedju sektorskih proizvodnih koeficijenata, kako prosečnih tako intervalnih,* su izrazite i u većini slučajeva su se pokazale i statistički i kvantitativno značajne. Zbog toga je globalni proizvodni koeficijent zavisan i od strukture fiksnih fondova odnosno novih investicija. Empirička istraživanja su pokazala da su u posleratnom razvoju strukturne promene kod nas u velikoj meri uticale na povećanje globalnog proizvodnog koeficijenta, gledano dugoročno u prošlosti su one čak praktično jedini izvor rastućeg prosečnog proizvodnog koeficijenta kod nas.

Na osnovu našeg dosadašnjeg razvoja kao i na osnovu nekih rezultata za druge zemlje može se očekivati da će intersektorski efekat promene prosečnog proizvodnog koeficijenta biti i dalje pozitivan. Isto tako izgleda plauzibilno pretpostaviti da će biti taj efekat nenegativan i u slučaju globalnog intervalnog proizvodnog koeficijenta, mada su te pretpostavke prirodno veoma uopštene. Naime, za preciznije odmeravanje tih efekata je potrebno specificirati razne varijante budućeg razvoja i planiranih odnosno očekivanih

---

* Vidi i vrednosti za 16 evropskih zemalja, Kanadu i SAD u (31, glava III, str. 58/.

strukturnih promena.

Medjutim, ne treba zaboraviti da strukturne promene unutar tih široko definisanih sektora nisu uzete u obzir i da su obuhvaćene u vrednosti odnosno promenama sektorskih proizvodnih koeficijenata. Stoga se može pretpostaviti da bi razlike odnosno promene u strukturi mogle objasniti i jedan deo razlika odnosno promena u sektorskim proizvodnim koeficijentima. Drugim rečima, uticaj strukture bi se pokazao još značajnijim i još veći deo kretanja proizvodnih koeficijenata bi se mogao obrazložiti strukturnim faktorima.

Ova potreba da se analiza proširi i na niži stepen agregacije koja je neophodna za adekvatnije sektorsko planiranje kao i za ekonomsku politiku, da i ne govorimo o boljem razumevanju struktuskih promena u toku privrednog razvoja i proizvodnih koeficijenata, ima ipak svoje granice što se tiče korisnosti povećavanja broja grana i grupacija. Naime, treba imati na umu činjenicu da sektorski proizvodni koeficijenti nisu medjusobno nezavisni i da ta zavisnost raste sa brojem sektora i tako smanjuje stabilnost tih proizvodnih koeficijenata.

Vek trajanja i tehnička struktura fiksnih fondova

Izgleda da se razlike u sektorskim odnosno granskim proizvodnim koeficijentima mogu u prvoj aproksimaciji uzeti kao posledica različitih tehnoloških karakteristika pojedinih proizvodnih procesa. Ukoliko za sada pretpostavimo da je stepen tehničke opremljenosti rada u smislu tehnološkog odnosa u jednom ciklusu proizvodnje data veličina, onda veličina proizvodnog koeficijenta varira u zavisnosti od veka trajanja fiksnih fondova, tj. od toga u koliko ciklusa proizvodnje će se isti fiksni fondovi pojaviti kao faktor proizvodnje.

Drugim rečima, što je veći predujam u vidu fiksnih fondova u odnosu na kapacitete fiksnih fondova u jednom ciklusu proizvodnje (ili na godišnji kapacitet tih fondova) to će ceteris paribus, biti manji proizvodni koeficijent. Izbor tehnologije obuhvata i izbor veka trajanja fiksnih fondova

koji je determinisan tehnološkim mogućnostima, sa jedne strane, i aspektima ekonomske efikasnosti, sa druge strane.

Ukoliko uz dati kapacitet jednog ciklusa proizvodnje ne bi bilo skuplje proizvoditi investiciona dobra sa dužim vekom trajanja, onda bi se svakako isplatilo proizvoditi što trajnija osnovna sredstva, jer bi se tako smanjila zamena. Čak u uslovima veoma brzog tehnološkog progresa to bi predstavljalo najbolju odluku jer se time što će biti izbačena iz upotrebe pre svog fizičkog veka trajanja zapravo ništa ne gubi, jer se duži vek trajanja u ulozi upotrebne vrednosti nije morao platiti većom upotrebom resursa u proizvodnji tih fiksnih fondova.

Medjutim, u stvari duži vek trajanja fiksnih fondova obično znači angažovanje više resursa u proizvodnji tih fiksnih fondova u odnosu na kapacitet jednog ciklusa proizvodnje, tj. niži proizvodni koeficijent. Zbog toga E. Domar definiše intervalni kapitalni koeficijent kao rastuću funkciju veka trajanja tih sredstava, ali smatra da je veoma teško odrediti tačniji oblik te funkcije* /11, str. 173/. Sledi da suviše dug ili suviše kratak vek trajanja fiksnih fondova dovodi do nižih stopa rasta proizvoda za datu stopu akumulacije. U prvom slučaju kapaciteti sporo rastu, a u drugom zamena je velika i u odnosu na fiksne fondove i u odnosu na proizvod.

Odlučivanje o optimalnom veku trajanja fiksnih fondova kao jednom aspektu izbora tehnologije proizvodnog procesa u zavisnosti od cene fiksnih fondova, troškova održavanja i popravki, ekonomskog zastarevanja zbog tehničkog progresa i promena u strukturi tražnje predstavlja jedan aspekat investicione odluke, a od nje će onda zavisiti i proizvodni koeficijent, što se tiče efekata veka trajanja fiksnih fondova.

---

* Analiza empiričkih vrednosti za SAD za 1939. godinu mu nije dala zadovoljavajuće rezultate za niži stepen agregacije. Jedino široko definisani sektori, koji mnogo zavise od gradjevinskih radova, kao što su saobraćaj, stambene zgrade i neke grane infrastrukture imaju dosta više kapitalne koeficijente i vek trajanja od industrije.

U interakciji tehnoloških i ekonomskih faktora treba tražiti i uzroke razlika u proizvodnim koeficijentima za pojedine sektore i grane koje proizilaze iz veka trajanja fiksnih fondova odnosno njihove tehničke strukture. Zbog toga što troškovi proizvodnje fiksnih fondova rastu sa njihovom trajnošću, izgleda da bi bilo potrebno imati fiksne fondove sa malim vekom trajanja. Oni bi se, finansijski gledano, brzo isplatili i rizik bi bio manji. Medjutim, prva prepreka ovde je obično tehnološke prirode, da bi se postigli odredjeni korisni učinci fiksnih fondova kao faktora proizvodnje, izbor tehnologije njihove proizvodnje može biti veoma skučen, a prema tome i oblik i trajnost tih dobara. Sa druge strane, čak ako je kapitalna dobra sa veoma kratkim vekom trajanja moguće proizvesti tako da zadovoljavaju tehničke uslove, njihova proizvodnja može biti relativno skuplja, tako da se ne isplati da se proizvode i upotrebljavaju iz ekonomskih razloga.

Vek trajanja fiksnih fondova je povezan i sa tehničkom strukturom fiksnih fondova. Obično je vek trajanja gradjevinskih objekata duži od veka trajanja opreme,* tako da više učešće gradjevinskih objekata u ukupnim fiksnim fondovima povećava njihov prosečni vek trajanja. Medjutim, pošto se tu radi samo o imeniocu proizvodnog koeficijenta, to ne znači da je proizvodni koeficijent nužno niži u granama gde je učešće gradjevinskih objekata u fiksnim fondovima više. Tako su od fiksnih fondova u trgovini i ugostiteljstvu i nekim drugim uslužnim delatnostima zgrade daleko najvažnije, dok oprema predstavlja samo jedan mali deo fiksnih fondova, ali je proizvodni koeficijent ipak visok zbog veoma radne intenzivnog karaktera tih grana.

Najniži proizvodni koeficijenti u Japanu u 1955. godini su za stambene zgrade, zatim za električnu energiju,

---

* Vidi na primer pretpostavljeni vek trajanja pojedinih vrsta fiksnih fondova po sektorima u odeljku za Izrael u prilogu. Isto važi i za vek trajanja implicitan u stopama amortizacije kod nas /29, str. 319/.

vodeni saobraćaj, suvozemni saobraćaj, komunikacije i petrolejske proizvode /8, tabela 1-13/. Medjutim, struktura fiksnih fondova je različita, dok kod stambenih zgrada oprema uopšte ne figurira, odnos gradjevinskih objekata prema opremi i vozilima je kod suvozemnog transporta približno 4:1, kod električne energije i komunikacija približno 2:1, dok je odnos u vodenom saobraćaju približno 1:1 /ibid, tabela 1-4/.

U Izraelu su u 1958. godini najniži proizvodni koeficijenti za vodoprivredu, zatim za stambene zgrade, rafinerije, električnu energiju, brodarstvo i avijaciju i za baznu hemijsku industriju /6, na bazi tabele III-2/. Gradjevinski objekti predstavljaju u prva dva slučaja praktično sve fiksne fondove, ali kod električne energije vrednost gradjevinskih objekata iznosi oko 36% fiksnih fondova, za rafinerije i baznu hemijsku industriju samo oko 9%, a u brodarstvu i avijaciji samo oko 2% /ibid, tabela C-5/.

Bez obzira na to što se radi o različitim obuhvatima i relativnim cenama, mogu se izvući neki zaključci. Zavisnost proizvodnih koeficijenata od tehničke strukture jeste samo jedan parcijalni aspekt zavisnosti od veka trajanja fiksnih fondova, koji je opet samo jedan indikator veličine ulaganja u fiksne fondove u odnosu na kapacitet jednog proizvodnog ciklusa, odnosno godišnji kapacitet. I jedan i drugi su odraz tehnoloških karakteristika nekog specifičnog proizvodnog procesa. Razlike u tim tehnološkim karakteristikama predstavljaju osnovu za razlike u sektorskim i granskim proizvodnim koeficijentima.

Duži vek trajanja gradjevinskih objekata dolazi do izražaja u niskim vrednostima proizvodnog koeficijenta tamo gde ti objekti predstavljaju skoro isključivu tehničku bazu nekih usluga odnosno korisnih učinaka, gde oni predstavljaju odlučujuću karakteristiku proizvodnog procesa. Ovo se ispoljava pre svega kod stambenih zgrada, vodovoda i kanalizacije, u nekim granama saobraćaja i kod hidroelektrana. Tehnologija proizvodnje odnosno obezbedjenja usluga u ovim granama zahteva veoma velika početna ulaganja u fiksne fon-

dove u obliku gradjevinskih objekata sa velikim vekom trajanja.

Kao što smo videli, neke druge grane zahtevaju takodje velike investicije u fiksne fondove, koji su takodje trajnijeg karaktera, ali pretežno u vidu opreme, i takodje ispoljavaju niske proizvodne koeficijente. To su, na primer, rafinerije, brodovi, avionski saobraćaj i bazna hemijska industrija. Alternativni tehnološki postupci koji ne bi zahtevali toliko velika ulaganja u odnosu na jedan ciklus proizvodnje ili nisu poznati ili se smatraju neekonomičnim.

Investiranje u grane sa niskim proizvodnim koeficijentom znači da će u principu za datu stopu akumulacije stopa rasta proizvoda biti niža. Medjutim, dugi vek trajanja fiksnih fondova i nizak proizvodni koeficijent u vezi sa nižom stopom rasta proizvodnje u periodu takvih investicija još ne mora da znači da takve investicije usporavaju stopu porasta proizvodnje na dugi rok, odnosno da su nerentabilne sa stanovišta investitora odnosno sa stanovišta društva. Zamena je manja i tako ostaje veći deo bruto investicija za nove kapacitete. Pošto se ovde radi u većini slučajeva o infrastrukturnim granama, one kasnije omogućavaju brži porast drugih grana privrede i tako privrede u celini, kao što je to bio slučaj u posmatranom periodu kod nas.

L. Johansen je posmatrao efekte razlika u trajnosti kapitalnih dobara koje su kompenzirane razlikama u produktivnosti kapitala (= razlikama u proizvodnim koeficijentima) na takav način da ostaje interna diskontna stopa ista u oba slučaja /19/. U tom slučaju asimptotska stopa rasta društvenog proizvoda raste sa povećanim vekom trajanja fiksnih fondova, dok u prelaznom razdoblju ona prvo opada, sve pod pretpostavkom da je stopa akumulacije data. Dakle, i pod ovim specifičnim pretpostavkama proizvodni koeficijent opada sa porastom veka trajanja fiksnih fondova, ali je krajnji efekat dužeg veka trajanja tih fondova pozitivan u odnosu na stopu rasta proizvoda ukoliko proizvodni koeficijent ne opada preko neke odredjene granice.

Medjutim, glavna potreba za takvim tipom investi-

cija sa društvenog stanovišta proizilazi iz strukturni zavisnosti u privredi, kao i iz svesne politike društva na području životnog standarda i društvenih službi. Naime, dok je sirovine, reprodukcioni materijal, neka potrošna i investiciona dobra moguće uvoziti i na taj način izbeći široki front investicija u prvim fazama privrednog razvoja, postoji niz delatnosti čije je proizvode i usluge moguće praktično obezbediti jedino ako se potrebni fiksni fondovi fizički nalaze na licu mesta. Ovo se odnosi pre svega na saobraćaj i proizvodnju energije, komunalije i usluge, kao i na najveći deo neproizvodnih delatnosti.

Ovo su većinom slučajevi sa veoma niskim proizvodnim koeficijentom, u fiksnim fondovima preovladavaju gradjevinski objekti, vek trajanja je dug. Mada je potrebe za fiksnim fondovima privredne i društvene intrastrukture moguće zadovoljavati u većoj ili manjoj meri,* jedan odredjeni minimum je neophodan za normalni privredni i društveni život. Dakle, da bi se stvorili uslovi za brži privredni razvoj u privredi kao celini, u prvoj fazi se pojavljuje i potreba za izgradnjom intrastrukture, koja zahteva mnogo gradjevinskih objekata i sama po sebi, bez adekvatno razvijenih ostalih grana delatnosti, pokazuje još manje proizvodne koeficijente, kao što bi se moglo očekivati zbog velikog veka trajanja tih fondova jer su kapaciteti samo delimično iskorišćeni.

Osnovna karakteristika fiksnih fondova, po kojoj su dobili i naziv, jeste da postoje u vremenu i da se kao faktor proizvodnje pojavljuju u nizu uzastopnih ciklusa proizvodnje, s tim da moraju od prvog momenta biti u celini fizički prisutni u tom procesu da bi se njihove usluge mogle koristiti. Nedeljivost kapaciteta jednog procesa proizvodnje od ukupnog kapaciteta fiksnih fondova je za različite procese proizvodnje različita u zavisnosti od poznatih tehnoloških mogućnosti i od njihove ekonomske evaluacije. Posmatrani

---

* Problem intenziteta zadovoljavanja tih potreba sa stanovišta ekonomske politike u toku privrednog razvoja veoma je interesantno obradio A. Hirschman /17/.

slučajevi predstavljaju primere gde je ta nedeljivost posebno naglašena, a pored toga je tu potreba za radnom snagom u smislu faktora proizvodnje koji deluje sa tim fiksnim fondovima mala.

Medjutim, sa stanovišta mogućnosti proizvodnje fiksnih fondova u ovim granama sa niskim proizvodnim koeficijentima odnosno u neproizvodnim delatnostima postoji jedna značajna razlika. Dok su manje razvijene zemlje iz niza razloga u ranoj fazi privrednog razvoja prisiljene da investicionu opremu uvoze, odnosno da je proizvode pod veoma nepovoljnim okolnostima, obilje radne snage u principu omogućuje gradnju intrastrukture gde je nedeljivost pre svega determinisana gradjevinskim objektima. Moglo bi se reći da je za neke početne uspehe na tom području kao i na primer u obrazovanju i drugim radno intenzivnim delatnostima potrebna pre svega samo dobra organizacija.

U odnosu na opremu se kod gradjevinskih objekata karakteristika nedeljivosti nešto jače ispoljava, kako zbog dužeg veka trajanja tih objekata tako i zbog činjenice da postavljanje postrojenja počinje obično od izgradnje gradjevinskih objekata. Pored toga, aktivizacioni period je obično veći za gradjevinske objekte nego za opremu, tako da oni zahtevaju investiciona ulaganja koja su vremenski više udaljena od prvih rezultata. Moglo bi se reći da gradjevinski objekti ispoljavaju relativno jači infrastrukturni značaj i zbog toga što oni u većini slučajeva predstavljaju pre svega objektivne uslove za odredjeni proces proizvodnje.*

Stoga se može očekivati da će odnos proizvoda i ulaganja u gradjevinske objekte varirati u pojedinim periodima. Na početku će biti proizvodni koeficijenti mali zbog toga što nema dovoljno komplementarnih proizvodnih faktora odnosno delatnosti koji bi te kapacitete iskoristili. Kasnije će se sa privrednim razvojem ovaj odnos povećavati jer će se ti kapaciteti bolje iskorišćavati što se više odnos gradjevinskih objekata i komplementarnih proizvodnih faktora

---

* Vidi Marksovu podelu sredstava za rad u širem smislu /28, str. 129-130/.

bude približavao optimumu.

Ovaj aspekat uticaja tehničke strukture na vrednosti proizvodnih koeficijenata će se tretirati i kod razmatranja proizvodnih koeficijenata u vezi sa privrednim razvojem. Moglo bi se zaključiti da uprkos tome što gradjevinski objekti imaju u proseku veći vek trajanja od opreme, tehnička struktura fiksnih fondova ne predstavlja glavni faktor koji determiniše vrednost proizvodnih koeficijenata, već je daleko važnija osobina stepen nedeljivosti fiksnih fondova u pojedinim proizvodnim procesima. Mada je ova nedeljivost obično izražena pomoću veka trajanja fiksnih fondova, što se tiče uticaja na razlike u veličini proizvodnih koeficijenata za pojedine sektore i grane, ova korespondencija nije jednoznačna, već zavisi i od odnosa fiksnih fondova i ostalih faktora proizvodnje.

Opremljenost rada i veličina preduzeća

Opremljenost radnika u tehnološkom smislu jeste odnos proizvodnog učinka fiksnih fondova i broja radnika koji sa njima rade u procesu proizvodnje. Gledano vrednosno, sa stanovišta uloženih sredstava, taj odnos predstavlja količnik cene fiksnih fondova i broja radnika, tj. uvek treba posmatrati fiksne fondove u celini prema radnicima koji odjednom rade sa njima, jer se usluge fiksnih fondova uglavnom ne mogu kupovati tako kao što se koriste. Veći broj smena predstavlja bolje iskorišćavanje potencijalnih usluga fiksnih fondova i omogućava veću zaposlenost u odnosu na vrednost uloženih fiksnih fondova, ali se opremljenost rada u tehnološkom smislu ne menja.

Prema tome, moglo bi se reći da opremljenost rada kao odnos nove vrednosti fiksnih fondova i broja radnika jedne smene zavisi od tehnološkog odnosa ova dva faktora proizvodnje u jednom procesu proizvodnje, ali i od veka trajanja fiksnih fondova u smislu da se fiksni fondovi sa istim kapacitetom u jednom procesu proizvodnje mogu razlikovati po svom ukupnom kapacitetu, odnosno, u različitim granama, što su trajniji fiksni fondovi to će, ceteris paribus, biti

veći odnos nove vrednosti fiksnih fondova po radniku.

Naravno, glavne razlike u odnosu fiksni fondovi - radnik će poticati iz razlika u tehnologiji u različitim granama ili unutar grane, tj. da li je ona više radno ili kapitalno intenzivna. Što se tiče uticaja na proizvodni koeficijent, radno ili kapitalno intenzivna tehnologija će uticati na broioc koeficijenta, tj. na veličinu društvenog proizvoda, preko strukture cene proizvoda. Ukoliko zbog jednostavnosti pretpostavimo da je profitna stopa na svaki kapital ista i zanemarimo da je odnos fiksnih fondova i obrtnih sredstava različit u različitim granama, proizvodni koeficijent fiksnih fondova će biti veći što je veći dohodak radnika. Najniži će biti u potpuno automatizovanoj tvornici, gde će biti jednak odnosu akumulacije (profita) i fiksnih fondova, dok će se u ostalim slučajevima povećavati od te osnove za količnik dohodaka radnika i fiksnih fondova. Ako uzmemo najprostiju varijantu da je dohodak po radniku svuda isti, onda znači da će ovaj drugi **sumand** pa prema tome i ceo proizvodni koeficijent, biti utoliko veći što je veći broj radnika u odnosu na fiksne fondove, tj. što je manja opremljenost rada.

Smisao ove ilustracije je u tome da pokaže tendenciju da je proizvodni koeficijent niži ako je viša opremljenost rada. Pošto je proizvodni koeficijent invarijantan na distribuciju društvenog proizvoda izmedju raznih institucionalnih grupa, isti bi zaključak važio u principu i za drugačiji način distribucije. Empiričke vrednosti proizvodnih koeficijenata se razlikuju i zbog niza drugih faktora. Jedan od njih je iskorišćavanje kapaciteta. Veći stepen iskorišćavanja kapaciteta znači bolje korišćenje "treće dimenzije" fiksnih fondova, tj. veći intenzitet iskorišćavanja latentnih proizvodnih usluga fiksnih fondova u datom vremenskom periodu.

Veći stepen iskorišćavanja kapaciteta je obično praćen uvodjenjem druge pa i treće smene. U tom slučaju proizvodni koeficijent raste* jer se veći proizvod dobija pomo-

---

* Za neke numeričke efekte za Indiju vidi /27/.

ću istih fiksnih fondova. Uvodjenjem novih smena se opremljenost rada u tehnološkom smislu ne menja, ali se menja odnos svih zaposlenih radnika i fiksnih fondova, odnosno, što je važnije sa stanovišta ekonomske politike, troškovi radnog mesta po zaposlenom se smanjuju, a da se opremljenost rada u tehničkom smislu nije smanjila.

Neki empirički rezultati ukazuju i na to da je proizvodni koeficijent niži u istoj grani proizvodnje ukoliko je veličina preduzeća, merena vrednošću fiksnih fondova, veća. Ova je tendencija zapažena na primer u SAD /10/, Indiji /27/. Za Jugoslaviju se može takodje videti da je distribucija preduzeća u odnosu na veličinu osnovnih sredstava pomaknuta više u desno nego odgovarajuća distribucija prema neto produktu (vidi npr. SGJ-64, tabele 106-6 i 106-7).

Izgleda da je i tu posredi uticaj različite opremljenosti rada odnosno različita tehnologija u proizvodnji istog ili sličnih* produkata, što u stvari može značiti i lepezu različitih tehnika kako su se one razvijale i izgradjivali novi kapaciteti u vremenu. Veće tvornice su obično bolje opremljene i kapitalno intenzivnije u odnosu na manje. Ne samo da se pokušavaju iskoristiti ekonomije obima pomoću novije opreme koja ima zbog toga veći stepen nedeljivosti već se ekonomizira i na radnoj snazi, odnosno jedan deo povećanja vrednosti fiksnih fondova ide na račun supstitucije rada kapitalom a ne samo na povećanje kapaciteta.

Ove se karakteristike nešto drukčije ispoljavaju u zemljama u razvoju gde se uvozi oprema iz razvijenih zemalja koja je gradjena prema relativnim cenama faktora proizvodnje u tim zemljama. Pored toga, velika postrojenja su osetljivija na niz manjkavosti u organizaciji, neadekvatno i nepravovremeno snabdevanje, lošije održavanje tih fondova, nedovoljnu stručnu spremu radnika itd. Drugim rečima, pod datim uslovima je teže izvući prednosti velikih postrojenja, a ispod neke granice kapaciteta ona mogu biti i manje rentabilna od starih preduzeća.

* Mada to delimično može biti i odraz strukturnih razlika izmedju homogenijih grupacija unutar grana, što bi bilo korisno dalje ispitati.

Videli smo da se sektorski pa i granski proizvodni kapaciteti medjusobno znatno razlikuju. Zbog toga globalni proizvodni koeficijent kao i oni za manje agregate zavise u velikoj meri od strukture komponenti koje ih sačinjavaju, ovo važi takodje i za dinamiku promene proizvodnih koeficijenata. Mada za date vrednosti proizvodnih koeficijenata struktura proizvoda i struktura fiksnih fondova, odnosno odgovarajućih priraštaja, daju ekvivalentne rezultate izgleda da je ovde svrsishodnije definisati strukturne promene pomoću strukture fiksnih fondova.

Najniže vrednosti proizvodnih koeficijenata se mogu naći u onim granama gde je nedeljivost kao karakteristika svih fiksnih fondova još posebno došla do izražaja i gde fiksni fondovi predstavljaju izrazito značajniji proizvodni faktor u odnosu na radnu snagu. Dakle, kao dva faktora koja najviše utiču na razlike u proizvodnim koeficijentima, odnosno na značaj strukturne komponente promena agregatnih proizvodnih koeficijenata, mogla bi se u prvoj aproksimaciji predstaviti vekom trajanja fiksnih fondova i opremljenošću rada.

Medjutim, treba imati u vidu da vek trajanja fiksnih fondova i opremljenost rada nisu medjusobno nezavisni jer opremljenost rada kao odnos fiksnih fondova i broja radnika koji istovremeno rade sa njima odražava ne samo opremljenost rada u tehnološkom smislu već i aspekat nedeljivosti fiksnih fondova koji je u čistom obliku dat vekom trajanja fiksnih fondova. Opremljenost rada, definisana kao odnos fiksnih fondova i svih zaposlenih sadrži pored toga i efekat poboljšanja proizvodnog koeficijenta zbog povećanja upotrebe fiksnih fondova u datom kalendarskom periodu.

Ukoliko bi produktivnost rada bila ista u svim granama, proizvodni koeficijent fiksnih fondova bi bio obrnuto proporcionalan sa vrednošću fiksnih fondova po radniku (ako je ovaj količnik definisan konzistentno sa produktivnošću rada i proizvodnim koeficijentom). Poznato je da je produktivnost rada u različitim granama različita, što dalje znači da opremljenost rada može da obrazloži samo jedan

deo razlika u proizvodnim koeficijentima. Isto važi i za vek trajanja fiksnih fondova, i jedan i drugi faktor imaju tendenciju da, ceteris paribus, snižavaju vrednost proizvodnih koeficijenata. U stvarnim uslovima niz ostalih uticaja takodje snažno deluje na proizvodni koeficijent pojačavajući ili kompenzirajući tendencije koje proizilaze iz razlika odnosno promena u opremljenosti rada i veka trajanja fiksnih fondova.

Tendencija da se proizvodni koeficijenti smanjuju sa većom opremljenošću rada zapažena je kako izmedju grana tako i unutar grana za veća preduzeća sa kapitalno intenzivnijom tehnikom. Ova činjenica ukazuje na to da je stvarno tehnologija jedna od osnovnih determinanti veličine proizvodnih koeficijenata.

B. PRIVREDNI RAZVOJ

U prethodnom odeljku akcenat je bio na posmatranju razlika u proizvodnim koeficijentima u odredjenom momentu ili periodu u zavisnosti od pojedinih najvažnijih strukturnih karakteristika privrede. U ovom odeljku ćemo posmatrati odnos proizvodnih koeficijenata i nekih karakteristika privrednog razvoja, kao što su specifičnosti privredne strukture i njenih promena u pojedinim fazama privrednog razvoja, efekti dinamike privrednog rasta i tehničkog progresa. U prvom slučaju smo ispitivali razlike koje se ispoljavaju u jednom preseku u vremenu, dok ćemo sada ispitivati dinamičke aspekte, tj. karakter i brzina promena u vremenu.

Već iz ranijeg izlaganja se moglo zaključiti da će struktura imati značajnu ulogu i u ispitivanju promena proizvodnog koeficijenta u vremenu. Naime, osnova ljudskog napretka i blagostanja je intenzivni a ne ekstenzivni razvoj proizvodnih snaga, a takav razvoj stalno prate strukturne promene potrebne da se privreda transformiše u skladu sa najnovijim dostignućima na polju tehnologije i prema sistemu vrednovanja koji vlada u društvu. Transformacija nisko produktivne privrede u visoku produktivnu zahteva velike napore i vremena, tako da sektorska struktura proizvodnje kao indikator ekonomske razvijenosti predstavlja jednu

alternativu dohodku po stanovniku,* što znači da će strukturna komponenta predstavljati važnu komponentu promena proizvodnog koeficijenta u periodu transformacije, a pogotovu onda kada je ta transformacija brža.

Pre nego što pridjemo analizi dugoročnih kretanja proizvodnog koeficijenta, treba naglasiti relativnost zaključaka donesenih na bazi medjunarodnih komparacija. Postoji niz razloga zbog kojih ti rezultati,pogotovu njihove numeričke vrednosti, na žalost nisu niti direktno uporedivi, niti adekvatni za prognoziranje razvoja u datoj zemlji. Njihova glavna korist je u tome da pokušamo iz njih izvući neke osnovne tendencije ako su toliko izrazite da se jasno izdvajaju uprkos niza razlika izmedju pojedinih zemalja.

Relativne cene

Pre svega, čak da je obuhvat delatnosti isti, razlika u relativnim cenama mogu biti veoma značajne, tako da razlike npr. u učešću bruto investicija u društvenom proizvodu mogu biti znatne u zavisnosti od toga da li su obračunate po cenama visoko ili nisko razvijenih zemalja. Tako S. Kuznets navodi /22, str. 24/ da bi učešće bruto investicija u fiksne fondove u društvenom proizvodu u Italiji u 1950. godini (prema podacima iz studije M. Gilberta i I. Kravisa) iznosilo 17,8% po italijanskim cenama (10% oprema, 7,8% gradjevinski objekti), a 12,6% po cenama SAD (4% oprema, 8,6% gradjevinski objekti). Obračun po cenama SAD je ne samo smanjio učešće investicija, već je pokazao i posve drukčiju tehničku strukturu investicija.

Slični rezultati dobijeni su za druge zapadnoevropske zemlje na bazi studija o ekvivalentnim kupovnim moćima /31, glava II, str. 23/. Sa izuzetkom Belgije i Švedske, odnos cena kapitalnih dobara i cena potrošnih dobara je bio uvek viši u tim zemljama nego u SAD. Cena opremа je bila u Evropi viša, a cena gradjevinskih objekata niža od cene u SAD. Ipak, glavni uzrok višim cenama kapitalnih do-

* Vidi na pr. S. Kuznets /22/.

bara u odnosu na potrošna dobra (zbog čega je učešće investicija u društvenom proizvodu niže po cenama SAD) je u nižoj prosečnoj ceni potrošnih dobara u Zapadnoj Evropi u odnosu na SAD /ibid/.

Posmatrano u vremenu, gradjevinski objekti postaju relativno skuplji, a oprema relativno jeftinija. Izgleda da je tehnološki progres u gradjevinarstvu dosta sporiji nego u industriji. U zemljama gde ne postoji obilje radne snage ovaj je efekat još pojačan njenom relativnom skupoćom. Ovu tendenciju je na dugi rok moguće očekivati i u sada nerazvijenim zemljama. Kod nas se tendencija bržeg porasta cena gradjevinskih objekata veoma jako ispoljila u poslednjim godinama.

Rastući odnos indeksa cena gradjevinskih objekata i indeksa cena opreme je izrazit u pet posmatranih zemalja (Italija, Danska, Švedska, SAD, Kanada) za period koji obuhvata skoro celu drugu polovinu XIX veka i prvu polovinu ovog veka /23, str. 41/. Postoje takodje indicije da su cene kapitalnih dobara rasle relativno brže (ili padale sporije) od cena potrošnih dobara, uglavnom zbog pomenutog kretanja cena u gradjevinarstvu, tako da je učešće investicija u društvenom proizvodu u tekućim cenama veće od učešća u stalnim cenama i da pokazuje veći porast ili manji pad od onog u stalnim cenama /ibid, str. 14/. Ova je tendencija manje izrazita, rezultati mogu biti delimično uslovljeni i nedostacima indeksa cena u gradjevinarstvu.

Videli smo da samo razlike u relativnim cenama kapitalnih i potrošnih dobara, odnosno opreme i gradjevinskih objekata, mogu prouzrokovati osetne razlike u ekonomskim indikatorima koje uporedjujemo za pojedine zemlje kao da predstavljaju uporedive veličine. Mada je ovaj problem u medjunarodnoj uporednoj analizi daleko veći nego kod odabiranja baznog perioda za uporedjivanja različitih vremenskih perioda unutar jedne zemlje, ipak on nije glavna prepreka da bi vrednosti dobijene iz medjunarodnih komparacija (pogotovu analize vremenskog proseka) mogle neposredno da posluže za analizu i projiciranje proizvodnih koeficijenata u nekoj

zemlji.

Drugo, daleko veći nedostatak leži u tome što se zemlje razlikuju u sociološkim, institucionalnim i prirodnim prilikama koje takodje utiču na numeričku vrednost proizvodnih koeficijenata kao i na druge ekonomske veličine. S obzirom na ove činjenice izgleda da je svrsishodnije detaljnije analizirati pre svega razvoj u pojedinim zemljama u vremenu, tako da svaka sledeća etapa sledi iz prethodne kao logični nastavak, odnosno da se mogu imati u vidu sve specifičnosti u početnim uslovima, intencijama i mogućnostima.

U ovom radu smo pre svega zainteresovani za ispitivanje kretanja i tendencija proizvodnih koeficijenata za Jugoslaviju. Analiza proizvodnih koeficijenata za naše republike ima pored interesa za svaku pojedinu republiku i jednu dodatnu svrhu. Naime, komparativna analiza proizvodnih koeficijenata za republike u periodu 1952-1962. pruža nam neke dodatne informacije koje su utoliko korisnije što su dobijene u našim društvenim, privrednim i prirodnim uslovima. Kao što je već ranije rečeno, ne samo da se radi o uporedivim vrednostima društvenog proizvoda i fiksnih fondova, odnosno investicija, već su to varijacije u proizvodnim koeficijentima gde se ipak jedan veoma značajan deo faktora može smatrati približno istim u svim republikama. Mada ostaje još mnogo faktora čiji se različiti uticaji ne mogu izolovati, situacija je ovde znatno povoljnija od one kod medjunarodnih komparacija.

Dok medjunarodne komparacije korisno služe kao informacije o nekim relativno jasnim tendencijama koje se ispoljavaju u toku privrednog razvoja, ovaj je razvoj u svakoj zemlji specifičan i njegova operativna kvantifikacija zavisi pre svega od detaljne analize proteklog razdoblja, kao i konkretne situacije i intencija u datoj zemlji. Stoga ćemo ovde inostrana iskustva tretirati pre svega sa kvalitativne strane, uporedjujući ih sa zapažanjima za Jugoslaviju. Njihov je zadatak u tome da nagoveste mogućnost kvalitativnih promena koje bi uticale na to da se ekstrapolacija dosadašnjih relacija adekvatno dopuni u vezi sa tim kvalitativnim promenama.

Teorija praga ekonomskog razvoja

Za opis najizrazitijih karakteristika pojedinih faza privrednog razvoja u vezi sa proizvodnim koeficijentima poslužiće nam pokušaj generalizacije koju je R. Bičanić izneo kao teoriju praga ekonomskog razvoja /5, str. 287-297/. Bičanić smatra da kapitalni koeficijent bolje obeležava ekonomski rast i njegove faze nego rast dohotka po stanovniku. On razlikuje tri faze promena kapitalnog koeficijenta koje su karakteristične za pojedine faze privrednog rasta.*

Prva faza stagnacije i sporog rasta odgovara fazi niskog kapitalnog koeficijenta. Rad i priroda predstavljaju glavne proizvodne faktore, opremljenost rada kapitala je mala i kapitalni koeficijent nizak (prema Bičaniću izmedju 2 i 3). Produktivnost rada je takodje niska, a supstitucija rada kapitalom spora zbog neelastičnosti ponude kapitala i odnosa cena faktora proizvodnje. Fiksni fondovi su relativno manji u odnosu na obrtna sredstva** (u vidu velikih zaliha zbog osobenosti poljoprivrede i slabo organizovanog snabdevanja i saobraćaja) nego u razvijenim državama. Vek trajanja fiksnih fondova je takodje kratak. Učešće investicija u fiksne fondove u društvenom proizvodu je malo, oprema skuplja nego u razvijenim zemljama*** a gradnja gradjevinskih objekata jeftinija. Postoji potreba za ulaganjima u infrastrukturu sa velikom nedeljivošću fiksnih fondova, a raspršenost izvora akumulacije ne odgovara toj potrebi. Zbog nedovoljne povezanosti privrede u organizacionom i geografskom smislu postoje slabe mogućnosti za iskorišćavanje ekonomije obima ili eksternih ekonomija.

---

* Za detalje vidi pomenuti rad.

** Vidi i rezultate istraživanja S. Kuznetsa /23, str. 55/.

*** V. Bhatt navodi da ekstra troškovi uvoza opreme u nerazvijenim zemljama povisuju ukupnu cenu za 15-40% iznad cene u zemlji gde je bila proizvedena /4/.

Drugu fazu predstavlja prelaz preko praga ekonomskog razvoja, kada treba izgraditi infrastrukturu zemlje. Zbog izrazite nedeljivosti fiksnih fondova u tim granama delatnosti, investicije u fiksne fondove su velike kako u odnosu na društveni proizvod tako i u odnosu na postojeće fiksne fondove. Vek trajanja fiksnih fondova se povećava, povećava se takodje odnos fiksnih fondova i obrtnih sredstava. Kapitalna intenzivnost tih grana povećava i prosečnu opremljenost rada u privredi. Znatni aktivizacioni periodi i nizak stepen iskorišćavanja već izgradjenih kapaciteta infrastrukture još više smanjuju proizvodni koeficijent fiksnih fondova nego što bi se moglo predvideti na osnovu odnosa godišnjeg kapaciteta i ukupnog kapaciteta tih fiksnih fondova. Ekonomije obima i eksterne ekonomije su još uvek male, a rezerve u kapacitetima velike.

Osnovna karakteristika te faze su velike strukturne promene u privredi, pogotovu u strukturi fiksnih fondova. Obično je udeo grana sa niskim proizvodnim koeficijentom visok, a i nova tehnologija je kapitalno intenzivnija od ranije (supstitucije rada kapitalom unutar grana), što takodje smanjuje proizvodni koeficijent.

Zbog nedostatka akumulacije investicije u neproizvodnoj delatnosti opadaju u odnosu na privredne investicije, tako da raste učešće privrednih fiksnih fondova u ukupnim fiksnim fondovima. Sa druge strane, potreba za društvenom infrastrukturom i urbanizacija postavljaju granice ovom strukturnom efektu koji je obično pozitivan.

Treću fazu, kada se proizvodni koeficijent istih fondova povećava, Bičanić zove strukturni polet. Struktura se sada menja u prilog grana sa višim proizvodnim koeficijentom. Zbog porasta proizvodnje u drugim privrednim aktivnostima iskorišćavanje kapaciteta fiksnih fondova infrastrukture je znatno veće. Ekonomija obima i eksterna ekonomija znatno doprinose bržem povećavanju proizvoda i proizvodnog koeficijenta. Produktivnost rada raste, povezanost i organizacija u privredi kao celini se poboljšava. Problemi nedeljivosti fiksnih fondova se lakše rešavaju. Tehnološki

progres je značajnija poluga povećavanja proizvodnje od supstitucije rada kapitala, mada materijalizacija novih izuma može biti i kapitalno intenzivna.

Gore navedene opšte karakteristike pojedinih faza privrednog razvoja u odnosu na proizvodni koeficijent predstavljaju skup veoma plauzibilnih pretpostavki o osnovnim tendencijama promena u toku privrednog razvoja. Empirički podaci /5, str. 290-291/, koji bi trebalo da dokažu pravilnost postavljene hipoteze o tri faze promena kapitalnog koeficijenta su veoma oskudni. Naime, veoma je teško dobiti adekvatne podatke za dosta dugi vremenski period koji bi obuhvatao sve tri faze. Pored toga, i izneseni podaci su veoma nepouzdani, što se i moglo očekivati*, tako da ne bi mogli da posluže za potrebe planiranja.

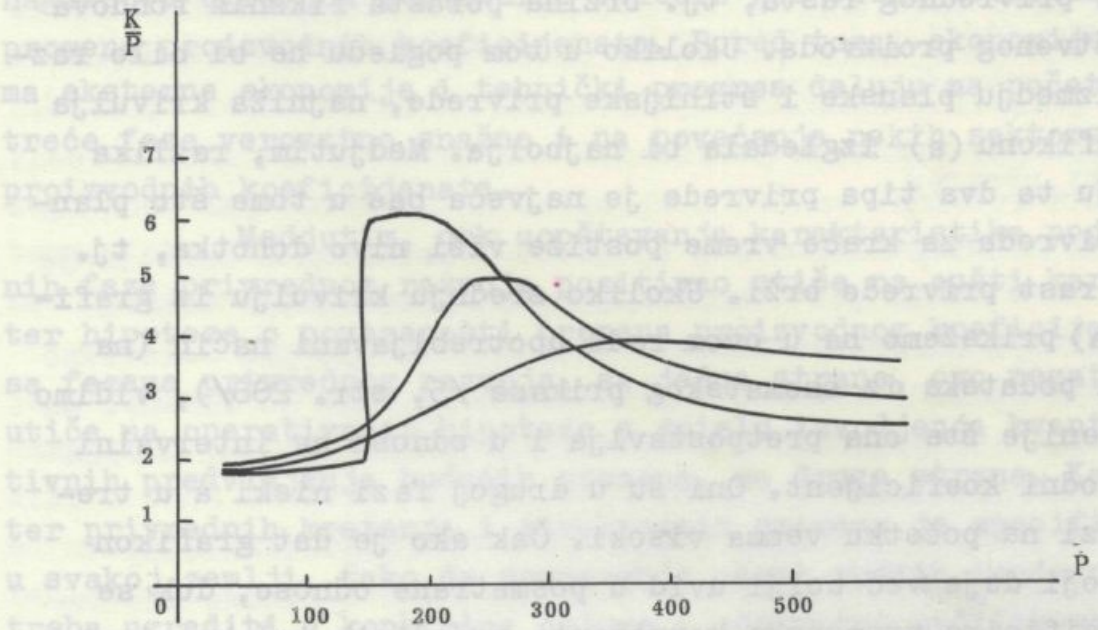
Medjutim, ako se uzme u obzir da se zapravo radi o veoma široko definisanim tendencijama, a da su i iznesene karakteristike zapravo rezultat posmatranja empiričkih kretanja, onda se može reći da je nešto više od čiste ilustracije tih faza zapravo nepotrebno. Svaka zemlja će imati specifičnosti u svom razvoju, tako da će kretanje proizvodnog koeficijenta pored ostalog zavisiti i u velikoj meri od ekonomske politike u toku razvoja.

Ovaj aspekat je Bičanić ilustrovao sa razlikama u brzini promene kapitalnog koeficijenta u privredi koja se razvija stihijski, privredi sa odredjenom politikom i planskoj privredi /5, str. 295-296/. U ekonomiji koja se sporo i stihijski razvija i kapitalni koeficijent se sporo menja. Krivulja je prilično spljoštena. Ukoliko se vodi politika ekonomskog razvoja, krivulja se brže uspinje i zadržava više u pljosnatom vrhu. U planskoj privredi je krivulja veoma oštra, ona pokazuje nagli uspon i obrt /ibid/. Naravno svaka od tih krivulja implicitno podrazumeva posve odredjene pretpostavke o brzini strukturnih promena privrede i o stopi aku-

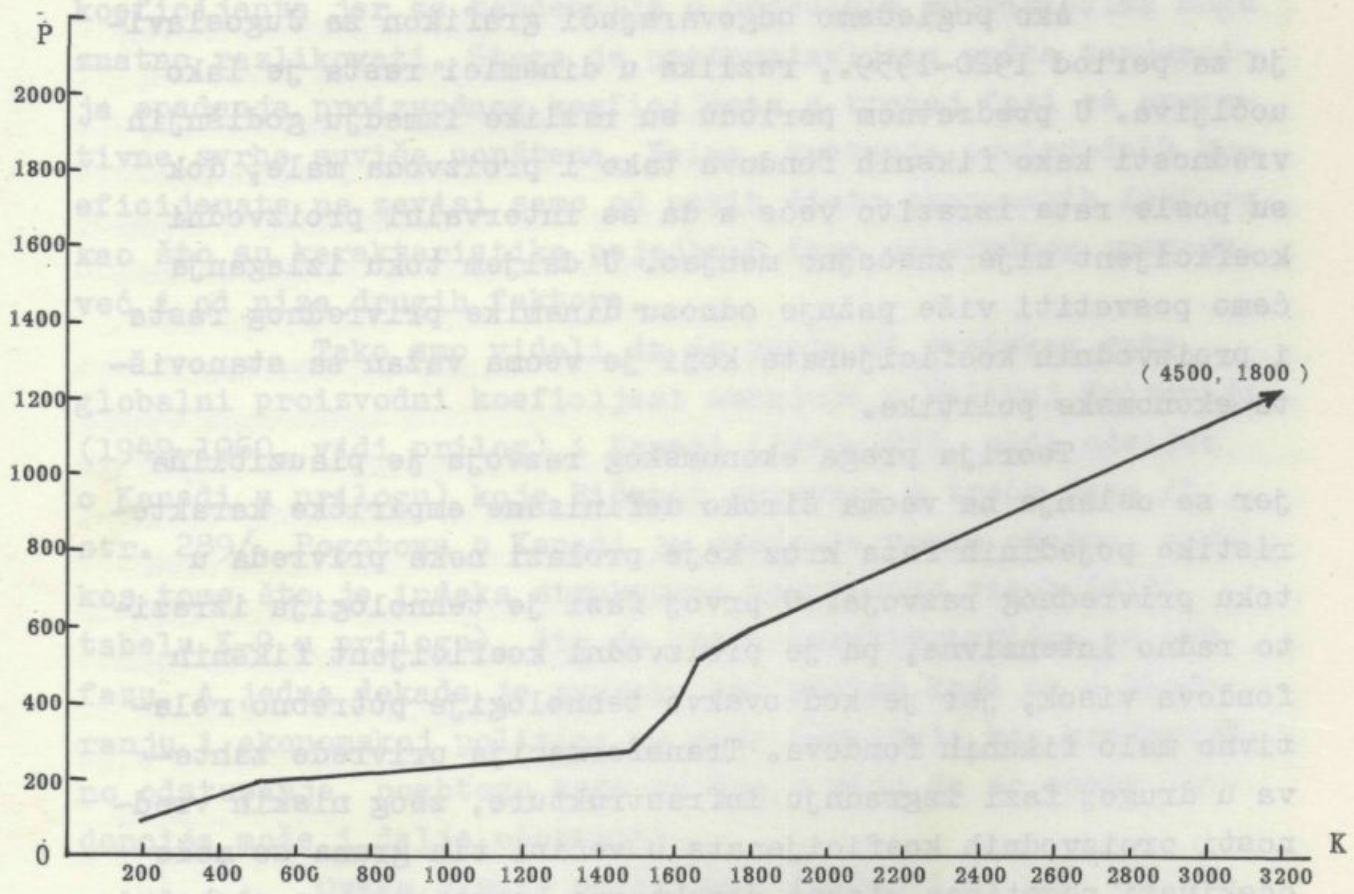
---

* Većina empiričkih podataka je uzeta iz rada Colina Clarka /9/. Kapital se odnosi na neto vrednost fiksnih fondova, podaci su oskudni i sa nizom nedostataka za ranije periode /ibid, str. 568-569/.

Graf (a)


K/P
7
6
5
4
3
2
1
0
100
200
300
400
500
P̄

Graf (b)


P̄
2000
1800
1600
1400
1200
1000
800
600
400
200
0
200
400
600
800
1000
1200
1400
1600
1800
2000
2200
2400
2600
2800
3000
3200
K
(4500, 1800)

mulacije, sektorskim kapitalnim koeficijentima itd. i njihov konkretni odnos će biti rezultat tih elemenata.

Ono što se u ovom grafikonu ne može videti je dinamika privrednog rasta, tj. brzina porasta fiksnih fondova i društvenog proizvoda. Ukoliko u tom pogledu ne bi bilo razlika izmedju planske i stihijske privrede, najniža krivulja na grafikonu (a) izgledala bi najbolja. Medjutim, razlika izmedju ta dva tipa privrede je najveća baš u tome što planska privreda za kraće vreme postiže viši nivo dohotka, tj. da je rast privrede brži. Ukoliko srednju krivulju iz grafikona (a) prikažemo na u ovom radu upotrebljavani način (na osnovu podataka iz shematskog prikaza /5, str. 288/), vidimo odredjenije šta ona pretpostavlja i u odnosu na intervalni proizvodni koeficijent. Oni su u drugoj fazi niski a u trećoj fazi na početku veoma visoki. Čak ako je dat grafikon (b), koji daje već bolji uvid u posmatrane odnose, dok se ne specificira vremenska komponenta pojedinih tačaka ni stopa rasta proizvoda ni odgovarajuća potrebna stopa akumulacije nije poznata.

Ako pogledamo odgovarajući grafikon za Jugoslaviju za period 1920-1959., razlika u dinamici rasta je lako uočljiva. U predratnom periodu su razlike izmedju godišnjih vrednosti kako fiksnih fondova tako i proizvoda male, dok su posle rata izrazito veće a da se intervalni proizvodni koeficijent nije značajno menjao. U daljem toku izlaganja ćemo posvetiti više pažnje odnosu dinamike privrednog rasta i proizvodnih koeficijenata koji je veoma važan sa stanovišta ekonomske politike.

Teorija praga ekonomskog razvoja je plauzibilna jer se oslanja na veoma široko definisane empiričke karakteristike pojedinih faza kroz koje prolazi neka privreda u toku privrednog razvoja. U prvoj fazi je tehnologija izrazito radno intenzivna, pa je proizvodni koeficijent fiksnih fondova visok, jer je kod ovakve tehnologije potrebno relativno malo fiksnih fondova. Transformacija privrede zahteva u drugoj fazi izgradnju infrastrukture, zbog niskih vrednosti proizvodnih koeficijenata u većini tih grana se može očekivati negativan efekat strukturne komponente na globalni

proizvodni koeficijent, ukoliko je ta transformacija veoma brza. U suprotnom pravcu deluje povećanje učešća proizvodnih fiksnih fondova u ukupnim fiksnim fondovima. I treća faza naglašava uglavnom strukturne faktore kao važnu determinantu promena proizvodnih koeficijenata. Pored toga, ekonomije obima eksterne ekonomije i tehnički progres deluju na početku treće faze verovatno snažno i na povećanje nekih sektorskih proizvodnih koeficijenata.

Medjutim, dok uopštavanje karakteristika pojedinih faza privrednog razvoja pozitivno utiče na opšti karakter hipoteze o povezanosti promena proizvodnog koeficijenta sa fazama privrednog razvoja, sa jedne strane, ovo negativno utiče na operativnost hipoteze u smislu izvodjenja kvantitativnih predvidjanja budućih promena, sa druge strane. Karakter privrednih kretanja i strukturnih promena je specifičan u svakoj zemlji, tako da poznavanje nekih opštih tendencija treba ugraditi u konkretne uslove i adekvatno modifikovati.

Isto tako, za srednjeročno predvidjanje i planiranje nije važna samo sekularna tendencija promena proizvodnog koeficijenta jer se tendencije u pojedinim potperiodima mogu znatno razlikovati. Stoga je pretpostavljena opšta tendencija opadanja proizvodnog koeficijenta u trećoj fazi za operativne svrhe suviše uopštena. Naime, kretanje proizvodnih koeficijenata ne zavisi samo od nekih čisto ekonomskih faktora, kao što su karakteristike pojedinih faza privrednog razvoja, već i od niza drugih faktora.

Tako smo videli da se posle II svetskog rata globalni proizvodni koeficijent smanjuje u Velikoj Britaniji (1949-1960, vidi prilog) i Kanadi (1946-1955, vidi odeljak o Kanadi u prilogu) koje Bičanić svrstava u treću fazu /5, str. 289/. Pogotovu u Kanadi je opadanje veoma osetno, uprkos tome što je indeks strukturne komponente visok (vidi tabelu K-9 u prilogu), što je inače karakteristično za ovu fazu. A jedna dekada je svakako već period koji se u planiranju i ekonomskoj politici ne može tretirati kao kratkoročno odstupanje, pogotovu kada se ima u vidu da se takva tendencija može i dalje očekivati.

Ovako široko definisane tendencije, kao što je

teorija praga privrednog razvoja, su očito suviše uopštene da bi imale i neposredni operativni značaj. Mada su plauzibilne baš zbog toga što su relativno očigledne, za potrebe ekonomske politike i planiranja neophodne su detaljnije kvantitativne studije i izučavanje pojedinih dinamičkih karakteristika privrednog razvoja.

Tehnički progres

Uloga tehničkog progresa u privrednom razvoju je očito veoma važna jer tehnički progres predstavlja osnovu materijalnog napretka društva. Ovo je područje još relativno malo istraživano u ekonomskoj literaturi, mada je akcenat na tom aspektu u poslednjim godinama sve jači. Ipak, ni definicije tehničkog napretka nisu ujednačene.

Najčešće upotrebljavana definicija tehničkog napretka jeste ona gde se tehnički napredak definiše kao rezidualna stavka, tj. onaj porast proizvoda koji se ne može obrazložiti drugim faktorima. Drugim rečima, rezidualna stavka predstavlja ono što se ne može objasniti povećanjem kvantiteta proizvodnih faktora, pa se definiše kao porast njihovog kvaliteta.

Ovako široko definisanje tehnički progres očito daleko premašuje čisti efekat promena kvaliteta u tehnološkom smislu. S tim u vezi je uveden pojam opredmećenog i neopredmećenog (embodied and disembodied) tehničkog progresa koji je posebno interesantan za izučavanje važnosti uloge osnovnih sredstava u privrednom razvoju. Naime, opredmećeni tehnički napredak je ono poboljšanje kvaliteta upotrebne vrednosti odnosno racionalniji način proizvodnje, koji se mogu ostvariti samo ako se promena materijalizira kroz novi oblik, odnosno drugačije fizičke karakteristike osnovnih sredstava ili drugih proizvoda. Ukoliko se radi o osnovnim sredstvima, nije dovoljno samo poznavati bolje tehnološke mogućnosti novih procesa proizvodnje, već je potrebno najpre ovo znanje materijalizovati u obliku novih osnovnih sredstava.

Neopredmećeni tehnički progres jeste zapravo tehnički progres u širem smislu. Tu se pre svega radi o boljoj

organizaciji iskorišćavanja istih faktora proizvodnje, kako na mikro nivou tako i u okviru privrede kao celine. Ovde ulazi i iskorišćavanje ekonomija obima, eksterne ekonomije, kao i efikasnost organizacije društva kao celine. Oba tipa tehničkog napretka su očito tesno povezana, ipak je njihovo razlikovanje veoma važno sa stanovišta ekonomske politike. Ukoliko se želi da se iskoriste mogućnosti opredmećenog tehničkog napretka, nužne su investicije u fiksne fondove. Prema tome, fiksni fondovi predstavljaju uslov sine qua non napretka društva u toku privrednog razvoja.*

Iz tog razloga je i brzina transformacije nerazvijene privrede u razvijenu dugotrajna i zahteva mnogo napora. Naime, ne postoje sredstva bilo u vidu finansijskih sredstava bilo u vidu realnih faktora koja bi mogla brzo u takvom obimu opredmetiti postojeće tehnološko znanje da bi nerazvijene zemlje postigle nivo razvijenih. U periodu transformacije, u fazi gradnje infrastrukture opredmećeni tehnički napredak ima tendenciju da smanjuje proizvodni koeficijent u odnosu na ranije radno intenzivnije metode proizvodnje. Pored toga, u tom periodu je i neopredmećeni tehnički napredak obično mali jer loša organizacija obično prati ovu početnu fazu. Medjutim, jedan od njegovih aspekata, planska organizacija privrede u celini može bitno da doprinese lakšem savladjivanju poteškoća i delimično ili u celini kompenzira efekat lošije organizacije na mikro nivou.

Ipak ne bi trebalo shvatiti da je tehnički napredak pre svega zamena rada kapitalom. Mada je to dugoročna tendencija inherentna ljudskom društvu, velik deo tehničkog napretka takodje smanjuje potrebe za fiksnim fondovima po jedinici proizvoda i na taj način deluje na smanjenje proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova. Grubo uzevši, mogli bismo reći da neopredmećeni tehnički napredak povećava proizvodne koeficijente, dok opredmećeni tehnički napredak može da utiče na proizvodne koeficijente bilo u pravcu povećanja bilo u pravcu smanjenja.

---

* Čak se uzima veličina i dinamika bruto investicija kao indikator brzine uvodjenja tehničkog progresa u privredu.

Mada je predvidjanje budućih tehnoloških promena jedno od veoma važnih pitanja za predvidjanje kretanja proizvodnih koeficijenata, naše znanje je na tom području veoma oskudno. E. Domar smatra /12, str. 117/ da o tehničkom progresu znamo još toliko malo da izgleda najbolje da za sada ostavi problem zavisnosti proizvodnog koeficijenta od stope tehnološkog progresa otvorenim i sačeka dalje rezultate rada na tom području. Rezultati studija Abramowitza, Kendricka i Solowa navode da se velik deo porasta dohotka po stanovniku u SAD može pripisati tehničkom progresu. Bez obzira na neke primedbe Domar smatra da su ti rezultati dovoljni da se zapitamo da li bi nerazvijene zemlje trebalo manje da brinu o investicijama i više o tehničkom progresu. Medjutim, niti je poznato u kojoj meri su nove investicije predstavljale instrument za uvodjenje tehničkog progresa niti koliko su bili njegovi troškovi. Naime, u tim studijama tehnički progres pojavljuje se kao nešto što doprinosi proizvodu, ali nije uključen medju utroške (input) /26, str. 339/.

Za mnoge zemlje, za koje se mogu naći podaci* koji omogučuju barem neku grubu ocenu tendencija, karakteristično je u prvoj polovini ovog veka da je globalni proizvodni koeficijenat ili približno konstantan ili pokazuje tendenciju povećavanja, mada je ova tendencija ponekad prekidana periodima opadanja proizvodnog koeficijenta.

Ranije smo videli da je proizvodni koeficijent za Jugoslaviju u periodu 1920-1959. pokazivao značajan porast. Proizvodni koeficijent za SAD, koji pada od 1880. godine do početka dvadesetih godina ovog veka, pokazuje kasnije značajan porast /21/, /33/. Slična tendencija je karakteristična i za industriju i rudarstvo u celini, kao i za veliku većinu grana unutar tih sektora /10/. Prema podacima S. Kuznetsa faza opadanja ukupnog proizvodnog koeficijenta je nešto produ-

---

* Veliki deo ovih podataka se ne odnosi na proizvodne koeficijente na bazi društvenog proizvoda i nove vrednosti fiksnih fondova. Ipak pretpostavljamo da i neto proizvodni koeficijenti (odnosno neke druge razlike) ne izopače sliku toliko da bi ova opšta tendencija bila drugačija.

žena zbog krize u tridesetim godinama (vidi /12, str. 101-102/). U Kanadi globalni proizvodni koeficijent posle pada za vreme krize brzo raste kao posledica oporavljanja privrede i rata do 1944., a kasnije stagnira odnosno blago opada /18,str.454/. U SSSR-u je porast proizvodnog koeficijenta izmedju 1928. i 1949. god. takodje veoma izrazit /30, str. 53/.

Neto proizvodni koeficijent za Veliku Britaniju takodje raste u periodu 1924-1938 /1, str. 90 i 129/. Sličnu tendenciju pokazuju u periodu 1925-1955. neto proizvodni koeficijenti za Argentinu, Brazil, Čile, Kolumbiju, Meksiko kao i za Latinsku Ameriku u celini, sa većom ili manjom intenzivnošću /15, str. 225/. Tendencija porasta se može zapaziti i u slučaju Južnoafričke Unije, mada kvantitativno nije znatna /14, str. 306/. Ova je tendencija karakteristična i za Australiju za period 1903-1947 /16, str. 359/. U Norveškoj je povećavanje proizvodnog koeficijenta počelo sredinom dvadesetih godina, ali nije izrazito /2, str. 116/.

U istom vremenu je rasla takodje produktivnost rada kao i njegova opremljenost. Porast opremljenosti rada bi uz nepromenjenu produktivnost rada morao smanjivati proizvodni koeficijent fiksnih fondova. Medjutim, ovaj se ili povećava ili je približno konstantan u tom periodu, a produktivnost rada istovremeno raste. Ovo je jasan indikator poboljšanja efikasnosti privrede u celini, jer proizvodnja raste po jedinici fiksnih fondova kao i rada, pa prema tome i po jedinici utroška ovih faktora zajedno. Drugim rečima, kvalitet upotrebljenih resursa i nivo organizacije se nedvosmisleno povećavao, tj. na ovako kretanje je svakako jako uticao tehnički progres u širem smislu reči.

Uz date resurse društva tehnički progres po definiciji u svakom slučaju, ceteris paribus, povećava proizvodni koeficijent fiksnih fondova, tj. u odnosu na istu situaciju a da taj progres ne postoji. Medjutim, što se tiče proizvodnog koeficijenta fiksnih fondova, on se zbog supstitucije rada kapitala može i smanjivati a da je proizvodnja po jedinici relevantnih faktora proizvodnje ipak porasla. Naime, proizvodni koeficijent zavisi kako od povećanja efikasnosti

privrede u celini tako i od supstitucije faktora proizvodnje. Ova konstatacija, medjutim, ne bi trebalo da znači da je porast ili smanjenje proizvodnog koeficijenta merilo da li je inovacija kapitalno ili radno intenzivna.* Empirička kretanja proizvodnih koeficijenata zavise i od niza drugih faktora, tako da ne mogu da služe za ovu svrhu.

Ovde se ne možemo upuštati u ispitivanje uslova i motiva iznalaženja novina i uvodjenja tehničkog progresa, niti u komplikovani način rasudjivanja o njegovim troškovima i koristima. Može se samo konstatovati da je tehnički progres izvanredno važan faktor koji utiče na veličinu i kretanje proizvodnih koeficijenata. Kao osnova intenzivnog načina privredjivanja predstavlja nezamenljivu polugu privrednog razvoja i napretka uopšte. Sa stanovišta ekonomske politike, kao i sa stanovišta analize proizvodnih koeficijenata, važna je podela na opredmećeni i neopredmećeni tehnički napredak, mada je u praksi njihove efekte veoma teško razdvajati.

Što se tiče proizvodnih funkcija, bilo kako da definišemo faktore, uvek je potrebno odrediti šta je kvantitet a šta kvalitet nekog faktora proizvodnje. Ukoliko specificiramo sve faktore odnosno uslove proizvodnje, proizvod će biti jednoznačno odredjen. Medjutim, ovakva tautologija nema baš mnogo smisla, pogotovu za makro agregate, da ne govorimo o tome da li je nešto tako uopšte moguće. Stoga se u ekonomskoj analizi uvek nadjemo pred dilemom koje faktore da izaberemo kao najrelevantnije (a da ih uz to možemo i što bolje kontrolisati) i kako da definišemo njihov kvantitet. Uticaj ostalih faktora odnosno promene tih faktora koje nisu definisane kao promene u kvantitetu će se ispoljiti kao promena kvaliteta odabranih faktora proizvodnje.

---

* W. Fellner naglašava da treba za svrhu definisanja karaktera inovacija poći od pretpostavke da su resursi dati za privredu u celini, tj. da je data i opremljenost rada. Efekat inovacija na proizvodni koeficijent (ili na produktivnost rada) ne pokazuje njihov karakter u smislu da li one štede rad ili kapital, već njihov ukupni intenzitet odnosno kvantitet /13, str. 60/. Jedino ukoliko odredjene inovacije smanje kapacitet privrede što se tiče absorcije rada ili kapitala, tada se karakter štednje nekog faktora u stvari drukčije odrazi na odnos kapitala i rad i verovatno i drukčije na proizvodni koeficijent /ibid, str. 61/.

Pošto je ispitivanje efekata i problema tehničkog progresa tek u početnoj fazi, moglo bi se reći da su poteškoće koje kvalitativne promene stvaraju u ekonomskoj analizi srećom nekako u proporciji sa njihovim pozitivnim efektom na efikasnost privrede. Ili, kako se kaže, tehnički progres (kada se upotrebljava u smislu rezidualnog faktora proizvodnje) predstavlja meru našeg neznanja. Dok se to stanje ne popravi, nadajmo se da će biti i dalje velik.*

Stope rasta fiksnih fondova

Dinamika privrednog rasta ima veoma značajan uticaj na kretanje i veličinu proizvodnih koeficijenata. Ukoliko bi proizvodni koeficijent bio invarijantan u odnosu na brzinu privrednog razvoja jedina bi prepreka porastu proizvodnje bila mogućnost da se obezbede sredstva za investicije. Drugim rečima, stopa porasta proizvodnje bila bi proporcionalna stopi učešća investicija u društvenom proizvodu. Odnosno, što bi manje vrednovali sadašnju potrošnju u odnosu na buduću, to bi porast proizvodnje bio veći jer bi se veći deo proizvoda investirao.

Isto tako, ako uzmemo u obzir strukturu i pretpostavimo invarijantnost sektorskih proizvodnih koeficijenata, stvari se u suštini ne bi izmenile. Uz ostale date uslove, privreda koja bi više investirala brže bi došla do nekog odredjenog nivoa proizvodnje. Razvoj bi, dakle, zavisio od raspoloživih sredstava za investicije. Očito je da bi ovakav model bio sve drugo nego realističan. Uprkos tome su, izgleda, baš ovakav model napadali oni koji ističu da je uloga kapitala u privrednom razvoju precenjena odnosno našli za shodno da poriču da je kapital jedino usko grlo nerazvijenih zemalja.

---

* Pored faktora koji deluju na povećanje efikasnosti cele privrede kao što su institucionalni i neki tehnološki faktori, obrazovanje, zdravstvo i sl, deluju i faktori koji direktno utiču na tehnologiju u pojedinim granama proizvodnje, tako da se ispoljava različit tehnički napredak u različitim granama proizvodnje (vidi i J. Kendrick /20, str. 177-187/)

Kako proizvodni koeficijent ne predstavlja uzročnu vezu izmedju proizvoda i fiksnih fondova, njegova veličina zavisi i od kvantiteta i kvaliteta ostalih proizvodnih faktora u širem smislu reči. Prema tome, ukoliko bi svi komplementarni proizvodni faktori rasli isto tako brzo kao fiksni fondovi, onda bi se moglo očekivati da efikasnost upotrebe fiksnih fondova neće opadati kod brzog rasta fiksnih fondova, barem što se tiče ponude. Medjutim, u stvarnosti postoje granice realnih mogućnosti privrede da sav taj porast fiksnih fondova efikasno apsorbuje. Postoji neka granica posle koje dalji porast investicija u odredjenom periodu daje opadajuće prinose. Naime, ne samo da će se pojaviti uska grla i nedostatak komplementarnih faktora već veoma brz porast zahteva i kvalitetniju organizaciju privrede, jer je takva privreda veoma osetljiva na razne poremećaje.*

Jedno od prvih uskih grla će kod suviše brze transformacije privrede nastati u samoj investicionoj delatnosti, pre svega u gradjevinarstvu, što obično rezultira u povećanju aktivizacionih perioda. Ovo smanjuje proizvodni koeficijenat na bazi fiksnih fondova na licu mesta i predstavlja manju efikasnost proizvodnje investicionih dobara kao rezultat suviše širokog fronta investiranja u odredjenom periodu. Pored toga, povećana stopa rasta fiksnih fondova već sama po sebi povećava udeo investicija u toku u fiksnim fondovima na licu mesta, što takodje smanjuje proizvodni koeficijent.

Takodje, i efikasnost već aktiviranih objekata može biti niža od normalne odnosno očekivane jer je sve teže obezbediti komplementarne faktore, pogotovu kvalitetnu radnu snagu. Fiksni fondovi su tu, ali je teško obezbediti efikasno iskorišćavanje kapaciteta. Strukturni problemi se u prenapregnutoj privredi sve teže rešavaju. Jedna od veoma značajnih prepreka postaje i mogućnost proširenja spoljne

---

* Ova pitanja su nešto detaljnije razradjena u odeljku o industriji Jugoslavije, jer su ove tendencije u posmatranom periodu u tom sektoru najizrazitije.

trgovine pod istim uslovima razmene, ovaj aspekat naglašava M. Kalecki /34/. Organizacija privrede, kako na mikro tako i na makro nivou, je sve komplikovanija. Sumarni izraz ovih problema je niži stepen iskorišćavanja kapaciteta, što zajedno sa efektima u investicionoj delatnosti smanjuje proizvodne koeficijente.

Mada su mogući i pozitivni i negativni efekti uključivanja novih objekata u postojeću privrednu strukturu, što zavisi od konkretne situacije, očito je da će se ovakav prelaz ili razlike u brzini rasta fiksnih fondova daleko jače odraziti na intervalne proizvodne koeficijente nego na prosečne, odnosno jače na sektorske nego na globalni proizvodni koeficijent.

Uticaj dinamike rasta fiksnih fondova na intervalni proizvodni koeficijent ispitivan je za Jugoslaviju za period 1952-1962. Prosečni elasticitet proizvodnje u odnosu na fiksne fondove za posmatrani period je negativno koreliran sa prosečnom stopom rasta fiksnih fondova po republikama za privredu kao i u slučaju da se uzmu u obzir ukupni fiksni fondovi. Pošto se izuzev Crne Gore prosečni proizvodni koeficijenti za pojedine republike malo razlikuju, ista relacija važi za ukupne i globalne intervalne proizvodne koeficijente. Odnosno, kada smo period podelili na potperiode 1952-1958. i 1958-1962, negativna korelacija izmedju globalnog intervalnog proizvodnog koeficijenta i prosečne stope rasta fiksnih fondova je takodje izrazita, kako izmedju republika tako i unutar republika za oba potperioda.

Ova je tendencija dosta izrazitija u sektoru industrije jer su tu prosečne stope rasta fiksnih fondova u ovom periodu brze industrijalizacije daleko veće nego u privredi. Takodje, razlika u stopama rasta fiksnih fondova kako izmedju republika tako i izmedju oba potperioda su veće, tako da je i područje posmatranja veće. Negativna korelacija izmedju intervalnih proizvodnih koeficijenata i prosečne stope rasta fiksnih fondova je veoma izrazita, kako izmedju republika tako i izmedju oba potperioda unutar republike. Prosečna stopa rasta fiksnih fondova u industriji je u prvom potperiodu osetno veća, a intervalni proizvodni koeficijenti niži.

U drugom potperiodu je kod niže stope porasta fiksnih fondova osetno opao udeo investicija u toku u fiksnim fondovima na licu mesta u industriji, što je jedan od faktora koji je uticao na povećanje proizvodnog koeficijenta u tom periodu.

Videli smo da je proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova u industriji ukazala na značajnu autokorelaciju odstupanja, tj. da se intervalni proizvodni koeficijent za period 1952-1962. ne može smatrati konstantnim, već da je u drugom potperiodu veći nego u prvom. Veoma visoka stopa rasta fiksnih fondova sa posledicama kao što su dugački aktivizacioni periodi i nizak stepen iskorišćavanja kapaciteta svakako predstavljaju plauzibilno obrazloženje takvih kretanja, mada bi za adekvatnu ocenu tog perioda našeg razvoja bilo potrebno daleko šire i detaljnije ispitivanje.

Veoma je važno uočiti razliku izmedju visoke stope rasta fiksnih fondova i visoke stope rasta investicija u ovom razmatranju. Dok visoka stopa rasta fiksnih fondova znači visok nivo investicione aktivnosti u odnosu na postojeće fiksne fondove, što uz dati proizvodni koeficijent znači i sličan efekat na stopu učešća investicija u društvenom proizvodu, visoka stopa rasta investicija znači samo brzo povećanje prirasta fiksnih fondova. U prvom slučaju se vidi da je prirast proizvodnog aparata privrede relativno velik i prema tome apsolutno znatan, tako da se postavlja pitanje apsorpcione sposobnosti privrede. Visoka stopa povećanja investicija može ali ne mora značiti da su nivo investicione aktivnosti odnosno problem uvodjenja novih kapaciteta znatni u odnosu na potencijalne sposobnosti privrede.* Odnosno, niska stopa rasta investicija ne znači nužno da nije takav slučaj.

---

* Stope rasta investicija mogu biti velike a da u stvari nivo investicione aktivnosti nije suviše velik. Naime, investicije su veoma varijabilne, tako da visoka stopa rasta posle ranijeg pada u stvari ne znače nivo investicione aktivnosti koji bi bio van proporcija sa apsorpcionim kapacitetom privrede. Ili, stagnacija investicija ili čak njihovo opadanje još ne znači da je nivo investicione aktivnosti nizak, fiksni fondovi će i dalje rasti sve dok zamena neće biti veća od investicija.

Lep primer da se stopa rasta fiksnih fondova i stopa rasta investicija ne mogu upotrebljavati kao supstitut jedna drugoj jeste baš razvoj industrije u Jugoslaviji u tom periodu. Prema višesektorskom modelu u jednom ranijem radu (vidi VII glavu) prosečna stopa rasta fiksnih fondova u industriji opada od 1952. godine do 1958. godine (13,1%-6,3%), kasnije opet raste, ali je u drugom potperiodu niža nego u prvom (6,8%-8,7%). Medjutim, investicije u fiksne fondove u industriji u prvom delu perioda opadaju čak i u apsolutnom iznosu, tako da je visoka stopa rasta novih investicija od 1958. godine dalje (19,2%-16%) u velikom kontrastu sa negativnom stopom porasta investicija u prvom potperiodu ((-4%) - (-6,1%)).

Viši intervalni proizvodni koeficijent sada koincidira sa visokom stopom rasta investicija, a niži sa negativnom stopom rasta investicija. Iz ovakvog posmatranja bi se onda veoma lako mogao izvesti zaključak da bi se daljnim ubrzanjem investicija povećavao i intervalni proizvodni koeficijent odnosno da absorpcioni kapacitet ne predstavlja neku realnu granicu kada je brzinu porasta fiksnih fondova potrebno platiti smanjenjem intervalnog proizvodnog koeficijenta.

Razlog da se visoka stopa rasta fiksnih fondova nije u nekim republikama odrazila i na prosečne proizvodne koeficijente treba verovatno tražiti u tome da su prosečni proizvodni koeficijenti u industriji u 1952. godini već bili niski verovatno baš zbog toga što je bio i nivo investicione aktivnosti pre 1952. godine veoma visok, što se može pretpostaviti i po veoma visokom učešću investicija u toku u fiksnim fondovima. Tako kod nas uprkos visokim stopama rasta fiksnih fondova u industriji sektorski prosečni proizvodni koeficijenti nisu u tom periodu opali.

Izrael u pedesetim godinama predstavlja primer izvanredno brze privredne ekspanzije. Fiksni fondovi u privredi su rasli po prosečnoj stopi rasta od 14,4%, a proizvod po stopi od 1o,8%. Interesantno je da je prosečna stopa rasta fiksnih fondova u sva četiri sektora veća od 12%, ali

je zaostajanje prosečne stope rasta proizvoda za porastom fiksnih fondova najveće u industriji, gde proizvodni koeficijent opada godišnje po stopi od 9,7%. Globalni proizvodni koeficijent je opadao po prosečnoj stopi od 3,2% jer je negativna intrasektorska komponenta delimično kompenzirana pozitivnom intrasektorskom kompomentom.

Dakle, uprkos vanredno visokog priliva radne snage i širokih mogućnosti uvoza i finansiranja, tj. uslova koji su daleko povoljniji u odnosu na jednu prosečnu zemlju u razvoju, izraelska privreda nije bila u stanju da u toku iste dekade absorbuje toliko povećanje fiksnih fondova pod povoljnijim istodobnim intervalnim proizvodnim koeficijentom. Porast fiksnih fondova je bio toliko brz da je uticao i na smanjenje istodobnog prosečnog globalnog proizvodnog koeficijenta. Ograničenost mogućnosti absorpcije se najdrastičnije pokazala u sektoru industrije gde je raskorak izmedju prosečne stope rasta fiksnih fondova od 16,2% i stope rasta društvenog proizvoda od 5% vanredno velik.

Postojanje absorpcionog kapaciteta ne bi trebalo da znači da je najsvrsishodnija privredna politika niska stopa povećanja fiksnih fondova. Brzo povećavanje fiksnih fondova znači, sa druge strane, više modernijih fiksnih fondova, tako da se bržim uvodjenjem opredmećenog tehničkog progresa povećava efikasnost privrede i tako odlaže odnosno smanjuje negativne posledice tog brzog porasta. Pored toga, baš zbog aktivizacionih perioda su negativni efekti na proizvodni koeficijent veći u istom periodu nego na dugi rok. Brzi privredni razvoj takodje omogućava bržu transformaciju privrede ka visoko produktivnoj privredi, što je sigurno jedan od ciljeva društva.

Tako smo videli u slučaju naše zemlje da je ubrzanje rasta fiksnih fondova u posleratnom periodu značajno povećalo prosečni proizvodni koeficijent, da intervalni proizvodni koeficijent nije opao u odnosu na predratni uprkos brzini transformacije privredne strukture, a da je prosečna stopa rasta proizvoda skoro udvostručena (vidi odeljak o dugoročnim karakteristikama kretanja privrede i proizvodnih koeficijenata u Jugoslaviji). Ipak treba imati u vidu da pro-

sečna stopa rasta fiksnih fondova nije bila ni posle rata u Jugoslaviji u celini vanredno visoka, već je pravilnije reći da je bila pre rata suviše niska.*

Može se zaključiti da politika brzog privrednog razvoja donosi niz prednosti, ali da je mogućnost privrede da efikasno absorbuje velik porast fiksnih fondova ograničena. Može se reći da je posle nekog odredjenog intenziteta ekspanzije fiksnih fondova intervalni proizvodni koeficijent negativno koreliran sa prosečnom stopom rasta fiksnih fondova. Ovaj je efekat uočen kod nas pre svega u industriji, a razvoj u Izraelu u pedesetim godinama je zbog vanredno visokih stopa rasta fiksnih fondova naročito ilustrativan.

U vezi s tim je potrebno naglasiti da brzi privredni razvoj ne znači samo porast u kvantitetu već i u kvalitetu, tako da postavlja velike zahteve pred organizaciju privredne i društvene delatnosti. Brz razvoj proizvodnog aparata društva otvara široke mogućnosti, ali zahteva velik napor i efikasnost da bi se one iskoristile. Od umešnosti u organizaciji privrede će pored objektivnih faktora zavisiti koliko daleko se može ići u eksploataciji tih mogućnosti a da negativni efekti velike investicione aktivnosti ne budu suviše veliki.

Stopa rasta društvenog proizvoda

Dok porast fiksnih fondova predstavlja tek potencijalnu mogućnost povećanja proizvodnje, visoka stopa rasta društvenog proizvoda ukazuje na već realizovane mogućnosti. Stoga visoka stopa rasta društvenog proizvoda u principu deluje u pravcu povišenja intervalnog proizvodnog koeficijenta za odredjeni tempo razvoja fiksnih fondova. Ovo se može pogotovu lepo videti kod godišnjih varijacija intervalnih proizvodnih koeficijenata. Kako je godišnja vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta jednaka produktu količni-

---

* Tako prosečna stopa rasta privrednih fiksnih fondova za period 1952-1962. nije viša nego u Kanadi, a da ne pominjemo Izrael. Takodje, i stopa porasta fiksnih fondova u SSSR-u /30, str. 9/ je viša.

ka stope rasta društvenog proizvoda i stope rasta fiksnih fondova sa prosečnim proizvodnim koeficijentom

$$a = \frac{r_P}{r_K} \cdot p$$

a godišnje stope rasta fiksnih fondova i prosečni proizvodni koeficijent su dosta stabilni u odnosu na varijacije proizvodnje, godišnje varijacije intervalnog proizvodnog koeficijenta će uglavnom slediti promene u stopi rasta proizvodnje.

Dakle, što se tiče godišnjih varijacija intervalnog proizvodnog koeficijenta može se očekivati da će u godinama kada poraste stopa rasta proizvodnje porasti i intervalni proizvodni koeficijent i obrnuto. Sa veoma retkim izuzecima u pojedinim godinama ove očekivane kratkoročne varijacije u istom pravcu mogu se zapaziti u privredi svih naših republika.*

Godišnje varijacije prosečnog proizvodnog koeficijenta su dosta umerenije baš zbog toga što stopa rasta proizvoda i intervalni proizvodni koeficijent variraju u istom pravcu. Naime, prosečna stopa rasta fiksnih fondova se sporo menja, a stopa rasta proizvoda i intervalni proizvodni koeficijent variraju u istom pravcu, tako da je krajni efekat promene relativno mali.

Drugim rečima, relativne promene intervalnog proizvodnog koeficijenta su daleko veće zbog toga što su obe komponente količnika indeksa priraštaja proizvodnje i indeksa priraštaja fiksnih fondova veoma varijabilne u odnosu na indeks porasta proizvodnje ili fiksnih fondova.

