

Boris Gramc, asist.

Univerza v Ljubljani

Fakulteta za upravo

TEORIJA IN EMPIRIJA REALNE KONVERGENCE

Theory and empirical evidence of real convergence

Uvod

Pojem ekonomska konvergenca predstavlja zблиževanje ekonomskih spremenljivk med skupinami držav ali regij. Obstajata nominalna in realna konvergenca. Medtem ko nominalna konvergenca pomeni zmanjševanje razlik v makroekonomskih parametrih, kot so inflacija, obrestna mera, proračunski primanjkljaj in gibanje tečaja, pa realna konvergenca predstavlja poenotenje gospodarskih in socialnih razmer med skupinami gospodarstev, v praksi pa se pogosto ugotavlja s prisotnostjo zmanjševanja razlik v brezposelnosti in življenjskem standardu (blaginji). V članku bo obravnavana izključno realna konvergenca, merjena predvsem kot zmanjševanje razlik v gospodarski razvitosti. Gospodarska razvitost države bo ocenjevana s kazalcem bruto domačega proizvoda (BDP) na prebivalca, popravljenega za pariteto kupne moči.

Članek povezuje teorijo in empirijo realne konvergenca med državami in regijami. Teorije, ki pojasnjujejo gospodarsko rast, so razdeljene v dve veliki skupini: teorije eksogene rasti in teorije endogene rasti. Prva skupina teorij pokaže, da je konvergenca med državami v času možna, druga skupina pa predvideva konvergenco le pod določenimi pogoji. V prvih štirih poglavjih bodo tako predstavljene osnovne teorije in njihove dopolnitve: v prvih dveh bo izpeljan in analiziran Solow–Swanov ali tudi neoklasični model rasti, predvsem v luči konvergenca, v tretjem in četrtem poglavju pa bodo pojasnjeni osnovni modeli endogene rasti, tudi z vključitvijo difuzije tehnologije, ki naj bi povzročala konvergenco v teh modelih. Peto poglavje podaja pregled empiričnih študij hipoteze o konvergenci. Izmed množice študij, ki v zadnjem času proučujejo konvergenco, so izbrane najpomembnejše in najvidnejše študije na svetovnem nivoju. Pregled študij si sledi v kronološkem zaporedju z namenom, da bi ugotovili morebitne občutne razlike in dopolnitve pri novjših študijah. Pregled je dopolnjen s posebnim poglavjem o realni konvergenci na ravni EU, vendar te študije še ne zajamejo s 1. majem 2004 vključenih držav.

1 Solow-Swanov model gospodarske rasti

Osrednji model, ki se uporablja pri proučevanju gospodarske rasti, je neoklasični model, katerega utemeljitelj sta R. M. Solow (1956) in T. W. Swan (1956).¹ V njegovi osnovni različici obstajata dva proizvodna dejavnika – delo (L) in kapital (K). Proizvodna funkcija ima v splošnem obliko

$$Y(t) = F[K(t), L(t), A(t)] \quad (1)$$

pri čemer je Y bruto domači proizvod, A indeks tehnologije, t pa označuje čas kot zvezno spremenljivko. A in L vstopata v funkcijo multiplikativno (produkt AL predstavlja efektivno delo; takšen način upoštevanja tehnološkega napredka v proizvodni funkciji je znan kot Harrodov nevtralni napredek (D. Romer 2001)). Proizvodna tehnologija je samo ena, output pa je homogena dobrina, ki jo lahko

Izvleček

UDK: 330.341:330.43

Članek v začetku predstavi dva osnovna modela, ki ju ekonomisti praviloma uporabljajo pri študiju gospodarske rasti in realne konvergenca. Prvi je Solow-Swanov model in drugi model AK. Medtem ko Solow-Swanov model pokaže, da obstaja možnost realne konvergenca med državami, in pojasni razloge, zakaj nekatere države rastejo hitreje od drugih, model AK konvergenca ne predvideva. V drugem delu članka je nanizan pregled osnovne literature in najpomembnejših člankov, ki obravnavajo realno konvergenca. Pregled kronološko podaja empirične teste, narejene na različnih vzorcih svetovnih držav. Večina člankov dokaže, da konvergenca med državami v neki obliki obstaja, to pa pomeni, da revnejše države znotraj konvergenčnih klubov vsaj na dolgi rok dohitavajo bogatejše države.

Ključne besede: gospodarska rast, konvergenca, modeli, empirični testi

Abstract

UDC: 330.341:330.43

The article firstly explores two basic models that economists have usually used to study economic growth and real convergence issues. The first is the Solow-Swan growth model and the second is the AK-model. The Solow-Swan growth model shows that there exists a possibility of real convergence among countries and explains the reasons that one country grows faster than the other. The AK-model, on the other hand, shows that real convergence is not expected. The second part of the article is a survey of the literature and the most important empirical articles on real convergence issues. The survey chronologically presents empirical tests done by using different samples of countries all over the world. Most of the articles show that there exists some kind of convergence among countries, which means that poor countries are catching up with rich countries in the long run.

Key words: economic growth, convergence, models, empirical tests.

JEL: O47

¹ Od tod tudi njegovo ime Solow-Swanov model.

potrošimo ($C(t)$) ali investiramo ($I(t)$) in tako ustvarimo dodatne enote fizičnega kapitala $K(t)$.²

Proizvodna funkcija ima konstantne donose obsega, kar pomeni $F(qK, qAL) = qF(K, AL)$, za vsak $q \geq 0$. Pri tem je lastnost konstantnih donosov značilna le za celotno gospodarstvo, torej za agregatno proizvodno funkcijo, donosi na podjetniški ravni pa so lahko padajoči.

Iz predpostavke o konstantnih donosih obsega pri upoštevanju $q = 1/AL$ dobimo enakost

$$F\left(\frac{K}{AL}, 1\right) = \frac{1}{AL} F(K, AL) \quad (2)$$

$\frac{K}{AL}$ je količina kapitala na enoto učinkovitega dela in $\frac{F(K, AL)}{AL}$ proizvod na enoto učinkovitega dela. Naj bosta

$$k = \frac{K}{AL} \text{ in } y = \frac{Y}{AL} \text{ ter } f(k) = F(k, 1). \text{ Potem je}$$

$$y = f(k) \quad (3)$$

Proizvod na enoto učinkovitega dela je torej mogoče zapisati kot funkcijo kapitala na enoto učinkovitega dela, pri čemer $f(k)$ zadošča pogojem $f(0) = 0, f'(0) > 0$ in $f''(0) < 0$. To pomeni, da je mejni proizvod kapitala pozitiven, vendar padajoč.

Stopnji rasti dela (n) in tehnološkega napredka (g) sta v modelu dani eksogeno in sta konstantni, količina dela in tehnologija pa rastejo zato eksponentno.

