

BORTNERJEVA LESTVICA ZA MERJENJE VEDENJSKEGA VZORCA TIPA-A – NEKATERE PSIHOMETRIJSKE LASTNOSTI

Klas Brenk,* Valentin Bucik* in Daša Moravec-Berger**

KLJUČNE BESEDE: Vedenje Tipa-A, Bortner, hipertenzija, zanesljivost, veljavnost, konfirmatorna analiza, LISREL

POVZETEK

Vedenje je raziskovanje merskih karakteristik nekega inštrumenta za merjenje vedenja vedenjskega vzorca. Nekatere psihosocialne dimenziije (med njimi tudi vedenjski vzorec Tipa-A) kažejo dokajšnjo povezanost s patogenezo koronarnih obolenj (hipertenzija). Med številnimi samoocenitvenimi instrumenti, s katerimi lahko merimo vedenjska vzorca tipov A in B po frekventnosti aplikacije izstopa Bortnerjeva lestvica. Vendar pa maloštevilne študije njenih merskih lastnosti kažejo nekonistentne rezultate o njeni kvaliteti. Bortnerjevo lestvico, aplicirano na vzorcu 743 subjektov, smo analizirali z vidika zanesljivosti, dimenzionalnosti in vsebinske veljavnosti s pomočjo konfirmatornega LISREL pristopa. Preliminarni rezultati kažejo na nepričakovano nizko vrednost pokazateljev zanesljivosti lestvice glede na sumarni rezultat. Namesto tega

* Univerza v Ljubljani, FF

Oddelek za psihologijo

Katedra za psihološko metodologijo

Ljubljana

** Univ. zavod za zdravstveno in socialno varstvo

Institut za socialno medicino

Enota za kardiovaskularne bolezni

Ljubljana

Prispevek je bil v krajši obliki predstavljen kot poster na 20. POSVETOVANJU PSIHOLOGOV R

SLOVENIJE v Radencih 23.10.-26.10.1991

smo potrdili vsebinsko ustrezno dvofaktorsko rešitev, pri čemer prvi faktor reflektira dimenzijo, ki jo lahko imenujemo "hitrost", in drugi "tekmovalnost". Vedenje Tipa-A se torej kaže kot večdimenzijski konstrukt in je zato tudi prikazovanje rezultatov Bortnerjeve lestvice neustrezno v obliki enostavnega sumarnega skora. Bortnerjev vprašalnik naj bi v bodoče uporabljali kot mero le ene (oz. dveh) bolj specifične komponente vedenjskega vzorca Tipa-A. Vsekakor bi bilo pri določevanju tega vedenjskega vzorca priporočljivo kombinirati rezultate na Bortnerjevi lestvici z drugimi merami vedenjskega vzorca Tipa-A.

ABSTRACT

There is a considerable evidence to support the relationship between some psychosocial constructs (among which is the Type A behavior pattern - TABP) and the pathogenesis of the coronary heart disease, such as hypertension. Because of its widespread use, the Bortner scale is taking an important place among other self-reported TABP measures. However, some rare studies of its psychometric properties expressed rather inconsistent results and relatively low promises about its applicability. The Bortner scale was applied in a sample of 743 subjects and then its reliability, dimensionality and content validity were analysed using the LISREL confirmatory approach. The estimates of the reliability of the final score, based on a simple summation of responses, were found to be unexpectedly low, so it was concluded that Bortner scale should not be used as the TABP measure in its present form. Instead, more relevant two-factor structure was confirmed, with the first factor identified as "speed" and the second as "competitiveness". Obviously, TABP is a multidimensional construct, therefore the use of the Bortner scale is justifiable only as at least two-score measure (namely Speed and Competitiveness). It is also strongly recommended that Bortner should be applied in the TABP assessment exclusively in the combination with one or more other measures, which might explain some of the TABP dimensions not covered by Bortner.

Obširna eksperimentalna evidenca nakazuje dokajšnjo povezanost različnih psihosocialnih dimenzij s patogenezo koronarnih obolenj (kot je hipertenzija). Ena od psihosocialnih dimenzij je tudi t.i. vedenjski vzorec Tipa-A. Vplivi tega vedenjskega vzorca na razvoj določenih psihofizičnih in fizioloških simptomov (npr. nekatere bolezni srca in ožilja) so v zadnjem času predmet vse večjega števila raziskav na meji med medicinsko in psihološko znanostjo. Vedenjski vzorec Tipa-A je epidemološki konstrukt, neposredno izvirajoč iz sistematičnih opazovanj srčnih bolnikov, in je opredeljen kot akcijski kompleks, opažen pri vsaki osebi, ki je agresivno vpletena v kroničen, nenehen boj za doseganje "čim več v čim krajšem času" - če je potrebno tudi na račun drugih stvari ali oseb. Očitne manifestacije te bitke so eksplozivno, pospešeno govorjenje in nastop, pospešen tempo življenja, nepotrebitnost, osredotočanje na več aktivnosti obenem, prezaposlenost s seboj, nezadovoljstvo z življenjem, nagnjenje k tekmovanju z drugimi tudi v netekmovalnih situacijah itd. Bistveni elementi tega vedenjskega vzorca pa so agresivnost, sovražna nastrojenost do drugih, ki jo lahko sprožijo že majhne stvari, občutek časovne prenapetosti in prezaposlenosti ter neprestano tekmovalno prizadevanje za dosežek. Vedenjski vzorec Tipa-A ni mišljen kot osebnostna poteza ali črta, temveč kot skupek vedenj, ki jih primerno "stimulativno" okolje v določenem trenutku izvija.

abi iz doveztnih posameznikov; tudi ni mišljen kot diskretna tipologija, ampak naj bi bil kontinuum vedenj v intervalu od ekstremnega Tipa-A do ekstremnega ne-Tipa-A oziroma Tipa-B, za katerega naj bi bila značilna odsotnost vsebin, elementov in manifestacij, ki karakterizirajo Tip-A vzorec vedenja (Matthews, 1982; Julius & Cottier, 1983; Van Egeren, Fabrega & Thornton, 1983; Rosenman, 1987).

V zadnjih 25 letih je bilo razvitalih več mer za določevanje vedenjskega vzorca Tipa-A. Strukturiran intervju je edina mera, ki omogoča raziskovalčevo ocenjevanje subjekta. Ostalo so samoocenitveni vprašalniki tipa papir-svinčnik (z vsemi njihovimi dobrimi in slabimi lastnostmi), kot npr. Jenkins Activity Survey (JAS), Framinghamova Lestvica Tipa-A, Thurstonova lista temperamenta, lestvica Vicker-Sales, Eysenckov vprašalnik Tipa-A/Tipa-B itd. (O'Looney & Harding, 1985; Booth-Kewley & Friedman, 1987; Friedman & Booth-Kewley, 1988; Matthews, 1988). Med slednjimi izstopa po pogostosti uporabe v praksi in v raziskovalne namene poleg JAS predvsem kratka Bortnerjeva lestvica Tipa-A. Z njo si pomagajo pri določanju vedenjskega vzorca Tipa-A na področju preučevanja koronarne srčne bolezni, koronarne ateroskleroze ter hipertenzije (French-Belgian Collaborative Group, 1982; Cottier in dr., 1983; Abbott, Sutherland & Watt, 1987), stresa (Morell, 1989) in pri mnogih drugih problemih (Furnham, Hillard & Brewin, 1985; Gallacher in dr., 1988; Gallacher & Smith, 1989; Kirschner, Albright & Andreassi, 1989; Pfiffner in dr., 1989; Salmon in dr., 1989; Suls & Wan, 1989).