Medjutim, ukoliko se ne radi o pravcu promene godišnjih vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata već o veličini intervalnog proizvodnog koeficijenta koja je reprezentativna za jedan duži period, odnos sa stopom rasta društvenog proizvoda nije više tako jednostavan. Izmedju dva

---

* Sličan je zaključak H. Leibensteina za desetak raznih zemalja. Ubrzanje ili usporavanje stope rasta proizvoda za godišnje vrednosti je praćeno povećanjem odnosno smanjenjem godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta /25/.

takva perioda u jednoj zemlji ili izmedju različitih zemalja mogu biti i osetne razlike u relativnom porastu fiksnih fondova ili u početnoj veličini prosečnog proizvodnog koeficijenta. Ukoliko je to slučaj, onda se ne može a priori reći čiji će biti uticaj jači, mada se može reći da visoka stopa rasta društvenog proizvoda inače utiče u pravcu povećanja proizvodnih koeficijenata.

Empirijske vrednosti zavise od medjusobnog odnosa dinamike društvenog proizvoda i fiksnih fondova. Ipak, u slučaju dinamike društvenog proizvoda slika nije toliko jasna kao što je to bilo u slučaju odnosa intervalnih proizvodnih koeficijenata i dinamike fiksnih fondova. Ako se najpre osvrnemo na sektor industrije kod nas u periodu 1952-1962, gde su zabeležene najviše stope porasta kako fiksnih fondova tako i društvenog proizvoda, odnosi su manje izrazitiji i pre ukazuju na negativnu nego na pozitivnu korelaciju prosečnih stopa rasta društvenog proizvoda i intervalnog proizvodnog koeficijenta. Naime, manje razvijene republike pokazuju višu dinamiku porasta društvenog proizvoda u industriji nego razvijenije republike, ali su razlike u stopama rasta fiksnih fondova još dosta osetnije u korist manje razvijenih republika. Iako je relativni porast društvenog proizvoda industrije u manje razvijenim republikama veći, to je postignuto uz niže intervalne proizvodne koeficijente. Problem absorpcionog kapaciteta je svakako postojao, tako da se može smatrati da je dobro da su se tako visoke stope rasta industrijske proizvodnje u manje razvijenim republikama mogle postići bez smanjenja prosečnih proizvodnih koeficijenata u industriji.

Što se tiče privrede u celini, razlike izmedju republika u dinamici rasta društvenog proizvoda su veoma male tako da se neka korelacija izmedju tih stopa i globalnih intervalnih koeficijenata nije mogla ispoljiti. Razlike u intervalnim proizvodnim koeficijentima izmedju republika potiču iz razlika u stopama rasta fiksnih fondova.

Takodje, oko dva puta viša stopa rasta društvenog proizvoda u posleratnom periodu u odnosu na predratni nije značajno povećala vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta jer se u sličnoj srazmeri ubrzao i porast fiksnih

fondova. Ubrzan je privredni rast i postignut visok nivo porasta proizvoda i fiksnih fondova, ali se njihov odnos nije značajno promenio.

Izrael predstavlja primer sa izvanredno visokim stopama rasta proizvoda, ali sa osetnim opadanjem prosečnog proizvodnog koeficijenta u globalu, kao i u većini sektora, što znači da je intervalni proizvodni koeficijenat bio niži od prosečnog. Postignut je veoma velik skok u razvoju ali su tako visoke stope rasta plaćene još višim stopama porasta fiksnih fondova. Absorpcioni kapacitet privrede se pokazao kao veoma realan fenomen.

Medjutim, podaci za dvadeset evropskih zemalja i Kanadu i SAD za pedesete godine pokazuju pozitivnu korelaciju izmedju stope rasta društvenog proizvoda i intervalnog proizvodnog koeficijenta /31, gl. II, str. 17/. Interval stopa rasta društvenog proizvoda za pojedine zemlje (7,4% za Zapadnu Nemačku i 1,3% za Irsku predstavljaju gornju odnosno donju granicu intervala) pokazuje da se ovde radi o nižim prosečnim stopama porasta proizvodnje nego u ranijim slučajevima.

Mada je uporedjivanje numeričkih vrednosti za različite zemlje iz ranije navedenih razloga diskutabilno i manje pouzdano, izgleda da veoma niske stope porasta društvenog proizvoda obično koincidiraju sa niskim intervalnim proizvodnim koeficijentom (vidi i /24/ i /23, str. 17-24/). Ovo se može i a priori očekivati kao dosta verovatno jer ako je porast proizvodnje spor, teško se može očekivati da će biti proizvodni efekti veliki u odnosu na uložena sredstva jer su nove investicije praktično svugde pozitivne.

Isto tako, visoke stope rasta društvenog proizvoda već same po sebi govore o tome da se radi o privredi ili o sektoru koji uspeva da organizira brz porast proizvodnje, što obično znači da se bolje koriste i uloženi fiksni fondovi, iskorišćavaju ekonomije obima itd. Medjutim, izgleda da se za veoma visoke stope rasta društvenog proizvoda intervalni proizvodni koeficijent počinje opet smanjivati, mada sporije nego kada se ide u pravcu niskih stopa rasta proizvoda. Naime, veoma visoke stope rasta proizvoda su u ovde posmatranim slučajevi-

ma povezane sa visokim stopama rasta fiksnih fondova, a empirijske vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata zavise od medjusobnog odnosa dinamike društvenog proizvoda i fiksnih fondova. Izgleda da u tom domenu dinamike privrednog razvoja prenapregnutost i uska grla u privredi i njezinoj organizaciji dovode do opadanja intervalnih proizvodnih koeficijenata.

Stopa učešća investicija u društvenom proizvodu

Stopa učešća investicija u društvenom proizvodu jeste takodje jedan indikator veličine investicione aktivnosti u nekoj zemlji. Ranije smo posmatrali investicije u odnosu na postojeće fiksne fondove, sada ih posmatramo u odnosu na društveni proizvod privrede. Prvi indikator naglašava aspekat relativnog povećanja proizvodnog aparata društva što se tiče fiksnih fondova, dok drugi naglašava relativnu veličinu ulaganja u fiksne fondove za buduće potrebe društva u odnosu na proizvodne mogućnosti društva, tj. aspekat alokacije društvenog proizvoda.

Povećanje ili smanjenje nivoa investicione aktivnosti će povećati odnosno smanjiti oba indikatora u odnosu na raniju vrednost. Dakle, pravac promene je u oba sličaja isti. Medjutim, numerička vrednost stope učešća investicija u društvenom proizvodu je veća od relativnog porasta fiksnih fondova srazmerno veličini prosečnog kapitalnog koeficijenta. Zbog toga odnos izmedju intervalnih proizvodnih koeficijenata i stopa učešća investicija u društvenom proizvodu neće biti isti kao u slučaju stope porasta fiksnih fondova. Uz dati intervalni proizvodni koeficijent, razlike izmedju ove dve relacije zavisiće i od vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata.

Ukoliko je prosečni proizvodni koeficijent konstantan odnosno ako je on jednak za različite zemlje onda će odnosi stopa učešća novih investicija u društvenom proizvodu aproksimirati odnose na bazi relativnih porasta fiksnih fondova (ako su konzistentno definisani). Inače, kod iste stope učešća će biti relativni porast fiksnih fondova veći u slučaju višeg prosečnog proizvodnog koeficijenta. Tada će razlika u stopama učešća investicija u društvenom proizvodu potcenjivati razliku u relativnoj veličini investicione aktiv-

nosti u smislu povećanja proizvodnog aparata društva za pojedine zemlje ili periode. Dakle, u nekoj zemlji može biti stopa učešća još dosta niska, ali ako je prosečni proizvodni koeficijent visok onda može biti relativni porast fiksnih fondova već velik i problem absorpcije tog povećanja već akutan, i obrnuto.

Dakle, pogotovu u medjunarodnim uporedjivanjima gde mogu razlike u prosečnim proizvodnim koeficijentima biti velike i gde samo odnos investicija i društvenog proizvoda (obično još u neuporedivim cenama) teško da može sugerisati specifičnosti u odnosu na absorpcionu sposobnost privrede, ne bi se moglo reći da je relacija - stopa učešća investicija u društvenom proizvodu i intervalni proizvodni koeficijent poželjna i pouzdana supstitucija odnosa - relativni porast fiksnih fondova i intervalni proizvodni koeficijent. Smatramo da ovaj drugi odnos bolje indicira zavisnost intervalnog proizvodnog koeficijenta od absorpcionog kapaciteta privrede odnosno pojedinih oblasti.

Dok taj odnos više naglašava objektivne poteškoće efikasnog absorbovanja velikog obima investicija, stopa učešća investicija u društvenom proizvodu kao indikator odluke o alokaciji društvenog proizvoda na potrošnju i investicije stavlja nešto jači akcenat na subjektivne i psihološke faktore koji takodje deluju u pravcu smanjenja intervalnih proizvodnih koeficijenata /3/, /34/. Medjutim, i sa te strane stopa učešća investicija u društvenom proizvodu numerički ne mora adekvatno da odražava konflikt izmedju potrošnje i investicija, kao što ne mora adekvatno da odrazi relativni nivo investicione aktivnosti u odnosu na mogućnosti privrede. Naime, ukoliko se osetan deo investicija finansira iz inostrane pomoći odnosno deficita platnog bilansa, a što je često slučaj pogotovu u prvim fazama razvoja, onda stopa učešća investicija u društvenom proizvodu preuveličava konflikt izmedju potrošnje i investicija* jer su raspoloživa sredstva veća

---

* Odnosno, učešće investicija u fiksne fondove u društvenom proizvodu taj konflikt potcenjuje, sa druge strane, jer ne obuhvata investicije u obrtna sredstva.

od društvenog proizvoda. Isti je slučaj bio sa manje razvijenim republikama u toku našeg razvoja.

Globalni intervalni proizvodni koeficijenti za naše republike u periodu 1952-1962. pokazuju negativnu korelaciju sa stopom učešća novih investicija u društvenom proizvodu republike, slično onoj u odnosu na stopu rasta fiksnih fondova. Naime, stopa učešća investicija u društvenom proizvodu je u manje razvijenim republikama veća nego u razvijenim. Daleko najveća je vrednost u Crnoj Gori gde nove investicije u ukupne fiksne fondove predstavljaju 54,47% društvenog proizvoda (vidi tabelu V-6 u prilogu). U ovim slučajevima stopa rasta fiksnih fondova i stopa učešća investicija u društvenom proizvodu daju slične rezultate, jer su prosečni proizvodni koeficijenti za republike, izuzev Crne Gore, veoma slični.

Medjutim, porast učešća investicija u fiksne fondove u društvenom proizvodu za posleratni period za oko 40% u odnosu na vrednost za predratni period ne samo da nije smanjio već je i nešto povećao intervalni proizvodni koeficijent kod nas. Ranije smo videli da je akceleracija rasta fiksnih fondova bila velika, ali da njihova stopa rasta nije bila baš mnogo visoka.

Pomenuta studija UN za 20 evropskih zemalja i Kanadu i SAD pokazuje slabu pozitivnu korelaciju izmedju stopa učešća u društvenom proizvodu i intervalnog proizvodnog koeficijenta. Ovo se interpretira tako da visok nivo investicione aktivnosti znači modernije fiksne fondove i da je tako efikasnost rada kao i kapitala veća /31, gl. II, str.20/. Ako izračunamo Kendallov koeficijent korelacije iz tih podataka, korelacija stope učešća i intervalnog proizvodnog koeficijenta nije značajna.

Medjutim, ako ne uzmemo u razmatranje pet zemalja (SAD, Dansku, Belgiju, Veliku Britaniju i Irsku) koje imaju najniže stope porasta društvenog proizvoda uz niske stope učešća, dobijamo značajnu negativnu korelaciju izmedju stope učešća investicija u društvenom proizvodu i intervalnog proizvodnog koeficijenta. Dakle, sada se i ovde ispoljava tendencija da su više stope učešća povezane sa nižim in-

tervalnim proizvodnim koeficijentima.

Prema tome, ukoliko unesemo ovu promenu, podaci za ovaj niz zemalja za podesete godine ispoljavaju, sa jedne strane, tendenciju negativne korelacije izmedju stopa učešća investicija u društvenom proizvodu i intervalnih proizvodnih koeficijenata za pojedine zemlje, za zemlje sa prosečnom stopom rasta preko 3,3% godišnje. Odnosno, za ostale zemlje nagoveštavaju da je možda baš niska stopa učešća investicija jedan od uzroka da imaju niže stope rasta i niske globalne intervalne proizvodne koeficijente. Dakle, opšta tendencija je slična onoj u odnosu na relativan porast fiksnih fondova - suviše visok nivo investicione aktivnosti smanjuje vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta. Sa druge strane ispoljena je i pozitivna korelacija izmedju stopa rasta društvenog proizvoda i intervalnih proizvodnih koeficijenata.

Mada je teško išta odredjenije reći bez poznavanja strukturnih karakteristika razvoja u tim zemljama, a i ostali problemi inherentni medjunarodnim komparacijama upućuju na rezervisanost, ova razmatranja nagoveštavaju da je spor privredni razvoj veoma neefikasan - niske stope porasta proizvoda su obično povezane sa niskim stopama učešća investicija u fiksne fondove u društvenom proizvodu i niskim intervalnim proizvodnim koeficijentom. Medjutim, suviše veliko forsiranje da se investicijama postiže visoka stopa rasta proizvoda opet smanjuje intervalne proizvodne koeficijente. Zbog toga je od velike važnosti da tehnički progres i dobra organizacija privrede omoguće da se odnosi - visoka stopa učešća investicija u društvenom proizvodu sa visokom stopom rasta društvenog proizvoda i visokim intervalnim proizvodnim koeficijentom - održavaju na što višem nivou.*

---

* Npr. S. Kuznets ističe da za razvoj SSSR u poredjenju sa desetak razvijenih zemalja nije svojstvena niti visoka stopa učešća investicija u društvenom proizvodu niti niska vrednost intervalnog kapitalnog koeficijenta, već to da je toliko velika investiciona aktivnost bila sprovedena bez porasta kapitalnog koeficijenta do neekonomično visokih vrednosti /24, str. 357/.

Citirana literatura

/1/ S.A. Abbas, Capital Requrements for the Development of South and South-East Asia, J.B. Wolters, Groningen, 1956.

/2/ O. Aukrust, J. Bjerke, "Real Capital in Norway 1900-1956", in The Measurement of National Wealth, Income & Wealth, Series VIII, Bowes & Bowes, London, 1959.

/3/ A. Bajt, "Maksimalizacija potrošnje kao sredstvo optimalizacije stope investicija i privrednog rasta", u Metodološki problemi privrednog rasta i privrednog planiranja, Ekonomski seminar V, JIEI, Beograd, 1965.

/4/ V.V. Bhatt, "Capital Intensity of Industries", Bulletin of the Oxford University Institute of Statistics, 2/1956

/5/ R. Bičanić, "Kapitalni koeficijent, tehnički napredak i teorija praga ekonomskog razvoja", Ekonomski pregled 3/1961.

/6/ M. Bruno, Interdependence, Resourse Use and Structural Change in Israel, Special Studies 2, Bank of Israel, Jerusalem, 1962.

/7/ Capital, Output and Employment 1948-1960, A Programme for Growth, Department of Applied Economics, University of Cambridge Champan & Hall, London, 1964.

/8/ Capital Structure of the Japanese Economy, Sangyo Keikaku Kaigi Publication, Series No. 2, Council of Industry Planning, Tokyo, 1958.

/9/ C. Clark, The Conditions of Economic Progress, Macmillan, London, 1960.

/10/ D. Creamer, S. Dobrovolsky, I. Borenstein, Capital in Manufacturing and Mining, NBER, Princeton University Press, Princeton, 1960.

/11/ E.D. Domar, Essays in the Theory of Economic Growth, Oxford University Press, New York, 1957.

/12/ E.D. Domar, "The Capital-Output Ratios in the United States: Its Variation and Stability", in Lutz, Hague, ed. The Theory of Capital, MacMillan, London, 1963.

/13/ W. Fellner, "Appraisal of the Labour-Saving and Capital-Saving Character of Innovations", in Lutz, Hague, ed. The Theory of Capital, MacMillan, London, 1963.

/14/ D. Franzsen, J.J. Willers, "Capital Accumulation and Economic Growth in South Africa", in The Measurement of National Wealth, Income & Wealth, Series VIII, Bowes & Bowes, London, 1959.

/15/ A. Ganz, "Problems and Uses of National Wealth Estimates in Latin America", in The Measurement of National Wealth, Income & Wealth, Series VIII, Bowes & Bowes, London, 1959.

/16/ J.M. Garland, R.W. Goldsmith, "The National Wealth of Australia", in The Measurement of National Wealth, Series VIII, Bowes & Bowes, London, 1959.

/17/ A.O. Hirschman, The Strategy of Economic Development, Yale University Press, New Haven, 1958.

/18/ Wm. C. Hood, A Scott, Output, Labour and Capital in the Canadian Economy, Royal Commission on Canada's Economic Prospects, 1957.

/19/ L. Johansen, "Durability of Capital and Rate of Growth of National Product", International Economic Review, Vol. 2, No. 3, September 1961.

/20/ J. Kendrick, Productivity Trends in the USA, NBER, Princeton University Press, Princeton, 1961.

/21/ L.R. Klein, R.F. Kosobud, "Some Econometrics of Growth: Great Ratios of Economics", Quarterly Journal of Economics, Vol. LXXV, May, 1961.

/22/ S. Kuznets, "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations, V. Capital Formation Proportions: International Comparisone for Recent Years", Economic Development and Cultural Change, July, 1960.

/23/ S. Kuznets, "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: VI. Long-Term Trends in Capital Formation Proportions", Economic Development and Cultural Change, July 1961.

/24/ S. Kuznets, "A Comparative Appraisal", in Bergson, Kuznets, ed. Economic Trends in the Societ Union, Harvard University Press Cambridge, 1963.

/25/ H. Leibenstein, "Incremental Capital-Output Ratios and Growth Rates in the Shost Run", Review of Economics and Statistics, 1/1966.

/26/ Lutz, Hague, ed. The Theory of Capital, Mac Millan, London, 1963.

/27/ P.C. Mahalanobis, "Use of Capital Output Ratios in Planning in Developing Countries", International Statistical Institute, 35th Session, Beograd, 1965.

/28/ K. Marks, Kapital I, Kultura, Beograd, 1947, izdanje ćirilicom.

/29/ M. Pejović, R. Niketić, Priručnik za investitore, Savremena administracija, Beograd, 1960.

/3o/ B.M. Smehov, Planirovanije kapitalnih vloženij, Gosplanizdat, Moskva, 1961.

/31/ Some Factors in Economic Growth in Europe during the 1950s (Economic Survey of Europe in 1961. Part 2), United Nations, Geneva, 1964.

/32/ Struktura, efikasnost uloženih sredstava i produktivnost rada u industriji u 1959. i 1960. godini, Dokumentaciono-analitički materijali 4, Savezni zavod za privredno planiranje, Beograd, 1962.

/33/ J.E. La Tourette, "Potential Output and the Capital - Output Ratio in the United States Private Business Sector, 1909-1959; Kyklos, Vol. XVIII, 2/1965.

/34/ V. Tričković, "Stope rasta u socijalističkoj ekonomiji i njene determinante - osvrt na predavanje prof. M. Kaleckog", Ekonomist, 3-4/1962.

/35/ Uzroci i karakteristike privrednih kretanja u 1961. i 1962. godini, Dokumentaciono-analitički materijali 7, Savezni zavod za privredno planiranje, Beograd, 1962.

Glava VII

MODEL PRIVREDNOG RAZVOJA JUGOSLAVIJE NA BAZI PROIZVODNIH KOEFICIJENATA*

Ekonomski modeli su metodološki instrument ekonomske analize pomoću kojeg se definiše pojednostavljena slika privrede odnosno pojedinih medjuzavisnosti. Ovde ćemo konstruisati jedan globalni i jedan višesektorski model privrednog razvoja koji se bazira na proizvodnim koeficijentima fiksnih fondova.** Dosada smo ispitivali samo proizvodnu funkciju na bazi fiksnih fondova; da bi se čak i u najjednostavnijem obliku moglo prikazati kretanje posmatranih varijabli u toku privrednog razvoja potrebno je definisati mehanizam dinamike fiksnih fondova. Zbog toga je potrebno da model na bazi proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova obuhvata tri varijable:*** fiksne fondove, proizvod i investicije kao priraštaj fiksnih fondova. Prema tome, ovaj model kao model za prvu aproksimaciju budućeg razvoja odnosno izučavanje nekih najvažnijih karakteristika privrede obuhvata kako agregatnu proizvodnu funkciju**** tako i namensku raspodelu društvenog proizvoda, tj. uprkos jednostavnosti specifikacije model sadrži pored tehnološko-organizacionih karakteristika privrede i elemente odlučivanja. Prednost modela kao metoda ekonomske analize je ta da, pružajući kvantitativne ocene pojedinih strukturnih parametara, istovremeno uzima u obzir povezanost

---

* Ovo poglavlje se uglavnom bazira na ranijim radovima zajedno sa D. Nikolićem /6/ i /7/. Pošto se podaci upotrebljavani u ovim radovima i u ostalim delovima ovog rada nešto razlikuju i numeričke vrednosti rezultata nisu posve istovetne mada te razlike ne mogu uticati na osnovne zaključke.

** Za druge formulacije modela na bazi proizvodnih odnosno kapitalnih koeficijenata vidi E. Domar /1/, P.C. Mahalanobis /5/, B. Horvat /2/, /3/.

*** Za dalju podelu varijabli u odnosu na ulogu u modelu vidi odeljak o višesektorskom modelu.

**** Za diskusiju nekih alternativnih specifikacija proizvodne funkcije vidi pomenuti raniji rad /6, str. 1-3/.

i medjuzavisnost relevantnih varijabli, te tako obezbedjuje konzistentnost unutar celog zahvaćenog sistema.

Teoretsko konstruisanje matematičkog ekonomskog modela obuhvata, pored odredjivanja njegove ekonomske sadržine, i utvrdjivanje njegovog matematičkog oblika. Utvrdjivanje ekonomske sadržine modela sastoji se u izboru relevantnih ekonomskih veličina koje će u njemu imati ulogu endogenih promenljivih veličina, a utvrdjivanje matematičkog oblika modela sastoji se u izboru odgovarajućeg sistema jednačina.

Osnovna relacija u modelu je proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova

$$P(t) = a\,K(t-1) + b \qquad (1)$$

Pošto je ona u dovoljnoj meri obradjena na drugim mestima u ovom radu ovde nećemo detaljnije razmatrati tu problematiku. Kao što je već rečeno, proizvodnja u odredjenoj godini se stavlja u odnos sa fiksnim fondovima na licu mesta na početku godine (= fiksnim fondovima na kraju prethodne godine) da bi se podvukao eksplikativni karakter varijable fiksnih fondova sa ekonomskog stanovišta, odnosno da bi ona u ekonometrijskom modelu bila predeterminirana varijabla. Tako jednačina (1) predstavlja istovremeno jednačinu reducirane forme modela i parametri se mogu samostalno oceniti.

Investicije su definisane kao priraštaj fiksnih fondova definicionom jednačinom modela

$$K(t) = K(t-1) + I(t) \qquad (2)$$

U našem slučaju se radi o novim investicijama kao priraštaju nove vrednosti fiksnih fondova u jednačini (1). Problemi koji se pojavljuju u vezi sa investicijama u toku diskutovani su u III glavi. Zamena je odredjena egzogeno, što ne smeta u analitičkom modelu ako je poznata vrednost novih investicija ali to dovodi do nešto promenjene specifikacije instrumentalne varijable.

Naime, da bi krug bio zatvoren i tok privrednog razvoja odredjen, potrebno je još odrediti način na koji se utvrdjuje veličina investicija. Uzima se da investicije zavise od društvenog proizvoda odnosno odluke o njegovoj na-

menskoj podeli. Tako ćemo ovaj odnos, odnosno odluku, specificirati kao

$$I(t) = c\,P(t) + d \qquad (3)$$

Instrumentalna promenljiva veličina u ovom modelu je u suštini koeficijent učešća novih investicija u društvenom proizvodu, s tim da mu se ovde daje nešto modificirana ekonomska interpretacija. Naime, taj koeficijent treba da odražavą odluku o veličini novih investicija, tj. priraštaja fiksnih fondova kao faktora proizvodnje čije je formiranje, s druge strane, ipak u zavisnosti od realnih mogućnosti društva koje ovde predstavlja veličina ostvarenog društvenog proizvoda.

Svrha modela je da izrazi proizvodne mogućnosti u zavisnosti od koeficijenta učešća, kao instrumentalne promenljive veličine, i proizvodne funkcije, kao objektivno date zavisnosti; dok se problem efektivne tražnje, koji je glavna preokupacija nekih kejnezijanskih modela razvoja, ovde izostavlja.

Naime, uzima se u obzir da jedna socijalistička zemlja sa planski usmeravanom privredom uvek ima mogućnosti da promenom u strukturi raspodele i potrošnje obezbedi efektivnu tražnju za ostvareni društveni proizvod, a da njeno prvo i najozbiljnije ograničenje predstavljaju proizvodne snage. Suštinska razlika u različitom naglašavanju ova dva aspekta povezana je sa činjenicom da institucionalni okviri u socijalističkoj zemlji omogućavaju fleksibilnost za rešavanje problema efektivne tražnje, dok nemaju direktan uticaj na tehnološke relacije kao važan faktor proizvodnih snaga.

Potrebno je istaći još neke suštinske razlike u interpretaciji koeficijenta učešća investicija u društvenom proizvodu kao egzogene instrumentalne promenljive veličine u planskim i neplanskim privredama. U ovim poslednjim koeficijent učešća je instrument bilo za praćenje, bilo za prognoziranje privrednog ponašanja (bihevioristički pristup); dok on u planskim privredama, gledano unazad za protekli period, predstavlja ispoljeno ponašanje, koje uključuje odstupanje od njegove planirane i instrumentima privrednog sistema regu-

lisane veličine, a gledano unapred za planski period, on nema samo karakter realne prognoze već predstavlja i svesnu odluku društva, koje regulativno obezbedjuje njegovo ostvarenje. Polazeći od pretpostavke da je ova odluka zavisna od realnih mogućnosti, instrumentalna promenljiva veličina učešća izražena je linearnom relacijom izmedju novih investicija i društvenog proizvoda, tj. jednačinom (3).

Globalni model, specificiran pomoću ove tri jednačine, predstavlja dinamički model jer je uz date parametre i početne uslove krug kauzalnosti zatvoren i obezbedjuje kontinuirani rast u vremenu: fiksni fondovi i ostali faktori proizvodnje obezbedjuju prema proizvodnoj funkciji odredjeni proizvod; odvajanjem jednog dela društvenog proizvoda za investicije se povećava veličina fiksnih fondova koja u sledećem periodu daje veći proizvod itd. Zbog tih dinamičkih karakteristika modela je moguće izvesti i kretanje svih endogenih varijabli modela u vremenu. Rešeni oblik matematičkog modela

$$P(t) = P(0)(1+ac)^t + \frac{d}{c}\left[(1+ac)^t - 1\right]$$

$$K(t) = K(0)(1+ac)^t + \frac{bc+d}{ac}\left[(1+ac)^t - 1\right] \quad (4)$$

$$I(t) = I(0)(1+ac)^t$$

pokazuje zavisnost vrednosti endogenih varijabli P(t), K(t) i I(t) od parametara proizvodne funkcije i instrumentalne relacije kao i od vremena t i početnih veličina tih varijabli P(0), K(0) i I(0).

Ovaj matematički model omogućava uzimanje u obzir opadajućeg, konstantnog ili rastućeg prosečnog proizvodnog koeficijenta fiksnih fondova u kombinaciji sa opadajućim, konstantnim ili rastućim učešćem novih investicija u društvenom proizvodu. Pokazalo se da se uvodjenjem relativno jednostavnih promena u relacijama modeli rasta na bazi proizvodnih koeficijenata Harrod-Domar-Mahalanobisovog tipa mogu napraviti fleksibilnijim,* i dakle realističnijim.

* Ovo važi i za raniju verziju /6/ koja je radjena pomoću diferencijalnih jednačina. Diferencne jednačine su se pokazale još dosta fleksibilnijim i stoga svrsishodnijim za potrebe ekonomskih modela.

Interesantno je primetiti da se u ovom modelu stope rasta pojedinih endogenih varijabli razlikuju kao i da se one, osim kod investicija, menjaju u vremenu tj. monotono opadaju ili monotono rastu. Parametri a i c se mogu uzeti kao pozitivni, dok su parametri b i d pozitivni ukoliko prosečni proizvodni koeficijent, odnosno učešće novih investicija u društvenom proizvodu opada, i negativni u suprotnom slučaju. Dok je stopa rasta investicija konstantna (ac), stopa rasta društvenog proizvoda je veća od nje ukoliko je $\frac{d}{c} > 0$ i opada (manja za $\frac{d}{c} < 0$ i raste), a stopa rasta fiksnih fondova je veća od stope rasta investicija ukoliko je $\frac{bc + d}{ac}$ pozitivno i opada (manja za $\frac{bc + d}{ac} < 0$, tada raste). U svim slučajevima je asimptotska stopa rasta jednaka ac. Ukoliko opada učešće novih investicija u društvenom proizvodu, onda stopa rasta društvenog proizvoda opada. Medjutim, ukoliko je bc negativno i po apsolutnoj vrednosti veće od d, prosečna stopa rasta fiksnih fondova raste i u ovom slučaju.

Kako vidimo, vrednost kao i stopa rasta investicija zavise samo od intervalnog proizvodnog koeficijenta i intervalne stope učešća investicija u društvenom proizvodu, dok vrednost i stopa rasta društvenog proizvoda zavise od intervalnog proizvodnog koeficijenta i oba parametra instrumentalne relacije, a vrednost i stopa rasta fiksnih fondova zavise od sva četiri parametra. Naravno, pored toga one zavise i od vremena i početnih uslova (osim stope rasta investicija).

Primena ovako konstruisanog matematičkog modela, razume se, zahteva da se sve njegove pretpostavke - zakonitosti, uslovi i zahtevi - provere, verifikuju i opravdaju na konkretnim empiričkim podacima. To znači da aplikativna upotreba konstruisanog matematičkog modela zahteva prethodno konstruisanje odgovarajućeg ekonometrijskog modela sa zadovoljavajućim stepenom prilagodjenosti i pouzdanosti.

Analitički ekonometrički model treba da obezbedi ocenu svih parametara matematičkog modela. Ukoliko definišemo ekonometrijski model kao

$$\begin{aligned} P(t) &= a\,K(t-1) + b + u(t) \\ K(t) &= K(t-1) + I(t) \\ I(t) &= c\,P(t) + d + v(t) \end{aligned} \qquad (5)$$

gde su u(t) i v(t) stohastičke varijable koje zadovoljavaju uslove klasičnog linearnog regresionog modela, onda se prva jednačina može oceniti po metodi najmanjih kvadrata (jer je ujedno jednačina reducirane forme modela), dok se mogu konzistentne ocene parametara treće jednačine dobiti pomoću metoda najmanjih kvadrata u dve etape.*

U ocenjivanju stepena prilagodjenosti ekonometrijskog modela empiričkim podacima treba razlikovati prilagodjenost pojedinih strukturnih relacija (u našem slučaju proizvodne funkcije i instrumentalne relacije) i prilagodjenost rešenog oblika modela (4). U analitičkom modelu u prvom slučaju kao regresori nastupaju stvarne vrednosti nezavisne varijable, dok prema rešenom obliku modela i vrednosti nezavisnih varijabli bivaju same odredjene drugim varijablama. Zbog toga i početni uslovi P(0) i I(0) u sistemu (4) ne predstavljaju empiričke vrednosti za taj period već ocenjene vrednosti prema sistemu (5). Rešenja koja daje rešeni oblik matematičkog modela (4) kada se odrede numeričke vrednosti parametara, predstavljaju dakle privredni razvoj kakav je pretpostavljen specifikacijom modela i numeričkim vrednostima parametara. Uporedjivanjem razvoja koji simulira model i empiričkih veličina dobija se elemente za ocenu stepena objašnjavanja koji pruža model kao celina, dok je potrebno stepen prilagodjenosti pojedinih strukturnih relacija ispitivati posebno.

U pomenutom radu /6/ su ocenjeni ekonometrijski modeli za "ukupno" i privredu za period 1952-1960. Medjutim, u planskim projekcijama izračunavanje i izbor varijanti projekcija nije izvršeno pomoću proste modelske ekstrapolacije endogenih varijabli na bazi proteklog perioda, već su na osnovu toga konstruisana dva odgovarajuća planska modela.

---

* Problemi ocenjivanja parametara sistema simultanih jednačina su obradjeni na primer u J. Johnston /4/. Ovde parametre globalnog modela nećemo posebno ocenjivati jer su oni obuhvaćeni u višesektorskom modelu u sledećem odeljku.

Pored opšteg matematičkog oblika za planske projekcije su zadržani i parametri proizvodnih funkcija* iz posmatranog perioda. Tek u planskim modelima dobiju instrumentalne varijable kao varijable odlučivanja svoj pravi ex ante karakter.

U zaključcima tog rada se ističe da bi se dalje poboljšanje modela moglo tražiti u dezagregiranju globalnog modela kao i u strukturnoj analizi. Uočena značajnost razlika u sektorskim proizvodnim koeficijentima nagoveštava da bi višesektorski proizvodno kapitalni model mogao imati znatno bolje analitičke osobine. Stoga je zajedno sa D. Nikolićem konstruisan višesektorski proizvodno-kapitalni model koji je poslužio za jednu strukturnu analizu privrednog razvoja Jugoslavije u periodu 1952-1962 /7/. Težište analize je u utvrdjivanju kvantitativnih dinamičkih i strukturnih odnosa i zakonomernosti u razvoju zahvaćenog privrednog kompleksa u posmatranom proteklom periodu. Poseban akcenat u analizi je dat ispitivanju i utvrdjivanju stepena homogenosti razvojnog perioda kao i odgovarajućoj periodizaciji.

Višesektorski model

Višesektorski model na bazi proizvodnih koeficijenata definisan je u sledećem diferencno nerešenom obliku:

$$\begin{aligned}
\Delta P(t) &= a\,\Delta K(t) \\
\Delta K(t) &= I(t), \\
I(t) &= c\,P(t) + d, \\
P(t) &= \sum_{i=1}^{n} P_i(t), \\
K(t) &= \sum_{i=1}^{n} K_i(t) \qquad (I) \\
I(t) &= \sum_{i=1}^{n} I_i(t) \\
\Delta P_i(t) &= a_i\,\Delta K_i(t), \\
\Delta K_i(t) &= I_i(t), \\
I_i(t) &= f_i\,I(t) + g_i
\end{aligned}$$

* Argumentacija je za ovaj specifični slučaj data ranije /6, str. 78/ dok je opšti slučaj diskutovan u VIII glavi u odeljku o primeni proizvodnih koeficijenata u planiranju.

Upotrebljene oznake u sistemu jednačina (I) imaju sledeća značenja:

I. Endogene promenljive veličine

a) Promenljive veličine cilja

(1) $P(t)$ = globalna vrednost društvenog proizvoda

(2) $P_i(t)$ = sektorska vrednost društvenog proizvoda

b) Pomoćne promenljive veličine

(1) $K(t)$ = globalna vrednost fiksnih fondova privrede

(2) $K_i(t)$ = sektorska vrednost fiksnih fondova

(3) $I(t)$ = globalna vrednost novih investicija u fiksne fondove privrede

(4) $I_i(t)$ = sektorska vrednost novih investicija u fiksne fondove

II. Egzogene promenljive veličine

a) Instrumentalne promenljive veličine

(1) c = globalni intervalni koeficijent učešća globalnih novih investicija u ukupnom društvenom proizvodu

(2) f_i = sektorski intervalni koeficijent učešća novih investicija u globalnim novim investicijama

(3) d = globalni dopunski parametar uz globalni intervalni koeficijent učešća

(4) g_i = sektorski dopunski parametar uz sektorski intervalni koeficijent učešća

b) Objektivno date promenljive veličine

(1) a = globalni intervalni proizvodni koeficijent

(2) a_i = sektorski intervalni proizvodni koeficijent

Prve tri jednačine sistema (I) definišu globalni model čije su osnovne crte diskutovane u prethodnom odeljku. Druge tri jednačine sistema (I) imaju definicioni karakter. Svaka od ove tri jednačine definiše odgovarajuće dezagregiranje globalnih na komponentalne sektorske agregate.

Zadnje tri jednačine sistema (I) odnose se na pojedine sektore privrede, te predstavljaju odgovarajuće dezagregirane komponentalne sektorske modele. Ti sektori privrede su: 1. industrija, 2. poljoprivreda, 3. saobraćaj, 4. gradjevinarstvo i 5."ostalo". Dok su prve i druge jednačine globalnog i sektorskih modela analogne u smislu da se razlikuju samo u nivou agregata, treće jednačine globalnog i sek-

torskih modela suštinski se razlikuju i uspostavljaju hijerarhijsku vezu izmedju njih. Globalni model je kompletan sam u sebi i može se samostalno rešavati, medjutim, sektorski modeli ne mogu se rešavati bez poznavanja vrednosti investicija iz globalnog modela. Investicije u sektorima su funkcija globalnih investicija i prema trećoj jednačini globalnog modela posredna funkcija ukupnog (a ne sektorskog) društvenog proizvoda. U suštini treće jednačine modela predstavljaju instrumentalne promenljive veličine: u globalnom modelu instrumentalna promenljiva veličina je koeficijent učešća globalnih novih opredmećenih investicija u ukupnom društvenom proizvodu, od koga zavisi vrednost investicija u globalu; u sektorskim modelima instrumentalne promenljive veličine su koeficijenti učešća sektorskih investicija u globalnim investicijama, od kojih zavisi alokacija u globalnom modelu utvrdjenih investicija na pojedine sektore. Na taj način, pored druge grupe od tri jednačine u sistemu (I), pomoću trećih jednačina zadnje grupe takodje je uspostavljena veza kao i prelaz od globalnog na odgovarajuće komponentalne sektorske modele.

Razmatrala se alternativa da se i sektorske investicije analogno izraze kao linearna funkcija sektorskih društvenih proizvoda [$I_i(t) = c_i D_i(t) + d_i$]. Medjutim, smatra se da su pretpostavke ovog tipa sve dubioznije što je niži stepen agregacije. Učešće globalnih investicija u društvenom proizvodu, kao izraz podele društvenog proizvoda na akumulaciju i potrošnju, stvar je ekonomske politike društva kao celine, dok odnos investicija i društvenog proizvoda u pojedinim sektorima gubi taj logički smisao.

Stoga se zauzeo stav da jedna socijalistička privreda kroz društveni plan svesno reguliše ne samo odnos akumulacije i potrošnje, nego i alokaciju investicija po sektorima prema potrebama privrednog razvoja. Zato se smatralo da će model biti pogodan i za kasniju aplikaciju u planiranju, ako se sektorske investicije izraze kao funkcije parametara alokacije investicija u globalu po sektorima.

Ako se sistem diferencnih jednačina reši, onda se dobija konstruisani matematički dezagregirani proizvodno-kapitalni model u sledećem opštem, ali partikularno rešenom obliku:

$$P(t) = \frac{1}{c}\left[I(o)\left(1 + \frac{ac}{1-ac}\right)^t - d \right],$$

$$K(t) = K(o) + \frac{I(o)}{ac}\left[\left(1 + \frac{ac}{1-ac}\right)^t - 1\right],$$

$$I(t) = I(o)\left(1 + \frac{ac}{1-ac}\right)^t, \qquad \text{(II)}$$

$$P_i(t) = P_i(o) + \frac{a_i f_i}{ac} I(o)\left[\left(1 + \frac{ac}{1-ac}\right)^t - 1\right] + a_i g_i t,$$

$$K_i(t) = K_i(o) + \frac{f_i}{ac} I(o)\left[\left(1 + \frac{ac}{1-ac}\right)^t - 1\right] + g_i t,$$

$$I_i(t) = f_i\, I(o)\left(1 + \frac{ac}{1-ac}\right)^t + g_i,$$

Ovde se ne ponavlja druga grupa od tri jednačine u sistemu (I), pošto u rešavanju one ostaju u svom nepromenjenom definicionom obliku.

Ovaj sistem rešenih jednačina, medjutim, pored vremena kao i objektivno datih i instrumentalnih parametara zavisi još i od vrednosti endogenih promenljivih veličina u baznom godišnjem periodu. Pošto i izmedju tih parametara i vrednosti postoje odredjene veze i zavisnosti, koje proizilaze iz polaznog sistema (I), sistemu jednačina (II) treba dodati još i sledeće jednakosti:

$$b = P(o) - aK(o),$$

$$I(o) = c\,P(o) + d \qquad \text{(III)}$$

$$b_i = P_i(o) - a_i K_i(o),$$

$$I_i(o) = f_i\, I(o) + g_i,$$

$$P(o) = \sum_{i=1}^{n} a_i K_i(o) + \sum_{i=1}^{n} b_i.$$

Pri tome nove oznake imaju sledeća značenja: $\underline{b}$ i b_i predstavljaju globalni i sektorske dopunske parametre uz globalni i sektorske intervalne proizvodne koeficijente kao objektivno date promenljive veličine, a $P(o)$, $K(o)$, $I(o)$, $P_i(o)$, $K_i(o)$ i $I_i(o)$ predstavljaju vrednosti endogenih promenljivih veličina u baznom godišnjem periodu takodje kao ezgogene objektivno date promenljive veličine.

Kao posledica samog sistema jednačina (I), odnosno, njegovog rešenog oblika datog sistemima jednačina (II) i (III), postoje i odredjene medjuzavisnosti izmedju samih strukturnih parametara. Ove medjuzavisnosti predstavljaju

poseban izraz modelske zakonitosti i konzistentnost, a imaju sledeći sažet oblik:

$$\sum_{i=1}^{n} a_i f_i = a, \qquad \sum_{i=1}^{n} a_i g_i = o$$

$$\sum_{i=1}^{n} f_i = 1 \qquad \sum_{i=1}^{n} g_i = o \qquad \text{(IV)}$$

Teorijski i praktički značaj i uloga ovih medjuzavisnosti sastoji se u tome, što one smanjuju broj stepena slobode kod ocenjivanja parametara na osnovu empiričkih podataka i što omogućuju da se na lak način izračunaju odgovarajući zavisni parametri.

Rešeni oblik modela daje vrednosti endogenih promenljivih veličina kao funkcije proučavanih parametara i početnih uslova. U svom opštem matematičkom obliku ovaj dezagregirani model omogućava uzimanje u obzir kombinacija rastućeg, konstantnog ili opadajućeg prosečnog proizvodnog koeficijenta u globalu i pojedinim sektorima sa rastućim, konstantnim ili opadajućim prosečnim koeficijentom učešća globalnih novih investicija u ukupnom društvenom proizvodu, kao i sa rastućim, konstantnim ili opadajućim prosečnim koeficijentima učešća sektorskih novih investicija u globalnim novim investicijama. Ako se u rešeni oblik ovog modela (sistem II) stave konkretne vrednosti parametara i početnih vrednosti, modelske vrednosti endogeno promenljivih veličina - fiksnih fondova, društvenog proizvoda i novih investicija - eksplicitno su funkcije samo vremena t. Za ponašanje stope rasta odlučujući je oblik jednačina kojom je opisano kretanje pojedinih endogeno promenljivih veličina u vremenu. U našem slučaju se u sistemu (II) pojavljuju tri različita oblika tih jednačina: eksponencijalna funkcija, modificirana (nehomogena) eksponencijalna funkcija (dodata je još konstanta), i aditivna kombinacija konstante sa eksponencijalnom i linearnom funkcijom vremena. Posledica takvih oblika rešenja sistema diferencnih jednačina manifestira se u raznovrsnosti stopa rasta pojedinih kategorija, a pre svega u dinamici tih stopa rasta. Na taj način nismo

više vezani; sa jedne strane, za zahtev o podudaranju stopa rasta pojedinih promenljivih veličina unutar sektora ili čak medju sektorima, a sa druge strane, za pretpostavku da su te stope konstantne za ceo period, a to svakako obezbedjuje veću fleksibilnost ovog modela u odnosu na ranije primenjivane modele.

Ekonometrijski višesektorski model

Da bi se mogla izvršiti analiza privrednog razvoja potrebno je oceniti parametre strukturnih relacija. Razultati su dati u prva dva dela tabele 54 ,* gde su pored numeričkih vrednosti parametara dati i odgovarajući koeficijenti korelacije. U delovima tabele pod 3, 4, 5 i 6 date su, respektivno, najvažnije analitičke veličine i indikatori koji proizilaze iz sistema (II): koeficijenti varijacija (V) modelskih vrednosti od empiričkih za pojedine endogene varijable (u%); interval stopa rasta (r) koje proizilaze iz modela;** indeks porasta (I) modelskih vrednosti u toku perioda; interval vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata, prosečnih stopa učešća globalnih novih investicija u društvenom proizvodu i prosečnih stopa učešća sektorskih novih investicija u globalnim novim investicijama, kao i egzogene početne vrednosti fiksnih fondova.

Sama konstrukcija ekonometrijskog modela kao i problem prilagodjenosti pojedinih strukturnih relacija i celog modela su u suštini isti kao kod globalnog modela. Medju-

---

* Podaci za društveni proizvod su ovde nešto drukčije klasifikovani, tako da numeričke vrednosti kao i odnosi sa fiksnim fondovima nisu posve istovetni sa onima u ranijim poglavljima (vidi /7, str. 69-70/) ali su razlike toliko male da ne utiču na osnovne zaključke. Ocenjivanje je vršeno na osnovu metoda najmanjih kvadrata. Naime, videćemo da instrumentalne relacije nisu stabilne u vremenu i stoga se ne isplati upotrebiti rafiniranije metode ocenjivanja. Tabele osnovnih podataka i rezultati modela dati su takodje u ranijem radu /7/, ovde ćemo prezentirati samo analitičke tabele.

** Pošto su sve one funkcije (jednoznačno) monotone, stope rasta date u analitičkim tabelama za prvu i poslednju godinu predstavljaju istovremeno najvišu i najnižu vrednost, ili obrnuto, pa dakle i interval u kome su se kretale stope rasta u tom periodu.

Tabela 54

ANALITIČKA TABELA ELEMENATA I REZULTATA

Period 1952 – 1962.

Red broj	Oznaka veličine	Global	Sektori privrede				
			Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Gradjevinarstvo	Ostalo
1.	a, a_i	0,4713	0,5428	0,3242	0,1917	1,205	1,0534
	b, b_i	– 1218,2	– 342,2	– 5,1	– 288,6	– 9,45	– 143,1
	$r_{PK}, r_{P_iK_i}$	0,984	0,993	0,712	0,994	0,973	0,992
2.	c, c_i	0,1640	0,2672	0,3236	0,2588	0,0205	0,1296
	d, g_i	20,69	– 86,7	– 47,9	– 15,7	– 1,57	– 21,3
	r_{IP}, r_{I_iI}	0,944	0,662	0,919	0,866	0,905	0,949
3.	V_P, V_{P_i}	4,5	3,4	12,8	3,9	6,9	4,0
	V_K, V_{K_i}	1,0	2,7	1,2	1,0	3,8	0,8
	V_I, V_{I_i}	7,1	18,0	16,9	14,7	22,0	11,9
4.	r_P, r_{P_i}	9,2 – 8,8	20,8 – 9,4	2,2 – 5,8	8,9 – 9,7	6,0 – 8,2	4,0 – 11,0
	r_K, r_{K_i}	4,6 – 6,0	11,1 – 7,4	2,1 – 5,7	2,3 – 4,2	5,3 – 7,6	3,0 – 8,0
	r_I, r_{I_i}	8,4	3,4 – 4,9	24,7 – 12,4	11,4 – 9,6	13,3 – 10,1	33,3 – 13,6
5.	I_P, I_{P_i}	236,2	350,0	148,3	245,9	202,1	219,0
	I_K, I_{K_i}	168,6	234,0	147,7	137,7	189,5	173,8
	I_I, I_{I_i}	223,6	150,4	467,1	269,4	290,0	580,0
6.	$\frac{P}{K}, \frac{P_i}{K_i}$	0,237 – 0,332	0,291 – 0,435	0,321 – 0,322	0,050 – 0,089	1,06 – 1,13	0,645 – 0,813
	$\frac{I}{P}, \frac{I_i}{I}$	0,181 – 0,171	0,655 – 0,441	0,109 – 0,227	0,189 – 0,227	0,013 – 0,018	0,034 – 0,087
	$K(0), K_i(0)$	5204,5	1358,6	1414,6	2030,5	64,1	336,7

tim, pošto se ovde radi o dezagregiranom modelu jednačine medjuzavisnosti parametara u sistemu (IV) ukazuju na to da su parametri za jedan sektor već odredjeni parametrima za global i ostalih (n-1) sektora. Kod agregiranog modela globala, tj. kada bi se vrednosti za privredu dobijale kao suma vrednosti svih sektora, parametri globalnog modela bi tako na indirektan način bili odredjeni sektorskim vrednostima.

Interesantno je da je globalni intervalni proizvodni koeficijent suma produkata sektorskih intervalnih proizvodnih koeficijenata i sektorskih intervalnih koeficijenata učešća sektorskih investicija u globalnim investicijama. Dakle, on ne zavisi samo od parametara istog tipa u sektorskim modelima već i od parametara drugih relacija u sektorima.* U našem slučaju ova medjuzavisnost ukazuje na zavisnost globalnog intervalnog proizvodnog koeficijenta od investicione politike.

U modelu za period 1952-62. pojedine relacije pokazuju izražito različite stepene stabilnosti i pouzdanosti. Sa jedne strane, proizvodne funkcije odlikuju se visokim stepenom korelacije i malim standardnim greškama parametara osim poljoprivrede, pa se njihova specifikacija pokazuje izrazito stabilnom. Sa druge strane, postoje jake indikacije da empiričke relacije u periodu 1952-62. za instrumentalne promenljive veličine nisu bile onog tipa koje pretpostavlja ovaj model. Naime, on pretpostavlja da su te relacije monotono rastuće ili konstantne.

Prvo, može se zapaziti da su korelacione veze tu slabije nego što je to bio slučaj izmedju društvenog proizvoda i fiksnih fondova (ovo naročito važi za sektor industrije). Drugo, von Neumann-ov test je pokazao da su odstupanja od odgovarajućih regresionih prava signifikantno autokorelirana (osim u gradjevinarstvu), što jasno ukazuje na nestabilnost specificirane linearne relacije izmedju odgovarajućih promenljivih veličina (I_i, I, D), odnosno na promene tih tendencija unutar perioda. Treće, nezadovoljavajuća specifikacija instrumentalnih relacija pokazuje se i kroz uporedjivanje modelskih i empiričkih vrednosti, tj. kroz koeficijente varijacije. Prema tome, posmatrani period kao celina sa te stra-

---

* Probleme agregacije komponentalnih modela u globalni model obradio je H. Theil /8/.

ne ne može se smatrati homogenim. Ceo period se podelio zbog toga na dva homogenija potperioda, 1952-58 i 1958-62, i za svaki od njih konstruisan je odgovarajući ekonometrijski proizvodno-kapitalni model.

Elementi i neki rezultati modela za potperiode su dati u tabelama 55 i 56 . Što se tiče proizvodnih funkcija smo videli da pretpostavka linearnosti odnosno konstantnog intervalnog proizvodnog koeficijenta nije (osim u slučaju industrije) nekonzistentna sa empiričkim podacima, što ukazuje na homogenost i stabilnosti ove relacije za ceo period. Jedino u industriji je autokorelacija odstupanja prema Durbin-Watsonovom testu značajna.

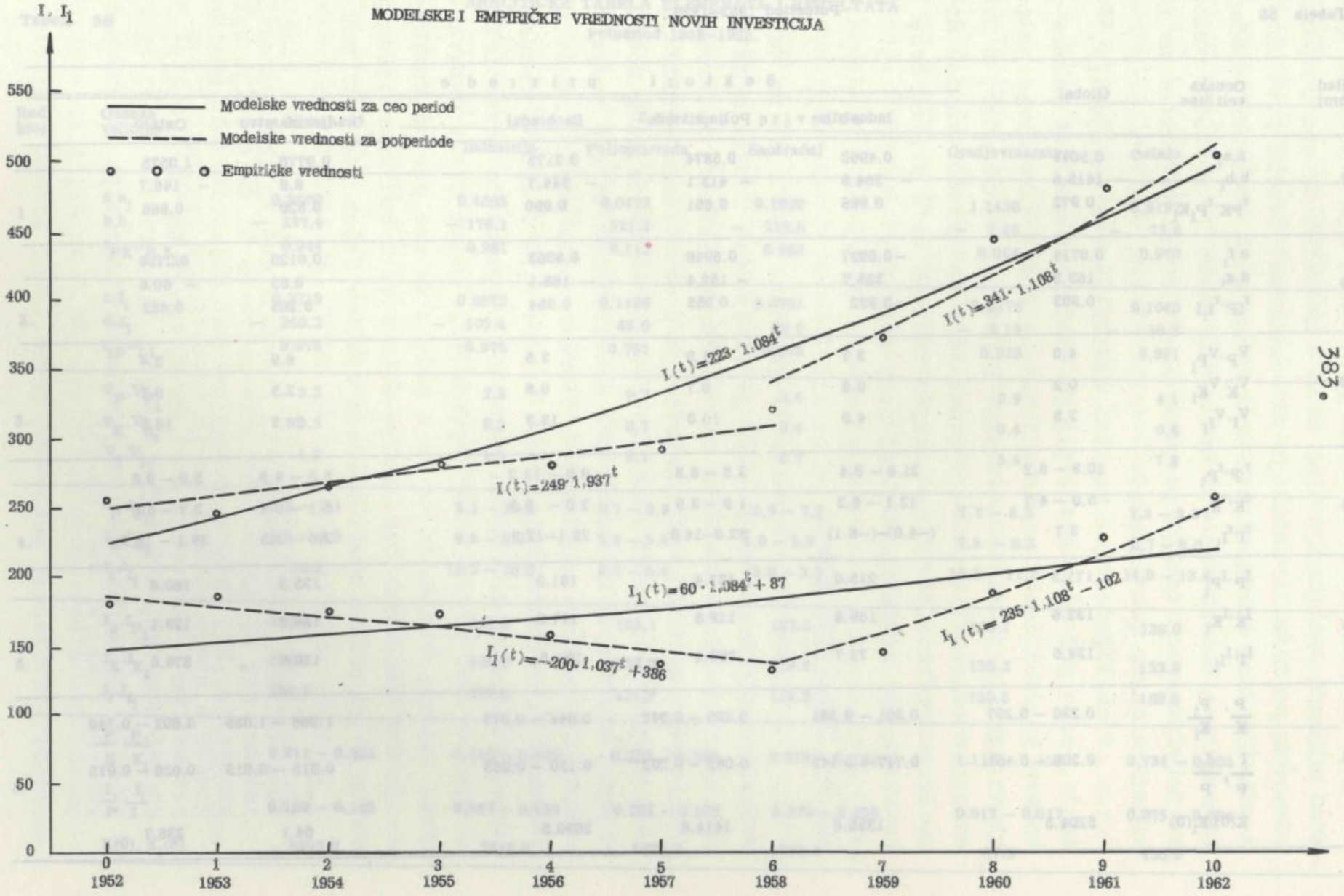
Kod instrumentalnih promenljivih veličina, medjutim, situacija je baš obrnuta. Intervalni koeficijent učešća globalnih novih investicija u društvenom proizvodu c u drugom je potperiodu značajno veći nego u prvom potperiodu, intenzivnost investiranja u privredi je dakle porasla.* Što se tiče intervalnih koeficijenata učešća sektorskih investicija u globalnim investicijama f_i, razlike su značajne u svim sektorima osim u gradjevinarstvu. Medjutim, treba jasno istaći i različitost u promenama tendencije: u industriji je učešće veće u drugom potperiodu, dok je u poljoprivredi, saobraćaju i sektoru "ostalo" taj koeficijent značajno veći u prvom potperiodu.

U odnosu na model za period 1952-62, kod modela za potperiode se u globalnim modelima zapaža naročito veliko poboljšanje kod investicija, pa i kod fiksnih fondova. Naime, koeficijenti varijacije u potperiodima su oko dva puta niži, dok je poboljšanje kod društvenog proizvoda manje uočljivo. Kod osnovnih sredstava su koeficijenti varijacije u svim sektorima u oba potperioda redovno niži od odgovarajućih za celi period. Medjutim, ova karakteristika nije tako izrazita

---

* Uz to, prosečni koeficijent učešća globalnih novih investicija u društvenom proizvodu u prvom potperiodu značajno pada, a u drugom značajno raste (slobodni član d je, respektivno, pozitivan i negativan i u oba slučaja značajan).

Graf 29


I, I_1
MODELSKE I EMPIRIČKE VREDNOSTI NOVIH INVESTICIJA
Modelske vrednosti za ceo period
Modelske vrednosti za potperiode
Empiričke vrednosti
$I(t)=223\cdot 1.084^t$
$I(t)=341\cdot 1.108^t$
$I(t)=249\cdot 1.937^t$
$I_1(t)=60\cdot 1.084^t+87$
$I_1(t)=-200\cdot 1.037^t+386$
$I_1(t)=235\cdot 1.108^t-102$
550
500
450
400
350
300
250
200
150
100
50
0
0 1952
1 1953
2 1954
3 1955
4 1956
5 1957
6 1958
7 1959
8 1960
9 1961
10 1962

ANALITIČKA TABELA ELEMENATA I REZULTATA

Tabela 55

Potperiod 1952–1958.

Red. broj	Oznaka veli čine	Global	Sektori privrede				
			Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Gradjevinarstvo	Ostalo
1.	a, a_i	0,5019	0,4962	0,5874	0,2175	0,9770	1,0575
	b, b_i	− 1415,8	− 264,8	− 413,1	− 344,7	6,9	− 146,7
	$r_{PK}, r_{P_iK_i}$	0,972	0,986	0,651	0,990	0,829	0,986
2.	c, f_i	0,0714	−0,8037	0,6946	0,8063	0,0125	0,2720
	d, g_i	163,3	385,7	− 152,4	− 168,1	0,65	− 60,6
	r_{IP}, r_{I_iI}	0,903	−0,932	0,955	0,954	0,265	0,882
3.	V_P, V_{P_i}	4,0	3,7	11,9	3,5	6,9	3,4
	V_K, V_{K_i}	0,2	0,8	0,7	0,8	2,5	0,7
	V_I, V_{I_i}	2,8	4,0	16,0	13,3	26,3	16,5
4.	r_P, r_{P_i}	10,8 − 8,2	21,6 − 8,4	3,8 − 6,8	9,0 − 11,2	5,5 − 4,9	5,9 − 9,6
	r_K, r_{K_i}	5,0 − 4,7	13,1 − 6,3	1,9 − 3,9	2,0 − 3,5	6,1 − 5,4	2,7 − 5,8
	r_I, r_{I_i}	3,7	(−4,0)−(−6,1)	32,0−14,0	23,1−12,3	2,6 − 2,3	39,1 − 15,9
5.	I_P, I_{P_i}	171,3	215,0	137,4	181,0	135,3	160,6
	I_K, I_{K_i}	132,6	169,8	118,8	117,8	139,3	129,1
	I_I, I_{I_i}	124,5	73,7	308,4	251,5	118,4	376,6
6.	$\frac{P}{K}, \frac{P_i}{K_i}$	0,230 − 0,297	0,301 − 0,381	0,295 − 0,342	0,048 − 0,073	1,086 − 1,055	0,601 − 0,748
	$\frac{I}{P}, \frac{I_i}{P}$	0,208 − 0,151	0,747 − 0,442	0,082 − 0,202	0,130 − 0,263	0,015 − 0,015	0,026 − 0,078
	$K(0), K_i(0)$	5204,5	1358,6	1414,6	2030,5	64,1	336,7

Tabela 56

ANALITIČKA TABELA ELEMENATA I REZULTATA

Potperiod 1958–1962

Red. broj	Oznaka veličine	Global	Sektori privrede				
			Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Gradjevinarstvo	Ostalo
1	a, a_i	0,3600	0,4865	0,0473	0,1628	1,1436	0,9197
	b, b_i	– 337,4	– 176,1	521,3	– 213,5	– 2,45	– 72,6
	$r_{PK}, r_{P_iK_i}$	0,944	0,981	0,113	0,984	0,964	0,970
2.	c, f_i	0,2713	0,6873	0,1186	0,0751	0,0176	0,1045
	d, g_i	– 240,2	– 102,4	45,0	66,6	– 0,15	– 10,3
	r_{IP}, r_{I_iI}	0,973	0,970	0,751	0,678	0,933	0,991
3.	V_P, V_{P_i}	3,3	2,3	9,7	2,4	2,9	4,1
	V_K, V_{K_i}	0,3	0,3	0,7	0,4	0,4	0,6
	V_I, V_{I_i}	4,0	4,5	8,7	6,7	5,4	7,8
4.	r_P, r_{P_i}	6,3 – 7,1	8,1 – 10,0	0,7 – 0,9	8,9 – 7,7	7,6 – 8,3	7,3 – 9,3
	r_K, r_{K_i}	5,5 – 6,3	6,8 – 8,7	5,4 – 5,4	4,0 – 3,9	7,5 – 8,2	6,7 – 8,0
	r_I, r_{I_i}	10,8	19,2 – 16,0	5,0 – 5,9	3,0 – 3,7	10,2 – 11,2	14,9 – 13,4
5.	I_p, I_{P_i}	129,8	141,5	103,1	137,5	136,1	139,0
	I_K, I_{K_i}	125,8	135,0	123,3	116,8	135,2	133,0
	I_I, I_{I_i}	150,8	190,2	124,0	114,2	150,8	169,0
6.	$\frac{P}{K} \frac{P_i}{K_i}$	0,311 – 0,321	0,410 – 0,430	0,359 – 0,299	0,073 – 0 086	1,116 – 1,123	0,734 – 0,805
	$\frac{I}{P} \frac{I_i}{I}$	0,159 – 0,185	0,387 – 0,488	0,251 – 0,206	0,270 – 0,205	0,017 – 0,017	0,075 – 0,084
	$K(0), K_i(0)$	6892,0	2316,0	1674,2	2378,6	87,2	436,0

kod svih sektorskih društvenih proizvoda, ali u proseku su koeficijenti varijacije ipak niži u modelima za oba potperioda. Što se tiče investicija po sektorima, četiri puta manjim koeficijentima varijacije u industriji nije potreban nikakav komentar, a u svim ostalim sektorima jasno je uočljivo veliko poboljšanje u drugom potperiodu, dok prvi potperiod ne pokazuje nikakvo poboljšanje.*

Zaključci ove analize koeficijenata varijacije,** dakle, samo još više potkrepljuju zaključak analize parametara o potrebi deobe perioda 1952-62. u dva sukcesivna potperioda u cilju jasnijeg uočavanja pojedinih tendencija, a pre svega promena u tim tendencijama, koje se uprosečivanjem mogu lako izgubiti iz vida. Daljna analiza će u prilog ovoj konstataciji pružiti dovoljan broj primera.

Analiza rezultata modela

Najpre ćemo razmotriti globalni model jer su tu relacije najjednostavnije. Dok je proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova stabilna za posmatrani period, intervalni koeficijent učešća novih investicija u društvenom proizvodu je u drugom potperiodu značajno veći od odgovarajućeg koeficijenta u prvom potperiodu. Ova nehomogenost se pre svega pokazuje u velikim razlikama u stopama rasta novih investicija u oba potperioda. Naime, one iznose 3,7% i 1o,8%, respektivno, što jasno ukazuje da prosečna stopa rasta investicija od 8,4% za ceo period loše reprezentuje jedan ovako neravnomeran razvoj. Činjenica da se u modelu za ceo period kompenziraju dve različite tendencije uočava se i kod uporedjivanja kretanja prosečnih koeficijenata učešća. Jedan izraziti pad

---

* Zbog velikih neravnomernosti kretanja godišnjih vrednosti investicija ni druge teorijske krive ne bi dale bolju aproksimaciju. Kao primer možemo navesti poljoprivredu gde su godišnje stope porasta novih investicija varirale u tom potperiodu u intervalu od 1,2% do 44,2% dok su u tri druga sektora varirale još i više.

** Za detaljniju analizu koeficijenata varijacije za oba potperioda vidi /7, str. 84-85/.

a kasnije jedan izraziti porast prikazani su jednim blagim padom, koji se numerički nalazi negde u sredini izmedju stvarnih ekstremnih vrednosti. Ove se slabosti prenose, naravno, i na ocene stopa rasta. Ova ilustracija jasno pokazuje da se dinamičkim uprosečivanjem, bez detaljnije analize homogenosti pojedinih relacija, promene u tendencijama mogu lako izgubiti iz vida. Ovakvo uprosečivanje dovelo je do velikih odstupanja te tako parametri gube na pouzdanosti, a to upravo zahteva detaljniju analizu i periodizaciju.

Ako rezimiramo, u potperiodu 1952-58. stopa rasta novih investicija u proizvodnom delu privrede bila je veoma niska i to čak niža od stope rasta fiksnih fondova, koja zbog toga blago opada, dok stopa rasta društvenog proizvoda jače opada. Prosečni proizvodni koeficijent pokazuje jak porast, a prosečni koeficijent učešća velik pad. U potperiodu 1958-62. stopa rasta novih investicija skoro je tri puta veća od one iz prvog potperioda, rast fiksnih fondova je ubrzan, a raste i stopa društvenog proizvoda. Pošto su stope rasta osnovnih sredstava i društvenog proizvoda skoro iste, poboljšanje prosečnog proizvodnog koeficijenta jedva se primećuje; dok osetna razlika u stopama rasta investicija i društvenog proizvoda rezultira u povećanju prosečnog koeficijenta učešća novih investicija u društvenom proizvodu. Ove je karakteristike potrebno stalno imati u vidu i u daljnoj analizi pojedinih sektora, jer globalni model odredjuje nove investicije u privredi i time daje okvir alokaciji investicija po sektorima.

Veoma slična su kretanja u sektoru industrije, što je trebalo i očekivati jer industrije predstavlja, pogotovo kod investicija, jedan od najvećih pondera globala. U modelu za potperiod 1952-58. indeks porasta novih investicija u industriji od 73,7 najniži je u odnosu na sve ostale sektore, dakle, jedino su u industriji nove investicije opale i po apsolutnoj vrednosti i to za oko jednu četvrtinu. Stopa rasta investicija je negativna (od -4,0% do -6,1%), što povlači za sobom brzo usporavanje stope rasta fiksnih fondova od 13,1% na 6,3%, kao i pad stope rasta društvenog proizvoda, uprkos poboljšanju prosečnog proizvodnog koefici-

jenta. No, i pored ovog drastičnog pada investicija i usporavanja stope rasta fiksnih fondova industrija je imala najveći relativni porast fiksnih fondova i društvenog proizvoda zbog velikih početnih vrednosti ovih stopa rasta i vanredno velikog koeficijenta učešća (75% od privrednih novih investicija) na početku perioda.

U drugom potperiodu u industriji najveći kontrast u odnosu na prvi potperiod predstavlja veoma visok indeks porasta novih investicija, tako da je to najveći relativni porast jedne endogene varijable u drugom potperiodu. Zbog tog ubrzanja na kraju perioda se industrija predstavlja kao sektor sa najvećim stopama rasta endogenih promenljivih veličina.

Uprkos velikim neravnomernostima empiričkih kretanja u poljoprivredi modeli prilično dobro opisuju glavne tendencije kretanja. Stopa rasta društvenog proizvoda je najmanja u poljoprivredi, stagnacija poljoprivredne proizvodnje u drugom potperiodu usporava porast stope rasta cele privrede jer je poljoprivreda jedini sektor čija je stopa rasta niža od globalne. Sa druge strane, nove investicije u poljoprivredi su veoma brzo rasle u prvom potperiodu, tada se učešće poljoprivrede u proizvodnim novim investicijama udvostručilo. Mada je i stopa rasta novih investicija u drugom potperiodu zaostajala za porastom privrednih investicija, za ceo period je relativni porast novih investicija u poljoprivredu manji samo od porasta u sektoru "ostalo".

Za sektor saobraćaja je najkarakterističniji velik porast prosečnog proizvodnog koeficijenta kroz ceo period. U prvom potperiodu su investicije u saobraćaj rasle veoma brzo, učešće saobraćajnih investicija u privrednim investicijama se udvostručilo, parametar f_3 je u tom periodu najviši. U drugom potperiodu je situacija obrnuta, stopa rasta investicija osetno zaostaje za inače intenzivnim ulaganjima u ostalim sektorima u tom razdoblju, tako da i stopa rasta fiksnih fondova u saobraćaju opada.

Za gradjevinarstvo je karakteristično da je kako prosečni proizvodni koeficijent tako i prosečni koeficijent

učešća investicija u gradjevinarstvo u privrednim investicijama približno konstantan za ceo posmatrani period, dopunski parametri b_4 i g_4 se ni u jednom modelu ne razlikuju značajno od 0. Kao što se moglo očekivati, stope rasta sve tri endogene varijable u gradjevinarstvu su se u drugom potperiodu osetno povećale kao rezultat ubrzanja investicione aktivnosti.

Rezidualni sektor "ostalo" se ne može smatrati veoma homogenim,no agregat kao takav pokazuje empirički dosta čvrste odnose. Numeričke vrednosti, kao i izvedeni pokazatelji, kod sektora "ostalo" su manje pouzdani jer su modelske vrednosti izvedene iz uslova konzistentnosti modela i ne na osnovu nezavisno ocenjenih parametara ovog sektora u analitičkim tabelama. Medjutim, ove male razlike ne mogu osetnije uticati na osnovne tendencije. Pre svega, relativni porast novih investicija je u sektoru "ostalo" u posmatranom periodu najveći. Ovo je dovelo i do ubrzanja rasta fiksnih fondova i društvenog proizvoda tako da sektor "ostalo" predstavlja, posle industrije, sektor sa najvećim stopama rasta endogenih varijabli.

* * *

Proizvodno kapitalni model, kao svaki drugi, utvrdjuje kako kvantitativno tako i kvalitativno tendencije i odnose onog skupa agregata i parametara koji su u njemu definisani. Ovde smo samo u najkraćim crtama komentarisali ove karakteristike za pojedine sektore u posmatranom periodu. Sada ćemo dati i neke sumarne zaključke ove analize.

Osnovna relacija u ovom tipu modela je proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova. Ova je problematika detaljnije obradjena na drugim mestima u ovom radu tako da je ovde nećemo ponavljati. Prvi od osnovnih zaključaka ove analize je taj da prosečni proizvodni koeficijent fiksnih fondova u posmatranom periodu u našoj privredi pokazuje značajan porast,

ova tendencija se ispoljila i pojedinačno u tri od pet posmatranih sektora. Uz to, jasno se utvrdila i aplikativnost specificirane proizvodne funkcije i relativno visok stepen njene empiričke stabilnosti.

Nasuprot stabilnosti relacije izmedju fiksnih fondova i društvenog proizvoda kroz ceo period, kod instrumentalnih promenljivih veličina jasno se uočavaju suprotne tendencije kretanja u oba potperioda. Intervalni koeficijent učešća globalnih novih investicija u ukupnom društvenom proizvodu je u prvom potperiodu značajno manji od odgovarajućeg koeficijenta za drugi potperiod. Isto tako, što se tiče alokacije investicija po sektorima razlike u intervalnim koeficijentima učešća sektorskih investicija u globalnim investicijama izmedju oba potperioda značajne su u svim sektorima osim u gradjevinarstvu.

Prvi potperiod, dakle, karakteriše mala dinamika privrednih novih investicija (prosečna stopa rasta 3,7%), opadanje stope akumulacije i velike promene u sektorskoj strukturi investicija. Karakteristike drugog potperioda su baš suprotne ovima za prvi potperiod. Naime, to su pre svega veliko ubrzanje rasta privrednih novih investicija (prosečna stopa rasta 10,8%) kao i povećavanje stope akumulacije uz dosta umereno menjanje sektorske strukture investicija.

Drugi osnovni zaključak odnosi se na ocenu homogenosti posmatranog perioda u odnosu na relacije modelom obuhvaćenih agregata i parametara. Ako se uzme za kriterijum stabilnost proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova, period 1952-62. može se smatrati homogenim. U odnosu na skup instrumentalnih varijabli, model je nedvosmisleno kvantitativno utvrdio postojanje dva homogena potperioda, 1952-58. i 1958-62, sa suprotnim tendencijama kako u globalu tako i u sektorima (jedini izuzetak je sektor gradjevinarstva).

U ovom radu samo su neke od tih tendencija, koje se prelamaju prema ovde utvrdjenoj periodizaciji, mogle biti izričito spomenute. Svakako bi trebalo detaljnije analizirati global i pojedine sektore u tim periodima na osnovu rezultata modela. U jednom posebnom radu, gde bi se uključili u analizu

i drugi ekonomski faktori kao i aspekti ekonomske politike, moglo bi se onda tražiti i uzroke modelom utvrdjenih tendencija.

Treći od osnovnih zaključaka odnosi se na verifikaciju aplikativnosti teorijski konstruisanog dezagregiranog proizvodno-kapitalnog modela. Uvodjenjem relativno jednostavnih promena uspelo se učiniti model rasta znatno fleksibilnijim, što znači i znatno realističnijim za analizu stvarnosti, kao i aplikativnijim za prognoziranje i planiranje. Prednost modela kao metoda kvantitativne analize je ta da, pružajući kvantitativne ocene pojedinih strukturnih parametara, istovremeno uzima u obzir njihovu povezanost i medjuzavisnost, te tako obezbedjuje konzistentnost unutar celog zahvaćenog sistema. Kada se u rešeni oblik modela ubace numeričke ocene relevantnih parametara, dobija se modelski put razvoja, tj. onaj koji proističe iz logike samog modela. Primenjen na jugoslovensku privredu u posmatranom periodu, ovaj model pokazuje posve zadovoljavajuću prilagodjenost empirijskim kretanjima endogeno promenljivih veličina, tako da se može konstatovati da je model u svojstvu analitičkog modela u ovom konkretnom slučaju svakako opravda svoju specifikaciju.

Četvrto, model kvantificira čitav niz zakonomernosti i odnosa, pružajući tako prve kvantitativne ocene odredjenih odnosa naše privrede u kontekstu ovde primenjene specifikacije, definicija i metodologije. Empirička istraživanja nam kroz kvantitativne ocene parametara i ocene stabilnosti tih pojedinih relacija omogućuju kako proveravanje pretpostavki, odnosno teorijskog rezonovanja, o postojanju pojedinih veza tako i kvantificiranje tih zakonomernosti . I u odnosu na te pojedine relacije specifikacija se pokazala kao svrsishodna.

Smatramo da višesektorski model predstavlja važan korak dalje od globalnog modela, kako na analitičkom tako i na metodološkom polju. Pre svega, kao analitički model omogućava analizu važnih strukturnih karakteristika privrede. Pored sektorskih proizvodnih funkcija na bazi fiksnih fondova model uzima u obzir i elemente odlučivanja kao što su odvajanje dela društvenog proizvoda za investicije u fiksne

fondove kao i njihovu sektorsku distribuciju. Analiza posmatranog perioda je ukazala na prirodu ovih tipova relacija: Dok su proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova kao tehnološko-organizacioni odnos relativno stabilne, instrumentalne relacije se mogu u zavisnosti od ekonomske politike dosta brzo i osetno menjati.

Analitički višesektorski model pruža široke mogućnosti dinamičke i strukturne analize obuhvaćenog skupa agregata i njihovih odnosa što je veoma važan osnov za plansko usmeravanje daljeg razvoja. Matematički model pruža jednu fleksibilnu shemu za izračunavanje raznih varijanti planskih projekcija. O suštinskim problemima primene ovog modela za planiranje biće govora u sledećoj glavi.

Citirana literatura

/1/ E.D. Domar, Essays in the Theory of Economic Growth, Oxford University Press, New York, 1957.

/2/ Branko Horvat, Ekonomski modeli, Ekonomski institut NR Hrvatske, Zagreb, 1962.

/3/ B. Horvat, "Model privrednog razvoja Jugoslavije u periodu 1958-1980", u B. Horvat, D. Nikolić, P.Sicherl, Elementi metodologije planiranja dugoročnog privrednog razvoja, Studije 13, Savezni zavod za privredno planiranje, Beograd, 1964.

/4/ J. Johnston, Econometric Methods, McGraw-Hill, New York, 1963.

/5/ P.C. Mahalanobis, Planiranje u Indiji, Prevodi 2, Savezni zavod za privredno planiranje, Beograd, 1961.

/6/ D. Nikolić, P. Sicherl, Konstrukcija proizvodno-kapitalnog modela za privredni razvoj Jugoslavije, Radovi 5, Jugoslovenski institut za ekonomska istraživanja, Beograd, 1964.

/7/ D. Nikolić, P. Sicherl, "Jedna strukturna analiza privrednog razvoja Jugoslavije u periodu 1952-1962., Ekonomist 1-2/1965.

/8/ H. Theil, Linear Aggregation of Economic Relations, North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1954.

Glava VIII

I N T E R P R E T A C I J A I P R I M E N A P R O I Z - V O D N I H K O E F I C I J E N A T A F I K S N I H F O N D O V A

Neke karakteristike proizvodnih koeficijenata, njihove prednosti i nedostaci

U dosadašnjim razmatranjima smo videli da se zapravo radi o dva glavna tipa proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova koje bismo mogli sa stanovišta primene i interpretacije označiti kao tehnološke i empiričke proizvodne koeficijente. Mada polaze od iste koncepcijske osnove - odnosa proizvoda i jedne specifične vrste faktora proizvodnje - oni zapravo predstavljaju dva različita pravca razrade te problematike. Dok su tehnološki proizvodni koeficijenti u smislu kapaciteta odredjenih fiksnih fondova (ili tehnoloških potreba za fiksnim fondovima za odredjeni obim i način proizvodnje) egzaktni i konkretni, sa jedne strane, oni tu odredjenost crpe iz mnoštva detalja pomoću kojih su definisani tako da su čvrsto vezani za te uslove i zbog toga veoma rigidni, sa druge strane. Zbog toga što odražavaju konkretne i specifične pojavne oblike neophodni su na mikro nivou i u uslovima detaljnog planiranja. Njihov hipotetički karakter je svojstven ex ante prilazu.

Agregatni prilaz pomoću empiričke proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova predstavlja posve drugi tip istraživanja istog osnovnog odnosa. Agregatne veličine proizvoda i fiksnih fondova zavise od kriterijuma agregiranja i ova uslovna uporedivost povlači za sobom neodredjenost što se tiče konkretnih pojavnih oblika tih varijabli. Ipak, jedino je pod tim uslovima moguće sintetičko posmatranje globalnih karakteristika neke privrede. Tehnološki proizvodni koeficijent privrede kao zbir tehnoloških proizvodnih koeficijenata proizvodnih jedinica je očito veoma neoperativan koncept. Realni kapacitet privrede kao celine ne zavisi samo od materijalnih faktora proizvodnje, prirodnih uslova i

raspoloživosti radne snage već u veoma značajnoj meri i od ekonomske organizacije i motivacija društva. Agregatni proizvodni koeficijent odnosi se baš na ovakvu koncepciju kapaciteta privrede koji je, sa jedne strane, neodredjen što se tiče strukture proizvoda odnosno uzročnih veza i mehanizama koji ga odredjuju ali je zato, sa druge strane, ex post odredjen što se tiče sumarnog efekta celog kompleksa faktora u konkretnoj situaciji.

Empirički proizvodni koeficijenti odražavaju za razliku od tehnoloških proizvodnih koeficijenata ex post odnose. Kao takvi predstavljaju jednu meru efikasnosti odnosno produktivnosti u smislu odnosa proizvoda i utrošaka. U istu grupu spadaju i odnos proizvoda i rada, odnos proizvoda i obrtnih sredstava ili odnos proizvoda prema utrošku rada i fiksnih fondova zajedno što se uzima kao mera globalne produktivnosti.* Da bi odnos proizvoda i utrošaka imao smisla kao mera efikasnosti oni ne smeju biti definisani tako da bi bili jednaki što je slučaj kod problema distribucije proizvoda pojedinim faktorima proizvodnje.

Takodje, ovi pojedini odnosi ne predstavljaju čist doprinos proizvodnji koja potiče od tih pojedinih faktora niti njihov udeo u raspodeli dohotka. Naime, proizvodni koeficijent fiksnih fondova kao i produktivnost rada nisu jednaki marginalnoj produktivnosti rada ili kapitala u smislu marginalističke teorije, tj. koliko se poveća proizvod kao rezultat povećanja nekog faktora proizvodnje a da drugi faktori ostaju nepromenjeni.