Ustvarjen proizvod se lahko uporabi bodisi za potrošnjo bodisi za investiranje, ki je enako varčevanju ($S=I$). Stopnja varčevanja (s) je dana eksogeno in je konstantna. Obstoječi kapital se amortizira po stopnji d . Gibanje količine kapitala je tako mogoče zapisati kot

$$\dot{K}(t) = sY(t) - \delta K(t) \quad (4)$$

Ker je $k \equiv K/AL$, je mogoče spreminjanje kapitala na enoto učinkovitega dela v času dobiti s pomočjo posrednega odvajanja (podrobnejša izpeljava v D. Romer (2001)). Dinamična enačba neoklasičnega modela je naslednja:

$$\dot{k}(t) = sf(k(t)) - (n + g + \delta)k(t) \quad (5)$$

Iz enačbe (5) je razvidno, da je gibanje kapitala na enoto učinkovitega dela odvisno od razlike med dejanskimi investicijami na enoto učinkovitega dela in nadomestitvenimi investicijami, ki zagotavljajo ohranjanje k na enaki ravni in so potrebne zaradi amortizacije kapitala (δ) ter povečevanja obsega učinkovitega dela ($n + g$).

Pri $k < k^*$ (gl. sliko 1) se krivulja dejanskih investicij, ki ima zaradi lastnosti proizvodne funkcije $f(k)$ konkavno obliko, nahaja nad premico nadomestitvenih investicij z naklonom ($n + g + \delta$); k^* je pri tem kapital na enoto učinkovitega dela v točki, kjer so dejanske investicije enake nadomestitvenim. Skladno z enačbo (5) vrednost k v tem območju narašča ($\dot{k}(t) > 0$). Pri $k > k^*$ se zgodi ravno nasprotno, saj dejanske investicije niso zadostne za ohranitev ravni k ($\dot{k}(t) < 0$). Sistem tako teži k vrednosti k^* , to je vrednosti, kjer je sistem v ustaljenem stanju (angl. steady-state), saj se vrednost kapitala na učinkovito delo ne spreminja.

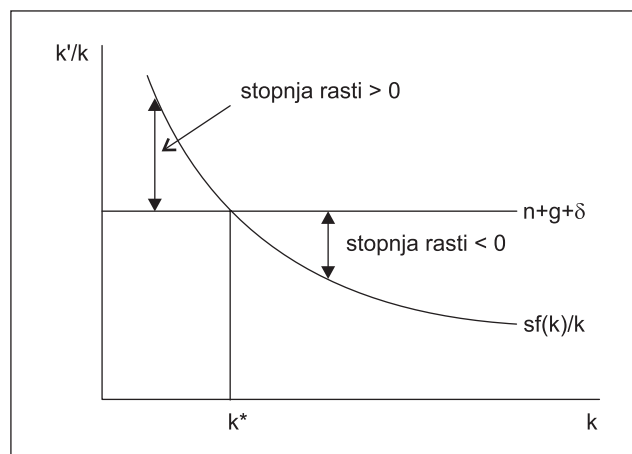
2 Absolutna in pogojna konvergenca v neoklasičnem modelu

V prejšnjem poglavju je bila predstavljena ugotovitev, da v neoklasičnem modelu gospodarske rasti gospodarstva konvergirajo k ustaljenemu stanju. Za ugotovitev stopnje rasti, s katero se k približuje k^* , je treba enačbo (5) deliti s k . Dobljeni rezultat je naslednji:

$$\gamma_k \equiv \dot{k}(t)/k(t) = sf(k(t))/k(t) - (n + g + \delta) \quad (6)$$

pove pa, da je stopnja rasti k enaka razliki med dvema členoma, kar je grafično prikazano na sliki 1.

Slika 1: Stopnja rasti k



Vir: Barro in Sala-i-Martin (1995).

Na sliki 1 stopnja rasti kapitala na enoto učinkovitega dela, s katero se k približuje k^* , predstavlja vertikalna razdalja med krivuljo $sf(k(t))/k(t)$ in konstanto ($n + g + \delta$).

Vzemimo za primer dve gospodarstvi s podobno strukturo, kar pomeni, da imata enake velikosti parametrov s, n, g in δ in enako proizvodno funkcijo. Posledično bosta imeli gospodarstvi enako ustaljeno stanje k^* in $y^* = f(k^*)$. Če se gospodarstvi razlikujeta zgolj v začetni količini kapitala na enoto učinkovitega dela, bo skladno z neoklasičnim modelom gospodarske rasti država z nižjim k imela višjo stopnjo rasti γ_k . Ob predpostavki enake tehnologije (A) bo tako država z nižjim začetnim razmerjem med kapitalom in delom (K/L) dosegala višjo rast k , kar bo v končni fazi pripeljalo do izenačitve razmerja K/L med državama.

Hipoteza, po kateri revnejša gospodarstva rastejo hitreje od bogatih (merjeno s proizvodom na enoto učinkovitega

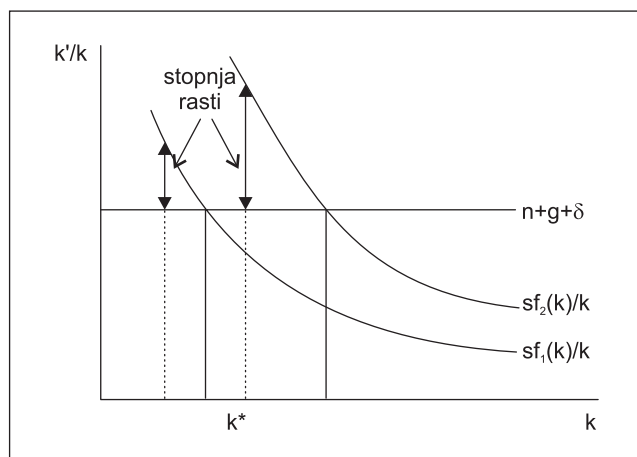
² $Y = C + I$.

³ $\dot{K}(t) = \frac{dK(t)}{dt}$.

dela), je v literaturi znana kot hipoteza absolutne konvergence (Barro in Sala-i-Martin 1995, 26). Absolutna (včasih se uporablja tudi izraz nepogojna) konvergenca predpostavlja enaka ustaljena stanja med gospodarstvi, kar pomeni, da začetne razlike v dohodkih izhajajo iz razlik v višini kapitala na enoto učinkovnega dela, ki pa bodo izginile, ko bodo gospodarstva dosegla ustaljeno stanje.

Če predpostavimo možnost različnih ustaljenih stanj med gospodarstvi, pa lahko govorimo o pogojni konvergenci. V tem primeru bo konvergenca prisotna le med gospodarstvi z enakimi vrednostmi parametrov, ki določajo ustaljeno stanje.

Slika 2: Pogojna konvergenca



Vir: Barro in Sala-i-Martin (1995).