Nekatere primerjalne analize kvalitete Bortnerjeve lestvice tako glede na konkurenčne mere vedenja Tipa-A kot na zunanje kriterije (Bass, 1984; Mayes, Sime & Ganster, 1984; Byrne in dr., 1985; Flanery & Bowen, 1986; Furnham, 1986; Bass & Akhras, 1987; Bennett & Carroll, 1989; Edwards, Baglioni & Cooper, 1990a, 1990b) so pokazale precej njenih slabosti, ki ne opravičujejo več uporabe lestvice v taki obliki, kot se uporablja sedaj. Predvsem sta se pokazali kot zelo vprašljivi zanesljivost in veljavnost lestvice s predpostavko, da jo prikazujemo kot enodimenzionalno mero vedenjskega vzorca Tipa-A, kajti ta konstrukt naj bi bil večplasten in bi ga morali kot takega tudi meriti. "Bortner" naj bi meril vsaj dve različni dimenzijski, ki so ju številni raziskovalci poimenovali kot "hitrost" in "tekmovalnost".

Ob preverjanju merskih karakteristik nekega inštrumenta za merjenje vedenja Tipa-A se postavlja tudi vsebinsko vprašanje upravičenosti ugotavljanja napovedne veljavnosti lestvice glede na določene zunanje kriterije, ker natančno ne vemo niti tega, ali je vedenjski vzorec Tipa-A vzrok določenih kliničnih simptomov ali njihova posledica.

Problem pričujoče študije je bil raziskati nekatere merske karakteristike Bortnerjeve lestvice za merjenje vedenjskega vzorca Tipa-A, predvsem njeno zanesljivost in veljavnost kot enodimenzionalne mere, kakršna je danes v uporabi v praksi, ter na podlagi eksploratorne in konfirmatorne analize dimenzionalnosti (s pomočjo programa LISREL, oziroma s pomočjo analize modelov linearnih strukturnih enačb za latentne variable) predlagati alternativne rešitve pri delu s tem inštrumentom.

METODA

Vzorec: Podatki so bili zbrani na vzorcu 743 subjektov, 42 % moškega in 58 % ženskega spola, vseh izobrazbenih ravnih in povprečne starosti 49.5 let ($SD = 17.8$). Zajemanje podatkov je potekalo v okviru rednih sistematičnih zdravstvenih pregledov.

Instrument: Bortnerjeva lestvica je samoocenitveni vprašalnik s 14 postavkami – atributi z dvema ekstremnima vrednostima. Ti dve skrajnosti sta povezani s 24 - stopenjsko mersko lestvico, na kateri respondent s krizcem označi mesto glede na to, kako močno se po njegovem mnenju njegove lastnosti nagibajo k eni ali k drugi skrajnosti. Postavke oziroma lastnosti so na samoocenitveni listi predstavljene v vrstnem redu, ki je prikazan v Tabeli 1, vendar so postavke 1, 3, 4, 6, 8, 9 in 10 v vprašalniku po vsebini obrnjene.

Končni rezultat naj bi bil preprosto seštevek ocenjenih vrednosti pri vseh postavkah (pred seštevanjem obrnemo vrednosti pri "obrnjenih" postavkah). Približevanje najvišji vrednosti ($14 \times 24 = 336$ točk) naj bi nakazovalo nagibanje k vedenjskemu vzorcu Tipa-A, najnižji vrednosti (14 točk) pa k vedenju Tipa-B.

Tabela 1: Lista atributov, ki jih respondent ocenjuje v Bortnerjevi lestvici.

Nizek skor (1):

- V 1. Ne drži se do govorjenega časa
- V 2. Netekmovalen
- V 3. Dober poslušalec kaj bo kdo rekel
- V 4. Nikoli se mu ne mudri
- V 5. Potrpežljiv
- V 6. Brezbrizben
- V 7. Dela samo eno stvar naenkrat
- V 8. Umirjeno reagira
- V 9. Pomembno mu je le lastno zadovoljstvo
- V 10. Počasen
- V 11. Sproščen
- V 12. Skriva čustva
- V 13. Marsikaj ga zanima
- V 14. Zadovoljen z delom, ki ga opravlja

Visok skor (24):

- Nikoli ne zamuja
- Zelo tekmovalen
- Vpada v besedo, predvidi,
- Vedno se mu mudri
- Nepotrpežljiv
- Zelo prizadeven
- Dela več stvari hkrati
- Pretirano reagira, nagle jeze
- Želi opravljati upoštevan poklic
- Hiter pri dnevnih opravilih
- Preveč se žene
- Izraža čustva
- Zanima ga samo delo
- Stremi po zahtev- nejšem delu

REZULTATI IN DISKUSIJA

Najprej smo za celotno lestvico in posamezne postavke v njej izračunali osnovne statistike, da bi ugotovili morebitne posebnosti v frekvečnih distribucijah odgovorov subjektov na postavke in s tem na upravičenost uporabe parametrske statistike. Izračuni so prikazani v Tabeli 2.

Razvidna je precejšnja nenormalnost distribucij odgovorov na posamezne postavke. Ob tem se zastavlja vprašanje, ali pri testiranju enofaktorskega modela uporabiti metodo ocenjevanja parametrov, ki bazira na normalni distribuciji (kot npr. Metoda največje zanesljivosti (Maximum Likelihood - ML), oziroma koliko na drugi strani pridobimo s tehniko, ki ne zahteva normalne distribucije ("asymptotic distribution free"), kot npr. Metoda ponderiranih najmanjših kvadratov (Weighted Least Squares - WLS).

Tabela 2: Osnovne statistike za Bortnerjevo lestvico - PRELIS 2 izpis (Joreskog & Sorbom, 1988, 1991a)

VELIKOST VZORCA = 743

UNIVARIATNE KONCNE STATISTIKE ZA KONTINUIRANE VARIABLE

| VARIABLA | SREDINA | ST.DEV. | ASIMETR. | SPLOSCEN | MIN | FREK. | MAX. | FREKV.I |
|----------|---------|---------|----------|----------|------|-------|--------|---------|
| VAR 1 | 19.016 | 5.411 | -1.397 | 1.403 | .000 | 1 | 24.000 | 141 |
| VAR 2 | 10.448 | 6.593 | .256 | -.881 | .000 | 1 | 24.000 | 17 |
| VAR 3 | 9.718 | 6.442 | .505 | -.732 | .000 | 1 | 24.000 | 22 |
| VAR 4 | 15.500 | 6.183 | -.566 | -.378 | .000 | 1 | 24.000 | 65 |
| VAR 5 | 8.313 | 6.265 | .773 | -.337 | .000 | 1 | 24.000 | 13 |
| VAR 6 | 18.569 | 4.469 | -1.057 | 1.625 | .000 | 1 | 24.000 | 107 |
| VAR 7 | 10.845 | 7.401 | .230 | -.322 | .000 | 1 | 24.000 | 26 |
| VAR 8 | 11.138 | 6.777 | .206 | -.113 | .000 | 1 | 24.000 | 24 |
| VAR 9 | 14.829 | 6.989 | -.460 | -.970 | .000 | 1 | 24.000 | 69 |
| VAR 10 | 17.207 | 5.827 | -.923 | .242 | .000 | 1 | 24.000 | 84 |
| VAR 11 | 12.109 | 6.860 | .014 | -1.133 | .000 | 1 | 24.000 | 28 |
| VAR 12 | 11.921 | 7.003 | .157 | -.181 | .000 | 1 | 24.000 | 36 |
| VAR 13 | 8.175 | 6.457 | .936 | -.121 | .000 | 1 | 24.000 | 18 |
| VAR 14 | 7.216 | 5.762 | .923 | .026 | .000 | 1 | 24.000 | 3 |

| Statistike za | Sredina | Varianca | Std.Dev | # Variabel |
|---------------|---------|----------|---------|------------|
| Lestvico | 175.241 | 851.976 | 29.189 | 14 |

| | Sredina | Min. | Max. | Varianca |
|-------------------|---------|--------|--------|----------|
| Item Sredine | 12.517 | 7.226 | 19.042 | 15.200 |
| Item Variance | 40.269 | 19.230 | 54.686 | 84.798 |
| Inter-item korel. | 0.038 | -0.203 | 0.378 | 0.015 |

S pomočjo programa LISREL 8 (Joreskog & Sorbom, 1988, 1991b) smo opravili Konfirmatorno analizo enofaktorskega modela Bortnerjeve lestvice po obeh poteh:

1. Z uporabo algoritma WLS (ki ne zahteva normalnosti distribucije - z vhodno matriko Polihoričnih korelacijskih koeficientov, predpostavljač zveze med ordinalnimi variablami, in z Asimptotsko kovariančno matriko kot pondersko matriko - obe izračuna LISRELov "predprogram" PRELIS 2).