Pošto promene u "produktivnosti" usluga proizvodnih faktora nije moguće meriti direktno na zadovoljavajući način one se ocenjuju indirektno na taj način da se realni proizvod stavi u odnos sa tokom proizvodnih usluga stvarnih faktora proizvodnje /9 , str. 7/. Kako smo definisali empirički proizvodnu funkciju na bazi fiksnih fondova kao

---

* Ovaj izraz upotrebljava I. Vinski /19 /, za odnos koji J. Kendrick zove "total factor productivity" za razliku od odnosa proizvoda i pojedinih vrsta faktora proizvodnje koje zove "partial productivity ratios" / 9 /.

odnos proizvoda i nove vrednosti fiksnih fondova, promene u proizvodnim koeficijentima odražavaju neto efekat svih ostalih faktora osim tako definisanog kvantiteta fiksnih fondova. Tu se radi kako o promenama u kvalitetu samih fiksnih fondova tako i o uticaju svih ostalih faktora koji u ovoj uprošćenoj proizvodnoj funkciji nisu izričito uzeti u obzir, uključujući privredni sistem i slučajne faktore.

Dakle, proizvodni koeficijent fiksnih fondova se menja iz razloga različitih od kvantiteta fiksnih fondova ali odražava samo neto efekat svih drugih uticaja a ne daje informacije o uzrocima tih promena. Iz tog razloga je veoma teško dati adekvatnu interpretaciju veličine odnosno promena empiričkih proizvodnih koeficijenata jer to znači oceniti uzroke konkretne privredne situacije gde je iz razmatranja eliminisana jedino veličina fiksnih fondova. Tu nije problem samo velik broj relevantnih faktora već i kompenzacija tih pojedinih uticaja tako da je iluzorno očekivati da bi ovakva makroekonomska analiza mogla da dovede i do utvrdjivanja uzročnih veza izmedju tih faktora i promena proizvodnih koeficijenata. U najboljem slučaju ona može da pruži indikaciju nekih najuočljivijih tendencija koje su opet dosta uopštene i ne mogu poslužiti kao dovoljan osnov za konkretnu intervenciju mada mogu da budu značajne za opštu formulaciju privredne politike.

Karakteristike konkretne privredne situacije su kvalitativne razlike izmedju proizvoda i faktora proizvodnje, načina i organizacija proizvodnje kao i ponašanje privrednih subjekata i pojedinaca. Modelu sa samo jednim faktorom proizvodnje očito nedostaje većina karakteristika konkretne ekonomske strukture i organizacije, pogotovu ako se radi o privredi kao celini. Proučavanjem sektorskih proizvodnih koeficijenata uočena je značajnost uticaja strukturne komponente na veličinu i promenu globalnog proizvodnog koeficijenta, tj. zavisnost proizvodnih koeficijenata od strukture privrede i tehnoloških karakteristika pojedinih vrsta privredne delatnosti. Mada nedostatak adekvatnih podataka i analiza na nižem nivou agregacije osetno otežava analizu i

interpretaciju proizvodnih koeficijenata za više agregate veći broj sektora takodje ne obezbedjuje utvrdjivanje uzroka promena proizvodnih koeficijenata osim što se tiče uticaja strukture ali i tu treba imati u vidu da to znači i veću medjuzavisnost sektorskih proizvodnih koeficijenata. Kako su proizvodni koeficijenti indikator uticaja niza raznih faktora potrebno je njihovu vezu sa drugim ekonomskim varijablama oprezno interpretirati, pogotovu što se tiče uzročne povezanosti.

Proizvodni koeficijenti fiksnih fondova kao i produktivnost rada su pokazatelji koji se menjaju u zavisnosti od opšte efikasnosti privrede kao i zbog supstitucije faktora proizvodnje tako da promene njihove vrednosti ne predstavljaju niti meru promena efikasnosti pojedinog faktora proizvodnje niti promenu u opštoj efikasnosti / 9 , str. 17/. Pošto u toku privrednog razvoja opremljenost rada raste može se reći da tada proizvodnost rada precenjuje a proizvodni koeficijent fiksnih fondova potcenjuje porast opšte efikasnosti u privredi ako je posmatramo u odnosu na ova dva faktora proizvodnje zajedno. Zbog toga opadanje ili stagnacija proizvodnog koeficijenta ne mora da znači da se efikasnost privredjivanja pogoršava, jer odluka o optimalnoj proizvodnoj i investicionoj politici zavisi od drugih kriterijuma.

Proizvodni koeficijenti fiksnih fondova su invarijantni na distribuciju društvenog proizvoda izmedju institucionalnih grupa. Naime, za dati društveni proizvod se vrednost proizvodnog koeficijenta ne menja ma kakva bila podela te vrednosti na lične dohotke, amortizaciju i akumulaciju odnosno profit. Ova činjenica donekle olakšava medjunarodne komparacije jer znatne razlike u poreskom zakonodavstvu, sistemu amortizacije i institucionalnim sistemima uopšte ne pogoršavaju već i onako velikih problema zbog relativnih cena. Isto važi i za analizu u vremenu za pojedine zemlje, česte promene propisa kod nas znatno otežavaju analizu u vezi sa distribucijom dohotka a ne i proizvodnih koeficijenata.

Videli smo da empirički proizvodni koeficijenti odražavaju odnos proizvoda i fiksnih fondova, posmatrano

ex post, i da se u njihovoj veličini i promenama reflektira uticaj drugih faktora jer se posmatranjem proizvodnje po jedinici fiksnih fondova eliminiše uticaj kvantiteta fiksnih fondova. Izbor fiksnih fondova za imenilac koeficijenta odnosno za eksplicitni faktor proizvodnje u proizvodnoj funkciji koji predstavlja i druge faktore je u ovom radu odredjen samim područjem istraživanja. Potrebno je bilo ispitati u kolikoj meri je empirički odnos izmedju proizvoda i fiksnih fondova stabilan i pouzdan i upotrebiv u makro modelima. Ovde ćemo razmotriti u čemu se ovaj odnos razlikuje od drugih odnosa proizvoda i utrošaka.

Tehnološki proizvodni koeficijent izražava veličinu potrebnih fiksnih fondova za dati proizvod, tako da može poslužiti za ocenu veličine potrebnih investicija uz specificirane druge uslove. Empirički proizvodni koeficijent se od njega iz pomenutih razloga razlikuje ali pošto je i on, kako smo videli, u velikoj meri determinisan tehnološkim faktorima (velike razlike u sektorskim proizvodnim koeficijentima) može poslužiti u istu svrhu. Ako uporedimo proizvodni koeficijent sa produktivnošću rada, oni mogu alternativno da posluže kao metod predvidjanja budućeg razvoja. Budući proizvod će biti rezultat povećanja odgovarajućeg faktora proizvodnje i njegove efektivnosti. I jedan i drugi koeficijent implicitno sadrže u sebi i uticaj ostalih faktora tako da se u stvari postavlja pitanje da li je operativnije uzeti za eksplicitni faktor proizvodnje rad ili fiksne fondove.

Model na bazi proizvodnosti rada daje potrebe za povećanjem zaposlenosti, a model na bazi proizvodnog koeficijenta ocenu potrebnih investicija. Kako je proizvodnost rada u velikoj meri funkcija opremljenosti rada to će povećanje njene veličine zahtevati odredjene investicije što važi i inače za povećanje zaposlenosti. Zbog toga izgleda da je u praksi važnije da se sagledaju potrebne investicije jer se od njih i polazi u realizaciji plana. U uslovima današnje tehnologije su fiksni fondovi značajniji faktor proizvodnje u tehnološkom smislu nego kvantitet radne snage tako da je svrsishodnije u prvoj aproksimaciji predvidjati budući razvoj u vezi sa potrebnom ekspanzijom fiksnih fondova nego zaposlenosti.

Zbog toga model na bazi proizvodnog koeficijenta odredjenije ukazuje na značaj i intenzitet akcija koje treba preduzeti. U zemljama sa nezaposlenom radnom snagom odnosno latentnim rezervama radne snage su fiksni fondovi odnosno investicije, ceteris paribus, neophodne za povećanje zaposlenosti i tako nužan mada ne i dovoljan uslov za ubrzanje privrednog razvoja. I u zemljama sa pomanjkanjem radne snage su investicije važna poluga daljeg razvoja jer tu i relativne cene faktora proizvodnje usmeravaju razvoj u pravcu sve veće supstitucije rada kapitalom tako da je porast proizvodnje postignut uz sve intenzivnije investiranje.

Fiksni fondovi su i u celini srodniji sa proizvodom nego radna snaga i institucionalni faktori jer su fiksni fondovi u većini slučajeva i sami bili proizvod. Na taj način je barem na neki aproksimativni način moći pratiti parametre funkcije transformacije nepotrošenog (u svrhe dalje ekspanzije uloženog) dela društvenog proizvoda u fiksne fondove i preko njih u buduće proizvodne efekte tih ulaganja, imajući u vidu da je ova transformacija uslovljena i mnogim drugim faktorima kao i razlike koje mogu nastati aproksimiranjem fiksnih fondova kao faktora proizvodnje njihovom nabavnom cenom odnosno cenom reprodukcije. Pomoću proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova se aproksimira kretanje proizvodnog koeficijenta i uz odredjivanje udela investicija u fiksne fondove moguće je pomoću jednostavnog modela dati prvu aproksimaciju nekih kvantitativnih karakterististika privrednog razvoja.*

Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova ima za zadatak da što više eliminiše uticaj slučajnih faktora i naglasi ulogu sistematskih faktora u odnosu izmedju fiksnih fondova i proizvoda. U ovom radu ona pre svega predstavlja metodološki instrument analize karakteristika proizvodnih

---

* U Domarovom modelu / 3 /, koji sadržava kako stranu ponude tako i stranu potražnje, su investicije (a ne radna snaga) na strani ponude potrebne za to da bi bila odgovarajuća protivstavka investicijama kao elementu finalne tražnje.

koeficijenata fiksnih fondova. S obzirom na mnoštvo faktora koji deluju na tu zavisnost je stabilnost posmatranih proizvodnih funkcija za srednjeročne periode za privredu zapravo iznenadjujuća, mada to ne važi i za dugoročno posmatranje gde je uticaj kvalitativnih kao i cikličnih promena velik.* Uprkos toj relativnoj stabilnosti proizvodni koeficijenti fiksnih fondova očito nisu instrumenti ekonomske analize koji bi omogućavali veliku preciznost rezultata na područjima njihove primene. Treba imati u vidu da predvidjanje njihovih promena znači u stvari predvidjati sumarni efekat svih kvalitativnih promena u privredi (tj. svih faktora različitih od kvantiteta fiksnih fondova) a da je baš predvidjanje kvalitativnih promena i efekata interakcija veoma komplikovano.

Činjenica da proizvodni koeficijent ne zavisi samo od tehnoloških faktora već u velikoj meri i od sposobnosti društva da efikasno organizuje proizvodnju i obezbedi što bolje iskorišćavanje resursa, uključujući fiksne fondove, upućuje i na društvenu uslovljenost vrednosti proizvodnih koeficijenata. Baš zbog toga što su i medjunarodne komparacije** odnosno upotreba numeričkih vrednosti proizvodnih koeficijenata za druge zemlje (da ne govorimo o problemima relativnih cena) u suštini nezadovoljavajuće jer takve vrednosti odražavaju specifične tehnološke, strukturne i institucionalne karakteristike pojedinih zemalja.

Tako i empiričke proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova daju samo ex post ocenu mogućnosti proizvodnih efekata fiksnih fondova odnosno efikasnosti iskorišćava-

---

* Vidi grafikon 28 za Jugoslaviju kao i grafikon VIII - -1 za SAD. U ovom poslednjem je eliminisana ciklična komponenta /17 /.

** Jedan od zaključaka ranije pomenute komparativne analize S. Kuznetsa jeste da se, uz odredjen rizik, može reći da podaci o posmatranim zemljama za dugi period ne potvrdjuju dosta jednostavne relacije koje su pretpostavljene u mnogim ekonomskim analizama, naime, blisku zavisnost izmedju dohotka i učešća štednje u društvenom proizvodu kao i izmedju učešća investicija u društvenom proizvodu i stope rasta proizvoda /10 , str. 55-56/. Varijabilnost je veoma velika zbog specifičnosti pojedinih zemalja.

vanja resursa društva u datim uslovima ali ne pokazuju i potencijalnih mogućnosti koje bi se mogle ostvariti u optimalnoj situaciji. Kao aproksimacija definisanog odnosa u konkretnoj situaciji proizvodna funkcija aproksimira veoma apstraktan pojam proizvodnog kapaciteta društva preko efektivnosti fiksnih fondova pod konkretnim prirodnim, demografskim, strukturnim, tehnološkim i institucionalnim uslovima. Pošto se može reći a priori da ni jedna privreda nije idealno organizovana moglo bi se pretpostaviti da empirička ex post proizvodna funkcija pretpostavlja donju granicu efikasnosti sa kojom računa konkretna privreda. Medjutim, ukoliko se konkretni uslovi promene proizvodni koeficijenti mogu iz niza razloga i opasti tako da je, sa te strane, moguće reći da empiričke vrednosti pokazuju najveću vrednost koju je privreda uspela da realizuje u datim uslovima. Stoga je stabilnost empiričke proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova veoma relativna i interval vrednosti unutar koga mogu varirati njeni parametri pre nego što se naidje na granice nametnute tehnologijom velik. Dakle, mada proizvodni koeficijent fiksnih fondova predstavlja ograničenje jer definiše na koji način je moguće pomoću porasta fiksnih fondova u datim uslovima povećati proizvodnju ovo je ograničenje dosta fleksibilno i u osetnoj meri rezultat efikasnosti organizacije društva kao celine.

Kao instrument ekonomske analize na makro nivou ima proizvodni koeficijent fiksnih fondova svoje dobre i loše strane. Empirička istraživanja su pokazala da su praktično sve proizvodne funkcije za global u posmatranim periodima stabilne u vremenu u smislu da test autokorelacije odstupanja nije indicirao nekonzistentnost pretpostavke linearne proizvodne funkcije (= konstantnog intervalnog proizvodnog koeficijenta) sa empiričkim podacima. Ovo važi i za većinu proizvodnih funkcija za definisana četiri velika sektora. Mada ova relativna stabilnost kao i značajnost razlika u sektorskim vrednostima proizvodnih koeficijenata (u većini slučajeva) ukazuje na znatne mogućnosti veoma prostog jednofaktorskog modela, značajnost autokorelacije odstupanja u preostalim slučajevima kao i znatne razlike izmedju srednjeročnih i dugoročnih in-

tervalnih proizvodnih koeficijenata pokazuju ograničenu sposobnost jednofaktorskog modela da adekvatno predvidi kompleksne promene u privredi.

Dok je agregatni proizvodni koeficijent, sa jedne strane, značajan jer ocenjuje ili predvidja sumarni efekt svih relevantnih faktora, koji uključuje kompleksne medjuzavisnosti pojedinih delatnosti i jedinica odlučivanja, ova osobina ima, sa druge strane, nepovoljne posledice jer je zbog mnoštva tih faktora praktično nemoguće pratiti i razgraničiti osnovne uzroke tih efekata. Mehanizam na kome se zasniva delovanje privrede, tj. mehanizam odlučivanja na raznim nivoima preko koga se i utiče na promene u privredi je ovde samo implicitno sadržan što se tiče njegovog efekta. Takodje, ne samo da odnos izmedju fiksnih fondova i proizvoda ne izražava uzročnu povezanost u funkcionalnom smislu, za empiričke vrednosti je i inače veoma teško aproksimirati uzročne zavisnosti što se tiče korespodencije ulaganja i rezultata u vremenu kao i izmedju sektora zbog medjuzavisnosti sektorskih proizvodnih koeficijenata.

Značaj proizvodnog koeficijenta fiksnih fondova služi kao
je u tome da/aproksimacija funkcije transformacije ulaganja u fiksne fondove u povećanje proizvodnje i da kao takav u svom inverznom obliku predstavlja način aproksimacije potreba za fiksnim fondovima odnosno investicijama za dato povećanje proizvodnje, posmatrano na makro nivou. Zbog toga je za prvu aproksimaciju model na bazi proizvodnog koeficijenta operativniji od sličnih alternativa jer se odnosi na u opštem slučaju tehnološko najznačajniji faktor proizvodnje i tako najodredjenije ukazuje na opšte karakteristike razvoja kao što su apsolutni nivo investicija kao i njihov udeo u društvenom proizvodu, tj. uprkos svoje jednostavnosti odražava kako proizvodne karakteristike privrede, tako i preferencije društva u odnosu na raspodelu društvenog proizvoda.

S tim u vezi treba naglasiti dve stvari. Sa jedne strane, proizvodni koeficijent fiksnih fondova kao osnovna relacija u tom tipu modela ne zavisi od raspodele društvenog proizvoda izmedju institucionalnih grupa što je i potvrda

njegove prirode, tj. da odražava proizvodne karakteristike privrede. Sa druge strane, kada se posmatra namenska raspodela društvenog proizvoda treba imati u vidu da investicije u fiksne fondove (pogotovo ako se uzimaju samo proizvodni fiksni fondovi) u odnosu na društveni proizvod još ne predstavljaju čisti izraz preferencija izmedju potrošnje i investicija jer su zanemarene investicije u obrtna sredstva* (i, eventualno, investicije u neproizvodne fiksne fondove). Kao što smo ranije naglasili, učešće investicija u fiksne fondove u društvenom proizvodu može i precenjivati konflikt izmedju potrošnje i investicija ukoliko se radi o znatnom finansiranju iz stranih sredstava odnosno preko deficita platnog bilansa.

Može se zaključiti da uprkos jednostavnosti jednofaktorskog modela na kome se baziraju proizvodni koeficijenti fiksnih fondova ova razmatranja kao i rezultati empirićke analize ukazuju na njihovu korisnost kao instrumenta ekonomske analize. Mada je stalno treba imati u vidu uslove pod kojima je proizvodni koeficijent fiksnih fondova definisan i ograničenja koja iz toga proizilaze on predstavlja na nekim područjima veoma značajnu alternativu drugim instrumentima ekonomske analize. O nekim područjima njegove primene će biti govora u sledećim odeljcima.

Primena proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova u planiranju

U ovom odeljku ćemo se zadržati pre svega na principijelnim pitanjima primene proizvodnih koeficijenata

---

* Isti problem se pojavljuje i na proizvodnoj strani jer proizvodni koeficijent fiksnih fondova ne uzima u obzir potrebna obrtna sredstva. Odnos osnovnih i obrtnih sredstava jeste takodje jedna tehnološka karakteristika proizvodnog procesa s tim da istovremeno sadrži i neke aspekte efikasnosti. Sintetičko posmatranje bi bilo svakako veoma korisno, ali su podaci kao i analize problematike obrtnih sredstava suviše oskudni za tu svrhu. Kako sada kolega Lj. Madžar priprema jedno opširnu studiju te problematike, kasnije će biti interesantno pristupiti jednoj kompleksnijoj analizi.

fiksnih fondova u planiranju smatrajući da su pojedini aspekti tog problema već u celom radu dovoljno opširno razmotreni na pojedinim mestima.

Kako predvidjanje tako i planiranje polazi od analize proteklog perioda da bi se kako kvalitativno tako i kvantitativno utvrdile dinamičke, strukturne i institucionalne karakteristike dosadašnjeg razvoja i početnih uslova sa kojima se ulazi u dalju fazu privrednog razvoja. Zbog toga je istorijska analiza unutar pojedine zemlje superiorna u odnosu na medjunarodne komparacije koje mogu dati samo veoma uopštenu sliku nekih najjasnijih tendencija dok analiza proteklog perioda omogućava organsku povezanost dveju uzastopnih faza razvoja i kao takva može poslužiti kao realističnija osnova za predvidjanje budućih kretanja.

S tim u vezi je potrebno opet naglasiti razliku izmedju tehnoloških proizvodnih koeficijenata na nižem nivou agregacije i empiričkih agregatnih proizvodnih koeficijenata. Pošto se u planiranju u principu radi sa ex ante instrumentima, tehnološki proizvodni koeficijenti služe za ocenjivanje potrebnih investicija na nižim nivoima agregacije kao jedna od tehnoloških konstanti koja je takodje važna i za odluke o izboru investicija. U takvim uslovima ima svoje mesto i analiza pomoću medjusektorskog modela ili na bazi tehnološko determinisanih odnosa koje naglašava O. Lange / 11 /. To su modeli gde je takodje pretpostavljen stepen iskorišćavanja kapaciteta tako da jedine kvalitativne promene proizilaze iz promene strukture. Isto tako, proizvodni koeficijenti se mogu upotrebljavati i u raznim modelima programiranja /13 /.

Agregatni proizvodni koeficijenti služe u druge svrhe. Kompleksnost privrede je ovde svedena na minimum da bi se povećala celovitost posmatranja, zbog toga je na tom nivou teško govoriti o tehnološkom proizvodnom koeficijentu, mada je sektorska struktura privrede jedna od najvažnijih determinanti globalnog proizvodnog koeficijenta. Isto tako, i ex ante vrednost agregatnih proizvodnih koeficijenata je stoga u većoj meri arbitrarna odnosno neodredjena, pogotovu kada se uzme u obzir da bi za predvidjanje budućeg odnosa posmatranih varijabli trebalo uzeti u obzir sumarni efekat

celog niza faktora koji su kod tehnoloških proizvodnih koeficijenata ušli u pretpostavke. Jasno je da se u takvoj situaciji kao polazna tačka nameće empirička vrednost proizvodnog koeficijenta za taj nivo agregacije.

Što se tiče primene empiričkih proizvodnih koeficijenata na tom nivou izgleda da je prilično iskristalizirano mišljenje da je njihov zadatak u planiranju da posluže kao strukturna invarijanta u izračunavanju prve aproksimacije plana (vidi npr. A. Orthaber /14 / i B. Horvat / 7 /, kod nas to sledi i praksa za srednjeročne planove). Njegovu korisnost za planiranje naglašavaju i A. Gaathon / 6 /, P.S. Mahalanobis / 13 /, razne agencije UN/16//18/, P.K. Sen / 15 /, A.K. Cairncross / 2 / itd.

Zadatak prve aproksimacije plana je u tome da da ocenu budućeg privrednog razvoja i u vezi s tim namensku raspodelu društvenog proizvoda na osnovu kojih se onda može pristupiti detaljnijem planiranju strukture potrošnje, proizvodnje i investicija na bazi konkretnijih oblika zavisnosti u pojedinim sektorima i, uzimajući u obzir institucionalne uslove i konkretne pojavne oblike tih veličina, kroz potrebni broj iteracija postići potrebnu strukturnu uskladjenost. Na taj način će se formirati i ex ante vrednost proizvodnog koeficijenta koja je predvidjena planom. Naime, ona je u principu različita od vrednosti upotrebljene za računanje prve aproksimacije.

Prva aproksimacija na bazi proizvodnog koeficijenta zahteva dve osnovne relacije: proizvodnu funkciju na bazi fiksnih fondova koja odredjuje kretanje proizvodnog koeficijenta (i koja sadrži pretpostavku o efektu ostalih faktora), sa jedne strane, i porast fiksnih fondova kao jedinog eksplicitnog proizvodnog faktora, sa druge strane. Što se tiče proizvodne funkcije njena ekstrapolacija je ispravna u slučaju ako se ne očekuje da će u datom periodu nastupiti neke kvalitativne promene koje će značajno uticati na vrednost njenih parametara. Ukoliko su takve korekcije neizostavne, onda ih treba primeniti već u modelu.* Porast fiksnih

* Za problematiku stabilnosti proizvodne funkcije u vremenu vidi detaljnije u IV glavi.

fondova je u modelu u VII glavi definisan pomoću dve jednačine, jedne koja definiše nove investicije kao priraštaj fiksnih fondova (o redu aproksimacije u ovom slučaju je bilo već govora) i druge koja je instrumentalnog karaktera i postavlja nove investicije kao funkciju dohotka. Dakle, čak i na ovom nivou apstrakcije je već neophodno specificirati društvenu odluku o namenskoj podeli društvenog proizvoda* da bi model bio potpun.

Ukoliko radimo sa višesektorskim modelom, potrebna je i dalja odluka o sektorskoj distribuciji tako utvrdjenih investicija čime se još više naglašava da i ovako jednostavni modeli sadrže u sebi jednu bitnu karakteristiku planiranja - izbor izmedju više alternativa koji treba da bude po mogućnosti optimalan.** Medjutim, te odluke su veoma uopštene i zbog toga je njihovu optimalnu vrednost teško bliže odrediti tako da se obično pristupa računanju više alternativnih varijanti prve aproksimacije plana u zavisnosti od instrumentalnih veličina u cilju ispitivanja efekata unutar intervala gde se očekuje optimum. Konačna odluka je tek rezultat kasnijih faza plana kada je i niz drugih ciljeva uzet u obzir.

Nevolja koja smanjuje pouzdanost projekcija ovog modela i sprečava da bi u praksi on mogao dati zadovoljavajući odgovor u pogledu optimalne stope rasta jeste u tome da je, sa jedne strane, formalno u modelu proizvodna funkcija nezavisna od namenske raspodele društvenog proizvoda dok, sa druge strane, a priori razmatranja proizvodnog kapaciteta privrede i empirički rezultati u ovom radu pokazuju da je in-

---

* Ukoliko bi želeli dobiti podelu društvenog proizvoda na investicije i potrošnju, morali bi uzeti u obzir i investicije u neproizvodne fiksne fondove i obrtna sredstva. U prvom slučaju se može pomoći sa proizvodnom funkcijom na bazi ukupnih fiksnih fondova, dok se potrebe za obrtnim sredstvima mogu u prvoj aproksimaciji oceniti preko nekog odnosa sa fiksnim fondovima.

** A. Orthaber definiše izradu plana kao postupak optimalnog izbora izmedju mogućih varijanti sa istovremenim usklađivanjem prihvaćenih odluka / 14 , str. 273/.

tervalni proizvodni koeficijent posle neke odredjene granice opadajuća funkcija stope učešća investicija u društvenom proizvodu (odnosno, brzine rasta fiksnih fondova). Teoretski, B. Horvat zaključuje da je maksimalna stopa rasta proizvodnje u onoj tački gde je elasticitet intervalnog proizvodnog koeficijenta u zavisnosti od stope učešća investicija u društvenom proizvodu jednak -1 / 8 /. Praktično je veoma teško reći gde leži ta granica jer ona ne zavisi samo od veličine investicija u društvenom proizvodu već i od sektorske distribucije investicija. Naime, gornji način traženja maksimalne stope rasta ne sadrži strukturni aspekat, a apsorpcioni kapacitet privrede je baš u velikoj meri zavisan od uskladjenosti u privredi i njegovi prvi znaci se pojavljuju u konkretnim uskim grlima. Ukoliko su ona na vreme otklonjena onda se negativni efekat sporije ispoljava. Sa druge strane, ranije smo videli da je i spori privredni rast neefikasan.

Ove konstatacije još jednom potvrdjuju važnost faktora različitih od kvantiteta fiksnih fondova za privredni rast. Investicije u obrazovanje i u dobru organizaciju privrede mogu biti, indirektno, daleko unosnije nego direktne investicije u fiksne fondove. Odnosno, mada proizvodni koeficijenti predstavljaju u postupku planiranja strukturne invarijante, oni sami zavise od odluka koje sadržava plan, sa jedne strane, dok ex post proizvodni koeficijent u odnosu na ex ante koeficijente zavise još i od efikasnosti sprovodjenja plana odnosno donošenja odluka na svim nivoima, sa druge strane. Očito je da se zbog kompleksnosti problema optimum ne može iznaći na tako visokom nivou agregacije jer je suviše malo relevantnih faktora uzeto u obzir.

I pored toga se može smatrati da model na bazi proizvodnog koeficijenta zadovoljava potrebe prve aproksimacije plana. Empirička analiza je pokazala da postoje uprkos razmatranim ograničenjima neke zakonitosti koje, mada ih možemo ispitivati samo parcijalno, ukazuju na odredjenu empiričku stabilnost proizvodnih koeficijenata odnosno na odredjenu pravilnost njihovih promena. S tim u vezi je naglašena važnost adekvatnog definisanja statističkih agregata,

sa jedne strane, i metoda izračunavanja proizvodnih koeficijenata, sa druge strane, da bi se postigla što veća pouzdanost i aplikativnost rezultata.

Upotrebljen je metod proizvodne funkcije i kao najsvrsishodniji statistički agregati relevantnih varijabli izabrani su nova vrednost fiksnih fondova i društveni proizvod. Razradjena je i metoda kako na bazi investicija utvrditi intervalni proizvodni koeficijent i neke druge karakteristike proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova. Uprkos tome što se proizvodne funkcije baziraju na empiričkim podacima i što su zapažene velike varijacije u godišnjim intervalnim proizvodnim koeficijentima, asocijacija izmedju fiksnih fondova i društvenog proizvoda je statistički značajna u praktično svim slučajevima.*

U velikoj većini slučajeva su koeficijenti korelacije veoma visoki. Izuzetak u tom pogledu je poljoprivreda što ukazuje na činjenicu da je u poljoprivredi uticaj onih faktora koji nisu korelirani sa fiksnim fondovima veoma značajan i da u poljoprivredi ova proizvodna funkcija nema toliko čvrstu podlogu za objašnjavanje nego u drugim sektorima (vidi odeljak o poljoprivredi u V glavi). Slična je situacija u radno intenzivnim sektorima kao što su gradjevinarstvo i zanatstvo. Medjutim, agregat ostalo+ pokazuje empirički dovoljno čvrste odnose.

I ispitivanje linearnosti proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova odnosno njezine stabilnosti u vremenu je za posmatrane srednjeročne periode od približno jedne dekade dalo u celini zadovoljavajuće rezultate. Test značajnosti autokorelacije odstupanja od proizvodnih funkcija na bazi fiksnih fondova je pokazao da empirički odnosi nisu nekonzistentni sa pretpostavkom linearne proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova (= konstantnog intervalnog proizvodnog koeficijenta za taj period izvedenog iz proizvodne funkcije) u oba globala kao i u preko 2/3 posmatranih velikih

---

* Ovo razmatranje se uglavnom odnosi na globalne proizvodne koeficijente i koeficijente za četiri velika sektora koja smo u ovom radu detaljnije ispitivali.

sektora u Jugoslaviji i našim republikama kao i u Izraelu, Kanadi i Velikoj Britaniji. Mada to ne predstavlja dovoljan uslov da bi se moglo zaključiti da će ekstrapolacija tih proizvodnih funkcija dati zadovoljavajuće rezultate (zbog mogućnosti takvih kvalitativnih promena odnosno promena ekonomske politike koje bi mogle značajno uticati na promenu parametara proizvodnih funkcija) ipak predstavljaju ovi rezultati značajnu informaciju o meri pouzdanosti koju možemo očekivati od tih relacija.

Pristup na bazi empiričkih proizvodnih funkcija se pokazao znatno efikasnijim od dosadašnjih metoda izračunavanja proizvodnih koeficijenata što ne znači samo povećanje analitičke vrednosti tako dobijenih proizvodnih koeficijenata već i solidniju ocenu za predvidjanje. Već u analizi proteklog perioda se pokazalo kolika je važnost što boljih ocena početnih uslova da ne govorimo o vrednostima parametara. Metoda 3, korelacija godišnjih vrednosti novih investicija i priraštaja proizvodnje, je iz ranije diskutovanih razloga dala veoma loše rezultate tako da je neupotrebljiva. Dve relativno bolje alternative investicionih modela - metoda 4 daje u većini slučajeva niže a metoda 5 više numeričke vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta nego metode 1 i 2 (koje daju najsličnije rezultate jer obe predstavljaju u suštini modele na bazi fiksnih fondova) - su takodje nepovoljnije.*

Rezultati ispitivanja relativnih razlika suma kvadrata odstupanja empiričkih vrednosti društvenog proizvoda od ocenjenih vrednosti na osnovu pojedinih metoda pokazuju da je u proseku najbolja alternativa proizvodnoj funkciji na bazi fiksnih fondova metoda 2, tj. metoda kumulacije priraštaja koja koncepcijski takodje predstavlja model fondova. Od investicionih modela je u celini najbolja metoda 5, prosta aritmetička sredina godišnjih vrednosti intervalnog proiz-

---

* Principijelno razmatranje različitih metoda dato je u glavi IV, dok su karakteristike i način empiričke verifikacije tih zaključaka obrazložene u odeljku o rezultatima alternativnih metoda izračunavanja intervalnog proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju u glavi V.

vodnog koeficijenta.

Tabela 57

Distribucija frekvencija relativnih razlika suma kvadrata odstupanja empiričkih vrednosti od ocenjenih vrednosti društvenog proizvoda za različite metode izračunavanja intervalnog proizvodnog koeficijenta

	Metoda			Ukupno
	2	4	5	
1,0 - 1,5	23	11	18	52
1,5 - 2,0	8	15	12	35
2,0 - 2,5	9	3	11	23
2,5 - 3,0	11	1	3	15
3,0 - 3,5	6	4	3	13
3,5 - 4,0	2	1	3	6
preko 4 puta	-	24	9	33

Vrednosti u tabeli odnose se na Jugoslaviju u celini, šest republika, Izrael, Kanadu i Veliku Britaniju i to na "ukupno", privredu i četiri velika sektora. U više nego 50% slučajeva obe metode daju dva puta veću sumu kvadrata odstupanja nego ocene na bazi proizvodne funkcije prema metotu najmanjih kvadrata. Posle metode 3, najlošija je metoda 4, gde su odstupanja u preko 40% više nego četiri puta veće.

Velika važnost adekvatnih ocena početnih uslova vidi se kada uporedimo ocene po metodi 1 i metodi 2, koje se razlikuju samo u tome da se ove druge donose na osnovu vrednosti fiksnih fondova i proizvoda za prvu i poslednju godinu perioda dok linearna regresija uzima u obzir podatke za sve godine. Tako samo zbog ove razlike metoda 2 daje u približno polovini slučajeva ocene čija suma kvadrata odstupanja je više nego dva puta veća od onih na bazi linearne regresije.

Pored toga, analiza na bazi proizvodnih funkcija se pokazala kao dosta efikasniji diskriminator pojedinih alternativnih hipoteza, pogotovu u slučaju intervalnog proizvodnog koeficijenta. Od posebnog značaja je ispitivanje stabilnosti proizvodne funkcije u vremenu kao metod empiričke verifikacije pretpostavke o konstantnosti intervalnog proizvodnog koeficijenta koja karakteriše modele na bazi proizvodnog ko-

eficijenta odnosno predstavlja opšte prihvaćenu, mada ne i dovoljno ispitivanu hipotezu. Takodje, rezultati na bazi proizvodne funkcije su u mnogim slučajevima osetno uticali na poboljšanje kvaliteta analize jer su otklonili efekat slučajnosti koji proizilazi iz empiričkih vrednosti izračunatih na bazi prve i poslednje godine.

Konstruisani modeli na bazi proizvodne funkcije, kako globalni tako i višesektorski, su uz relativno male dodatne komplikacije učinili model rasta fleksibilnijim, što je pozitivno uticalo kako na njegove analitičke mogućnosti tako i na njegovu aplikativnost za prognoziranje i planiranje. Glavni problem koji sprečava da bi ovaj model poslužio za nešto više nego prvu aproksimaciju jeste u zavisnosti globalnog proizvodnog koeficijenta od stope učešća investicija u društvenom proizvodu u globalnom modelu odnosno još i od sektorske distribucije investicija u višesektorskom modelu.

Pored toga, ostaje još i dilema da li predvidjati društveni razvoj na bazi globalnog ili višesektorskog modela.* Praktično je svakako bolje uzeti u obzir obe alternative, jer će se izbor najbolje varijante ionako izvršiti tek u kasnijim fazama planiranja. Neizostavno treba raditi analitički višesektorski model dok je njegova pouzdanost za ekstrapolaciju zavisna od toga da li se radi o veličini instrumentalnih parametara koji diktiraju takav razvoj da se postojeća medjuzavisnost izmedju sektorskih proizvodnih koeficijenata neće poremetiti. Naime, treba imati u vidu da sektorski proizvodni koeficijenti implicitno sadrže i medjusektorsku strukturu kao i strukturu uvoza tako da je mogući uzrok negativne korelacije izmedju sektorskog intervalnog proizvodnog koeficijenta i brzine porasta fiksnih fondova u tom sektoru (ovaj je rezultat odluka, tj. vrednosti instrumentalnih varijabli u modelu) i usko grlo u jednom od povezanih sektora (npr. u saobraćaju ili ograničenju uvoza).

---

* Vidi i razmatranje u III i VII glavi.

Važno je takodje uočiti da će biti tačnost predvidjanja modela zavisna od dva elementa: prvo, da li smo ekstrapolacijom ili drugačije pretpostavljenom proizvodnom funkcijom pravilno predvideli odnos izmedju proizvoda i fiksnih fondova (uticaj ostalih faktora) i drugo, da li se obezbedilo ostvarenje odluka koje su preko instrumentalnih varijabli unesene u model (tj. da li je povećanje fiksnih fondova bilo takvo kakvo je bilo predvidjeno). U analitičkom modelu je ovo automatski uzeto u obzir jer se radi o ex post analizi i ispituje u kolikoj meri može model obrazložiti razvoj u odredjenom periodu. Za planski model je, medjutim, otvoreno pitanje da li će se instrumentima ekonomske politike uspeti obezbediti realizacija odluke sadržane u vrednosti instrumentalnih varijabli.

Pošto smo vršili analizu proteklog perioda na osnovu stalnih cena 1956. godine treba u planskom modelu uneti korekciju pomoću koje se dobiju cene tekućeg perioda da bi na taj način obezbedili realnost ocene potrebnih investicija i namenske raspodele društvenog proizvoda na početku planskog perioda. Ovo, medjutim, nipošto ne menja interpretaciju proizvodnog koeficijenta ukoliko bi bilo vrednovanje po cenama tekućeg perioda konzistentno sprovedeno. Ukoliko to nije slučaj, ako se to radi pomoću veoma grubih indeksa cena mogu se uneti neke nove diskrepancije.

Analiza, koja je preduslov svakog uspešnog planiranja, je za Jugoslaviju i republike izvršena prilično obimno na drugim mestima u ovom radu. Za makro analizu proizvodnih koeficijenata je karakteristično da možemo uočiti samo najjasnije tendencije i veze dok se osnovni uzroci i mehanizam odluka koji je doveo do tih sumarnih rezultata ne mogu ustanoviti pomoću ovakvog sintetičkog posmatranja. Jedna od najvažnijih determinanti veličine i promena proizvodnih koeficijenata je sektorska struktura privrede, tj. i empirički proizvodni koeficijenti su u velikoj meri tehnološko determinisani. Mada su formirana četiri sektora iscrpila u velikoj meri efekat strukturnih razlika, dalje informacije o strukturnim karakteristikama unutar tih sektora su potrebne za bolju interpretaciju promena u ovim proizvodnim koeficijen-

tima, a neophodne za detaljnije planiranje u kasnijim fazama plana.

Drugi najvažniji faktor uticaja na proizvodne koeficijente pomenutog modela za prvu aproksimaciju jeste odnos izmedju intervalnih proizvodnih koeficijenata i brzine rasta fiksnih fondova odnosno učešća investicija u društvenom proizvodu. Mada je empirički veoma teško precizirati tu vezu, ranije utvrdjene tendencije treba svakako imati u vidu već u ovoj fazi plana mada će njihov krajnji efekat zavisiti i od konkretizacije odluka u kasnijim fazama plana.

Ostali zaključci su manje direktno vezani za primenu proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova u planiranju kao strukturne invarijante u modelu za prvu aproksimaciju, mada je njihov značaj za planiranje i ekonomsku politiku teško formalno razgraničiti jer su ova dva aspekta vodjenja privrede nerazdvojno povezana.

Značaj proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova za ekonomsku analizu i proveravanje efikasnosti ekonomske politike

Glavne karakteristike proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova kao instrumenta ekonomske analize obradjene su već u prva dva odeljka ove glave, kao i na drugim mestima u ovom radu, pogotovu u III glavi, tako da ćemo ovde dodati još samo neke opšte napomene.

Proizvodni koeficijent fiksnih fondova je kao instrument ekonomske analize skorijeg datuma, šire interesovanje za njega počinje tek u 50-tim godinama ovog veka kada se taj pojam kao i njegova primena sve više nalazi u ekonomskoj literaturi. Odnos utrošaka i proizvoda je jedan od najznačajnijih karakteristika ekonomskog procesa i proizvodni koeficijent fiksnih fondova je jedan od odnosa tog tipa.

Videli smo da i on potiče iz pojma proizvodne funkcije, koja predstavlja tehnološki odnos izmedju proizvo-

da i pojedinih faktora proizvodnje.* U praksi je potpuno specificirana proizvodna funkcija zamenjena simplificiranom proizvodnom funkcijom, u ovom slučaju su kao jedini eksplicitni faktor proizvodnje uzeti fiksni fondovi. Kao najučestalija makro proizvodna funkcija pojavljuje se Cobb-Douglasova funkcija koja uvodi kao eksplicitne faktore proizvodnje rad i kapital. Ipak, u ovom radu je izbor pao na proizvodnu funkciju na bazi fiksnih fondova jer je ona najpodesniji metodološki instrument za ispitivanje karakteristika proizvodnih koeficijenata dok pretpostavljena supstitucijabilnost rada i kapitala** u Cobb-Douglasovoj funkciji uvodi probleme kako u izračunavanju (zbog velike korelacije izmedju rada i kapitala su parametri nepouzdani, tj. multikolinearnost dovodi do velikih standardnih grešaka parametara) tako i u interpretaciji (razdvajanje efekta pojedinih faktora proizvodnje je dubiozno).

Mogli bismo reći da interesovanje za proizvodni koeficijent u drugoj polovini ovog veka indicira velike promene u ulozi ekonomske nauke kao faktora društvenog razvoja u vezi sa promenama u svetu. Makroekonomska analiza je postala sve interesantnija, ne samo u teoretskom pogledu kao jedan metod apstrakcije od kompleksnosti privrede već i kao osnova za usmeravanje privrede i elemenat za ubrzanje privrednog razvoja. Mada uzroci nisu bili istovetni, shvaćanje

---

* V. Leser ističe da izmedju koncepcija proizvodne funkcije u ekonomskoj teoriji i ekonometriji postoji razlika u naglasku na pojedinim aspektima. U ekonomskoj teoriji je oblik proizvodne funkcije posmatran kao elemenat koji utiče na odluke proizvodjača u pogledu kombinovanja pojedinih faktora proizvodnje u zavisnosti od njihovih relativnih cena. U ekonometriji glavni interes leži u odnosu faktora proizvodnje i proizvoda kao takvog i u numeričkoj vrednosti konstanti koje ulaze u tu relaciju, bilo da se radi o mikroekonomskom ili makroekonomskom pristupu / 12 /.

** E. Domar naglašava da ukoliko bi bili kapital i rad lako i slobodno supstitucijabilni onda njihovi koeficijenti u odnosu na proizvod ne bi bili od posebnog značaja. Tradicionalno tretiranje ponašanja preduzeća preko kriva troškova je praktično dovelo do izostavljanja pojma kapaciteta. Medjutim, bez koncepta kao što je kvantitativni odnos kapitala i proizvoda je teško rešavati probleme neiskorišćenih kapaciteta / 4 /.

da je društvena zajednica u odredjenoj meri odgovorna za ekonomski razvoj svugde naglo povećava značaj i intenzitet ispitivanja na makro planu mada stepen i oblik implementacije zaključaka te analize zavisi od institucionalnog sistema.

Značajan porast broja socijalističkih zemalja je u velikoj meri doprineo jasnijem naglašavanju razlika izmedju društvenih i pojedinačnih kriterijuma za vodjenje ekonomske delatnosti, kao i takmičenju sa ostalim zemljama jer su društveni kriterijumi ovde i u praksi pretpostavljeni pojedinačnim kriterijumima. Zapadne zemlje su takodje, poučene lošim iskustvom kriza i planskim režimom za vreme rata, sve više razvijale makroekonomsku analizu i mnoge nove metode su ovde razvite ali je stepen i način uticaja na privredu različit u različitim zemljama. Za nerazvijene zemlje koje su tek dobijale politiku slobodu, je ekonomski razvoj zahtev pokrenut željom za ekonomskom nezavisnošću i podizanjem životnog standarda po ugledu na razvijene zemlje. Efikasno planiranje može predstavljati značajan faktor da se uprkos lošoj početnoj situaciji ta transformacija izvrši što efikasnije.

Ukratko, mnoga područja ekonomske teorije i konvencionalna teorija kapitala posebno nisu više relevantna za ovu svrhu odnosno ovaj nivo posmatranja i novi instrumenti ekonomske analize kao npr. medjusektorska analiza, društveno računovodstvo, proizvodni koeficijenti pokazuju okupiranost jednog dela ekonomista sa makroekonomskim zavisnostima. Tako se npr. u teoriji kapitala ekonomisti, kako kaže A. Cairncross / 2 /, osećaju nezgodno izmedju dve koncepcije: teorije kapitala, koja nije bila dosta zainteresovana za dinamičke i kumulativne promene kada bi proizvod rastao, koja naglašava marginalnu efikasnost kapitala i teži ka obrazloženju fenomena interesne stope, sa jedne strane, i makroanalize pomoću proizvodnih koeficijenata koja se koncentriše na rast kapitala i proizvoda te ostavlja probleme alokacije i distribucije u drugi red, sa druge strane.

O. Eckstein je bio u tom pogledu još eksplicitniji kada razmatra primenjivost konvencionalne teorije kapi-

tala u planiranju privrednog razvoja.* On smatra da ova teorija kapitala nije teorija razvoja jer njezina formalna struktura i osnovni postulati ne uzimaju u dovoljnoj meri u obzir realnost da bi njihova direktna primena dala zadovoljavajuće rezultate. Ova teorija je bila razvijena u doba kada su te teorije retko verificirane pomoću empiričkih posmatranja i zaključuje da, pošto je konvencionalna teorija kapitala samo u veoma ograničenoj meri relevantna za planiranje privrednog razvoja, se treba nadati da će skromniji empirički pristupi biti korisniji za planere / 5 /.

Videli smo da je dobra strana proizvodnih koeficijenata što daju sumarni efekat delovanja svih ostalih faktora, a da je njihova loša strana neodredjenost stvarnih uzroka njihovih promena u smislu konkretnih strukturnih i institucionalnih faktora koji su doveli do te promene. Odnosno, dok razne sheme maksimizacije daju zamišljenu sliku delovanja mehanizma ekonomskog sistema i iz toga ponašanja se gradi konačni rezultat kao posledica niza pojedinačnih odluka ali je očito da ti rezultati nisu nužno i optimalni sa društvenog stanovišta niti aditivni zbog medjuzavisnosti u privredi, dotle proizvodni koeficijenti polaze od krajnjeg rezultata sa društvenog stanovišta.

Pre svega, kao rezultat je uzet društveni proizvod kao agregat narodne privrede. Kao takav odražava proizvodni efekat celog društva, a uporedjuje se sa svim fiksnim fondovima tako da bismo proizvodni koeficijent po analogiji sa profitnom stopom u ekonomskoj teoriji mogli smatrati društvenom stopom "profita". Dok se kod profitne mere uporedjuje samo dohodak jedne institucionalne grupe sa uloženim sredstvima, proizvodni koeficijent to radi sa stanovišta svih dohodaka u društvu bez obzira na njihovu distribuciju.

Zbog toga je proizvodni koeficijent i uziman kao mera ekonomske efikasnosti i društvene rentabilnosti investicija (vidi D. Vojnić / 20 /) odnosno instrument za mere-

---

* Za razmatranje pojmova relevantnih za plansku privredu vidi B. Horvat / 8 , gl. 4 i 5/.

nje makroekonomskog investicionog učinka / 1 /. Medjutim, analogija sa profitnom stopom koju smo gore izneli nikako ne znači da zbog toga što je profitna stopa kriterijum za investiranje u kapitalističkoj privredi proizvodni koeficijent treba da bude kriterij za investiranje u privredi, pogotovo socijalističkoj, ili da je on adekvatna mera efikasnosti privrede.

Mada je što veći proizvod po jedinici uloženih sredstava svakako poželjan, proizvodni koeficijent ne samo da ne uzima u obzir ostalih utrošaka (a efikasnost treba shvatiti kao odnos rezultata i svih upotrebljenih ili čak raspoloživih resursa) već fiksni fondovi odnosno investicije (mada najznačajniji proizvodni faktor sa tehnološkog stanovišta i kao takav značajan za planiranje) ne predstavljaju proizvodni faktor u odnosu na koga se u krajnoj meri optimizira proizvodna delatnost. Stoga proizvodni koeficijent fiksnih fondova ne zadovoljava kao kriterijum za investiranje. Naime, sa društvenog stanovišta je rad onaj specifični faktor u odnosu na koji se optimizira proizvodna delatnost jer ne samo da je povećanje proizvodnje (odnosno potrošnje) po zaposlenom odnosno stanovniku cilj te aktivnosti - dok je povećanje proizvodnje po jedinici fiksnih fondova samo jedno sredstvo da se dodje do tog cilja - već treba imati u vidu i jednu specifičnost ljudskog faktora proizvodnje - postojanje strukture preferencija izmedju proizvoda i dokolice.

Tako proizvodni koeficijent nije ni mera opšte efikasnosti privrede kao celine u smislu da se može reći da viši proizvodni koeficijent nužno znači poboljšanje efikasnosti privrede odnosno obrnuto. Mada je jasno da su empiričke vrednosti proizvodnih koeficijenata pored tehnoloških faktora u velikoj meri zavisne od organizacije privrede, praktično je nemoguće odvojiti u empiričkoj proizvodnoj funkciji aspekat proizvodne funkcije kao tehnološke relacije sa visokim stepenom autonomije od organizacije i sistema preferencija i stimulansa u kojima se odvija ekonomski proces. Pre svega, teško je definisati kriterijum u odnosu na koga treba vršiti uporedjenje date situacije mada se u principu može postulirati da je što bolje iskorišćavanje postojećih fiksnih

fondova jedan od zadataka društva kao celine koje ga obezbedjuje efikasnom ekonomskom politikom.

Jedna od mogućnosti je uporedjivanje sadašnje situacije sa nekom hipotetičkom, ali se obično uporedjenja vrše izmedju pojedinih empiričkih vrednosti. Za kratkoročno proveravanje efikasnosti ekonomske politike pomoću proizvodnih koeficijenata postoji jedan osnov koji je već ranije detaljnije razmatran. Naime, fiksni fondovi su fond varijabla dok njihova upotrebna vrednost kao faktora proizvodnje predstavlja tok proizvodnih usluga koji zavisi od "treće dimenzije" fiksnih fondova, tj. stepena njihovog iskorišćavanja unutar odredjenog kalendarskog perioda. Stoga se nivo korišćenja kapaciteta odnosno varijacije u tom korišćenju mogu smatrati jednim merilom efikasnosti upotrebe fiksnih fondova. Naime, treba naglasiti da uprkos tome što se varijacije u korišćenju kapaciteta manifestuju u varijacijama ovako definisanog proizvodnog koeficijenta, one predstavljaju samo sumaran izraz delovanja drugih uzročnih faktora, tj. ove varijacije su posledica osnovnih uzroka mada su formalno uzrok varijacija u proizvodnim koeficijentima.

Postoji niz faktora koji utiču na korišćenje kapaciteta, a preko toga i na efikasnost u odredjenom periodu kao i na ukupnu efikasnost fiksnih fondova. Tako efikasnost zavisi od efikasnosti same investicione odluke, s jedne strane, i od efikasnosti eksploatacije fiksnih fondova, sa druge strane. Ove dve komponente predstavljaju jednu celinu. Loše odabran investicioni projekt će životariti čak uz efikasnu organizaciju, greške u procesu investiranja su veoma skupe jer se protežu kroz ceo vek trajanja fiksnih fondova ili pak znače gubitak uloženih sredstava. Proces donošenja investicionih odluka je veoma komplikovan i odgovoran zbog toga što se radi o sredstvima sa dugim vekom trajanja, a u jednom takvom periodu menja se tehnologija kao i struktura tražnje uporedo sa uslovima privredjivanja. Bez obzira na te objektivne teškoće očito je da je nužno posvetiti više pažnje politici i sistemu investiranja kao jednoj važnoj determinanti efikasnosti fiksnih fondova. Zbog velikog obima i dinamike investicija u našoj privredi su ovi efekti i kvantitativno

veoma značajni.

Na iskorišćavanje kapaciteta fiksnih fondova u eksploataciji utiču dve grupe faktora, mada ih je ustvari ponekad teško razgraničiti. To su efikasna organizacija unutar preduzeća, sa jedne strane, i efikasna organizacija narodne privrede kao celine, sa druge strane, koja vodi računa o strukturnim i makroekonomskim zavisnostima u privredi kao i što efikasnijem privrednom sistemu stvarajući tako preduzeću okvir i uslove za njegovu delatnost. Očito je da svaka vrsta problema zahteva svoj specifični način rešavanja. Tako će traženje unutrašnjih rezervi dati rezultate na odgovarajućem području, ali neće na primer rešiti problem nedostatka električne energije ili reprodukcionog materijala. Sa druge strane, obezbedjenje materijalnih uslova proizvodnje još ne znači da će ih preduzeće koristiti na najoptimalniji način. U jugoslovenskoj privredi rezerve postoje na oba nivoa tako da i akcija za obezbedjenje veće efikasnosti privrede u celini treba da ide uporedo na oba koloseka. Ipak ostaje utisak da se značaj rezervi na nivou narodne privrede ponekad potcenjuje, da se potcenjuje verovatnost veoma visokih prinosa, sa stanovišta privrede u celini kao i preduzeća, investicija u istraživanje strukturnih i makroekonomskih zavisnosti u privredi kao i u rad na privrednom sistemu.

Ukoliko se pretpostavi da na kratki rok nema velikih promena u tehnološkim karakteristikama i strukturi privrede onda bi varijacije u proizvodnim koeficijentima mogle da služe kao mera promena efikasnosti iskorišćavanja fiksnih fondova, a istovremeno i kao mera kratkoročnih promena što se tiče efikasnosti ekonomske politike mada su tu uključeni i slučajni faktori. Tako u odredjenoj meri odstupanja od proizvodnih funkcija na bazi fiksnih fondova ukazuju na uticaj ekonomske politike uprkos tome što se kod nas u jednoj dekadi brzog razvoja osetno promenila i struktura. U prilog ove hipoteze da su neki opšti faktori značajno delovali na odstupanja od proizvodne funkcije govore zapažanja da se u istoj godini, ili čak u periodu od više godina, odstupanja nalaze sa jedne strane nulte linije za sve ili većinu sektora u pojedinoj zemlji ili republici, sa jedne strane, odnosno

da se odstupanja za pojedine republike takodje grupišu u datoj godini sa iste strane nulte linije kada se posmatraju za global odnosno pojedine sektore odvojeno.

Tako smo videli za industriju dosta izrazitu sinusoidu tih odstupanja u 50-tim godinama, faktori specifični za pojedine republike su veoma malo dolazili u obzir kod obrazloženja godišnjih devijacija. Promene u gradjevinarstvu su direktno posledica dva različita potperioda što se tiče investicione politike u posmatranom razdoblju.

Ne samo vremenski raspored odstupanja, već i sama veličina odstupanja govori o efikasnosti ekonomske politike. Naime, manja odstupanja znače veću stabilnost privrede, a uravnoteženost privrednih kretanja je jedan od najvažnijih zadataka planiranja. Smanjivanje godišnjih varijacija u poljoprivredi u drugom delu perioda bi se moglo označiti kao efikasnija organizacija poljoprivredne proizvodnje ukoliko ne bi bilo postignuto u periodu stagnacije poljoprivredne proizvodnje.

Treba imati u vidu da se ovde ne govori o efikasnosti u smislu rentabilnosti jer proizvod kao i fiksni fondovi po stalnim cenama odražavaju takozvane realne veličine i proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova predstavlja ocenu proizvodnih efekata fiksnih fondova i ostalih faktora proizvodnje u smislu odnosa proizvoda i realnih faktora proizvodnje a ne njihovih vrednosnih izraza na koje obično utiču instrumenti ekonomske politike. Analiza pomoću proizvodnih funkcija na bazi fiksnih fondova je interesantna za proveravanje efikasnosti ekonomske politike i organizacije u privredi zbog toga jer je u varijacijama proizvodnih koeficijenata već eliminisan uticaj kvantiteta fiksnih fondova kao veoma važnog materijalnog proizvodnog faktora.

Ipak, osnovni smisao proizvodnog koeficijenta je u tome da služi kao proizvodna relacija koja ocenjuje tehnološko organizacioni odnos izmedju kvantiteta fiksnih fondova i proizvoda i tako aproksimira mogućnost transformacije uloženih sredstava u povećanje proizvodnje u datim uslovima. Videli smo da je ovo ograničenje u praksi dosta fleksibilno i

i da u osetnoj meri zavisi od organizacije. Njegova upotrebljivost za proveravanje efikasnosti ekonomske politike za duže periode, koja se bazira na tim razlikama, je ograničena jer aspekat efikasnosti predstavlja samo jedan od faktora koji utiču na vrednost proizvodnog koeficijenta, teško je definisati bazu za uporedjenje i, pre svega, veličina proizvodnog koeficijenta fiksnih fondova nije ni cilj privredne aktivnosti ni mera njene efikasnosti. Zbog toga što njegova vrednost zavisi i od institucionalnih faktora on sadrži elemente za ocenu njihove efikasnosti ali je njihov efekat veoma teško izdvojiti od uticaja ostalih faktora tako da su zaključci koje možemo izvući iz analize proizvodnih koeficijenata u tom pogledu veoma relativni. Opšta efikasnost privrede ne može se oceniti pomoću proizvodnih koeficijenata fiksnih fondova jer nisu poznati niti ostali raspoloživi resursi niti struktura preferencija društva.

Medjutim, to nikako ne znači da analiza proizvodnih koeficijenata ne pruža dragocene informacije za vodjenje ekonomske politike. Pored njihove primene u planiranju, bilo za prvu aproksimaciju bilo kao tehnološki proizvodni koeficijenata na nižim nivoima agregacije, kada služe kao strukturne invarijante koje aproksimiraju mogućnosti transformacije ulaganja u fiksne fondove u povećanje proizvodnje, interesantne su i pravilnosti promena proizvodnih koeficijenata kao i zaključci koje možemo iz toga izvesti.

Velike razlike izmedju sektorskih proizvodnih koeficijenata pokazuju da su i empirički proizvodni koeficijenti u velikoj meri determinisani tehnološkim faktorima. Videli smo da su razlike u sektorskim proizvodnim koeficijentima unutar republika daleko izrazitije od razlika proizvodnih koeficijenata za global i pojedine sektore izmedju republika. Ova činjenica naglašava, sa jedne strane, važnost fiksnih fondova odnosno investicija za dalju ekspanziju proizvodnje, koja je još potkrepljena značajnošću opredmećenog tehničkog progresa i sekularnom tendencijom porasta fiksnih fondova po zaposlenom. Sa druge strane, promene sektorske strukture predstavljaju zbog toga veoma važan faktor promena globalnog proizvodnog koeficijenta. Videli smo da promene

sektorske strukture fiksnih fondova privrede, karakteristične za fazu razvoja u kojoj se mi sada nalazimo, deluju u pravcu povećanja globalnog proizvodnog koeficijenta. Neki dosta oskudni podaci za razvijene zemlje pokazuju da se može očekivati da će i uticaj promena u sektorskoj alokaciji investicija na globalni intervalni proizvodni koeficijent biti nenegativan.

Ova zapažanja upućuju na zaključak da je brzo povećanje fiksnih fondova adekvatna politika za ubrzanje privrednog razvoja odnosno za postizavanje visokih stopa rasta društvenog proizvoda. Uporedjivanje predratnog i posleratnog privrednog razvoja kod nas ukazuje na efikasnost takve politike privrednog razvoja. Ubrzanje dinamike društvenog proizvoda i fiksnih fondova je omogućilo brzi porast dohotka po stanovniku kao i zaposlenosti što je bilo u našim uslovima veoma važno. Pored toga, brzi tempo investiranja je omogućio bržu strukturnu transformaciju privrede, nivo privredne aktivnosti je omogućio bolje iskorišćavanje kapaciteta pogotovu infrastrukture tako da je došlo do značajnog povećanja prosečnog globalnog proizvodnog koeficijenta u kome u prvom delu preovladava efekat strukturnih promena. Brzi porast fiksnih fondova omogućava takodje brzo uvodjenje tehnološkog progresa kao važnog faktora privrednog razvoja.

Mogućnosti ubrzanja privrednog razvoja su ograničene kako resursima društva tako i strukturom preferencija. Medjutim, ranije pomenute tendencije zavise i od sposobnosti društva da efikasno upotrebi uložena sredstva, proizvodni koeficijenti fiksnih fondova su u značajnoj meri zavisni od organizacije i ekonomske politike. Pored toga, ekstenzivni razvoj daje samo ograničene mogućnosti, jer posle neke odredjene granice intervalni proizvodni koeficijent pada kada se stopa rasta fiksnih fondova odnosno učešće investicija u društvenom proizvodu povećava, sa jedne strane, a i efekat strukturne komponente je takodje ograničen medjusektorskim zavisnostima, sa druge strane.

Postojanje apsorpcionog kapaciteta privrede odnosno pojedinih oblasti se u posmatranoj dekadi kod nas moglo primetiti pogotovo u industriji gde je bio razvoj najbrži.

Pošto smo ispitivali proizvodne koeficijente na bazi fiksnih fondova na licu mesta negativna korelacija izmedju prosečne stope rasta fiksnih fondova i intervalnog proizvodnog koeficijenta je veoma izrazita jer je obuhvaćena i efikasnost završavanja objekata kao jedan od elemenata efikasnosti procesa investiranja.

Činjenice da se efikasnost investiranja ispoljava tek preko efikasnosti eksploatacije fiksnih fondova, da je kapacitet privrede u smislu mogućnosti efikasnog apsorbovanja uloženih sredstava ograničen i da je proizvodni koeficijent zavisan od tehnološkog progresa ukazuju na presudnu važnost drugih faktora za intenzifikaciju privrednog razvoja odnosno na područja kojima treba da politika privrednog razvoja da adekvatan ponder.

Pošto se prirodni faktori mogu uzeti kao dati, to važi i za raspoloživost radne snage u datom momentu, efikasnost privrede će u značajnoj meri zavisiti od znanja, organizacionih i kreativnih sposobnosti ljudi kao i od motivacija društva i pojedinaca. Zbog toga i adekvatna ulaganja u obrazovanje, zdravstvo, naučna istraživanja, poboljšanje organizacije na mikro i makro nivou predstavljaju nerazdvojne elemente stvaranja proizvodnog potencijala društva jer utiču na kvalitet faktora proizvodnje. Kao takvi su ti faktori osnovna poluga ekonomskog napretka društva i društvo treba da optimalno usmeri svoje ograničene resurse u povećanje kvantiteta kao i kvaliteta faktora proizvodnje.

Dok su fiksni fondovi kao danas najvažniji proizvodni faktor u tehnološkom smislu i sredstvo za uvodjenje opredmećenog tehničkog progresa u privredu potreban, ali ne i dovoljan uslov brzog privrednog rasta i kao takvi predstavljaju neki potencijalni proizvodni kapacitet privrede, dotle je stvarno korišćenje njihove upotrebne vrednosti kao faktora proizvodnje rezultat delovanja i odluka ljudi. Ekonomski sistem treba da obezbedi optimalno korišćenje resursa društva u skladu sa njegovim sistemom preferencija. Pri tom treba polaziti od što racionalnijeg iskorišćavanja postojećeg proizvodnog potencijala zemlje, rezerve u tom pogledu na kra-

ći rok verovatno predstavljaju daleko veće moguće efekte od onih koji bi se postigli novim investicijama. Najvažnija karakteristika investicione politike treba da bude selektivnost koja će obezbediti najbolji mogući efekat sa stanovišta cele privrede. Ekstenzivno investiranje i privredjivanje je simptom neadekvatne organizacije privrede odnosno propusta da se obezbedi potreban kvalitet ljudskog faktora što se u krajnjoj liniji svodi na pogrešnu politiku što se tiče kvantitativnih i kvalitativnih aspekata privrednog razvoja.

Naglasak treba da bude na obezbedjenju uslova za efikasno iskorištavanje upotrebne vrednosti fiksnih fondova jer je to jedino opravdanje investicija koje su, sa stanovišta potrošnje, samo nužno zlo, tj. potreban uslov da bi se mogla proizvesti na efikasniji način potrošna dobra. Empirička proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova polazi baš zbog toga od pretpostavke da je relevantan odnos izmedju fiksnih fondova i proizvoda i intervalni proizvodni koeficijent kao aproksimacija očekivanog priraštaja proizvodnje u vezi sa odredjenim priraštajem fiksnih fondova predstavlja izvedenu relaciju koja na toj osnovi procenjuje uticaj ostalih faktora.

Videli smo da je intervalni proizvodni koeficijent nizak i za niske i za veoma visoke stope rasta fiksnih fondova. I u jednom i u drugom slučaju je efikasnost transformacije ulaganja u fiksne fondove u povećanje proizvodnje smanjena. Kod niskih stopa rasta bi se moglo reći da je to tako verovatno zbog toga što se u nedovoljnoj meri iskorišćavaju potencijalne sposobnosti i resursi društva. U slučaju suviše brzog razvoja bi se moglo reći da se ili posve precenjuju mogućnosti efikasne ekspanzije privrede ili se na negativne efekte brzog rasta fiksnih fondova naišlo suviše rano samo zbog toga jer nisu izvršene adekvatne organizacione i druge mere da bi se obezbedili potrebni kvantitet i kvalitet komplementarnih faktora, tj. da se nije uspelo obezbediti istovremeno održavanje visoke stope učešća investicija u društvenom proizvodu, visoke stope rasta društvenog proizvoda i visokog intervalnog proizvodnog koeficijenta, već su

pozitivni efekti brzog privrednog razvoja smanjeni opadanjem efikasnosti transformacije ulaganja u fiksne fondove u povećanje proizvodnje.

Politika koja bi bila upravljena na povećanje apsorpcionog kapaciteta privrede i na selektivnost kod investicija bi u takvom slučaju dala bolje rezultate i negativni efekti brze privredne ekspanzije bi bili umanjeni ili čak otklonjeni dok bi pozitivne strane politike brzog privrednog razvoja bile iskorišćene prema realnim mogućnostima društva.

Citirana literatura

/1/ R. Bičanić, "Kapitalni koeficijent, tehnički napredak i teorija praga ekonomskog razvoja", Ekonomski pregled 3/1961.

/2/ A.K. Cairncross, "Reflections on the Growth of Capital and Income", Scottish Journal of Political Economy, 2/1959.

/3/ E.D. Domar, Essays in the Theory of Economic Growth, Oxford University Press, New York, 1957.

/4/ E.D. Domar, "The Inter-Relation Between Capital and Output in the American Economy", u L.H. Dupriez, ed. Economic Progress, Institute de Recherches Economiques et Sociales, Louvain, 1955.

/5/ O. Eckstein, "Capital Theory and Some Theoretical Problems in Development Planning", The American Economic Review, May 1961.

/6/ A.L. Gaathon, Capital Stock, Employment and Output in Israel 1950-1959. Bank of Israel, Research Department, Jerusalem, 1961.

/7/ B. Horvat, Ekonomski modeli, Ekonomski institut NR Hrvatske, Zagreb, 1962.

/8/ B. Horvat, Ekonomska teorija planske privrede, Kultura, Beograd, 1961.

/9/ J. Kendrick, Productivity Trends in the USA, NBER, Princeton University Press, Princeton, 1961.

/10/ S. Kuznets, "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: VI. Long-Term Trends in Capital Formation Proportions", Economic Development and Cultural Change, July 1961.

/11/ O. Lange, "Proizvodstveno-tehničeskaja osnova efektivnosti kapitaljnih vloženij", u Primenenie matematiki v ekonomičeskih issledovanijah, SOCZGIZ, Moskva, 1961.

/12/ C.E.V. Leser, "Statistical Production Functions and Economic Development", Scottish Journal of Political Economy, 1/1958.

/13/ P.C. Mahalanobis, "Use of Capital Output Ratios in Planning in Developing Countries", International Statistical Institute, 35th Session, Beograd,1965.

/14/ A. Orthaber, Uvod v kvantitativno empirično analizo narodnega gospodarstva, I. zvezek - Splošni del, Ekonomska fakulteta v Ljubljani, Ljubljana, 1960.

/15/ P. Kumar Sen, "Use of the Capital-Output Ratio in Economic Planning", Indian Economic Review February 1960.

/16/ Problems of Long-Term Economic Projections, Development Programming Techniques Series, No. 3, UN, New York, 1961.

/17/ J.E.LaTourette, "Potential Output and the Capital-Output Ratio in the United States Private Business Sector, 1909-1959", Kyklos, Vol. XVIII, 2/1965.

/18/ Analyses and Projections of Economic Development, I.An Introduction to the Technique of Programming, United Nations, New York, 1955.

/19/ I. Vinski, Pristup analizi globalne produktivnosti, Ekonomski institut, Zagreb, 1965.

/20/ D. Vojnić, Investicije na području Jugoslavije, 1947-1958, EI NRH, Zagreb, 1960.

GLAVA IX

Z A K L J U Č C I

Karakteristike fiksnih fondova i proizvodnih koeficijenata

1. Fiksni fondovi predstavljaju najznačajniji materijalni faktor proizvodnje kojim je u najvećoj meri odredjena tehnologija nekog proizvodnog procesa. Njihov značaj kao faktora privrednog razvoja ogleda se u tome što oni predstavljaju sredstvo za uvodjenje opredmećenog tehničkog napretka i način da se kroz sekularnu tendenciju zamene rada materijalnim faktorima proizvodnje postiže oslobodjenje rada.

Zbog toga je od interesa ispitati odnos fiksnih fondova kao najznačajnijeg faktora proizvodnje u tehnološkom smislu i proizvoda. Odnos proizvoda i proizvodnih faktora je u ekonomskoj teoriji formalizovan pomoću koncepcije proizvodne funkcije. Pošto je kod analize empiričkog odnosa izmedju fiksnih fondova i proizvoda naglasak na ex post posmatranju a ne na ex ante ideji proizvodne funkcije, koncepcija i uloga empiričke proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova razlikuje se od koncepcije i uloge proizvodne funkcije u teoriji preduzeća.

U ovom radu ispitivan je stvarni ex post odnos izmedju fiksnih fondova i godišnje proizvodnje, tj. deskriptivni a ne normativni aspekt uloge fiksnih fondova kao faktora proizvodnje. Fiksni fondovi predstavljaju varijablu sa karakteristikama fonda, oni kao faktor proizvodnje postoje u vremenu injihova dimenzija mere je količina u momentu. Uloga fiksnih fondova kao faktora proizvodnje je u tome što su oni prisutni u proizvodnom procesu s tim da se njihova upotrebna vrednost ispoljava u pružanju proizvodnih usluga. Zbog ovih karakteristika ukupni proizvodni efekat ne zavisi samo od njihove količine, već i od veka trajanja i od intenziteta iskorišćavanja fiksnih fondova. Stoga je važno razlikovati ukupni i godišnji kapacitet fiksnih fondova, odnosno kapacitet jednog proizvodnog ciklusa. Dok spajanje količine

i veka trajanja u jednu dimenziju ima smisla kod normativnog razmatranja investicionih alternativa, vek trajanja ne ulazi kao parametar u proizvodnu funkciju gde odredjeni fiksni fondovi predstavljaju faktor proizvodnje mada predstavlja jednu od bitnih komponenata u procesu proizvodnje tih fondova kao i u investicionoj odluci.

2. Merenje fiksnih fondova, razgraničavanje njihovog kvantiteta i kvaliteta i agregiranje fiksnih fondova predstavljaju posebne probleme kvantitativne ekonomske analize. U slučaju fiksnih fondova je otežavajući faktor njihov dugi vek trajanja. U dilemi da li meriti fiksne fondove prema troškovima ili korisnosti za zajednički imenilac uzimaju se troškovi proizvodnje odnosno reprodukcije. Ovaj metod je pogodan sa stanovišta alokacije resursa; ne zavisi od mogućnosti merenja ostalih faktora, promena u kvalitetu se ostvaruje tek kroz upotrebnu vrednost fiksnih fondova, ali eksplicitno ne vodi računa o proizvodnim svojstvima fiksnih fondova. Dok nova vrednost fiksnih fondova predstavlja i odredjene tehnološke elemente odnosno fizički volumen tih dobara, neto ili sadašnja vrednost fiksnih fondova je u suštini vrednosni fenomen i kao takav nije pogodan za aproksimaciju kvantiteta fiksnih fondova u proizvodnoj funkciji.

3. Proizvodni koeficijent fiksnih fondova kao odnos proizvodnje sa karakteristikama toka i fiksnih fondova sa karakteristikama fonda je zavisan od perioda posmatranja, no u praksi taj period po pravilu iznosi godinu dana. Tehnološki proizvodni koeficijent, kod koga su definisani ostali relevantni faktori i stepen iskorištavanja kapaciteta, predstavlja tehnološku konstantu odredjenog proizvodnog procesa. Pošto se karakteristike proizvodnog procesa i fiksnih fondova posebno menjaju u vremenu, a s time se menjaju i tehnološki proizvodni koeficijenti, relevantna je podela na prosečne i intervalne proizvodne koeficijente. Intervalni i prosečni tehnološki proizvodni koeficijenti se kod datih predpostavki razlikuju u definiciji utoliko da se prosečni proizvodni koeficijent odnosi na sva postojeća preduzeća, a intervalni proizvodni koeficijent samo na kapacitete u koje

se investiralo u odredjenom vremenskom intervalu. Tako je prosečni proizvodni koeficijent ujedno intervalni proizvodni koeficijent koji obuhvata ceo vek trajanja fiksnih fondova, a intervalni proizvodni koeficijent prosečni proizvodni koeficijent koji se odnosi na investicije iz odredjenog perioda.

U stvarnosti, medjutim, mada su u širim okvirima proizvodni koeficijenti još uvek značajno zavisni od tehnologije, varijacije proizvodnih koeficijenata odražavaju i uticaj velikog broja drugih faktora. Sada se više ne zna da li je povećanje proizvodnje posledica uvodjenja novih kapaciteta ili boljeg iskorišćavanja ranijih kapaciteta. Varijacije u stepenu iskorišćavanja kapaciteta, aktivizacioni period i rashodovanje fiksnih fondova su tri glavna elementa koji ukazuju na problematičnost specifikacije intervalnih proizvodnih koeficijenata kao odnosa izmedju investicija i priraštaja proizvoda odnosno na poteškoće utvrdjivanja tih odnosa. Naime, za empiričke vrednosti je veoma teško aproksimirati uzročne zavisnosti u pogledu korespodencije ulaganja i rezultata u vremenu kao i izmedju sektora zbog medjuzavisnosti sektorskih proizvodnih koeficijenata.

Zbog toga se u ovom radu nije pristupilo, kao obično, posebnom izračunavanju prosečnog i intervalnog proizvodnog koeficijenta i njihovih karakteristika, već se stalo na stanovište da postoji jedna osnovna zavisnost izmedju fiksnih fondova kao jedinog eksplicitno izraženog proizvodnog faktora i proizvodnje koja odražava sumarni efekat svih faktora. Ocenjuju se parametri tako definisane empiričke uprošćene proizvodne funkcije, dok su ocene intervalnog i prosečnog proizvodnog koeficijenta izvedene. Intervalni i prosečni proizvodni koeficijent predstavljaju tako dva tipa indikatora kojima opisujemo osnovnu zavisnost.

4. S obzirom na mnoštvo faktora od kojih zavisi proizvodnja nije moguće a priori očekivati da će proizvodna funkcija na bazi samo jednog eksplicitnog faktora proizvodnje dati zadovoljavajuće rezultate. U empiričkom delu rada se, imajući u vidu kompleksnost odnosa koji predstavljaju

proizvodni koeficijenti, tražio odgovor na pitanje u kojoj meri mogu proizvodni koeficijenti fiksnih fondova, kako ih empirički posmatramo predstavljati zadovoljavajuću strukturnu invarijantu raznih ekonomskih modela, odnosno kakva je empirička stabilnost i pouzdanost te veze koja se ponekad suviše olako uzima kao data zakonitost.

S tim u vezi naglašena je važnost adekvatnog definisanja statističkih agregata kojima aproksimiramo veličinu pojedinih varijabli, sa jedne strane, i metoda izračunavanja, sa druge strane, kako bi se postigla što veća pouzdanost i aplikativnost rezultata. Kao statistički agregat koji najbolje aproksimira kvantitet fiksnih fondova smatra se nova vrednost fiksnih fondova, dok je na strani proizvoda za makro modele zbog mogućnosti agregiranja na svim nivoima najpodesniji društveni proizvod. Pošto se raspolaže samo podacima o novoj vrednosti fiksnih fondova na licu mesta, promene odnosno razlike u stepenu iskorištavanja kapaciteta, aktivizaciji investicija i trajnosti fiksnih fondova nisu uključene u meru kvantiteta fiksnih fondova i zajedno sa ostalim faktorima uticaće na veličinu odnosno promenu proizvodnih koeficijenata.

Različiti statistički agregati će dati ne samo različite numeričke vrednosti proizvodnih koeficijenata već će biti različita i empirička pouzdanost stabilnost tih odnosa kao i njihova interpretacija. Empirička analiza za Jugoslaviju je potvrdila da proizvodni koeficijenti na bazi neto vrednosti fiksnih fondova odnosno neto investicija ne mogu poslužiti kao zadovoljavajuća aproksimacija proizvodnih koeficijenata na bazi fiksnih fondova odnosno novih investicija. Zaključci o intenzitetu promene prosečnog proizvodnog koeficijenta, a za intervalni proizvodni koeficijent čak i za pravac promene za predratni i posleratni period, su kontradiktorni. U uslovima brzog privrednog razvoja su bruto investicije pogodna aproksimacija novih investicija i zbog toga je predložena jedna korisna aproksimacija proizvodne funkcije na bazi fondova ako su poznate samo bruto investicije i priraštaj proizvoda. Prezentirana metoda omogućava da se dobiju prak-

tično sve najvažnije informacije u vezi sa intervalnim proizvodnim koeficijentom koje odgovaraju pristupu na osnovu uprošćene proizvodne funkcije.

Metodološki postupak empiričkog istraživanja

5 U kvantitativnoj ekonomskoj analizi je od velikog značaja i izbor najadekvatnijih metoda ocenjivanja numeričkih vrednosti parametara. Za razumevanje značenja i za interpretaciju proizvodnih koeficijenata je od posebne važnosti ispitati pretpostavke ekonomskog modela, kao i implicitne pretpostavke na kojima se zasnivaju pojedini metodi izračunavanja te obezbediti njihovu konzistentnost. Varijabilnost godišnjih vrednosti empiričkih proizvodnih koeficijenata, koja je pogotovu velika kod intervalnog proizvodnog koeficijenta za koga se inače najčešće pretpostavlja da je konstantan, postavlja zahtev da se njihove numeričke vrednosti ocene na bazi podataka za neki duži period, tj. da se što više eliminiše uticaj slučajnih faktora i naglasi uloga sistematskih faktora.

Razmatrani su dosadašnji metodi izračunavanja numeričkih vrednosti proizvodnih koeficijenata i njihovih empiričkih karakteristika. Zamerke se odnose pre svega na neefikasnost iskorišćavanja informacija i uprosećivanje odnosa u vremenu, sa jedne strane, i na relevantnost specifikacije odnosa sa ekonomskog stanovišta, sa druge strane. S tim u vezi su razmatrane razlike izmedju modela na bazi proizvodnih i kapitalnih koeficijenata kao i modela na bazi priraštaja i modela na bazi fondova. Kao metodološki instrument ispitivanja karakteristika proizvodnih koeficijenata u empiričkom delu rada upotrebljena je nehomogena linearna proizvodna funkcija na bazi nove vrednosti fiksnih fondova u vezi sa linearnim regresionim modelom. Ovo predstavlja istovremeno predlog načina na koji bi se neki od gornjih nedostataka mogli odkloniti.

Ovakva formulacija oblika proizvodne funkcije čini nam se optimalnom u smislu da je dovoljno fleksibilna da obuhvati mogućnost testiranja glavnih hipoteza i omogući simultano ocenjivanje vrednosti prosečnog i intervalnog proiz-

vodnog koeficijenta. Linearni regresioni model daje ocene koje se mogu smatrati najefikasnijim izmedju svih alternativnih linearnih nepristrasnih metoda ocenjivanja ukoliko su pretpostavke tog modela ispunjene; isto važi i za ekstrapolaciju. Diskutovana je konzistentnost pretpostavki sa ekonomskim modelom i utvrdjeno je da ne postoje a priori razlozi koji bi smetali da se parametri empiričke proizvodne funkcije ocene pomoću metode najmanjih kvadrata.