Na sliki 2 sta predstavljeni dve gospodarstvi, ki se razlikujeta tako v višini začetnega kapitala na enoto učinkovnega dela kot v stopnji varčevanja. Zaradi različnih stopenj varčevanja bosta imeli gospodarstvi različni ustaljeni stanja (empirični podatki kažejo, da imajo države z nižjim BDP per capita resnično nižjo stopnjo varčevanja). Zaradi tega ni nujno, da bo gospodarstvo z nižjim začetnim k raslo hitreje, temveč bo rast k odvisna od specifičnega ustaljenega stanja posameznega gospodarstva. Z drugimi besedami, bogatejše gospodarstvo (gospodarstvo 2 na sliki 2) lahko raste hitreje od revnejšega (gospodarstvo 1), če se njuni ustaljeni stanja razlikujeta.

V primeru empiričnega proučevanja konvergence med državami oziroma regijami pogojno konvergenca predstavlja negativni regresijski koeficient med pojasnjevalno spremenljivko, ki je začetni BDP, in odvisno spremenljivko, ki je rast BDP, pri čemer v regresijski enačbi nastopajo še druge pojasnjevalne spremenljivke. To pomeni, da višji začetni BDP ob nespremenjenih drugih pojasnjevalnih spremenljivkah povzroči manjšo gospodarsko rast v proučevanem obdobju. O absolutni konvergenci pa lahko govorimo, kadar je regresijski koeficient pri pojasnjevalni spremenljivki začetnega BDP negativen v primeru univariantne regresije.

Ko proučujemo obstoj konvergence med državami, ni pomembno zgolj, ali je konvergenca prisotna, temveč tudi, s kakšno hitrostjo se izenačujejo dohodki na prebivalca med državami in kako hitro se gospodarstva približujejo svojemu ustaljenemu stanju.

S pomočjo približka, dobljenega iz Taylorjeve vrste, lahko ocenimo obnašanje količine kapitala na enoto učinkovnega dela v okolici $k = k^*$. Hitrost zmanjševanja razlike med k in k^* , ki je približno konstantna, označimo z λ in dobimo:

$$\lambda \equiv - \left. \frac{\partial \dot{k}(k)}{\partial k} \right|_{k=k^*} = [1 - \alpha_K(k^*)](n + g + \delta);$$

$$\alpha_K(k^*) = \frac{k^* f'(k^*)}{f(k^*)} \quad (7)$$

Iz rezultata (7) je razvidno, da je hitrost približevanja ustaljenemu stanju odvisna od velikosti parametrov n , g in δ ter od α_K , ki predstavlja elastičnost funkcije $y = f(k)$ pri $k = k^*$. Empirični podatki kažejo, da naj bi bila vrednost α_K približno enaka eni tretjini. Člen $(n + g + \delta)$ naj bi znašal približno 6 % letno (pretežen del te rasti je posledica amortizacije, nekaj tudi zaradi izboljšanja tehnologije, rast prebivalstva pa prispeva praviloma malo). Tako znaša ocena za vrednost λ približno 4 %. Hitrost konvergence, ki jo napoveduje neoklasični model, je torej precej nizka. Pri 4-odstotnem letnem zniževanju razlike med k in k^* bi bilo namreč potrebnih približno 18 let, da bi se ta razlika prepolovila (Romer 2001).

3 Modeli endogene gospodarske rasti

Ena izmed pglavitnih slabosti neoklasičnega modela gospodarske rasti je pojasnjevanje dolgoročne rasti per capita z eksogeno določenim elementom tehnološkega napredka (g). Zaradi te pomanjkljivosti so se v osemdesetih letih prejšnjega stoletja pojavili poskusi endogenizacije tehnologije v modele gospodarske rasti. Eden izmed začetnikov teorije endogene rasti je P. M. Romer (1986), ki je dokazal obstoj ravnotežja v konkurenčnih razmerah tudi v primeru naraščajočih donosov obsega.⁵ P. Romer tako zavrne predpostavko padajočih donosov kapitala per capita in postavi model, v katerem ne pride do konvergence na ravneh proizvoda per capita med državami.

Eden izmed preprostejših modelov endogene rasti je tako imenovani model AK, ki sloni na predpostavki konstantne in eksogeno določene stopnje varčevanja (s) ter na nespremenljivi ravni tehnologije (A). Namesto padajočih donosov kapitala so predpostavljeni konstantni (Barro in Sala-i-Martin 1995, 39). Osnovna proizvodna funkcija ima naslednjo obliko:

$$Y(t) = AK(t) \quad (8)$$

pri čemer je A (raven tehnologije) pozitivna konstanta, oziroma zapisano v obliki proizvoda per capita ($y \equiv Y/L$ in $k \equiv K/L$):

$$f(k) = y = Ak \quad (9)$$

V modelu AK sta y in k opredeljena drugače kot v neoklasičnem (Solow-Swanovem) modelu, saj se raven

⁴ Podrobnejša izpeljava v D. Romer (2001).

⁵ To ravnotežje sicer ni Pareto optimalno.

tehnologije (A) ne spreminja. Stopnja rasti k je zaradi tega enaka (podrobnejša izpeljava v Sala-i-Martin (1995))

$$\gamma_k \equiv sf(k)/k - (n + \delta) \quad (10)$$

Če upoštevamo $f(k) = Ak$, dobimo:

$$\gamma_k = sA - (n + \delta) \quad (11)$$

Iz enačbe (11) je razvidno, da v primeru $sA > (n + \delta)$ sledi $(\gamma_k) > 0$, kar pomeni, da stopnja rasti γ_k ni odvisna od k . Zaradi nespremenljive ravni tehnologije (A je konstantna) velja, da je stopnja rasti spremenljivke k (γ_k) enaka stopnji rasti y . V modelu AK lahko torej pride do dolgoročne rasti posameznega gospodarstva per capita tudi v primeru, ko ni prisoten tehnološki napredek. Z vidika proučevanja konvergence pa je zlasti pomembno, da v opisanem modelu AK ne pride do konvergence med gospodarstvi. Tudi če ima skupina gospodarstev enake parametre s , δ , n in A , gospodarstva pa se med sabo razlikujejo po začetni velikosti k , ne bo prišlo do konvergence, saj v modelu AK revnejše države rastejo z enako stopnjo rasti per capita kot bogate.

Čeprav večina modelov endogene gospodarske rasti zavrača hipotezo o konvergenci, obstajajo tudi modeli, ki predvidevajo izenačevanje relevantnih spremenljivk med gospodarstvi. Eden takšnih je predstavljen v knjigi Barro in Sala-i-Martin (1995). Model predpostavlja naslednjo proizvodno funkcijo:

$$Y = F(K, L) = AK + BK^\alpha L^{1-\alpha} \quad (12)$$

Pri tem je $A > 0$, $B > 0$ in $0 < \alpha < 1$. Očitno je, da proizvodna funkcija izkazuje konstantne donose obsega in padajoče donose dela in kapitala. Enako kot v gornjih dveh modelih je mogoče izpeljati rast kapitala na enoto dela:

$$\begin{aligned} \gamma_k &\equiv sf(k)/k - (n + \delta) = \\ &= s(A + Bk^{-(1-\alpha)}) - (n + \delta) \end{aligned} \quad (13)$$

Medtem ko drugi člen $(n + \delta)$ v enačbi (13) ostaja nespremenjen, pa prvi člen upada z naraščanjem k in se asimptotično približuje vrednosti sA , ko k narašča v neskončnost. Opisani model tako kljub endogeni rasti napoveduje pogojno konvergenco na podoben način kot neoklasični model. Država z nižjim začetnim k bo rasla hitreje od tiste z višjim k , v ustaljenem stanju pa bosta obe državi rasli po konstantni stopnji rasti, ki bo enaka $sA - (n + \delta)$.