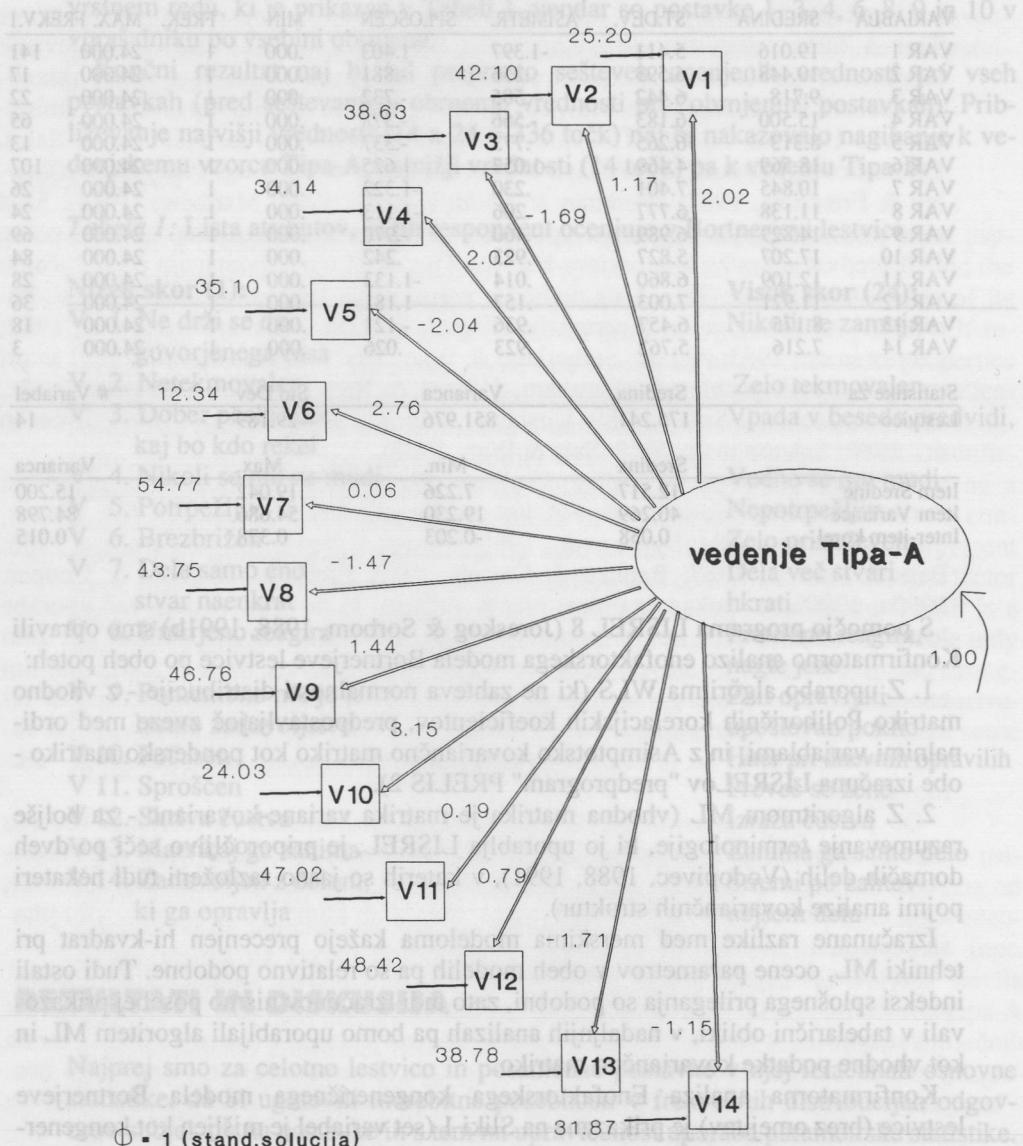
2. Z algoritmom ML (vhodna matrika je matrika varianc-kovarianc - za boljše razumevanje terminologije, ki jo uporablja LISREL, je priporočljivo seči po dveh domačih delih (Vodopivec, 1988, 1991), v katerih so jasno razloženi tudi nekateri pojmi analize kovariančnih struktur).

Izračunane razlike med merskima modeloma kažejo precenjen hi-kvadrat pri tehniki ML, ocene parametrov v obeh modelih pa so relativno podobne. Tudi ostali indeksi splošnega prileganja so podobni, zato tudi izračunov nismo posebej prikazovali v tabelarični obliki, v nadaljnjih analizah pa bomo uporabljali algoritem ML in kot vhodne podatke kovariančno matriko.

Konfirmatorna analiza Enofaktorskega kongeneričnega modela Bortnerjeve lestvice (brez omejitev) je prikazana na Sliki 1 (set variabel je mišljen kot kongeneričen takrat, ko vse variable merijo isto lastnost oz. faktor, izvzeta je napaka merjenja (Joreskog, 1971)). Merska lestvica latentne dimenzije je definirana s fiksiranjem diagonale Fi-matrike na 1, s čimer se pripisuje faktorju varianco ena, torej se enota mere na tej osnovi standardizira (Anderson & Gerbing, 1988; Joreskog & Sorbom, 1988, str. 14, 38, 63, 76).

Pri uporabi parsimoničnih indeksov ujemanja, ki korigirajo indeks glede na stopnjah svobode med preverjanim in ničelnim modelom. Priporoča se uporaba parsimoničnega normiranega indeksa prileganja tipa 2 (PNFI2) -

Slika 1: BORTNER-KONFIRMATORNA F.A.
ENOFAKTORSKI KONGENERIČNI MODEL



$\phi = 1$ (stand.solucija)

Kvadratki predstavljajo merske spremenljivke, ki naj bi odražale konstrukt, ki ga predstavlja oval. Variable V1 do V14 različno močno pojasnjujejo dimenzijo, ki smo jo v skladu s predhodnimi študijami imenovali "VEDENJE TIPA-A". Moč in smer vpliva je razvidna iz višine koeficieta med konstruktom in mersko spremenljivko. Pri spremenljivkah, ki so šibki pokazatelji tega konstrukta, so napake merjenja, ki so prikazane na levi strani pri vsaki spremenljivki, relativno velike. Koeficienti kvadrirane multiple korelacije za vsako variabilo (ki so izračunane kot del rezultatov v LISREL-u), ki pomenijo zanesljivost posamezne spremenljivke, so nepričakovano nizki (glej Tabelo 3).