6. Jedan od važnih aspekata istraživanja je testiranje linearnosti proizvodne funkcije koja je inače implicirana pretpostavkom o konstantnosti intervalnog proizvodnog koeficijenta, a ne i proverena. Istovremeno se testira i značajnost autokorelacije odstupanja u vremenu. Radna hipoteza da se može smatrati da je trend prosečnog proizvodnog koeficijenta značajan ukoliko je slobodan član u proizvodnoj funkciji značajno različit od nule se pokazala adekvatnom u smislu da rezultati praktično u svim slučajevima dovode do istog zaključka kao Kendallov test rangova empiričkih vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta, ukoliko autokorelacija odstupanja nije značajna. Može se reći da u celini ovaj pristup obezbedjuje više relevantnih informacija nego što je to slučaj sa dosadašnjim metodološkim postupcima.

7. Izgleda da je srednjeročni period najpodesniji za primenu ove metode, sistematski faktori se jasnije izdvajaju od slučajnih, a promene tehnologije, cena i ekonomske politike obično nisu toliko velike da bi uporedjivanje vrednosti za pojedine godine unutar takvog perioda izgubilo svoj smisao. U empiričkom delu rada su ovom metodom ispitivane pojedine karakteristike proizvodnih koeficijenata, pre svega njihova varijabilnost u vremenu i medju sektorima, za Jugoslaviju i republike u periodu 1952-1962, dok su od stranih zemalja u zavisnosti od raspoloživosti podataka posebno obradjeni Izrael, Kanada i Velika Britanija, takodje za pedesete godine. Rezultati se odnose na celu privredu (s tim da su jednom uzeti u obzir ukupni, a drugi put samo privredni fiksni fondovi) kao i za četiri velika sektora: industriju, poljoprivredu, saobraćaj i sektor ostalo[+].

Asocijacija izmedju fiksnih fondova i društvenog proizvoda je statistički značajna u praktično svim slučajevima; u većini slučajeva su koeficijenti korelacije čak veoma visoki. Takodje, test autokorelacije odstupanja je pokazao da za oba globala i preko dve trećine posmatranih velikih sektora ne postoje indikacije protivne pretpostavci da je empirička proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova linearna i da je intervalni proizvodni koeficijent konstantan za posmatrani period. Ovaj pristup se pokazao znatno efikasnijim od dosada upotrebljavanih metoda izračunavanja proizvodnih koeficijenata što ne znači samo povećanje analitičke vrednosti već i solidniju osnovu za predvidjanje.

U više nego 50% slučajeva daju alternativne metode izračunavanja intervalnog proizvodnog koeficijenta više nego dva puta veću sumu kvadrata odstupanja empiričkih vrednosti od ocenjenih vrednosti. Čak za metodu kumulativa priraštaja, koja je u suštini isto tako model na bazi fondova, ovo važi za više nego 40% slučajeva, mada se obe metode razlikuju samo u tome što se metoda kumulativa bazira samo na vrednosti fiksnih fondova i proizvoda za prvu i poslednju godinu perioda, dok linearna regresija uzima u obzir sve informacije. Zbog toga su rezultati na bazi proizvodne funkcije osetno uticali i na poboljšanje analize dinamike proizvodnih koeficijenata jer su u velikoj meri otklonili efekat slučajnosti koji proizilazi iz empiričkih vrednosti za prvu i poslednju godinu perioda. Uprkos tome, metoda na bazi kumulativa priraštaja se kao metoda na bazi fondova pokazala relativno efikasnijom u odnosu na investicione modele. Naime, prosta aritmetička sredina godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta daje u celini prema Kendallovom testu saglasnosti rangova značajno više, a metoda regresije investicija i priraštaja proizvoda, uz ograničenje da je intervalni proizvodni koeficijent konstantan, značajno niže vrednosti od onih na bazi regresije fiksnih fondova i proizvoda.

Pored toga, analiza na bazi proizvodnih funkcija se pokazala kao dosta efikasniji diskriminator alternativnih hipoteza u slučaju intervalnog proizvodnog koeficijenta,

što je bilo naročito važno za ispitivanje značajnosti razlika u sektorskim intervalnim proizvodnim koeficijentima po republikama i zemljama, odnosno razlika njihove vrednosti za pojedine sektore izmedju republika. Adekvatnije procene prosečnih proizvodnih koeficijenata su poboljšale analizu uticaja strukturne komponente na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta u vremenu, odnosno udela strukturne komponente u razlikama globalnih proizvodnih koeficijenata za pojedine republike.

Uticaj strukture i dinamike privrednog razvoja na proizvodne koeficijente

8. Pre nego što ćemo sumirati konkretne rezultate empiričke analize za Jugoslaviju i republike, koji nas ovde pre svega interesuju, osvrnućemo se na neke opšte tendencije u vezi sa proizvodnim koeficijentima koje se mogu zapaziti pomoću komparativne analize ovih rezultata sa rezultatima za druge zemlje. Ipak, treba naglasiti relativnost zaključaka donešenih na bazi medjunarodnih komparacija, kako zbog relativnih cena tako i zbog razlika u sociološkim, institucionalnim i prirodnim uslovima, tako da numeričke vrednosti nisu/ni direktno uporedive/ni adekvatne za prognoziranje razvoja u datoj zemlji. Njihova glavna korist je u uočavanju nekih osnovnih tendencija koje su toliko izrazite da se jasno izdvajaju i pored razlika izmedju pojedinih zemalja.

Uprkos varijabilnosti empiričkih vrednosti proizvodni koeficijenti su u velikoj meri determinisani tehnologijom. Razlike izmedju sektorskih proizvodnih koeficijenata, kako prosečnih tako i intervalnih, su izrazite i u većini slučajeva su se pokazale i statistički i kvantitativno značajne. Širok interval vrednosti proizvodnih koeficijenata pojedinih vrsta proizvodne aktivnosti kod nas i u drugim zemljama je zakonitost koja naglašava zavisnost proizvodnih koeficijenata od tehnoloških karakteristika pojedinih vrsta privredne delatnosti odnosno zavisnost globalnog proizvodnog koeficijenta od strukture privrede.

Nedeljivost kapaciteta jednog ciklusa proizvod-

nje od ukupnog kapaciteta fiksnih fondova je za različite procese proizvodnje različita, u zavisnosti od poznatih tehnoloških mogućnosti i njihove ekonomske evaluacije. Kao dva faktora koji naglašavaju ovaj aspekat nedeljivosti i tako najviše utiču na razlike u proizvodnim koeficijentima bi se mogla u prvoj aproksimaciji predstaviti vekom trajanja fiksnih fondova, koji je povezan i sa tehničkom strukturom fiksnih fondova, i opremljenosti rada, mada treba imati u vidu da oni nisu medjusobno nezavisni. Oba faktora imaju tendenciju da, ceteris paribus, snižavaju vrednost proizvodnih koeficijenata. U stvarnosti je uticaj tih faktora modifikovan nizom drugih uticaja.

Da bi se pokušalo oceniti uticaj strukturnih promena na kretanje globalnog proizvodnog koeficijenta njegova se dinamika dekomponovala na indeks strukturne komponente i standardizovani indeks globalnog proizvodnog koeficijenta koji pokazuje hipotetički efekat promena sektorskih proizvodnih koeficijenata. S tim u vezi je razradjen opšti slučaj ove hipotetičke dekompozicije, aditivnost efekata kod odredjene kombinacije ponderisanja i prikazan način ocenjivanja efekata strukturne komponente kada se raspolaže samo relativnim proizvodnim koeficijentima, tj. samo podacima o strukturi oba agregata.

Na osnovu našeg dosadašnjeg razvoja kao i na osnovu nekih rezultata za druge zemlje može se očekivati da će promene strukture privrede još dalje pozitivno uticati na promene globalnog proizvodnog koeficijenta kod nas. Isto tako izgleda plauzibilno predpostaviti da će biti taj efekat nenegativan i u slučaju globalnog intervalnog proizvodnog koeficijenta, mada je potrebno za preciznije odmeravanje tih efekata uzeti u obzir konkretne planirane odnosno očekivane strukturne promene.

Medjutim, treba imati u vidu da strukturne promene unutar ovih široko definisanih sektora nisu uzete u obzir, već su obuhvaćene u vrednosti sektorskih proizvodnih koeficijenata. Može se pretpostaviti da bi se strukturnim

promenama unutar tih sektora mogao obrazložiti još jedan deo razlika odnosno promena u proizvodnim koeficijentima.

9. Zbog zavisnosti proizvodnih koeficijenata od strukture odnosno tehnoloških karakteristika proizvodnje može se očekivati da će odredjene strukturne promene, karakteristične za pojedine faze privrednog razvoja, značajno uticati i na veličinu i na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta, tako da će promene proizvodnog koeficijenta biti povezane sa fazama privrednog razvoja. Medjutim, karakter privrednih kretanja i strukturnih promena je specifičan u svakoj zemlji i poznavanje nekih opštih tendencija treba ugraditi u konkretne uslove i adekvatno modifikovati. Naime, za srednjeročno planiranje nije važna samo sekularna tendencija promena proizvodnog koeficijenta jer se tendencije u pojedinim srednjeročnim periodima mogu znatno razlikovati.

Veoma značajan faktor koji utiče na veličinu i dinamiku proizvodnih koeficijenata je tehnički progres, kako onaj opredmećen u fiksnim fondovima, tako i neopredmećeni tehnički progres odnosno tehnički progres u širem smislu reči. Za mnoge zemlje je u prvoj polovini ovog veka karakteristično da je globalni proizvodni koeficijent ili približno konstantan ili pokazuje tendenciju povećanja (mada je ova tendencija ponekad prekidana periodima opadanja proizvodnog koeficijenta), a da istovremeno raste produktivnost rada i njegova opremljenost. Ovo ukazuje na značajne efekte tehničkog progresa, na povećanje opšte efikasnosti privrede.

Na vrednost proizvodnih koeficijenata, pogotovu intervalnih, značajno utiču i neke dinamičke karakteristike privrednog razvoja. Uočena je tendencija negativne korelacije izmedju stope rasta fiksnih fondova, odnosno učešća investicija u društvenom proizvodu, i intervalnog proizvodnog koeficijenta za visoke vrednosti pomenutih pokazatelja i slabija tendencija pozitivne korelacije izmedju stope rasta društvenog proizvoda i intervalnog proizvodnog koeficijenta. Dok je ova poslednja veza veoma izrazita što se tiče pravca promene godišnjih vrednosti proizvodnih koeficijenata jer prome-

ne proizvodnje predstavljaju najmanje stabilnu varijablu u odnosu, za duže periode ova veza nije više čvrsta. Izgleda da veoma niske stope rasta obično koincidiraju sa niskim intervalnim proizvodnim koeficijentom. Medjutim, veoma visoke stope rasta društvenog proizvoda su u posmatranim slučajevima povezane sa visokim stopama rasta fiksnih fondova, a empiričke vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata zavise od medjusobnog odnosa dinamike društvenog proizvoda i fiksnih fondova. Izgleda da u tom domenu dinamike privrednog razvoja prenapregnutost i uska grla u privredi i njenoj organizaciji dovode do opadanja intervalnih proizvodnih koeficijenata.

Tako je negativna korelacija izmedju stope rasta fiksnih fondova, odnosno učešća investicija u društvenom proizvodu, i intervalnih proizvodnih koeficijenata za visoke vrednosti ovih pokazatelja odraz činjenice da privreda nije bila sposobna efikasno apsorbovati priraštaj fiksnih fondova, bilo da se radi samo o suviše velikom ubrzanju investicione aktivnosti kome će se privreda moći kasnije prilagoditi, bilo da je nivo investicione aktivnosti uopšte suviše velik u odnosu na ostale komplementarne faktore i nivo organizacije. Kako stopa rasta fiksnih fondova tako i učešće investicija u društvenom proizvodu predstavljaju indikator veličine investicione aktivnosti, prvi je stavlja u odnos sa proizvodnim aparatom društva što se tiče fiksnih fondova, dok drugi naglašava aspekat alokacije društvenog proizvoda na potrošnju i investicije i tako više naglašava subjektivne i psihološke faktore koji takodje deluju u pravcu smanjenja intervalnog proizvodnog koeficijenta.

Mada ukazuju na isti osnovni problem, asocijacija izmedju stope rasta fiksnih fondova odnosno učešća investicija u fiksne fondove u društvenom proizvodu, sa jedne strane, i intervalnog proizvodnog koeficijenta, sa druge strane, nije nužno ista. Naime, kod iste stope učešća će relativni porast fiksnih fondova biti veći u slučaju višeg prosečnog proizvodnog koeficijenta. Pored toga, stopa rasta fiksnih fondova je podesna utoliko jer odražava odnos priraš-

ja fiksnih fondova i postojećih fiksnih fondova i kao takva je upotrebljiva i za analizu po sektorima. Učešće investicija u društvenom proizvodu (ukoliko obuhvata sve vrste investicija) bilo bi utoliko bolje jer se ne odnosi samo na fiksne fondove, ali ono opet ne mora da odražava stvarni konflikt izmedju potrošnje i investicija ukoliko je znatan deo investicija finansiran iz stranih sredstava odnosno preko deficita platnog bilansa.

Rezultati empiričke analize za Jugoslaviju

10. Empirička analiza proizvodnih koeficijenata za naše republike omogućava detaljnu analizu specifičnosti odnosa izmedju fiksnih fondova i društvenog proizvoda u pojedinim republikama na ovom nivou agregacije i kao takva predstavlja polaznu osnovu daljeg istraživanja uzroka posmatranih kretanja. Medjutim, ona takodje omogućava da se izvrši komparativna analiza istraživanih karakteristika pod mnogo povoljnijim uslovima nego što je to bio slučaj sa medjunarodnim komparacijama, jer su ovi rezultati dobiveni u našim društvenim, privrednim i prirodnim uslovima.

Karakteristične su veoma izrazite razlike izmedju vrednosti odnosno dinamike proizvodnih koeficijenata za pojedine sektore unutar republika i dosta manje razlike izmedju vrednosti za pojedine republike, bilo da se radi o globalu ili o nekom datom sektoru. Sa jedne strane ova činjenica naglašava da su specifičnosti tehnoloških karakteristika tako agregiranih sektora još uvek izrazite. Sa druge strane, podudaranje predznaka odstupanja godišnjih vrednosti od proizvodnih funkcija za republike u većini slučajeva ukazuje na to da su neki opšti faktori veoma značajno uticali na godišnje promene proizvodnih koeficijenata i da su dominirali nad specifičnim faktorima u pojedinim republikama.

11. Ukupni proizvodni koeficijent u svim republikama pokazuje u periodu 1952-1962. značajan porast. Prosečna stopa porasta prosečnog proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju od 4,2% godišnje je skoro jednaka prosečnoj sto-

pi rasta ukupnih fiksnih fondova od 4,3%. Porast je viši u razvijenijim republikama gde su viši i intervalni proizvodni koeficijenti dok su ukupni prosečni proizvodni koeficijenti za republike, izuzev Crne Gore, veoma slični na kraju perioda. Neproizvodni fiksni fondovi su svugde rasli sporije od privrednih fiksnih fondova, ali je relativni porast u manje razvijenim republikama veći.

Za posmatrani period karakterističan je brz porast privrede uz veoma značajne promene njene strukture: učešće fiksnih fondova saobraćaja u privrednim fiksnim fondovima brzo opada, učešće poljoprivrede opada sporije, dok je učešće sektora ostalo+ u razvijenijim republikama nešto poraslo, a u manje razvijenim opalo. Učešće industrije brzo raste tako da strukturne promene predstavljaju znatnu pozitivnu komponentu porasta globalnog proizvodnog koeficijenta, za Jugoslaviju udeo ove komponente iznosi oko 23% porasta globalnog koeficijenta. Efekat strukturne komponente na porast ukupnog proizvodnog koeficijenta je još veći, on iznosi skoro 40%. Medjutim, razlike u strukturi fiksnih fondova odnosno u strukturi novih investicija u tom periodu izmedju republika nisu velike što se tiče uticaja na proizvodne koeficijente - zbog različite strukture prosečni kao i intervalni globalni proizvodni koeficijenti za republike odstupaju od proseka za Jugoslaviju do 6% na više ili na niže.

Globalni prosečni proizvodni koeficijenti pokazuju značajan porast u svim slučajevima, osim Makedonije i Crne Gore. Prosečna stopa rasta društvenog proizvoda za Jugoslaviju iznosi 8,8%, a fiksnih fondova 5,2% godišnje. Dok je porast društvenog proizvoda u svim republikama dosta sličan, prosečna stopa rasta fiksnih fondova (kao i učešće investicija u društvenom proizvodu) je osetno viša u manje razvijenim republikama. Stoga je dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta u razvijenijim republikama viša od jugoslovenskog proseka (3,4% godišnje), a u manje razvijenim republikama osetno niža.

Za posmatrani period je karakteristično da prosečni proizvodni koeficijenti kako u privredi tako i za svaki

od četiri sektora pojedinačno u svim republikama ili rastu ili su približno konstantni, dok se ni u jednom slučaju ne pojavljuje značajna tendencija smanjenja. U razvijenijim republikama industrija, saobraćaj i sektor ostalo+ pokazuju značajan trend sektorskog prosečnog proizvodnog koeficijenta, u BiH su to industrija i saobraćaj, dok u Makedoniji i Crnoj Gori značajan porast pokazuje samo prosečni proizvodni koeficijent u saobraćaju što nije dovoljno da bi se ova tendencija ispoljila i u privredi. Prema vrednostima standardizovanog indeksa globalnog proizvodnog koeficijenta se može videti da intrasektorske promene predstavljaju glavni faktor porasta globalnog proizvodnog koeficijenta u tim republikama, mada je intersektorski efekat takodje pozitivan i kvantitativno znatan.

Proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova za privredu, uprkos odredjenim drugačijim tendencijama u nekim sektorima, pokazuju visok stepen pouzdanosti i nisu nekonzistentne sa pretpostavkom linearnog oblika proizvodne funkcije. Ukoliko će se opadanje elasticiteta proizvodnje u odnosu na fiksne fondove nastaviti i u budućem periodu, može se očekivati da će biti potrebno ulagati više nego dosada da bi se postigla odredjena stopa rasta društvenog proizvoda.

Dok su globalni prosečni proizvodni koeficijenti za pojedine republike dosta slični, izuzev Crne Gore, dotle su globalni intervalni proizvodni koeficijenti u razvijenijim republikama značajno viši od odgovarajućih vrednosti za manje razvijene republike. Standardizovani indeks globalnog intervalnog proizvodnog koeficijenta pokazuje da je to rezultat nižih vrednosti sektorskih intervalnih proizvodnih koeficijenata za manje razvijene republike a ne strukture novih investicija. Ispoljena je tendencija negativne korelacije izmedju stope rasta fiksnih fondova i intervalnog proizvodnog koeficijenta, kako izmedju republika sa bržom dinamikom fiksnih fondova tako i izmedju različitih perioda za iste republike. Dakle, mada niži stepen razvijenosti utiče na pojačavanje efekata u pravcu smanjenja intervalnih proizvodnih koeficijenata, on očito nije jedini razlog ispoljenih

razlika. Ovi efekti su dosta izrazitiji u sektoru industrije gde su kako apsolutne vrednosti tako i razlike u stopama rasta fiksnih fondova izmedju republika kao i izmedju oba potperioda veće tako da je i područje posmatranja veće.

12. Brza industrijalizacija privrede je osnovna karakteristika privrednog razvoja u celoj zemlji tako da su prosečna stopa rasta fiksnih fondova i društvenog proizvoda u industriji (za Jugoslaviju 9% i 13,8%, respektivno) daleko veći nego u ostalim sektorima privrede u svim republikama, s tim što je relativni porast u manje razvijenim republikama veći nego u razvijenijim. Ova konstatacija važi kako za fiksne fondove tako i za društveni proizvod, ali su razlike u prosečnim stopama rasta veće u slučaju fiksnih fondova nego kod društvenog proizvoda.

U drugom delu perioda je prosečna stopa rasta fiksnih fondova u industriji u svim republikama manja, smanjuje se i udeo investicija u toku (koje su zbog visokih stopa rasta fiksnih fondova u industriji najveće) u fiksnim fondovima na licu mesta što je verovatno jedan od razloga da su intervalni proizvodni koeficijenti u drugom delu perioda značajno veći. Negativna korelacija izmedju prosečne stope rasta fiksnih fondova i intervalnih proizvodnih koeficijenata je veoma izrazita, kako izmedju republika tako i izmedju oba potperioda unutar republika. Apsorpcioni kapacitet privrede se pokazao kao veoma realan fenomen.

Zbog autokorelacije odstupanja ocene intervalnog kao i prosečnog proizvodnog koeficijenta, njegove dinamike i elasticiteta na bazi proizvodne funkcije nisu toliko pouzdane kao u normalnim slučajevima. Raspored odstupanja od proizvodnih funkcija je veoma karakterističan. Na osnovu transformiranih relacija se ispostavilo da su intervalni proizvodni koeficijenti za Srbiju, Hrvatsku, Sloveniju i BiH značajno veći od odgovarajućih koeficijenata za Makedoniju i Crnu Goru. U pomenute četiri republike je trend prosečnog proizvodnog koeficijenta značajan, što nije slučaj za Makedoniju i Crnu Goru. Kako kod prosečnih tako i kod intervalnih proizvod-

nih koeficijenata trebalo bi jednom detaljnijom analizom pokušati da se pobliže utvrde razlozi ovih razlika i odstupanja karakterističnih za industriju, a pre svega je potrebno ispitati efekte granske strukture industrije.

13. Velike varijacije godišnjih vrednosti otežavaju diskriminaciju različitih hipoteza o karakterističnim tendencijama proizvodnog koeficijenta u poljoprivredi. Ocene parametara proizvodnih funkcija na bazi fiksnih fondova imaju u poljoprivredi velike standardne greške, ali je zbog specifičnosti poljoprivrede teško uočiti neku zadovoljavajuću alternativu koja bi rešila sve probleme. Posmatrano za ceo period, prosečne stope rasta fiksnih fondova i društvenog proizvoda poljoprivrede su u svim republikama veoma slične. Pošto obe iznose negde oko 4% godišnje trend prosečnog proizvodnog koeficijenta u poljoprivredi nije značajan. U drugom delu perioda stagnacija poljoprivredne proizvodnje osetno usporava stopu rasta privrede u celini.

14. Vrednosti prosečnih kao i intervalnih proizvodnih koeficijenata za saobraćaj su osetno niže nego u drugim sektorima. Medjutim, rastući trend prosečnog proizvodnog koeficijenta u saobraćaju je značajan u svim slučajevima, dinamika njegovog porasta je daleko veća nego u drugim sektorima - saobraćaj pokazuje u tom periodu karakteristike infrastrukture u privredi koja se brzo razvija. Naime, zbog intenzivnijeg iskorištavanja njegovih kapaciteta je moguća velika razlika izmedju prosečnih stopa rasta društvenog proizvoda i fiksnih fondova koji iznose, respektivno, 10,1% i 3,1% za Jugoslaviju; vrednosti po republikama su veoma slične. Zbog toga vrši saobraćaj znatan uticaj i na porast globalnog proizvodnog koeficijenta, kako direktno tako i indirektno preko strukturne komponente.

15. Rezidualni sektor ostalo[+] obuhvata uglavnom radno intenzivne delatnosti, tako da su prosečni i intervalni proizvodni koeficijenti viši nego u drugim sektorima. Ovaj sektor obuhvata oko 1/5 društvenog proizvoda i oko 8% fiksnih fondova privrede. Porast fiksnih fondova je brži ne-

go u poljoprivredi i saobraćaju. Kako prosečni, tako i intervalni proizvodni koeficijenti su niži u manje razvijenim republikama, gde je prosečni proizvodni koeficijent približno konstantan, dok u razvijenijim republikama, kao i u Jugoslaviji kao celini, značajno mada umereno raste.

16. Modelska analiza posmatranog perioda za Jugoslaviju u celini pokazuje da se, ukoliko se uzme za kriterijum stabilnost proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova ovaj period može smatrati homogenim, Medjutim, u odnosu na skup instrumentalnih varijabli period 1952-1962. nije homogen već potperiodi 1952-1958. i 1958-1962. pokazuju u tom pogledu suprotne tendencije kako u globalu tako i u sektorima.

Naime, za prvi period je karakteristična niska prosečna stopa rasta novih investicija u privredi (3,7%), opadanje stope akumulacije i velike promene u sektorskoj strukturi investicija: učešće novih investicija u industriju u privrednim investicijama naglo opada, dok učešće drugih sektora brzo raste. Karakteristike drugog potperioda su baš suprotne: visoka stopa rasta novih investicija u privredi (10,8%), povećanje stope akumulacije uz dosta umereno menjanje sektorske strukture investicija, gde industrija opet povećava učešće na račun poljoprivrede i saobraćaja.

Dok su proizvodne funkcije kao tehnološko-organizacioni odnos relativno stabilne, instrumentalne relacije se mogu u zavisnosti od ekonomske politike dosta brzo i osetno menjati. Uporedjivanje predratnog i posleratnog perioda je takodje pokazalo da intervalni proizvodni koeficijenti za oba perioda nisu značajno različiti, dok su razlike u instrumentalnim varijablama veoma značajne.

17. Dugoročna analiza privrednog razvoja Jugoslavije je otežana nizom specifičnih okolnosti zbog kojih se odredjene dugoročne tendencije prekidaju. Ukupni prosečni proizvodni koeficijent pokazuje značajan porast u toku celog perioda koji biva prekidan na početku tridesetih i pedesetih godina. Ovaj je porast značajan i u predratnom i u posleratnom periodu posebno. Medjutim, za razliku od rezultata za

period 1952-1962, u periodu 1910-1953. strukturna komponenta predstavlja predominantan faktor porasta ukupnog proizvodnog koeficijenta. Pravac strukturnih promena je u predratnom periodu isti kao i u posleratnom, ali se ovi periodi veoma značajno razlikuju u pogledu intenziteta strukturnih promena. Dok u periodu 1910-1931. efekat strukturne komponente predstavlja oko 3/4 porasta ukupnog proizvodnog koeficijenta, dotle su vanredno brze promene strukture fiksnih fondova u prvoj dekadi posle rata bile toliko velike da je ukupni proizvodni koeficijent porastao u odnosu na predratni uprkos negativnom intrasektorskom efektu. Najverovatnije smo tek ušli u fazu privrednog razvoja gde će intrasektorski efekti predstavljati glavni faktor promena u globalnom proizvodnom koeficijentu. Naime, u periodu 1952-1962. su oba efekta bila pozitivna; intrasektorski je veći od intersektorskog.

Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova za period 1920-1959, kao i za predratni i posleratni period pojedinačno, nije stabilna u vremenu iz već poznatih razloga tako da može poslužiti samo kao približna deskripcija neke prosečne tendencije u odgovarajućem periodu. U periodu 1920-1959. su fiksni fondovi rasli po prosečnoj stopi od 2,1%, društveni proizvod 3,1% tako da je sekularni porast ukupnog proizvodnog koeficijenta od 1% godišnje ostvaren uprkos ratnim razaranjima i drugim poremećajima sa strane u toku perioda.

Odraz velikih privrednih i društvenih promena izmedju predratnog i posleratnog perioda su i velike razlike u dinamici privrednog rasta. Prosečna stopa rasta fiksnih fondova je porasla od 1,8% na 4,3%, društvenog proizvoda od 2,5% na 6,4%, a ukupnog proizvodnog koeficijenta od 0,7% na 2% godišnje. Ove su razlike nešto manje ukoliko posmatramo kao reprezentativnije za dugoročne tendencije period 1920-1929. iz predratnog i period 1951-1959. iz posleratnog perioda: prosečna stopa rasta društvenog proizvoda iznosi 4,7% i 8,2%, a proizvodnog koeficijenta 2,5% i 3,9%, respektivno. Interesantno je da porast proizvodnog koeficijenta u ovom periodu posle rata predstavlja praktično nastavak porasta

iz perioda iz 1920-1929, s tim da je trend sada strmiji.

Analiza ovih rezultata ukazuje na prednosti ekonomske politike brzog privrednog razvoja posle rata: politika relativno visoke stope učešća investicija u fiksne fondove u okvirima socijalističkog društvenog uredjenja je dovela do impozantnog ubrzanja privrednog razvoja a da to nije dovelo do smanjenja intervalnog proizvodnog koeficijenta, dok je prosečni proizvodni koeficijent čak značajno porastao kao posledica brze strukturne transformacije koja je omogućena takvim tempom investiranja.

Proizvodni koeficijenti i politika privrednog razvoja

18. Činjenica da su proizvodni koeficijenti u velikoj meri determinisani tehnološkim faktorima, važnost fiksnih fondova kao nosioca opredmećenog tehničkog progresa i sekularna tendencija porasta fiksnih fondova po zaposlenom ukazuje na važnost fiksnih fondova odnosno investicija za dalju ekspanziju proizvodnje. Isto važi i za iskorišćavanje pozitivnog efekta strukturne komponente na porast globalnog proizvodnog koeficijenta. Medjutim, mogućnosti ekstenzivnog razvoja su ograničene ne samo raspoloživošću sredstava za investicije i preferencijama društva, već i proizvodnim i organizacionim karakteristikama privrede. Naime, posle odredjene granice intervalni proizvodni koeficijent pada kada se stopa rasta fiksnih fondova odnosno učešće investicija u društvenom proizvodu povećava, sa jedne strane, a i efekat strukturne komponente je takodje ograničen medjusektorskim zavisnostima, sa druge strane.

Činjenice da se efikasnost investiranja ispoljava tek preko efikasnosti iskorišćavanja upotrebne vrednosti fiksnih fondova, da je kapacitet privrede u smislu mogućnosti efikasnog apsorbovanja uloženih sredstava ograničen, da je proizvodni koeficijent u velikoj meri zavisan od tehnološkog napretka, ukazuju na presudnu važnost faktora različitih od fiksnih fondova za intenzifikaciju privrednog razvoja.

Fiksni fondovi kao najvažniji faktor proizvodnje u tehnološkom smislu i sredstvo za uvodjenje opredmećenog

tehničkog progresa su potreban, ali ne i dovoljan uslov brzog privrednog rasta. Oni predstavljaju neki potencijalni proizvodni kapacitet privrede ali je stvarno iskorišćavanje njihove upotrebne vrednosti kao faktora proizvodnje rezultat delovanja i odluka ljudi što ukazuje na elemenat društvene uslovljenosti proizvodnih koeficijenata. Adekvatna ulaganja u obrazovanje, zdravstvo, naučna istraživanja, poboljšanje organizacije kako na mikro nivou tako i u narodnoj privredi kao celini predstavljaju nerazdvojne elemente stvaranja proizvodnog potencijala društva jer utiču na kvalitet faktora proizvodnje. Politika koja vodi računa o povećanju apsorpcionog kapaciteta privrede i selektivnosti kod investicija treba da obezbedi najbolji mogući efekat sa stanovišta privrede u celini. Optimalna alokacija ograničenih resursa društva u povećanje kvantiteta i kvaliteta faktora proizvodnje znači da će pozitivne strane politike brzog privrednog razvoja biti iskorišćene prema realnim mogućnostima društva.

19. Empirički proizvodni koeficijenti odražavaju, za razliku od tehnoloških proizvodnih koeficijenata, ex post odnose izmedju kvantiteta fiksnih fondova i proizvoda. Razlike odnosno promene u proizvodnim koeficijentima predstavljaju zajednički efekat svih ostalih faktora koji utiču na proizvodnju osim definisanog kvantiteta fiksnih fondova tako da će stabilnost proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova ukazivati na pravilnost kretanja uticaja svih ostalih faktora koji u ovoj uprošćenoj proizvodnoj funkciji nisu eksplicitno uzeti u obzir, uključujući privredni sistem i slučajne faktore. Za makro analizu proizvodnih koeficijenata je karakteristično da je moguće uočiti samo najjasnije tendencije i veze koje mogu biti značajne za opštu formulaciju privredne politike dok se osnovni uzroci i mehanizam odluka koji je doveo do tih sumarnih rezultata ne mogu ustanoviti pomoću ovakvog sintetičkog posmatranja. Zbog toga je i veoma teško dati adekvatnu interpretaciju njihove veličine odnosno promena jer se ne radi samo o velikom broju relevantnih faktora, već i o kompenzaciji tih pojedinih uticaja jer je dat samo sumarni efekat ovih kompleksnih medjuzavisnosti.

Primena proizvodnih koeficijenata

20. Osnovna funkcija proizvodnog koeficijenta fiksnih fondova kao instrumenta ekonomske analize je u tome što služi kao proizvodna relacija koja ocenjuje tehnološko-organizacioni odnos izmedju kvantiteta fiksnih fondova i proizvoda i tako predstavlja prvu aproksimaciju mogućnosti transformacije uloženih sredstava u realne fiksne fondove i preko njih u povećanje proizvodnje u datim uslovima. Proizvodna funkcija na bazi fiksnih fondova aproksimira veoma apstraktan pojam proizvodnog kapaciteta društva preko efektivnosti fiksnih fondova pod konkretnim prirodnim, demografskim, strukturnim, tehnološkim i institucionalnim uslovima. Aproksimiranjem kretanja proizvodnog koeficijenta opisuje odnosno predvidja sumarni efekat ostalih faktora i uz odredjivanje kretanja fiksnih fondova je moguće pomoću jednostavnog modela dati prvu aproksimaciju nekih kvantitativnih karakteristika privrednog razvoja.

21. Model rasta na bazi proizvodnih koeficijenata je pogodan za planiranje kao model za prvu aproksimaciju plana jer je operativniji od sličnih alternativa. Naime, odnosi se na u opštem slučaju tehnološko najznačajniji faktor proizvodnje i tako odredjenije ukazuje na značaj i intenzitet akcija koje treba preduzeti, uzimajući u obzir nivo investicija, njihov udeo u društvenom proizvodu odnosno sektorsku alokaciju. Medjutim, i ovako jednostavan model sadrži osnovne elemente plana: proizvodnu funkciju kao objektivno datu zavisnost odnosno ograničenje, sa jedne strane, i instrumentalnu relaciju kao rezultat odluke o izboru izmedju više alternativa, sa druge strane. Konstruisani model na bazi proizvodnih koeficijenata je pokazao da se model rasta može uz relativno jednostavne promene učiniti fleksibilnijim, što znači adekvatnijim za analizu proteklog perioda i aplikativnijim za predvidjanje i planiranje.

Medjutim, treba ukazati na činjenicu da uprkos tome što proizvodni koeficijenti zbog svoje relativne stabilnosti predstavljaju u postupku planiranja strukturne in-

varijante, oni sami zavise od odluka koje sadrži plan zbog toga što zavise od strukture i dinamike planiranog razvoja. Problemi oko strukture su u tome što sektorski proizvodni koeficijenti nisu medjusobno nezavisni, dok je zavisnost intervalnog proizvodnog koeficijenta od dinamike rasta fiksnih fondova odnosno učešća investicija u društvenom proizvodu teško kvantificirati.

22. Mada proizvodni koeficijent predstavlja ograničenje jer definiše na koji je način moguće pomoću porasta fiksnih fondova u datim uslovima povećati proizvodnju, ovo je ograničenje dosta fleksibilno i u osetnoj meri rezultat efikasnosti organizacije društva kao celine. Stoga je analiza proizvodnih koeficijenata interesantna za proveravanje efikasnosti ekonomske politike i organizacije u privredi jer je u varijacijama proizvodnih koeficijenata već eliminisan uticaj kvantiteta fiksnih fondova kao veoma važnog materijalnog faktora proizvodnje. Mada proizvodni koeficijenti sadrže elemente za ocenu efikasnosti organizacije privrede, njihova upotrebljivost u ovu svrhu je ograničena jer je taj efekat veoma teško odvojiti od uticaja ostalih faktora.

23. Proizvodni koeficijenti fiksnih fondova ne pokazuju ni čisti doprinos proizvodnji koji potiče od fiksnih fondova ni njihov udeo u raspodeli dohotka. Oni ne mogu predstavljati čistu meru opšte efikasnosti privrede ni samo efikasnosti fiksnih fondova jer zavise i od supstitucije faktora proizvodnje. Opšta efikasnost privredne delatnosti se ne može oceniti pomoću proizvodnih koeficijenata jer nisu poznati ni ostali raspoloživi resursi ni struktura preferencija društva. Proizvodni koeficijent kao ex post odnos ne meri ni maksimalne ni optimalne mogućnosti neke privrede odnosno njen kapacitet. Pored toga, on ne može da služi kao kriterijum za investiranje jer ne uzima u obzir potrebu za ostalim faktorima proizvodnje, a pored toga fiksni fondovi ne predstavljaju onaj proizvodni faktor u odnosu na koji se u krajnjoj meri optimizira proizvodna delatnost društva.

24. Moglo bi se reći da je interesovanje za proizvodni koeficijent fiksnih fondova u drugoj polovini ovog veka rezultat velikih promena u ulozi ekonomske nauke kao faktora privrednog razvoja u vezi sa promenama u svetu. Makro ekonomska analiza je postala sve interesantnija, ne samo u teoretskom pogledu već kao osnov za usmeravanje privrede i elemenat za ubrzanje privrednog razvoja. Pošto je proizvodni koeficijent invarijantan u odnosu na podelu proizvoda izmedju različitih institucionalnih grupa, on polazi od rezultata sa stanovišta društva kao celine kada ga uporedjuje sa uloženim sredstvima tako da bismo ga mogli smatrati društvenom stopom dobiti.

Može se zaključiti da uprkos jednostavnosti jednofaktorskog modela na kome se zasnivaju proizvodni koeficijenti fiksnih fondova ova razmatranja i rezultati empiričke analize ukazuju na njegovu korisnost kao instrumenta makroekonomske analize. Mada je zbog kompleksnosti odnosa koji on odražava potrebno stalno imati u vidu uslove pod kojima je proizvodni koeficijent fiksnih fondova definisan i ograničenja koja iz toga proizilaze, on predstavlja na nekim područjima veoma značajnu alternativu drugim instrumentima ekonomske analize.

Potrebe daljeg istraživanja

25. Bilo bi potrebno da se ceo metodološki pristup primeni i kod ispitivanja tendencija promene proizvodnih koeficijenata po granama i grupacijama, u cilju utvrdjivanja veličina, stabilnosti i dinamike prosečnih i intervalnih proizvodnih koeficijenata na tom nivou agregacije. Jedna ovakva analiza bi nam pored informacija o karakteristikama proizvodnih koeficijenata na tom nivou agregacije mogla dati značajne informacije o tome gde treba pre svega tražiti uzroke promena odnosno razlika u proizvodnim koeficijentima za ispitivane sektore, u granskoj strukturi sektora ili u nekim drugim faktorima. Pošto su podaci o novoj vrednosti fiksnih fondova na tom nivou veoma oskudni, za neke

slučajeve bilo bi interesantno ispitati stabilnost odnosa izmedju bruto investicija i priraštaja proizvoda u vezi sa predloženom aproksimacijom proizvodne funkcije.

Kao interesantan problem za dalje istraživanje nameće se detaljnije ispitivanje uzroka promena u proizvodnim koeficijentima. Mada je zbog prirode problema teško očekivati odredjene i specifične zaključke, vremenska serija odstupanja od pojedinih proizvodnih funkcija predstavlja s tim u vezi polaznu osnovu za jednu detaljniju istorijsku analizu uticaja specifičnih i opštih, kvantitativnih kao i kvalitativnih faktora na promene u proizvodnim koeficijentima. Pored toga, potrebno je stalno pratiti privredna kretanja i uključivati nove informacije u ispitivane relacije da bi se zapazile promene u dosadašnjim tendencijama i obezbedila adekvatna osnova za kontinuirani pristup planiranju.

P R I L O Z I

I. ANALIZA PROIZVODNIH KOEFICIJENATA ZA JUGOSLOVENSKE REPUBLIKE I NEKE STRANE ZEMLJE

S R B I J A

Izučavanje proizvodnih koeficijenata za Srbiju je posebno interesantno iz dva razloga. Prvo, Srbija kao naša najveća republika u kojoj se nalazi nešto više od 1/3 svih jugoslovenskih proizvodnih fiksnih fondova i koja daje preko 1/3 našeg društvenog proizvoda, zbog velikog pondera veoma značajno utiče na vrednosti proizvodnih koeficijenata za Jugoslaviju, tako da je važno da se uoče tendencije koje su za nju karakteristične. Drugo, Srbija predstavlja najvažniji poljoprivredni rejon Jugoslavije dajući približno 1/2 naše poljoprivredne proizvodnje. U njezinoj strukturi zauzima poljoprivreda važnije mesto nego u bilo kojoj drugoj republici, čak i na kraju perioda poljoprivreda predstavlja preko 1/3 proizvodnih fiksnih fondova odnosno proizvoda republike. Ukoliko bi se kod fiksnih fondova uzela u obzir i vrednost zemljišta, odnosno obračunavala vrednost društvenog proizvoda po sadašnjim cenama, značaj poljoprivrede u privredi Srbije još bi više došao do izražaja.

A. ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA

Vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata za Srbiju za ranije definisane agregate, koje su izračunate iz osnovnih podataka za društveni proizvod i fiksne fondove za period 1952–1962, date su u tabeli S–1. Kao za sve ostale republike, metodologija istraživanja obrazložena je ranije, tako da će se ovde prezentirati samo rezultati empiričkog dela istraživanja sa komentarom.

1. Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta

Zaključci o značajnosti trenda prosečnog proizvodnog koeficijenta za global i pojedine sektore, na osnovu Kendallovog testa, potpuno su istovetni sa onima za Jugoslaviju u celini. Poljoprivreda, gradjevinarstvo i zanatstvo ne pokazuju nikakav značajan trend prosečnog proizvodnog koeficijenta, dok je porast prosečnog koeficijenta značajan u ostalim slučajevima.

Relativni porast fiksnih fondova u Srbiji je takodje veoma sličan porastu fiksnih fondova u Jugoslaviji, kako za global tako i za pojedine sektore.

Tabela S–1

PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENTI FIKSNIH FONDOVA ZA SRBIJU

(ukupno i po privrednim oblastima)

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo +	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1952.	0,1247	0,2342	0,3185	0,2664	0,0381	0,7962	1,2069	0,5918	0,7901
1953.	0,1534	0,2838	0,3114	0,4217	0,0403	0,8198	1,1731	0,6448	0,8123
1954.	0,1448	0,2652	0,3212	0,3299	0,0419	0,8695	1,3348	0,7192	0,7950
1955.	0,1622	0,2943	0,3460	0,3953	0,0511	0,8506	1,1653	0,7299	0,8114
1956.	0,1493	0,2682	0,3563	0,2915	0,0486	0,8359	0,9919	0,7327	0,8460
1957.	0,1915	0,3405	0,4060	0,4625	0,0546	0,9246	1,1523	0,7596	0,9474
1958.	0,1788	0,3149	0,4410	0,3291	0,0616	0,9040	1,0106	0,7636	0,9524
1959.	0,2182	0,3813	0,4619	0,5179	0,0663	0,9354	1,0849	0,7416	0,9924
1960.	0,2093	0,3610	0,4890	0,3913	0,0794	0,9350	1,1925	0,6926	0,9708
1961.	0,2016	0,3444	0,4577	0,3451	0,0738	0,9753	1,4868	0,7108	0,9206
1962.	0,2026	0,3448	0,4515	0,3495	0,0732	0,9399	1,5012	0,6835	0,8596

Tabela S–2

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA
PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Srbija, 1952–1962.

Ukupno	37++
Privreda	37++
Industrija	33++
Poljoprivreda	13
Saobraćaj	47++
Ostalo +	43++
Gradjevinarstvo	7
Zanatstvo	13
Ostalo	31++

\+ Trend značajan na nivou 5%.
++ Trend značajan na nivou 1%.

Ako uporedimo prosečne stope porasta prosečnog proizvodnog koeficijenta iz tabele S–3 sa zaključcima o značajnosti trenda iz tabele S–2, vidimo da poljoprivreda opet pokazuje veću prosečnu stopu rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta od sektora ostalo+, dok bi ustvari trebalo

Tabela S–3

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI
EMPIRIČKIH VREDNOSTI ZA 1952. I 1962. GODINU

	Indeks 1962/1952.			Prosečna stopa rasta p za period 1952–62. (u %)
	P	K	p	
Ukupno	244	150	162	4,9
Privreda	244	166	147	3,9
Industrija	337	238	142	3,5
Poljoprivreda	194	148	131	2,7
Saobraćaj	263	136	192	6,7
Ostalo +	215	182	118	1,7
Gradjevinarstvo	253	203	124	2,2
Zanatstvo	164	142	115	1,4
Ostalo	221	203	109	0,8

da bude obrnuto. Naime, 1952. godina je slučajno bila veoma loša što se tiče poljoprivrede, tako da porast do 1962. godine izgleda veći nego što jeste ako se posmatra tendencija perioda kao celine;

dok je vrednost za sektor ostalo $^{+}$ u 1962. godine slučajno niža u odnosu na prethodnu. U ovim slučajevima odnosi, izračunati na osnovu vrednosti za prvu i poslednju godinu, iskrivljuju pravu sliku odnosa.

2. Strukturne karakteristike

Razlike u sektorskim prosečnim proizvodnim koeficijentima su veoma izrazite. Ako posmatramo relativne sektorske proizvodne koeficijente, jedino je relativni koeficijent za saobraćaj manji od 1, za industriju i poljoprivredu kreće se od 1 do 1,5, a za sektor ostalo^{+} nešto ispod 3. Odnosi su inače veoma slični onima za Jugoslaviju, i ovde su vrednosti za ostalo^{+} dvanaest do dvadeset puta veće od onih za saobraćaj. Razlike su još veće ako se ove poslednje uporede sa onima za gradjevinarstvo. U odnosu na vrednosti za Jugoslaviju jedino je relativni proizvodni koeficijent za sektor ostalo, i preko toga za sektor ostalo^{+}, za Srbiju veći.

Vrednosti za saobraćaj su očito najniže, a vrednosti za sektor ostalo^{+} najviše; Kruskal–Wallisov test za sva četiri velika sektora pokazuje, naravno, značajne razlike. Medjutim, vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za industriju i poljoprivredu u proteklom periodu se prema Wilcoxonovom testu ne razlikuju. U rodnim godinama je prosečni proizvodni koeficijent za poljoprivredu veći od odgovarajućeg za industriju, i obrnuto.

Isto tako i analiza rangova sektorskih vrednosti za pojedine godine ukazuje na veoma značajne razlike jer se rangovi sektorskih koeficijenata praktično uopšte ne menjaju u celom periodu. U svim godinama gradjevinarstvo zauzima rang 1, zanatstvo 2, ostalo 3, saobraćaj 6; jedino se rangovi za industriju i poljoprivredu isprepliću, zauzimajući alternativno rangove 4 ili 5.

Ovi rezultati ukazuju na veoma izrazite razlike izmedju pojedinih sektorskih prosečnih proizvodnih koeficijenata, jedino se razlike za poljoprivredu i industriju u tom periodu nisu pokazale značajnim. U sledećem odeljku će se pokušati oceniti uticaj strukture odnosno strukturnih promena na vrednost globalnog proizvodnog koeficijenta.

3. Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Analizirajući empiričke vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta, interesantno je pokušati da se ukupna promena globalnog proizvodnog koeficijenta dekomponuje na čisti efekat promena sektorskih proizvodnih koeficijenata i čisti efekat promene strukture. Globalni proizvodni koeficijent za Srbiju porastao je izmedju 1952. i 1962. za nešto manje od polovine. U ovom slučaju su ocene pomoću Laspeyresove i Paaschejeve metode podudaraju, moglo bi se reći da približno 21% porasta globalnog koeficijenta otpada na strukturnu komponentu, a 79% na povećanje sektorskih proizvodnih koeficijenata. Odnosno, kod ispoljene promene sektorskih koeficijenata za četiri velika sektora izmedju 1952. i 1962. godine globalni proizvodni koeficijenat bi uz nepromenjenu strukturu porastao na 135% početne vrednosti; sama promena strukture u tom periodu povećala bi globalni koeficijent za 9,5%. Obe komponente deluju u pravcu povećanja globalnog proizvodnog koeficijenta, ali

Tabela S–4

RELATIVNI PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENT ZA SRBIJU

	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo +	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1952.	1,00	1,36	1,14	0,16	3,40	5,15	2,53	3,37
1953.	1,00	1,10	1,49	0,14	2,89	4,13	2,27	2,86
1954.	1,00	1,21	1,24	0,16	3,28	5,03	2,71	3,00
1955.	1,00	1,18	1,34	0,17	2,89	3,96	2,48	2,76
1956.	1,00	1,33	1,09	0,18	3,12	3,70	2,73	3,15
1957.	1,00	1,19	1,36	0,16	2,72	3,38	2,23	2,78
1958.	1,00	1,40	1,05	0,20	2,87	3,21	2,43	3,03
1959.	1,00	1,21	1,36	0,17	2,45	2,84	1,94	2,60
1960.	1,00	1,35	1,08	0,22	3,59	3,30	1,92	2,69
1961.	1,00	1,33	1,00	0,21	2,83	4,32	2,06	2,67
1962.	1,00	1,31	1,01	0,21	2,73	4,35	1,98	2,49

je uloga strukturne promene u odnosu na promene sektorskih proizvodnih koeficijenata manje značajna za Srbiju nego što je to slučaj za Jugoslaviju u celini.

Tabela S–5

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS GLOBALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI ZA 1952. I 1962. GODINU

		Srbija
Empiričke vrednosti *	p_{oo}	0,2338
	p_{tt}	0,3456
	I_p	147,8
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,2559
	p_{to}	0,3154
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	109,5
	$I_{w(P)}$	109,6
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	134,9
	$I_{p(P)}$	135,0

* Vidi napomenu uz tabelu 5

B. ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Najvažniji rezultati za proizvodne funkcije za Srbiju dati su u tabeli S–6. Svi koeficijenti korelacije su visoki, osim onoga za poljoprivredu, gde linearna korelacija nije značajna na nivou 5%, ali se pretpostavka o nepostojanju linearne asocijacije izmedju fiksnih fondova i društvenog proizvoda u poljoprivredi može odbaciti na nivou signifikantnosti od 1%.

Ovde četiri od devet proizvodnih funkcija pokazuj u značajnu pozitivnu autokorelaciju odstupanja, to su industrija i sva tri sektora koja sačinjavaju sektor ostalo$^+$. Interesantno je primetiti da uprkos tome sektor ostalo$^+$ ne pokazuje značajnu autokorelaciju odstupanja, očito se promene tendencija u tim sektorima ne superponiraju nego se kompenziraju unutar agregata. Nešto slično se dešava i u privredi, gde su odstupanja u industriji značajno pozitivno autokorelirana a odstupanja u poljoprivredi pokazuju izvesnu negativnu autokorelaciju (mada ne značajnu). Ali je u globalu slučajnost odstupanja van svake diskusije.

Tabela S–6

PROIZVODNA FUNKCIJA NA BAZI FIKSNIH FONDOVA ZA SRBIJU
(PO PRIVREDNIM OBLASTIMA)

Vremenska serija 1952–1962.

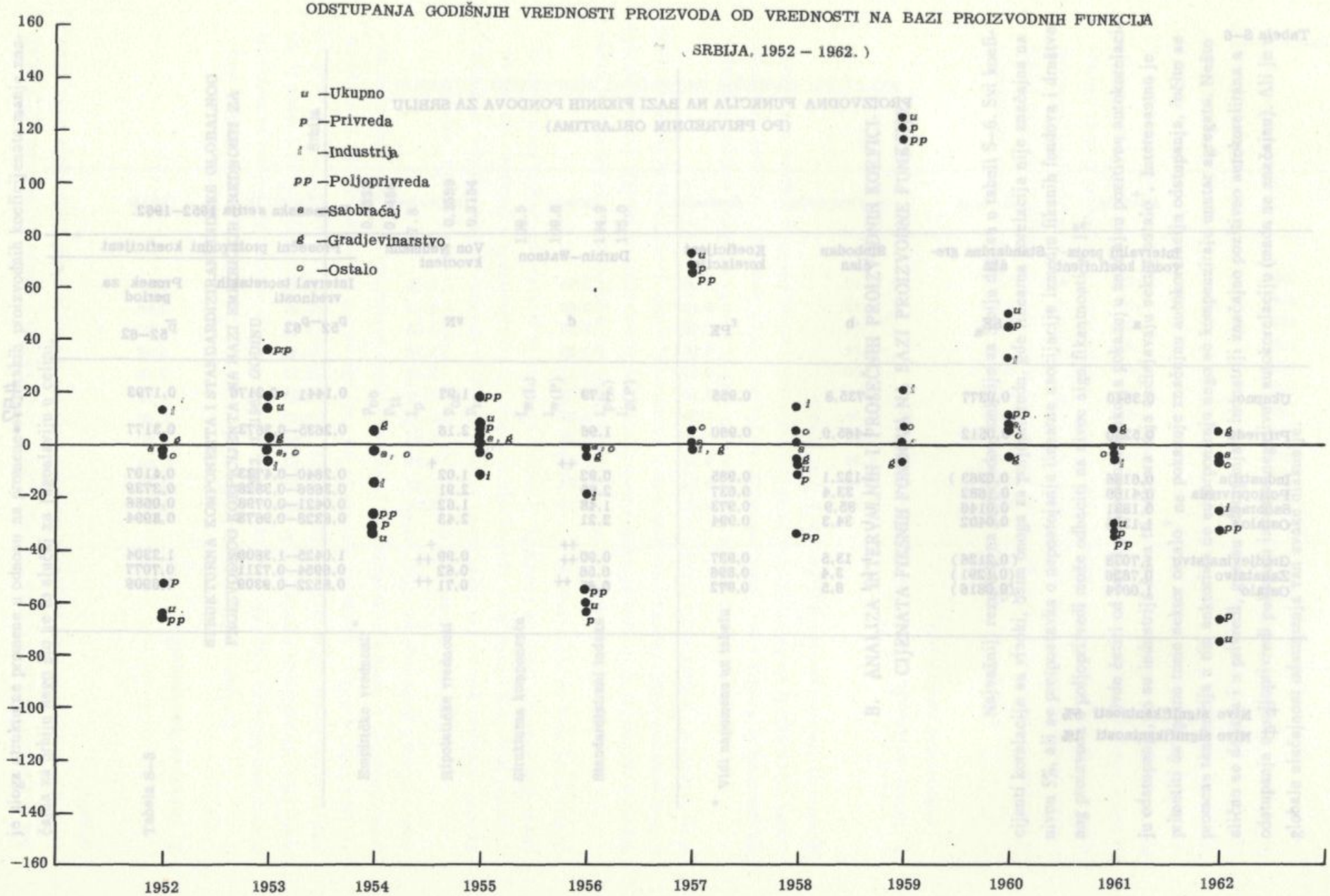
	Intervalni proizvodni koeficijent	Standardna greška	Slobodan član	Koeficijent korelacije	Durbin–Watson	Von Neumann kvocient	Prosečni proizvodni koeficijent	
							Interval teoretskih vrednosti	Prosek za period
	a	SE_a	b	r_{PK}	d	vN	$p_{52}-p_{62}$	$\bar{p}_{52-62}$
Ukupno	0,3640	0,0377	–735,8	0,955	1,79	1,97	0,1441 –0,2176	0,1793
Privreda	0,5250	0,0512	–465,9	0,960	1,96	2,16	0,2635–0,3673	0,3177
Industrija	0,6196	(0,0363)	–132,1	0,985	0,92 ++	1,02 +	0,2840–0,4783	0,4107
Poljoprivreda	0,4169	0,1682	– 33,4	0,637	2,65	2,91	0,3666–0,3828	0,3739
Saobraćaj	0,1831	0,0146	– 85,9	0,973	1,48	1,62	0,0421–0,0798	0,0586
Ostalo+	1,1325	0,0402	– 34,3	0,994	2,21	2,43	0,8328–0,9678	0,8994
Gradjevinarstvo	1,7078	(0,2126)	– 13,5	0,937	0,90 ++	0,99 ++	1,0425–1,3808	1,2304
Zanatstvo	0,7826	(0,1291)	– 3,4	0,896	0,56	0,62	0,6954–0,7211	0,7077
Ostalo	1,0074	(0,0816)	– 8,5	0,972	0,65 ++	0,71 ++	0,8522–0,9309	0,8909

\+ Nivo signifikantnosti 5%
++ Nivo signifikantnosti 1%

Graf S–1

ODSTUPANJA GODIŠNJIH VREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA

(SRBIJA, 1952 – 1962.)



Naravno, zbog signifikantne korelacije odstupanja i teoretske vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za ta četiri slučaja iz tabele S–6, kao i odgovarajući izvedeni indikatori u tabeli S–7, ne mogu se smatrati potpuno adekvatnim jer su izračunati pod pretpostavkom linearnosti proizvodne funkcije odnosno konstantnosti intervalnog proizvodnog koeficijenta, dok testovi pokazuju da takav odnos izmedju definiranih veličina ne postoji. Zbog toga treba u takvim slučajevima vrednosti u tabeli S–6 smatrati samo jednom grubom aproksimacijom u smislu deskriptivne regresije (koja jedino donekle popravlja efekat slučajnosti odstupanja prve i poslednje godine u odnosu na ostale) jer simultano ocenjivanje vrednosti prosečnog i intervalnog proizvodnog koeficijenta, koje se bazira na uobičajenim pretpostavkama o proizvodnim koeficijentima, zadržava svoj puni smisao samo kod pravilne strukturne specifikacije. Ako se utvrdilo da se linearna specifikacija proizvodne funkcije ne može smatrati adekvatnom onda nema baš mnogo smisla reći da postoji neka konstantna vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta, odnosno nju izračunavati, ako se zna da se ona menja.

U takvim slučajevima se kao alternativa postavlja traženje nekih nelinearnih oblika specifikacije koji bi pravilnije specificirali taj empirički odnos. Odnosno, može se pokušati da se jedan takav oblik aproksimira linearnim segmentima tako da se može i dalje ostati u okvirima linearnih proizvodnih funkcija i izražavanja pomoću konstantnog intervalnog proizvodnog koeficijenta. Sektori gradjevinarstvo, zanatstvo i ostalo, koji su zajednički predstavljeni sektorom ostalo+ očigledno pojedinačno nisu toliko važni da bi se isplatilo detaljnije istraživanje u ovakvom tipu makroekonomske analize. To nije slučaj sa industrijom, no pošto pokazuje industrija slična odstupanja u svim republikama, taj će se problem detaljnije obraditi u komparativnoj analizi republika.

Prosečna stopa rasta proizvodnog koeficijenta na osnovu proizvodne funkcije je za global nešto niža od one iz tabele S–3, dok je za industriju osetnije viša, a za poljoprivredu osetnija niža. Slobodni član je značajan u globalu, industriji, saobraćaju i sektoru ostalo+, od četiri velika sektora jedino poljoprivreda ne pokazuje porast prosečnog proizvodnog koeficijenta u posmatranom periodu.

Takodje, elasticiteti proizvodnje u odnosu na fiksne fondove su za taj period veći od jedinice, u svim sektorima je relativni porast društvenog proizvoda bio veći od relativnog porasta fiksnih fondova. Sledi da je elasticitet prosečnog proizvodnog koeficijenta u odnosu na porast fiksnih fondova svugde pozitivan. Mada se numerička vrednost elasticiteta u toku perioda u nekim slučajevima dosta smanjila, i u sektorima sa najbržim porastom fiksnih fondova tempo investiranja u proteklom periodu nije doveo do smanjenja prosečnog proizvodnog koeficijenta.

Dijagram odstupanja empiričkih godišnjih vrednosti društvenog proizvoda od pojedinih proizvodnih funkcija pokazuje veoma sličnu sliku onoj za Jugoslaviju. Jedino je u Srbiji 1961. godina zbog jakog uticaja poljoprivredne proizvodnje već izrazito loša. Takodje, u svim godinama predznak odstupanja za privredu je jednak predznaku odstupanja za poljoprivredu, dok to često nije slučaj u odnosu na industriju. Važe isti osnovni zaključci kao za Jugoslaviju u celini.

Testiranje jednakosti sektorskih intervalnih proizvodnih koeficijenata nailazi na iste poteškoće koje su već diskutirane u odgovarajućem odeljku za Jugoslaviju. Najveća smetnja je svakako vanredno velika varijabilnost koeficijenta za poljoprivredu, pogotovo kad se uzme u obzir i njen uticaj na heterogenost varijansi.

Tabela S–7

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Srbija, period 1952–1962.

	Indeks porasta I_p	Prosečna stopa rasta p(u%)	Značajnost slobodnog člana $t = \frac{b'}{SE_b}$	Elasticitet prosečnog proizvodnog koeficijenta η_{p_K}		Elasticitet proizvodnje η_{PK}	
				1952.	1962.	1952.	1962.
Ukupno	151	4,2	–4,88 ++	1,53	0,67	2,53	1,67
Privreda	139	3,3	–4,00 ++	0,99	0,43	1,99	1,43
(Industrija)*	168	5,3	(–5,58)	1,18	0,30	2,18	1,30
Poljoprivreda	104	0,4	–0,25	0,14	0,09	1,14	1,09
Saobraćaj	190	6,6	–8,49 ++	3,35	1,29	4,35	2,29
Ostalo +	116	1,5	–5,68 ++	0,36	0,17	1,36	1,17
(Gradjevinarstvo)*	133	2,9	(–2,18)	0,64	0,24	1,64	1,24
(Zanatstvo)*	104	0,4	(–0,58)	0,13	0,09	1,13	1,09
(Ostalo)*	109	0,9	(–1,38)	0,18	0,08	1,18	1,08

* Vrednosti t iz transformiranih relacija iznose: za industriju –2,43 +, za gradjevinarstvo –1,95+, za zanatstvo 2,23+, za ostalo 1,00.

\+ Signifikantan na nivou 5%.

++ Signifikantan na nivou 1%.

Tabela S–8

VREDNOSTI F ZA TESTIRANJE JEDNAKOSTI SEKTORSKIH INTERVALNIH KOEFICIJENATA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Srbija, 1952–1962.

Sektori	Testiranje jednakosti nagiba F_1
1, 2, 3, 4	5,04++
1, 2, 3	4,20+
1, 2, 4	2,66
1, 3, 4	48,10++
2, 3, 4	3,52+
1, 2	1,82
1, 3	48,91++
1, 4	13,41++
2, 3	1,26
2, 4	2,75
3, 4	540,49++

\+ Nivo signifikantnosti 5%
++ Nivo signifikantnosti 1%

Jedino varijanse za saobraćaj i sektor ostalo+ nisu značajno različite, dok je rezidualna varijansa za industriju čak dvadesetak puta veća od te vrednosti, a za poljoprivredu još oko deset puta veća od one za industriju. Iz tih razloga test formalno pokazuje da se intervalni koeficijent za poljoprivredu ne razlikuje od vrednosti za industriju i ostalo+, odnosno od intervalnog koeficijenta za saobraćaj. Ukoliko izostavimo poljoprivredu, ostali sektorski intervalni proizvodni koeficijenti su značajno različiti.

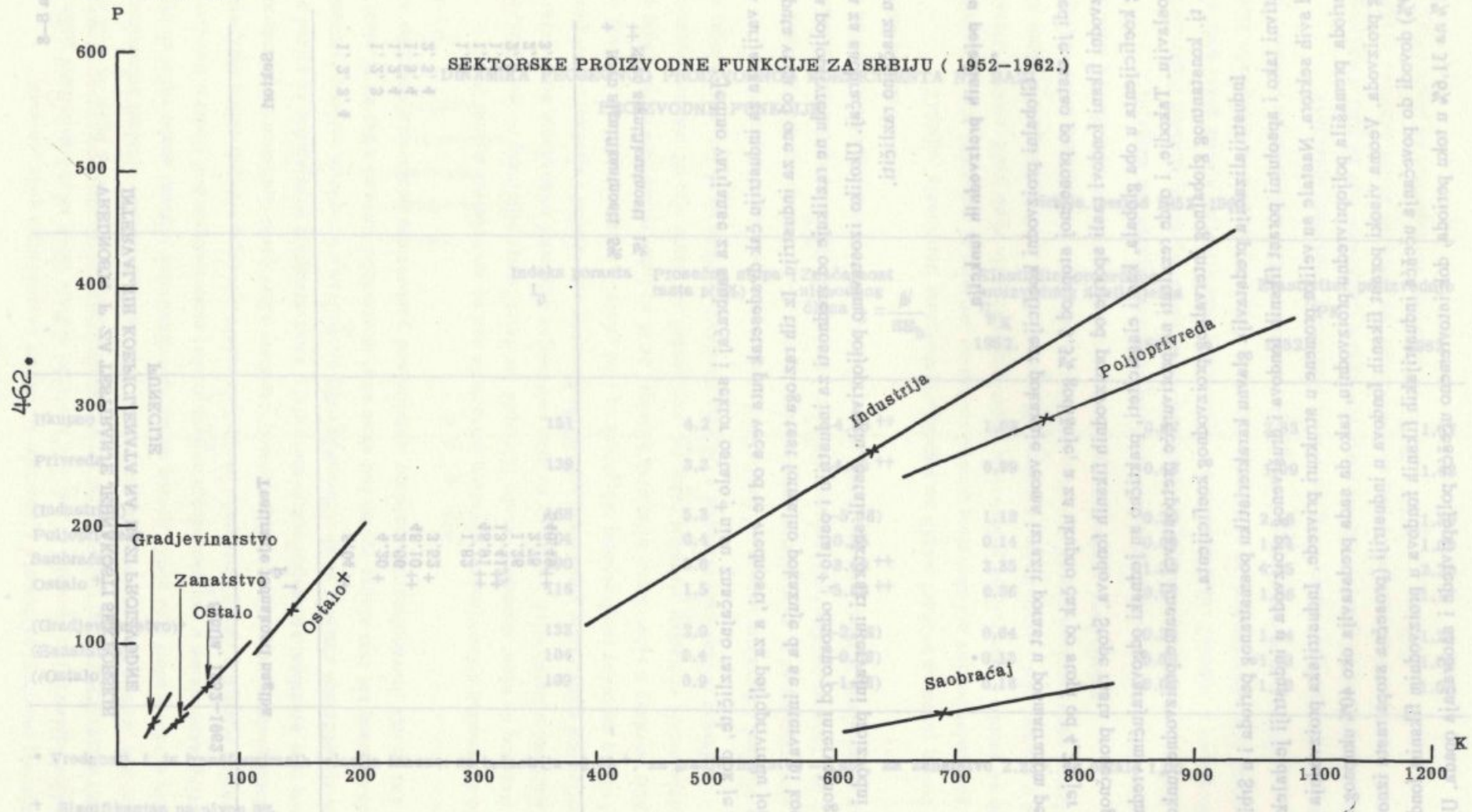
Analiza pojedinih proizvodnih funkcija

Globalni proizvodni koeficijent pokazuje veoma izrazit porast u posmatranom periodu, u privredi je rastao po prosečnoj stopi od 3,3% godišnje, a za ukupno čak po stopi od 4,2% jer su neproizvodni fiksni fondovi rasli sporije od proizvodnih fiksnih fondova. Stope rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta u oba globala, kao i elasticiteti, praktično su jednaki odgovarajućim vrednostima za Jugoslaviju. Takodje, i ovde rezultati ne protivureče pretpostavci linearne proizvodne funkcije za global, tj. konstantnog globalnog intervalnog proizvodnog koeficijenta.

Industrijalizacija predstavlja glavnu karakteristiku posmatranog perioda i u Srbiji. Kako relativni tako i apsolutni porast fiksnih fondova i društvenog proizvoda u industriji je daleko najveći od svih sektora. Nastale su velike promene u strukturi privrede. Industrijska proizvodnja je pred kraj perioda premašila poljoprivrednu proizvodnju, tako da sada predstavlja oko 40% ukupnog društvenog proizvoda. Veoma visoki porast fiksnih fondova u industriji (prosečna stopa rasta iznosi nešto preko 9%) dovodi do povećanja učešća industrijskih fiksnih fondova u proizvodnim fiksnim fondovima od 22,1% na 31,6% u toku perioda, dok istovremeno učešće poljoprivrede i saobraćaja opada. Uprkos

Graf S–2

SEKTORSKE PROIZVODNE FUNKCIJE ZA SRBIJU (1952–1962.)



takvom porastu fiksnih fondova industrija pokazuje i visoku prosečnu stopu rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta. Medjutim, proizvodna funkcija za industriju se ne može smatrati posve adekvatnom zbog značajne autokorelacije odstupanja, tako da je verovatno ovaj porast prosečnog proizvodnog koeficijenta nešto precenjen.

I pored očite razlike u dinamici rasta fiksnih fondova (prosečna stopa rasta 4%), fiksni fondovi poljoprivrede u Srbiji na kraju perioda još uvek su veći od fiksnih fondova u industriji. Ova karakteristika privrede Srbije bila bi još više naglašena ukoliko bi ovu vrednosti fiksnih fondova u poljoprivredi još povećali uzimanjem u obzir zemlje kao važnog prirodnog proizvodnog faktora. Kako se ponuda zemlje može smatrati fiksnom, to ne bi uticalo na vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta, jedino bi se promenila vrednost prosečnog koeficijenta. Tako izgleda dosta jednostavnije ako se vrednost zemljišta kao takvo ne uključuje u vrednost fiksnih fondova.

Moglo se očekivati da će se na primeru Srbije još jasnije pokazati karakteristike proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova u poljoprivredi. Tako je varijabilnost intervalnih, pa i prosečnih, proizvodnih koeficijenata još veća nego u slučaju Jugoslavije u celini, koeficijent korelacije je još niži, a tendencija ka negativnoj autokorelaciji odstupanja jasnija (vidi graf S–1). Osim te razlike u jačini ispoljavanja raniji komentar važi i za poljoprivredu Srbije.

Saobraćaj takodje pokazuje tendencije jednake onima za Jugoslaviju u celini. I ovde je vanredno visoka prosečna stopa porasta prosečnog proizvodnog koeficijenta u saobraćaju od 6,6% godišnje jedna od važnijih komponenata porasta globalnog koeficijenta, odnosno dosta visokih elasticiteta proizvodnje privrede u celini.

Sektor ostalo pokazuje značajan, mada umeren porast prosečnog proizvodnog koeficijenta, što je očito rezultat kompenzacije suprotnih tendencija komponenti; u gradjevinarstvu je u transformiranoj relaciji slobodni član negativan i značajno različit od 0, dok je u zanatstvu pozitivan i isto tako značajan. No, iz ranije navedenih razloga vrednosti za gradjevinarstvo, zanatstvo i ostalo u tabelama S–6 i S–7 prezentirane su pre svega zbog ilustracije kompozicije sektora ostalo+.

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Vrednosti dobijene na osnovu proizvodnih funkcija za Srbiju razlikuju se od onih na osnovu prve i poslednje godine perioda u tabeli S–5. Prvo, ukupan porast je manji za skoro deset indeksnih poena, što je u stvari efekat svodjenja nenormalno niske empiričke vrednosti za poljoprivredu u 1952. godini na ocenjenu vrednost. Drugo, zbog toga su nerealno visoke vrednosti Laspeyresovih indeksa snižene, a i standardizirani indeks je ranije precenjivao efekat povećanja sektorskih proizvodnih koeficijenata. U tabeli S–9 Paaschejevi indeksi veći su od Laspeyresovih, što adekvatnije odražava činjenicu da su se u toku perioda poboljšali kako struktura tako i sektorski proizvodni koeficijenti, pa je apsolutni efekat intersektorskih promena na bazi tekućeg perioda ($p_{tt} - p_{to}$) čak dva puta veći od odgovarajućeg efekta na bazi baznog perioda ($p_{ot} - p_{oo}$).

U tri od četiri sektora zabeležen je značajan porast prosečnog proizvodnog koeficijenta, tako da se mogla očekivati visoka vrednost standardiziranog indeksa globalnog proizvodnog koeficijenta. Sa druge strane, uticaj strukturne promene, mada znatan, relativno je manji u slučaju

Tabela S–9

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI SEKTORSKIH PROIZVODNIH FUNKCIJA

Srbija, 1952–1962.

Ocenjene vrednosti	p_{oo}	0,2673
	p_{tt}	0,3689
	I_p	138,0
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,2820
	p_{to}	0,3378
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	105,5
	$I_{w(P)}$	109,2
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	126,4
	$I_{p(P)}$	130,8

Srbije nego što je bio za Jugoslaviju u celini. U Srbiji na strukturnu komponentu otpada negde između 17% i 23%, a na povećanje sektorskih proizvodnih koeficijenata između 77% i 83% porasta globalnog koeficijenta. Obračun na osnovu baznog perioda jače naglašava komponentu efikasnosti, jer je ocenjena vrednost proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu u 1952. godini veća od odgovarajuće za industriju, što nije više slučaj u 1962. godini, tako da je na osnovu Paaschejevih indeksa jače naglašena strukturna komponenta. Naime, u tom slučaju pored sniženja učešća saobraćaja u privrednim fiksnim fondovima od 34,2% na 28,2% i smanjeno učešće poljoprivrede, od 37,3% na 33,2%, predstavlja tendenciju ka povoljnijoj strukturi.

C. REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Tabele S–10 i S–11 prezentiraju numeričke vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta izračunatih na osnovu pomenutih pet metoda i njihove relativne efikasnosti objašnjavanja empiričkih kretanja. I ovde su intervalni proizvodni koeficijenti prema metodama 1 i 2 dosta bliski; mada razlike samo u približno polovini slučajeva prelaze 10% vrednosti koeficijenata, suma kvadrata odstupanja je kod metode 2 barem dva puta veća. Metoda 3 očito ne zadovoljava; metoda 4 daje u većini slučajeva vrednosti intervalnog koeficijenta manje od onih po metodi 1, tako da su sume kvadrata odstupanja u proseku oko četiri puta veće. Metoda 5, prosta aritmetička sredina godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta, daje u slučaju Srbije čak manja odstupanja nego metoda 2. Numeričke vrednosti koeficijenata u većini slučajeva veće su kod metode 5 od onih iz proizvodne funkcije. Sa druge strane, ocene intervalnog koeficijenta po metodi 5 imaju veoma velike

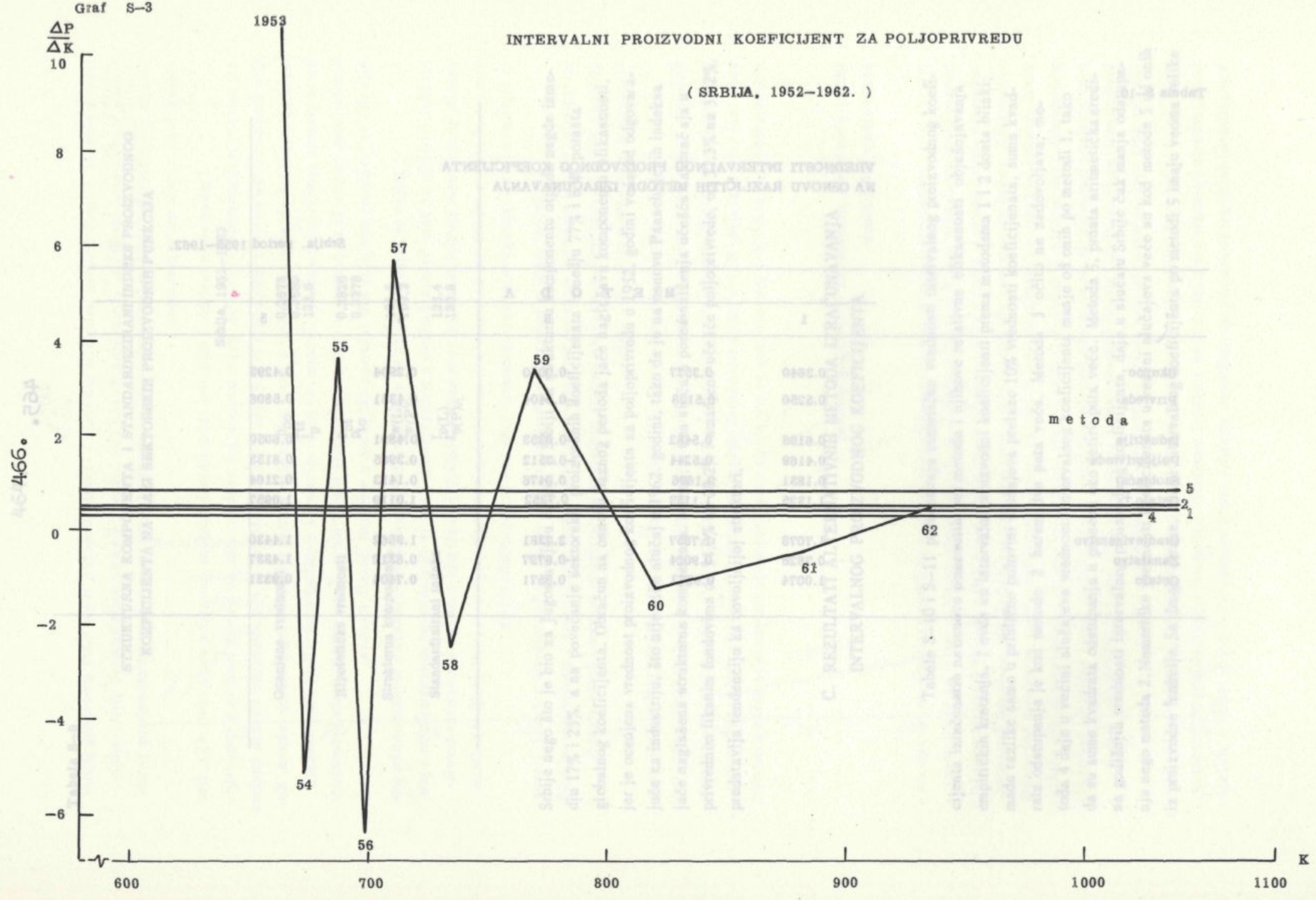
Tabela S–10

VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA OSNOVU RAZLIČITIH METODA IZRAČUNAVANJA

Srbija, period 1952–1962.

	METODA				
	1	2	3	4	5
Ukupno	0,3640	0,3577	–0,0050	0,2904	0,4293
Privreda	0,5250	0,5128	–0,0404	0,4331	0,5808
Industrija	0,6196	0,5482	–0,0353	0,4891	0,6050
Poljoprivreda	0,4169	0,5244	–0,3512	0,2905	0,8133
Saobraćaj	0,1831	0,1696	0,0476	0,1413	0,2164
Ostalo +	1,1325	1,1153	0,7252	1,0119	1,0957
Gradjevinarstvo	1,7078	1,7857	2,7381	1,9862	1,4430
Zanatstvo	0,7826	0,9024	–0,6797	0,6312	1,4337
Ostalo	1,0074	0,9272	0,3571	0,7404	0,9331

Graf S–3


INTERVALNI PROIZVODNI KOEFICIJENT ZA POLJOPRIVREDU
(SRBIJA, 1952–1962.)
ΔP/ΔK
10
8
6
4
2
0
−2
−4
−6
1953
54
55
56
57
58
59
60
61
62
metoda
5
2
1
4
K
600
700
800
900
1000
1100

standardne greške kako u odnosu na one iz proizvodne funkcije tako i u odnosu na samu vrednost koeficijenata.

Tabela S–11

RELATIVNI ODNOSI SUMA KVADRATA ODSTUPANJA EMPIRIČKIH VREDNOSTI OD OCENJENIH ZA POJEDINE METODE RAČUNANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Srbija, period 1952–1962.

	Metoda				
	1	2	3	4	5
Ukupno	1,00	2,33	27,71	4,93	1,48
Privreda	1,00	2,06	34,31	4,20	1,35
Industrija	1,00	1,47	77,95	3,45	1,35
Poljoprivreda	1,00	2,08	8,89	3,36	1,78
Saobraćaj	1,00	2,30	21,53	5,17	1,58
Ostalo +	1,00	2,70	26,59	6,90	3,25
Gradjevinarstvo	1,00	1,83	8,38	2,80	1,25
Zanatstvo	1,00	3,78	44,47	7,42	3,83
Ostalo	1,00	2,26	15,15	5,53	2,20

Čak i ako uzmemo u obzir notoran primer velike varijabilnosti – sektor poljoprivrede, gde su razlike izmedju različitih ocena intervalnog proizvodnog koeficijenta (mada medjusobno relativno velike) u odnosu na varijacije godišnjih vrednosti intervalnog koeficijenta male, i tu daju ostale metode u proseku dva puta slabije prilagodjavanje nego metoda 1. Dakle, čak u slučaju gde se proizvodna funkcija pokazala najmanje pouzdanom, gde je koeficijent korelacije izmedju fiksnih fondova i društvenog proizvoda jedva značajan, ovaj način izračunavanja pokazuje svoje prednosti.

Udeo poljoprivredne proizvodnje u Srbiji je toliko značajan da su velika kolebanja te proizvodnje u tri navrata prouzrokovala i negativne godišnje vrednosti globalnog intervalnog proizvodnog koeficijenta za Srbiju. Graf S–3 pokazuje te varijacije u poljoprivredi. Izgleda da se njihov intenzitet pred kraj perioda smanjuje. Ovaj je graf utoliko interesantan što predstavlja najizrazitiju sliku varijacija poljoprivredne proizvodnje kod nas, koja ostaje predominantna crta varijacija intervalnih koeficijenata za celu privredu Srbije, a sa izuzetkom 1961. i 1962. godine i privrede Jugoslavije u celini. Tek u 1961. godini i 1962. pad intervalnog koeficijenta u jugoslovenskoj industriji je toliko velik da smer promene globalnog godišnjeg proizvodnog koeficijenta za Jugoslaviju ne sledi više odgovarajuću promenu za poljoprivredu Srbije.

Godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta industrije za Srbiju pokazuju nešto drukčiju tendenciju nego one za Jugoslaviju. U oba slučaja njegova vrednost se ne mora smatrati konstantnom za ceo period, ali opadanje godišnjih vrednosti počinje u Srbiji već u 1958. godini, dok u Jugoslaviji tek u 1961. godini.

Tabela S–12

GODIŠNJE VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA ZA SRBIJU

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1953.	1,361	1,564	0,260	10,644	0,366	–0,000	–0,200	4,800	–0,400
1954.	– 0,202	– 0,260	0,423	–5,105	0,197	2,133	3,923	4,000	0,391
1955.	0,790	1,080	0,701	3,626	0,602	0,500	–1,333	1,000	1,091
1956.	– 0,311	– 0,412	0,464	–6,318	– 0,053	0,517	–3,100	0,833	1,417
1957.	1,375	1,888	1,057	5,658	0,218	3,000	5,100	1,818	2,771
1958.	– 0,116	– 0,167	0,983	–2,469	0,217	0,602	–0,333	0,875	1,020
1959.	1,044	1,572	0,800	3,360	0,209	1,317	1,686	0,967	1,400
1960.	0,052	0,073	0,809	–1,274	0,377	0,931	2,333	– 0,240	0,810
1961.	0,080	0,120	0,157	–0,430	– 0,029	1,400	4,688	1,036	0,495
1962.	0,219	0,350	0,397	0,442	0,060	0,557	1,667	0,148	0,336

Analiza godišnjih vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata je veoma otežana zbog njihove velike varijabilnosti. Naravno, opet je poljoprivreda ona koja utiče na to da je Kendallov test saglasnosti rangova nesignifikantan za četiri velika sektora. Ako nju izostavimo rangiranje godišnjih vrednosti za industriju, saobraćaj i sektor ostalo+ slaže se sa ranijim zaključcima.

U ovakvoj situaciji je još interesantno ispitati da li godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta pokazuju neki značajan trend. Tabela S–13. ukazuje samo na značajan

Tabela S–13

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA GODIŠNJIH VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Srbija, 1953–1962.

Ukupno	1
Privreda	1
Industrija	3
Poljoprivreda	– 5
Saobraćaj	–11
Ostalo +	11
Gradjevinarstvo	9
Zanatstvo	–25+
Ostalo	– 3

+ Trend značajan na nivou 5%.

opadajući trend intervalnog koeficijenta za zanatstvo, za ostale slučajeve vrednosti S nisu značajne. U industriji, gradjevinarstvu i sektoru ostalo, za koje je odgovarajući test pokazao da je autokorelacija odstupanja značajna, radi se o promenama tendencija unutar perioda, dok neka tendencija trenda koja bi važila za ceo period nije uočljiva.

H R V A T S K A

U Hrvatskoj se nalazi preko 1/4 jugoslovenskih proizvodnih fiksnih fondova. Ova republika takodje daje nešto više od 1/4 našeg društvenog proizvoda. Zajedno sa Srbijom to predstavlja preko 3/5 društvenog proizvoda i proizvodnih fiksnih fondova Jugoslavije, tako da vrednosti proizvodnih koeficijenata za celu zemlju u velikoj meri ovise o vrednostima za te dve republike. Stoga su karakteristike i tendencije proizvodnih koeficijenata za Hrvatsku posebno interesantne. Sa druge strane, kako je za Srbiju karakteristično veliko učešće poljoprivrede u njezinoj strukturi, Hrvatska se izdvaja od ostalih republika po tome da se najviše njenih proizvodnih fiksnih fondova nalazi u sektoru saobraćaja. Ona obuhvata nešto manje od 1/3 fiksnih fondova saobraćaja Jugoslavije i daje nešto više od 1/3 ukupnog društvenog proizvoda tog sektora. Činjenica da se u Hrvatskoj nalazi više fiksnih fondova saobraćaja nego u bilo kojoj drugoj republici uslovljena je pre svega njezinim geografskim položajem, jer fiksni fondovi u vezi sa pomorskim saobraćajem predstavljaju značajan deo fondova tog sektora. Interesantno je posmatrati kako se takva struktura privrede odražava na veličinu i dinamiku proizvodnih koeficijenata.

A. ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA

1. Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta

Na osnovu vremenskih serija empiričkih vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata u tabeli H–1 testirana je značajnost trenda prosečnog proizvodnog koeficijenta u tom periodu, a na osnovu tih vrednosti za prvu i poslednju godinu perioda izračunata je gruba ocena dinamike prosečnog koeficijenta. Kako vidimo, rastući trend prosečnog proizvodnog koeficijenta je značajan u globalu i svim sektorima osim poljoprivrede i zanatstva. Za razliku od Jugoslavije i Srbije ovde Kendallov test pokazuje da je i prosečni proizvodni koeficijent u gradjevinarstvu značajno rastući.

Hrvatska pokazuje nešto nižu dinamiku porasta fiksnih fondova od Jugoslavije u celini, dok su prosečne stope rasta prosečnih proizvodnih koeficijenata na bazi empiričkih

Tabela H–1

PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENTI FIKSNIH FONDOVA ZA HRVATSKU

(ukupno i po privrednim oblastima)

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo +	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1952.	0,1151	0,212 1	0,3897	0,2262	0,0408	0,5764	1,0745	0,7455	0,4224
1953.	0,1289	0,2344	0,3744	0,3081	0,0419	0,6184	1,3212	0,8496	0,4000
1954.	0,1367	0,2456	0,3833	0,2939	0,0493	0,6800	1,3443	0,9957	0,4327
1955.	0,1511	0,2687	0,3994	0,3581	0,0536	0,7003	1,2500	0,9918	0,4828
1956.	0,1416	0,2490	0,3941	0,2884	0,0552	0,6332	1,0457	0,9722	0,4405
1957.	0,1643	0,2860	0,4343	0,3807	0,0625	0,6581	1,1741	0,9961	0,4535
1958.	0,1648	0,2847	0,4425	0,3656	0,0616	0,6442	1,1256	0,9775	0,4494
1959.	0,1735	0,2982	0,4704	0,3639	0,0651	0,6826	1,2632	0,9642	0,4793
1960.	0,1825	0,3112	0,5038	0,3374	0,0711	0,7165	1,4042	0,9626	0,5027
1961.	0,1864	0,3154	0,5043	0,3275	0,0745	0,7393	1,5364	0,9494	0,5104
1962.	0,1845	0,3110	0,5013	0,3152	0,0742	0,6929	1,4146	0,8507	0,4903

Tabela H–2

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Hrvatska, 1952–1962.

Ukupno	51++
Privreda	47++
Industrija	33++
Poljoprivreda	11
Saobraćaj	51++
Ostalo	33++
Gradjevinarstvo	23+
Zanatstvo	11
Ostalo	39++

\+ Trend značajan na nivou 5%
++ Trend značajan na nivou 1%

vrednosti u većini slučajeva nešto veće. Dosta visoka prosečna stopa rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu je očito suviše visoka. Kako taj koeficijent ne pokazuje značajan trend,

Tabela H–3

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI ZA 1952. I 1962. GODINU

	Indeks 1962/1952.			Prosečna stopa rasta p za period 1952–62. (u %)
	P	K	p	
Ukupno	230	144	160	4,8
Privreda	230	157	147	3,9
Industrija	271	211	129	2,6
Poljoprivreda	190	136	139	3,3
Saobraćaj	253	139	182	6,2
Ostalo+	199	165	120	1,8
Gradjevinarstvo	235	178	132	2,8
Zanatstvo	171	150	114	1,3
Ostalo	194	167	116	1,5

lako je uočiti da je to posledica veoma niske vrednosti u 1952. godini. Kako će pokazati analiza na osnovu proizvodnih funkcija, i u većini drugih slučajeva ove su prosečne stope rasta proizvodnih koeficijenata precenjene.

Tabela H–4

RELATIVNI PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENT ZA HRVATSKU

	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1952.	1,00	1,84	1,07	0,19	2,72	5,07	3,52	1,99
1953.	1,00	1,60	1,31	0,18	2,64	5,64	3,62	1,71
1954.	1,00	1,56	1,20	0,20	2,77	5,47	4,05	1,76
1955.	1,00	1,49	1,33	0,20	2,61	4,65	3,69	1,80
1956.	1,00	1,58	1,16	0,22	2,54	4,20	3,90	1,77
1957.	1,00	1,52	1,33	0,22	2,30	4,11	3,48	1,59
1958.	1,00	1,55	1,28	0,22	2,26	3,95	3,43	1,58
1959.	1,00	1,58	1,22	0,22	2,29	4,24	3,23	1,61
1960.	1,00	1,64	1,08	0,23	2,30	4,51	3,09	1,62
1961.	1,00	1,60	1,04	0,24	2,34	4,87	3,01	1,62
1962.	1,00	1,61	1,01	0,24	2,23	4,55	2,74	1,58

2. Strukturne karakteristike

Sektorski prosečni proizvodni koeficijenti se očito veoma mnogo razlikuju. Kruskal–Wallisov test razlika je značajan kao što se moglo i očekivati, razlike su ovde još jače izražene nego u ostalim republikama. U odnosu na Jugoslaviju, a pogotovo Srbiju, postoji jedna važna razlika. Ovde je redosled sektora u odnosu na vrednosti relativnog prosečnog proizvodnog koeficijenta jasno odredjen: relativni prosečni koeficijent zauzima najveće vrednosti u sektoru ostalo+ (izmedju 2 i 3), posle njega dolazi industrija (izmedju 1,5 i 2), zatim poljoprivreda (izmedju 1 i 1,5), dok saobraćaj jedini iskazuje vrednosti manje od 1. Razlika je u tome što je vrednost prosečnog proizvodnog koeficijenta za industriju u Hrvatskoj značajno veća od one u poljoprivredi, dok u ranijim slučajevima Wilcoxonov test nije pokazivao značajne razlike. Relativne razlike izmedju najvećih i najmanjih vrednosti su još dalje veoma velike, prosečni proizvodni koeficijent je još uvek oko deset puta manji u saobraćaju od onog za sektor ostalo+, ili oko dvadeset puta od onog za gradjevinarstvo.

Koeficijent saglasnosti rangova je praktično jednak 1 jer rangiranje sektorskih vrednosti za pojedine godine pokazuje praktično potpunu jednoobraznost za ceo period. Tako vrednost prosečnog proizvodnog koeficijenta u gradjevinarstvu u svim godinama zauzima rang 1, za zanatstvo 2, ostalo 3, industrija 4, poljoprivredu 5 i saobraćaj 6.

3. Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Ova prethodna analiza važnosti strukturne komponente u odnosu na važnost intrasektorskih promena proizvodnih koeficijenata ukazuje u osnovu na tendencije slične onima za Jugoslaviju u celini. Obe komponente deluju u pravcu povećanja globalnog proizvodnog koeficijenta, ali je u Hrvatskoj nešto jače naglašena uloga komponente povećanja sektorskih efikasnosti, tj. intrasektorskih promena proizvodnih koeficijenata. Prema ovoj dekompoziciji udeo čistog efekta promene strukture iznosio bi približno 1/3, dok bi udeo čistog efekta povećanja sektorskih proizvodnih koeficijenata

Tabela H–5

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS GLOBALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI ZA 1952. I 1962. GODINU

		Hrvatska
Empiričke vrednosti*	p_{oo}	0,2107
	p_{tt}	0,3113
	I_p	147,8
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,2345
	p_{to}	0,2827
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	111,3
	$I_{w(B)}$	110,1
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	134,2
	$I_{p(P)}$	132,8

* Vidi napomenu uz tabelu 5

iznostio 2/3 ukupnog porasta globalnog proizvodnog koeficijenta. Rezultati na bazi sektorskih proizvodnih funkcija daju nešto drukčiju sliku.

B. ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Proizvodne funkcije za Hrvatsku, prezentirane u tabeli H–6, pokazuju zadovoljavajuću pouzdanost. Svi koeficijenti korelacije su signifikantni, u većini slučajeva čak veoma visoki, a i poljoprivreda pokazuje nešto bolju prilagodjenost u odnosu na Srbiju i Jugoslaviju.

Autokorelacija odstupanja je značajna za industriju i zanatstvo, dok se proizvodna funkcija za gradjevinarstvo može smatrati približno adekvatnom. Naime, prema von Neumannovom testu autokorelacija nije značajna, prema Durbin Watsonu slučaj nije jasan, dok su jedino prema Theil–Nagarovom kriterijumu odstupanja značajno autokorelirana.

Slobodan član proizvodne funkcije je značajno različit od 0 u svim slučajevima osim u poljoprivredi; samo u poljoprivredi nije uočljiv značajan porast prosečnog proizvodnog koeficijenta. Ocena dinamike prosečnih proizvodnih koeficijenata na bazi proizvodne funkcije izgleda dosta realnija od one na bazi empiričkih vrednosti za prvu i poslednju godinu. Prosečna stopa rasta globalnog proizvodnog koeficijenta za Hrvatsku je nešto veća od one za Jugoslaviju u celini, dok je prosečna stopa rasta proizvodnog koeficijenta za saobraćaj nešto niža. Što je ovde posebno interesantno, u Hrvatskoj je prosečni proizvodni koeficijent za poljoprivredu rastao u tom periodu po prosečnoj stopi od 1,2% godišnje, dok je odgovarajući porast na bazi proizvodne funkcije za Jugoslaviju znatno niži.

Elasticiteti proizvodnje su u svim sektorima veći od 1, ali su neki od njih dosta opali u toku perioda. Pošto je društveni proizvod rastao brže od fiksnih fondova, elasticitet prosečnog proizvodnog koeficijenta u odnosu na fiksne fondove je u svim slučajevima bio takodje stalno pozitivan, a na kraju perioda je i numerički još dosta velik u sva četiri sektora.

Dijagram odstupanja od proizvodnih funkcija za Hrvatsku se nešto više razlikuje od onog za Jugoslaviju nego što je to bio slučaj sa Srbijom. Dok su godine sa izrazitim negativnim odstupanjima iste, to se ne može reći i za godine sa pozitivnim odstupanjima.

Kod Hrvatske je problem heterogenosti varijansi kod testiranja značajnosti razlika u sektorskim intervalnim proizvodnim koeficijentima nešto blaži nego u slučaju Jugoslavije i Srbije. Mada je rezidualna varijansa u poljoprivredi najveća, ona nije značajno veća od odgovarajuće za sektor industrije. Uporedjivanje vrednosti intervalnog koeficijenta za industriju i sektor ostalo+, kao i za saobraćaj i ostalo +, može se smatrati približno adekvatnim.

Rezultati pokazuju da su razlike značajne u svim slučajevima, osim u dva slučaja kada se uporedjuju vrednosti za dva sektora. U prvom slučaju se radi o industriji i poljoprivredi, očito je diskriminacija otežana odnosno onemogućena velikom nepouzdanošću, tj. velikom standardnom greškom intervalnog proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu. Praktično možemo smatrati da je intervalni proizvodni koeficijent za industriju veći od intervalnog koeficijenta za poljoprivredu jer ovaj poslednji kraj perioda opada. Drugi slučaj odnosi se na intervalni koeficijent za industriju i sektor ostalo+ gde je zaključak da se vrednosti za oba sektora ne razlikuju značajno prihvatljiviji.

Graf H–1

ODSTUPANJA GODIŠNJIH VREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA

(HRVATSKA, 1952 – 1962.)

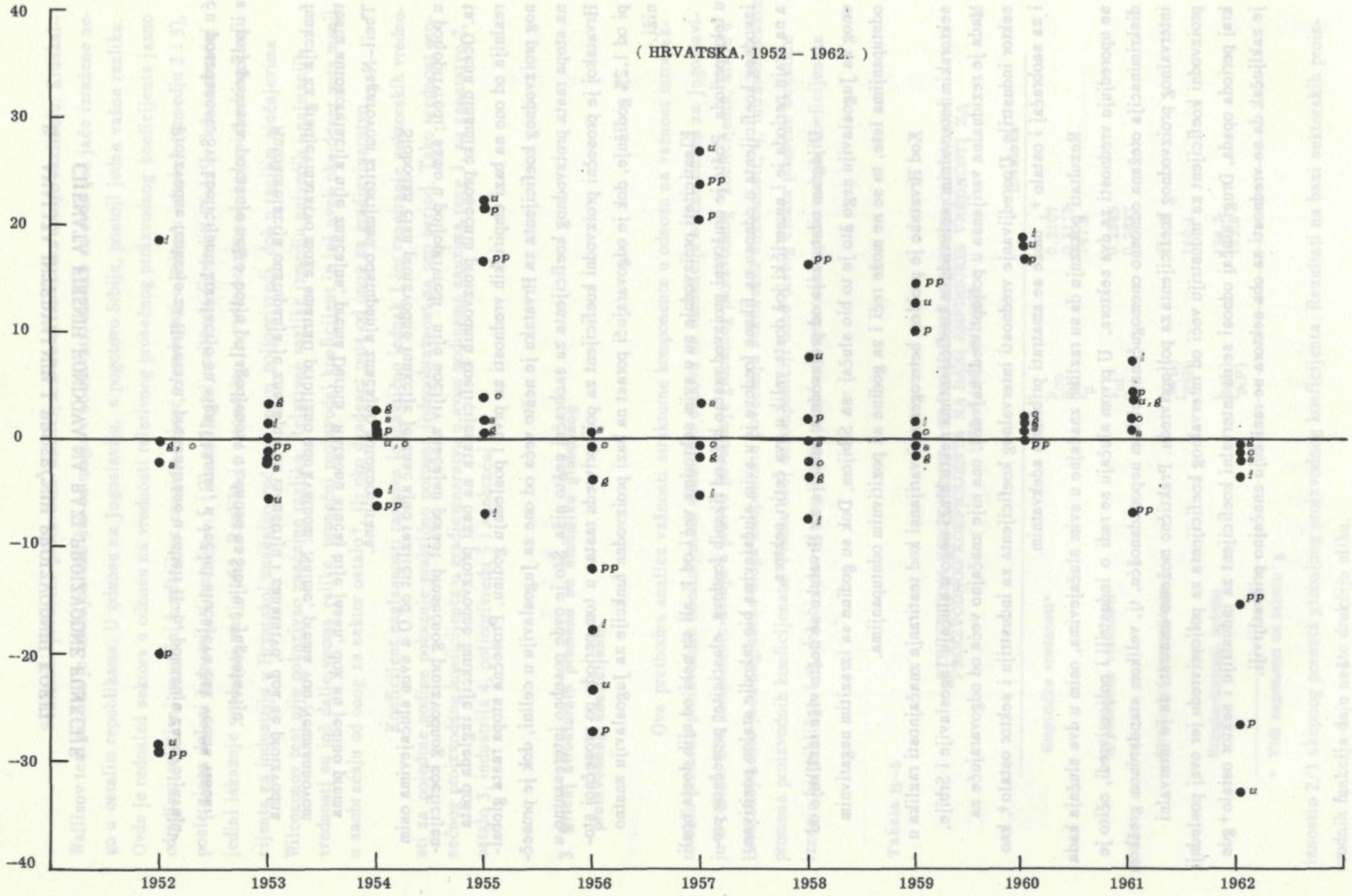


Tabela H–6

PROIZVODNA FUNKCIJA NA BAZI FIKSNIH FONDOVA ZA HRVATSKU

(po privrednim oblastima)

Vremenska serija 1952–1962.

	Intervalni proizvodni koeficijent	Standardna greška	Slobodan član	Koeficijent korelacije	Durbin–Watson	Von Neumann kvocient	Prosečni proizvodni koeficijent	
							Interval teoretskih vrednosti	Prosek za period
	a	SE_a	b	r_{PK}	d	v_N	p_{52}–p_{62}	$\bar{p}_{52–62}$
Ukupno	0,3469	0,0178	–594,3	0,988	1,79	1,97	0,1258–0,1931	0,1598
Privreda	0,4922	0,0215	–389,0	0,991	2,24	2,47	0,2258–0,3227	0,2787
Industrija	0,6612	(0,0315)	–110,9	0,990	1,00++	1,10+	0,3352–0,5065	0,4467
Poljoprivreda	0,4578	0,1195	– 55,1	0,787	1,48	1,63	0,3065–0,3467	0,3257
Saobraćaj	0,1595	0,0068	– 73,7	0,992	1,36	1,49	0,0443–0,0767	0,0603
Ostalo +	0,8577	0,0596	– 26,6	0,979	1,55	1,70	0,6268–0,7181	0,6727
Gradjevinarstvo	1,8566	0,2197	– 12,1	0,942	1,25+	1,38	1,1040–1,4344	1,2845
Zanatstvo	0,9464	(0,1812)	– 0,3	0,867	0,71++	0,79++	0,9310–0,9361	0,9334
Ostalo	0,6213	0,0335	– 15,0	0,987	1,89	2,08	0,4261–0,5046	0,4652

\+ Nivo signifikantnosti 5%

++ Nivo signifikantnosti 1%

Tabela H–7

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Hrvatska, period 1952–1962.

	Indeks porasta I_p	Prosečna stopa rasta p (u %)	Značajnost slobodnog člana $t = \frac{b}{SE_b}$	Elasticitet prosečnog proizvodnog koeficijenta η_{pK}		Elasticitet proizvodnje η_{PK}	
				1952.	1962.	1952.	1962.
Ukupno	153	4,3	$-10,44^{++}$	1,76	0,80	2,76	1,80
Privreda	143	3,6	$-9,81^{++}$	1,18	0,53	2,18	1,53
(Industrija)*	151	4,2	(– 6,67)	0,97	0,31	1,97	1,31
Poljoprivreda	113	1,2	– 1,10	0,49	0,32	1,49	1,32
Saobraćaj	173	5,6	$-14,46^{++}$	2,60	1,08	3,60	2,08
Ostalo^{+}	115	1,4	$-3,06^{++}$	0,37	0,19	1,37	1,19
Gradjevinarstvo	130	2,6	$-2,56^{+}$	0,68	0,29	1,68	1,29
(Zanatstvo)*	101	0,1	(– 0,07)	0,02	0,01	1,02	1,01
Ostalo	118	1,7	$-4,59^{++}$	0,46	0,23	1,46	1,23

* Vrednosti t iz transformiranih relacija iznose: za industriju $-5,94^{++}$, za zanatstvo $2,64^{+}$.

$^{+}$ Značajan na nivou 5%

$^{++}$ Značajan na nivou 1%

Tabela H–8

VREDNOSTI F ZA TESTIRANJE JEDNAKOSTI SEKTORSKIH INTERVALNIH KOEFICIJENATA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Hrvatska, 1952–1962.

Sektori	Testiranje jednakosti nagiba F_1
1, 2, 3, 4	38,88++
1, 2, 3	42,93++
1, 2, 4	3,48+
1, 3, 4	122,04++
2, 3, 4	18,36++
1, 2	3,44
1, 3	176,92++
1, 4	3,02
2, 3	9,72++
2, 4	5,02+
3, 4	219,44++

\+ Nivo signifikantnosti 5%
++ Nivo signifikatnosti 1%

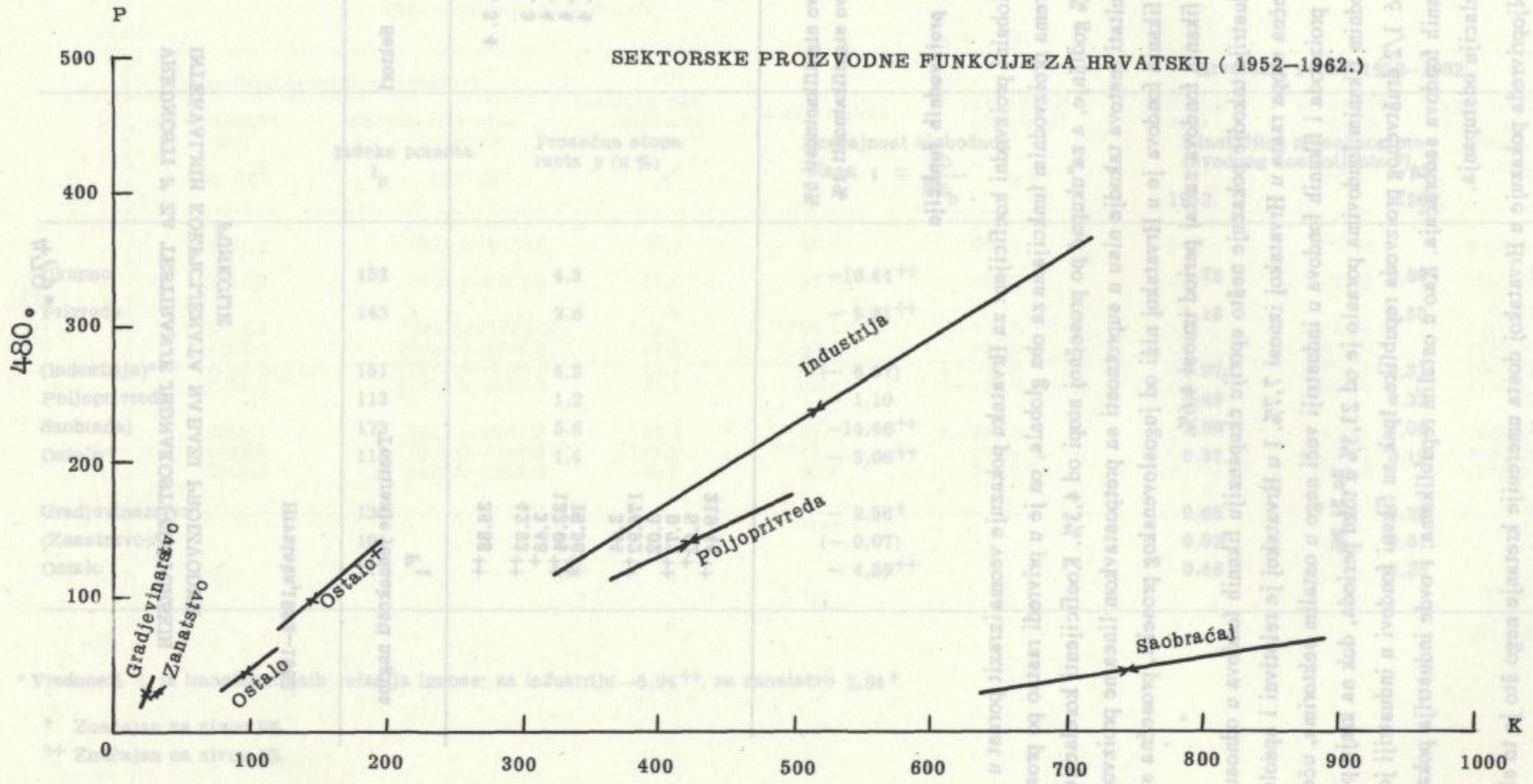
Analiza pojedinih proizvodnih funkcija

I globalni proizvodni koeficijent za Hrvatsku pokazuje veoma izrazit porast u posmatranom periodu. Prema proizvodnim funkcijama za oba globala, on je u privredi rastao po prosečnoj stopi rasta od 3,6% godišnje, a za "ukupno" po prosečnoj stopi od 4,3%. Koeficijenti korelacije su veoma visoki, rezultati testova takodje nisu u suprotnosti sa pretpostavkom linearne proizvodne funkcije. Porast fiksnih fondova je u Hrvatskoj niži od jugoslovenskog proseka, prosečna stopa rasta proizvodnih fiksnih fondova za taj period iznosi 4,6%.

Industrija takodje pokazuje nešto sporiju ekspanziju fiksnih fondova u odnosu na Jugoslaviju, prosečna stopa rasta u Hrvatskoj iznosi 7,7%. I u Hrvatskoj je relativni i apsolutni porast društvenog proizvoda i fiksnih fondova u industriji veći nego u ostalim sektorima, učešće industrije u privrednim fiksnim fondovima poraslo je od 23,3% u toku perioda, dok na kraju perioda na 31,3% industrija daje već 1/2 društvenog proizvoda republike. Ipak su fiksni fondovi u industriji još uvek manji od fiksnih fondova saobraćaja. Kao u ostalim republikama, i ovde industrija pokazuje značajnu autokorelaciju odstupanja.

Poljoprivreda pokazuje u Hrvatskoj dosta umerenije kretanje nego što je to slučaj sa Srbijom, koeficijent korelacije proizvodne funkcije za poljoprivredu je u Hrvatskoj viši nego u ostalim republikama, osim Slovenije. Karakteristično je i to da proizvodna funkcija za poljoprivredu u Hrvatskoj pokazuje blag porast prosečnog koeficijenta i dosta velik elasticitet i na kraju perioda.

Graf H–2



SEKTORSKE PROIZVODNE FUNKCIJE ZA HRVATSKU (1952–1962.)

Saobraćaj pokazuje i ovde visoku stopu rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta od 5,6%, mada je to nešto manje od porasta za Jugoslaviju kao celinu. Ova dinamika je, u vezi sa velikim ponderom saobraćaja važna komponenta porasta globalnog proizvodnog koeficijenta za Hrvatsku.

Sektor ostalo+ ispoljava rastući trend prosečnog proizvodnog koeficijenta, mada je prosečna stopa rasta od 1,4% dosta umerena jer se u agregatu jači porast odgovarajućih vrednosti za gradjevinarstvo i sektor ostalo kompenzira suprotnom tendencijom u zanatstvu.

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

U odnosu na vrednosti globalnog proizvodnog koeficijenta na bazi sektorskih proizvodnih funkcija empiričke vrednosti za 1952. i 1962. su potcenjene, ali je ujedno u tabeli H-5 precenjen ukupan porast globalnog koeficijenta. Rezultati na bazi sektorskih proizvodnih funkcija takodje ukazuju na to da je analiza na osnovu empiričkih vrednosti precenila uticaj strukturne komponente. Ovi rezultati ukazuju na to da udeo sektorske komponente u ukupnom porastu globalnog proizvodnog koeficijenta iznosi negde izmedju 19% i 22%, dok na povećanje sektorskih proizvodnih koeficijenata otpada izmedju 78% i 81% ukupnog porasta. Ovaj odnos je slučan onom za Srbiju, oko 1/5 porasta otpadne na intersektorske efekte, a oko 4/5 na intrasektorske promene proizvodnih koeficijenata.

Tabela H-9

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI SEKTORSKIH PROIZVODNIH FUNKCIJA

Hrvatska, 1952–1962.

Ocenjene vrednosti	p_{oo}	0,2235
	p_{tt}	0,3228
	I_p	144,4
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,2403
	p_{to}	0,2949
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	107,5
	$I_{w(P)}$	109,5
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	131,9
	$I_{p(P)}$	134,3

I u ovom slučaju su Paaschejevi indeksi veći od Laspeyresovih jer je, kada se stvari postave na pravo mesto, ponderisanje tekućeg perioda u oba slučaja povoljnije. Naime, empiričke vrednosti su pokazale obrnuti odnos tih indeksa, jer iz odnosa za prvu i poslednju godinu sledi da prosečni proizvodni koeficijent raste brže u poljoprivredi nego u industriji (vidu tabelu H-3) dok u stvari to treba da bude obrnuto. Tako dobije povećanje učešća industrije u privrednim fiksnim

Tabela H–10

VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA OSNOVU RAZLIČITIH METODA IZRAČUNAVANJA

Hrvatska, period 1952–1962.

	M E T O D A				
	1	2	3	4	5
Ukupno	0,3469	0,3429	0,0525	0,3133	0,3762
Privreda	0,4922	0,4842	0,1020	0,4592	0,5095
Industrija	0,6612	0,6021	−0,0020	0,5693	0,6334
Poljoprivreda	0,4578	0,5616	−1,0835	0,3207	1,1370
Saobraćaj	0,1595	0,1594	0,0965	0,1522	0,1712
Ostalo +	0,8577	0,8712	0,2429	0,7522	1,4200
Gradjevinarstvo	1,8566	1,8492	0,7758	1,5920	2,4129
Zanatstvo	0,9464	1,0631	−1,0493	0,6032	2,4107
Ostalo	0,6213	0,5911	0,3733	0,5432	0,2135

fondovima suviše velik ponder u Laspeyresovoj metodi. Sa druge strane, prividno velik porast proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu, čiji ponder je u 1952. godini još veći nego za industriju, rezultira u suviše velikoj vrednosti Laspeyresovog standardiziranog indeksa.

C. REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Hrvatska pokazuje veoma slične odnose izmedju vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata, dobijenih različitim metodama izračunavanja, kao što su se mogli zapaziti u slučaju Jugoslavije i Srbije. Ocene pomoću metoda 1 i 2 su dosta bliske, mada su se sume kvadrata odstupanja u drugom slučaju u odnosu na prvi slučaj više nego udvostručile. Metoda 4 daje niže, a metoda 5

Tabela H–11

RELATIVNI ODNOSI SUMA KVADRATA ODSTUPANJA EMPIRIČKIH VREDNOSTI OD OCENJENIH ZA POJEDINE METODE RAČUNANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

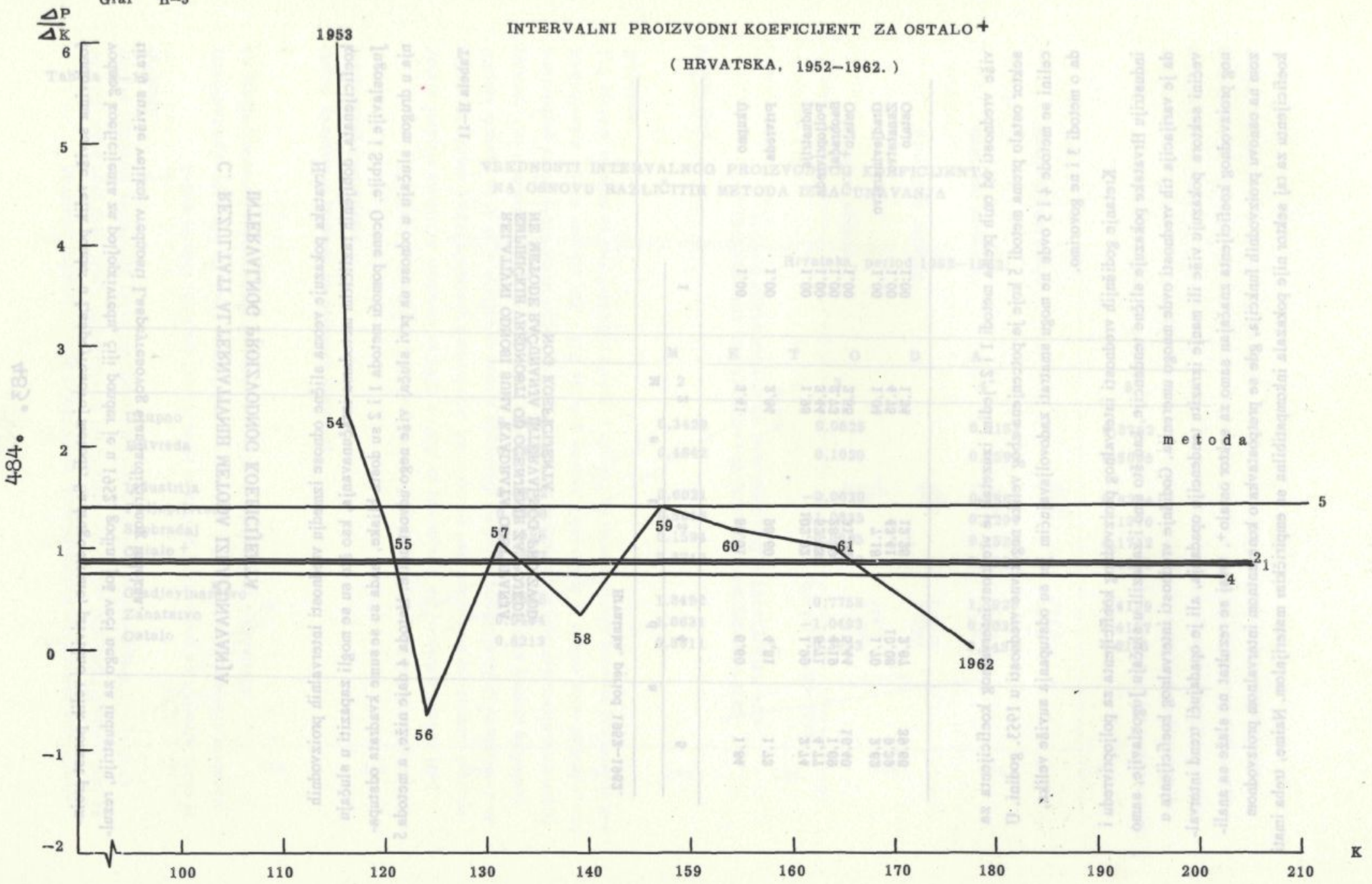
Hrvatska, period 1952–1962.

	Metoda				
	1	2	3	4	5
Ukupno	1,00	3,41	80,01	6,60	1,84
Privreda	1,00	2,84	95,60	4,81	1,73
Industrija	1,00	1,98	102,02	1,99	2,74
Poljoprivreda	1,00	3,44	52,63	6,71	4,77
Saobraćaj	1,00	2,73	28,19	4,19	1,69
Ostalo+	1,00	2,55	31,04	5,44	16,40
Gradjevinarstvo	1,00	1,04	7,18	1,70	2,62
Zanatstvo	1,00	4,75	43,41	10,08	9,39
Ostalo	1,00	1,34	12,28	2,67	39,66

više vrednosti od onih prema metodi 1 i 2, jedini izuzetak je vrednost intervalnog koeficijenta za sektor ostalo prema metodi 5 koje je potcenjena zbog velike negativne vrednosti u 1953. godini. U celini se metode 4 i 5 ovde ne mogu smatrati zadovoljavajućim jer su odstupanja suviše velika, da o metodi 3 i ne govorimo.

Kretanje godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu i industriju Hrvatske pokazuje slične tendencije, kao što smo i zapazili u slučaju Jugoslavije, samo da je varijacija tih vrednosti ovde mnogo umerenija. Godišnje vrednosti intervalnog koeficijenta u većini sektora pokazuju više ili manje izrazitu tendenciju opadanja, ali je opadajući trend intervalnog proizvodnog koeficijenta značajan samo za sektor ostalo+. Ovaj se rezultat ne slaže sa analizom na osnovu proizvodnih funkcija, gde se pretpostavka o konstantnom intervalnom proizvodnom koeficijentu za taj sektor nije pokazala inkompatibilna sa empiričkim materijalom. Naime, treba imati

Graf H–3


INTERVALNI PROIZVODNI KOEFICIJENT ZA OSTALO +
(HRVATSKA, 1952–1962.)
ΔP/ΔK
6
5
4
3
2
1
0
−1
−2
1953
54
55
56
57
58
59
60
61
1962
metoda
5
2
1
4
100
110
120
130
140
159
160
170
180
190
200
210
K

u vidu da se Kendallov test bazira na empiričkim vrednostima koeficijenta, ako izostavimo 1953. i 1954. godinu koje su očito nenormalno visoke, za ostale godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta u sektoru ostalo+ ne može se reći da pokazuju bilo kakvu jasnu tendenciju promene u

Tabela H–12

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA GODIŠNJIH VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Hrvatska, 1953–1962.

Ukupno	–19
Privreda	–15
Industrija	11
Poljoprivreda	– 7
Saobraćaj	– 9
Ostalo+	–21+
Gradjevinarstvo	– 5
Zanatstvo	–15
Ostalo	– 1

+ Trend značajan na nivou 5%

vremenu. Ovaj komentar odnosi se i na globalni intervalni proizvodni koeficijent, iako tendencija opadanja godišnjih vrednosti tog koeficijenta nije signifikantna ni prema Kendallovom testu ni prema proizvodnoj funkciji; blago opadanje je uočljivo i rezultati sledećih godina će tek pokazati da li je to samo slučajna i prelazna pojava ili predstavlja početak preloma u dosadašnjoj linearnoj proizvodnoj funkciji.

Umerenije varijacije godišnjih vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata za Hrvatsku dopuštaju da je uprkos velikoj varijabilnosti vrednosti za poljoprivredu Kendallov test saglasnosti rangova za intervalne koeficijente za četiri velika sektora značajan. Poljoprivredu treba izostaviti iz daljih ispitivanje jer velika varijabilnost prosto onemogućuje donošenje zaključaka. Wilcoxonov test pokazuje da intervalni proizvodni koeficijenti za industriju i sektor ostalo+ nisu značajno različiti, odnosno da je intervalni proizvodni koeficijent za saobraćaj u oba slučaja značajno manji. Ovi su zaključci u skladu sa zaključcima na osnovu F testa za nagib proizvodne funkcije.

Tabela H–13

GODIŠNJE VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA
ZA HRVATSKU

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevin.	Zanatstvo	Ostalo
1953.	0,712	0,840	0,249	8,158	0,132	6,000	11,250	12,500	–5,333
1954.	0,426	0,526	0,478	–0,508	0,404	2,381	1,556	6,500	1,833
1955.	0,582	0,796	0,603	2,328	0,201	1,244	–0,667	0,917	2,125
1956.	–0,172	–0,220	0,317	–2,434	0,105	–0,636	–6,800	0,375	–0,208
1957.	0,857	1,136	1,095	3,709	0,262	1,062	7,500	1,857	0,614
1958.	0,177	0,255	0,582	–0,098	0,038	0,387	0,429	0,375	0,377
1959.	0,384	0,588	0,944	0,321	0,147	1,446	3,538	0,667	1,082
1960.	0,384	0,558	1,148	–0,178	0,203	1,240	4,083	0,933	0,836
1961.	0,265	0,388	0,453	0,089	0,153	1,023	3,048	0,773	0,607
1962.	0,146	0,230	0,465	–0,017	0,067	0,054	0,192	–0,789	0,202

S L O V E N I J A

Ispitaćemo proizvodne koeficijente za našu najrazvijeniju republiku. Ova se karakteristika ispoljava, s jedne strane, u tome da je vrednost fiksnih fondova po stanovniku kao i per capita dohodak najviši u Sloveniji. Sa druge strane, to se odražava i u strukturi njezine privrede. Najkarakterističnija je struktura društvenog proizvoda. Učešće industrije se u toku perioda popelo od 55% na 62%, dok je učešće poljoprivrede palo sa 18% na oko 12%; od ostalih sektor ostalo+ učestvuje sa oko 20%. Za strukturu proizvodnih fondova je karakteristično da u tom periodu industrija i saobraćaj predstavljaju stalno oko 3/4 tih fondova, s tim da učešće industrije raste od 31,6% na 39,4%, dok učešće saobraćaja pada od 42,9% na 35,1%. Struktura društvenog proizvoda i fiksnih fondova ukazuju na razvijeniji tip privrede sa relativno jakom infrastrukturom.

Slovenija daje nešto manje od 1/6 jugoslovenskog društvenog proizvoda i poseduje približno 1/6 ukupnih proizvodnih fondova. Kao kuriozitet se može uočiti da te vrednosti za Sloveniju predstavljaju prosečne vrednosti koje bi hipotetički otpale na svaku republiku ukoliko bi prosečna vrednost po republici imala nekog smisla.

A. ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA

1. Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta

Vremenske serije prosečnih proizvodnih koeficijenata u tabeli Slž-1 u svim slučajevima, osim poljoprivrede, pokazuju veoma izrazitu dinamiku. Kendallov test pokazuje da je trend godišnjih vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta značajan u globalu i u svim sektorima, što je karakteristično samo za Sloveniju. Čak je i trend prosečnog proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu značajan, mada je porast numerički mali. Jedino je u zanatstvu tendencija opadanja prosečnog proizvodnog koeficijenta značajna, za sve ostale slučajeve karakteristična je tendencija porasta prosečnog koeficijenta.

Tabela Sl–1

PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENTI FIKSNIH FONDOVA ZA SLOVENIJU

(Ukupno i po privrednim oblastima)

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1952.	0,1282	0,2112	0,3702	0,2149	0,0243	0,6774	1,0119	1,0990	0,3917
1953.	0,1351	0,2212	0,3788	0,2044	0,0283	0,6108	1,2674	1,1667	0,3750
1954.	0,1494	0,2426	0,3920	0,2361	0,0300	0,6875	1,5435	1,2667	0,4033
1955.	0,1604	0,2579	0,4088	0,2527	0,0350	0,6891	1,4242	1,1466	0,4434
1956.	0,1551	0,2472	0,3957	0,2401	0,0350	0,6010	1,0874	1,0480	0,4114
1957.	0,1685	0,2679	0,4335	0,2514	0,0372	0,6306	1,2551	0,9925	0,4459
1958.	0,1803	0,2860	0,4394	0,3127	0,0394	0,6493	1,3585	0,9861	0,4532
1959.	0,1842	0,2917	0,4701	0,2580	0,0431	0,6724	1,5043	0,9677	0,4574
1960.	0,1981	0,3132	0,5026	0,2618	0,0507	0,7117	1,6210	0,9244	0,4971
1961.	0,2051	0,3243	0,5093	0,2555	0,0525	0,7597	1,9214	0,8629	0,5141
1962.	0,2056	0,3262	0,5146	0,2265	0,0621	0,7401	1,9060	0,7240	0,5241

Tabela Sl–2

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Slovenija, 1952–1962.

Ukupno	53++
Privreda	51++
Industrija	43++
Poljoprivreda	23+
Saobraćaj	51++
Ostalo+	35++
Gradjevinarstvo	35++
Zanatstvo	−47++
Ostalo	51++

+ Trend značajan na nivou 5%
++ Trend značajan na nivou 1%.

Tabela Sl–3 treba da da prvu ocenu intenziteta gore utvrdjenih tendencija promena prosečnog proizvodnog koeficijenta. U svim slučajevima, osim poljoprivrede, prosečne stope rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta su dosta visoke, tako da potvrdjuju Kendallovim testom rangova donešeni zaključak o veoma izrazitim tendencijama promene prosečnog proizvodnog koeficijenta.

Tabela Sl–3

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI ZA 1952. I 1962. GODINU

Slovenija

	Indeks 1962/1952			Prosečna stopa rasta p za period 1952–62. (u %)
	P	K	p	
Ukupno	231	144	160	4,8
Privreda	231	150	154	4,4
Industrija	259	187	139	3,3
Poljoprivreda	149	141	105	0,5
Saobraćaj	313	123	255	9,8
Ostalo+	223	174	128	2,5
Gradjevinarstvo	334	177	188	6,5
Zanatstvo	144	219	66	−4,2
Ostalo	220	164	134	3,0

Ocena porasta za poljoprivredu je, za razliku od ostalih republika, ovde potcenjena jer je u poljoprivredi Slovenije izrazito loša 1962. a ne 1952. godina. Ipak, kako će se kasnije pokazati, trend prosečnog proizvodnog koeficijenta u poljoprivredi se može smatrati značajnim samo sa stanovišta pravca tendencije promena, a ne i sa stanovišta intenziteta tih promena. To je jedan primer gde se zaključci na osnovu testa rangova i na osnovu proizvodne funkcije razlikuju, tako da se ovde jasnije vidi

Tabela Si–4

RELATIVNI PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENT
ZA SLOVENIJU

	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1952.	1,00	1,75	1,02	0,12	2,73	4,79	5,20	1,85
1953.	1,00	1,71	0,92	0,13	2,76	5,73	5,27	1,70
1954.	1,00	1,62	0,97	0,12	2,83	6,36	5,22	1,66
1955.	1,00	1,59	0,98	0,14	2,67	5,52	4,45	1,72
1956.	1,00	1,60	0,97	0,14	2,43	4,40	4,24	1,66
1957.	1,00	1,62	0,94	0,14	2,35	4,69	3,71	1,66
1958.	1,00	1,54	1,09	0,14	2,27	4,75	3,45	1,58
1959.	1,00	1,61	0,88	0,15	2,31	5,16	3,32	1,57
1960.	1,00	1,61	0,84	0,16	2,27	5,18	2,95	1,59
1961.	1,00	1,57	0,79	0,16	2,34	5,93	2,66	1,59
1962.	1,00	1,58	0,69	0,19	2,27	5,84	2,22	1,61

da oni daju odgovore na različita pitanja. U prvom slučaju akcenat je na pravcu promene, a u drugom na intenzitetu promene prosečnog proizvodnog koeficijenta.

2. Strukturne karakteristike

Razlike izmedju sektorskih prosečnih proizvodnih koeficijenata su ovde veoma izrazite, tako da su sve kombinacije parova vrednosti za velike sektore značajno različite. Tako je redosled sektora u odnosu na vrednosti relativnih proizvodnih koeficijenata sledeći: najveće vrednosti relativnog proizvodnog koeficijenta su u sektoru ostalo+ (izmedju 2 i 3), vrednosti za industriju (izmedju 1, 5 i 2) su u Sloveniji izrazito veće od onih za poljoprivredu, koje su jedino u Sloveniji manje od 1; vrednosti za saobraćaj su takodje veoma niske. Relativne razlike su i ovde veoma velike, vrednosti za ostalo+ su oko 15 puta veće od onih za saobraćaj, a vrednosti za gradjevinarstvo su čak i preko 30 puta veće od onih poslednjih. Ukoliko uzmemo u obzir svih šest sektora, onda je interesantno da Wilcoxonov test pokazuje da vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za industriju i sektor ostalo nisu značajno različite.

Rangiranje sektora u odnosu na vrednosti prosečnog koeficijenta za pojedine godine pokazuje veliku sistematičnost kroz ceo period. Gradjevinarstvo u svim godinama zauzima rang 1, zanatstvo 2, ostalo i industrija zauzimaju rangove 3 i 4, poljoprivreda 5 i saobraćaj 6.

3. Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Velika dinamika porasta sektorskih proizvodnih koeficijenta i velike razlike u proizvodnim koeficijentima za industriju i saobraćaj u vezi sa navedenim promenama u strukturi proizvodnih

Tabela S1–5

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS GLOBALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI ZA 1952. I 1962. GODINU

		Slovenija
Empiričke vrednosti*	p_{oo}	0,2089
	p_{tt}	0,3263
	I_p	156,2
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,2403
	p_{to}	0,2848
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	115,1
	$I_{w(P)}$	114,6
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	136,4
	$I_{p(P)}$	135,8

* Vidi napomenu uz tabelu 5

fiksnih fondova Slovenije su osnovni razlozi za ovako visoke vrednosti indeksa strukturne komponente i

standardiziranog indeksa proizvodnog koeficijenta za Sloveniju. To su ujedno i najviše vrednosti ovih indeksa za posmatrani period, tako da je u svim drugim republikama niži i ukupan porast globalnog proizvodnog koeficijenta.

Ovi rezultati ukazuju na veoma velik udeo struktume komponente, koja predstavlja oko 36% ukupnog porasta globalnog proizvodnog koeficijenta, dok udeo povećanja sektorskih proizvodnih koeficijenata uz konstantnu strukturu iznosi približno 64%. Dakle, za Sloveniju su karakteristični veliki intrasektorski kao i intersektorski efekti, kao i nešto naglašenija uloga ovih drugih.

B. ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Proizvodne funkcije za Sloveniju (tabela Sl–6) predstavljaju u velikoj većini slučajeva veoma čvrste veze, koeficijenti korelacije su signifikantni i, gledano u celini, viši nego u ostalim republikama.

Jedino u industriji se pretpostavka o konstantnom intervalnom proizvodnom koeficijentu ne može prihvatiti kao adekvatna jer je autokorelacija odstupanja značajna. Proizvodna funkcija za poljoprivredu će se smatrati adekvatnom, mada je vrednost d za nijansu niža od gornje granice Durbin–Watsonovog testa*. Tendencija ka pozitivnoj autokorelaciji odstupanja se može zapaziti i kod zanatstva i sektora ostalo+, ali nije značajna.

Zaključci u pogledu značajnosti trenda prosečnog proizvodnog koeficijenta na bazi proizvodne funkcije slažu se sa ranijim zaključcima na bazi testa rangova u svim slučajevima, osim za poljoprivredu. U zanatstvu je slobodni član pozitivan i značajno različit od 0, u poljoprivredi je negativan ali nije značajno različit od 0, dok je u svim ostalim slučajevima značajno manji od 0. Mada je dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta ovde korigirana u odnosu na tabelu Sl–3 u cilju otklanjanja slučajnosti odstupanja za 1952. i 1962. godinu, visoke prosečne stope rasta prosečnih proizvodnih koeficijenata se i dalje izdvajaju kao jedna od osnovnih karakteristika razvoja Slovenije u posmatranom periodu.

Elasticiteti proizvodnje su bili u posmatranom periodu veći od 1 i opadajući u svim slučajevima osim u zanatstvu, gde je ovaj elasticitet numerički čak manji od polovine i sporo raste. Vanredno visoke su vrednosti elasticiteta za saobraćaj, što govori o velikoj intenzivnosti korišćenja ove grane infrastrukture u uslovima brzog rasta privrede.

Numeričke vrednosti elasticiteta prosečnog proizvodnog koeficijenta u odnosu na fikne fondove su takodje dosta visoke, čak još na kraju perioda u globalu i u sva četiri velika sektora ovi elasticiteti su u Sloveniji viši nego u ostalim republikama, osim elasticiteta za poljoprivredu. Obračun po cenama od posle privredne reforme bi verovatno nešto promenio ovu sliku, ali uzimajući i stalne cene 1956. godine ovi se odnosi jasno ispoljavaju.

---

* Samo prema Theil–Nagarovoj aproksimaciji.

Tabela Sl–6

PROIZVODNA FUNKCIJA NA BAZI FIKSNIH FONDOVA ZA SLOVENIJU

(po privrednim oblastima)

Vremenska serija 1952–1962.

	Intervalni proizvodni koeficijent	Standardna greška	Slobodan član	Koeficijent korelacije	Durbin–Watson	Von Neumann kvocient	Prosečni proizvodni koeficijenat	
							Interval teoretskih vrednosti	Prosek za period
	a	SE_a	b	r_{PK}	d	vN	$p_{52}-p_{62}$	$\bar{p}_{52-62}$
Ukupno	0,3888	0,0122	–381,0	0,996	2,04	2,24	0,1321 –0,2108	0,1730
Privreda	0,5664	0,0175	–320,0	0,996	2,03	2,24	0,2112 –0,3293	0,2786
Industrija	0,7086	(0,0360)	–107,6	0,989	0,78++	0,85++	0,3305 –0,5060	0,4468
Poljoprivreda	0,3011	0,0777	– 10,1	0,791	1,30+	1,43	0,2392 –0,2572	0,2476
Saobraćaj	0,1860	0,0126	– 61,1	0,980	1,48	1,63	0,0278 –0,0569	0,0406
Ostalo+	0,9191	0,0609	– 20,9	0,981	1,32	1,45	0,6047 –0,7386	0,6744
Gradjevinarstvo	2,9414	0,2575	– 15,8	0,967	1,46	1,60	1,0638 –1,8829	1,4908
Zanatstvo	0,4136	0,0617	8,1	0,913	1,32	1,45	1,2149 –0,7798	0,9803
Ostalo	0,7225	0,0286	– 16,1	0,993	2,02	2,22	0,3862 –0,5176	0,4548

\+ Nivo signifikantnosti 5%

++ Nivo signifikantnosti 1%

Graf Si–1

ODSTUPANJA GODIŠNJIH VREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA

(SLOVENIJA, 1952 – 1962.)

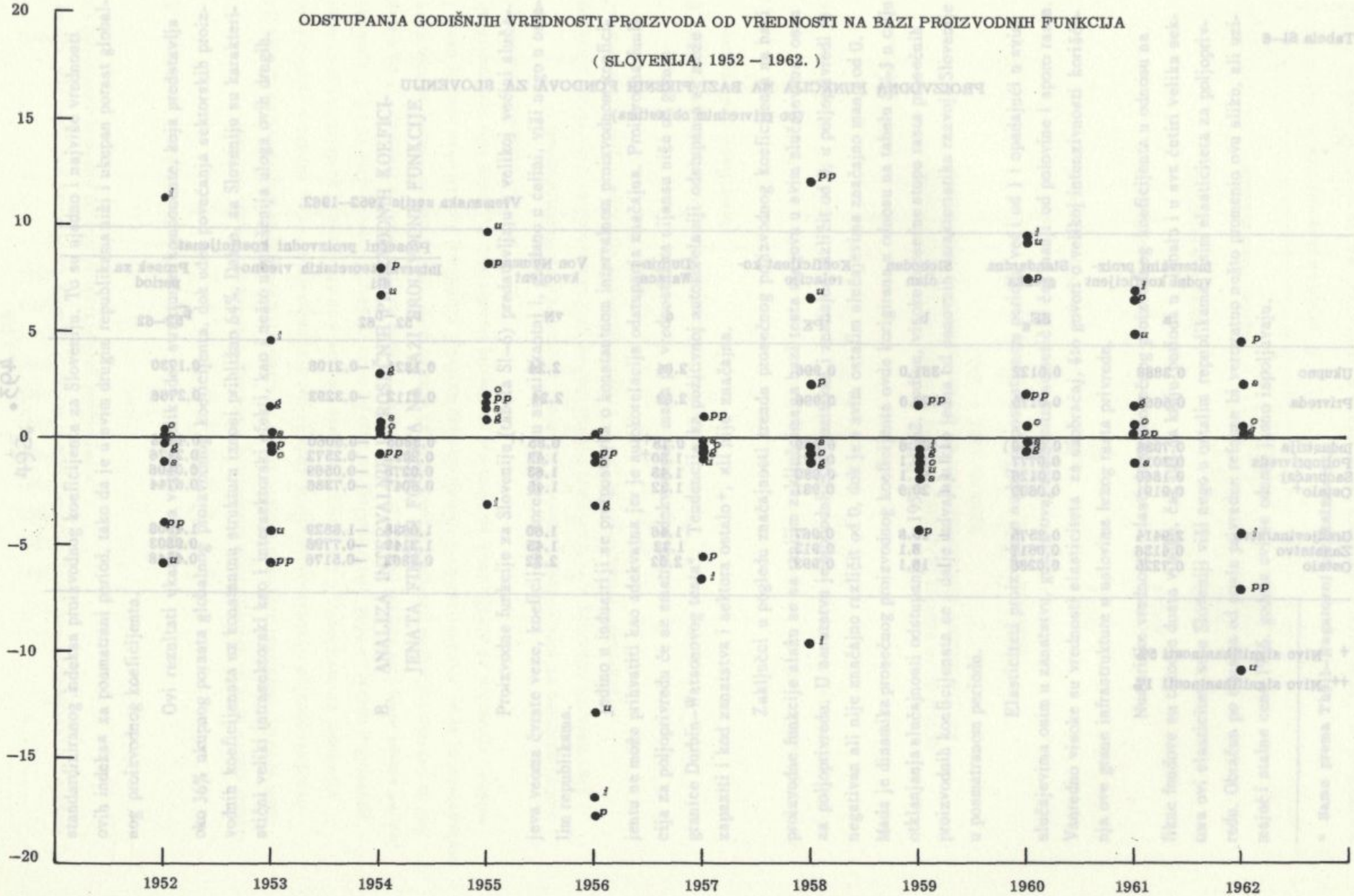


Tabela Sl–7

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Slovenija, 1952–1962.

	Indeks porasta I_p	Prosečna stopa rasta p (u%)	Značajnost slobodnog člana $t = \frac{b}{SE_b}$	Elasticitet prosečnog proizvodnog koeficijenta η_{pK}		Elasticitet proizvodnje η_{PK}	
				1952.	1962.	1952.	1962.
Ukupno	160	4,8	$-17,54^{++}$	1,94	0,84	2,94	1,84
Privreda	156	4,5	$-16,46^{++}$	1,68	0,72	2,68	1,72
(Industrija)*	153	4,3	(–7,15)	1,14	0,40	2,14	1,40
Poljoprivreda	108	0,7	– 0,69	0,26	0,17	1,26	1,17
Saobraćaj	205	7,4	$-11,49^{++}$	5,69	2,27	6,69	3,27
Ostalo^{+}	122	2,0	$- 3,95^{++}$	0,52	0,24	1,52	1,24
Gradjevinarstvo	177	5,9	$- 5,54^{++}$	1,76	0,56	2,76	1,56
Zanatstvo	64	–4,5	$8,88^{++}$	–0,66	–0,47	0,34	0,53
Ostalo	134	3,0	$- 9,21^{++}$	0,87	0,40	1,87	1,40

* Vrednost t iz transformirane relacije za industriju iznosi $-4,82^{++}$.

$^{+}$ Značajan na nivou 5%

$^{++}$ Značajan na nivou 1%

Dijagram odstupanja od regresionih linija daje ovde sliku koja u velikoj meri odstupa od one za Jugoslaviju u celini. Jedino se 1956. godina u oba slučaja pojavlj uje kao godina sa najvećim negativnim odstupanjima, a 1960. godina kao izrazito povoljna. Inače, 1959. godina koja za Jugoslaviju predstavlja godinu sa najvećim pozitivnim odstupanjima, predstavlja za Sloveniju godinu gde su odstupanja negativna. Ukratko, očito je da se važnost pojedinih faktora koji utiču na kratkoročne promene proizvodnog koeficijenta u ova dva slučaja osetno razlikuje.

Test signifikantnosti razlika u nagibima sektorskih proizvodnih funkcija ukazuje na velike razlike i u sektorskim intervalnim koeficijentima. Problem homogenosti varijansi ovde nije veoma akutan, jer rezidualne varijanse za tri velika sektora (jedino je varijansa u saobraćaju veoma mala) n isu ni značajno različite. Interesantno je da jedino u Sloveniji suma kvadrata odstupanja od regresione prave za poljoprivredu nije daleko najveća i u apsolutnim vrednostima, ovde je čak manja od one za industriju.

Tabela Sl–8

VREDNOSTI F ZA TESTIRANJE JEDNAKOSTI SEKTORSKIH INTERVALNIH KOEFICIJENATA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Slovenija, 1952–1962.

Sektori	Testiranje jednakosti nagiba F_1
1, 2, 3, 4	35,86++
1, 2, 3	40,64++
1, 2, 4	11,21++
1, 3, 4	44,42++
2, 3, 4	44,62++
1, 2	13,50++
1, 3	61,25++
1, 4	2,66
2, 3	2,92
2, 4	34,79++
3, 4	197,68++

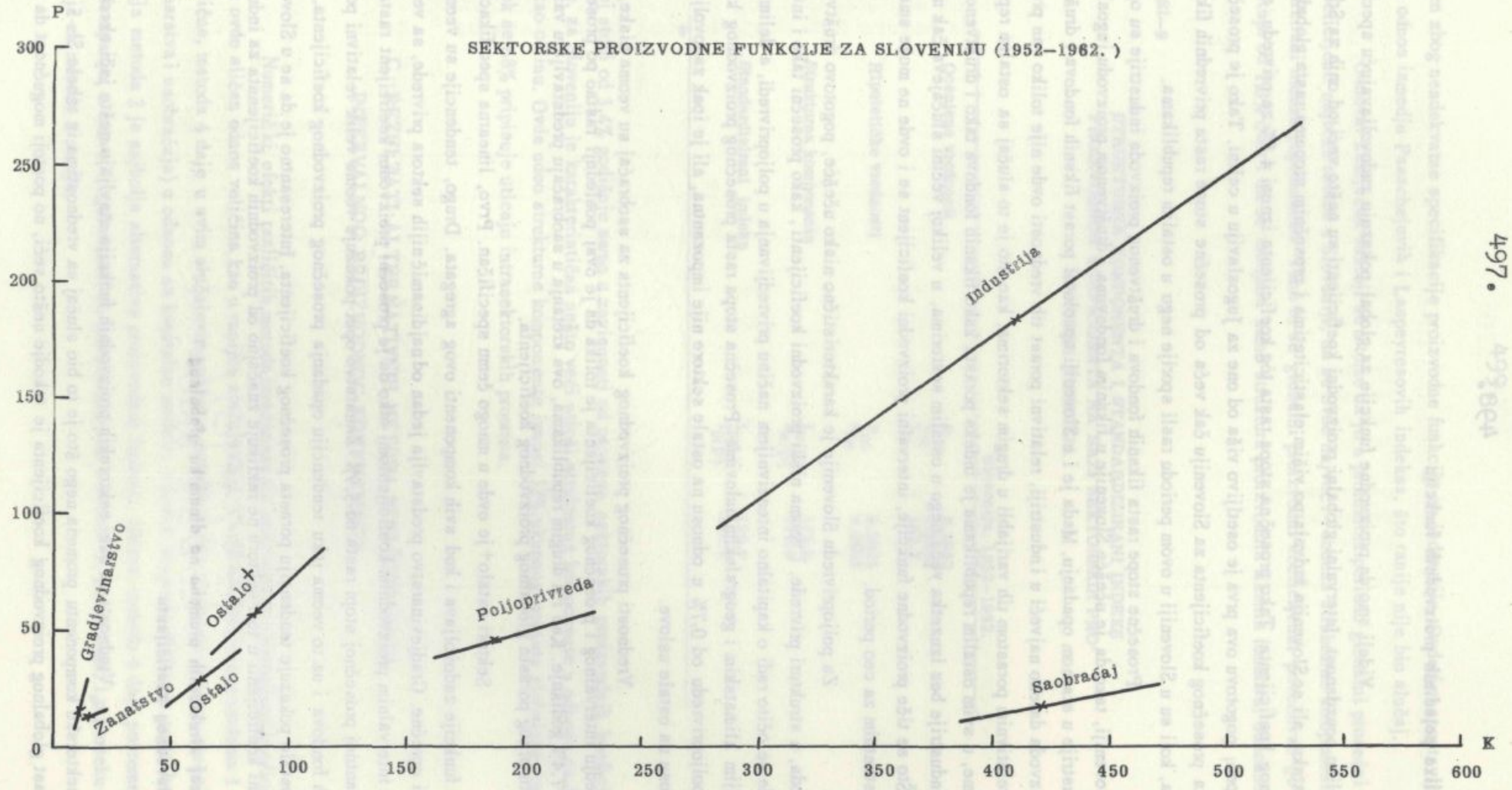
++ Nivo signifikantnosti 1%

Kao u slučaju prosečni proizvodnih koeficijenata i ovde su razlike veoma izrazite, jedino je vrednost F_1 nesignifikantna kada se uporedjuju intervalni proizvodni koeficijenti za industriju i sektor ostalo+, s jedne strane, i za poljoprivredu i saobraćaj, s druge strane. Mada se odgovarajući prosečni sektorski proizvodni koeficijenti značajno razlikuju, u Sloveniji je intervalni proizvodni koeficijent za industriju toliko visok da se, mada još uvek manji, ne razlikuje značajno od intervalnog koeficijenta za sektor ostalo+. Ova razlika je još manja, ako se uzme u obzir vrednost intervalnog koeficijenta iz transformirane relacije. Odnosno, vrednosti intervalnih koeficijenata za sektor ostalo i industriju su praktično iste, pa i vrednosti prosečnih koeficijenata za ta dva sektora su veoma bliske i nisu značajno različite.

Vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu je u Sloveniji veoma niska, ali se ipak zaključak o neznačajnosti razlika intervalnih koeficijenata za poljoprivredu i saobraćaj može pripisati velikoj standardnoj grešci koeficijenta za poljoprivredu.

Graf Si–2

SEKTORSKE PROIZVODNE FUNKCIJE ZA SLOVENIJU (1952–1962.)



Analiza pojedinih proizvodnih funkcija

Videli smo da proizvodne funkcije za global pokazuju zadovoljavajuću specifikaciju i veliku pouzdanost. Intervalni globalni proizvodni koeficijenti su nešto veći od onih za Srbiju i Hrvatsku, ali se Slovenija izdvaja po višim elasticitetima i prosečnim stopama rasta globalnog proizvodnog koeficijenta. Tako prosečna stopa rasta tog koeficijenta iznosi 4,5% za privredu, a 4,8% za ukupno; pogotovu ova prva je osetljivo viša od one za Jugoslaviju u celini. Tako je prosečna stopa rasta prosečnog koeficijenta za Sloveniju čak veća od prosečne stope rasta privrednih fiksnih fondova, koji su u Sloveniji u ovom periodu rasli sporije nego u ostalim republikama.

Prosečne stope rasta fiksnih fondova i društvenog proizvoda industrije su opet najniže u Sloveniji, tako da je učešće Slovenije u fiksnim fondovima i društvenom proizvodu jugoslovenske industrije u stalnom opadanju. Mada je i u Sloveniji apsolutni porast fiksnih fondova i društvenog proizvoda daleko najveći u industriji, relativni porast tih vrednosti ovde nije toliko van proporcija sa relativnim porastom tih varijabli u drugim sektorima, kao što je to slučaj sa ostalim republikama. Naime, u svim ostalim republikama je indeks porasta kako fiksnih fondova tako i društvenog proizvoda industrije bez izuzetka veći nego u ostalim sektorima, u velikoj većini slučajeva čak mnogo veći. Što se tiče proizvodne funkcije, intervalni proizvodni koeficijent se i ovde ne može smatrati konstantnim za ceo period.

Za poljoprivredu Slovenije je karakteristično nisko učešće, pogotovo društvenog proizvoda, u strukturi privrede, i veoma niski proizvodni koeficijenti, kako prosečni tako i intervalni. Ovde se očito radi o kapitalno intenzivnijem načinu privredjivanja u poljoprivredi, a delimično i u lošijim klimatskim i geografskim uslovima. Prosečna stopa rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu od 0,7% u odnosu na ostale sektore nije impozantna, ali je ipak zadovoljavajuća u odnosu na ostale uslove.

Vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za saobraćaj su veoma niske, no razlika izmedju intervalnog i prosečnog koeficijenta je tolika da je ovaj poslednji rastao po prosečnoj stopi od 7,4% godišnje. Kao i u drugim republikama, ova kretanja u saobraćaju predstavljaju važnu komponentu brzog porasta globalnog proizvodnog koeficijenta.

Sektori ostalo+ je ovde u mnogo čemu specifičan. Prvo, linearna specifikacija proizvodne funkcije zadovoljava i kod svih komponenti ovog agregata. Drugo, tendencije su veoma izrazite, ali i oprečne. Gradjevinarstvo predstavlja jedan od najdinamičnijih sektora privrede, sa veoma visokim intervalnim proizvodnim koeficijentom, tako da je prosečni proizvodni koeficijent rastao po impozantnoj prosečnoj stopi rasta od 5,9%. Zanatstvo opet pokazuje veoma velik relativni porast fiksnih fondova i uz to veoma jaku tendenciju opadanja prosečnog proizvodnog koeficijenta. Komponenta ostalo pokazuje tendenciju porasta prosečnog koeficijenta. Interesantno je da se u Sloveniji proizvodni koeficijenti u tom sektoru ne razlikuju značajno od proizvodnih koeficijenata za industriju.

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Vrednosti na bazi sektorskih proizvodnih funkcija stavljaju nešto jači akcenat na intrasektorsku komponentu promena nego što je to bio slučaj sa vrednostima iz tabele Sl–5. Ukupan porast globalnog proizvodnog koeficijenta je takodje nešto veći, no postoji mogućnost da je nešto

precenjen zbog neadekvatne specifikacije proizvodne funkcije za industriju. Ovde je uspostavljen i pravilan odnos izmedju Paaschejevih i Laspeyresovih indeksa, što ranije nije bio slučaj.

Osnovni zaključak sastoji se u tome da je u proteklom periodu globalni prosečni proizvodni koeficijent najbrže rastao u Sloveniji, da su ovde najveći i indeks strukturne komponente i standardizirani indeks pojedinačno. Tako bi se globalni proizvodni koeficijenat povećavao po prosečnoj stopi od 1,3% čak i da se menjala samo struktura proizvodnih fiksnih fondova, odnosno po

Tabela Sl–9

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI SEKTORSKIH PROIZVODNIH FUNKCIJA

Slovenija, 1952–1962.

Ocenjene vrednosti	p_{oo}	0,2042
	p_{tt}	0,3262
	I_p	159,7
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,2324
	p_{to}	0,2853
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	113,8
	$I_{w(P)}$	114,4
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	139,7
	$I_{p(P)}$	140,4

prosečnoj stopi od 3,4% godišnje samo u zavisnosti od promena sektorskih proizvodnih koeficijenata. Dalje, za Sloveniju je karakterističan nešto veći uticaj strukturne komponente u odnosu na Jugoslaviju kao celinu. Ovde udeo strukturne komponente iznosi 32% ukupnog porasta globalnog koeficijenta, dok se 68% pripisuje uticaju intrasektorskih promena.

C. REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Numerički efekti različitih metoda izračunavanja intervalnog proizvodnog koeficijenta pokazuju ovde sličan odnos veličina kao u ranijim slučajevima. Vrednosti dobijene metodama 1 i 2 su veoma slične, metoda 4 daje u svim slučajevima niže, a metoda 5 više vrednosti (osim u slučaju gradjevinarstva i saobraćaja) u odnosu na kapitalne modele. I prema ukupnom efektu na sumu kvadrata odstupanja metoda 2 je najbolja alternativa proizvodnoj funkciji. Naime, metoda 4 daje povremeno velika odstupanja, a takve iregularnosti su još potencirane u metodi 5; pored toga, i u proseku su odstupanja za metodu 2 manja.

Tabela Si–10

VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA OSNOVU RAZLIČITIH METODA IZRAČUNAVANJA

Slovenija, period 1952–1962.

	M	E	T	O	D	A
	1	2	3	4	5	
Ukupno	0,3888	0,3805	0,1580	0,3626	0,4022	
Privreda	0,5664	0,5568	0,2308	0,5415	0,5762	
Industrija	0,7086	0,6813	−0,5735	0,6432	0,7276	
Poljoprivreda	0,3011	0,2549	−0,4801	0,1172	0,4035	
Saobraćaj	0,1860	0,2299	0,0678	0,1848	− 0,0082	
Ostalo+	0,9191	0,9594	0,4924	0,8662	1,7830	
Gradjevinarstvo	2,9414	3,0615	2,5083	2,8456	2,2782	
Zanatstvo	0,4136	0,4083	−0,2852	0,2122	1,4759	
Ostalo	0,7225	0,7305	0,5247	0,6901	0,7868	

Godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta pokazuju, osim poljoprivrede, dosta umerene varijacije ako se u nekim sektorima izostave vrednosti za 1953. godinu i 1954. godinu. Tako u saobraćaju velika negativna vrednost za 1953. godinu lišava svakog smisla intervalni

Tabela Sl–11

RELATIVNI ODNOSI SUMA KVADRATA ODSTUPANJA EMPIRIČKIH VREDNOSTI OD OCENJENIH ZA POJEDINE METODE RAČUNANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Slovenija, period 1952–1962.

	M	E	T	O	D	A
	1	2	3	4	5	
Ukupno	1,00	2,19	94,89	4,49	1,20	
Privreda	1,00	1,10	93,40	1,67	1,11	
Industrija	1,00	1,98	356,81	1,50	3,84	
Poljoprivreda	1,00	2,15	27 22	4,75	1,27	
Saobraćaj	1,00	2,36	21,56	2,32	71,24	
Ostalo+	1,00	1,17	13,04	1,99	47,54	
Gradjevinarstvo	1,00	1,03	1,85	1,20	3,49	
Zanatstvo	1,00	3,85	36,60	10,31	55,46	
Ostalo	1,00	1,17	9,23	1,16	2,94	

proizvodni koeficijenat izračunat po metodi 5, koja je najosetljivija baš na ovakav tip odstupanja. Umerene varijacije su karakteristične i za oba globala, tako da ni u jednoj godini intervalni globalni koeficijent nije negativan, što je očito posledica i odredjene strukture i veće stabilnosti privrede.

Iz tih razloga je, uprkos varijacijama u poljoprivredi, nešto lakše uočiti neke zakonitosti i iz godišnjih vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata. Kendallov test saglasnosti rangova je značajan u slučaju četiri velika sektora. Istu sliku pokazuje i Kruskal–Wallisov test. Što se tiče testiranja parova sektora, varijabilnost koeficijenta za poljoprivredu onemogućava diskriminaciju, tako da će se Wilcoxonov test primeniti samo na ostala tri sektora. Vrednosti intervalnog koeficijenta za saobraćaj su očito niže od onih za industriju i sektor ostalo+, dok intervalni proizvodni koeficijent za sektor ostalo+ nije značajno veći od intervalnog koeficijenta za industriju. Kako vidimo, svi se ovi zaključci poklapaju sa onima na bazi testiranja nagiba proizvodne funkcije.

Tabela Si–12

GODIŠNJE VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA
ZA SLOVENIJU

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1953.	0,427	0,545	0,466	–0,480	–2,500	8,000	12,000	8,000	0,000
1954.	0,637	0,805	0,546	1,875	0,500	3,250	5,500	4,667	1,636
1955.	0,440	0 572	0,598	0,764	0,293	0,718	–0,143	0,000	1,381
1956.	0,015	0,019	0,223	–0,239	0,035	–0,467	–7,250	–0,222	0,064
1957.	0,634	0,927	1,299	0,721	0,150	1,278	–2,200	0,125	1,030
1958.	0,510	0,764	0,559	2,281	0,130	0,914	2,625	0,909	0,564
1959.	0,280	0,425	1,218	–1,064	0,128	1,106	3,222	0,727	0,556
1960.	0,518	0,786	1,127	0,337	0,277	1,281	3,111	0,529	1,184
1961.	0,346	0,548	0,622	0,142	0,114	1,289	4,250	0,440	0,755
1962.	0,216	0,371	0,618	–0,300	0,790	0,461	1,667	– 0,417	0,698

Na kraju, ispitujući signifikantnost trenda godišnjih vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata došlo se do zaključka da vremenski redosled empiričkih vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata ni u kom slučaju ne ukazuje na to da bi u tom periodu postojala neka značajna

Tabela Sl–13

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA GODIŠNJIH VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Slovenija, 1953–1962.

Ukupno	–11
Privreda	– 7
Industrija	15
Poljoprivreda	– 9
Saobraćaj	5
Ostalo+	– 7
Gradjevinarstvo	– 3
Zanatstvo	–17
Ostalo	– 1

odstupanja od pretpostavke konstantnog intervalnog proizvodnog koeficijenta, koja je upotrebljena u strukturnoj specifikaciji proizvodne funkcije na bazi fiksnih fondova.

BOSNA I HERCEGOVINA

Posle razmatranja razvijenijih republika pristupićemo analizi republika koje su u tom periodu tretirane kao manje razvijene u celini. Republika Bosna i Hercegovina je svakako bila najrazvijenija od njih na početku perioda. Već tada je industrija i rudarstvo najvažniji sektor njezine privrede, dok u Makedoniji i Crnoj Gori u 1952. godini poljoprivreda još uvek dominira u strukturi privrede. Na tu relativno visoku bazu u periodu 1952–1962. investirane su ogromne vrednosti u industriju i rudarstvu (ovde agregirano u sektor industrije), tako da je apsolutni porast fiksnih fondova u industriji BiH u tom periodu daleko veći od novih investicija u industriju Slovenije i samo nešto manji od onih u Hrvatskoj. Prosečna stopa rasta fiksnih fondova industrije iznosi za taj period 11,6% godišnje, medjutim relativni porast fiksnih fondova industrije je zbog niže baze bio veći u Crnoj Gori i Makedoniji.

Industrijalizacija je svakako najznačajnija karakteristika privrednog razvoja BiH u tom periodu. Razvoj industrije, na koju otpada nešto preko 70% svih novih investicija u privredu republike, je toliko van proporcija razvoja ostalih sektora (vidi sumarni grafikon B-2) da su u toj dekadi izvršena veoma velika strukturna pomeranja. Industrija ima na kraju perioda skoro 1/2 svih proizvodnih fiksnih fondova, što je daleko više nego u ostalim republikama. To je delimično zbog toga što u BiH preovladjuju kapitalno intenzivne grane industrije. Sa druge strane, učešće društvenog proizvoda industrije u ukupnom društvenom proizvodu republike se u tom periodu popelo od 37,4% na 57,3%, tako da je na kraju perioda taj procenat veći jedino u Sloveniji.

Jedna važna karakteristika manje razvijenih republika u tom periodu, pogotovo u prvim godinama, su velike investicije u toku. To važi opet pre svega za sektor industrije, gde je učešće investicija u toku u novoj vrednosti fiksnih fondova na licu mesta veoma veliko u 1952. godini. Ovo treba stalno imati u vidu kod analize proizvodnih koeficijenata u tim republikama kroz proizvodni koeficijent na bazi ovih podataka se ne odražava samo efektivnost aktiviranih fiksnih fondova već i efikasnost investicione izgradnje i završavanje objekata.