4 Difuzija tehnologije in konvergenco v modelih endogene rasti

Barro in Sala-i-Martin (1997) sta skušala endogeno gospodarsko rast in hipotezo o konvergenci povezati s konceptom difuzije tehnologije. V njunem modelu nastopata dve državi: prva, ki inovira, in druga, ki imitira dosežke prve. Ker so stroški imitacije tipično nižji od stroškov inovacije, bo država, ki zaostaja, lahko rasla relativno hitreje.

Ključni element za pojav pogojne konvergence v modelu difuzije tehnologije je naraščanje stroškov imitiranja. V začetku lahko država, ki zaostaja, imitira (prenaša v svoje okolje) dobrine, ki jih je relativno enostavno posnemati. Sčasoma je takšnih dobrin vse manj, zato se mora poslužiti tudi imitacije dobrin, pri katerih so stroški imitiranja višji.

V končni fazi se število dobrin, ki so na voljo za imitacijo, približuje nič, stroški imitiranja pa se izenačijo s stroški inoviranja. Ker je stopnja gospodarske rasti imitirajočih držav negativno korelirana s stroški imitacije, zaostajajoča država postopoma dohiteva tehnološkega vodjo, po točki, kjer jo dohiti, pa obe državi rasteta v skladu s stopnjo rasti novih odkritij.

Barro in Sala-i-Martin tudi določita pogoje, ki določajo izbiro tehnološkega vodje. Slednji bo na dolgi rok izbran v skladu s privlačnostjo lokalnega okolja za proizvodnjo in raziskave (visoka stopnja ravni tehnologije in relativno nizki stroški inovacij) ter dovolj velikim obsegom komplementarnih domačih proizvodnih dejavnikov (dela). Na privlačnost okolja pa lahko močno vpliva država, ki mora zagotoviti ustrezno spoštovanje lastninskih pravic, ustrezno obdavčitev in infrastrukturo.

Do zaključka o konvergenci je tako mogoče priti tudi v primeru, kadar niso prisotni padajoči donosi kapitala, ki so pogoj za konvergenco v neoklasičnem modelu gospodarske rasti.

5 Pregled empiričnih raziskav hipoteze o konvergenci

Hipoteza o konvergenci gospodarstev glede na višino dohodka na prebivalca, ki jo predpostavlja neoklasični model gospodarske rasti, je ena izmed najbolj preverjenih hipotez v ekonomski teoriji v zadnjih dveh desetletjih. Rezultati ekonometričnih modelov, ki so zavračali prisotnost konvergence, so bili motiv za razvoj novih teorij gospodarske rasti, ki so danes znane pod skupnim imenom teorije endogene rasti. Ker modeli endogene rasti zaradi zavračanja predpostavke padajočih donosov kapitala večinoma ne predvidevajo konvergence, je bilo testiranje hipoteze o konvergenci hkrati tudi način ugotavljanja, katera izmed teorij bolje pojasnjuje zakonitosti gospodarske rasti. Kljub precej različnim zaključkom empiričnih študij o dejanskem obstoju konvergence je mogoče ugotoviti, da je v določenih primerih avtorjem uspelo dokazati prisotnost procesov, ki vodijo k izenačevanju višine dohodkov na prebivalca.

Eden izmed začetnikov empiričnega preverjanja hipoteze o konvergenci je bil Baumol (1986). Na podlagi podatkov za obdobje 1870–1979 je proučeval prisotnost konvergence dohodka na delavca med 16 industrializiranimi državami in dobil naslednje rezultate:⁶

$$\begin{aligned} \ln \left[\left(\frac{Y}{N} \right)_{i,1979} \right] - \ln \left[\left(\frac{Y}{N} \right)_{i,1870} \right] &= \\ &= 8.457 - 0.995 \ln \left[\left(\frac{Y}{N} \right)_{i,1870} \right] + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (14)$$

⁶ V vzorec zajete države so: Avstralija, Avstrija, Belgija, Danska, Finska, Francija, Italija, Japonska, Kanada, Nemčija, Nizozemska, Norveška, Švedska, Švica, ZDA in Velika Britanija.

Baumolovi rezultati napeljujejo na misel, da je konvergenca skorajda popolna, saj je ocena regresijskega koeficienta $b = -0.995$ (standardna napaka ocene regresijskega koeficienta znaša 0.094), torej le nekoliko manj od vrednosti -1 , ki predstavlja popolno konvergenco. Zanimiv je tudi podatek, da je Baumolu kar 87 % variance odvisne spremenljivke (razlika med logaritmom dohodka na delavca v letu 1979 in 1870) med državami uspelo pojasniti s pojasnjevalno spremenljivko logaritem začetnega dohodka na delavca. Podobne rezultate je dala tudi ocena regresijske enačbe, kjer je kot pojasnjevalna spremenljivka nastopal BDP na delovno uro v letu 1870, kot pojasnjevalna spremenljivka pa rast BDP na delovno uro v obdobju 1870–1979.

Takšne rezultate Baumol razlaga z učinki prelivanja (angl. spill-over) in prenosa tehnologije. Po njegovem mnenju se učinki inovacij in investicij v eni državi prenašajo na druge države, pri čemer naj bi pomembno vlogo odigrale svetovne komunikacije. Še pomembnejše pa so Baumolove ugotovitve o širši prisotnosti konvergenca, ki jo je preverjal na vzorcu 72 držav in podatkov za obdobje 1950–1980. Baumol je postavil tezo o t. i. konvergenčnih klubih, ki naj bi jih sestavljale skupine držav, ki težijo k medsebojni konvergenca. Enega izmed takšnih klubov naj bi sestavljala industrializirana tržna gospodarstva (omenjenih 16 držav), drugega pa centralnoplanska gospodarstva.⁷ Za revne in manj razvite države Baumol ugotavlja, da ne težijo h konvergenca, temveč se razlike med njimi celo povečujejo. Pomembna je tudi ugotovitev, da obstaja zelo šibka konvergenca med posameznimi konvergenčnimi klubi, saj so v obdobju 1950–1980 industrializirane države rasle s povprečno letno stopnjo rasti realnega BDP per capita 3.1 %, centralnoplanska gospodarstva s stopnjo rasti 3.6 % in manj razvite države s stopnjo rasti komaj 1.5 %.