Tabela 3: Koeficienti zanesljivosti posamezne postavke v Bortnerjevi lestvici - enofaktorski kongenerični model

| Postavka: | V1 | V2 | V3 | V4 | V5 | V6 | V7 |
|---------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| Koef.zaneslj. | .14 | .03 | .11 | .14 | .24 | .37 | .00 |
| Postavka: | V8 | V9 | V10 | V11 | V12 | V13 | V14 |
| Koef.zaneslj. | .12 | .04 | .33 | .00 | .01 | .08 | .05 |

Tudi celotni koeficient determinacije, ki kaže, kako dobro manifestne spremenljivke v celoti služijo kot mera latentne spremenljivke (Vodopivec, 1991) je nizek (0.638).

Nekateri izbrani Indeksi splošnega prileganja podatkov temu preverjanemu modelu (iz LISRELovega outputa) so prikazani v Tabeli 4:

Tabela 4: Indeksi splošnega prileganja podatkov enofaktorskemu kongeneričnemu modelu Bortnerjeve lestvice (imena indeksov namenoma niso izražena v prevodu zaradi lažje primerjave z indeksi, ki jih najdemo v literaturi).

CHI-SQUARE WITH 77 DEGREES OF FREEDOM = 569.312 (P = 0.00)

GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.887

ADJUSTED GOODNESS OF FIT INDEX (AGFI) = 0.846

PARSIMONIČNI GOODNESS OF FIT INDEX (PGFI) = 0.650

NORMED FIT INDEX (NFI) = 0.399

NON-NORMED FIT INDEX (NNFI) = 0.320

PARSIMONIČNI NORMED FIT INDEX (PNFI) = 0.338

PARS. NORMED FIT INDEX TIPA-2 (PNFI2) = 0.367

Zelo velik Hi-kvadrat kaže na izrazito neustreznost modela glede na empirične podatke (model je zavrnjen s praktično ničelno možnostjo napake alfa). Zaradi velike odvisnosti te ocene parametra od numerusa (Joreskog & Sorbom, 1988, str. 42-43) so upoštevani tudi drugi indeksi ujemanja (sicer tudi ne "imuni" pred vplivom velikosti vzorca - Anderson & Gerbing, 1984; Marsh, Balla & McDonald, 1988), ki pa kažejo enako tendenco (če so indeksi blizu 1, je ujemanje veliko, če so blizu 0, pa malo - za NFI je npr. predlagan kriterij 0.9 - Bentler & Bonett, 1980). Najbolj priporočljiva je uporaba parsimoničnih indeksov ujemanja, ki korigirajo indeks glede na razmerje v stopnjah svobode med preverjanim in ničelnim modelom. Priporoča se uporaba Parsimoničnega normiranega indeksa prileganja tipa 2 (PNFI2) -

Vodopivec, 1991, str. 16 ali NNFI, ki naj bi bil najbolj neodvisen od velikosti vzorca (Marsh in dr., 1988).

Glede na to, da so raziskovalci v nekaj študijah poizkušali preverjati ustreznost Bortnerjeve lestvice s klasičnimi psihometričnimi analizami, smo tudi mi izračunali klasični indeks reliabilnosti lestvice - indeks interne konsistentnosti testa ali Cronbachov Alfa koeficient zanesljivosti, ki ocenjuje povprečje vseh možnih split-half ocen zanesljivosti znotraj testa. Alfa = 0.364 (kar je še manj kot v drugih študijah, kritičnih do "Bortnerja") - Edwards, Baglioni & Cooper, 1990a, 1990b), vendar moramo pri aplikaciji koeficiente Alfa paziti vsaj na dve težavi. (a) Alfa predpostavlja, da so variable v lestvici Tau-ekvivalentne (torej da so v enaki meri zasičene - obtežene z ocenjevano latentno dimenzijo). Razlika med hi-kvadratoma, izračunanimi pri nerestriktivnem modelu (569.312 - df=77) in pri modelu pod restrikcijo Tau-ekvivalentnosti (857.163 - df=90) znaša 287.850, kar je pri 3 sproščenih stopnjah prostosti visoko pomembna vrednost. Iz tega sledi, da predpostavka o Tau-ekvivalentnosti za Enofaktorski kongenerični model Bortnerjeve lestvice ne drži! (b) Prav tako pa koeficient Alfa ne preverja tudi predpostavke o tem, ali je lestvica resnično enodimenzionalna, čeprav na njej bazira. Zato je izračunani koeficient Alfa podcenjen.

Iz povedanega torej sledi, da enofaktorska struktura (kakršno naj bi merila Bortnerjeva lestvica) ne drži. Ali je možno, da je lestvica večdimenzionalna? Eksperimentalna evidenca kaže na sum, da je tako (Edwards in dr., 1990a, 1990b).

Predpostavko o večdimenzionalnosti smo preverili najprej z Eksploratorno faktorsko analizo (Metoda: MAXIMUM LIKELIHOOD, Rotacija: OBLIQUE (Norušis, 1988)).

Kombinacija kriterijev Cattella (Scree test) in Kaiserja (upoštevanje le lastnih vrednosti, ki so večje od 1 - glej Sliko 2) narekuje odločitev za dvofaktorsko strukturo (oba faktorja pojasnila le ca. 29 odstotkov celotne variance, ostali faktorji pa razdrobljeno ostalo varianco).

Faktorja smo interpretirali s pomočjo merjenih variabel - postavk v Bortnerjevi lestvici in sicer hierarhično (glede na velikost saturacije posamezne postavke s posameznim faktorjem):

1. FAKTOR: **HITROST** oz. "časovna stiska" - glavna koomponenta (Zelo prizadeven, Hiter pri dnevnih opravilih, Vedno se mu mudi, Nikoli ne zamuja)
2. FAKTOR: **TEKMOVALNOST** oz. "empatično vedenje" (Preveč se žene, Pretirano reagira, Nagle jeze, Nepotrežljiv, Vedno se mu mudi, Dela več stvari hkrati, Vpada v besedo, Stremi po zahtevnejšem delu)

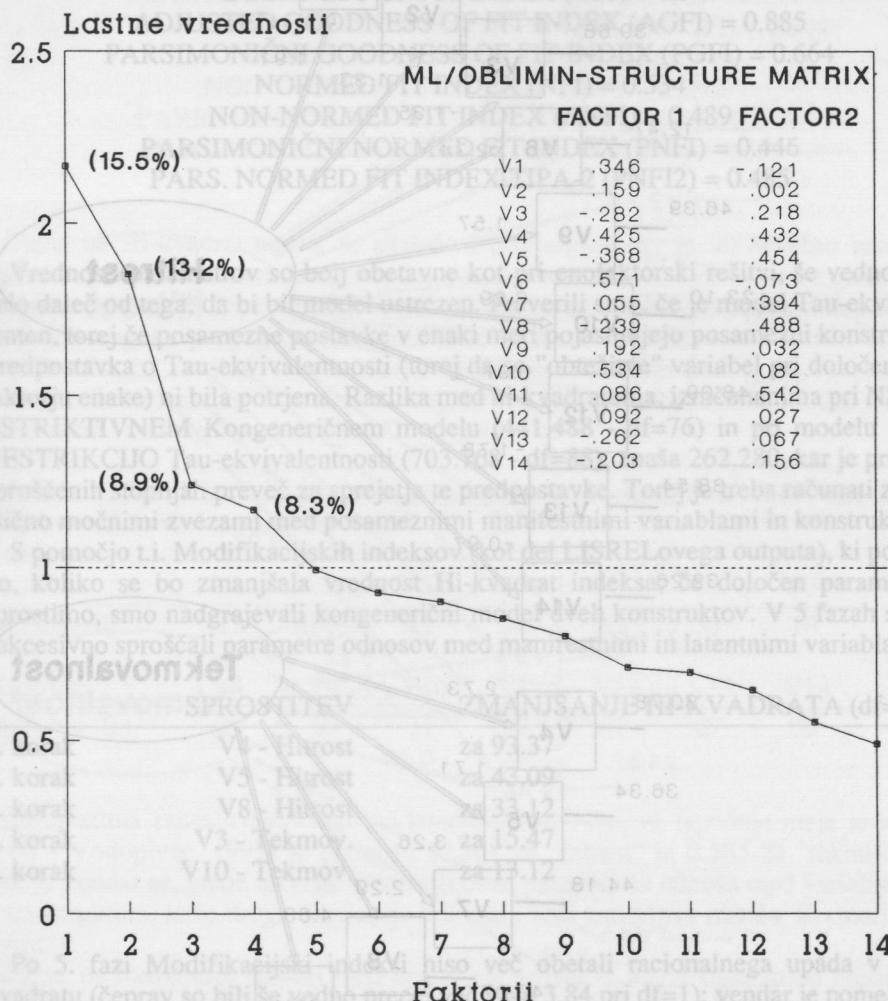
Rešitev je glede faktorske strukture v osnovi skladna z nekaterimi prejšnjimi študijami (Edwards in dr., 1990a), zato smo se odločili, da bomo stabilnost strukture preverili s konfirmatorno faktorsko analizo.