Tabela B–1

PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENTI FIKSNIH FONDOVA ZA BOSNU I HERCEGOVINU

(ukupno i po privrednim oblastima)

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1952.	0,1654	0,2584	0,3202	0,3272	0,0398	0,6395	1,7615	0,2139	0,4480
1953.	0,1754	0,2670	0,2632	0,5030	0,0476	0,6003	1,5870	0,2193	0,4138
1954.	0,1652	0,2471	0,2583	0,3714	0,0426	0,6431	1,5959	0,2766	0,4469
1955.	0,1770	0,2616	0,2598	0,5004	0,0538	0,5656	1,1409	0,3069	0,4683
1956.	0,1558	0,2281	0,2669	0,3500	0,0507	0,4588	0,8000	0,3000	0,4065
1957.	0,1792	0,2608	0,2796	0,5146	0,0543	0,4941	0,8800	0,3298	0,4319
1958.	0,1793	0,2606	0,2980	0,4452	0,0590	0,4850	0,8182	0,3557	0,4267
1959.	0,2043	0,2978	0,3206	0,5896	0,0701	0,5261	0,8974	0,3622	0,4713
1960.	0,2098	0,3057	0,3463	0,4866	0,0778	0,5993	1,1656	0,4121	0,4980
1961.	0,2105	0,3065	0,3480	0,4899	0,0791	0,5865	1,2195	0,4369	0,4563
1962.	0,2032	0,2967	0,3481	0,4178	0,0802	0,5685	1,1808	0,4178	0,4403

A. ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA

1. Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta

Već na prvi pogled se može videti da porast prosečnih proizvodnih koeficijenata u tabeli B–1 nije više tako izrazit kao u razvijenijim republikama. Tako sektor ostalo+ ne pokazuje više značajan porast prosečnog koeficijenta. Veoma izrazit porast inače neobično niskog proseč-

Tabela B–2

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Bosna i Hercegovina, 1952–1962.

Ukupno	37++
Privreda	25+
Industrija	39++
Poljoprivreda	9
Saobraćaj	51++
Ostalo+	–11
Gradjevinarstvo	– 9
Zanatstvo	51++
Ostalo	13

+ Trend značajan na nivou 5%
++ Trend značajan na nivou 1%

nog koeficijenta za zanatstvo predstavlja suviše mali ponder u odnosu na sektor ostalo i gradjevinarstvo, u kojima se ne može uočiti neka jasna tendencija pada ili porasta prosečnog koeficijenta koja bi bila karakteristična za period kao celinu. Kao i ranije rastući trend je značajan u globalu i sektorima industrije i saobraćaja.

Tabela B–3

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI ZA 1952. I 1962. GOD.

Bosna i Hercegovina

	Indeks 1962/1952			Prosečna stopa rasta p za period 1952–62. (u %)
	P	K	D	
Ukupno	213	174	123	2,1
Privreda	213	186	115	1,4
Industrija	326	300	109	0,8
Poljoprivreda	172	135	128	2,5
Saobraćaj	269	134	202	7,3
Ostalo+	132	149	89	– 1,2
Gradjevinarstvo	91	136	67	– 4,1
Zanatstvo	223	114	195	6,9
Ostalo	169	172	98	– 0,2

Tabela B–4

RELATIVNI PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENT ZA BOSNU I HERCEGOVINU

	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1952.	1,00	1,24	1,27	0,15	2,48	6,82	0,83	1,73
1953.	1,00	0,99	1,88	0,18	2,25	5,94	0,82	1,55
1954.	1,00	1,05	1,50	0,17	2,60	6,46	1,12	1,81
1955.	1,00	0,99	1,91	0,21	2,16	4,36	1,17	1,79
1956.	1,00	1,17	1,53	0,22	2,01	3,51	1,32	1,78
1957.	1,00	1,07	1,97	0,21	1,89	3,37	1,26	1,66
1958.	1,00	1,14	1,71	0,23	1,86	3,14	1,36	1,64
1959.	1,00	1,08	1,98	0,24	1,77	3,01	1,22	1,58
1960.	1,00	1,13	1,59	0,25	1,96	3,81	1,35	1,63
1961.	1,00	1,14	1,60	0,26	1,91	3,98	1,43	1,49
1962.	1,00	1,17	1,41	0,27	1,92	3,98	1,41	1,48

Iz tabele B–3 se jasnije vidi da je intenzitet porasta prosečnog proizvodnog koeficijenta u celini niži nego u ranijim slučajevima, što se može videti pre svega iz prosečne stope rasta globalnog proizvodnog koeficijenta. Medjutim, posmatrajući vrednosti iz tabele B–1 može se videti da je porast prosečnog proizvodnog koeficijenta za industriju očito potcenjen, porast u poljoprivredi očito precenjen zbog nenormalnih vrednosti za prvu i poslednju godinu perioda, na kojima se baziraju ovakvi proračuni.

2. Strukturne karakteristike

I u Bosni i Hercegovini su razlike u prosečnim proizvodnim koeficijentima za četiri velika sektora izrazite i Kruskal–Wallisov test je visoko signifikantan. Medjutim, odnosi sektorskih prosečnih koeficijenata se dosta razlikuju od onih za Srbiju, Hrvatsku i Sloveniju. Dok u Srbiji u tom periodu ne postoji značajna razlika izmedju prosečnih vrednosti relativnog prosečnog proizvodnog koeficijenta za industriju i poljoprivredu, u Sloveniji i Hrvatskoj je relativni proizvodni koeficijent za industriju značajno veći od odgovarajuće vrednosti za poljoprivredu. Ovde je odnos obrnut. Relativni proizvodni koeficijent za poljoprivredu je značajno veći od koeficijenta za industriju, ali nije značajno različit od onog za sektor ostalo.

Relativni proizvodni koeficijent je, kao obično najniži u saobraćaju, vrednosti za industriju se ovde nalaze približno izmedju 1 i 1,3, a za poljoprivredu izmedju 1,3 i 2, dok se vrednosti za sektor ostalo+ nalaze izmedju 1, 9 i 2, 5. I relativne razlike izmedju koeficijenata za saobraćaj kao najnižih vrednosti, i sektor ostalo+, odnosno gradjevinarstvo, se smanjuju, mada su ove poslednje još uvek desetak puta veće od onih za saobraćaj.

Rangiranje sektora je takodje nešto drukčije. Rang 1 zauzima gradjevinarstvo, rangove 2 i 3 dele sektori ostalo i poljoprivreda, zanatstvo ima rang 4, industrija 5 i saobraćaj 6.

3. Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Uprkos tome što položaj prve i poslednje godine u osnosu na ostale godine u ovom slučaju dosta iskrivljuje pravu sliku, ipak je interesantno posmatrati i ove rezultate da bi ih kasnije mogli uporediti sa onima na osnovu proizvodnih funkcija. Naime, zbog manje dinamike empiričkih prosečnih proizvodnih koeficijenata i velikih strukturnih promena uticaj strukturne komponente na porast globalnog koeficijenta ispada ovde daleko važniji.

Prema rezultatima iz tabele B–5 udeo strukturne komponente u ukupnom porastu globalnog proizvodnog koeficijenta iznosi približno 40%, dok preostalih 60% predstavlja efekat porasta sektorskih proizvodnih koeficijenata. Oba indeksa strukturne komponente su precenjena, hipotetička vrednost $\bar{p}_{ot}$ je suviše velika zbog toga što se u njoj nalazi nenormalno visoka vrednost prosečnog

koeficijenta za industriju u 1952. godini, dok je vrednost p_{to} potcenjena zbog vanredno niskog proiz-

Tabela B–5

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS GLOBALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI ZA 1952. I 1962. GODINU

		Bosna i Hercegovina
Empiričke vrednosti*	p_{oo}	0,2444
	p_{tt}	0,3008
	I_p	123,1
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,2682
	p_{to}	0,2798
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	109,8
	$I_{w(P)}$	107,5
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	114,5
	$I_{p(P)}$	112,1

* Vidi napomenu uz tabelu 5

vodnog koeficijenta za poljoprivredu 1962. godini. Obrnuta pristrasnost se pojavljuje za vrednosti standardiziranog indeksa.

B. ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Posmatrano u celini, odnos izmedju nove vrednosti fiksnih fondova i društvenog proizvoda u stalnim cenama u Bosni i Hercegovini u većini slučajeva ne zadovoljava pretpostavke linearne proizvodne funkcije. Koeficijenti korelacije su nešto niži nego u ranijim slučajevima, koeficijent korelacije za poljoprivredu je jedva signifikantan na nivou od 1%, dok u gradjevinarstvu linearna asocijacija izmedju tih varijabli za ceo period uopšte ne postoji.

Intervalni proizvodni koeficijent za posmatrani period se ne može smatrati konstantnim u industriji, sektoru ostalo+ i u zanatstvu jer je autokorelacija odstupanja signifikantna. Medjutim, pored toga ni proizvodna funkcija za privredu nije veoma stabilna u vremenu, jer je vrednost d toliko niska da se prema Durbin–Watsonovom testu ne može doneti sud o tome da li je autokorelacija odstupanja prisutna ili ne. Ako se uzme Theil–Nagarova aproksimacija, onda je proizvodna funkcija za privredu BiH jedina gde se u globalu pojavljuje autokorelacija odstupanja. Zbog toliko učestalih slučajeva značajne autokorelacije odstupanja zaključivanje na osnovu rezultata iz tabela B–6 i B–7 je manje tačno i manje efikasno nego inače, jer oni u takvim slučajevima predstavljaju samo grubu aproksimaciju.

Tabela B–6

PROIZVODNA FUNKCIJA NA BAZI FIKSNIH FONDOVA ZA BOSNU I HERCEGOVINU

(po privrednim oblastima)

Vremenska serija 1952–1962.

	Intervalni proizvodni koeficijent a	Standardna greška SE_a	Slobodan član b	Koeficijent korelacije r_{PK}	Durbin–Watson d	Von Neumann kvocient v_N	Prosečni proizvodni koeficijent: Interval teoretskih vrednosti $p_{52}-p_{62}$	Prosečni proizvodni koeficijent: Prosek za period $\bar{p}_{52-62}$
Ukupno	0,2805	0,0234	–129,2	0,970	1,34	1,48	0,1527–0,2069	0,1866
Privreda	0,3742	0,0354	– 92,7	0,962	1,11+	1,22	0,2310–0,2970	0,2749
Industrija	0,3917	(0,0321)	– 34,9	0,971	0,47++	0,52++	0,2134–0,3323	0,3073
Poljoprivreda	0,6584	0,2565	– 30,1	0,650	2,58	2,84	0,4290–0,4880	0,4561
Saobraćaj	0,2181	0,0138	– 46,1	0,982	1,71	1,88	0,0366–0,0823	0,0607
Ostalo +	0,5184	(0,1440)	3,2	0,768	0,79++	0,87++	0,5671–0,5512	0,5594
Gradjevinarstvo	–0,6372	(1,1320)	27,5	(–0,184)	0,54++	0,59++	1,4787–0,9169	1,1735
Zanatstvo	1,8869	(0,2741)	– 30,2	0,917	0,80++	0,88+	0,2700–0,4674	0,3327
Ostalo	0,4923	0,0439	– 2,0	0,966	1,75	1,92	0,4356–0,4593	0,4478

\+ Nivo signifikantnosti 5%

++ Nivo signifikantnosti 1%

Graf B–1

ODSTUPANJA GODIŠNJIHVREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA

(BOSNA I HERCEGOVINA, 1952 – 1962.)

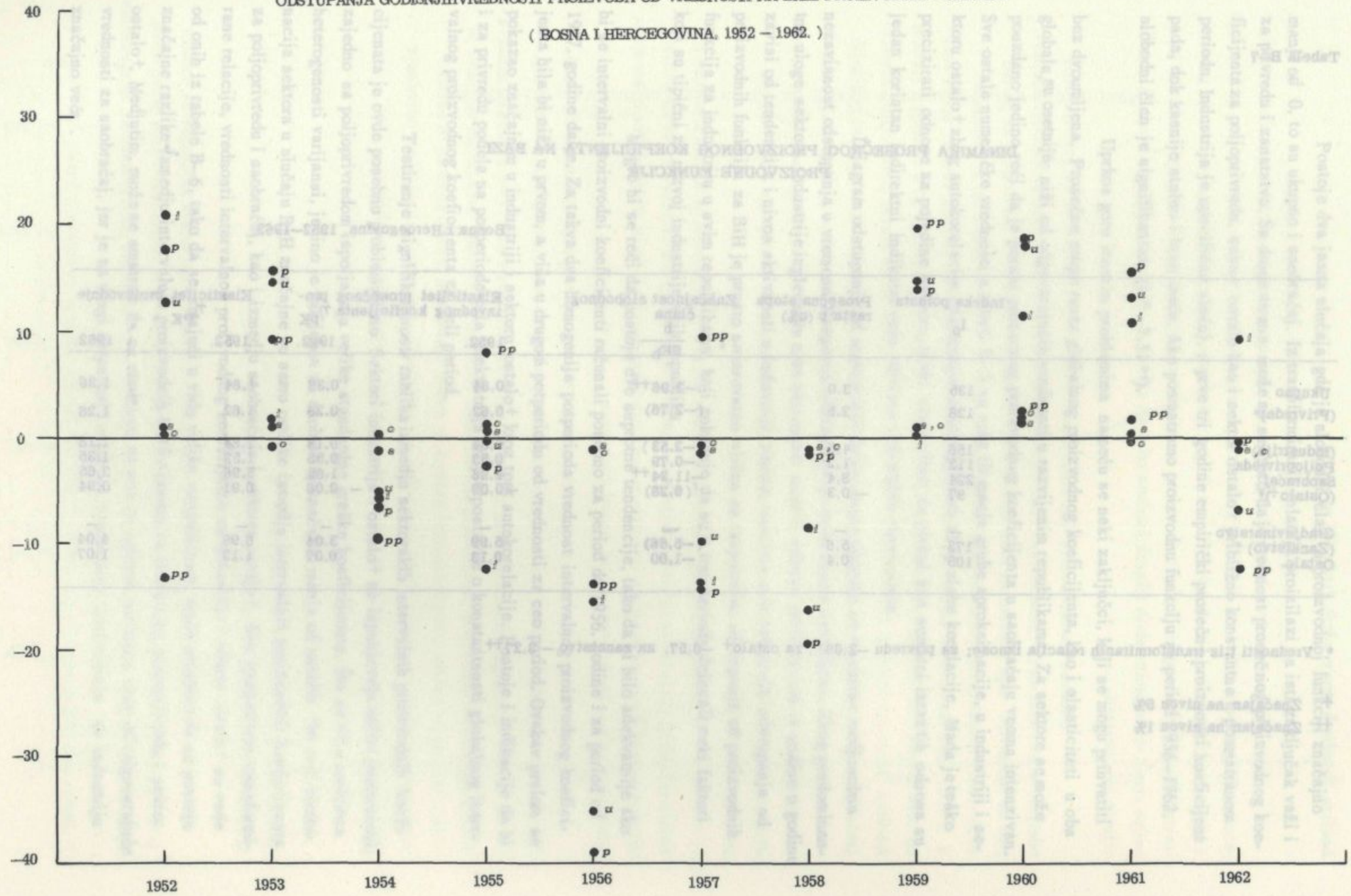


Tabela B–7

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Bosna i Hercegovina, 1952–1962.

	Indeks porasta I_p	Prosečna stopa rasta p (u%)	Značajnost slobodnog člana $t = \frac{b}{SE_b}$	Elasticitet prosečnog proizvodnog koeficijenta η_{pK} 1952.	1962.	Elasticitet proizvodnje η_{PK} 1952.	1962.
Ukupno	135	3,0	$-3,96^{++}$	0,84	0,36	1,84	1,36
(Privreda)*	128	2,5	$(-2,76)$	0,62	0,26	1,62	1,26
(Industrija)	156	4,5	$(-2,53)$	0,84	0,18	1,84	1,18
Poljoprivreda	113	1,2	$-0,79$	0,53	0,35	1,53	1,35
Saobraćaj	224	8,4	$-11,34^{++}$	4,96	1,65	5,96	2,65
(Ostalo^{+})*	97	– 0,3	$(0,28)$	– 0,09	– 0,06	0,91	0,94
Gradjevinarstvo (Zanatstvo)*	173	5,6	$(-5,66)$	5,99	3,04	6,99	4,04
Ostalo	105	0,4	$-1,00$	0,13	0,07	1,13	1,07

* Vrednosti t iz transformiranih relacija iznose: za privredu $-2,08^{+}$, za ostalo^{+} $-0,57$, za zanatstvo $- 3,27^{++}$.

$^{+}$ Značajan na nivou 5%

$^{++}$ Značajan na nivou 1%

Postoje dva jasna slučaja gde je slobodni član u proizvodnoj funkciji značajno manji od 0, to su ukupno i saobraćaj. Iz transformiranih relacija proizilazi da isti zaključak važi i za privredu i zanatstvo. Sa druge strane, može se smatrati da je vrednost prosečnog proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu, sektor ostalo kao i sektor ostalo+ približno konstantna u posmatranom periodu. Industrija je specifičan slučaj, u prve tri godine empirički prosečni proizvodni koeficijent pada, dok kasnije stalno i brzo raste. Ako posmatramo proizvodnu funkciju za period 1956–1962, slobodni član je signifikantan ($t = -7{,}51^{++}$).

Uprkos gore iznetim problemima nameću se neki zaključci, koji se mogu prihvatiti bez dvoumljena. Prosečne stope rasta globalnog proizvodnog koeficijenta, kao i elasticiteti u oba globala su osetnije niži od odgovarajućih vrednosti u razvijenim republikama. Za sektore se može pouzdano jedino reći da je porast prosečnog proizvodnog koeficijenta u saobraćaju veoma intenzivan. Sve ostale numeričke vrednosti u tabeli B–7 su više ili manje grube aproksimacije, u industriji i sektoru ostalo+ zbog autokorelacije odstupanja, u poljoprivredi zbog slabe korelacije. Mada je teško precizirati odnose za pojedine sektore, niski elasticiteti za global kao sumarni izraz tih odnosa su jedan koristan indirektni indikator reda veličina sektorskih elasticiteta.

Dijagram odstupanja od regresionih linija jasno ukazuje na smanjenu medjusobnu nezavisnost odstupanja u vremenu. Raspored odstupanja je ovde veoma specifičan. Zbog predominantne uloge sektora industrije izgleda da nivo aktivnosti ostalih sektora privrede čak iz godine u godinu zavisi od tendencija i nivoa aktivnosti u industriji. Naime, osnovna crta rasporeda odstupanja od proizvodnih funkcija za BiH je prosto neverovatno slična sa rasporedom odstupanja od proizvodnih funkcija za industriju u svim republikama, koji pokazuje da su u tom periodu delovali neki faktori koji su tipični za razvoj industrije svih republika.

Moglo bi se reći da postoje dve suprotne tendencije, tako da bi bilo adekvatnije ako bi se intervalni proizvodni koeficijenti računali posebno za period do 1956. godine i za period od 1957. godine dalje. Za takva dva homogenija potperioda vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta bila bi niža u prvom, a viša u drugom potperiodu od vrednosti za ceo period. Ovakav prelom se pokazao značajnim u industriji i sektoru ostalo+ kroz test autokorelacije. Postoje i indikacije da bi i za privredu podela na potperiode bila adekvatnija od pretpostavke o konstantnosti globalnog intervalnog proizvodnog koeficijenta za celi period.

Testiranje signifikantnosti razlika izmedju sektorskih intervalnih proizvodnih koeficijenata je ovde posebno problematično. Sektori industrija i ostalo+ ne ispunjavaju uslov linearnosti, zajedno sa poljoprivredom ispoljavaju velike standardne greške koeficijenata. Što se tiče problema heterogenosti varijansi, jedino je varijansa za saobraćaj značajno manja od ostalih. Od svih kombinacija sektora u slučaju BiH značajne su samo razlike izmedju intervalnih proizvodnih koeficijenata za poljoprivredu i saobraćaj, kao i izmedju saobraćaja i sektora ostalo+. Ako posmatramo transformirane relacije, vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za industriju i sektor ostalo+ su veće od onih iz tabele B–6, tako da se, imajući u vidu veliku varijabilnost, može smatrati da ne postoje značajne razlike izmedju intervalnih proizvodnih koeficijenata za industriju, poljoprivredu i sektor ostalo+. Medjutim, može se smatrati da su vrednosti za ova tri sektora značajno veće od odgovarajuće vrednosti za saobraćaj, jer je za drugi potperiod i vrednost intervalnog koeficijenta za industriju značajno veća.

Analiza pojedinih proizvodnih funkcija

Vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata u globalu su niže od onih za razvijene republike. Isto važi i za dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta i elasticitete proizvodnje u odnosu na fiksne fondove. U privredi se u drugoj polovini perioda zapaža blaga tendencija porasta intervalnog proizvodnog koeficijenta u odnosu na onaj za prvu polovinu perioda. I pored visoke prosečne stope rasta proizvodnih fiksnih fondova od 6,4% godišnje, trend globalnog proizvodnog koeficijenta je u porastu.

Osnovne karakteristike brze industrijalizacije B i H istaknute su na početku ovog odeljka. Videli smo da je linearna specifikacija ovde neadekvatna jer intervalni proizvodni koeficijent za industriju nije konstantan (vidi tabelu B–6). Intervalni proizvodni koeficijent za period 1956–1962. iznosi 0,5588, njegova standardna greška 0,0318, slobodni član 117,8, vrednost d = 1,41, tako da se može reći da su elasticiteti za industriju na kraju perioda ustvari dosta veći od onih iz tabele B–7. Pošto u 1952. godini investicije u toku predstavljaju 27% vrednosti fiksnih fondova industrije BiH*, a u 1962. godini još samo 6,8%, izgleda da na porast proizvodnog koeficijenta industrije u toku perioda utiče pre svega brže aktiviranje investicija. Stalan porast godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za industriju do 1960. godine (vidi grafB-3) je karakterističan kako za BiH tako i za Crnu Goru. Vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za industriju za 1952. i 1962. godinu u tabeli B–6 se kod ovakvog rasporeda odstupanja mogu smatrati potcenjenim.

Vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta u poljoprivredi je visoka u odnosu na ostale republike. Korelacija je slaba i standardna greška intervalnog koeficijenta je veoma velika, ali se i po godišnjim vrednostima intervalnog koeficijenta može videti da je pretpostavka o konstantnosti intervalnog koeficijenta za taj period adekvatna.

Saobraćaj ispoljava veoma visoku stopu rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta, tako da je u tom periodu uprkos velikom porastu prometa relativno malo investirano u saobraćaj.

Proizvodni koeficijenti za sektor ostalo+ su ovde dosta niski i ne zapaža se nikakva tendencija porasta prosečnog proizvodnog koeficijenta. Asocijacija izmedju definisanih varijabli je slaba. Iako su to mahom radno intenzivni sektori, u manje razvijenim republikama su to sektori koji se dosta sporo razvijaju i pored toga jedva da ispoljavaju neki pozitivni uticaj na povećanje globalnog proizvodnog koeficijenta, kao što je to slučaj u razvijenim republika.

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Analiza na osnovu sektorskih proizvodnih funkcija bitno menja zaključke na osnovu prve i poslednje godine perioda (vidi tabelu B–5), koji u slučaju BiH veoma iskrivljuju pravu sliku. Mada je ovde ukupan porast globalnog proizvodnog koeficijenta verovatno malo precenjen, interesantno

---

* Prema podacima iz tabele 28 koje mi je još pre objavljivanja ljubazno ustupio dr I. Vinski.

Graf B-2

SEKTORSKE PROIZVODNE FUNKCIJE ZA BOSNU I HERCEGOVINU (1952–1962.)

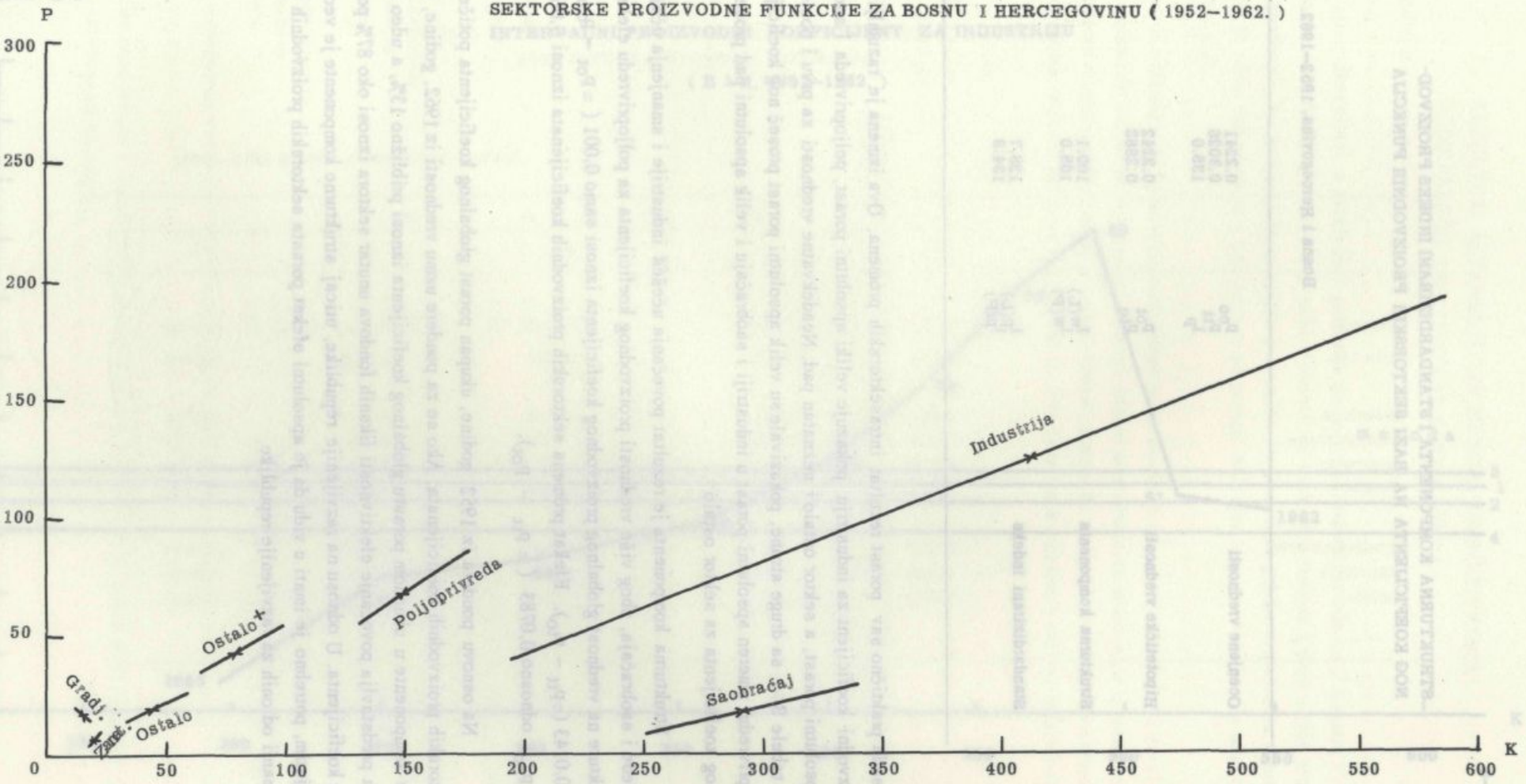


Tabela B–8

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI SEKTORSKIH PROIZVODNIH FUNKCIJA

Bosna i Hercegovina, 1952–1962.

Ocenjene vrednosti	p_{oo}	0,2241
	p_{tt}	0,3026
	I_p	135,0
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,2242
	p_{to}	0,2883
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	100,1
	$I_{w(P)}$	105,0
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	128,7
	$I_{p(P)}$	134,9

je da je sada praktično sav porast rezultat intrasektorskih promena. Ova izmena je razumljiva jer sada proizvodni koeficijent za industriju pokazuje veliki apsolutni porast, poljoprivreda i saobraćaj umeren apsolutni porast, a sektor ostalo+ neznatan pad. Neadekvatne vrednosti za prvu i poslednju godinu iz tabele B–1, sa druge strane, pokazivale su velik apsolutni porast proseč nog koeficijenta za poljoprivredu, umeren apsolutni porast u industriji i saobraćaju i velik apsolutni pad prosečnog proizvodnog koeficijenta za sektor ostalo+.

Strukturna komponenta je rezultat povećanja učešća industrije i smanjenja učešća poljoprivrede i saobraćaja, zbog više vrednosti proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu efekat promene strukture na vrednost globalnog proizvodnog koeficijenta iznosi samo 0,001 ($= p_{ot} - p_{oo}$) odnosno 0,0143 ($= p_{tt} - p_{to}$). Efekat promena sektorskih proizvodnih koeficijenata iznosi 0,0642 ($= p_{to} - p_{oo}$) odnosno 0,0783 ($= p_{tt} - p_{ot}$).

Na osnovu pondera iz 1952. godine, ukupan porast globalnog koeficijenta potiče iz promena sektorskih proizvodnih koeficijenata. Ako se za pondere uzmu vrednosti iz 1962. godine, udeo strukturne komponente u ukupnom porastu globalnog koeficijenta iznosi približno 13%, a udeo komponente koja predstavlja povećanje efektivnosti fiksnih fondova unutar sektora iznosi oko 87% porasta globalnog koeficijenta. U odnosu na razvijenije republike, uticaj strukturne komponente je veoma mali. Medjutim, potrebno je imati u vidu da je apsolutni efekat porasta sektorskih proizvodnih koeficijenata manji od onih za razvijenije republike.

Graf B–3

INTERVALNI PROIZVODNI KOEFICIJENT ZA INDUSTRIJU

(B i H, 1952–1962.)

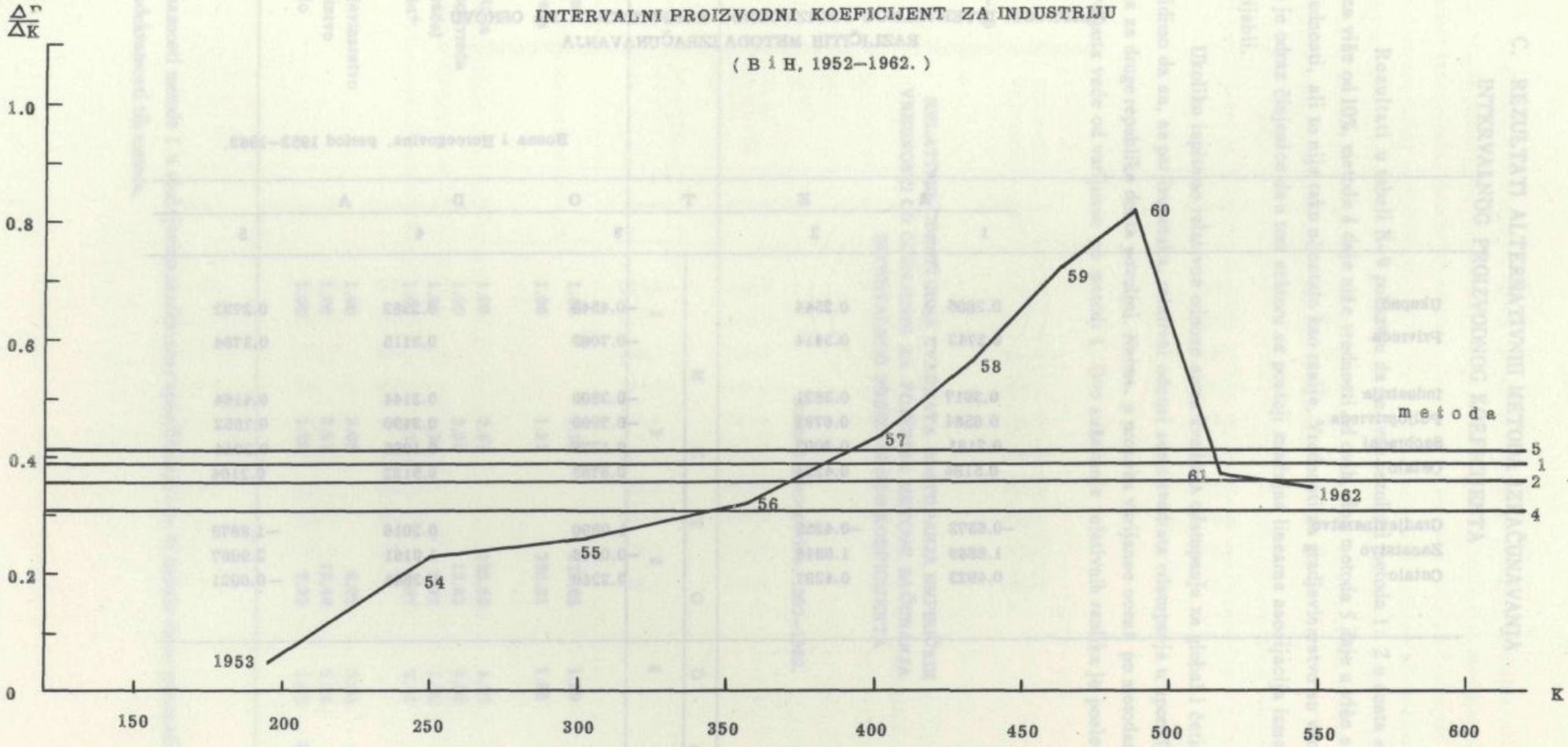


Tabela B–9

VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA OSNOVU RAZLIČITIH METODA IZRAČUNAVANJA

Bosna i Hercegovina, period 1952–1962.

	M	E	T	O	D	A
	1	2	3		4	5
Ukupno	0,2805	0,2544	–0,4540		0,2382	0,2732
Privreda	0,3742	0,3414	–0,7063		0,3115	0,3784
Industrija	0,3917	0,3621	–0,2809		0,3144	0,4164
Poljoprivreda	0,6584	0,6791	–0,7995		0,3490	0,7552
Saobraćaj	0,2181	0,2002	0,1778		0,1986	0,2014
Ostalo +	0,5184	0,4224	0,8783		0,5122	0,2164
Gradjevinarstvo	–0,6372	–0,4255	1,0890		0,2016	–1,8879
Zanatstvo	1,8869	1,8846	–0,0248		1,0161	2,9667
Ostalo	0,4923	0,4297	0,2240		0,3844	–0,0021

C. REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Rezultati u tabeli B–9 pokazuju da se ovde rezultati metoda 1 i 2 u dosta slučajeva razlikuju za više od 10%, metoda 4 daje niže vrednosti od ovih, dok metoda 5 daje u više slučajeva najviše vrednosti, ali to nije tako uč estalo kao ranije. Vrednosti za gradjevinarstvo su veoma različite, što je odraz činjenice da u tom sektoru ne postoji značajna linearna asocijacija izmedju posmatranih varijabli.

Ukoliko ispitamo relativne odnose suma kvadrata odstupanja za global i četiri velika sektora, vidimo da su, sa par izuzetaka, relativni odnosi suma kvadrata odstupanja u uporedjenju sa rezultatima za druge republike dosta povoljni. Naime, u proseku varijanse ocena po metodama 2, 4 i 5 nisu ni dva puta veće od varijanse po metodi 1. Ovo sužavanje relativnih razlika je posledica

Tabela B–10

RELATIVNI ODNOSI SUMA KVADRATA ODSTUPANJA EMPIRIČKIH VREDNOSTI OD OCENJENIH ZA POJEDINE METODE RAČUNANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Bosna i Hercegovina, 1952–1962.

	M E T O D A				
	1	2	3	4	5
Ukupno	1,00	1,18	273,65	1,39	1,42
Privreda	1,00	1,31	276,21	1,35	2,13
Industrija	1,00	2,67	125,59	1,77	6,27
Poljoprivreda	1,00	2,50	13,83	4,30	2,23
Saobraćaj	1,00	1,20	2,23	1,22	1,18
Ostalo+	1,00	1,73	4,87	2,17	1,55
Gradjevinarstvo	1,00	2,06	4,07	2,94	1,19
Zanatstvo	1,00	3,51	15,46	8,74	2,85
Ostalo	1,00	1,25	7,32	1,97	30,47

veće neefikasnosti metode 1 u slučajevima neadekvatne specifikacije i ne bi trebalo da se protumači kao indikacija adekvatnosti tih metoda.

Tabela B–11

GODIŠNJE VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

ZA B i H

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1953.	0,303	0,347	0,056	6,275	0,231	−2,000	−1,250	0,000	−5,500
1954.	0,020	0,024	0,236	−5,567	−0,208	2,158	1,750	11,000	1,600
1955.	0,344	0,437	0,268	9,895	0,647	−1,667	−21,000	6,000	0,850
1956.	−0,228	−0,285	0,334	−14,714	−0,070	−2,600	−50,000	−1,000	−0,609
1957.	0,740	0,940	0,441	11,619	0,197	1,500	−0,000	6,000	0,840
1958.	0,181	0,257	0,570	− 2,050	0,240	0,258	−1,500	2,000	0,333
1959.	0,748	1,157	0,723	4,333	0,459	1,840	−7,000	1,000	1,429
1960.	0,326	0,472	0,822	− 1,708	0,291	2,000	43,000	3,667	0,821
1961.	0,224	0,321	0,374	0,556	0,113	0,415	2,429	1,143	0,039
1962.	0,074	0,114	0,350	− 1,086	0,113	0,259	0,692	−0,143	0,176

U slučaju BiH Kendallov test saglasnosti rangova ne pokazuje značajne razlike u slučaju četiri velika sektora. Ako izostavimo poljoprivredu, razlike takodje nisu značajne. Isto važi i za Wilcoxonov test pojedine parove tih sektora. Ovo je odraz ne samo već e ujednačenosti već u velikoj meri i veoma velike varijabilnosti godišnjih vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata u ovom slučaju. Sve u svemu, ovi rezultati ne protivureče zapažanjima na osnovu proizvodnih funkcija, ali je očito da je donošenje zaključaka na osnovu godišnjih vrednosti intervalnih koeficijenata veoma otežano njihovom varijabilnošću i stoga prilično neefikasno.

Graf B–3 pokazuje veoma izrazitu tendenciju porasta godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za industriju do 1960. godine, čija ja posledica autokorelacija odstupanja

Tabela B–12

VREDNOST S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA GODIŠNJIH VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Bosna i Hercegovina, 1953–1962.

Ukupno	1
Privreda	3
Industrija	29++
Poljoprivreda	−3
Saobraćaj	3
Ostalo+	11
Gradjevinarstvo	15
Zanatstvo	−11
Ostalo	−5

++ Trend značajan na nivou 1%

od proizvodne funkcije. Ovaj je trend toliko izrazit da je značajan prema Kendallovom testu rangova, dok se za ostale slučajeve za BiH ne može reći da postoji neka značajna tendencija promene godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta.

MAKEDONIJA

Merena fiksnim fondovima i društvenim proizvodom, privreda Makedonije predstavlja približno 1/20 jugoslovenske privrede. Na početku perioda ima još jasan oblik pretežno agrarne privrede, njena poljoprivreda daje preko 40% društvenog proizvoda, fiksni fondovi poljoprivrede su takođe dosta veći od fiksnih fondova industriji. U posmatranom periodu proizvodni fiksni fondovi rasli su po prosečnoj stopi rasta od 7%. Veći relativni porast fiksnih fondova privrede ima samo Crna Gora. Za Makedoniju je karakteristično i intenzivno investiranje u poljoprivredu. Relativni porast fiksnih fondova u poljoprivredi je veći nego u ostalim republikama. Kao i u ostalim republikama, industrija pokazuje najveći porast fiksnih fondova i društvenog proizvoda. Prosečna stopa rasta fiksnih fondova industrije za taj period iznosi 14%, dok je društveni proizvod rastao još brže. Kao rezultat tih kretanja industrija predstavlja na kraju perioda sektor sa najvećim učešćem, kako u proizvodnim fiksnim fondovima, tako i u društvenom proizvodu Makedonije.

Potrebno je još naglasiti da su ocene za republike sa malim apsolutnim vrednostima varijabli, tj. pogotovo za manje sektore, manje pouzdane, jer pogreške kod zaokruživanja mogu ovde više uticati na krajnji rezultat.

A. ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA

1. Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta

Vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata u tabeli M–1 pokazuju veoma mali varijabilitet u vremenu. Što je najinteresantnije, od četiri velika sektora samo je trend prosečnog proizvodnog koeficijenta u saobraćaju značajan, tako da onda ni prosečni proizvodni koeficijent za privredu ne pokazuje značajnu tendenciju promene u vremenu. Ova je konstatacija utoliko više neočekivana što globalni proizvodni koeficijent za ukupno, tj. ako se uzmu u obzir i neproizvodni fiksni fondovi, pokazuje značajan porast u proteklom periodu.

Tabela M–1

PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENTI FIKSNIH FONDOVA ZA MAKEDONIJU

(ukupno i po privrednim oblastima)

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1952.	0,1458	0,2762	0,4569	0,3906	0,0338	0,5447	1,5882	0,2617	0,4952
1953.	0,1713	0,3182	0,3650	0,4945	0,0391	0,6838	2,2703	0,2593	0,5648
1954.	0,1680	0,3035	0,3859	0,4586	0,0413	0,5941	1,2979	0,2973	0,5929
1955.	0,1845	0,3287	0,3571	0,5352	0,0415	0,6523	1,4200	0,3393	0,6239
1956.	0,1751	0,3070	0,3559	0,5219	0,0462	0,5155	0,8462	0,3421	0,5360
1957.	0,1893	0,3270	0,3520	0,5933	0,0466	0,5265	0,8113	0,3565	0,5597
1958.	0,1979	0,3387	0,4236	0,5313	0,0572	0,5365	0,9286	0,3675	0,5211
1959.	0,1953	0,3306	0,4038	0,5126	0,0593	0,5294	0,9672	0,3583	0,4906
1960.	0,2004	0,3360	0,4205	0,4713	0,0692	0,5663	1,0159	0,3740	0,5398
1961.	0,1953	0,3236	0,4126	0,3965	0,0556	0,6329	1,3235	0,3798	0,5606
1962.	0,1912	0,3136	0,3892	0,3853	0,0538	0,6188	1,3816	0,3806	0,4977

Tabela M–2

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Makedonija, 1952–1962.

Ukupno	35++
Privreda	19
Industrija	1
Poljoprivreda	1
Saobraćaj	41++
Ostalo+	1
Gradjevinarstvo	–7
Zanatstvo	51++
Ostalo	–11

++ Trend značajan na nivou 1%

Uporedjivanje rezultata ovog testa sa porastom prosečnih proizvodnih koeficijenata izmedju prve i poslednje godine perioda pokazuje da sektori gde trend prosečnog proizvodnog koeficijenta nije signifikantan ispoljavaju ujedno niske ili čak negativne prosečne stope rasta proizvodnog koeficijenta, tj. zaključci se podudaraju. Može se konstatovati da je u Makedoniji dinamika prosečnih

Tabela M–3

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI ZA 1952. I 1962. GODINU

Makedonija

	Indeks 1962/1952.			Prosečna stopa rasta p za period 1952–62. (u%)
	P	K	p	
Ukupno	224	170	131	2,7
Privreda	224	197	114	1,3
Industrija	317	372	85	–1,6
Poljoprivreda	185	188	99	–0,1
Saobraćaj	216	136	159	4,7
Ostalo+	196	173	114	1,3
Gradjevinarstvo	194	224	87	–1,4
Zanatstvo	182	125	145	3,7
Ostalo	206	205	101	0,1

proizvodnih koeficijenata manje izrazita nego u ostalim republikama, a po intenzitetu relativno mala, čak i tamo gde su tendencije izrazite.

Očito je da je pad prosečnog proizvodnog koeficijenta za industriju precenjen, jer je vrednost za 1952. godinu precenjena, a vrednost za 1962. godinu potcenjena u odnosu na celu relaciju, tako da se na bazi proizvodne funkcije ispoljava čak blag porast prosečnog koeficijenta u posmatranom periodu.

Tabela M–4

RELATIVNI PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENT ZA MAKEDONIJU

	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1952.	1,00	1,65	1,41	0,12	1,97	5,75	0,95	1,79
1953.	1,00	1,15	1,55	0,12	2,15	7,13	0,81	1,78
1954.	1,00	1,27	1,51	0,14	1,96	4,28	0,98	1,95
1955.	1,00	1,09	1,63	0,13	1,98	4,32	1,03	1,90
1956.	1,00	1,16	1,70	0,15	1,68	2,76	1,11	1,75
1957.	1,00	1,08	1,81	0,14	1,61	2,48	1,09	1,71
1958.	1,00	1,25	1,57	0,17	1,58	2,74	1,09	1,54
1959.	1,00	1,22	1,55	0,18	1,60	2,93	1,08	1,48
1960.	1,00	1,25	1,40	0,21	1,69	3,02	1,11	1,61
1961.	1,00	1,28	1,23	0,17	1,96	4,09	1,17	1,73
1962.	1,00	1,24	1,23	0,17	1,97	4,41	1,21	1,59

2. Strukturne karakteristike

Kruskal–Wallisov test i ovde pokazuje da su razlike u relativnim proizvodnim koeficijentima za četiri velika sektora značajne. Pošto se vrednosti relativnih proizvodnih koeficijenata za druge sektore, osim za saobraćaj gde su manje od 1 i veoma niske, nalaze u intervalu izmedju 1 i 2, svrsishodno je ispitati da li se one medjusobno razlikuju. Kruskal–Wallisov test je značajan i u slučaju ta tri sektora, dok Wilcoxonov test pokazuje da je prosečna vrednost za sektor ostalo+ značajno veća od one za poljoprivredu, a koja je opet značajno veća od prosečne vrednosti relativnog koeficijenta za industriju. Dakle, Makedonija je još jedan slučaj gde je relativni proizvodni koeficijent za poljoprivredu veći od odgovarajućeg koeficijenta za industriju. Relativni proizvodni koeficijenti za industriju nalaze se približno izmedju 1 i 1, 3; za poljoprivredu izmedju 1, 3 i 1, 6, a za sektor ostalo+ izmedju 1,6 i 2.

Rangovi nisu baš svi isti u svim godinama perioda, ali je Kendallov test saglasnosti rangiranja visoko signifikantan. Rang 1 pripada proizvodnom koeficijentu za gradjevinarstvo, rang 2 vrednosti za sektor ostalo, poljoprivreda ima rang 3, industrija 4, zanatstvo 5 i saobraćaj 6.

3. Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

U ovom pogledu Makedonija predstavlja veoma interesantan slučaj, koji se dijametralno razlikuje od tendencija u ostalim republikama. Naime, ispada da je ukupan porast globalnog

Tabela M–5

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS GLOBALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI ZA 1952. I 1962. GODINU

		Makedonija
Empiričke vrednosti*	p_{oo}	0,2673
	p_{tt}	0,3122
	I_p	116,8
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,3232
	p_{to}	0,2708
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	120,9
	$I_{w(P)}$	115,3
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	101,3
	$I_{p(P)}$	96,6

* Vidi napomenu uz tabelu 5

koeficijenta zapravo rezultat intersektorskih pomeranja, dok je čisti efekat promena sektorskih prosečnih proizvodnih koeficijenata zanemariv ili čak negativan. Naime, apsolutni intrasektorski efekat iznosi 0,0035 (= $p_{to} - p_{oo}$) odnosno –0,0109 (= $p_{tt} - p_{ot}$). U ovom računu je strukturna kompo-

nenta precenjena pre svega, zbog posve neadekvatnih vrednosti za industriju u te dve godine. Medjutim, osnovni zaključak se neće menjati ni kada se prouče rezultati na bazi sektorskih proizvodnih funkcija.

B. ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Proizvodne funkcije za Makedoniju predstavljaju zadovoljavajuću aproksimaciju empirickih vrednosti u posmatranom periodu sa izuzetkom poljoprivrede, gde je koeficijent korelacije nizak, i gradjevinarstva, gde linearna veza izmedju definisanih varijabli uopšte nije signifikantna.

Makedonija je jedina republika gde se intervalni proizvodni koeficijent za industriju može smatrati konstantnim u posmatranom periodu; u svim ostalim republikama je autokorelacija odstupanja u industriji značajna. Medjutim, ovde poljoprivreda ispoljava nestabilnost pretpostavljene linearne veze u vremenu. Autokorelacija odstupanja je značajna i u zanatstvu. U saobraćaju je vrednost d takodje niža, mada prema von Neumannovom testu neznačajno, a prema Durbin–Watsonu predstavlja neodredjen slučaj.

Rezultati u tabeli M–7 donekle ispravljaju numeričke vrednosti indikatora dinamike prosečnih proizvodnih koeficijenata iz tabele M–3, ali je ovim opšti dojam o maloj varijabilnosti tih koeficijenata za Makedoniju u vremenu još samo više naglašen. Slobodan član proizvodne funkcije je značajno različit od 0 samo za ukupno i saobraćaj; u zanatstvu je porast u tabeli M–7 precenjen u odnosu na rezultate iz transformirane relacije.

Ovde industrija pokazuje blag porast prosečnog proizvodnog koeficijenta, dok je intenzitet opadanja tog koeficijenta u poljoprivredi precenjen zbog preloma linearne proizvodne funkcije u toku perioda. Ocenjene vrednosti prosečnog koeficijenta za poljoprivredu u tabeli M–6 su takodje precenjene.

Sve u svemu, prosečan porast globalnog proizvodnog koeficijenta je u privredi Makedonije veoma mali. Elasticiteti proizvodnje u odnosu na fiksne fondove su, osim saobraćaja, jedva nešto veći od 1 u četiri velika sektora, za poljoprivredu je taj elasticitet čak manji od 1. Elasticiteti prosečnog proizvodnog koeficijenta za privredu, industriju sektor ostalo+ su već skoro jednaki 0, tako da se može smatrati da na kraju perioda prosečni i intervalni proizvodni koeficijent u tim slučajevima mogu za sve praktične svrhe zadovoljavajuće aproksimirati jedan drugoga.

Dijagram odstupanja od regresionih pravih pokazuje za Makedoniju zadovoljavajuću slučajnost odstupanja, osim za poljoprivredu, i neke osobenosti koje se, medjutim, neće detaljnije razradjivati, imajući u vidu mogućnost jačeg uticaja pogrešaka kod zaokruživanja kod relativno malih apsolutnih vrednosti za ovu republiku.

Testiranje značajnosti razlika sektorskih intervalnih proizvodnih koeficijenata je za Makedoniju otežano pre svega zbog nezgodnih karakteristika poljoprivrede, tj. velike varijabilnosti tog proizvodnog koeficijenta i problema autokorelacije odstupanja. Rezidualna varijansa za poljoprivredu je dosta veća od ostalih, tako da je, sa stanovišta homogenosti varijansi, moguće vršiti posve

Tabela M–6

PROIZVODNA FUNKCIJA NA BAZI FIKSNIH FONDOVA ZA MAKEDONIJU

(po privrednim oblastima)

	Interval proizvodni koeficijent a	Standardna greška SE_a	Slobodan član b	Koeficijent korelacije r_{PK}	Durbin–Watson d	Von Neumann kvocient vN	Prosečni proizvodni koeficijenti: Interval teoretskih vrednosti $p_{52}-p_{62}$	Prosečni proizvodni koeficijenti: Prosek za period $\bar{p}_{52-62}$
Ukupno	0,2541	0,0162	–36,5	0,982	1,41	1,55	0,1640–0,2012	0,1852
Privreda	0,3518	0,0208	– 9,7	0,985	1,58	1,74	0,3066–0,3289	0,3202
Industrija	0,4124	0,0244	– 1,7	0,985	1,42	1,56	0,3689–0,4007	0,3939
Poljoprivreda	0,3053	(0,1016)	13,8	0,708	0,72++	0,79++	0,5384–0,4294	0,4765
Saobraćaj	0,1242	0,0219	– 7,7	0,884	1,15+	1,26	0,0404–0,0625	0,0502
Ostalo+	0,6257	0,0982	– 1,4	0,905	1,48	1,62	0,5700–0,5935	0,5824
Gradjevinarstvo	0,7090	(0,4670)	2,8	(0,452)	1,04+	1,15+	1,5211–1,0723	1,2178
Zanatstvo	0,8485	(0,1043)	– 6,0	0,938	0,59++	0,64++	0,2915–0,4038	0,3403
Ostalo	0,4751	0,0466	0,9	0,959	1,78	1,96	0,5648–0,5189	0,5402

\+ Nivo signifikantnosti 5%

++ Nivo signifikanstnosti 1%

Graf M–1

ODSTUPANJA GODIŠNJIH VREDNI STI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA

(MAKEDONIJA. 1952 – 1962.)

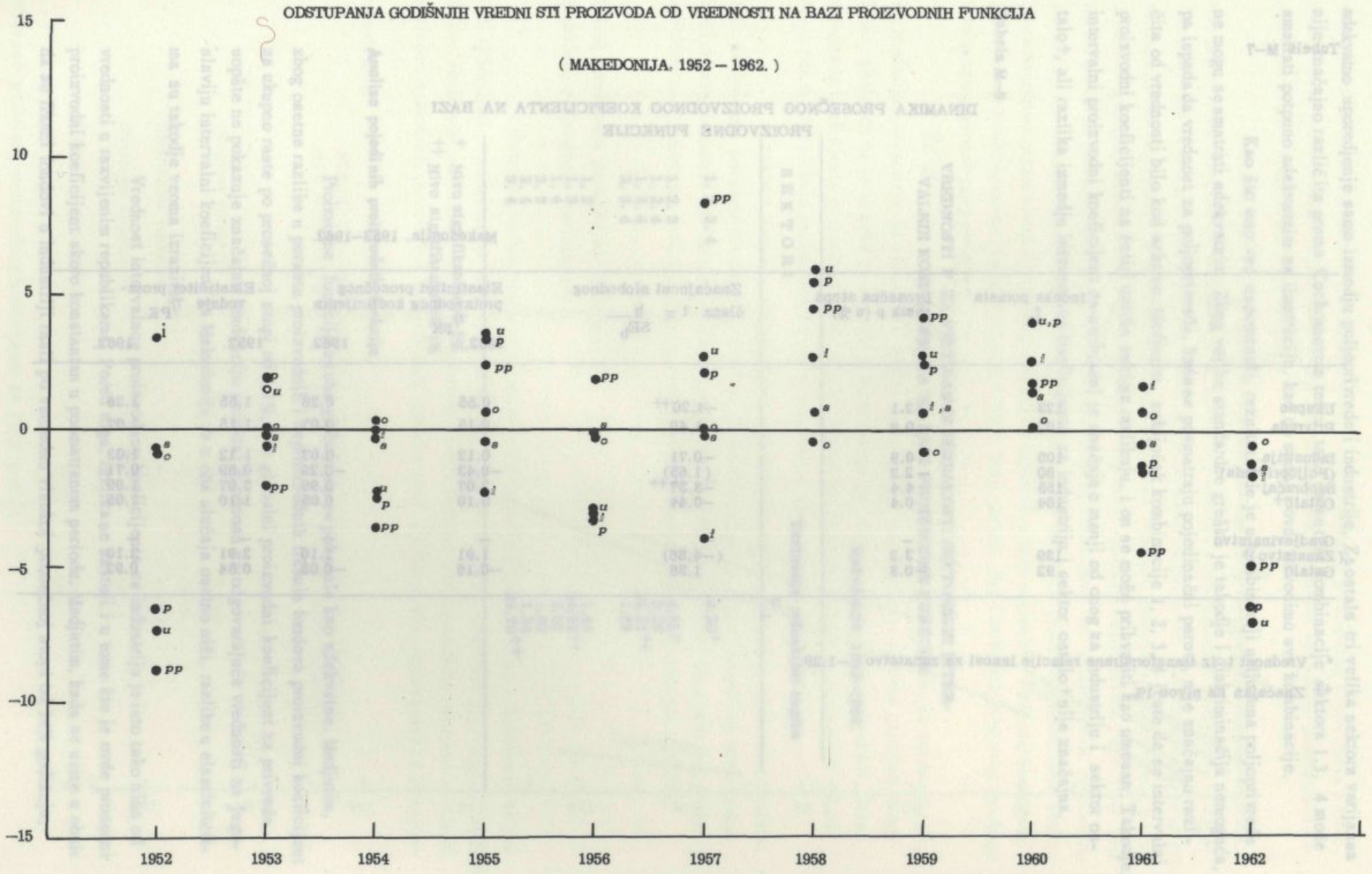


Tabela M–7

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Makedonija, 1952–1962.

	Indeks porasta I_p	Prosečna stopa rasta p (u %)	Značajnost slobodnog člana $t = \frac{b}{SE_b}$	Elasticitet prosečnog proizvodnog koeficijenta η_{pK}		Elasticitet proizvodnje η_{PK}	
				1952.	1962.	1952.	1962.
Ukupno	123	2,1	−4,20++	0,55	0,26	1,55	1,26
Privreda	107	0,6	−1,49	0,15	0,07	1,15	1,07
Industrija	109	0,9	−0,71	0,12	0,03	1,12	1,03
(Poljoprivreda)	80	−2,2	(1,65)	−0,43	−0,29	0,59	0,71
Saobraćaj	155	4,4	−3,37++	2,07	0,99	3,07	1,99
Ostalo+	104	0,4	−0,44	0,10	0,05	1,10	1,05
Gradjevinarstvo	–	–	–	–	–	–	–
(Zanatstvo)*	139	3,3	(−4,86)	1,91	1,10	2,91	2,10
Ostalo	92	−0,8	1,36	−0,16	−0,08	0,84	0,92

* Vrednost t iz transformirane relacije iznosi za zanatstvo −1,29.

++ Značajan na nivou 1%.

adekvatno uporedjenje samo izmedju poljoprivrede i industrije. Za ostala tri velika sektora varijansa nije značajno različita prema Cochranovom testu, tako da se test kombinacije sektora 1,3, 4 može smatrati potpuno adekvatnim za ilustraciju, kao do sada, i ovde navodimo sve kombinacije.

Kao što smo već napomenuli, rezultati gde je u kombinaciji uključena poljoprivreda ne mogu se smatrati adekvatnim. Zbog velike standardne greške je takodje i diskriminacija nemoguća, pa ispada da vrednost za poljoprivredu, kada se posmatraju pojedinačni parovi, nije značajno različita od vrednosti bilo kod sektora. Medjutim, zaključak kombinacije 1, 2, 3, 4 jeste da se intervalni proizvodni koeficijenti za četiri velika sektora razlikuju, i on se može prihvatiti kao umesan. Takodje, intervalni proizvodni koeficijent za saobraćaj je značajno manji od onog za industriju i sektor ostalo+, ali razlika izmedju intervalnog koeficijenta za industriju i sektor ostalo+ nije značajna.

Tabela M–8

VREDNOSTI F ZA TESTIRANJE JEDNAKOSTI SEKTORSKIH INTERVALNIH KOEFICIJENATA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Makedonija, 1952–1962.

SEKTORI	Testiranje jednakosti nagiba F_1
1, 2, 3, 4	4,26+
1, 2, 3	4,35+
1, 2, 4	3,29
1, 3, 4	15,31++
2, 3, 4	1,69
1, 2	1,44
1, 3	24,23++
1, 4	2,95
2, 3	1,89
2, 4	1,94
3, 4	34,70++

\+ Nivo signifikantnosti 5%
++ Nivo signifikantnosti 1%

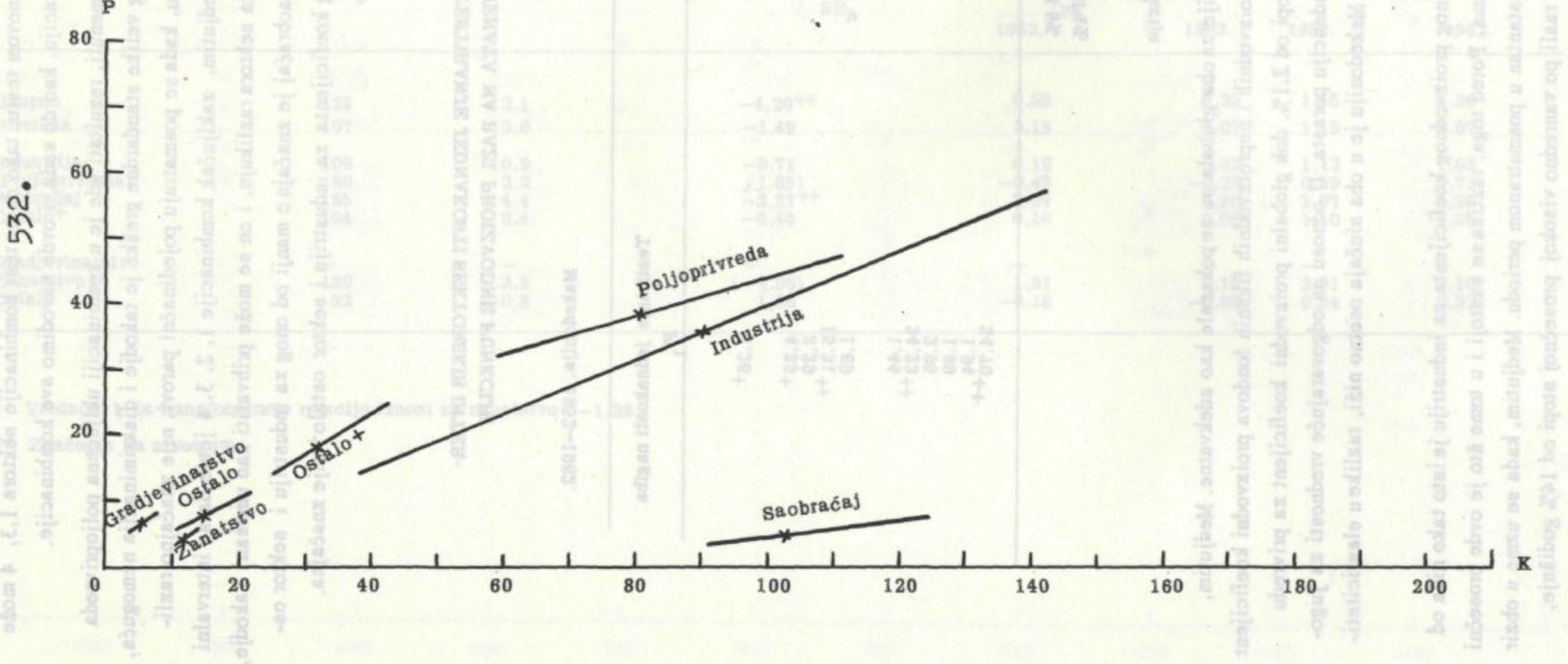
Analiza pojedinih proizvodnih funkcija

Proizvodne funkcije za oba globala su se pokazale kao adekvatne. Medjutim, zbog osetne razlike u porastu proizvodnih i neproizvodnih fiksnih fondova proizvodni koeficijent za ukupno raste po prosečnoj stopi od 2,1%, dok globalni proizvodni koeficijent za privredu uopšte ne pokazuje značajnu tendenciju porasta. U odnosu na odgovarajuće vrednosti za Jugoslaviju intervalni koeficijent za Makedoniju je u oba slučaja osetno niži, razlike u elasticitetima su takodje veoma izrazite.

Vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta za industriju je isto tako niža od vrednosti u razvijenim republikama. Pored toga, razlika se sastoji i u tome što je ovde prosečni proizvodni koeficijent skoro konstantan u posmatranom periodu. Medjutim, kada se uzme u obzir da su fiksni fondovi u industriji rasli po vanredno visokoj prosečnoj stopi od 14% godišnje,

Graf M–2

SEKTORSKE PROIZVODNE FUNKCIJE ZA MAKEDONIJU (1952–1962.)



onda se i numerički mala pozitivna vrednost elasticiteta prosečnog proizvodnog koeficijenta u odnosu na fiksne fondove može oceniti kao indikacija zadovoljavajuće brzine apsorbcije pozamašnih novih investicija u industriju u tom periodu.

Testiranje proizvodne funkcije za poljoprivredu indicira promenu vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta u toku perioda. Korelacija izmedju transformiranih varijabli je nesignifikantna, tako da nismo u stanju da na taj način dobijemo adekvatnije ocene. Ako posmatramo raspored odstupanja oko regresione linije u dijagramu M-1 ili godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta na grafu M-3 može se videti da se potperiod 1952–1957 razlikuje od potperioda 1957–1962. Naime, u prvom su godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu veoma varijabilne ali na jednom višem nivou, dok se posle 1958. godine intervalni proizvodni koeficijent stabilizira na jednom nižem nivou. Proizvodna funkcija u tabeli M–6 tako precenjuje vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu za 1952. i 1962. godinu, kao i intenzitet njegovog opadanja u toku celog posmatranog perioda.

Za saobraćaj smo videli da odstupanja pokazuju izvesnu sklonost ka autokorelaciji, a i koeficijent korelacije je nešto niži. Pošto su apsolutne vrednosti za društveni proizvod veoma niske, smatramo da je tu neka pedantnija analiza nemoguća, nego će se uzeti ovi rezultati. Trend prosečnog koeficijenta je značajan, kao svugde. Elasticitet je zapravo jedino u saobraćaju toliko visok da može u globalu kompenzirati i uticaj negativnog elasticiteta u poljoprivredi.

U sektoru ostalo+, koji pokazuje približno konstantan prosečni proizvodni koeficijent, komponente pokazuju divergentna kretanja. Zanatstvo pokazuje porast prosečnog proizvodnog koeficijenta (raspored odstupanja je sličan onom za poljoprivredu), "ostalo" blag pad, dok ovako specificirana proizvodna funkcija za gradjevinarstvo ne pokazuje nikakvu povezanost varijabli.

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Rezultati na bazi sektorskih proizvodnih funkcija pokazuju da su u Makedoniji za period 1952–1962. intrasektorski efekti negativni: $p_{to} - p_{oo} = -0{,}0124$, odnosno, $p_{tt} - p_{ot} = -0{,}0092$. Dakle, ukoliko bi sektorska struktura proizvodnih fiksnih fondova bila konstantna, promene ocenjenih vrednosti sektorskih proizvodnih koeficijenata izmedju 1952. i 1962. godine rezultirale bi u smanjenu

Tabela M–9

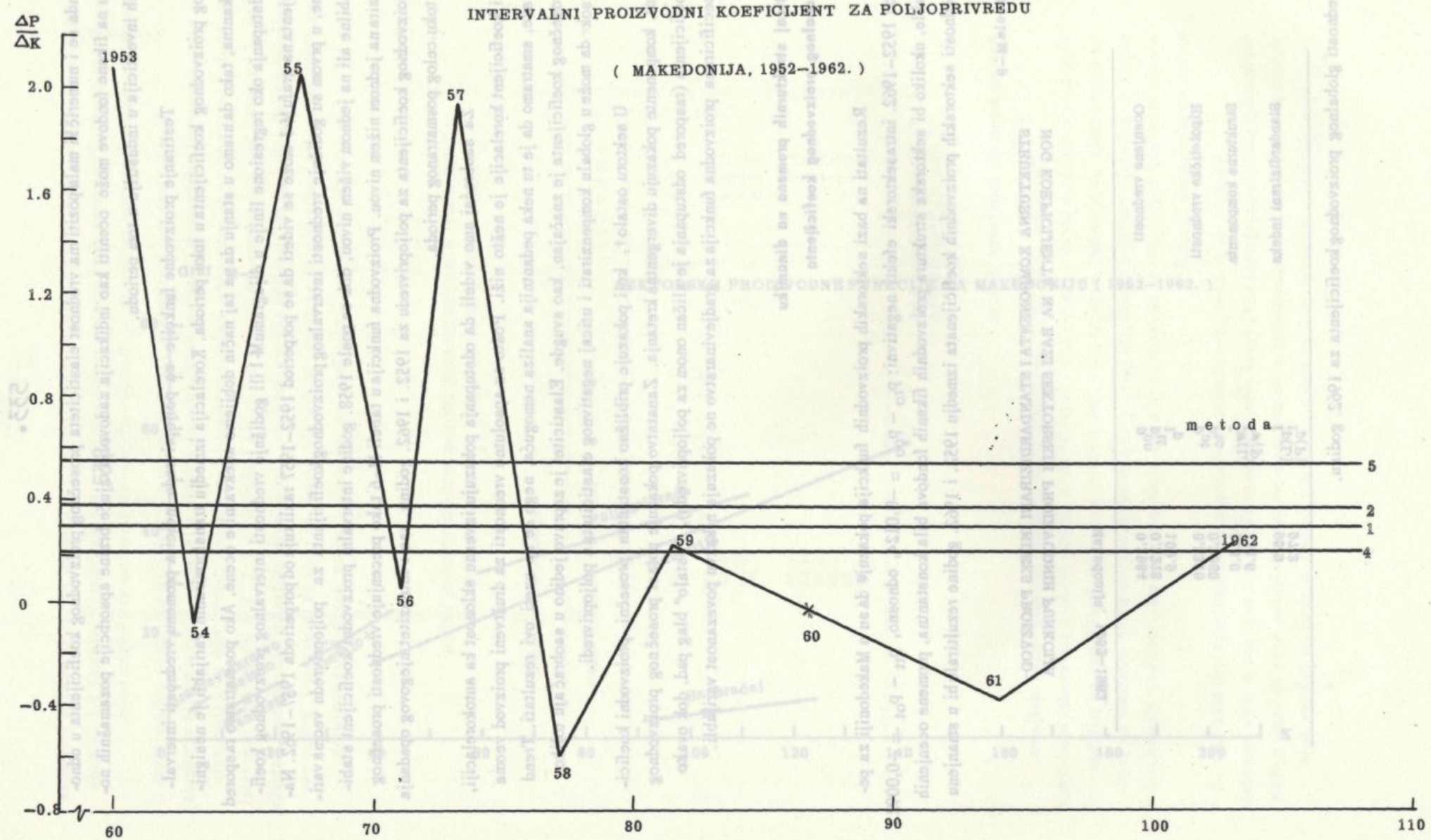
STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI SEKTORSKIH PROIZVODNIH FUNKCIJA

Makedonija, 1952–1962.

Ocenjene vrednosti	p_{oo}	0,2984
	p_{tt}	0,3278
	I_p	109,9
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,3370
	p_{to}	0,2860
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	113,0
	$I_{w(P)}$	114,6
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	95,9
	$I_{p(P)}$	97,3

vrednosti globalnog proizvodnog koeficijenta za 1962. godinu.

Graf M–3


INTERVALNI PROIZVODNI KOEFICIJENT ZA POLJOPRIVREDU
(MAKEDONIJA, 1952–1962.)
ΔP/ΔK
2.0
1.6
1.2
0.8
0.4
0
−0.4
−0.8
60
70
80
90
100
110
1953
54
55
56
57
58
59
60
61
1962
metoda
5
2
1
4

Sa druge strane, intersektorski efekti su pozitivni, tj. ako se vrednosti sektorskih proizvodnih koeficijenata uopšte ne bi menjale, promena strukture izmedju prve i poslednje godine perioda rezultirala bi u porastu globalnog proizvodnog koeficijenta na 113%, odnosno 114,6% početne vrednosti koeficijenta.

Drugim rečima ovaj način dekompozicije efekata pripisuje ukupan porast globalnog proizvodnog koeficijenta u tom periodu promeni sektorske strukture privrede Makedonije. Čak više, čisti efekat strukturne promene iznosi negde izmedju 123%* i 146%** porasta globalnog proizvodnog koeficijenta, jer ujedno i kompenzira negativni efekat promene sektorskih proizvodnih koeficijenata, koji iznosi negde izmedju 23%* i 46%** porasta globalnog koeficijenta.

Ovi zaključci se toliko razlikuju od sličnih razmatranja za ostale republike da možda nije suvišno da se malo više razmotre. Što se tiče negativnog efekta intrasektorskih promena, daleko najveća apsolutna razlika izmedju sektorskih proizvodnih koeficijenata za 1952. i 1962. godinu je negativna razlika u poljoprivredi (vidi tabelu M–6), koja je uz odgovarajuću ponderaciju veća od pozitivnih promena u ostala tri velika sektora. Najznačajnije promene u strukturi fiksnih fondova Makedonije u tom periodu su porast učešća fiksnih fondova industrije od 17,9% na 33,9% i pad učešća saobraćaja od 42,9% na 29,6%. Pošto je prosečni proizvodni koeficijent za industriju barem pet puta veći od koeficijenta u saobraćaju, intersektorski efekat je izrazito pozitivan.

C. REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Numeričke vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta, dobijene na osnovu različitih metoda izračunavanja, pokazuju i ovde isti odnos kao u ostalim republikama. Ako izuznemo metodu 3, najniže ocene daje metoda 4, onda dolaze ocene metoda 1 i 2, dok najviše ocene daje u većini slučajeva metoda 5. Relativna efikasnost objašnjavanja, merena sumom kvadrata odstupanja, je veoma mala i za metodu 4. Metoda 5 je inače ovde dosta efikasna, ali sa par ekscesa koji su za nju karakteristični. Nešto manja relativna efikasnost metode 2 u odnosu na metodu 1 je posledica nereprezentativnosti prve i poslednje godine perioda.

Tabela M–10

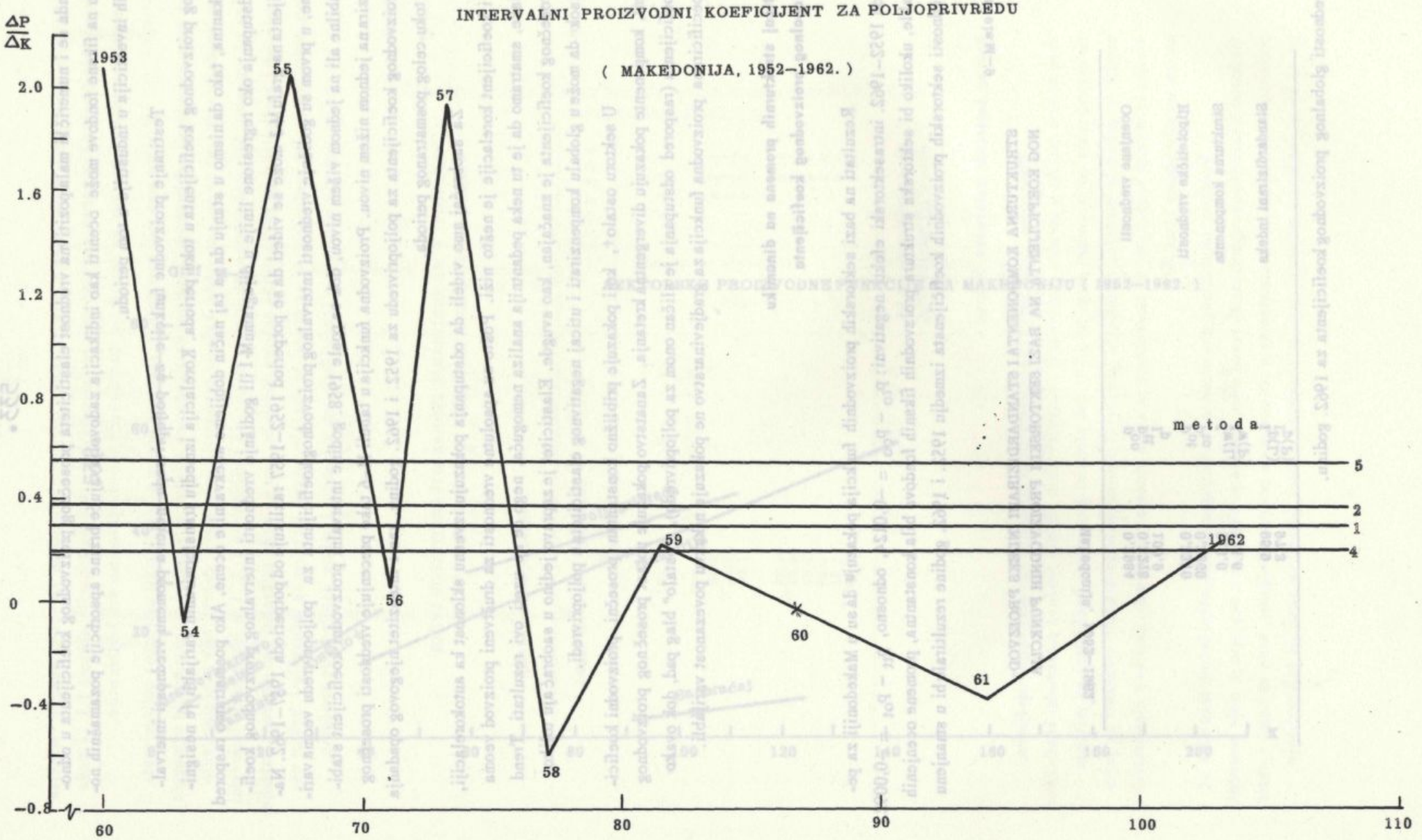
VREDNOST S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA GODIŠNJIH VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

	Makedonija, 1953–1962.
Ukupno	–13
Privreda	–15
Industrija	1
Poljoprivreda	–15
Saobraćaj	–15
Ostalo+	–5
Gradjevinarstvo	3
Zanatstvo	–11
Ostalo	–19

* Na osnovu ponderacije tekućeg perioda.

** Na osnovu ponderacije baznog perioda.

Graf M–3


INTERVALNI PROIZVODNI KOEFICIJENT ZA POLJOPRIVREDU
(MAKEDONIJA, 1952–1962.)
ΔP/ΔK
2.0
1.6
1.2
0.8
0.4
0
−0.4
−0.8
60
70
80
90
100
110
1953
54
55
56
57
58
59
60
61
1962
metoda
5
2
1
4

Sa druge strane, intersektorski efekti su pozitivni, tj. ako se vrednosti sektorskih proizvodnih koeficijenata uopšte ne bi menjale, promena strukture izmedju prve i poslednje godine perioda rezultirala bi u porastu globalnog proizvodnog koeficijenta na 113%, odnosno 114,6% početne vrednosti koeficijenta.

Drugim rečima ovaj način dekompozicije efekata pripisuje ukupan porast globalnog proizvodnog koeficijenta u tom periodu promeni sektorske strukture privrede Makedonije. Čak više, čisti efekat strukturne promene iznosi negde izmedju 123%* i 146%** porasta globalnog proizvodnog koeficijenta, jer ujedno i kompenzira negativni efekat promene sektorskih proizvodnih koeficijenata, koji iznosi negde izmedju 23%* i 46%** porasta globalnog koeficijenta.

Ovi zaključci se toliko razlikuju od sličnih razmatranja za ostale republike da možda nije suvišno da se malo više razmotre. Što se tiče negativnog efekta intrasektorskih promena, daleko najveća apsolutna razlika izmedju sektorskih proizvodnih koeficijenata za 1952. i 1962. godinu je negativna razlika u poljoprivredi (vidi tabelu M–6), koja je uz odgovarajuću ponderaciju veća od pozitivnih promena u ostala tri velika sektora. Najznačajnije promene u strukturi fiksnih fondova Makedonije u tom periodu su porast učešća fiksnih fondova industrije od 17,9% na 33,9% i pad učešća saobraćaja od 42,9% na 29,6%. Pošto je prosečni proizvodni koeficijent za industriju barem pet puta veći od koeficijenta u saobraćaju, intersektorski efekat je izrazito pozitivan.

C. REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Numeričke vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta, dobijene na osnovu različitih metoda izračunavanja, pokazuju i ovde isti odnos kao u ostalim republikama. Ako izuznemo metodu 3, najniže ocene daje metoda 4, onda dolaze ocene metoda 1 i 2, dok najviše ocene daje u većini slučajeva metoda 5. Relativna efikasnost objašnjavanja, merena sumom kvadrata odstupanja, je veoma mala i za metodu 4. Metoda 5 je inače ovde dosta efikasna, ali sa par ekscesa koji su za nju karakteristični. Nešto manja relativna efikasnost metode 2 u odnosu na metodu 1 je posledica nereprezentativnosti prve i poslednje godine perioda.

Tabela M–10

VREDNOST S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA GODIŠNJIH VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Makedonija, 1953–1962.

Ukupno	–13
Privreda	–15
Industrija	1
Poljoprivreda	–15
Saobraćaj	–15
Ostalo+	–5
Gradjevinarstvo	3
Zanatstvo	–11
Ostalo	–19

* Na osnovu ponderacije tekućeg perioda.

** Na osnovu ponderacije baznog perioda.

Tabela M–11

VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA OSNOVU RAZLIČITIH METODA IZRAČUNAVANJA

Makedonija, period 1952–1962.

	M	E	T	O	D	A
	1	2	3	4	5	
Ukupno	0,2541	0,2556	−0,2248	0,2183	0,3026	
Privreda	0,3518	0,3523	−0,3774	0,3054	0,4081	
Industrija	0,4124	0,3643	0,1024	0,3535	0,3738	
Poljoprivreda	0,3053	0,3793	−0,8393	0,2050	0,5553	
Saobraćaj	0,1242	0,1098	−0,0994	0,0596	0,2838	
Ostalo+	0,6257	0,7207	0,6026	0,6979	0,9824	
Gradjevinarstvo	0,7090	1,2143	−0,7772	0,6280	1,0508	
Zanatstvo	0,8485	0,8519	0,1111	0,6566	1,2067	
Ostalo	0,4751	0,5000	0,3325	0,4584	0,7441	

Tabela M–12

GODIŠNJE VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA
ZA MAKEDONIJU

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1953.	0,809	1,016	–0,075	2,077	1,667	5,571	10,000	0,000	3,000
1954.	0,118	0,151	0,459	–0,070	0,120	–0,667	–2,300	1,667	1,200
1955.	0,504	0,709	0,192	2,059	0,053	2,625	3,333	5,000	1,500
1956.	0,004	0,005	0,349	0,091	0,194	–2,667	– 13,500	0,500	–0,750
1957.	0,514	0,667	0,320	1,900	0,071	0,818	–1,000	2,000	0,889
1958.	0,389	0,552	1,198	–0,581	0,522	0,769	3,000	1,000	–0,125
1959.	0,148	0,209	0,159	0,246	0,106	0,440	1,400	0,000	0,235
1960.	0,289	0,418	0,635	–0,043	0,292	1,136	2,500	1,000	1,000
1961.	0,118	0,165	0,320	–0,370	–0,203	1,364	5,200	0,500	0,727
1962.	0,132	0,190	0,181	0,244	0,017	0,433	1,875	0,400	–0,235

Većina serija godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta u tabeli M–12 pokazuje indikacije blagog opadanja, ali prema Kendallovom testu rangova ni u jednom slučaju nije trend intervalnog proizvodnog koeficijenta značajan.