Baumolovim ugotovitvam je mogoče očitati predvsem dve stvari. Prvič, pristranskost vzorca. Podatki, na podlagi katerih je Baumol izvedel regresiji, so podatki 16 uspešnih kapitalističnih držav v letu 1979. Gre torej za vzorec držav ex post, v katerem so zgolj države, ki so v preteklih sto letih doživele hiter razvoj in danes sodijo med najrazvitejše države sveta. V vzorcu so tako države, ki so bile pred enim stoletjem revne in so danes bogate, ni pa na primer takšnih, ki bi bile nekoč bogate, v naslednjih stotih letih pa so imele nižjo rast. Bolje bi bilo zato vzeti vzorec ex ante, to je vzorec držav, za katere je bilo v letu 1870 moč pričakovati, da bodo težile h konvergenca. V vzorec bi tako lahko vključili nekaj novih držav (denimo Argentino, Čile, Irsko, Novo Zelandijo, Portugalsko in Španijo) in izključili Japonsko, ki je bila v letu 1870 izjemno revna in je nato v naslednjem stoletju doživela obdobje izjemne rasti. Takšen nepristranski vzorec prinese precej drugačne rezultate od Baumolovih, saj v tem primeru ocena regresijskega koeficienta znaša le še okoli -0.5 (Romer 2001).

⁷ V Baumolovo raziskavo vključena tedanja centralnoplanska gospodarstva so:

Bolgarija, Češkoslovaška, Jugoslavija, Kitajska, Madžarska, Poljska, Romunija, Sovjetska zveza in Vzhodna Nemčija.

Drugi očitek Baumolu pa leti predvsem na točnost podatkov. DeLong (1988) pravi, da so podatki za dohodek v letu 1870 zgolj ocenjeni, saj je nemogoče dobiti natančne podatke. Napaka meritve ima za posledico, da je rast držav, katerih dohodek je bil v letu 1870 ocenjen prenizko, previsoka, medtem ko je rast držav s previsoko ocenjenim dohodkom prenizka. Netočnost podatkov ima za posledico rezultate o konvergenca, čeprav dejanski podatki tega morda ne bi pokazali. DeLong v svojem članku dokaže, da lahko že prisotnost majhnih napak v meritvah dohodka v letu 1870 povzroči navidezno konvergenca.

DeLong (1988) tako zavrne hipotezo o konvergenca na podlagi nepristranskega vzorca 24 držav in trdi, da so razlike v relativnih dohodkih med omenjenimi državami v proučevanem obdobju ostale nespremenjene. Na podlagi tega sicer ni možno zanikati pojava konvergenca, do katere naj bi prišlo zlasti zaradi transferja tehnologije, ki ima lastnosti javne dobrine, vendar kljub temu neuspehi držav, ki so v letu 1870 imele možnosti za hiter gospodarski razvoj, pa tega do leta 1979 niso dosegle (denimo Argentina in Čile), kažejo na možnost zviševanja relativnih razlik v dohodkih med revnimi in bogatimi.

Konvergenca med državami članicami OECD sta proučevala Dowrick in Nguyen (1989). Ugotovila sta, da je v obdobju 1950–1985 standardni odklon logaritma BDP per capita upadel z 0.52 na 0.32, kar pomeni, da je bila v tem obdobju med državami OECD prisotna σ -konvergenca.⁸ Dokazala sta tudi β -konvergenca, in sicer je v omenjenem obdobju revnejša polovica držav OECD (merjeno z višino BDP per capita v letu 1950) rasla s povprečno letno stopnjo rasti BDP per capita 3.7 %, medtem ko je bogatejša polovica rasla s povprečno stopnjo 2.3 % (razlika je značilna pri stopnji značilnosti 0.01).⁹ Dowrick in Nguyen (1989) sta ugotovila, da je po letu 1973 upadla konvergenca v dohodkih držav in da je prisotnost konvergenca močno odvisna od kriterija izbire vzorca (poleg testiranja konvergenca hipoteze za države OECD sta namreč preverjala tudi večje vzorce držav za obdobje 1950–1981). Ugotovila sta tudi zmanjševanje razlik med državami v skupni faktorski produktivnosti, in sicer naj bi se te razlike zmanjševale z letno stopnjo 2.5 %.

Eden izmed največjih zagovornikov hipoteze o konvergenca je prav gotovo Barro. V svojem članku (Barro 1991), v katerem s pomočjo presečnih podatkov za 98 držav raziskuje vplive različnih dejavnikov na gospodarsko rast v obdobju 1960–1985, sicer ugotavlja, da ne obstaja korelacija med stopnjo rasti BDP per capita v proučevanem obdobju in začetno ravno BDP per capita, na podlagi česar je zavrnjena hipoteza o absolutni β -konvergenca. Ob upoštevanju dodatnih pojasnjevalnih spremenljivk pa omenjena korelacija postane

⁸ σ -konvergenca pomeni zniževanje disperzije ravni dohodkov na prebivalca med državami, ki jo običajno merimo s standardnim odklonom logaritmov dohodkov na prebivalca.

⁹ β -konvergenca pomeni negativno korelacijo med začetno ravno dohodka per capita in rastjo dohodka per capita oziroma hitrejšo rast revnejših držav.

značilna in negativna, kar pomeni, da je mogoče govoriti o prisotnosti pogojne β -konvergence. Sodeč po Barrovih rezultatih povečanje začetne ravni BDP per capita za 1000 ameriških dolarjev (merjeno v cenah iz leta 1980) povzroči v povprečju za 0.75 odstotne točke nižjo letno rast BDP per capita v proučevanem obdobju, če preostale pojasnjevalne spremenljivke ostanejo nespremenjene.

Med pojasnjevalnimi spremenljivkami, ki jih Barro vključi v svojo regresijsko enačbo, je najpomembnejša spremenljivka človeški kapital, merjena z deležem vpisanih otrok v osnovnošolsko in srednješolsko izobraževanje. V skladu s pričakovanji je ugotovljena pozitivna povezava med ravnjo človeškega kapitala v letu 1960 in kasnejšo gospodarsko rastjo. Revne države bodo tako dohitevale bogatejše le v primem, da imajo ustrezno raven človeškega kapitala na prebivalca.

Barro v svoji študiji tudi ugotavlja, da imajo države z višjim človeškim kapitalom v povprečju nižjo stopnjo fertilitnosti ter višje razmerje med fizičnimi investicijami in BDP. Gospodarska rast naj bi bila negativno povezana z deležem državne potrošnje v BDP, politično nestabilnostjo in tržnimi nepopolnostmi. Barro ugotovi tudi nizko povezanost med gospodarsko rastjo in deležem javnih investicij, ne uspe pa razložiti šibke gospodarske rasti v državah podsaharske Afrike in Latinske Amerike.