V konfirmativni analizi dvofaktorskega kogeneričnega modela smo vsako variabilo priredili le enemu od obeh faktorjev - sistemu, s katerim ima najvišjo korelacijo (glej Sliko 3).

Na koncu je potreben spominski omen na konfirmatorno faktorsko analizo, ki jo je v našem primeru izvedel Edward (Edwards, 1990a).

Indeksi splošnega prileganja oziroma ujemanja podatkov s postavljenim modelom so prikazani v Tabeli 5:

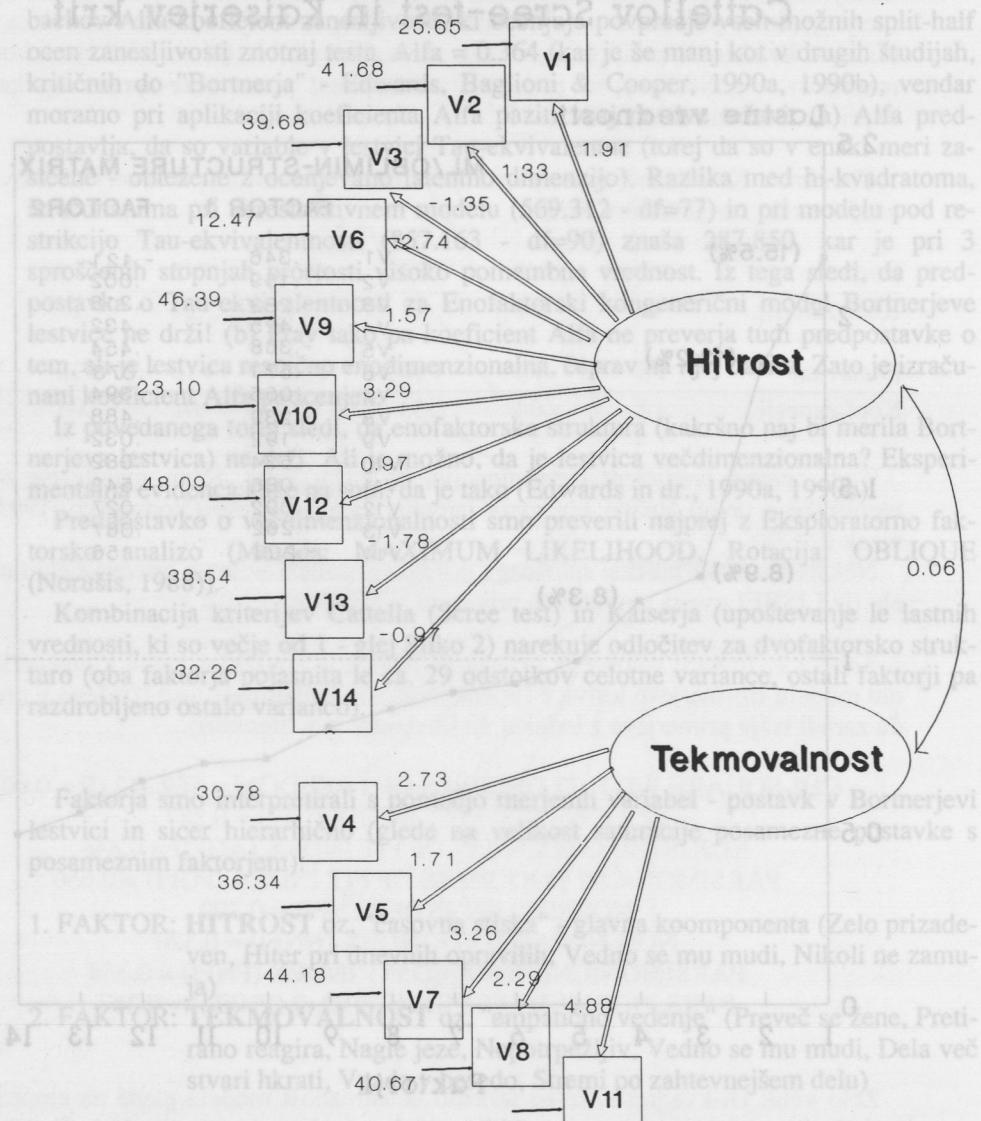
Slika 2: EKSPLORATORNA F.A. – Bortner Cattellov Scree-test in Kaiserjev krit.



(v oklepajih je percent variance, ki jo pojasnjuje posamezni faktor)

Vedopivec, 1991), svetlo ali NNFI, ki naj bi bil najbolj neodvisen od velikosti vzorca (Marsh in dr., 1988).

Slika 3: BORTNER-KONFIRMATORNA F.A. DVOFAKTORSKI KONGENERIČNI MODEL



$$\Phi = 1 \text{ (standardiz.solucionja)}$$

Preverili smo, da je model konzistent z eksperimentalno podajo, saj so vse predpostavke o vrednosti korelacij med faktorji načrtovane.

V konfirmativni analizi dvofaktorskega kogeneričnega modela smo vsako variabilo pripredili le enemu od obih faktorjev - tistem, s katerim ima najvišjo korelacijo (glej Sliko 3).

Indeksi splošnega prileganja oziroma ujemanja podatkov s postavljenim modelom so prikazani v Tabeli 5:

Tabela 5: Indeksi splošnega prileganja podatkov dvofaktorskemu kongeneričnemu modelu Bortnerjeve lestvice.