Godišnje vrednosti su dosta varijabilne, tako da je Kendallov test saglasnosti rangova za četiri velika sektora jedva signifikantan. Ako izostavimo sektor saobraćaja, gde su vrednosti najniže, razlike nisu značajne. Takodje, ni godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za sektor ostalo+ nisu prema Wilcoxonovom testu značajno veće od vrednosti za sektor industrije

Tabela M–13

RELATIVNI ODNOSI SUMA KVADRATA ODSTUPANJA EMPIRIČKIH VREDNOSTI OD OCENJENIH ZA POJEDINE METODE RAČUNANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Makedonija, period 1952–1962.

	M	E	T	O	D	A
	1	2	3	4	5	
Ukupno	1,00	3,84	253,60	9,22	2,10	
Privreda	1,00	3,65	355,32	8,92	1,92	
Industrija	1,00	1,57	36,35	1,66	1,61	
Poljoprivreda	1,00	3,26	46,06	6,19	2,17	
Saobraćaj	1,00	2,35	27,38	6,09	10,69	
Ostalo+	1,00	1,10	1,13	1,06	3,80	
Gradjevinarstvo	1,00	1,69	3,48	1,00	1,36	
Zanatstvo	1,00	2,53	18,34	5,47	2,35	
Ostalo	1,00	2,62	6,95	3,53	5,15	

Ukratko, ovde se ne može reći da su intervalni proizvodni koeficijenti za industriju, poljopri vredu i sektor ostalo+ značajno različiti, to je posledica delimično manjih razlika a delimično velike varijabilnosti tih vrednosti.

CRNA GORA

Analiza proizvodnih koeficijenata za Crnu Goru nije mnogo interesantna ako se posmatra sa stanovišta uticaja veličine i dinamike proizvodnih koeficijenata te republike na proizvodne koeficijente za Jugoslaviju u celini. Naime, proizvodni fondovi Crne Gore predstavljaju samo nešto više od 2% fiksnih fondova Jugoslavije, a društveni proizvod čak i manje od toga. Zbog malog pondera uticaj inače osetnije nižih vrednosti proizvodnih koeficijenata za Crnu Goru na odgovarajuće vrednosti za Jugoslaviju je u celini neznatan.

Medjutim, interesantno je ispitati odnose u Crnoj Gori iz jednog drugog razloga. Crna Gora je republika sa najvećom prosečnom stopom rasta društvenog proizvoda i daleko najvišom prosečnom stopom rasta proizvodnih fiksnih fondova za posmatrani period. Struktura tih zamašnih novih investicija je prouzrokovala i vanredno velike promene u strukturi privrede Crne Gore, daleko veće nego u bilo kojoj drugoj republici. Stoga će biti interesantno posmatrati veličinu i dinamiku proizvodnih koeficijenata za ovu dekadu vanredno brzog privrednog rasta i skoro neshvatljivo brze promene strukture. Medjutim, ne treba izgubiti iz vida dase radi o jednoj maloj teritoriji, a ne o jednoj privredi koja bi bila pravi eksperimentalni primer veoma brzog privrednog razvoja, i da su početne vrednosti dosta male. Drugi problem su velike investicije u toku, koje prate takvo intenzivno investiranje, pogotovo kada se posmatraju relativno na nisku vrednost fiksnih fondova na početku perioda. Pored toga, zbog malih apsolutnih vrednosti mogu pogreške kod zaokruživanja znatnije uticati na numeričke vrednosti parametara i indikatora, tako da ih treba smatrati manje pouzdanim.

Proizvodni fiksni fondovi su u tom periodu u Crnoj Gori rasli po prosečnoj stopi od 10,1% godišnje. Glavni pravci investiranja su industrija i saobraćaj. U sektor industrije je investirano 57% svih privrednih novih investicija u tom periodu a u saobraćaj oko 31%, tako da zajedno ova dva sektora učestvuju sa 88% u novim investicijama privrede. Prosečna stopa rasta fiksnih fondova iznosi u industriji za posmatrani period približno 22%, a u saobraćaju 7,7%. Porast učešća fiksnih fondova industrije u proizvodnim fiksnim fondovima od 13,8% na 40,2% je toliko velik da je učešće svih ostalih sektora pojedinačno opalo u posmatranom periodu; poljoprivrede od 24,8% na 13%, saobraćaja od 46,5% na 37,2% i sektora ostalo+ od 14,9% na 9,5%. Kod društvenog proizvoda slika je nešto drukčija. Učešće industrije je poraslo od oko 20% na preko 40%, ali je dosta poraslo i učešće saobraćaja – od 5% na 12%; dok je učešće poljoprivrede i sektora ostalo+ dosta opalo.

Tabela C–1

PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENTI FIKSNIH FONDOVA ZA CRNU GORU

(ukupno i po privrednim oblastima)

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1952.	0,1101	0,2030	0,2909	0,2929	0,0216	0,5126	1,7059	0,2632	0,3253
1953.	0,1199	0,2159	0,2152	0,3383	0,0260	0,5691	2,2105	0,2105	0,2824
1954.	0,1147	0,2004	0,1911	0,2843	0,0146	0,6434	2,3333	0,4000	0,2955
1955.	0,1227	0,2088	0,1718	0,3413	0,0176	0,6763	2,4783	0,3810	0,3053
1956.	0,1165	0,1934	0,1662	0,3756	0,0394	0,4932	1,4167	0,3636	0,3039
1957.	0,1263	0,2043	0,1746	0,4136	0,0478	0,5395	1,4583	0,4091	0,3585
1958.	0,1133	0,1796	0,1735	0,3480	0,0435	0,4658	1,1200	0,4348	0,3274
1959.	0,1182	0,1846	1,1800	0,3836	0,0479	0,4551	1,1538	0,4783	0,2966
1960.	0,1229	0,1892	0,1983	0,3527	0,0568	0,4773	1,1429	0,5217	0,3200
1961.	0,1460	0,2193	0,2309	0,3992	0,0724	0,5450	1,3000	0,5200	0,3806
1962.	0,1387	0,2052	0,2479	0,2967	0,0679	0,5150	1,2500	0,4815	0,3546

U daljem toku ispitaćemo uticaj tih velikih strukturnih promena u uslovima brzog privrednog rasta na veličinu i dinamiku proizvodnih koeficijenata.

A. ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA

Na prvi pogled se može zapaziti da su u većini slučajeva vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata za Crnu Goru niže nego u ostalim republikama (vidi tabelu C–1). Jedan od razloga su svakako znatne neaktivirane investicije, pogotovu u industriji.

1. Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta

Sa druge strane, dinamika prosečnih proizvodnih koeficijenata je u nekim sektorima izrazita. Prema Kendallovom testu rangova rastući trend prosečnog koeficijenta je značajan za ukupno, sektore – saobraćaj, zanatstvo i ostalo, dok u gradjevinarstvu vrednost prosečnog proizvodnog koeficijenta značajno opada. Privreda, industrija, poljoprivreda i sektor ostalo+ ne pokazuju značajnu tendenciju porasta ili pada u posmatranom periodu, tako da se u industriji mogu zapaziti dve suprotne tendencije: u prvom delu perioda prosečni proizvodni koeficijent opada a u drugom raste.

Tabela C–2

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Crna Gora, 1952–1962.

Ukupno	29+
Privreda	–5
Industrija	7
Poljoprivreda	21
Saobraćaj	43++
Ostalo+	13
Gradjevinarstvo	–25+
Zanatstvo	41++
Ostalo	23+

\+ Trend značajan na nivou 5%
++ Trend značajan na nivou 1%.

Osim prosečne stope rasta u saobraćaju za Crnu Goru su, prema rezultatima iz tabele C–3, karakteristične niske prosečne stope rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta u globalu i ostala tri velika sektora. U tome su rezultati na osnovu prve i poslednje godine veoma slični onima za BiH i Makedoniju. Za manje razvijene republike je karakteristično veliko povećanje prosečnog proizvodnog koeficijenta za zanatstvo. Mada se numeričke vrednosti nešto menjaju, slična se slika dobija i na osnovu rezultata proizvodnih funkcija.

Tabela C–3

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI ZA 1952. I 1962. GODINU

Crna Gora

	Indeks 1962/1952.			Prosečna stopa rasta p za period 1952–62. (u %)
	P	K	p	
Ukupno	265	211	126	2,3
Privreda	265	263	101	0,1
Industrija	653	766	85	–1,6
Poljoprivreda	140	138	101	0,1
Saobraćaj	663	210	315	12,2
Ostalo+	169	168	100	0,0
Gradjevinarstvo	138	188	73	–3,2
Zanatstvo	260	142	183	6,2
Ostalo	185	170	109	0,9

2. Strukturne karakteristike

Razlike izmedju sektorskih prosečnih proizvodnih koeficijenata su za Crnu Goru veoma izrazite, tako da su Kruskal–Wallisov test za četiri velika sektora kao i Wilcoxonov test za parove sektora visoko signifikantni. Kao u ostalim manje razvijenim republikama, poljoprivreda iskazuje značajno više vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta od industrije. Relativni proizvodni koeficijent za industriju je u većini slučajeva čak manji od jedinice, njegove vrednosti su izmedju 0,8 i 1,4 , dok su vrednosti za poljoprivredu približno izmedju 1,4 i 2. Saobraćaj ima po obič aju daleko najniže vrednosti relativnog proizvodnog koeficijenta, dok sektor ostalo+ pokazuje ovde nešto više vrednosti (izmedju 2,5 i 3,2). Relativne razlike su takodje veoma velike. Čak i na kraju perioda su vrednost za saobraćaj oko deset puta manje od onih za sektor ostalo+, i oko dvadeset puta od onih za gradjevinarstvo.

Ako se uzme svih šest sektora, vrednosti za gradjevinarstvo zauzimaju u svim godinama rang 1, vrednosti za poljoprivredu i zanatstvo zajedno rangove 2 i 3, ostalo rang 4, industrija 5 i saobraćaj 6. Dakle, u odnosu na razvijenije republike vrednosti za poljoprivredu su visoko rangirane.

3. Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Dekompozicija na intrasektorske i intersektorske efekte je u slučaju Crne Gore veoma neodredjena. Naime, strukturne promene su bile tako velike da razlika u ponderaciji čak menja osnovne zaključke. Laspeyresov metod ponderisanja za strukturnu komponentu pokazuje pozitivan uticaj strukturne komponente na ukupan porast globalnog koeficijenta. Ponderisanje proizvodnim koeficijentima tekućeg perioda dovodi do suprotnog zaključka, tj. da je efekat strukturne komponente čak negativan.

Tabela C–4

RELATIVNI PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENT ZA CRNU GORU

	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1952.	1,00	1,43	1,44	0,11	2,53	8,40	1,30	1,60
1953.	1,00	1,00	1,57	0,12	2,64	10,24	0,97	1,31
1954.	1,00	0,95	1,42	0,07	3,21	11,64	2,00	1,47
1955.	1,00	0,82	1,63	0,08	3,24	11,87	1,82	1,46
1956.	1,00	0,86	1,94	0,20	2,55	7,33	1,88	1,57
1957.	1,00	0,85	2,02	0,23	2,64	7,14	2,00	1,75
1958.	1,00	0,97	1,94	0,24	2,59	6,24	2,42	1,82
1959.	1,00	0,97	2,08	0,26	2,47	6,25	2,59	1,61
1960.	1,00	1,05	1,86	0,30	2,52	6,04	2,76	1,69
1961.	1,00	1,05	1,82	0,33	2,49	5,93	2,37	1,74
1962.	1,00	1,21	1,45	0,33	2,51	6,09	2,35	1,73

Tabela C–5

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS GLOBALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI ZA 1952. I 1962. GODINU

		Crna Gora
Empiričke vrednosti*	p_{oo}	0,1992
	p_{tt}	0,2127
	I_p	106,8
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,2121
	p_{to}	0,2161
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	106,5
	$I_{w(P)}$	98,4
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	108,5
	$I_{p(P)}$	100,3

* Vidi napomenu uz tabelu 5

Prema vrednostima za prvu i poslednju godinu iz tabele C–1, prosečni koeficijent je opao u industriji i porastao u saobraćaju, dok je za poljoprivredu i sektor ostalo+ ostao praktično isti. Zbog toga, u vezi sa promenom u strukturi, pokazuju Laspeyresovi indeksi znatan, a Paascheјevi indeksi neznatan čisti efekat ovih promena. Ako se posmatraju odvojeno, udeo intrasektorskih promena nešto je veći od udela intersektorskih promena u ukupnom porastu globalnog koeficijenta.

B. ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Proizvodne funkcije za poljoprivredu i sektor ostalo+ ispoljavaju slabu korelaciju, za gradjevinarstvo ona nije ni značajna, dok je u ostalim slučajevima zadovoljavajuća.

Linearna specifikacija proizvodne funkcije je adekvatna u svim slučajevima osim industrije, gde su odstupanja značajno autokorelirana i gradjevinarstva, gde linearna asocijacija definiranih varijabli nije signifikantna. Prelom linearne proizvodne funkcije u industriji je veoma izrazit.

Proizvodne funkcije pokazuju značajan porast prosečnog proizvodnog koeficijenta za ukupno, saobraćaj, zanatstvo i sektor ostalo. Rezultati za industriju u tabeli C–7 zbog autokorelacije nisu tačni. Detaljnija analiza ovog sektora je data u sledećoj tački ovog odeljka. Vanredno visoka stopa porasta proizvodnog koeficijenta za saobraćaj je posledica niske vrednosti na početku perioda.

Elasticiteti su na kraju perioda u globalu i većin i sektora niski, a za sektor ostalo+ je elasticitet prosečnog proizvodnog koeficijenta čak negativan.

Dijagram odstupanja pokazuje tendenciju pozitivnih odstupanja na početku i na kraju perioda i negativnih odstupanja u sredini perioda. Tako ovde, za razliku od Jugoslavije u celini, u

Tabela C–6

PROIZVODNA FUNKCIJA NA BAZI FIKSNIH FONDOVA ZA CRNU GORU
(po privrednim oblastima)

Vremenska serija 1952–1962.

	Intervalni proizvodni koeficijent a	Standardna greška SE_a	Slobodan član b	Koeficijent korelacije r_{PK}	Durbin–Watson d	Von Neumann kvocient vN	Prosečni proizvodni koeficijent: Interval teoretskih vrednosti $p_{52}-p_{62}$	Prosečni proizvodni koeficijent: Prosek za period $\overline{p}_{52-62}$
Ukupno	0,1616	0,0124	–8,1	0,975	1,58	1,73	0,1065–0,1354	0,1245
Privreda	0,2022	0,0150	–0,3	0,976	1,62	1,78	0,1984–0,2008	0,2000
Industrija	0,2358	(0,0211)	–1,4	0,966	0,40++	0,44++	0,1081–0,2191	0,2034
Poljoprivreda	0,4047	0,1342	–1,3	0,709	1,78	1,95	0,3411–0,3585	0,3487
Saobraćaj	0,1185	0,0097	–4,0	0,971	1,67	1,84	0,0116–0,0677	0,0457
Ostalo+	0,3617	0,1153	2,6	0,723	1,44	1,58	0,5817–0,4926	0,5308
Gradjevinarstvo	–0,1758	0,6630	4,2	(–0,088)	1,17+	1,28	2,2963–1,1375	1,5428
Zanatstvo	1,1341	0,1552	–1,6	0,925	1,67	1,83	0,2933–0,5425	0,4139
Ostalo	0,4400	0,0454	–1,2	0,955	2,03	2,24	0,2915–0,3526	0,3261

\+ Nivo signifikantnosti 5%

++ Nivo signifikantnosti 1%

Graf C–1

ODSTUPANJA GODIŠNJIH VREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA

(CRNA GORA. 1952 – 1962.)

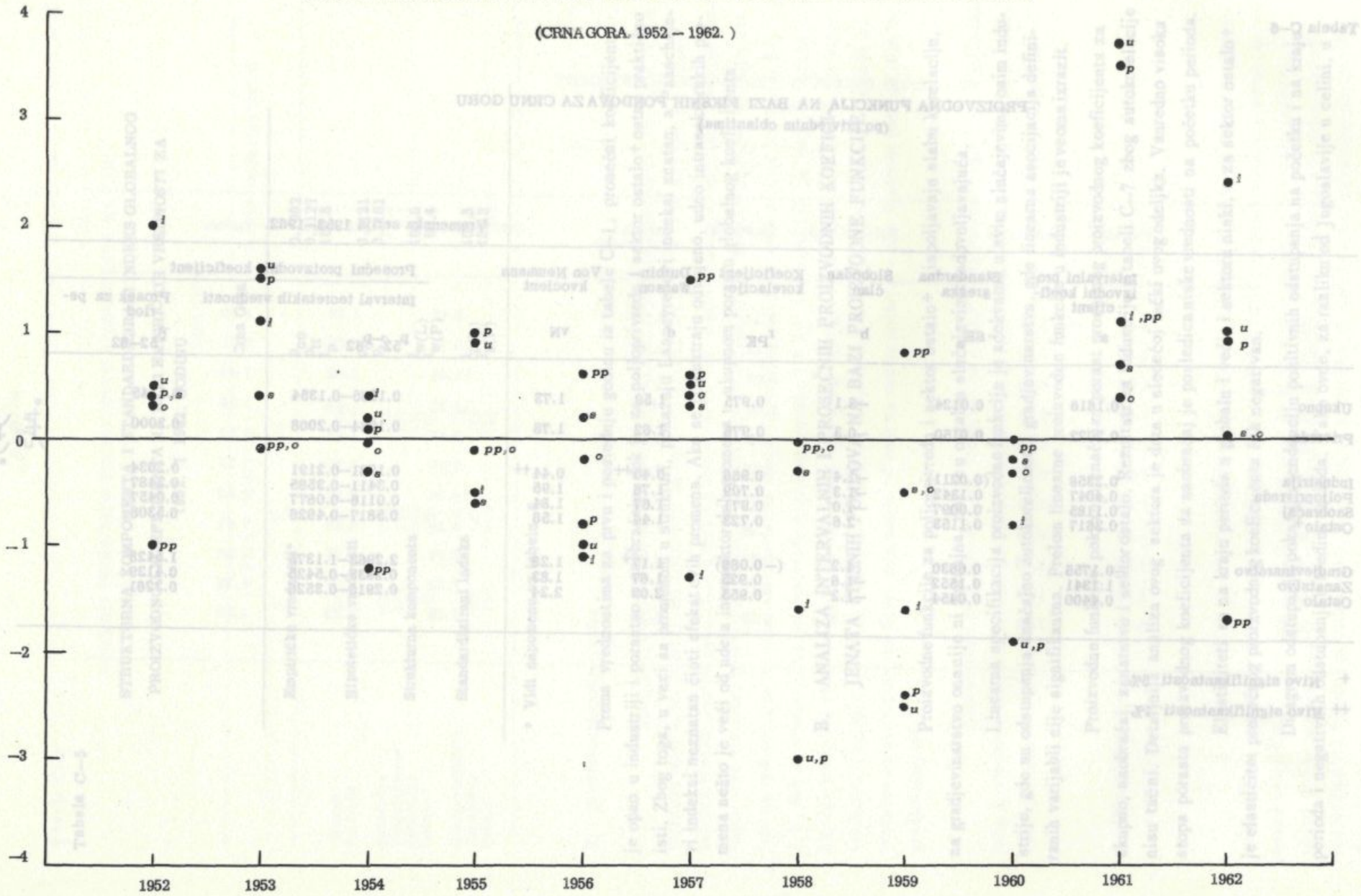


Tabela C–7

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Crna Gora, 1952–1962.

	Indeks porasta I_p	Prosečna stopa rasta p (u %)	Značajnost slobodnog člana $t = \frac{b}{SE_b}$	Elasticitet prosečnog proizvodnog koeficijenta η_{PK}		Elasticitet proizvodnje η_{PK}	
				1952.	1962	1952.	1962.
Ukupno	127	2,4	−2,93++	0,52	0,19	1,52	1,19
Privreda	201	0,1	−0,14	0,02	0,01	1,02	1,01
(Industrija)*	203	7,3	(−1,37)	1,18	0,08	2,18	1,08
Poljoprivreda	105	0,5	−0,42	0,19	0,13	1,19	1,13
Saobraćaj	584	19,3	−7,29++	9,22	0,75	10,22	1,75
Ostalo+	85	−1,6	−1,45	−0,38	−0,27	0,62	0,73
Gradjevinarstvo	–	–	–	–	–	–	–
Zanatstvo	185	6,3	−4,62++	2,87	1,09	3,87	2,09
Ostalo	121	1,9	−2,48+	0,51	0,25	1,51	1,25

* Vidi komentar u tekstu

\+ Značajan na nivou 5%

++ Značajan na nivou 1%

1959. i 1960. godini, prevladjuju negativna, a u 1961. i 1962. godini pozitivna odstupanja. Odstupanja za industriju pokazuju veoma izrazit pad do 1958. godine i porast posle toga, što je dokaz da u tom periodu intervalni proizvodni koeficijent nije bio konstantan.

Testiranje značajnosti razlika u sektorskim intervalnim proizvodnim koeficijentima je za Crnu Goru problematično samo što se tiče uporedjivanja industrije sa ostalim sektorima, jer tu osnovna relacija nije linearna. Varijanse nisu značajno različite, jedino je ona za saobraćaj suviše mala u odnosu na onu za industriju. Test pokazuje da su razlike značajne u svakoj kombinaciji sa sektorom saobraćaja, dok razlike izmedju sektorskih intervalnih proizvodnih koeficijenata za industriju, poljoprivredu i sektor ostalo+ nisu značajne. Ovakav zaključak izgleda prihvatljiv, pogotovo

Tabela C–8

VREDNOSTI F ZA TESTIRANJE JEDNAKOSTI SEKTORSKIH INTERVALNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Crna Gora, 1952–1962.

Sektori	Testiranje jednakosti nagiba F_1
1, 2, 3, 4	6,90++
1, 2, 3	9,09++
1, 2, 4	0,93
1, 3, 4	9,13++
2, 3, 4	5,81++
1, 2	0,95
1, 3	15,30++
1, 4	0,67
2, 3	7,52+
2, 4	0,05
3, 4	7,20+

\+ Nivo signifikantnosti 5%
++ Nivo signifikantnosti 1%.

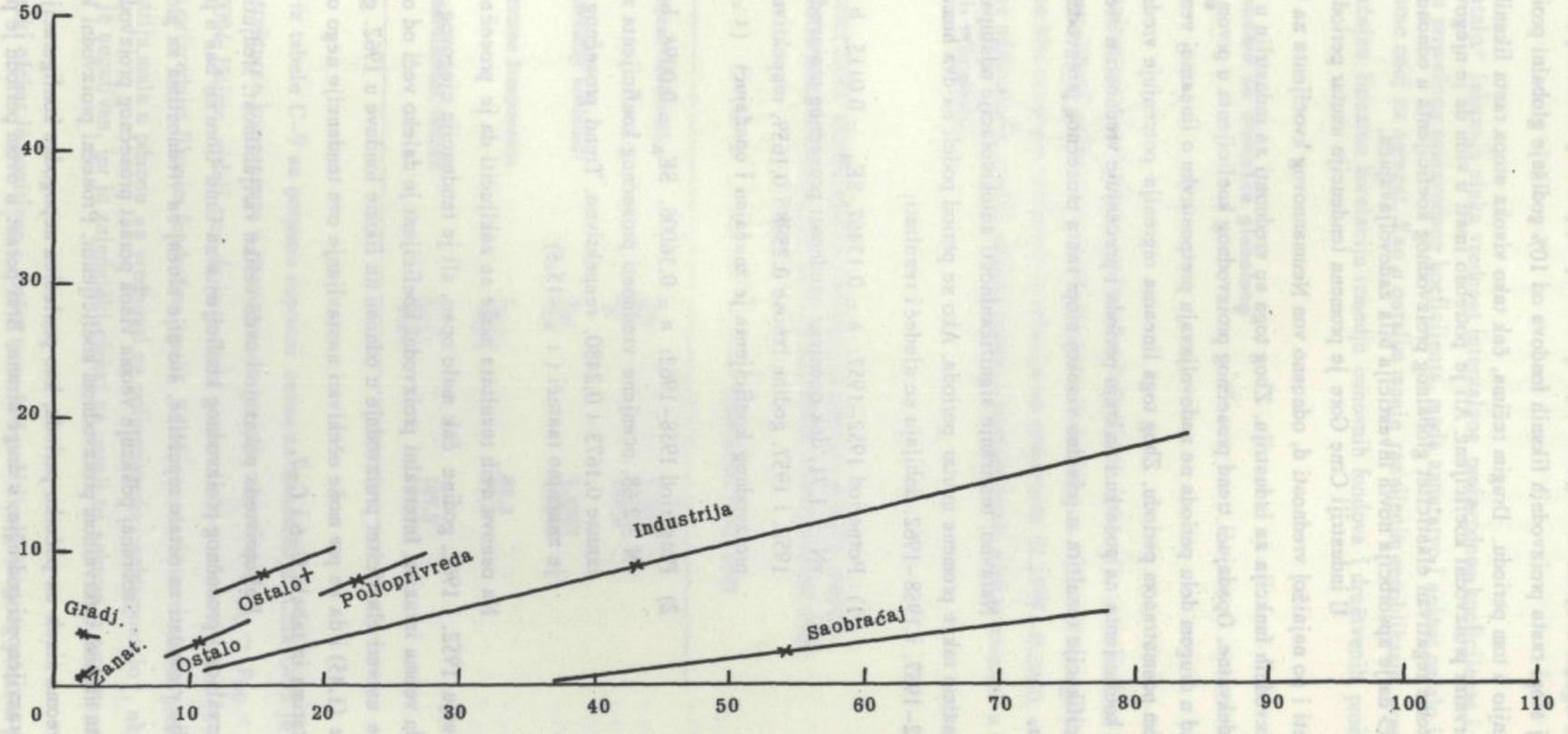
u vezi sa kasnijim razmatranjem sektora industrije, gde će se pokazati da je ocena intervalnog proizvodnog koeficijenta za industriju u drugom delu perioda veoma blizu ocenama za poljoprivredu i sektor ostalo+. Vrednost za saobraćaj je toliko niska da se uprkos velikoj varijabilnosti koeficijenata za druga tri sektora pokazuje značajno manjom od ovih drugih.

Analiza pojedinih proizvodnih funkcija

Vrednosti intervalnih i prosečnih globalnih koeficijenata za Crnu Goru su veoma niske ako se uporede sa odgovarajućim vrednostima za ostale republike. Ova se slika bitno ne menja čak ako se uzme u obzir sporije aktiviranje investicija u Crnoj Gori, tj. veći relativni udeo investicija u toku u novoj vrednosti fiksnih fondova. Relativno visoko učešće saobraćaja u proizvodnim fiksnim fondovima predstavlja jedan dodatni faktor koji utiče na niže vrednosti globalnog proizvodnog koeficijenta. Medjutim, izgleda da je glavni uzrok u tome što se pored velikih neaktiviranih investicija i već aktivirani fiksni fondovi nedovoljno iskorišćavaju.

Graf C–2

SEKTORSKE PROIZVODNE FUNKCIJE ZA CRNU GORU (1952–1962.)



Sa druge strane, konstantnost prosečnog proizvodnog koeficijenta za privredu (kao i umeren porast proizvodnog koeficijenta za ukupno) pokazuju da se uprkos vanredno velikoj prosečnoj stopi rasta proizvodnih fiksnih fondova od 10% godišnje globalni proizvodni koeficijent nije smanjio u tom periodu. Drugim rečima, čak tako visoka stopa rasta fiksnih fondova nije smanjila intervalni proizvodni koeficijent. Ali je potrebno imati u vidu da je njegova vrednost niska i da prema tome negativan elasticitet globalnog proizvodnog koeficijenta u odnosu na fiksne fondove još ne znači da je apsorbcija novih investicija bila zadovoljavajuća.

U industriji Crne Gore je promena tendencije unutar perioda najizrazitija, što se može videti i po najnižoj vrednosti d, odnosno von Neumannovog kvocijenta za Crnu Goru izmedju svih proizvodnih funkcija za industriju. Zbog toga su vrednosti za industriju u tabeli C–6 i tabeli C–7 neadekvatne. Opadajući trend prosečnog proizvodnog koeficijenta u prvom delu perioda i rastući trend u drugom delu perioda ne zadovoljavaju pretpostavku o linearnoj vezi definisanih varijabli u celom posmatranom periodu. Zbog toga linearna regresija potcenjuje vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta na početku i na kraju perioda i precenjuje vrednosti u sredini perioda; neadekvatna specifikacija rezultira u prividno visokoj stopi rasta prosečnog proizvodnog koeficijenta za industriju.

Naravno, testiranje signifikantnosti autokorelacije odstupanja obezbedjuje da na vreme zapazimo takve promene unutar perioda. Ako se period podeli na dva homogenija potperioda, 1952–1957. i 1958–1962. dobijaju se sledeći rezultati:

1) Potperiod 1952–1957: $a = 0{,}13467$, $SE_a = 0{,}0115$, $b = 1{,}38$, $d = 1{,}43$, $vN = 1{,}71$, dok ocenjene vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za 1952. i 1957. godinu iznose 0,2598 i 0,1659, respektivno. Trend prosečnog proizvodnog koeficijenta je značajan i opadajući ($t = \frac{b}{SE_a} = 4{,}12$).
2) Potperiod 1958–1962: $a = 0{,}36006$, $SE_a = 0{,}0094$, $b = -9{,}44$, $d = 2{,}15$ $vN = 2{,}68$, ocenjene vrednosti prosečnog koeficijenta za 1958. i 1962. godinu iznose 0,1673 i 0,2480, respektivno. Trend prosečnog proizvodnog koeficijenta je značajno rastući ($t = -15{,}5$).

Na osnovu ovih rezultata može se zaključiti da je prosečni proizvodni koeficijent izmedju 1952. i 1962. godine čak malo opao, ali je tendencija njegovog porasta u drugom potperiodu veoma izrazita. Intervalni proizvodni koeficijent je daleko veći od onog za ceo period, tako da je ustvari elasticitet proizvodnje u odnosu na fiksne fondove u 1962. godini daleko viši od jedinice (1,45) i da se pre može očekivati nastavljanje ove tendencije nego one koja se bazira na rezultatima iz tabele C–6 i C–7.

Poljoprivreda pokazuje i ovde veliku varijabilnost. Medjutim, numeričke vrednosti intervalnog i prosečnog proizvodnog koeficijenta za Crnu Goru se baš u poljoprivredi dobro uklapaju medju vrednosti za ostale republike, što nije slučaj sa vrednostima za global i ostale velike sektore.

Saobraćaj pokazuje veoma visok porast prosečnog proizvodnog koeficijenta uprkos dosta niskom intervalnom proizvodnom koeficijentu. Prosečni proizvodni koeficijent za saobraćaj je veoma nizak na početku perioda, kao posledica nepogodne konfiguracije terena, s jedne strane, i nerazvijenosti područja, s druge strane. Brzi porast u ovom periodu je posledica burnog razvoja

proizvodne i investicione aktivnosti. Velik porast društvenog proizvoda u saobraćaju je takodje odraz činjenice da zbog geografske izolovanosti i strukture privreda Crne Gore zahteva mnogo transportnih usluga.

Sektor ostalo+ iskazuje niska vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta i uz to i tendenciju ka opadanju prosečnog proizvodnog koeficijenta, mada zanatstvo i sektor ostalo ispoljavaju tendencije suprotne onoj za agregat. Kao u ostalim manje razvijenim republikama, gradjevinarstvo ne pokazuje značajnu linearnu korelaciju izmedju osnovnih fondova i društvenih proizvoda.

Uticaj strukturne komponente na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Zbog izrazitog preloma linearne proizvodne funkcije za industriju ovde nećemo uzeti kao ocenjene vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za industriju za 1952. i 1962. godinu one iz tabele C–6, nego će to biti ocenjene vrednosti iz relacije za potperiode (0,2598 i 0,2480, respektivno). Na taj način će se adekvatnije oceniti ukupan porast i intrasektorski efekat promene u tom periodu, koji bi inače bili precenjeni.

Tabela C–9

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI SEKTORSKIH PROIZVODNIH FUNKCIJA

Crna Gora, 1952–1962.

Ocenjene vrednosti	p_{oo}	0,2126
	p_{tt}	0,2186
	I_p	102,9
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,2087
	p_{to}	0,2280
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	98,2
	$I_{w(P)}$	95,9
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	107,3
	$I_{p(P)}$	104,7

Rezultati iz tabele C–9 su potpuno suprotni onima za Makedoniju. Crna Gora je jedina republika gde je efekat strukturne komponente u posmatranom periodu negativan, $p_{ot} - p_{oo} = -0,0038$, odnosno $p_{tt} - p_{to} = -0,0094$. Naime, videli smo da je poraslo samo učešće industrije, dok je učešće svih ostalih sektora u privrednim fiksnim fondovima opalo. Kako je numerička vrednost proizvodnog koeficijenta za industriju mala u odnosu na vrednosti za poljoprivredu i sektor ostalo+, ukupan efekat promene strukture je negativan, jer je zajednički efekat za ostali tri sektora u suprotnom pravcu veći.

Intrasektorski efekat je pozitivan i, pošto mora kod pozitivnog ukupnog porasta global-

Tabela C–10

VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA OSNOVU RAZLIČITIH METODA IZRAČUNAVANJA

Crna Gora, period 1952–1962.

	M E T O D A				
	1	2	3	4	5
Ukupno	0,1616	0,1646	0,2501	0,1723	0,1600
Privreda	0,2022	0,2065	0,3282	0,2180	0,2009
Industrija	0,2358	0,2415	0,4954	0,2721	0,2160
Poljoprivreda	0,4047	0,3067	–0,4312	0,1030	0,6055
Saobraćaj	0,1185	0,1100	0,0368	0,1025	0,1171
Ostalo +	0,3617	0,5185	–0,0890	0,4518	0,7173
Gradjevinarstvo	–0,1758	0,7333	7,0000	1,7778	–0,9000
Zanatstvo	1,1341	1,0000	0,1071	0,5833	0,5500
Ostalo	0,4400	0,3966	0,9083	0,4553	0,2882

nog proizvodnog koeficijenta kompenzirati i negativni uticaj strukturne komponente, vrednost standardiziranog indeksa premašuje odgovarajući porast globalnog koeficijenta. Medjutim, u uporedjenju sa odgovarajućim vrednostima za razvijene republike kao i BiH intrasektorski efekat za Cmu Goru nije velik.

C. REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA

Tabela C–10 je nešto specifična u odnosu na slična razmatranja za ranije slučajeve. Metoda 5 daje ovde u većini slučajeva najniže, a ne najviše vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta. U globalu i još u nekim sektorima tu njezinu ulogu preuzima ovde metoda 4. Metoda 1 i 2

Tabela C–11

RELATIVNI ODNOSI SUMA KVADRATA ODSTUPANJA EMPIRIČKIH VREDNOSTI OD OCENJENIH ZA POJEDINE METODE RAČUNANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Crna Gora , period 1952–1962.

	M E T O D A				
	1	2	3	4	5
Ukupno	1,00	1,16	15,17	1,55	1,05
Privreda	1,00	1,12	19,30	1,60	1,03
Industrija	1,00	3,47	55,35	6,52	2,06
Poljoprivreda	1,00	2,76	13,42	5,15	1,44
Saobraćaj	1,00	1,41	12,66	1,36	1,78
Ostalo+	1,00	1,29	7,59	1,39	2,32
Gradjevinarstvo	1,00	1,35	29,93	2,25	4,40
Zanatstvo	1,00	1,93	14,18	7,00	7,61
Ostalo	1,00	1,54	33,24	2,55	2,40

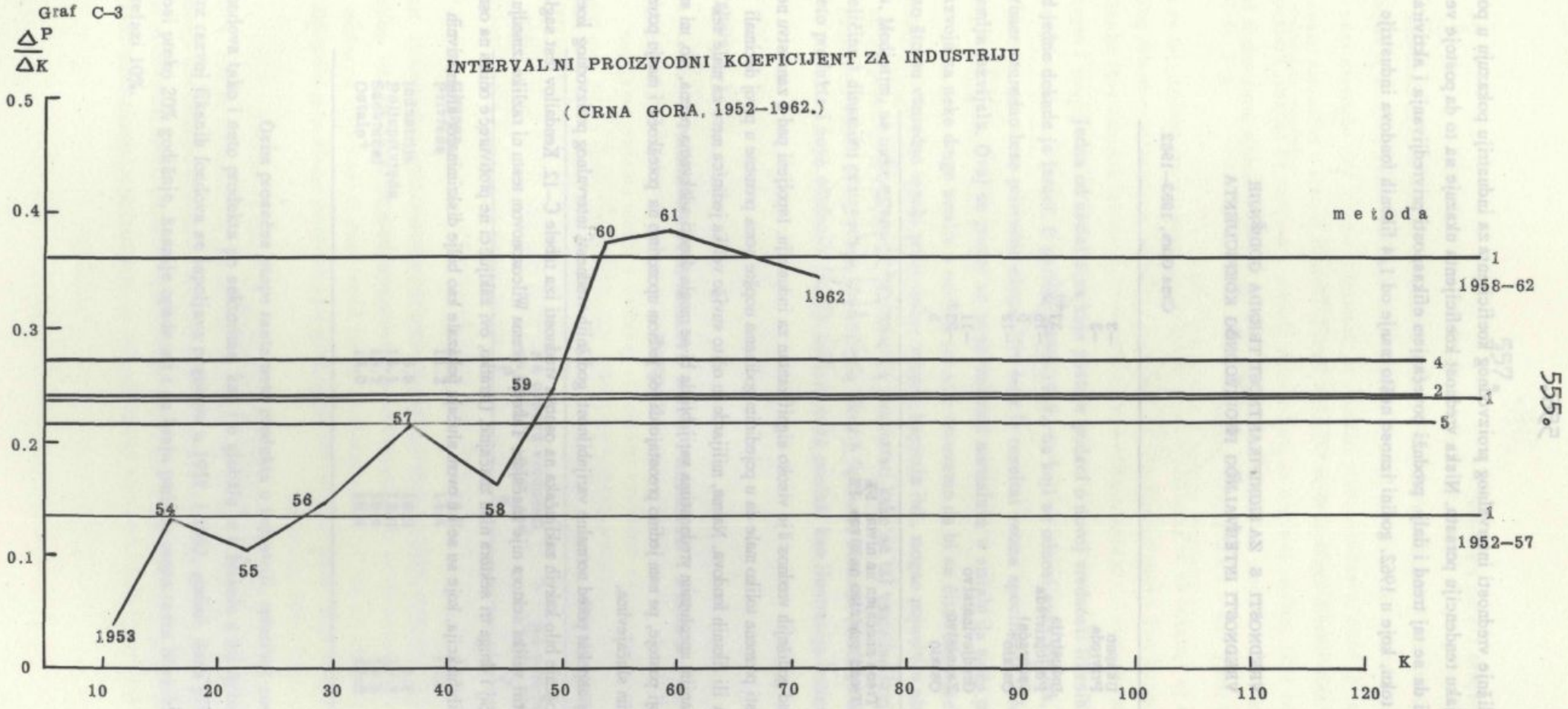
pokazuje znatnije razlike kod poljoprivrede i sektor ostalo+ , ali je odnos suma kvadrata za industriju nepovoljan za metodu 2 uprkos maloj razlici u ocenama intervalnog proizvodnog koeficijenta, što je posledica različitih početnih uslova. Interesantno je uočiti da i pored toga što je linearna specifikacija odnosa u industriji neadekvatna i daje velika odstupanja i za metodu 1, sve ostale metode daju još dosta veća odstupanja, a pored toga i ne obraćaju pažnju na promene tendencija unutar perioda. Relativno gledano, za velike sektore je ovde metoda 5 podesnija od metoda 2, dok je metoda 4 ovde manje adekvatna.

Tabela C–12

GODIŠNJE VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA ZA CRNU GORU

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Zanatstvo	Ostalo
1953.	0,284	0,368	0,041	3,333	0,154	2,250	6,500	0,000	−1,500
1954.	0,053	0,069	0,134	−3,333	−0,154	2,167	3,500	4,000	0,667
1955.	0,204	0,274	0,106	3,250	0,045	1,100	4,000	0,000	0,429
1956.	0,040	0,051	0,145	1,800	0,393	−2,333	−23,000	0,000	0,286
1957.	0,255	0,310	0,216	1,571	0,146	2,250	0,000	0,000	1,750
1958.	−0,085	−0,103	0,163	−1,714	0,000	−0,778	−7,000	1,000	−0,143
1959.	0,201	0,252	0,245	2,000	0,098	0,167	2,000	0,000	−0,400
1960.	0,200	0,248	0,375	−0,444	0,186	0,889	1,000	0,000	0,714
1961.	0,387	0,464	0,387	1,059	0,286	1,462	3,500	0,500	1,222
1962.	0,060	0,077	0,347	−1,467	0,016	0,000	0,500	0,000	−0,143

Graf C–3


ΔP/ΔK
INTERVALNI PROIZVODNI KOEFICIJENT ZA INDUSTRIJU
(CRNA GORA, 1952–1962.)
0.5
0.4
0.3
0.2
0.1
0
10
20
30
40
50
60
70
80
90
100
110
120
K
1953
54
55
56
57
58
59
60
61
1962
metoda
1
1958–62
4
2
1
5
1
1952–57

Godišnje vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za industriju pokazuju u posmatranom periodu jaku tendenciju porasta. Niska vrednost koeficijenta ukazuje na to da postoje verovatno mogućnosti da se taj trend i dalj produži povećanjem efikasnosti privredjivanja i aktiviranjem investicija u toku, koje u 1962. godini iznose nešto manje od 1/4 fiksnih fondova industrije Crne Gore.*

Tabela C–13

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA GODIŠNJIH VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Crna Gora, 1953–1962.

Ukupno	–3
Privreda	–3
Industrija	37++
Poljoprivreda	–15
Saobraćaj	5
Ostalo+	–13
Gradjevinarstvo	–11
Zanatstvo	–23+
Ostalo	5

\+ Trend značajan na nivou 5%
++ Trend značajan na nivou 1%

Trend godišnjih vrednosti je visoko signifikantan za industriju. Ispoljeni pad u zanatstvu nema smisla jer su vrednosti promena toliko male da u pojedinim godinama uopšte nema promene u prvoj decimali društvenog proizvoda ili fiksnih fondova. Naime, milijarde su očito suviše velika jedinica mere za male sektore i republike sa manjim apsolutnim vrednostima varijabli da bi se mogla doneti adekvatna ocena. No, mi smo vezani za podatke koji postoje, pa nam jedino preostaje da još jednom upozorimo na poteškoće i manju pouzdanost rezultata u takvim slučajevima.

Ovaj aspekat pored normalne varijabilnosti godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta, otežava donošenje bilo kakvih zaključaka na osnovu vrednosti iza tabele C–12. Kendallov test saglasnosti rangova za četiri velika sektora nije značajan. Takodje, prema Wilcoxonovom testu ni razlike izmedju vrednosti za saobraćaj i druga tri sektora nisu značajne. Ukratko, ovi zaključci ne protivureče onima na osnovu sektorskih proizvodnih funkcija, koje su se i u ovom slučaju pokazale kao bolje diskriminator alternativnih hipoteza.

* Vidi stranica 225.

I Z R A E L

Jedna od zemalja za koje postoje podaci o novoj vrednosti fiksnih fondova za period od jedne dekade je Izrael. U periodu 1950–1959., na koji se odnosi ovaj odeljak, Izrael predstavlja primer vanredno brze privredne ekspanzije koja je rezultat veoma specifičnih uslova u kojima se ova zemlja razvijala. Ovaj se primer ne može smatrati normalnim u smislu da može predstavljati kalup razvoja za neke druge zemlje u razvoju jer nije verovatno da bi se čitav niz specifičnih okolnosti, kao što su vanredno visoki priliv radne snage i kapitala itd., mogao pojaviti u nizu zemalja u razvoju. Medjutim, sa naše strane je interesantno posmatrati kako se taj vanredno brzi razvoj odrazio na veličinu i dinamiku proizvodnog koeficijenta fiksnih fondova. Sledeća tabela prosečnih stopa rasta neto produkta i nove vrednosti fiksnih fondova neka posluži kao ilustracija brzine tog razvoja.

Tabela I–1

PROSEČNE STOPE RASTA NETO PRODUKTA I FIKSNIH FONDOVA

Izrael, 1950–1959.

	Na osnovu vrednosti za 1950. i 1959. god.		Na osnovu proizvodne funkcije
	P	K	P
Ukupno	11,3	14,2	11,1
Privreda	11,2	14,4	10,8
Industrija	5,5	16,2	5,0
Poljoprivreda	15,1	12,0	16,7
Saobraćaj	15,7	15,4	14,5
Ostalo+	13,0	16,4	11,0

Osim prosečne stope rasta neto produkta u industriji, relativni porast kako fiksnih fondova tako i neto produkta po sektorima, kao i u globalu je u Izraelu u toj dekadi stvarno izuzetan. Brz razvoj fiksnih fondova se ispoljava pogotovu u 1951. i 1952. godini, kada porast u globalu iznosi preko 20% godišnje, kasnije opada ali i na kraju perioda stopa rasta fiksnih fondova još uvek prelazi 10%.

1. Definisanje agregata i izvor podataka

Osnovni izvor podataka za odeljak o Izraelu predstavlja studija dr A.L. Gaathona /1 /, koju je izdalo istraživačko odeljenje Bank of Israel. Nova vrednost fiksnih fondova je kumulanta novih investicija, tj. bruto investicija manje zamena, za vremenski interval koji odgovara veku trajanja odredjene vrste fiksnih fondova. Nova vrednost fiksnih fondova je data u milionima izraelskih funti po cenama 1957. godine, posebno za gradjevinske objekte i posebno za opremu. Proizvod je predstavljen vremenskom serijom neto nacionalnog proizvoda po cenama koštanja proizvodnih faktora (NNP at factor cost), isto u cenama 1957. godine.

Sada je potrebno da se precizira obuhvat pojedinih agregata u ovom odeljku, jer se agregati nešto razlikuju od onih prema klasifikaciji za Jugoslaviju. Ukupno predstavlja ovde sve proizvodne i neproizvodne fondove i u tu nema razlike u obuhvatu, ali je nacionalni dohodak veći od našeg za neto rentu stambenih zgrada i za niz usluga (bankarstvo, finansije, vladine organizacije i neprofitne institucije). Privreda je ovde manja od "ukupno" samo za vrednost stanbenih zgrada kod fiksnih fondova i neto rente kod neto proizvoda. Prema tome, i u fiksnim fondovima i u proizvodu su ovde više obuhvaćene delatnosti koje se kod nas tretiraju kao neproizvodne, na osnovu raspoloživih podataka nije ih moguće odvojiti od drugih.

Fiksni fondovi su / 1, str. 96/ prezentirani prema sledećim agregatima: poljoprivreda, industrija i rudarstvo, transport, usluge, navodnjavanje i vodoprivreda, električna energija. Sa druge strane, neto proizvod je dat za poljoprivredu, industriju, transport i za sve ostale delatnosti zajedno /ibid, str. 102/. Iz tih osnovnih podataka ovde se formiraju sledeći sektori:

(1) industrija: fiksni fondovi predstavljaju fiksne fondove u industriji i rudarstvu, sadrže nešto opreme za gradjevinarstvo (vidi /ibid, str. 106/) i fiksne fondove za proizvodnju električne energije, koji su kod nas uključeni u industriju. Neto proizvod za sektor industrije je potcenjen iz dva razloga. Prvo, neto produkt kod proizvodnje električne energije je uključen u sektor ostalo+, no njegov uticaj ne može biti značajan, jer u 1958. godini on iznosi manje od 3% neto produkta industrije / 1, tabela III–2, str. 56/. Drugo, ni deo opreme gradjevinarstva, koji je u tom agregatu obuhvaćen ne može značajno uticati na rezultate. Ipak obe diskrepancije deluju u pravcu potcenjivanja proizvodnih koeficijenata za industriju i u precenjivanju istih za sektor ostalo+.

(2) poljoprivreda: ovde su dodati fiksni fondovi za navodnjavanje i vodoprivredu. Mada sve instalacije ne služe isključivo već samo pretežnim delom za potrebe poljoprivrede / 1, str. 7/ Nema smisla da se ovi fiksni fondovi razdvajaju po nekom ključu. Ipak, treba imati u vidu da su zbog toga proizvodni koeficijenti u poljoprivredi nešto potcenjeni.

(3) saobraćaj: definicije su približno konzistentne.

(4) ostalo+: obuhvata ostale fiksne fondove, što znači i one (osim stambenih zgrada) koji se kod nas razvrstavaju u neproizvodne fiksne fondove. Neto proizvod je već i od našeg za ranije pomenute kategorije, dok su sa stanovišta Izraela proizvodni

koeficijenti za sektor ostalo+nešto precenjeni zbog toga što taj sektor sadrži i neto produkt proizvodnje električne energije i gradjevinarstva, a ne i u potpunosti odgovarajuće fiksne fondove.

U / 1 / je pretpostavljeno da je vek trajanja pojedinih kategorija fiksnih fondova po sektorima sledeći:

Tabela I–2

VEK TRAJANJA FIKSNIH FONDOVA

(u godinama)

Gradjevinski objekti		Oprema	
Industrija i rudarstvo	25	Industrija i rudarstvo	14
Poljoprivreda (osim zasada)	33	Poljoprivreda	8
Saobraćaj	trajni	Saobraćaj (bez brodova)	7
Usluge	40	Usluge	8
Navodnjavanje	33	Navodnjavanje	20
Proizvodnja električne energije	25	Proizvodnja elektr. energije	18
Stambene zgrade	40	Brodovi	20

Izvor: / 1, str. 93/.

Na toj osnovi su kumulirane investicije za novu vrednost fiksnih fondova, a na osnovi stopa amortizacije koje proizilaze iz ovih ocena veka trajanja fiksnih fondova obračunata je sadašnja vrednost fiksnih fondova za Izrael.

U tom periodu i indeksi cena investicionih dobara pokazuju velik porast, tako je implicitni indeks cena bruto investicija porastao od 20,3 u 1952. godini na 102,6 u 1959. godini (1957=100), za gradjevinske objekte od 23,3 na 102,7 i za opremu od 14,1 na 102,6 /ibid, str. 92/. Brz porast zabeležen je naročito u prvim godinama perioda.

A. ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA

1. Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta

Tabela I–3 pokazuje da su globalni proizvodni koeficijenti u Izraelu viši nego u Jugoslaviji; ove su vrednosti još potcenjene zbog toga što ne obuhvataju amortizaciju, ali su sa druge strane precenjene jer je obuhvat kod proizvoda za Izrael veći. Naravno, čak i kada bi se ove diskrepance mogle otkloniti, ostaju još uvek razlike koje proizilaze iz razlika u relativnim cenama, tako da se uporedivost ne može ni očekivati.

Tabela I–3

PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENTI FIKSNIH FONDOVA ZA IZRAEL

(ukupno i po privrednim oblastima)

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+
1950.	0,4538	0,7229	0,9632	0,1959	0,2366	2,7095
1951.	0,4870	0,7806	0,9610	0,1659	0,3194	3,2368
1952.	0,4093	0,6528	0,5977	0,2081	0,2376	2,9220
1953.	0,3626	0,5707	0,5211	0,1852	0,2001	2,5775
1954.	0,3941	0,6211	0,5434	0,2056	0,2408	2,8515
1955.	0,3936	0,6218	0,5088	0,1860	0,2491	3,0586
1956.	0,3888	0,6173	0,4723	0,2088	0,2507	2,8544
1957.	0,3789	0,5930	0,4380	0,2160	0,2498	2,5623
1958.	0,3679	0,5739	0,4175	0,2243	0,2402	2,3292
1959.	0,3625	0,5587	0,4044	0,2491	0,2418	2,0794

Medjutim, interesantno je i korisno posmatrati tendencije promena proizvodnih koeficijenata u okviru specifičnosti privrednog razvoja pojedinih zemalja, u ovom slučaju Izraela, uprkos tome da ti i drugi ekonomski indikatori zadržavaju svoj puni smisao samo u kontekstu odredjene privredne strukture i ekonomske politike, tj. kod odredjene strukture relativnih cena i vrednovanja.

Tabela I–4

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Izrael, 1950–1959.

Ukupno:	-37^{++}
Privreda	-31^{++}
Industrija	-43^{++}
Poljoprivreda	21^{+}
Saobraćaj	7
Ostalo^{+}	-23^{+}

$^{+}$ Trend značajan na nivou 5%
$^{++}$ Trend značajan na nivou 1%

Za Izrael je u tom periodu karakteristično opadanje ovako definisanog globalnog proizvodnog koeficijenta, uprkos tome što je prosečna stopa rasta nacionalnog dohotka iznosila oko 11%. Kendallov test rangova pokazuje da je rastući trend prosečnog proizvodnog koeficijenta značajan samo u poljoprivredi, za saobraćaj ne postoji nikakva značajna promena tog koeficijenta u vremenu, dok je padajući trend prosečnog proizvodnog koeficijenta značajan u globalu, industriji i sektoru ostalo^{+}.

Tabela I–5

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI ZA 1950. I 1959. GODINU

Izrael

	Indeks 1959/1950.			Prosečna stopa rasta p u periodu 1950–59. (u %)
	P	K	p	
Ukupno	263	330	80	−2,5
Privreda	260	337	77	−2,9
Industrija	162	387	42	−9,2
Poljoprivreda	354	278	127	2,7
Saobraćaj	371	363	102	0,2
Ostalo^{+}	301	393	77	−3,1

Daleko najizrazitiji pad prosečnog proizvodnog koeficijenta se može zapaziti u industriji, gde je odnos izmedju neto produkta i nove vrednosti fiksnih fondova na licu mesta opao u toku

perioda na manje od polovine početne vrednosti. I za ostale slučajeve se slika na osnovi prosečne dinamike proizvodnog koeficijenta slaže sa rezultatima testiranja signifikantnosti trenda. Kao što smo već napomenuli u uvodu, zajednička karakteristika razvoja pojedinih sektora u tom periodu su veoma visoki relativni porast neto produkta i fiksnih fondova, dok je relativni porast odnosno pad prosečnog proizvodnog koeficijenta umereniji, osim u industriji.

2. Strukturne karakteristike

Razlike izmedju sektorskih prosečnih proizvodnih koeficijenata su veoma izrazite. Zbog veoma visokih vrednosti proizvodnih koeficijenata za sektor ostalo+, koji pored toga daje i više od polovine ukupnog neto proizvoda, vrednosti relativnih proizvodnih koeficijenata za Izrael su veoma različite od vrednosti za Jugoslaviju. Ovde su jedino relativni proizvodni koeficijenti za sektor ostalo+ veći od jedinice (izmedju 3,7 i 5), dok su vrednosti za ostala tri sektora manja od jedinice, jedini izuzetak su prve dve godine perioda u industriji. Medjutim, razlike su značajne, kako prema Kruskal–Wallisovom testu za sva četiri sektora tako i prema Wilcoxonovom testu za pojedine parove. Najviše vrednosti su zatim u industriji, potom saobraćaju i tek poljoprivredi, što je suprotno rezultatima za jugoslovenske republike. Ovo je posledica specifičnih uslova u Izraelu, gde fiksni fondovi za navodnjavanje predstavljaju oko 1/3 celokupnih fiksnih fondova koje ubrajamo u sektor poljoprivrede. Što se tiče relativnih razlika, one su i ovde velike, vrednosti za sektor ostalo+ su više od deset puta veće nego u poljoprivredi.

Tabela I–6

RELATIVNI PROIZVODNI KOEFICIJENTI ZA IZRAEL

	Privreda	Industrija	Poljoprivr.	Saobraćaj	Ostalo+
1950.	1.00	1.33	0.27	0.33	3.75
1951.	1.00	1.23	0.21	0.41	4.15
1952.	1.00	0.92	0.32	0.36	4.48
1953.	1.00	0.91	0.32	0.35	4.52
1954.	1.00	0.87	0.33	0.39	4.59
1955.	1.00	0.82	0.30	0.40	4.92
1956.	1.00	0.77	0.34	0.41	4.62
1957.	1.00	0.74	0.36	0.42	4.32
1958.	1.00	0.73	0.39	0.42	4.06
1959.	1.00	0.72	0.45	0.43	3.72

Naravno, i Kendallov test saglasnosti rangiranja po pojedinim godinama je visoko signifikantan. Vrednosti za sektor ostalo+ zauzimaju rang 1, za industriju rang 2, za saobraćaj 3 i za poljoprivredu 4.

3. Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Intrasektorski efekat je u Izraelu negativan, što se moglo i očekivati na osnovu razmatranja dinamike prosečnih proizvodnih koeficijenata. Ova je komponenta toliko naglašena da je i ukupna promena globalnog koeficijenta negativna. Medjutim, efekat strukturnih pomeranja je pozitivan i tako ublažava pad globalnog proizvodnog koeficijenta. Naime, u posmatranom periodu je opalo jedino učešće poljoprivrede, dok su svi ostali sektori umereno povećavali svoje učešće u fiksnim

Tabela I–7

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZOVANI INDEKS PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA OSNOVU VREDNOSTI ZA 1950. I 1959. GODINU

		Izrael
Empiričke vrednosti	p_{oo}	0,7228
	p_{tt}	0,5587
	I_p	77,3
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,8066
	p_{to}	0,5149
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	111,6
	$I_{w(P)}$	108,5
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	71,2
	$I_{p(P)}$	69,3

fondovima privrede. Negativni intrasektorski efekti su po apsolutnoj vrednosti oko tri puta veći od pozitivnih intersektorskih efekata, jer je dinamika sektorskih prosečnih proizvodnih koeficijenata veoma izrazita, dok su strukturne promene umerene.

B. ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Proizvodne funkcije za Izrael pokazuju zadovoljavajuću pouzdanost, svi koeficijenti korelacije su značajni. Pozitivna autokorelacija odstupanja je značajna za sektor ostalo+, dok je u alternativnoj verziji za poljoprivredu (bez fiksnih fondova za navodnjavanje i vodoprivredu) prisutna negativna autokorelacija odstupanja.

Naime, u tabeli I–8 su za ilustraciju date proizvodne funkcije za agregate industrija⁻ koji se razlikuje utoliko da nisu uključeni fiksni fondovi za proizvodnju električne energije, i poljoprivreda⁻ gde nisu uključeni fiksni fondovi za navodnjavanje. Vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta je u industriji nešto veća, dok je u poljoprivredi skoro dva puta veća od ranije verzije, što

Tabela I–8

PROIZVODNA FUNKCIJA NA BAZI FIKSNIH FONDOVA ZA IZRAEL

Vremenska serija 1950–1959

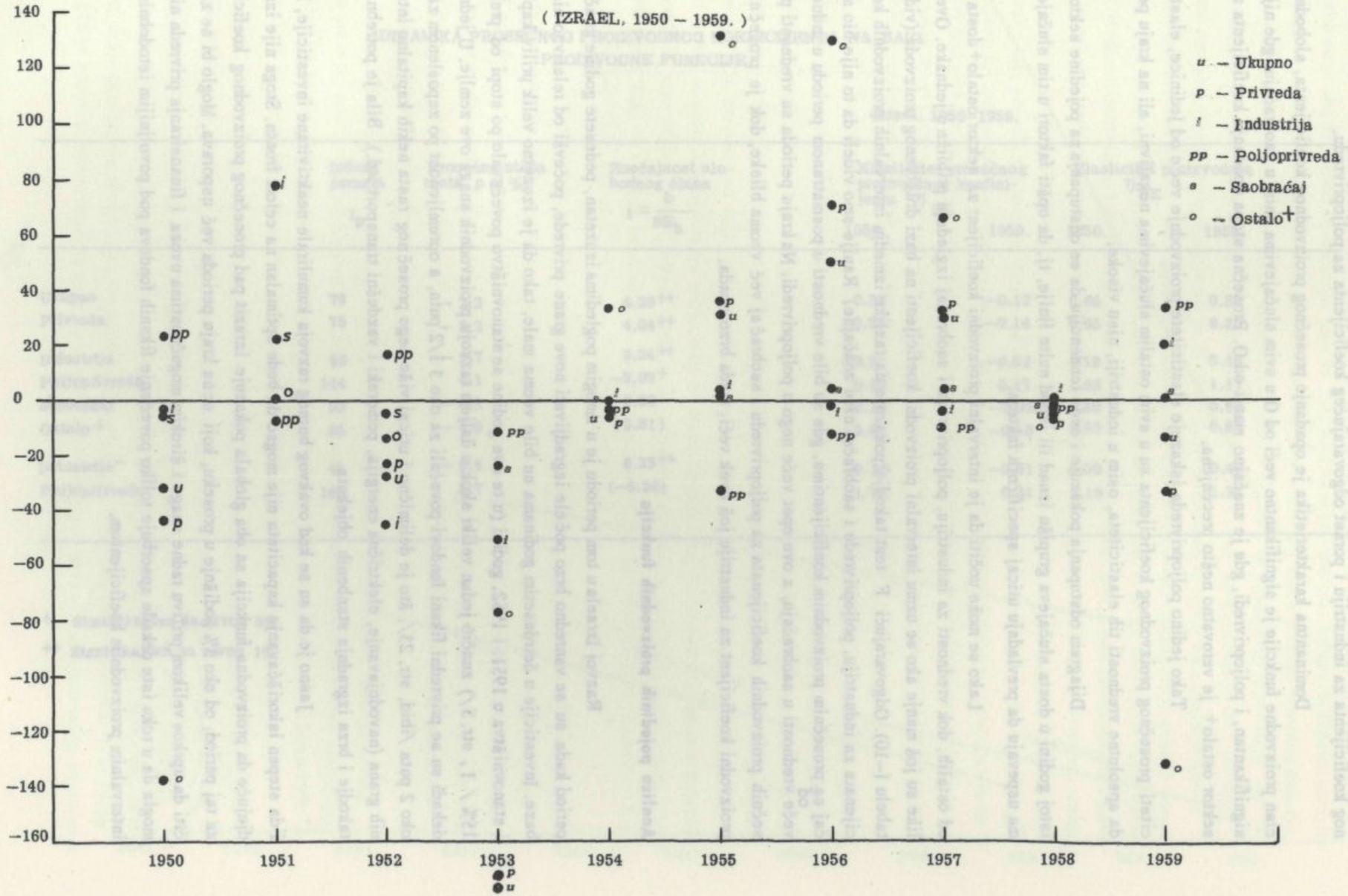
	Intervalni proizvodni koeficijent	Standardna greška	Slobodan član	Koeficijent korelacije	Durbin–Watson	Von Neumann kvocient	Prosečni proizvodni koeficijent	
							Interval teoretskih vrednosti	Prosek za period
	a	SE_a	b	r_{PK}	d	vN	$p_{50}-p_{59}$	$\bar{p}$ 50–59
Ukupno	0,3194	0,0155	365,9	0,991	1,99	2,21	0,4667 – 0,3641	0,3896
Privreda	0,4862	0,0257	389,6	0,989	1,94	2,16	0,7526 – 0,5653	0,6127
Industrija	0,1879	0,0332	317,6	0,894	2,23	2,48	0,9721 – 0,3907	0,5188
Poljoprivreda	0,2687	0,0184	–69,1	0,982	1,53	1,70	0,1595 – 0,2295	0,2098
Saobraćaj	0,2338	0,0196	6,1	0,973	2,05	2,28	0,2586 – 0,2406	0,2446
Ostalo+	1,8529	0,1988	291,4	0,957	0,85++	0,94+	3,4809 – 2,2674	2,6090
Industrija–	0,2452	0,0461	310,8	0,883	2,07	2,30	1,2159 – 0,5022	0,6528
Poljoprivreda–	0,5083	0,0272	– 133,0	0,989	3,11	3,46+	0,2351 – 0,3869	0,3300

– Vidi obrazloženje u tekstu.

Graf I–1

ODSTUPANJA GODIŠNJI H VREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA

(IZRAEL, 1950 – 1959.)



ukazuje na specifične uslove u kojima se odvija poljoprivredna proizvodnja. Medjutim, osnovne tendencije se ne menjaju, i ovako definisani agregati pokazuju vanredno velik pad prosečnog proizvodnog koeficijenta za industriju i porast odgovarajućeg koeficijenta za poljoprivredu.

Dominantna karakteristika je opadanje prosečnog proizvodnog koeficijenta, slobodni član proizvodne funkcije je signifikantno veći od 0 u svim slučajevima osim u saobraćaju, gde nije signifikantan, i poljoprivredi, gde je značajno manji od 0. Prosečna stopa opadanja koeficijenta za sektor ostalo+ je verovatno nešto precenjena.

Tako jedino poljoprivreda iskazuje elasticitete proizvodnje veće od jedinice, elasticiteti prosečnog proizvodnog koeficijenta su u svim ostalim slučajevima negativni, ali na kraju perioda apsolutne vrednosti tih elasticiteta, osim u industriji, nisu visoke.

Dijagram odstupanja pokazuje i ovde tendenciju da se odstupanja za pojedine sektore u istoj godini u dosta slučajeva grupišu iznad ili ispod nulte linije, tj. da opšti faktori u tim slučajevima uspevaju da prevladaju uticaj specifičnih faktora.

Lako se može uočiti da je intervalni proizvodni koeficijent za sektor ostalo+ dosta veći od ostalih, dok vrednosti za industriju, poljoprivredu i saobraćaj izgledaju približno jednake. Ove razlike su još manje ako se uzmu intervalni proizvodni koeficijenti na bazi društvenog proizvoda (vidi tabelu I–10). Odgovarajući F test takodje pokazuje da razlike izmedju intervalnih proizvodnih koeficijenata za industriju, poljoprivredu i saobraćaj nisu značajne. Ranije smo videli da to nije bio slučaj sa prosečnim proizvodnim koeficijentima, gde su bile vrednosti u posmatranom periodu u industriji od veće vrednosti u saobraćaju, a ove opet veće nego u poljoprivredi. Na kraju perioda su vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata za poljoprivredu i saobraćaj već veoma bliske, dok je prosečni proizvodni koeficijent za industriju još uvek veći, mada brzo opada.

Analiza pojedinih proizvodnih funkcija

Razvoj Izraela u tom periodu je u mnogim pogledima izuzetan, pedesete godine značе period kada su se vanredno brzo počele izgradjivati nove grane privrede, počevši od relativno niske baze. Investicije u četrdesetim godinama su bile veoma male, tako da je izuzetno velik priliv kapitala i stanovništva u 1951. i 1952. godini (u te dve godine se stanovništvo povećavalo po stopi od preko 15% / 1, str. 5/) značio jedan veliki skok u daljem razvoju proizvodnih snaga ove zemlje. U jednoj dekadi su se privredni fiksni fondovi povećali za oko 3 1/2 puta, a opremljenost po zaposlenom za oko 2 puta /ibid, str. 23/, što je delimično i uticaj više nego prosečnog rasta nekih kapitalno intenzivnih grana (navodnjavanje, električna energija, pomorski i vazdušni transport itd.). Bila je potrebna takodje i brza izgradnja stanbenih objekata.

Jasno je da su se kod ovakvog burnog razvoja kumulirale neaktivirane investicije, kao i da stepen iskorišćavanja kapaciteta nije mogao da bude optimalan na celom frontu. Stoga nije iznenadjujuće da proizvodna funkcija sa oba globala pokazuje izrazit pad prosečnog proizvodnog koeficijenta za taj period, od oko 3% godišnje u proseku, koji se na kraju perioda već usporava. Moglo bi se zaključiti da uprkos velikom prilivu radne snage i širokim mogućnostima uvoza i finansiranja privreda nije mogla da u toku iste dekade apsorbuje toliko povećanje fiksnih fondova pod povoljnijim istodobnim intervalnim proizvodnim koeficijentom.

Tabela I–9

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

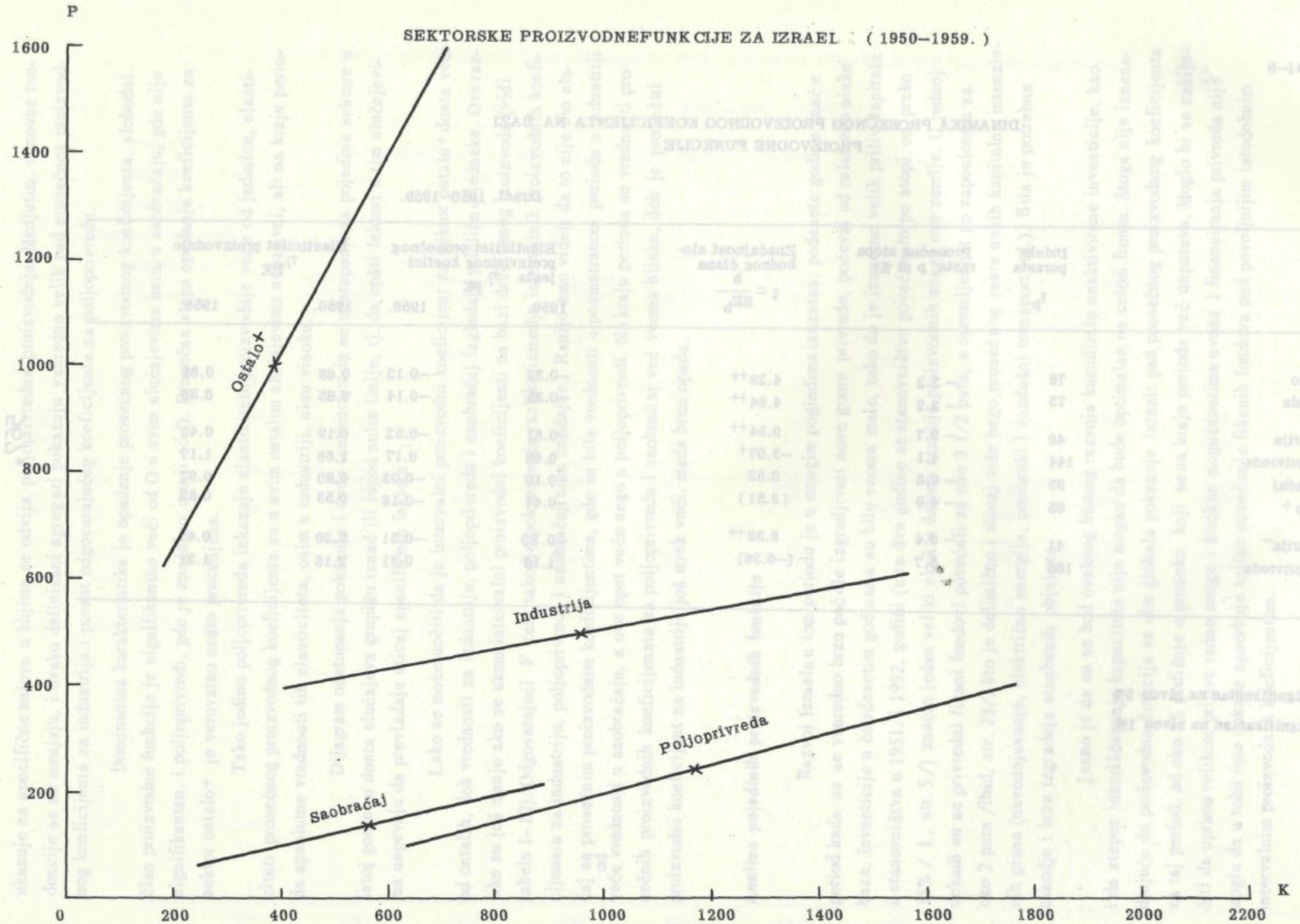
Izrael, 1950–1959.

	Indeks porasta I_p	Prosečna stopa rasta p (u %)	Značajnost slobodnog člana $t = \frac{b}{SE_b}$	Elasticitet prosečnog proizvodnog koeficijenta η_{pK}		Elasticitet proizvodnje η_{PK}	
				1950.	1959.	1950.	1959.
Ukupno	78	– 2,2	4,29++	–0,32	–0,12	0,68	0,88
Privreda	75	– 3,2	4,64++	–0,35	–0,14	0,65	0,86
Industrija	40	– 9,7	9,34++	–0,81	–0,52	0,19	0,48
Poljoprivreda	144	4,1	–3,07+	0,68	0,17	1,68	1,17
Saobraćaj	93	– 0,8	0,53	–0,10	–0,03	0,90	0,97
Ostalo +	65	– 4,9	(3,51)	–0,47	–0,18	0,53	0,82
Industrija –	41	– 9,4	8,33++	–0,80	–0,51	0,20	0,49
Poljoprivreda	165	5,7	(–6,36)	1,16	0,31	2,16	1,31

\+ Signifikantan na nivou 5%

++ Signifikantan na nivou 1%

Graf I–2


SEKTORSKE PROIZVODNEFUNKCIJE ZA IZRAEL (1950–1959.)
P
K
1600
1400
1200
1000
800
600
400
200
0
200
400
600
800
1000
1200
1400
1600
1800
2000
2200
Ostalo
Industrija
Poljoprivreda
Saobraćaj

U industriji su fiksni fondovi rasli po prosečnoj stopi od 16,2% godišnje. Naime, bruto investicije su u posmatranom periodu toliko porasle iznad ranijih vrednosti da zamena predstavlja u proseku samo oko 18% bruto investicija, tako da su u početnom periodu brze industrijalizacije nove investicije velike u odnosu na fiksne fondove. Dok u ostalim sektorima stope porasta narodnog dohotka barem približno slede vanredno visoke stope rasta fiksnih fondova, to u industriji nije slučaj, već je odnos neto proizvoda i nove vrednosti fiksnih fondova drastično opao. Interesantno je da i svi alternativni agregati veoma jasno ukazuju na to. U tabeli I-10 izračunate su proizvodne funkcije gde je agregat proizvodnje jednom uzet kao aproksimacija društvenom proizvodu (suma netoprodukta i amortizacije /1, str. 101 i 102/), a drugi put kao društveni bruto proizvod. U prvom slučaju je samo numerička vrednost intervalnog i prosečnog proizvodnog koeficijenta veća, dok je pad praktično isti. Relacija na osnovu bruto proizvodnje pokazuje nešto blaži pad prosečnog proizvodnog koeficijenta, medjutim, ispoljena je značajna pozitivna autokorelacija odstupanja, tako da su vrednosti koeficijenta za početak i kraj perioda potcenjene. Raspored odstupanja ukazuje na to da je u slučaju bruto proizvodnje intervalni proizvodni koeficijent u prvom delu perioda niži, a u drugom delu viši. Ovaj prelom ne postoji kod proizvodnih koeficijenata na osnovu društvenog proizvoda ili neto produkta, ovde se to povećanje intervalnog proizvodnog koeficijenta pojavljuje kao logična posledica činjenice da su se kod veće razvijenosti proizvodnih snaga povećali medjugranski tokovi.

Vrednosti za agregat industrija⁻ iz tabele I-8 pokazuju takodje da dodavanje fiksnih fondova za proizvodnju električne energije ne utiče na intenzitet pada prosečnog proizvodnog koeficijenta za industriju već samo na apsolutne vrednosti koeficijenata. Veoma je teško na osnovu podataka iz / 1 / doneti neki sud o uzrocima tako velikog pada prosečnog proizvodnog koeficijenta za industriju. Kao što smo već rekli, delimično je to verovatno posledica nezavršenih investicija odnosno niskog stepena iskorištavanja kapaciteta, vrednost fiksnih fondova po zaposlenom je u industriji porasla za više od dva puta, Caathon ukazuje na mogućnost povećanja kapitalnog koeficijenta zbog porasta udela firmi sa velikim kapacitetima odnosno na neistraženu distribuciju grana na radno i kapitalno intenzivne /ibid, str. 41 i 122/.

Poljoprivreda pokazuje veoma izrazit porast prosečnog proizvodnog koeficijenta u tom periodu i predstavlja jedini sektor sa pozitivnim elasticitetom prosečnog proizvodnog koeficijenta. Niske apsolutne vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata su posledica visoke vrednosti fiksnih fondova za navodnjavanje, čije se iskorišćavanje povećavalo u toku perioda. Pored ostalog, kao važan faktor porasta poljoprivredne proizvodnje se spominje /ibid, str. 34/ i delovanje eksperimentalnih farmi i instruiranje doseljenika sa strane agronomske službe.

Saobraćaj takodje ispoljava veoma brz porast fiksnih fondova kao i neto proizvoda, dok je prosečni proizvodni koeficijent praktično konstantan. Interesantno je što je učešće saobraćaja u fiksnim fondovima privrede mnogo niže nego što je to slučaj u Jugoslaviji, ono iznosi samo 18%, što je skoro dva puta manje od učešća poljoprivrede ili industrije.

Sektor ostalo+ je uvek prilično heterogen, ovde predstavlja razne usluge, privatne i javne, tako da ni po obuhvatu nije uporediv sa onim za našu zemlju. Porast fiksnih fondova je ovde najbrži, pored turističkih kapaciteta i objekata koji podižu životni standard važnu ulogu zauzimaju i investicije u školstvo i naučno istraživanje. Numeričke vrednosti proizvodnih koeficijenata su veoma visoke, nešto precenjene zbog ranije pomenutih diskrepancija u obuhvatu. Sa druge strane to su delatnosti gde je kompilacija nacionalnog dohotka najdiskutabilnija. Zbog značajne autokorelacije odstupanja

Tabela I–10

PROIZVODNA FUNKCIJA NA BAZI FIKSNIH FONDOVA ZA IZRAEL

Vremenska serija 1950–1959.

	Intervalni proizvodni koeficijent	Standardna greška	Slobodan član	Koeficijent korelacije	Durbin–Watson	Von Neumann kvocient	Prosečni proizvodni koeficijent	
							Interval teoretskih vrednosti	Prosek za period
	a	SE_a	b	r_{PK}	d	vN	$p_{50} - p_{59}$	$\bar{p}$ 50–59
Privreda*	0,5302	0,0254	399,6	0,991	1,96	2,18	0,8035 – 0,6114	0,6600
Industrija*	0,2485	0,0330	318,5	0,936	2,26	2,51	1,0352 – 0,4520	0,5805
Poljoprivreda*	0,2973	0,0184	–58,6	0,985	1,47	1,63	0,2047 – 0,2641	0,2474
Saobraćaj*	0,2807	0,0192	4,7	0,982	2,04	2,26	0,2997 – 0,2859	0,2890
Ostalo+*	1,8897	0,1986	294,2	0,959	$0,85^{++}$	$0,94^{++}$	3,5333 – 2,3081	2,6530
Industrija**	0,9781	0,0907	279,6	0,967	$0,59^{++}$	$0,66^{++}$	1,6686 – 1,1567	1,2695
Poljoprivreda**	0,5078	0,0207	102,1	–0,993	$1,28^{+}$	1,42	0,3465 – 0,4499	0,4208

* Na osnovu sume neto produkta i amortizacije

** Na osnovu bruto proizvodnje

su ocenjene vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta za prve i poslednje godine precenjene, a s tim verovatno i pad koeficijenta u tom periodu. Inače, intervalni proizvodni koeficijent je niži u drugom delu perioda.

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Mada je ukupan pad globalnog proizvodnog koeficijenta u tabeli I–11 nešto precenjen zbog situacija u sektoru ostalo+, veoma jasno se uočava pozitivan uticaj promena u strukturi fiksnih

Tabela I–11

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI SEKTORSKIH PROIZVODNIH FUNKCIJA

Izrael, 1950–1959

Ocenjene vrednosti	p_{oo}	0,8076
	p_{tt}	0,5740
	I_p	71,1
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,9106
	p_{to}	0,5254
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	112,8
	$I_{w(P)}$	109,3
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	65,1
	$I_{p(P)}$	63,0

fondova. Sa druge strane negativni intrasektorski efekti su i ovde barem tri puta veći od pozitivnih efekata intersektorskih promena, porast prosečnog proizvodnog koeficijenta u poljoprivredi je uprkos najvećem ponderu suviše mali u odnosu na pad koeficijenata u ostala tri sektora.

C. REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Medjusobni odnos numeričkih vrednosti različitih metoda izračunavanja je ovde isti kao u većini dosada razmatranih slučajeva. Ocene po metodi 4 su niže od ocena po metodi 1 i 2, a ocene po metodi 5 više. Što se tiče veličine odstupanja, najbolja alternativa metodi 1 jeste metoda kumulante priraštaja proizvoda i fiksnih fondova.

Kendallov test saglasnosti rangova ukazuje na značajnost razlika u intervalnim proizvodnim koeficijentima za ova četiri sektora. Lako je uočiti da se kao najveće vrednosti izdvajaju godišnje

vrednosti koeficijenta za sektor ostalo+. Razlike za ostala tri sektora nisu značajne. Ovi se nalazi u potpunosti slažu sa nalazima na osnovu sektorskih proizvodnih funkcija.

Tabela I–12

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA GODIŠNJIH VREDNOSTI INTERVALNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA

Izrael, 1951–1959.

Ukupno	– 6
Privreda	– 4
Industrija	6
Poljoprivreda	14
Saobraćaj	– 4
Ostalo+	–16

Takodje, ni trend godišnjih vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata nije signifikantan u ovim slučajevima. To znači da sa te strane ne postoje značajne indikacije da linearna specifikacija proizvodnih funkcija ne bi bila adekvatna.

Tabela I–13

VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA OSNOVU RAZLIČITIH METODA IZRAČUNAVANJA

Izrael, 1950–1959.

	M E T O D A				
	1	2	3	4	5
Ukupno	0,3194	0,3227	–0,2681	0,3105	0,3371
Privreda	0,4862	0,4893	–0,2899	0,4638	0,5196
Industrija	0,1879	0,2094	–0,7342	0,1733	0,2514
Poljoprivreda	0,2687	0,2789	1,1566	0,2888	0,2693
Saobraćaj	0,2338	0,2438	0,0432	0,2227	0,2883
Ostalo+	1,8529	1,8641	–0,7032	1,3700	2,6529
Industrija–	0,2452	0,2733	–0,9318	0,2116	0,3313
Poljoprivreda–	0,5083	0,5174	0,1833	0,4681	0,8684

Tabela I–14

RELATIVNI ODNOSI SUMA KVADRATA ODSTUPANJA EMPIRIČKIH VREDNOSTI OD OCENJENIH ZA POJEDINE METODE RAČUNANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Izrael, 1950–1959.

	M E T O D A				
	1	2	3	4	5
Ukupno	1,00	1,09	442,86	1,57	1,21
Privreda	1,00	1,24	279,31	2,14	1,23
Industrija	1,00	1,11	233,90	1,14	2,34
Poljoprivreda	1,00	3,36	733,79	4,43	2,55
Saobraćaj	1,00	1,08	36,04	1,73	3,21
Ostalo+	1,00	3,21	53,67	8,53	3,11
Industrija–	1,00	1,18	211,12	1,23	2,64
Poljoprivreda–	1,00	1,67	31,41	1,28	71,74

Tabela I–15

GODIŠNJE VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA
ZA IZRAEL

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo +
1951.	0,626	1.030	0,953	–0,009	0,545	6,215
1952.	0,062	0,075	–0,621	0,482	–0,098	1.579
1953.	0,062	0,069	0,141	0,009	0,000	0,136
1954.	0,676	1,060	0,733	0,354	0,788	5,589
1955.	0,388	0,629	0,211	0,023	0,418	5,731
1956.	0,350	0,580	0,144	0,443	0,262	1,839
1957.	0,290	0,395	0,178	0,289	0,242	1,074
1958.	0,268	0,409	0,221	0,324	0,180	1,063
1959.	0,311	0,428	0,303	0,510	0,258	0,650

K A N A D A

Kao privredno razvijena zemlja Kanada ima sličnu sektorsku strukturu proizvoda kao velika Britanija, tj. visoko učešće industrije i sektora ostalo+. Medjutim, poljoprivreda predstavlja u Kanadi važan sektor privrede, sa oko 15% ukupnog društvenog proizvoda. Sa druge strane, zbog rasprostranjenosti njene teritorije najviše učešće u fiksnim fondovima privrede zauzima na početku perioda saobraćaj. U posmatranoj dekadi Kanada doživljava dosta brz porast fiksnih fondova, proizvodni fiksni fondovi rasli su po prosečnoj stopi od 5,5% godišnje. Kako su fiksni fondovi u saobraćaju rasli samo po prosečnoj stopi rasta od 2,6%, ovaj je porast toliko izrazitiji u ostalim sektorima (prosečna stopa rasta iznosi u industriji 6,9%, u poljoprivredi i sektoru ostalo+8%). Tako je u toku ove dekade opalo učešće saobraćaja u proizvodnim fiksnim fondovima sa 43,5% na 33,8%, dok je učešće ostalih sektora poraslo, tako da na kraju perioda industrija sa 40,3% predstavlja sektor sa najviše fiksnih fondova. Za ovaj period je za Kanadu karakteristično i osetno povećanje fiksnih fondova po zaposlenom (indeks vrednosti fiksnih fondova po zaposlenom je porastao od 95 na 130, 1929 =100 /2, str. 49/).

Definisanje agregata i izvor podataka

Izvor podataka za Kanadu predstavlja studija Royal Commission on Canada's Economic Prospects, čiji su autori Wm. C. Hood i A. Scott /2 /. Nova vrednost fiksnih fondova je dobijena kumuliranjem bruto investicija za pretpostavljeni vek trajanja fiksnih fondova i odbijanjem kalkulativne zamene. Društveni proizvod je dat takodje u milionima dolara po stalnim cenama 1949. godine (GDP at factor cost).

(a) Ukupno obuhvata kako privredne tako i sve neprivredne fiksne fondove. Ova je vrednost dobijena na taj način što je na vrednost fiksnih fondova za privredu po kanadskoj nomenklaturi (8000 / ibid, str. 434/) dodata vrednost društvenog kapitala (7000 / ibid, str. 448 /). Odgovarajući društveni proizvod za ukupno /ibid, str. 398, red 2/ obuhvata pored sektora koji se ubrajaju u privredu i delatnost vladinih organizacija i rentu za stambene zgrade.

(b) Privreda obuhvata privredne fiksne fondove po kanadskoj klasifikaciji (8000, "total industry"), a na to smo dodali i vrednost cesta koje se prema njihovoj klasifikaciji nalaze u društvenom kapitalu (7000/ibid, str. 447/) da bi sa te strane global bio bliži onome za Jugoslaviju.

Tabela K–1

PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENTI FIKSNIH FONDOVA ZA KANADU
(ukupno i po privrednim oblastima)

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo +
1946.	0,2662	0,4285	0,4492	0,9047	0,0950	1,2000
1947.	0,2669	0,4355	0,4671	0,7825	0,0993	1,2217
1948.	0,2654	0,4281	0,4562	0,7637	0,0990	1,1447
1949.	0,2599	0,4118	0,4334	0,6681	0,0975	1,0915
1950.	0,2641	0,4149	0,4285	0,6705	0,0979	1,0793
1951.	0,2689	0,4184	0,4371	0,6923	0,1028	0,9993
1952.	0,2714	0,4167	0,4178	0,6971	0,1087	0,9716
1953.	0,2691	0,4070	0,4133	0,6107	0,1069	0,9561
1954.	0,2489	0,3675	0,3725	0,4564	0,0991	0,8960
1955.	0,2598	0,3846	0,3820	0,5396	0,1028	0,8924

Iz raspoloživih podataka sektori su ovde formirani na sledeći način:

(1) industrija: kako kod fiksnih fondova tako i za društveni proizvod ovaj agregat predstavlja sumu vrednosti za primarnu (3000) i sekundarnu industriju (4000), kao i nekih stavki iz primarnih delatnosti (2000= resourse industries) koje su u kanadskoj klasifikaciji izdvojene. Zbog veće uporedivosti sa našim agregatom industrije ovde su uključeni fiksni fondovi u rudarstvu (2100) i za proizvodnju električne energije i plina (2602) /ibid, prilog B za glavu 6/ kao i odgovarajući društveni proizvod /ibid, prilog F za glavu 5/.

(2) poljoprivreda: prema kanadskoj klasifikaciji (1000/ibid, str. 425 i 398/) ne obuhvata ribarstvo jer se ono ne može razdvojiti od šumarstva, pa su zajedno stavljeni u sektor ostalo+.

(3) saobraćaj: kod fiksnih fondova je grupi 5000 dodata i vrednost cesta (7001).

(4) ostalo+: obuhvata grupu 6000 (gradjevinarstvo, trgovina, ostale komercijalne usluge, finansije, osiguranje) i odgovarajuće veličine za šumarstvo i ribarstvo (2080 i 2091).

A. ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA

1. Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta

Za ovaj period je karakteristično da proizvodni koeficijenti za Kanadu pokazuj u jasnu tendenciju opadanja. Od sektora to nije slučaj jedino u saobraćaju. Kendallov test rangova pokazuje

Tabela K–2

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Kanada, 1946–1955.

Ukupno	– 5
Privreda	–31++
Industrija	–35++
Poljoprivreda	–31++
Saobraćaj	19
Ostalo+	–43++

+ Trend značajan na nivou 1%

da ne postoji neka jasna tendencija promene proizvodnog koeficijenta za "ukupno", dok se u saobraćaju zapaža tendencija porasta koja, medjutim, nije signifikantna.

Ista se slika dobija posmatranjem indeksa odnosno prosečnih stopa rasta promene prosečnih proizvodnih koeficijenata. U oba slučaja gde trend nije bio značajan, prosečna stopa promene je manja od 1% godišnje, dok prosečni proizvodni koeficijent u ostalim slučajevima brže opada. Naročito velik pad je zabeležen u poljoprivredi. Interesantno je da je pad prosečnog proizvodnog koeficijenta za privredu relativno umeren uprkos tome što je u tri od četiri sektora ova tendencija naglašenija.

Tabela K–3

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI ZA 1946. I 1955. GODINU

Kanada

	Indeks 1955/1946			Prosečna stopa rasta p u periodu 1946–1955. (u %)
	P	K	p	
Ukupno	144	147	98	–0,3
Privreda	145	162	90	–1,2
Industrija	155	183	85	–1,8
Poljoprivreda	119	199	60	–5,8
Saobraćaj	136	126	108	0,9
Ostalo+	149	200	74	–3,3

2. Strukturne karakteristike

Prosečni proizvodni koeficijenti za industriju su ovde slični onima za Jugoslaviju, dok su vrednosti u ostala tri sektora ovde veće, pogotovu u poljoprivredi. Kako nisu poznati odnosi relativnih cena, kao i struktura ovih velikih sektora, teško je reći koliko su razlike u proizvodnim koeficijentima posledica razlika u efikasnosti a koliko su posledica drugih faktora.

Razlike izmedju sektorskih prosečnih proizvodnih koeficijenata za Kanadu su veoma izrazite. Relativni proizvodni koeficijenti se značajno razlikuju u odnosu na sve primenjivane testove, što važi i za sve pojedine parove sektora.

Ovde je relativni proizvodni koeficijenat za industriju približno jednak jedinici dok je jedino koeficijent za saobraćaj manji od jedinice. Vrednosti za poljoprivredu se nalaze izmedju 1 i 2, dok su u sektoru ostalo + veće od 2. Ove vrednosti relativnih proizvodnih koeficijenata kao i rangiranje sektora razlikuju se od vrednosti za Jugoslaviju utoliko što poljoprivreda ima ovde osetno više koeficijente nego industrija. Inače, vrednosti za saobraćaj su i tu oko 10 puta niže od onih za sektor ostalo+.

Tabela K–4

RELATIVNI PROIZVODNI KOEFICIJENTI ZA KANADU

	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+
1946.	1,00	1,05	2,11	0,22	2,80
1947.	1,00	1,07	1,80	0,23	0,81
1948.	1,00	1,07	1,78	0,23	2,67
1949.	1,00	1,05	1,62	0,24	2,65
1950.	1,00	1,03	1,62	0,24	2,60
1951	1,00	1,04	1,65	0,25	2,39
1952.	1,00	1,00	1,67	0,26	2,33
1953.	1,00	1,02	1,50	0,26	2,35
1954.	1,00	1,01	1,24	0,27	2,44
1955.	1,00	0,99	1,40	0,27	2,32

3. Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Kod razmatranja dinamike proizvodnih koeficijenata je uočeno da je pad globalnog proizvodnog koeficijenta zapravo mali kada se uzme u obzir jače opadanje u tri od četiri sektora. Očito je da blag porast proizvodnog koeficijenta u saobraćaju nije mogao sam da kompenzira tu

Tabela K–5

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA OSNOVU VREDNOSTI ZA 1946. I 1955.

		Kanada
Empiričke vrednosti	p_{oo}	0,4283
	p_{tt}	0,3840
	I_p	89,7
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,4940
	p_{to}	0,3386
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	115,3
	$I_{w(P)}$	113,4
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	79,1
	$I_{p(P)}$	77,7

razliku tako da se visoki indeks strukturne komponente mogao već ranije naslućivati. Sa druge strane, sada se tek može videti koliki je u stvari čisti efekat promena sektorskih proizvodnih koeficijenata na promenu globalnog koeficijenta. Naime, ukoliko se struktura ne bi menjala, odgovarajuće promene sektorskih proizvodnih koeficijenata dovele bi do smanjivanja globalnog proizvodnog koeficijenta po stopi od oko –2,8% godišnje. Odnosno, kod nepromenjenih sektorskih proizvodnih koeficijenata nastale strukturne promene povećavale bi globalni proizvodni koeficijenat po prosečnoj stopi od oko 1,5%.

B. ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Proizvodne funkcije za Kanadu pokazuju visoku korelaciju izmedju fiksnih fondova i proizvoda. Jedini izuzetak je poljoprivreda gde je koeficijent korelacije baš negde oko granice signifikantnosti na nivou od 5%. Medjutim, Kanada predstavlja primer gde se u svim slučajevima linearna specifikacija proizvodne funkcije pokazala adekvatnom, tj. ni u jednom slučaju odstupanja nisu značajno autokorelirana.

Slobodni član je u svim slučajevima, osim za "ukupno", značajno različit od 0, s tim što je pozitivan za privredu, industriju, poljoprivredu i sektor ostalo+, a negativan za saobraćaj.

Tabela K–6

PROIZVODNA FUNKCIJA NA BAZI FIKSNIH FONDOVA ZA KANADU

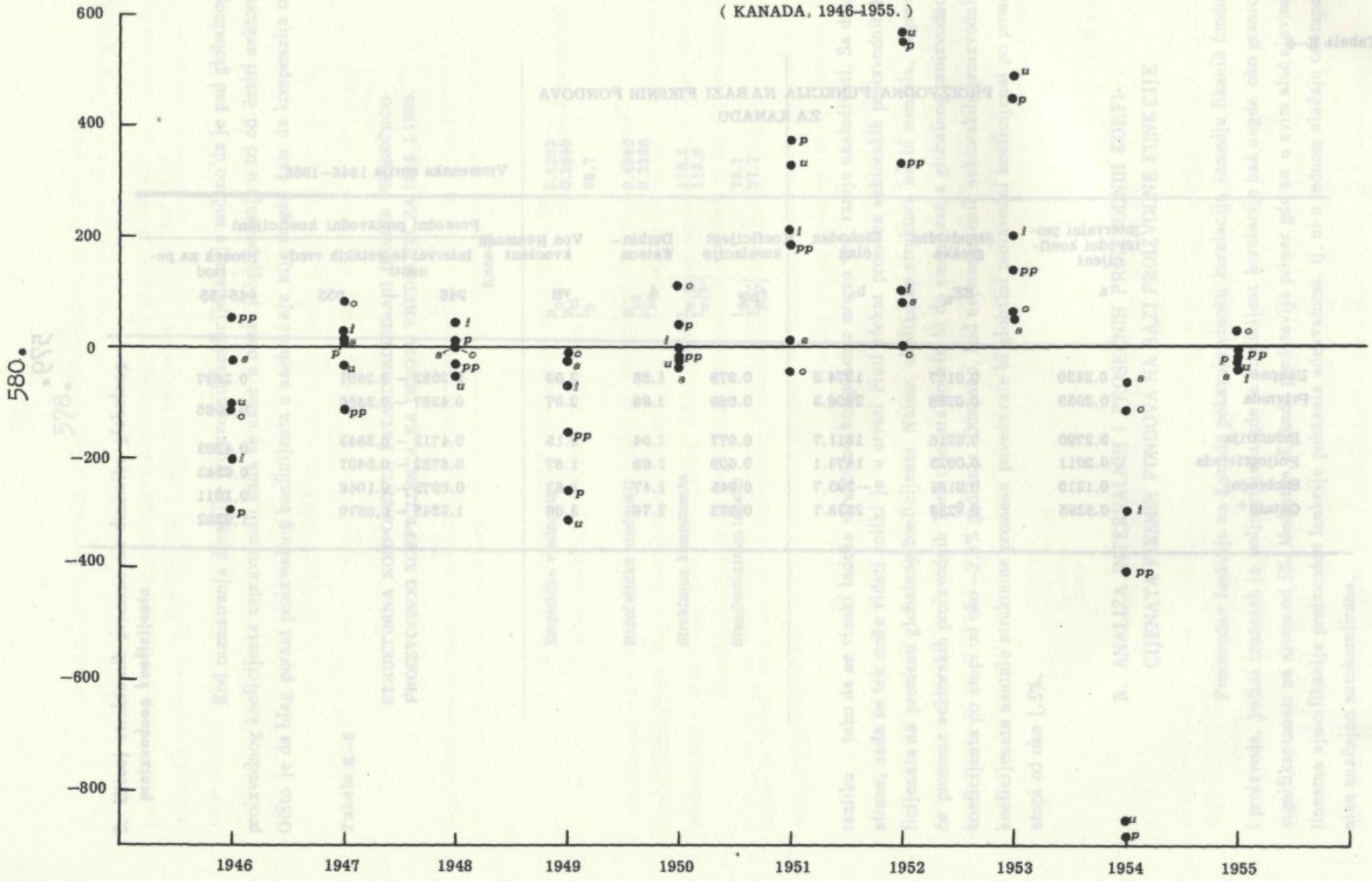
Vremenska serija 1946–1955.

	Intervalni proizvodni koeficijent	Standardna greška	Slobodan član	Koeficijent korelacije	Durbin–Watson	Von Neumann kvocient	Prosečni proizvodni koeficijent	
							Interval teoretskih vrednosti	Prosek za period
	a	SE_a	b	r_{PK}	d	vN	p46 – p55	p46–55
Ukupno	0,2430	0,0177	1274,8	0,979	1,88	2,09	0,2682 – 0,2601	0,2637
Privreda	0,2959	0,0266	3806,3	0,969	1,86	2,07	0,4397 – 0,3850	0,4086
Industrija	0,2790	0,0216	1811,7	0,977	1,94	2,15	0,4713 – 0,3843	0,4203
Poljoprivreda	0,2011	0,0925	1474,1	0,609	1,69	1,87	0,8782 – 0,5407	0,6543
Saobraćaj	0,1319	0,0161	–395,7	0,945	1,47	1,63	0,0975 – 0,1046	0,1011
Ostalo+	0,5395	0,0236	2338,7	0,992	2,76	3,06	1,2348 – 0,8870	1,0202

Graf K–1

ODSTUPANJA GODIŠNJIH VREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA

(KANADA, 1946-1955.)



Dakle, opadanje prosečnih proizvodnih koeficijenata se pokazuje kao preovladjujuća tendencija i prema proizvodnim funkcijama, intenzitet opadanja je ovde još i nešto veći od onog na osnovu prve i poslednje godine.

Ova se karakteristika odražava i u dosta visokim negativnim elasticitetima prosečnih proizvodnih koeficijenata, jedino je elasticitet u saobraćaju pozitivan. Razlike izmedju intervalnih i prosečnih proizvodnih koeficijenata su znatne, što se može videti i iz numeričkih vrednosti elasticiteta proizvodnje u odnosu na fiksne fondove.

I kod Kanade se može zapaziti predominantan uticaj opštih faktora na kratkoročna odstupanja od proizvodne funkcije. Naime, u većini godina su odstupanja za sve sektore skoncentrisana sa jedne strane nulte linije.

Testiranje značajnosti razlika u sektorskim intervalnim proizvodnim koeficijentima za Kanadu možemo smatrati posve adekvatnim. Naime, sve proizvodne funkcije zadovoljavaju uslov linearnosti i varijanse su dosta slične, tako da se ne mogu smatrati značajno različitim. Jedino je

Tabela K–7

VREDNOSTI F ZA TESTIRANJE ZNAČAJNOSTI RAZLIKA KOEFICIJENATA SEKTORSKIH PROIZVODNIH FUNKCIJA

Kanada, 1946–1955.

Sektori	Testiranje jednakosti nagiba F_1
1, 2, 3, 4	15,97++
1, 2, 3	3,63+
1, 2, 4	13,64++
1, 3, 4	36,95++
2, 3, 4	26,45++
1, 2	0,79
1, 3	10,54++
1, 4	36,98++
2, 3	0,67
2, 4	16,12++
3, 4	189,75++

\+ Značajan na nivou 5%
++ Značajan na nivou 1%

varijansa u saobraćaju manja od ostalih, ali ni to značajno ne utiče na rezultate testa. Razlike su značajne; jedino kada se pojedinačno posmatraju parovi sektora, vrednosti za poljoprivredu i industriju, kao i vrednosti za saobraćaj i poljoprivredu se ne pokazuju značajno različitim prema F testu. Naime, standardna greška intervalnog proizvodnog koeficijenta za poljoprivredu je tako velika da diskriminacija nije moguća.

Analiza pojedinih proizvodnih funkcija

U posmatranom periodu globalne proizvodne funkcije za Kanadu daju ocene prosečnih i intervalnih proizvodnih koeficijenata sa zadovoljavajućim stepenom pouzdanosti. Izgleda da je pretpostavka konstantnog intervalnog proizvodnog koeficijenta adekvatna, ali se njegova numerička vrednost za privredu znatno razlikuje od vrednosti prosečnog proizvodnog koeficijenta. Ovo opadanje prosečnog proizvodnog koeficijenta za privredu Kanade je praćeno velikim porastom indeksa fiksnih fondova po zaposlenom, koji je u tom periodu narastao od 95 na 130 (1929 = 100) / 2, str. 49/. Pomenuta studija predvidja i dalji porast kapitalnog koeficijenta, sa 2,50 u 1959. godini prognozira se njegovo povećanje na 2,74 u 1980. godini /ibid, str. 285./

Industrija predstavlja najvažniji sektor kanadske privrede sa oko 2/5 fiksnih fondova i društvenog proizvoda. Kako prosečni tako intervalni proizvodni koeficijenti za industriju su približno jednaki onima za privredu, mada je prosečni proizvodni koeficijenat za industriju opadao nešto brže, na kraju perioda su elasticiteti skoro jednaki. Prema proizvodnoj funkciji se može očekivati dalji pad prosečnog proizvodnog koeficijenta.

Poljoprivreda kao i u Jugoslaviji pokazuje, slabu asocijaciju izmedju fiksnih fondova i proizvoda. Dok su se fiksni fondovi stalno povećavali (prosečna stopa rasta iznosi 8% godišnje), proizvod posle 1952. godine i apsolutno opada. Najizrazitiji je taj pad u 1954. godini, kada samo u sektoru ostalo+ proizvod nije opao. Iz tih razloga parametri proizvodne funkcije za poljoprivredu nisu pouzdani, pa je teško oceniti da li je veliki pad prosečnog koeficijenta u tom periodu tendencija koja se može očekivati i u budućnosti.

Saobraćaj i ovde ispoljava karakteristične osobine: opadanje učešća u privrednim fiksnim fondovima, niske stope rasta proizvoda i pogotovu fiksnih fondova uz umereno povećanje prosečnog proizvodnog koeficijenta. Može se uočiti da su numeričke vrednosti prosečnog a pogotovo intervalnog proizvodnog koeficijenta za Kanadu dosta niske, što se u odnosu na njezin geografski položaj i moglo očekivati.

Sektor ostalo+ je ekspandirao fiksne fondove po prosečnoj stopi rasta od 8%, dok je proizvod rastao dosta sporije. Niska numerička vrednost intervalnog proizvodnog koeficijenta koja je posledica sve veće mehanizacije u tom dosta heterogenom sektoru. Tako je u toj dekadi učešće opreme sektora ostalo+ u ukupnoj vrednosti za privredu poraslo od 9% na 14%, tj. za preko 50%. Tendencija daljeg pada prosečnog proizvodnog koeficijenta se očekuje i u sledećem periodu /ibid, str. 298/, što se podudara sa velikom negativnom vrednošću elasticiteta prosečnog proizvodnog koeficijenta iz tabele K–8.

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Rezultati iz tabele K–9 se ovde veoma dobro podudaraju sa ranijim rezultatima iz tabele K–5. Strukturne promene su dovele do visoke vrednosti indeksa strukturne komponente. Naime, fiksni fondovi saobraćaja su opali sa 43,5% na 33,8% privrednih fiksnih fondova, dok je učešće ostala tri sektora, koji imaju više prosečne proizvodne koeficijente, povećavale. Na osnovu takvog trenda strukturnih promena može se očekivati da će pozitivna strukturna komponenta i dalje de-

Graf K–2

SEKTORSKE PROIZVODNE FUNKCIJE ZA KANADU (1946 – 1955.)

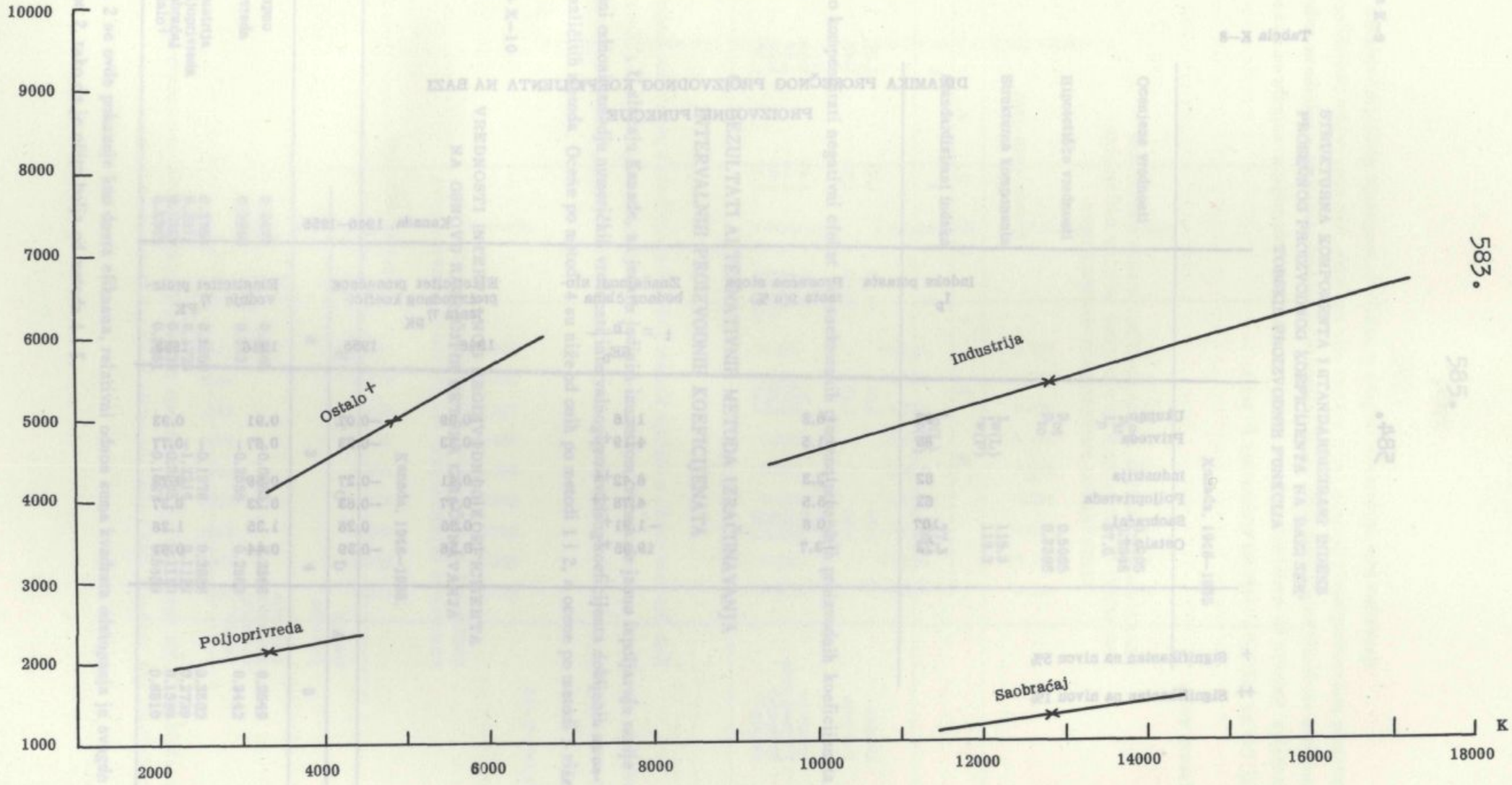


Tabela K–8

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Kanada, 1946–1955.

	Indeks porasta I_p	Prosečna stopa rasta p(u %)	Značajnost slobodnog člana $t = \frac{b}{SE_b}$	Elasticitet prosečnog proizvodnog koeficijenta η_{pK}		Elasticitet proizvodnje η_{PK}	
				1946.	1955.	1946.	1955.
Ukupno	97	–0,3	1,16	–0,09	–0,07	0,91	0,93
Privreda	88	–1,5	4,19++	–0,33	–0,23	0,67	0,77
Industrija	82	–2,3	6,42++	–0,41	–0,27	0,59	0,73
Poljoprivreda	62	–5,5	4,78++	–0,77	–0,63	0,23	0,37
Saobraćaj	107	0,8	–1,91+	0,35	0,26	1,35	1,26
Ostalo	72	–3,7	19,85++	–0,56	–0,39	0,44	0,61

\+ Signifikantan na nivou 5%

++ Signifikantan na nivou 1%

Tabela K–9

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI SEKTORSKIH PROIZVODNIH FUNKCIJA

Kanada, 1946–1955

Ocenjene vrednosti	p_{oo}	0,4395
	p_{tt}	0,3848
	I_p	87,6
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,5065
	p_{to}	0,3396
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	115,3
	$I_{w(P)}$	113,3
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	77,3
	$I_{p(P)}$	76,0

limično kompenzirati negativni efekat intrasektorskih promena prosečnih proizvodnih koeficijenata.

C. REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA

U slučaju Kanade, sa jednim jedinim izuzetkom, veoma se jasno ispoljavaju ranije zapaženi odnosi izmedju numeričkih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta dobijenih na osnovu različitih metoda. Ocene po metodi 4 su niže od onih po metodi 1 i 2, a ocene po metodi 5 više.

Tabela K–10

VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA OSNOVU RAZLIČITIH METODA IZRAČUNAVANJA

Kanada, 1946–1955.

	M E T O D A				
	1	2	3	4	5
Ukupno	0,2430	0,2465	−0,0065	0,2366	0,2549
Privreda	0,2959	0,3131	−0,2586	0,2863	0,3442
Industrija	0,2790	0,3008	−0,1376	0,2688	0,3502
Poljoprivreda	0,2011	0,1723	−1,2214	0,1122	0,2739
Saobraćaj	0,1319	0,1333	−0,3095	0,1110	0,1588
Ostalo+	0,5395	0,5851	−0,1027	0,5459	0,6510

Metoda 2 se ovde pokazuje kao dosta efikasna, relativni odnos suma kvadrata odstupanja je svugde manji od 2, tako da je očito bolja od metoda 4 i 5.

Kendallov test saglasnosti rangova pokazuje da rangiranje godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za četiri sektora nije značajno. Ako zbog velike varijabilnosti izuzmemo vrednosti za poljoprivredu, za tri sektora je saglasnost rangiranja u pojedinim godinama značajna. Najviše su vrednosti u sektoru ostalo+, zatim oneza industriju, a najniže su za saobraćaj. Ovi se zaključci slažu sa rezultatima F testa.

Tabela K–11

RELATIVNI ODNOSI SUMA KVADRATA ODSTUPANJA EMPIRIČKIH VREDNOSTI OD OCENJENIH ZA POJEDINE METODE RAČUNANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Kanada, 1946–1955.

	M	E	T	O	D	A
	1	2	3	4	5	
Ukupno	1,00	1,03	55,26	1,21	1,06	
Privreda	1,00	1,23	123,79	1,85	1,43	
Industrija	1,00	1,87	111,20	3,45	2,41	
Poljoprivreda	1,00	1,03	65,54	1,15	1,58	
Saobraćaj	1,00	1,38	210,52	2,89	1,37	
Ostalo+	1,00	1,91	220,13	3,17	4,26	

Kao što smo videli, u slučaju Kanade linearna specifikacija proizvodne funkcije se pokazala adekvatnom u svim primerima. Jedan indirektan način potvrde ovog zaključka, donesenog na osnovu testiranja signifikantnosti autokorelacije odstupanja od regresija, predstavljaju rezultati

Tabela K–13

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA GODIŠNJIH VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Kanada, 1947–1955

Ukupno	4
Privreda	0
Industrija	–2
Poljoprivreda	8
Saobraćaj	–4
Ostalo+	4

iz tabele K–13. Ne samo da ni u jednom slučaju trend godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta nije značajan, već i same numeričke vrednosti S su veoma niske.

Tabela K–12

GODIŠNJE VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA
ZA KANADU

	Ukupno	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+
1947.	0,290	0,632	0,885	–0,894	0,372	1,604
1948.	0,230	0,292	0,296	0,572	0,089	0,242
1949.	0,139	0,137	0,127	–0,247	0,039	0,518
1950.	0,355	0,469	0,362	0,695	0,112	0,921
1951.	0,377	0,483	0,577	0,944	0,286	0,193
1952.	0,326	0,386	0,166	0,756	0,386	0,647
1953.	0,222	0,253	0,363	–0,476	0,481	0,713
1954.	–0,159	–0,280	–0,161	–1,898	–0,139	0,174
1955.	0,514	0,727	0,536	3,013	0,237	0,846

VELIKA BRITANIJA

U sklopu zemalja za koje postoje podaci o novoj vrednosti fiksnih fondova Velika Britanija predstavlja tip visoko razvijene privrede sa niskim stopama rasta društvenog proizvoda i fiksnih fondova. U tom smislu Velika Britanija je u pedesetim godinama slučaj dijametralno suprotan Izraelu. Prosečna stopa rasta društvenog proizvoda iznosi u tom periodu približno 3%, dok fiksni fondovi rastu po prosečnoj stopi od 3,4% godišnje. Naime, u ovakvom tipu privrede je zamena velika kako po apsolutnim vrednostima tako i relativno na bruto investicije. Stepen modernizacije fiksnih fondova je dakle osetno veći nego što to nagoveštava stopa rasta fiksnih fondova.

Interesantno je takodje da su strukturne promene, što se tiče četiri velika sektora, neznatne. Naime, niske stope rasta karakteristične su za sve te sektore pa su prema tome i razlike njihovih apsolutnih vrednosti male. Tako se struktura društvenog proizvoda u toj dekadi praktično nije promenila, industrija daje nešto manje od 1/2 ukupnog društvenog proizvoda, sektor ostalo+ oko 36%, saobraćaj oko 9% i poljoprivreda oko 6%. Karakteristično je nisko učešće poljoprivrede i visoko učešće sektora ostalo+, samo trgovina daje oko 15% ukupnog društvenog proizvoda.

Analiza proizvodnih koeficijenata je u slučaju Velike Britanije otežana čenjenicom da su podaci o fiksnim fondovima u poljoprivredi i rudarstvu (za ugalj) nepotpuni jer dole pomenuti izvor ne obuhvata i vrednost zgrada u tim slučajevima.

Definisanje agregata i izvor podataka

Ovo razmatranje proizvodnih koeficijenata za Veliku Britaniju bazira se na podacima o fiksnim fondovima i društvenom proizvodu za period 1949–1960. koji je u okviru Programa za rast publiciralo odeljenje za apliciranu ekonomiju Univerziteta u Cambridgu /**3** /. Nova vrednost fiksnih fondova za 31 agregat dobijena je kumuliranjem bruto investicija u stalnim cenama i odbijanjem kalkulativne zamene fiksnih fondova, prema metodi koju je primenio Ph. Redfern u / **4** /. Vrednost društvenog proizvoda dobijena je tako da je indeks proizvodnje množen sa vrednošću društvenog proizvoda u 1954. godini /**3**, str. 31 i prilozi/, tako da su proizvodni koeficijenti odnos društvenog proizvoda po cenama koštanja proizvodnih faktora (GNP at factor cost) i nove vrednosti fiksnih fondova, u oba slučaja upotrebljeni podaci predstavljaju vrednost u milionima funti po cenama 1954. godine.

Tabela V–1

PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENTI FIKSNIH FONDOVA ZA VELIKU BRITANIJU

(ukupno i po privrednim oblastima)

	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Trgovina
1949.	0,4787	0,4866	1,1575	0,1427	0,9283	1,7173	0,9340
1950.	0,4883	0,4992	1,1228	0,1465	0,9332	1,6612	0,9569
1951.	0,4840	0,5019	1,0752	0,1513	0,8897	1,5315	0,8924
1952.	0,4632	0,4657	1,0474	0,1510	0,8601	1,5075	0,8340
1953.	0,4706	0,4742	1,0199	0,1529	0,8653	1,5376	0,8476
1954.	0,4809	0,4852	0,9898	0,1534	0,8823	1,5494	0,8695
1955.	0,4811	0,4854	0,9308	0,1554	0,8710	1,4728	0,8648
1956.	0,4694	0,4641	0,9588	0,1569	0,8430	1,4718	0,8314
1957.	0,4604	0,4520	0,9822	0,1537	0,8213	1,4078	0,8151
1958.	0,4427	0,4249	0,9927	0,1485	0,8033	1,3569	0,7938
1969.	0,4546	0,4336	1,0415	0,1504	0,8304	1,4653	0,7968
1960.	0,4579	0,4457	1,0715	0,1538	0,7955	1,3369	0,7791

Kao što smo već napomenuli, ne postoje podaci o zgradama u poljoprivredi i rudnicima uglja, tako da će biti proizvodni koeficijenti u tim slučajevima precenjeni.

Pomenuti osnovni podaci agregirani su u četiri velika sektora, tako da bi klasifikacija što više odgovarala onoj za Jugoslaviju. Pošto ne postoje adekvatni podaci, za Veliku Britaniju je moguće ispitati samo odnose za agregat "privreda," a ne i za "ukupno". Agregat "privreda" kako kod fiksnih fondova tako i kod društvenog proizvoda obuhvata neke delatnosti koje se po zapadnoj klasifikaciji uzimaju u obzir kod kompilacije društvenog proizvoda, dok se kod nas klasificiraju u neproizvodne delatnosti. Sektori su formirani na sledeći način:

(1) industrija: obuhvata industriju prema britanskoj klasifikaciji (grupe 4 do 24 prema matrici društvenog računovodstva za Program za rast /**3**, str. 50/), rudarstvo (grupe 2 i 3, kod rudnika uglja nisu obuhvaćene zgrade) i proizvodnju plina i električne energije (grupe 26 i 27).

(2) poljoprivreda: obuhvata i šumarstvo i ribarstvo. Kod fiksnih fondova nisu obuhvaćene zgrade. Prema tome, proizvodni koeficijenti će biti precenjeni. Kako poljo privreda predstavlja u stvari veoma mali deo britanske privrede, ovo ne bi trebalo da ima većih reperkusija na celo razmatranje.

(3) saobraćaj: klasifikacije su u njemu slične.

(4) ostalo+: obuhvata gradjevinarstvo (grupa 25), trgovinu(grupa 30) i ostale usluge (grupa 31). Za prve dve grupe dati su rezultati i pojedinačno, kao za podsektore u slučaju Jugoslavije.

A. ANALIZA EMPIRIČKIH PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA

1. Dinamika prosečnog proizvodnog koeficijenta

Vrednosti prosečnih proizvodnih koeficijenata za Veliku Britaniju više su od odgovarajućih vrednosti za Jugoslaviju, pogotovu za privredu, poljoprivredu i saobraćaj. Sa druge strane, dok u slučaju Jugoslavije većina prosečnih proizvodnih koeficijenata raste u vremenu, ovde oni

Tabela V–2

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKANTNOST TRENDA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Velika Britanija, 1949–1960.

Privreda	-38^{++}
Industrija	-42^{++}
Poljoprivreda	-24
Saobraćaj	-30^{++}
Ostalo+	-50^{++}
Gradjevinarstvo	-52^{++}
Trgovina	-52^{++}

\+ Trend značajan na nivou 5%
++ Trend značajan na nivou 1%

opadaju. Opadajući trend proizvodnog koeficijenta je prema Kendallovom testu rangova značajan

u svim slučajevima osim saobraćaja i poljoprivrede. Saobraćaj pokazuje značajan rastući trend, dok poljoprivreda ne pokazuje neku stanovitu promenu proizvodnog koeficijenta u tom periodu. Naime, on prvo pada a na kraju perioda opet raste.

Tabela V -3

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI EMPIRIČKIH VREDNOSTI ZA 1949. I 1960. GODINU

Velika Britanija

	Indeks 1960/1949. P	K	p	Prosečna stopa rasta p u periodu 1949–1960. (u %)
Privreda	138	145	96	– 0,4
Industrija	147	160	92	– 0,8
Poljoprivreda	127	137	83	– 0,7
Saobraćaj	126	117	108	0,7
Ostalo+	133	155	86	– 1,4
Gradjevinarstvo	122	157	78	– 2,3
Trgovina	135	162	83	– 1,7

Iako je tendencija opadanja u većini slučajeva izrazita, apsolutne vrednosti prosečne stope rasta odnosno pada proizvodnih koeficijenata su dosta male. Naime, prosečne stope rasta kako fiksnih fondova tako i društvenog proizvoda su niske po sektorima kao i u globalu, pa su i njihove razlike nužno male.

2. Strukturne karakteristike

Razlike u sektorskim prosečnim proizvodnim koeficijentima su u Velikoj Britaniji veoma izrazite, tako da su te razlike značajne u svim slučajevima, bilo da se radi o Kruskal–Wallisovom, Kendallovom ili Wilcoxonovom testu. Najviše su vrednosti u poljoprivredi, a zatim za

Tabela V–4

RELATIVNI PROSEČNI PROIZVODNI KOEFICIJENTI ZA VELIKU BRITANIJU

	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Trgovina
1949.	1,00	1,02	2,42	0,30	1,94	3,59	1,95
1950.	1,00	1,02	2,30	0,30	1,91	3,40	1,96
1951.	1,00	1,04	2,22	0,31	1,84	3,16	1,84
1952.	1,00	1,01	2,26	0,33	1,86	3,25	1,80
1953.	1,00	1,01	2,17	0,32	1,84	3,27	1,80
1954.	1,00	1,01	2,06	0,32	1,83	3,22	1,81
1955.	1,00	1,01	1,93	0,32	1,81	3,06	1,80
1956.	1,00	0,99	2,04	0,33	1,80	3,14	1,77
1957.	1,00	0,98	2,13	0,33	1,78	3,06	1,77
1958.	1,00	0,96	2,24	0,34	1,81	3,07	1,79
1959.	1,00	0,95	2,29	0,33	1,83	3,22	1,75
1960.	1,00	0,97	2,34	0,34	1,74	2,92	1,70

sektor ostalo+, gde je relativni proizvodni koeficijent nešto manji od 2, vrednosti za industriju su približno jednake 1, dok su vrednosti za saobraćaj oko 1/3. Vrednosti za poljoprivredu nisu uporedive sa onima za ostale zemlje i zbog toga što su zbog neobuhvatanja zgrada očito precenjene. Medjutim, čak ako izostavimo poljoprivredu, relativne razlike su još uvek velike, tako su vrednosti za sektor ostalo+ oko 6 puta veće od onih za saobraćaj.

3. Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Mada su promene strukture fiksnih fondova kao i proizvodnih koeficijenata ovde relativno male, interesantno je uočiti da je efekat intersektorskih promena pozitivan, dok je efekat promena sektorskih proizvodnih koeficijenata negativan i približno dva puta veći od prvog. Zbog rasporeda prve i poslednje godine u odnosu na ostale pad standardiziranog indeksa je malo potcenjen.

Tabela V–5

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA OSNOVU VREDNOSTI ZA 1949. I 1960. GODINU

		Velika Britanija
Empirijske vrednosti	p_{oo}	0,4787
	p_{tt}	0,4579
	I_p	95,7
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,5056
	p_{to}	0,4355
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	105,6
	$I_{w(P)}$	105,1
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	91,0
	$I_{p(P)}$	90,6

B. ANALIZA INTERVALNIH I PROSEČNIH PROIZVODNIH KOEFICIJENATA FIKSNIH FONDOVA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Koeficijenti korelacije su u svim slučajevima signifikantni i visoki, nešto slabija je korelacija u poljoprivredi i saobraćaju gde postoji značajna autokorelacija odstupanja.

Opadanje prosečnog proizvodnog koeficijenta je značajno prema t–testu u svim slučajevima osim u navedena dva slučaja gde postoji značajna autokorelacija odstupanja. Kao što vidimo, jedino je u saobraćaju elasticitet proizvodnje u odnosu na fiksne fondove veći od jedinice, u svim ostalim slučajevima je elasticitet prosečnog proizvodnog koeficijenta negativan; vrednosti za poljoprivredu su iz navedenih razloga diskutabilne.

Tabela V–6

PROIZVODNA FUNKCIJA NA BAZI FIKSNIH FONDOVA ZA VELIKU BRITANIJU

Vremenska serija 1949–1960.

	Intervalni proizvodni koeficijent	Standardna greška	Slobodan član	Koeficijent korelacije	Durbin–Watson	Von Neumann kvocijent	Prosečni proizvodni koeficijent	
							Interval teoretskih vrednosti	Prosek za period
	a	SE_a	b	r_{PK}	d	vN	$p_{49}-p_{60}$	$\bar{p}$ 49–60
Privreda	0,3779	0,0229	2603,4	0,982	1,52	1,66	0,4858–0,4526	0,4681
Industrija	0,3257	0,0272	1951,8	0,967	1,46	1,59	0,5032–0,4367	0,4651
Poljoprivreda	0,5765	(0,1077)	343,3	0,861	0,53++	0,58++	1,1459–0,9327	1,0268
Saobraćaj	0,1778	(0,0229)	– 219,0	0,926	0,68++	0,74++	0,1498–0,1538	0,1514
Ostalo+	0,5729	0,0333	1635,2	0,984	1,76	1,92	0,9189–0,7957	0,8548
Gradjevinarstvo	0,8583	0,1001	377,9	0,938	2,33	2,55	1,6556–1,3676	1,4876
Trgovina	0,5353	0,0398	745,6	0,973	1,45	1,58	0,9257–0,7768	0,8441

I kod Velike Britanije se može videti da se u nizu godina odstupanja za pojedine sektore grupiraju iznad ili ispod nulte linije, tako da se može reći da su u tim slučajevima opšti faktori bili predominantni odnosno da su još pojačavali efekat specifičnih faktora.

Testiranje značajnosti razlika u nagibima sektorskih proizvodnih funkcija je ovde otežano kako zbog nehomogenosti varijansi tako i zbog nelinearnosti u poljoprivredi i saobraćaju. Ako se ipak formalno primeni F test, on pokazuje značajne razlike za četiri velika sektora, kao i za sve kombinacije tri sektora osim za vrednosti za industriju, poljoprivredu i saobraćaj kada se uzmu zajedno (ovaj rezultat se ne može prihvatiti jer je varijansa u industriji oko četrdeset puta veća od onih za poljoprivredu i saobraćaj). Iz istog razloga ni razlika izmedju vrednosti za industriju i saobraćaj nije značajna, dok se poljoprivreda zbog velike varijabilnosti značajno razlikuje samo od vrednosti za saobraćaj. Vrednost za poljoprivredu je i onako precenjena zbog obuhvata, tako da uporedjivanje te vrednosti sa ostalima gubi na značaju. Za ostale sektore se može smatrati da je vrednost za sektor ostalo+ značajno veća od one za industriju, a ova od vrednosti za saobraćaj (mada za ovo poslednje test ne pokazuje značajnu razliku zbog velike razlike u varijansama).

Analiza pojedinih proizvodnih funkcija

Proizvodna funkcija za privredu Velike Britanije pokazuje veliku pouzdanost, dok su numeričke vrednosti proizvodnih koeficijenata veoma blizu onima za industriju. Prosečni proizvodni koeficijent pokazuje značajnu tendenciju opadanja, ali je to opadanje umereno jer prosečni koeficijent opada po prosečnoj stopi od 0,7% godišnje.

Industrija je daleko najvažniji sektor britanske privrede, ona daje oko 1/2 ukupnog društvenog proizvoda i poseduje približno 1/2 privrednih fiksnih fondova. Ona je u stvari i najdinamičniji sektor britanske privrede, mada prosečne stope rasta fiksnih fondova od 4,4% i društvenog proizvoda od 3,0% (prema proizvodnoj funkciji) predstavljaju niske vrednosti kada se uporede sa odgovarajućim vrednostima za druge zemlje. Uticaj industrije je toliko predominantan da grafovi godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta u odnosu na fiksne fondove pokazuju (osim za 1960. godinu) istu sliku za privredu kao i za industriju. Prema proizvodnoj funkciji je prosečni proizvodni koeficijent opadao po prosečnoj stopi od 1,3% godišnje, njegov elasticitet u odnosu na fiksne fondove je negativan i po apsolutnoj vrednosti osetan još i na kraju perioda.

Rezultati za poljoprivredu su vrlo grube aproksimacije iz više razloga. Prvo pošto nisu poznati podaci o fiksnim fondovima za zgrade, proizvodni koeficijenti su precenjeni. Drugo, signifikantna autokorelacija odstupanja ukazuje na to da se tendencija asocijacije promenila u toku perioda. Ako pogledamo stvar pobliže, vidimo da postoje dva potperioda sa potpuno različitim ponašanjem proizvodnih koeficijenata. U periodu od 1949. do 1955. godine fiksni fondovi u poljoprivredi rastu jer se u tom periodu uprkos opadanju odnosno stagnaciji bruto investicije još uvek već e od zamene. U tom periodu je korelacija visoka, $r = 0,954$, dok je intervalni proizvodni koeficijent $a = 0,3579$ sa standardnom greškom $SE_a = 0,0505$, parametar $b = 487,7$ je signifikantno različiti od 0 ($t = \frac{b}{SE_b} = 13,5$), vrednosti $d = 1,27$ odnosno $vN = 1,49$ ne ukazuju na značajnu autokorelaciju odstupanja. Medjutim sa 1956. godinom zamena postaje veća od bruto investicija, ali se fiksni fondovi u tim godinama veoma malo menjaju, dok proizvodnja postepeno raste. U tom periodu korelacija

Graf VB–1

ODSTUPANJE GODIŠNJIH VREDNOSTI PROIZVODA OD VREDNOSTI NA BAZI PROIZVODNIH FUNKCIJA

(VELIKA BRITANIJA, 1949 – 1960.)

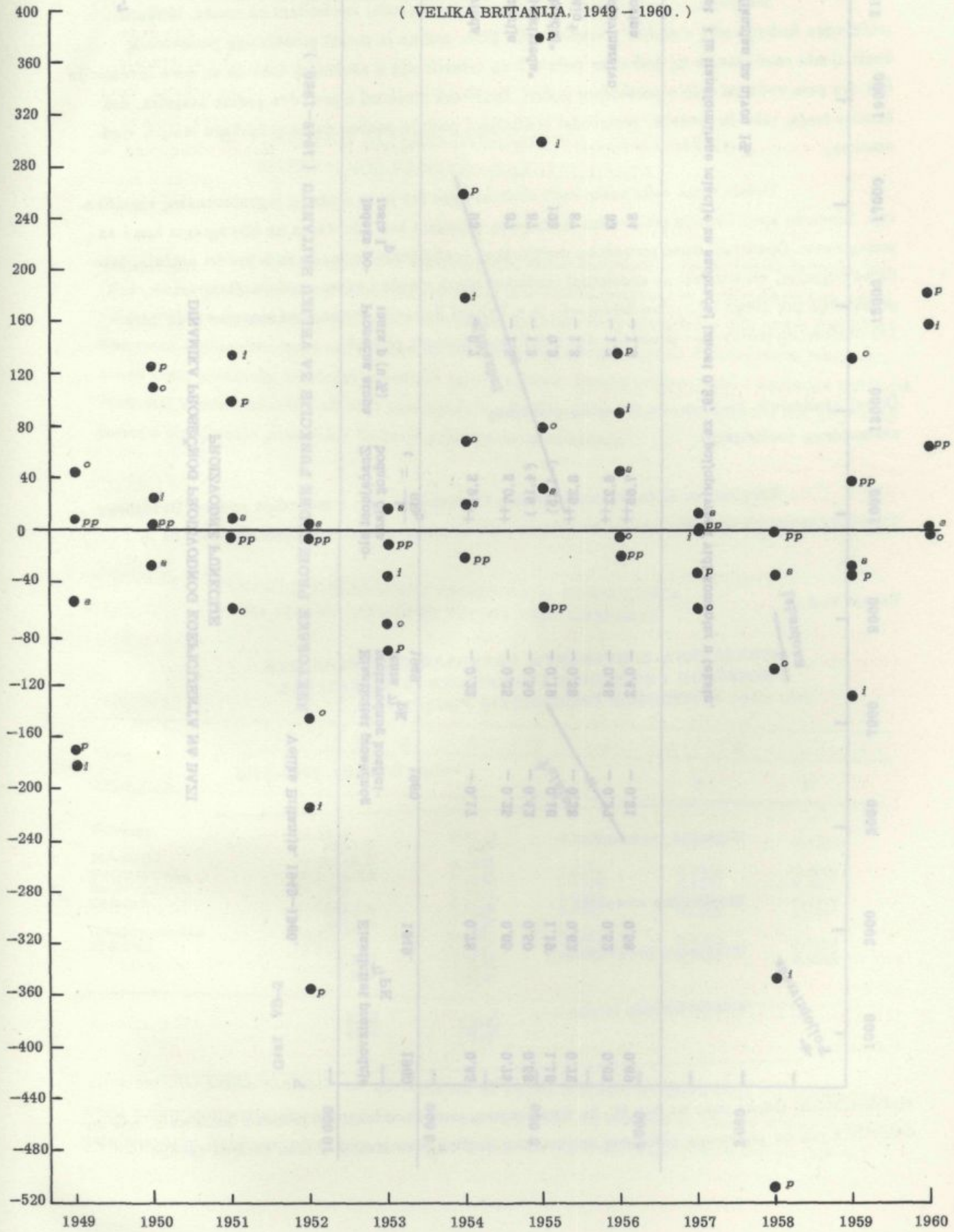


Tabela V–7

DINAMIKA PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI PROIZVODNE FUNKCIJE

Velika Britanija, 1949–1960.

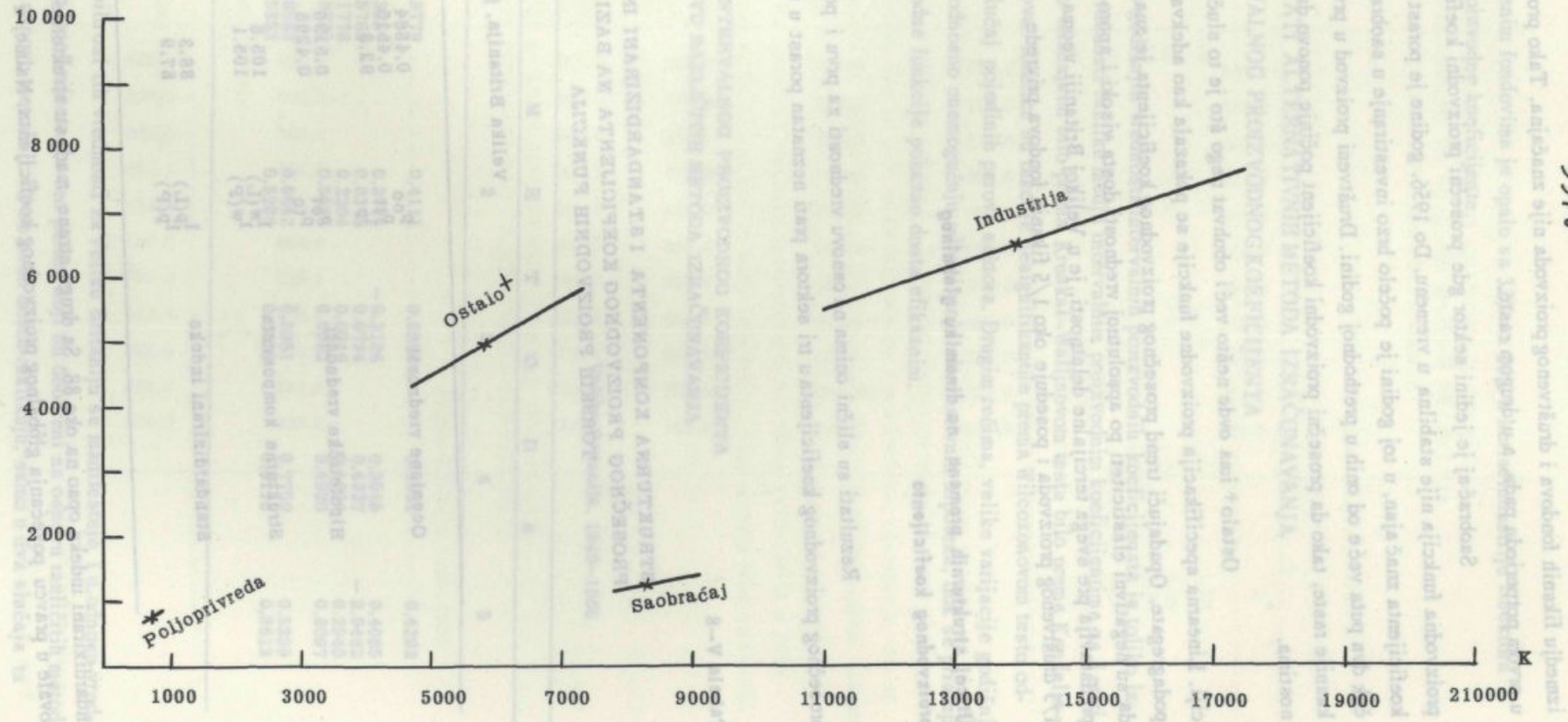
	Indeks porasta I_p	Prosečna stopa rasta p (u %)	Značajnost slobodnog člana $t = \frac{b}{SE_b}$	Elasticitet prosečnog proizvodnog koeficijenta η_{pK} 1949.	1960.	Elasticitet proizvodnje η_{PK} 1949.	1960.
Privreda	93	– 0,7	3,91++	– 0,22	– 0,17	0,78	0,83
Industrija	87	– 1,3	5,07++	– 0,35	– 0,25	0,65	0,75
Poljoprivreda*	87	– 1,3	(4,16)	– 0,50	– 0,42	0,50	0,58
Saobraćaj*	103	0,3	(–1,15)	– 0,19	0,16	1,19	1,16
Ostalo+	87	– 1,3	8,39++	– 0,38	– 0,28	0,62	0,72
Gradjevinarstvo	83	– 1,7	6,22++	– 0,48	– 0,37	0,52	0,63
Trgovina	84	– 1,6	7,66++	– 0,42	– 0,31	0,58	0,69

* Vrednost t iz transformirane relacije za saobraćaj iznosi 0,39; za poljoprivredu vidi komentar u tekstu.

++ Signifikantan na nivou 1%.

Graf VB–2

SEKTORSKE PROIZVODNE FUNKCIJE ZA VELIKU BRITANIJU (1949–1960.)



izmedju fiksnih fondova i društvenog proizvoda nije značajna. Tako prosečni proizvodni koeficijent u prvom potperiodu pada, a u drugom raste.

Saobraćaj je jedini sektor gde prosečni proizvodni koeficijent ne opada. Medjutim, proizvodna funkcija nije stabilna u vremenu. Do 1956. godine je porast prosečnogg proizvodnog koeficijenta značajan, u toj godini je počelo brzo investiranje u saobraćaj tako da su nove investicije čak dva puta veće od onih u prethodnoj godini. Društveni proizvod u prve dve godine stagnira, dok kasnije raste, tako da prosečni proizvodni koeficijent počinje ponovo da se približava ranijim vrednostima.

Ostalo+ ima ovde nešto veći obuhvat nego što je to slučaj u jugoslovenskoj klasifikaciji. Linearna specifikacija proizvodne funkcije se pokazala kao adekvatna za ceo agregat kao i za podagregate. Opadajući trend prosečnog proizvodnog koeficijenta je značajan u sva tri slučaja, tako da su negativni elasticiteti po apsolutnoj vrednosti dosta visoki i sporo opadaju. Ovaj sektor, koji predstavlja pre svega tercijalne delatnosti, je u Velikoj Britaniji veoma značajan, jer daje preko 1/3 društvenog proizvoda i poseduje oko 1/5 fiksnih fondova privrede.

Uticaj strukturnih promena na dinamiku globalnog proizvodnog koeficijenta

Rezultati su slični onima na osnovu vrednosti za prvu i poslednju godinu. Opadanje prosečnog proizvodnog koeficijenta u tri sektora prati neznatan porast u saobraćaju, tako da je

Tabela V–8

STRUKTURNA KOMPONENTA I STANDARDIZIRANI INDEKS PROSEČNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA BAZI SEKTORSKIH PROIZVODNIH FUNKCIJA

Velika Britanija, 1949–1960.

Ocenjene vrednosti	p_{oo}	0,4864
	p_{tt}	0,4515
	I_p	92,8
Hipotetičke vrednosti	p_{ot}	0,5136
	p_{to}	0,4295
Strukturna komponenta	$I_{w(L)}$	105,6
	$I_{w(P)}$	105,1
Standardizirani indeks	$I_{p(L)}$	88,3
	$I_{p(P)}$	87,9

standardizirani indeks opao na oko 88. Sa druge strane, mada su strukturne promene dosta male, one su delovale u pravcu povećanja globalnog proizvodnog koeficijenta. Naime, u toku perioda učešće

saobraćaju u privrednim fiksnim fondovima je opalo sa 32% na 26% u korist industrije i sektora ostalo+ koji imaju veće proizvodne koeficijente.

C. REZULTATI ALTERNATIVNIH METODA IZRAČUNAVANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Varijabilnost godišnjih vrednosti intervalnih proizvodnih koeficijenata je toliko izrazita da se na osnovu tih vrednosti razlike medju intervalnim proizvodnim koeficijentima za četiri velika sektora ne pokazuju značajnim bilo prema Kruskal–Wallisovom testu bilo prema Kendallovom testu saglasnosti rangova. Razlike su takodje nesignifikantne prema Wilcoxonovom testu odnosno testu predznaka za slučaj pojedinih parova sektora. Drugim rečima, velike varijacije godišnjih vrednosti veoma otežavaju odnosno onemogućuju odbacivanje alternativnih hipoteza, dok se pristup pomoću ocenjivanja proizvodne funkcije pokazao dosta efikasnim.

Tabela V–9

VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA NA OSNOVU RAZLIČITIH METODA IZRAČUNAVANJA

Velika Britanija, 1949–1960.

	M E T O D A				
	1	2	3	4	5
Privreda	0,3779	0,4111	0,0886	0,3934	0,4393
Industrija	0,3257	0,3774	−0,2104	0,3545	0,4085
Poljoprivreda	0,5765	0,8378	0,0734	0,4327	− 2,9462
Saobraćaj	0,1778	0,2204	0,0049	0,1694	0,2940
Ostalo+	0,5729	0,5553	0,0982	0,4920	0,6097
Gradjevinarstvo	0,8583	0,6642	3,5981	0,7759	0,5339
Trgovina	0,5353	0,5280	0,3085	0,5116	0,5612

Velika varijabilnost tih vrednosti za Veliku Britaniju se manifestuje i u odnosu vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta za ceo period koji su dobiveni na osnovu različitih metoda izračunavanja. Vrednosti na osnovu metoda 1 i 2 se ovde dosta razlikuju, samo u dva slučaja ta

Tabela V–11

GODIŠNJE VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA
ZA VELIKU BRITANIJU

	Privreda	Industrija	Poljoprivreda	Saobraćaj	Ostalo+	Gradjevinarstvo	Trgovina
1950.	0,866	0,849	0,469	0,655	1,120	0,000	1,683
1951.	0,343	0,567	0,372	0,602	–0,500	–2,000	–0,800
1952.	–0,150	–0,312	0,575	0,130	0,039	1,038	–0,436
1953.	0,728	0,689	0,441	0,397	1,024	2,208	1,188
1954.	0,870	0,788	0,258	0,232	1,442	1,895	1,463
1955.	0,487	0,490	–0,195	0,446	0,602	0,000	0,762
1956.	0,146	–0,003	1,880	0,298	0,291	1,452	0,165
1957.	0,231	0,195	–3,000	0,000	0,391	0,000	0,484
1958.	–0,014	–0,150	0,625	–0,056	0,410	0,000	0,333
1959.	0,785	0,633	–39,000	0,227	1,598	4,143	0,857
1960.	0,539	0,745	5,167	0,301	0,289	–2,864	0,473

Tabela V–10

RELATIVNI ODNOSI SUMA KVADRATA ODSTUPANJA EMPIRIČKIH VREDNOSTI OD OCENJENIH ZA POJEDINE METODE RAČUNANJA INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Velika Britanija, 1949–1960.

	M	E	T	O	D	A
	1	2	3	4	5	
Privreda	1,00	1,21	41,99	1,21	1,95	
Industrija	1,00	1,38	102,91	1,39	2,06	
Poljoprivreda	1,00	4,67	7,52	1,51	507,80	
Saobraćaj	1,00	2,75	22,63	5,25	3,57	
Ostalo+	1,00	1,12	38,76	1,84	2,09	
Gradjevinarstvo	1,00	1,47	196,54	1,53	2,23	
Trgovina	1,00	1,07	6,87	1,04	1,43	

razlika iznosi manje od 10% vrednosti koeficijenta. Takodje, u drugim slučajevima izrazita tendencija da su ocene po metodi 4 manje od onih po metodi 1 i 2, odnosno ocene po metodi 5 veće od njih, ovde se ispoljava samo u tri slučaja. Što se tiče relativnih odnosa suma kvadrata odstupanja, oni se za metode 2 i 4 u većini slučajeva za Veliku Britaniju mogu smatrati zadovoljavajuće niskim, dok se metoda 5 pokazala kao slabija. Pogotovo je interesantno uočiti veliko odstupanje za poljoprivredu, koje je rezultat vanredno visoke apsolutne vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta u 1959. godini. Ovo je jedan dalji primer do kakvih anomalija može doći kod primene metode proste aritmetičke sredine godišnjih vrednosti.

Tabela V–12

VREDNOSTI S ZA SIGNIFIKATNOST TRENDA GODIŠNJIH VREDNOSTI INTERVALNOG PROIZVODNOG KOEFICIJENTA

Velika Britanija, 1950–1960.

Privreda	– 5
Industrija	– 7
Poljoprivreda	– 3
Saobraćaj	– 23+
Ostalo+	3
Gradjevinarstvo	– 7
Trgovina	– 3

+ Trend značajan na nivou 5%

Rezultati testiranja značajnosti trenda godišnjih vrednosti intervalnog proizvodnog koeficijenta ne protivureče linearnoj specifikaciji proizvodnih funkcija. Jedino je opadanje tih vrednosti u saobraćaju jedva značajno, ovu nam je informaciju pružilo već i ispitivanje proizvodne funkcije.

II PRILOZI UZ GLAVE V i VIII

1. Prevodjenje društvenog proizvoda na stalne cene 1956. godine

Savezni zavod za statistiku publikuje društveni proizvod za privredne oblasti po republikama u stalnim cenama 1960. godine. Da bi se uspostavila uporedivost sa ocenama fiksnih fondova, ove su serije prevedene na stalne cene 1956. godine pomoću implicitnih indeksa cena. Naime, vrednosti društvenog proizvoda za pojedine delatnosti su deflacionirane pomoću odnosa vrednosti za 1956. godinu u cenama 1956. i 1960. godine. Pošto je primenjena pomenuta procedura posebno na svaku oblast po pojedinim republikama, a iz ovako preračunatih vrednosti se onda vrednosti agregiraju u ovde definisane sektore, zbir takvih vrednosti nije zbog preračunavanja i zaokruživanja jednak vrednosti za global koja je deflacionirana sopstvenim deflatorom.

Tabela V-1

Investicije u toku kao % nove vrednosti fiksnih fondova

	Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
			Krajem 1952. godine				
Privreda	4,6	3,5	2,9	4,1	10,7	6,4	10,0
Industrija	14,3	12,2	7,3	11,8	27,1	28,2	46,4
Poljoprivreda	0,6	0,8	0,4	0,3	0,3	0,4	3,2
Saobraćaj	1,3	0,6	2,0	0,1	3,0	0,9	1,3
Ostalo+	1,2	1,2	1,1	1,2	1,3	1,4	2,2
			Krajem 1962. godine				
Privreda	5,1	5,9	4,1	3,1	4,7	7,7	16,0
Industrija	9,4	12,7	7,0	4,5	6,8	17,9	23,9
Poljoprivreda	2,4	2,3	2,1	4,1	1,6	2,2	3,2
Saobraćaj	2,8	2,3	2,9	1,1	3,3	1,6	15,1
Ostalo+	3,6	4,8	3,3	3,5	2,6	2,4	1,3

Izvor: Izračunato na osnovu podataka koje mi je iz još neobjavljenog rada ljubazno ustupio dr Ivo Vinski

Tabela V-2

Sektorska struktura privrede (po republikama)

Nova vrednost fiksnih fondova

	Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovennija	BiH	Makedonija	Crna Gora
			1952.				
Industrija	24,9	22,1	23,3	31,6	30,2	17,9	13,8
Poljoprivreda	27,6	37,3	25,0	18,1	20,3	27,8	24,8
Saobraćaj	39,7	34,2	43,8	42,9	39,2	42,9	46,5
Ostalo+	7,8	6,4	7,9	7,4	10,3	11,4	14,9
			Prosek za period				
Industrija	32,2	28,1	28,4	37,2	44,2	29,4	31,9
Poljoprivreda	25,0	34,6	22,9	17,1	16,0	26,4	16,6
Saobraćaj	35,2	30,7	40,8	38,0	31,4	33,9	40,1
Ostalo+	7,6	6,6	7,9	7,7	8,4	10,3	11,4
			1962.				
Industrija	35,5	31,6	31,3	39,4	48,8	33,9	40,2
Poljoprivreda	24,0	33,2	21,6	17,0	14,7	26,5	13,0
Saobraćaj	32,5	28,2	38,8	35,0	28,3	29,5	37,2
Ostalo+	8,0	7,0	8,3	8,6	8,2	10,1	9,6

Tabela V-3

Sektorski prosečni proizvodni koeficijenti (po republikama)

Prema proizvodnim funkcijama

	Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	Bosna i Herceg.	Makedonija	Crna Gora
			1952.				
Industrija	0,2940	0,2840	0,3352	0,3305	0,2134	0,3689	0,2598*
Poljoprivreda	0,3474	0,3666	0,3065	0,2392	0,4290	0,5384	0,3411
Saobraćaj	0,0386	0,0421	0,0443	0,0278	0,0366	0,0404	0,0116
Ostalo+	0,6632	0,8328	0,6268	0,6047	0,5671	0,5700	0,5817
			Prosečno za period				
Industrija	0,4017	0,4107	0,4467	0,4468	0,3073	0,3939	0,2034
Poljoprivreda	0,3570	0,3739	0,3257	0,2476	0,4561	0,4765	0,3487
Saobraćaj	0,0555	0,0586	0,0603	0,0406	0,0607	0,0502	0,0457
Ostalo+	0,7120	0,8994	0,6727	0,6744	0,5594	0,5824	0,5308
			1962.				
Industrija	0,4496	0,4783	0,5065	0,5060	0,3323	0,4007	0,2480*
Poljoprivreda	0,3681	0,3828	0,3467	0,2572	0,4880	0,4294	0,3585
Saobraćaj	0,0743	0,0798	0,0767	0,0569	0,0823	0,0625	0,0677
Ostalo	0,7606	0,9678	0,7181	0,7386	0,5512	0,5935	0,4926

* Na bazi funkcija za potperiode

Tabela V-4

Razlike u strukturi i sektorskim prosečnim proizvodnim koeficijentima izmedju pojedinih republika i Jugoslavije u celini za 1952. i 1962.

Na bazi empiričkih vrednosti

	p_{jj}	I_j	p_{Jj}	p_{jJ}	$I_{w(J)}$	$I_{w(j)}$	$I_{p(J)}$	$I_{p(j)}$
				1952.				
Srbija	0,2338	103,9	0,2294	0,2303	101,9	101,6	102,3	101,9
Hrvatska	0,2107	93,6	0,2146	0,2207	95,3	95,5	98,0	98,2
Slovenija	0,2089	92,8	0,2223	0,2063	98,8	101,3	91,6	93,9
BiH	0,2444	108,5	0,2405	0,2359	106,8	103,6	104,8	101,6
Makedonija	0,2673	118,8	0,2257	0,2775	100,2	96,3	123,3	118,5
Crna Gora	0,1992	88,5	0,2268	0,2019	100,7	98,7	89,7	87,9
P_{JJ} = 0,2251								
				1962.				
Srbija	0,3456	107,8	0,3235	0,3433	100,9	100,7	107,1	106,8
Hrvatska	0,3113	97,1	0,3007	0,3333	93,8	93,4	103,9	103,5
Slovenija	0,3263	101,8	0,3207	0,3166	100,0	103,1	98,7	101,8
BiH	0,3008	93,8	0,3475	0,2955	108,3	101,8	92,1	86,6
Makedonija	0,3122	97,4	0,3351	0,2978	104,5	104,9	92,8	93,2
Crna Gora	0,2127	66,3	0,3200	0,2226	99,8	95,6	69,4	66,5
P_{JJ} = 0,3207								

Tabela V-5

Struktura ukupnih fiksnih fondova za Jugoslaviju

Stalne cene 1953. godine

	1910	1919	1929	1939	1953	1958
Ukupni fiksni fondovi	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Proizvodni fiksni fondovi	52,8	51,3	52,2	53,6	58,5	61,9
1. Industrija, rudarstvo i električna energija	4,0	4,1	6,2	8,1	17,1	21,5
2. Poljoprivreda	19,1	18,0	18,8	18,2	14,8	14,8
3. Saobraćaj i veze	25,8	25,5	23,2	23,3	22,2	21,1
4. Ostalo	3,9	3,7	4,0	4,0	4,4	4,5
Neproizvodni fiksni fondovi	47,2	48,7	47,8	46,4	41,5	38,1
1. Stambene zgrade	39,6	40,8	39,8	38,1	33,0	29,9
2. Ostalo	7,6	7,9	8,0	8,3	8,5	8,2

Izvor: /6, tabela XVIII/.

Tabela V-6

Učešće novih investicija u društvenom proizvodu republika
(prosečno za period)

Period 1952-1962

	Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
Ukupno	0,2243	0,2142	0,2109	0,1956	0,2633	0,2647	0,5447
Privreda	0,1595	0,1494	0,1494	0,1337	0,1962	0,1920	0,4343

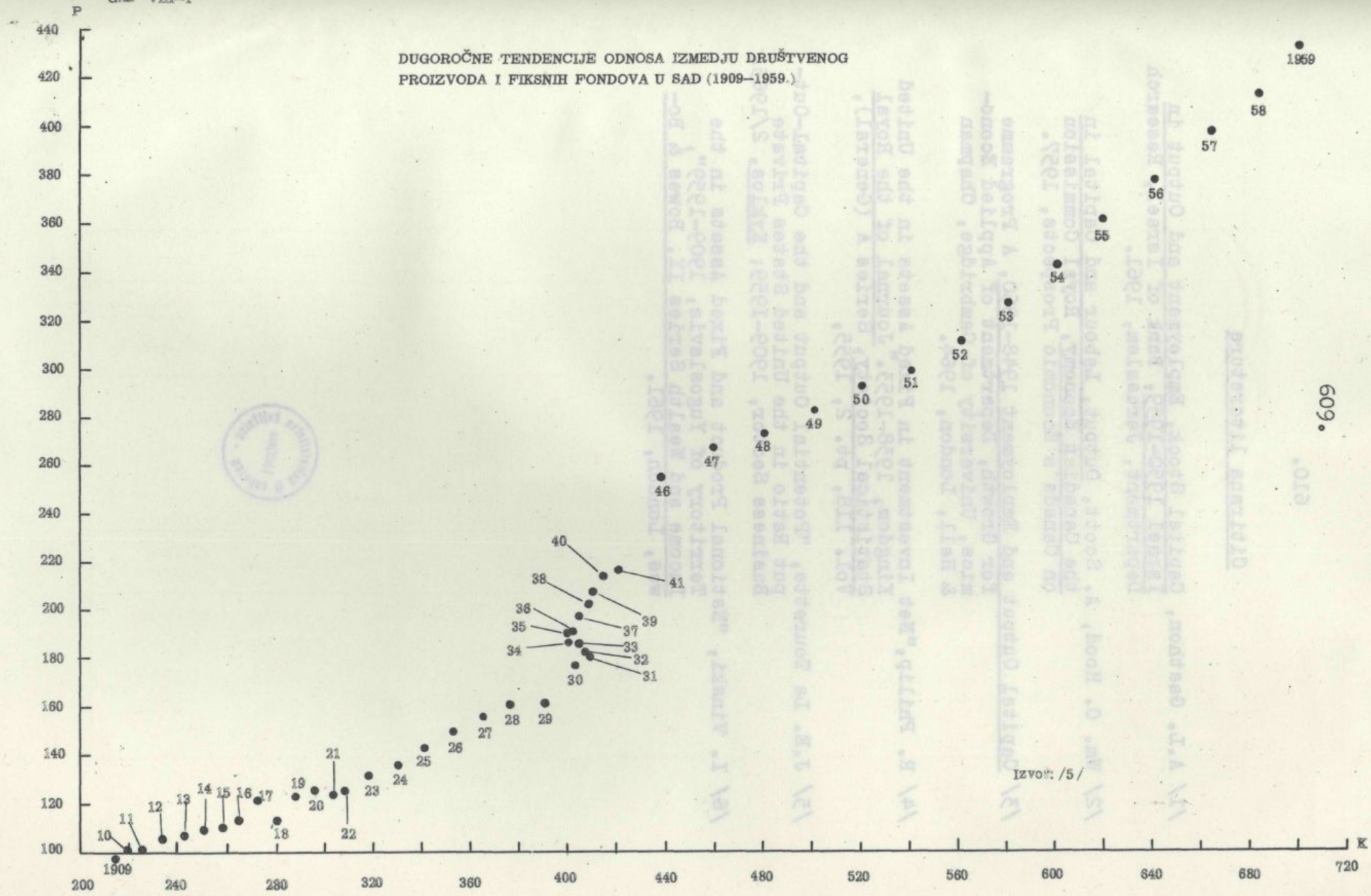
Tabela V-7

Učešće novih investicija sektora u novim investicijama privrede

Period 1952-1962.

	Jugoslavija	Srbija	Hrvatska	Slovenija	BiH	Makedonija	Crna Gora
Industrija	0,5176	0,4612	0,4514	0,5485	0,7055	0,5034	0,5647
Poljoprivreda	0,1851	0,2695	0,1577	0,1484	0,0822	0,2519	0,0578
Saobraćaj	0,2147	0,1894	0,3007	0,1935	0,1542	0,1583	0,3151
Ostalo+	0,0826	0,0799	0,0902	0,1096	0,0581	0,0864	0,0624

Graf VIII–1



DUGOROČNE TENDENCIJE ODNOSA IZMEDJU DRUŠTVENOG PROIZVODA I FIKSNIH FONDOVA U SAD (1909–1959.)

Izvor: /5/

NARODNA IN UNIVERZITETNA KNJIŽNICA
COBISS 1042200
00000439180

Citirana literatura

/1/ A.L. Gaathon, Capital Stock, Employment and Output in Israel 1950-1959, Bank of Israel, Research Department, Jerusalem, 1961.

/2/ Wm. C. Hood, A. Scott, Output, Labour and Capital in the Canadian Economy, Royal Commission on Canada's Economic Prospects, 1957.

/3/ Capital Output and Employment 1948-1960, A Programme for Growth, Department of Applied Economics, University of Cambridge, Chapman & Hall, London, 1964.

/4/ R. Philip,"Net Investment in Fixed Assets in the United Kingdom, 1938-1953." Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General), Vol. 118, pt. 2, 1955.

/5/ J.E. La Tourette, "Potential Output and the Capital-Output Ratio in the United States Private Business Sector, 1909-1959; Kyklos, 2/1965.

/6/ I. Vinski, "National Product and Fixed Assets in the Territory of Yugoslavia, 1909-1959", Income and Wealth Series IX, Bowes & Bowes, London, 1961.

Narodna in univerzitetna knjižnica - Ljubljana