Med odmevnejše empirične študije na področju testiranja veljavnosti neoklasičnega modela in njegovega zaključka o konvergenci sodi tudi članek Mankiwa idr. (1992). Podatki, ki so jih uporabili, so se nanašali na obdobje 1960–1985 in so bili razvrščeni v tri vzorce držav: prvi je vseboval razpoložljive podatke za 98 držav (izključene so bile države, v katerih je prevladujoča naftna industrija), drugi je vseboval 75 držav (iz prvega vzorca so izključili države, ki so imele manj kot milijon prebivalcev in katerih podatki so bili vprašljive kakovosti), tretji vzorec pa se je nanašal na 22 držav OECD z več kot milijon prebivalci. Stopnjo varčevanja (s) je predstavljal povprečni delež realnih investicij (vključno z državnimi investicijami) v realnem BDP, za oceno stopnje rasti prebivalstva (n) so bili uporabljeni podatki o rasti prebivalstva v delovni dobi (15–64 let), medtem ko je bila za parametra g in δ uporabljena predpostavka o konstantni vrednosti med državami.

Avtorji so najprej preverjali napovedi neoklasičnega modela o vplivu stopnje varčevanja in stopnje rasti prebivalstva na višino dohodka na osebo v delovni dobi v letu 1985, kar so storili s pomočjo naslednje regresijske enačbe (predpostavljena je Cobb-Douglasova proizvodna funkcija):

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = a + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) + \varepsilon \quad (15)$$

Ugotovili so, da presečni podatki potrjujejo napovedano smer povezanosti obeh spremenljivk z ravnjo BDP na osebo v delovni dobi (pozitivna pri s in negativna pri n) ter da je mogoče z obravnavanima spremenljivkama pojasniti več kot polovico variance med državami v višini BDP na osebo v delovni dobi. Kljub temu pa se izkaže, da rezultati regresije

niso povsem v skladu z osnovnim neoklasičnim modelom, saj je ocena deleža kapitala v dohodku (α), ki naj bi znašala kar 0.6 (po predpostavki bi morala biti približno eno tretjino), previsoka.

Zaradi tega so se Mankiw idr. (1992) odločili v neoklasični model vključiti akumulacijo človeškega kapitala. Nova regresijska enačba, ki so jo ocenjevali, je tako bila:

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = a - \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) + \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(s_h) + \varepsilon \quad (16)$$

V enačbi (17) s_k predstavlja delež dohodka, ki je investiran v fizični kapital, s_h je delež dohodka, ki je investiran v človeški kapital, β pa je delež človeškega kapitala v dohodku in naj bi znašal nekje med 0.3 in 0.5. Kot približek stopnje akumulacije človeškega kapitala (s_h) so avtorji vzeli delež otrok, ki je vključen v srednješolsko izobraževanje.

Rezultati ocenjene regresijske enačbe so potrdili smiselnost vključitve človeškega kapitala v model, saj so bili regresijski koeficienti pri tej spremenljivki statistično značilni v vseh treh vzorcih držav. V prvih dveh vzorcih sta bili v skladu s pričakovanji tudi dobljeni vrednosti za α in β , znašali sta približno 0.3, ustrezno se je znižala ocenjena vrednost stopnje investiranja v fizični kapital (s_k), na skoraj 80 % pa se je povišal delež pojasnjene variance odvisne spremenljivke (logaritem dohodka na osebo v delovni dobi). Kljub nekoliko slabšim rezultatom v vzorcu držav OECD je mogoče ugotoviti, da s človeškim kapitalom razširjeni neoklasični model precej dobro pojasnjuje razlike v dohodkih na osebo v delovni dobi med državami v letu 1985.

Dosedanje ugotovitve iz članka Mankiwa idr. (1992) so se nanašale na napoved neoklasičnega modela, da imajo lahko države različna ustaljena stanja, ki so določena z rastjo prebivalstva ter stopnjo akumulacije fizičnega in človeškega kapitala (v razširjenem modelu). V nadaljevanju pa je opuščena predpostavka, da se države nahajajo v ustaljenemu stanju oziroma da so odmiki od ustaljenega stanja naključni.

Avtorji so preverjali hipotezo absolutne β -konvergence, kar pomeni, da so razliko med logaritmom dohodka na osebo v delovni dobi v letih 1985 in 1960 skušali pojasniti zgolj z logaritmom začetnega dohodka na osebo v delovni dobi v letu 1960. Prišli so do podobnih zaključkov kot nekateri raziskovalci pred njimi. To pomeni, da niso ugotovili obstoja absolutne b -konvergence v prvih dveh vzorcih (podobno kot DeLong 1988), medtem ko je vzorec držav OECD pokazal prisotnost absolutne β -konvergence (enaka ugotovitev kot pri Dowrick in Nguyen 1989). Glede držav OECD so avtorji menja, da je nanje močno vplivala druga svetovna vojna, ki je povzročila močan odmik od ustaljenega stanja. To dejstvo pojasnjuje slabše rezultate pojasnjevanja variance med dohodki na osebo v delovni dobi v letu 1985 (države niso bile v ustaljenem stanju) in ugotovitev prisotnosti procesa absolutne β -konvergence.

Nato so avtorji z vključitvijo novih pojasnjevalnih spremenljivk preverjali hipotezo pogojne β -konvergenca. Ugotovili so, da z vključitvijo stopnje varčevanja in rasti prebivalstva regresijski koeficient pri pojasnjevalni spremenljivki logaritem dohodka na osebo v delovni dobi v letu 1960 postane negativen in statistično značilen v vseh treh vzorcih, kar naj bi bil dokaz za obstoj pogojne β -konvergenca. Če v regresijsko enačbo dodamo še pojasnjevalno spremenljivko človeškega kapitala, so rezultati, ki potrjujejo konvergenca, še prepričljivejši.

Izračunana je bila tudi vrednost λ , ki predstavlja hitrost konvergenca. Pri tem je treba omeniti, da s človeškim kapitalom razširjeni neoklasični model gospodarske rasti predvideva počasnejšo konvergenca kot osnovni neoklasični model, in sicer naj bi pričakovana vrednost znašala 0.02, kar pomeni, da posamezna država razpolovi razliko med k in k^* v približno 35 letih. Izračunani λ je bil v skladu s pričakovanji, znašal je nekaj manj kot 0.02.

Izsledki empiričnega raziskovanja regionalne rasti in konvergenca so predstavljeni v članku Sala-i-Martina (1996). Sala-i-Martin (nekatero raziskavo je delal skupaj z Barrom in so predstavljeni v Barro in Sala-i-Martin (1996)) je ocenjeval naslednjo regresijo:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,t_0+T}}{y_{i,t_0}} \right) = a - \left(\frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \ln(y_{i,t_0}) + u_{i,t_0+T} \quad (17)$$

Tabela 1: Hitrost β -konvergenca med regijami v ZDA, na Japonskem in v Evropi

Regionalno območje	β (standardna napaka ocene regresijskega koeficienta)	R ²
ZDA (48 zveznih držav) 1880–1990	0.017 (0.002)	0.89
Japonska (47 prefektur) 1955–1990	0.019 (0.004)	0.59
Evropa (90 regij) 1950–1990	0.015 (0.002)	/
Nemčija	0.014 (0.005)	0.55
Velika Britanija	0.030 (0.007)	0.61
Francija	0.016 (0.004)	0.55
Italija	0.010 (0.003)	0.46
Španija	0.023 (0.007)	0.63

Vir: Sala-i-Martin (1996).