CHI-SQUARE WITH 76 DEGREES OF FREEDOM = 441.488 (P = 0.00)

GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.917

ADJUSTED GOODNESS OF FIT INDEX (AGFI) = 0.885

PARSIMONIČNI GOODNESS OF FIT INDEX (PGFI) = 0.664

NORMED FIT INDEX (NFI) = 0.534

NON-NORMED FIT INDEX (NNFI) = 0.489

PARSIMONIČNI NORMED FIT INDEX (PNFI) = 0.446

PARS. NORMED FIT INDEX TIPA-2 (PNFI2) = 0.485

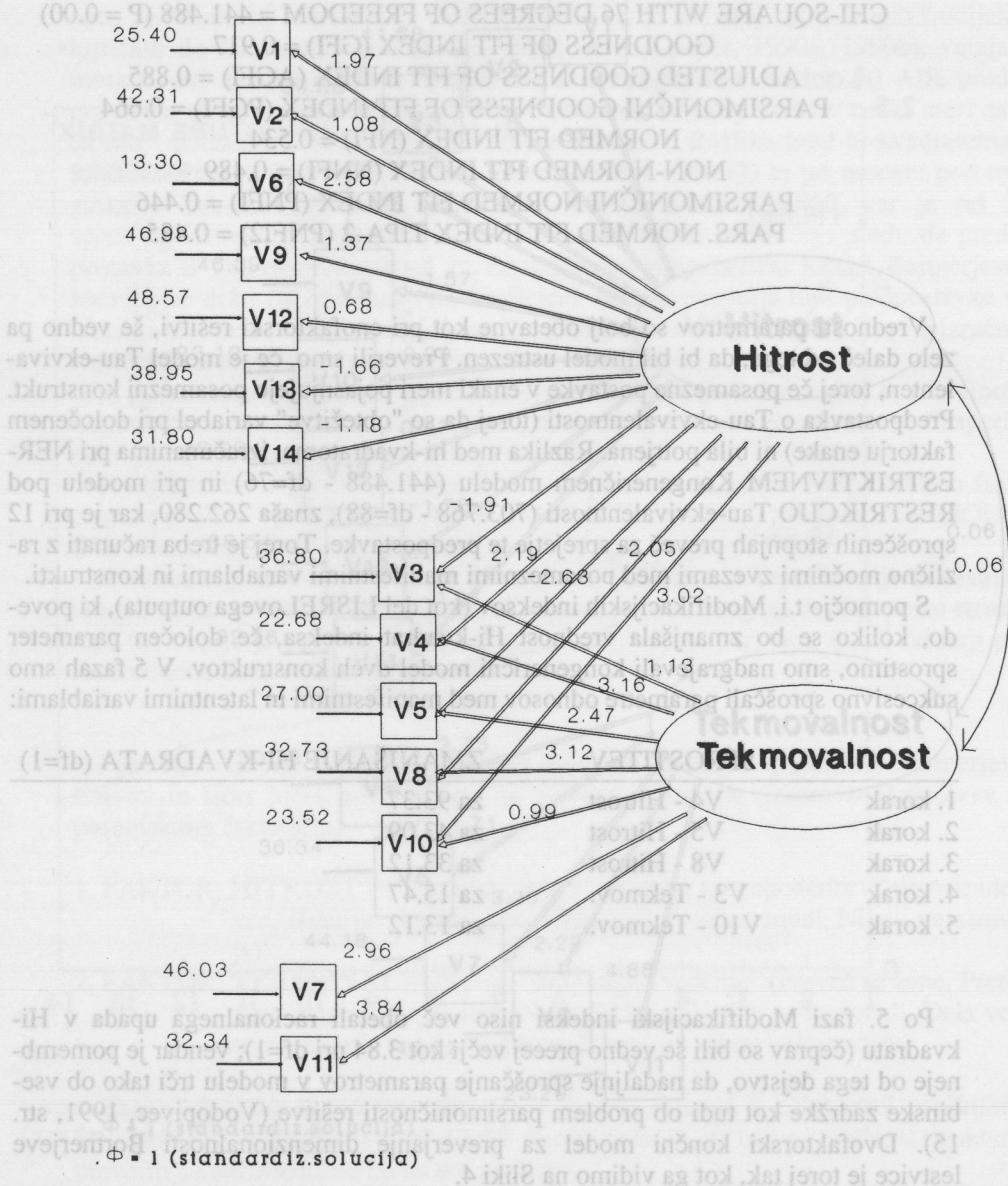
Vrednosti parametrov so bolj obetavne kot pri enofaktorski rešitvi, še vedno pa zelo daleč od tega, da bi bil model ustrezен. Preverili smo, če je model Tau-ekvivalenten, torej če posamezne postavke v enaki meri pojasnjujejo posamezni konstrukt. Predpostavka o Tau-ekvivalentnosti (torej da so "obtežitve" variabel pri določenem faktorju enake) ni bila potrjena. Razlika med hi-kvadratom, izračunanim pri NERESTRIKTIVNEM Kongeneričnem modelu (441.488 - df=76) in pri modelu pod RESTRIKCIJO Tau-ekvivalentnosti (703.768 - df=88), znaša 262.280, kar je pri 12 sproščenih stopnjah preveč za sprejetje te predpostavke. Torej je treba računati z različno močnimi zvezami med posameznimi manifestnimi variablami in konstruktmi.

S pomočjo t.i. Modifikacijskih indeksov (kot del LISRELovega outputa), ki povedo, koliko se bo zmanjšala vrednost Hi-kvadrat indeksa, če določen parameter sprostimo, smo nadgrajevali kongenerični model dveh konstruktov. V 5 fazah smo usukcesivno sproščali parametre odnosov med manifestnimi in latentnimi variablami:

| | SPROSTITEV | ZMANJŠANJE HI-KVADRATA (df=1) |
|----------|---------------|-------------------------------|
| 1. korak | V4 - Hitrost | za 93.37 |
| 2. korak | V5 - Hitrost | za 43.09 |
| 3. korak | V8 - Hitrost | za 33.12 |
| 4. korak | V3 - Tekmov. | za 15.47 |
| 5. korak | V10 - Tekmov. | za 13.12 |

Po 5. fazi Modifikacijski indeksi niso več obetali racionalnega upada v Hi-kvadratu (čeprav so bili še vedno precej večji kot 3.84 pri df=1); vendar je pomembnejše od tega dejstvo, da nadaljnje sproščanje parametrov v modelu trči tako ob vsebinske zadržke kot tudi ob problem parsimoničnosti rešitve (Vodopivec, 1991, str. 15). Dvofaktorski končni model za preverjanje dimenzionalnosti Bortnerjeve lestvice je torej tak, kot ga vidimo na Sliki 4.

Slika 4: BORTNER-KONFIRMATORNA F.A. DVOFAKTORSKI KONČNI MODEL



Indeksi splošnega prileganja oz. ujemanja za ta model pa so prikazani v Tabeli 6.

Tabela 6: Indeksi splošnega prileganja podatkov dvofaktorskemu končnemu modelu Bortnerjeve lestvice.

CHI-SQUARE WITH 71 DEGREES OF FREEDOM = 243.321 (P = 0.00)
 GOODNESS OF FIT INDEX (GFI) = 0.953
 ADJUSTED GOODNESS OF FIT INDEX (AGFI) = 0.931
 PARSIMONIČNI GOODNESS OF FIT INDEX (PGFI) = 0.644
 NORMED FIT INDEX (NFI) = 0.743
 NON-NORMED FIT INDEX (NNFI) = 0.742
 PARSIMONIČNI NORMED FIT INDEX (PNFI) = 0.580
 PARS. NORMED FIT INDEX TIPO-2 (PNFI2) = 0.627

Glede na Hi-kvadrat model še zdaleč ni potrjen, čeprav je bil dosežen znaten napredok glede na osnovni kongenerični dvofaktorski model in seveda tudi glede na enofaktorski model. Enako tendenco kažejo tudi drugi indeksi splošnega prileganja.

Merske napake pri posameznih manifestnih variablah so glede na "pravo vrednost" velike in z njimi v sorazmerju. Koeficienti zanesljivosti (glej Tabelo 7) posameznih variabel so zelo različni, čeprav je glede na enofaktorski model vidna sprememba "na bolje" pri V4, V5, V7, V8 IN V11.

Tabela 7: Koeficienti zanesljivosti posamezne postavke v Bortnerjevi lestvici - dvofaktorski končni model.

| Postavka: | V1 | V2 | V3 | V4 | V5 | V6 | V7 |
|----------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| Koef.zanесlj.: | .13 | .03 | .11 | .41 | .31 | .33 | .16 |
| Postavka: | V8 | V9 | V10 | V11 | V12 | V13 | V14 |
| Koef.zaneslj.: | .29 | .04 | .31 | .31 | .01 | .07 | .05 |

Kompozitna zanesljivost vsake od latentnih spremenljivk (spodnja meja je vsaj 0.600 - Vodopivec, 1991) je podobna (0.561 za "hitrost" in 0.585 za "tekmovljnost"). Vendar se, glede na višje vrednosti ocen parametrov odnosa med variablami in konstruktom, kaže druga dimenzija kot malo bolj zanesljiva mera v Bortnerjevi lestvici).

Glede na t-vrednosti (odnos med oceno parametra in njeno standardno napako) kot tudi glede na same ocene parametrov na Sliki 4, je moč zaključiti, da variable 12, 2 in 14 za faktor "Hitrosti" ter variabli 3 in 10 pri faktorju "Tekmovalnosti" najmanj prispevajo k pojasnitvi latentne dimenzije.

V tem smislu bi lahko latentni dimenzijski - kljub zelo šibkim zagotovilom o zanesljivosti takega zaključka - opredelili takole (in prav v tem vrstnem redu po "moči pojasnjevanja"!):

HITROST:

| | |
|-----------------------|------|
| Hiter pri dnev.oprav. | V10 |
| Potrežljiv | -V5 |
| Zelo prizadeven | V6 |
| Vedno se mu mudi | V4 |
| Umirjeno reagira | -V8 |
| Nikoli ne zamuja | V1 |
| Dober poslušalec | -V3 |
| Marsikaj ga zanima | -V13 |

TEKMOVALNOST:

| | |
|-------------------------------|-----|
| Preveč se žene | V11 |
| Vedno se mu mudi | V4 |
| Pretirano reagira, nagle jeze | V8 |
| Dela več stvari hkrati | V7 |
| Nepotrpežljiv | V5 |

ZAKLJUČKI

Prvi rezultati so nakazali nepričakovano nizko vrednost pokazateljev zanesljivosti Bortnerjeve lestvice glede na sumarni rezultat, torej je neustrezna uporaba sumarnega skora kot pokazatelja vedenjskega vzorca Tipa-A. To je pokazala tudi konfirmatorna analiza, saj enofaktorski model ni bil potrjen.

Vedenjski vzorec Tipa-A, kot naj bi ga merila Bortnerjeva lestvica, je torej po vseh pokazateljih večdimenzionalen konstrukt (najverjetnej kompozit dveh dimenzij - HITROSTI in TEKMOVALNOSTI). Zato je prikazovanje rezultatov lestvice, ki naj bi ta konstrukt merila, upravičeno le v obliki dveh ločenih skorov, od katerih naj bi eden odražal prisotnost lastnosti "hitrosti" in drugi lastnosti "tekmovalnosti", ki naj bi bili obe dela kompozita, imenovanega "Tip-A obnašanje".

Glede na nepotrjeno hipotezo o Tau-ekvivalentnosti inštrumenta, torej o tem, da vsaka od postavk v vprašalniku prispeva h končnemu rezultatu enako količino informacije o merjenem konstraktu, bi bilo še bolj upravičeno, da bi pri vrednotenju rezultatov upoštevali različne "obtežitve" (ponderje), ki bi jih dodajali vsaki postavki ob njihovem seštevanju v končni dvodimenzionalni rezultat, kar pa bi bil, resnici na ljubo, v praksi (zlasti brez pomoči računalnika) dokaj neprikladen posel.

V praksi bi morali poleg navedenih priporočil pri detektiranju vedenjskega vzorca Tipa-A uporabljati Bortnerjevo lestvico nujno v kombinaciji s katero od drugih lestvic (ki smo jih že našteli), zanje pa so nekatere študije tudi pokazale, da jih moramo obravnavati kot indikatorje le nekaterih delov večdimenzionalnega konstrukta - vedenja Tipa-A, od katerih se nekateri deloma, drugi pa se sploh ne pokrivajo s temi, ki jih meri Bortnerjeva lestvica.

Evidentno pa je, da se je Bortnerjeva lestvica kot instrument za merjenje vedenjskega vzorca Tipa-A v obliki enodimenzionalnega rezultata (kar je danes sicer običaj v naši in tuji praksi) pokazala kot tako šibek instrument, da je njegova klasična uporaba popolnoma neupravičena. Zavedati bi se morali dejstva, da Bortnerjeva lestvica tudi kot instrument za merjenje dveh dimenzij služi le kot pokazatelj nekaterih specifičnih komponent vedenja Tipa-A, ne pa kar Tipa-A vedenja v celoti. Zato je najbrž zelo slabo uporaben pri iskanju tega vedenjskega vzorca kot "detektorja" določenih kardiovaskularnih obolenj v naši klinični praksi. Na šibkost

te lestvice, ki naj bi diagnosticirala vedenjski Tip-A, kažejo tudi znamenja iz nekaterih analiz eksterne validacije instrumenta (glede na klinične in psihofiziološke kriterije, ki naj bi bili v povezavi z določenimi tipi obnašanja, katere lahko z enim izrazom imenujemo "vedenjski vzorec Tipa-A"); analize še niso zaključene (Bucik, Brenk & Vodopivec, 1992).

Poleg ostalega je treba reči, da vsi očitki in dvomi, ki se porajajo ob drugih samoocenitvenih inštrumentih s področja opisovanja osebnostne strukture (npr. vpliv različnih odgovornih setov), veljajo tudi za Bortnerjevo lestvico (na primer dajanje socialno zaželenih odgovorov - Furnham, 1986).

Precej težko je torej priporočati uporabo Bortnerjeve lestvice tudi v obliki dvodimenzionalnega instrumenta. V resnici je "Bortnerja" kot instrument za merjenje nekaterih komponent vedenjskega Tipa-A težko priporočati v katerikoli obliki.

LITERATURA

- Abbott, J., Sutherland, C. & Watt, D. (1987). Cooperative Dyadic Interactions, Perceived Control, and Task Difficulty in Type A and Type B Individuals: A Cardiovascular Study. *Psychophysiology*, 24, 1-13.
- Anderson, J.C. & Gerbing, D.W. (1984). The Effect of Sampling Error on Convergence, improper Solutions, and Goodness-of-Fit Indices for Maximum Likelihood Confirmatory Factor Analysis. *Psychometrika*, 49, 155-173.
- Anderson, J.C. & Gerbing, D. W. (1988). Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-Step Approach. *Psychologica Bulletin*, 103, 411-423.
- Bass, C. (1984). Type A Behaviour in Patients with Chest Pain: Test-Retest Reliability and Psychometric Correlates of Bortner Scale. *Journal of Psychosomatic Research*, 28, 289-300.
- Bass, C. & Akhras, F. (1987). Physical and Psychological Correlates of Severe Heart Disease in Men. *Psychological Medicine*, 17, 695-703.
- Bennett, P. & Carroll, D. (1989). The Assessment of Type A Behaviour: A Critique. *Psychology and Health*, 3, 183-194.
- Bentler, P.M. & Bonett, D.G. (1980). Significance Tests and Goodness of Fit in the Analysis of Covariance Structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Booth-Kewley, S. & Friedman, H.S. (1987). Psychological Predictors of Heart Disease: A Quantitative Review. *Psychological Bulletin*, 101, 343-362.
- Bucik, V., Brenk, K. & Vodopivec, B. (1992). The Confirmatory Validation of the Bortner Type A Scale. *International Journal of Psychology*, 27, 383.
- Byrne, D.G., Rosenman, R.H., Schiller, E. & Chesney, M.A. (1985). Consistency and Variation among Instruments purporting to measure the Type A Behavior Pattern. *Psychosomatic Medicine*, 47, 242-261.
- Cottier, C., Adler, R., Vorkauf, H., Gerber, R., Hefer, T. & Hurny, C. (1983). Pressured Pattern or Type A Behavior in Patients with Peripheral Arteriovascular Disease: Controlled Retrospective Exploratory Study. *Psychosomatic Medicine*, 45, 187-193.
- Edwards, J.R., Baglioni, A.J.Jr. & Cooper, C.L. (1990a). The psychometric properties of the Bortner Type A Scale. *British Journal of Psychology*, 81, 315-333.
- Edwards, J.R., Baglioni, A.J.Jr. & Cooper, C.L. (1990b). Examining the Relationships Among Self-Report Measures of the Type A Behavior Pattern: The Effects of