Tabela 2: Absolutna β -konvergenca med 16 evropskimi državami v obdobju 1950–1998

Obdobje	Ocena koeficienta a	Ocena koeficienta b	R ²	Standardna napaka ocene regresije	Hitrost konvergenca
1950–1998	6.54 (0.59)	-0.61 (0.07)	0.84	0.12	0.020
1950–1973	4.63 (0.65)	-0.44 (0.08)	0.70	0.14	0.025
1973–1998	4.87 (1.31)	-0.47 (0.14)	0.44	0.16	0.025

Vir: Economic Survey of Europe (2000).

Prednost takšnega načina ocenjevanja konvergenca hipoteze je, da ocena koeficienta pove hitrost konvergenca. Sala-i-Martin je preverjal hipotezo absolutne konvergenca za zvezne države v ZDA, japonske prefektore in regije v osmih evropskih državah (pri slednjih gre za testiranje konvergenca med regijami znotraj države in ne med državami). Rezultati so prikazani v tabeli 1.

Kot je razvidno iz rezultatov regresij v tabeli 1, je Sala-i-Martinu uspelo dokazati absolutno β -konvergenca za omenjena tri regionalna območja. Posebej presenetljivi so podatki o ocenah hitrosti konvergenca (β), ki se v vseh državah giblje nekje okoli 2 % na letni ravni. Poleg tega je Sala-i-Martin tudi ugotovil prisotnost σ -konvergenca, saj se je v vseh državah znižal standardni odklon logaritma dohodka per capita.

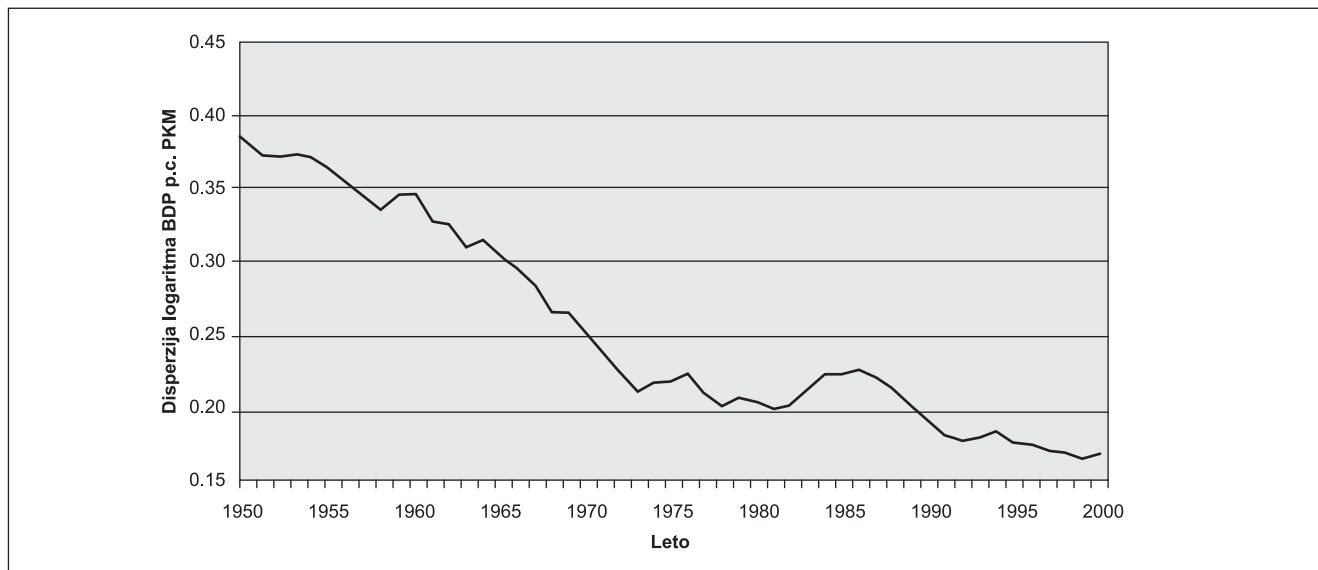
6 Realna konvergenca v EU

V dosedanjem pregledu empiričnih testiranj konvergenca hipoteze je bilo ugotovljeno, da večina raziskav potrjuje prisotnost konvergenca, in sicer bodisi v obliki pogojne konvergenca bodisi v obliki absolutne konvergenca skupine držav s podobnimi značilnostmi (t. i. Baumolovi konvergenca klubi). Absolutna konvergenca je bila tako dokazana na vzorcu držav OECD (Dowrick in Nguyen 1989, Mankiw idr. 1992) in v okviru regij osmih evropskih držav (Sala-i-Martin, 1996). Ker tudi med državami članicami EU obstaja precejšnja podobnost v osnovnih ekonomskih parametrih, lahko pričakujemo potrditev absolutne konvergenca hipoteze tudi znotraj držav EU.

Vzemimo podatke za obdobje 1950–1998 (Economic Survey of Europe 2000) in preverimo obstoj absolutne β -konvergenca v okviru 16 evropskih držav (EU-15 pred širitvijo leta 2004 brez Luksemburga in z vključenima Norveško in Švico). Ocenjena je naslednja preprosta regresijska enačba:

$$[\ln Y_t - \ln Y_0] = a + b \ln Y_0 + \varepsilon_t \quad (18)$$

Rezultati so prikazani v tabeli 2, potrjujejo pa prisotnost absolutne β -konvergenca v obravnavanem vzorcu držav. Logaritem BDP per capita v letu 1950 pojasni kar 84 % variance v logaritmu spremembe BDP per capita v obdobju 1950–1998. Do podobnih rezultatov so prišli tudi de Melo (2001), Doyle idr. (2001) ter Hlouskova in Wagner (2001). Hitrost konvergenca v proučevanem obdobju je v skladu s pričakovanji in ugotovitvami drugih raziskav, saj znaša 2 % letno. Zanimivi so rezultati za dve podobdobji, ki kažejo, da

Slika 3: σ -konvergenca v EU-14 v obdobju 1950–1998

Vir: Heston, Summers, Aten (2002).

raven začetnega BDP per capita pojasni manjši del variance v gospodarski rasti v drugem podobdobju v primerjavi s prvim. To pomeni, da so pri pojasnjevanju gospodarske rasti po letu 1973 pomembni tudi drugi dejavniki, ki niso zajeti v regresijski enačbi.

Na podlagi podatkov o realnem BDP per capita po pariteti kupne moči Heston idr. (2002) poskušajo ugotoviti, ali je bila v obdobju 1950–2000 v državah EU prisotna tudi σ -konvergenca. Čeprav je EU nastajala postopoma, to dejstvo zanemarijo in ugotavljajo prisotnost σ -konvergenca za izbrano obdobje na celotnem vzorcu EU-15 pred širitvijo (alternativni pristop bi bil vključitev države v obravnavani vzorec po njenem pristopu k ES oziroma EU). Zaradi specifičnosti ekonomske strukture in močnega odstopanja od preostalih držav EU izpustijo Luksemburg (njegov BDP per capita po pariteti kupne moči je v letu 2001 povprečje EU presegal kar za 90 %), skupino preostalih štirinajstih članic EU pa označijo z EU-14. Slika 3 prikazuje gibanje disperzije logaritmov BDP per capita v izbranem obdobju.

Kot je razvidno iz grafa na sliki 3, so se razlike v razvitosti EU-14 v drugi polovici dvajsetega stoletja postopoma zmanjševale. Izjema je bilo le obdobje v sredini osemdesetih let, ko je disperzija BDP per capita nekoliko narasla, po letu 1986 pa lahko opazimo nadaljevanje padajočega trenda. V letu 2000 je tako disperzija BDP per capita v EU-14 znašala približno 0.17, kar je nekje na ravni ameriških zveznih držav v letu 1988 (0.19) in japonskih prefektur v letu 1987 (0.15) (Sala-i-Martin 1996).

Za proučevanje možnosti konvergenčnih procesov v razširjeni EU je še posebej pomembna izkušnja t. i. kohezijskih držav (Grčija, Irska, Portugalska, Španija), ki so ob vstopu v integracijo precej zaostajale za povprečno gospodarsko razvitostjo EU. Njihov začetni dohodek je znašal 54 % povprečja EU za Irsko (vstop 1973), 62 % za Grčijo (1981), 55 % v primeru Portugalske (1986) in 71 % v Španiji (1986) (Real convergence in candidate countries

2001). Podatki kažejo, da je kohezijskim državam uspelo zmanjševati zaostanek v razvitosti, pri čemer pa je uspešnost med državami precej različna (Berg 1999).¹⁰

Martín in Sanz (2001) ugotavljata, da so bile na področju konvergenca k povprečni razvitosti v EU uspešnejše tiste kohezijske države, ki so imele višji obseg fizičnega in neoprijemljivega kapitala. Pomemben vpliv imajo tudi investicije v obe vrsti kapitala, kjer je mogoče opaziti zmanjševanje zaostalosti glede na povprečje EU na področju tehnološkega kapitala, pri čemer pa kohezijske države v povprečju še vedno namenjajo manj izdatkov za R&R kot druge članice EU. Martín in Sanz (2001) menita, da razlike v višini ter povečevanju tehnološkega in človeškega kapitala potrjujejo hipotezo modelov endogene gospodarske rasti, po kateri imata omenjena dejavnika močan vpliv na rast in konvergenca med državami.

Sklep

Neoklasični model gospodarske rasti predvideva (absolutno) realno konvergenca med državami. Ta predvidevanja potrjujejo tudi vodilne svetovne empirične raziskave, v katerih je dokazana veljavnost konvergenčne hipoteze na različnih vzorcih držav in regij. Največkrat preverjan je vzorec držav OECD. Tudi na ravni EU je ugotovljena tako β - kot σ -konvergenca, v EU pa so konvergenca doživele tudi nekatere kohezijske države, ki so imele ob vstopu v integracijo precej nižji BDP na prebivalca od povprečja drugih članic. Ti rezultati so lahko dobra napoved in hkrati opozorilo Sloveniji, da mora za svojo rast nekaj storiti. Nekatere države – denimo Grčija – namreč niso uspeli rasti dovolj hitro in bistveno zmanjšati razlik v razvitosti, kljub temu da so imele naziv »kohezijske«.

Pri proučevanju realne konvergenca je treba poudariti, da gre za izrazito dolgoročni koncept. To pomeni, da bodo manj

¹⁰ Irska je denimo naredila precejšen napredek, Grčija pa le pičel.

razvite države, če bodo zavestno in striktno spodbujale rast, kljub temu potrebovale precej časa za izenačitev razlik v razvitosti. Podatki kažejo, da države potrebujejo več desetletij, da prepolovijo sedanjo razliko med njimi in najrazvitejšimi. Zato je zanje pomembno, da zagotavljajo pogoje za dolgoročno vzdržno višjo stopnjo gospodarske rasti v primerjavi s trenutno razvitejšimi državami. Ti pogoji pa so predvsem investicije v tehnologijo, raziskave in razvoj ter izobraževanje.

Literatura

1. Barro, Robert J. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics* 106 (2): 407–443.
2. Barro, Robert J. In Xavier Sala-i-Martin (1995): *Economic Growth*. New York: McGraw-Hill.
3. Barro, Robert J. in Xavier Sala-i-Martin (1997). Technological Diffusion, Convergence, Growth. *Journal of Economic Growth* 2 (1): 1–26.
4. Baumol, William J. (1986). Productivity, Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show. *American Economic Review* 76 (5): 1072–1085.
5. Berg Andrew et al. (1999). The Evolution of Output in Transition Economies: Explaining the Differences. *IMF Working Paper* WP/99/73.
6. DeLong, Bradford (1988). Productivity, Growth, Convergence, and Welfare: Comment. *American Economic Review* 78 (5): 1138–1154.
7. de Melo Martha et al (2001). Circumstance and Choice: The Role of Initial Conditions and Policies in Transition Economies. *The World Bank Economic Review* 15 (1): 1–31.
8. Dowrick, Steve in Duc-Tho Nguyen (1989). OECD Comparative Economic Growth 1950-85: Catch-Up and Convergence. *American Economic Review* 79 (5): 1010–1030.
9. Doyle, Peter, Louis Kuijs in Guorong Jiang (2001). Real Convergence to EU Income Levels: Central Europe from 1990 to the Long Term. *IMF Working Paper* WP/01/146.
10. Hlouskova, Jaroslava in Martin Wagner (2001). *The CEEC10's Real Convergence Prospects*. Vienna : Institute for Advanced Studies.
11. Mankiw, Gregory N., David Romer in David N. Weil (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* 107 (2): 407–437.
12. Romer, David (2001). *Advanced Macroeconomics*. Boston : McGraw-Hill.
13. Romer, Paul M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy* 94 (5): 1002–1037.
14. Sala-i-Martin, Xavier (1996). Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence. *European Economic Review* 40 (June): 1325–1352.
15. Solow, Robert M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* 70 (1): 65–94.
16. Swan, T. W. (1956). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record* 32 (November): 334–361

Viri

1. *Economic Survey of Europe No. 1* (2000). Ženeva: United Nations Economic Commission for Europe.
2. Heston, Alan, Robert Summers in Bettina Aten: *Penn World Table Version 6.1*. Dosegljivo: <http://pwt.econ.upenn.edu>.