- Dimensionality, Measurement Error, and Differences in Underlying Constructs. *Journal of Applied Psychology*, 75, 440-454.
- Flanery, R.B. & Bowen, M.A. (1986). Concordance in the Framingham and Bortner Type A Behavior Scales: Preliminary Inquiry. *Psychological Reports*, 59, 294.
- French-Belgian Collaborative Group (1982). Ischemic Heart Disease and Psychological Patterns. *Advances in Cardiology*, 29, 25-31.
- Friedman, H.S. & Booth-Kewley, S. (1988). Validity of the Type A Construct: A Reprise. *Psychological Bulletin*, 104, 381-384.
- Furnham, A. (1986). The Social Desirability of the Type A Behaviour Pattern. *Psychological Medicine*, 16, 805-811.
- Furnham, A., Hillard, A. & Brewin, C.R. (1985). Type A Behavior Pattern and Attributions of Responsibility. *Motivation and Emotion*, 9, 39-51.
- Gallacher, J.E.J., Beswick, A.D., Jones, D.M. & Turkington, E.E. (1988). Type A Behaviour and Pressor Response in a Representative Sample of Middle-Aged Men. *Journal of Psychosomatic Research*, 32, 51-61.
- Gallacher, J.E.J. & Smith, G.D. (1989). A Framework for the Adaptation of Psychological Questionnaires for Epidemiological use: An Example of the Bortner Type A Scale. *Psychological Medicine*, 19, 709-717.
- Joreskog, K.G. (1971). Statistical Analysis of Sets of Congeneric Tests. *Psychometrika*, 36, 109-133.
- Joreskog, K.G. & Sorbom, D. (1988). *LISREL VII - A Guide to the Program and Applications*. Chicago: SPSS Inc.
- Joreskog, K.G. & Sorbom, D. (1991a). New Features in PRELIS 2. Univerza v Uppsalii (Delovno gradivo).
- Joreskog, K.G. & Sorbom, D. (1991b). New Features in LISREL 8. Univerza v Uppsalii (Delovno gradivo).
- Julius, S. & Cottier, C. (1983). Behavior and Hypertension. V: Demboski, T.M., Schmidt, T.H. & Blunchen, G. (Eds.). *Biobehavioral Bases of Coronary Heart Disease*. Basel: Karger AG.
- Kirschner, G., Albright, G.L. & Andreassi, J.L. (1989). Personality and Performance: An Examination of Type A and B Constructs. *Perceptual and Motor Skills*, 68, 1107-1114.
- Marsh, H.W., Balla, J.R. & McDonald, R.P. (1988). Goodness-of-Fit Indexes in Confirmatory Factor Analysis: The Effect of Sample Size. *Psychological Bulletin*, 103, 391-410.
- Matthews, K.A. (1982). Psychological Perspectives on the Type A Behavior Pattern. *Psychological Bulletin*, 91, 293-323.
- Matthews, K.A. (1988). Coronary Heart Disease and Type A Behaviors: Update on and Alternative to the Booth-Kewley and Friedman (1987) Quantitative Review. *Psychological Bulletin*, 104, 373-380.
- Mayes, B.T., Sime, W.E. & Ganster, D.C. (1984). Convergent Validity of Type A Behavior Patterns Scales and their Ability to Predict Physiological Responsiveness in a Sample of Female Public Employees. *Journal of Behavioral Medicine*, 7, 83-108.
- Morell, M.A. (1989). Psychophysiological Stress Responsivity in Type A and B Female College Students and Community Women. *Psychophysiology*, 26, 359-368.
- Norusis, M.J. (1988). *SPSS-X (TM) Advanced Statistics Guide*. 2nd Edition. Chicago: SPSS Inc.

O'Looney, B.A. & Harding, C.M. (1985). A Psychometric Investigation of Two Measures of Type A Behaviour in a British Sample. *Journal of Chronic Diseases*, 38, 841-848.

Pfiffner, D., Lanfranconi, B., Nill, R. & Buzzi, R. (1989). Type A Behavior, performance, Psychophysiological Reactivity and Personality Patterns in Healthy Men. *Journal of Psychophysiology*, 3, 155-167.

Rosenman, H.R. (1987). Type A Behavior and Hypertension. V S. Julius & D.R. Bassett (Eds.), *Handbook of Hypertension*, Vol. 9: Behavioral Factors and Hypertension. Amsterdam: Elsevier Science Publishers B.V.

Salmon, P., Pearce, S., Smith, C.C.T., Manyande, A., Heys, A., Peters, N. & Rashid, J. (1989). Anxiety, Type A Personality and Endocrine Responses to Surgery. *British Journal of Clinical Psychology*, 28, 279-280.

Suls, J. & Wan, C.K. (1989). The Relation Between Type A Behavior and Chronic Emotional Distress: A Meta-Analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 503-512.

Van Egeren, L.F., Fabrega, H. & Thornton, D.W. (1983). Electrocardiographic Effects of Social Stress on Coronary-Prone (Type A) Individuals. *Psychosomatic Medicine*, 45, 195-203.

Vodopivec, B. (1988). Epistemološki vidiki analize kovariančnih struktur. *Anthropos*, 4-6, 46-57.

Vodopivec, B. (1991). Nova spoznanja pri analizi modelov struktturnih enacb. Ljubljana: Filozofska fakulteta, Oddelek za Psihologijo (Interni gradivo).

ABSTRACT

A study of defensive and protective behaviour of patients with working disturbances was performed, which comprised 53 subjects with such disturbances and 53 healthy subjects. The experimental group has physical disturbances which diminished their ability for work. Data on the subjects of the two groups were assessed by means of The Profil Emotions Index (Plutchik), The Life Style Index (Kellerman), The Splitting Scale (Gerson), The Projective Identification Scale and the Cornell Index 2 (Weider). The data gathered indicate that the personality of the subjects with working disturbances is unstable and badly integrated. They have modifications of the ego which are consequence of ego deficits.

UVOD

M. Petelin v svoji disertaciji poudarja, da se lahko začne zdravljenje bolnikov s funkcionalnimi motnjami (pri katerih z zdravniškimi preiskavami ni mogoče odkriti bolezniško spremenjenih organov ali fizioloških procesov) in psihosomatskimi motnjami šele takrat, ko spoznamo njihove obrambne mehanizme (Petelin, 1980). Spitz ugotavlja, da so psihosomatske motnje pogojene zlasti z neoptimalno simbiozo otroka in matere. Ravno v obdobja simbioze nastopijo prve, najenostavnnejše obrambe, kakršni sta zanikanje in projekcija, ki jima sledita še splitting in projektivna identifikacija.

Ego in superego obstajata tedaj zgolj v zamislih, meja med zavestjo, predzavestjo in nezavednostjo pa ni začrtana, otrok ni zmožen ovati preizkus realnosti. O strukturiranosti subjekta v tem življenjskem obdobju se očituječe govoriti. V tem razvo-

