

**PSIHOLOŠKE
RAZISKAVE**

**PSYCHOLOGY
RESEARCH**

Janek Musek
**VELIKI
FAKTOR
OSEBNOSTI**

131-152

UNIVERZA V LJUBLJANI
FILOZOFSKA FAKULTETA
ODDELEK ZA PSIHOLOGIJO
AŠKERČEVA 2
SI-1000 LJUBLJANA

::POVZETEK

STRUKTURALNI MODELI SO RAZVILI tako na kognitivnih kot na konativnih področjih osebnosti. V najnovejšem času so se pojavili raziskovalni empirični izsledki, ki kažejo na obstoj in pomen generalnega faktorja osebnosti (GFO ali Veliki eden) v domeni petfaktorskega modela osebnosti. Ti izsledki v pomembni meri spreminjajo doslej veljavne hierarhične modele osebnostne strukture. Ob tem pa porajajo vprašanje, ali GFO morda ni sestavina še bolj generalnega faktorja, ki zajema celotno konativno območje osebnosti. V tej študiji so bile narejene multivariatne strukturne analize 18 kompleksnih psiholoških spremenljivk, vključujoč pet velikih, samopodobo, samospoštovanje, diskrepance jaza, konstruane jaza, spolne sheme, emocionalnost, psihično blagostanje in psihično zdravje. Rezultati so prepričljivo pokazali obstoj distinktivnega generalnega faktorja na vrhu strukturne hierarhije spremenljivk v modelu. Ugotovljeni generalni faktor lahko interpretiramo kot Veliki faktor osebnosti (VFO). Zelo visoko korelira z GFO, vendar pa prispeva tudi signifikantno dodatno informacijo. Lahko torej rečemo, da rezultati raziskave podpirajo koncept generalnega faktorja, ki zajema celotno nekognitivno območje osebnosti.

Ključne besede: Osebnost, struktura osebnosti, temeljne dimenzije osebnosti, pet velikih, velika dva, veliki eden, generalni faktor osebnosti (GFO)

ABSTRACT

THE BIG COMPREHENSIVE FACTOR OF PERSONALITY

Structural models have been developed in both cognitive and conative fields of personality. Very recently, the empirical psychological research yielded the results that convincingly show the existence and importance of the General Factor of Personality (GFP or the Big One) in the Big Five domain. Consequently, the existent hierarchical models of personality structure should be modified to the essential extent. Moreover, the question arises, whether GFP is in the essence a representative of still more general factor underlying the entire conative sphere of personality. In this study, the structural multivariate analyses of the 19 very complex psychological variables (including the Big Five, self-concept and self-esteem, self-discrepancies, self-construals, gender schema, emotionality, well-being and psychological health) have been conducted. The results convincingly demonstrated the existence of a distinctive general factor at the apex of the structural hierarchy of the variables in the model. This factor has been interpreted as the Big Factor of Personality

(BFP). The BFP correlated very highly with the GFP, yet encompasses some significant additional information. Thus, the results of the study corroborated the idea of a very general dimension underlying the entire non-cognitive domain of personality.

Keywords: Personality, personality structure, basic dimensions of personality, Big Five, Big Two, Big One, General Factor of Personality (GFP)

::UVOD

Raziskovanje in odkrivanje strukture osebnosti je med najpomembnejšimi nalogami psihologije. S tem se je, zgodovinsko gledano, proučevanje osebnosti sploh začelo (zametki tega segajo v antični čas, samo spomnimo se Hipokratovega nauka o temperamentih). Že pred več kot sto leti pa se je začelo tudi pravo znanstveno raziskovanje strukture osebnosti in sicer na področju kognitivne domene osebnosti, natančneje na področju kognitivnih sposobnosti z odkritjem generalnega faktorja inteligentnosti ali g-faktorja (Spearman, 1904). Šele desetletja zatem so se začeli oblikovati tudi številni hierarhični modeli osebnostne strukture na drugem velikem področju osebnosti, torej na področju osebnostnih lastnosti in drugih konativnih spremenljivk osebnosti. Med najbolj znanimi so modeli Cattella (Cattell, 1950, 1957, 1965; Cattell, Eber & Tatsuoka, 1987), Guilforda (1959), Eysencka (Eysenck, 1947, 1952, 1970, 1986, 1991, 1992), petfaktorski model (Costa & McCrae, 1992a,b,c; John, 1990; Goldberg, 1990; McCrae & Costa, 1998) in cirkumpleksni model (Wiggins, 1979).

Do nedavnega bi lahko dejali, da je glavna razlika med strukturnimi modeli osebnosti na kognitivnem in konativnem področju ta, da se je na področju kognitivnih sposobnosti močno uveljavil koncept generalnega faktorja inteligentnosti, torej ene same zelo generalne dimenzije kognitivnih sposobnosti, ki obvladuje in penetrira vse pomembnejše komponente. V nasprotju s tem pa se na področju konativnih dimenzij osebnosti tak piramidni hierarhični koncept zares resno ni niti pojavljal. Vsi prevladujoči strukturni modeli konativnih dimenzij osebnosti so sicer želeli identificirati temeljne dimenzije osebnosti, torej najbolj generalne in kompleksne dimenzije osebnosti, vendar so vsi pomembni raziskovalci predpostavljali, da je takšnih temeljnih dimenzij več kot ena sama. Pri tem se raziskovalni modeli in teorije razlikujejo v oceni, koliko je takšnih temeljnih dimenzij: tri (Eysenck, 1952, 1991), pet (petfaktorski model; Goldberg, 1990; John, 1990), morda samo dve (Digman, 1997; cirkumpleksni modeli, npr. Wiggins, 1979) ali celo 16 (Cattell, 1950, 1957). Tako do nedavnega ni bilo pravega piramidnega hierarhičnega modela na področju konativnega prostora osebnosti.

Do obrata je prišlo pred kratkim in sicer s študijo, ki je prva ciljno spregovorila o obstoju generalnega faktorja tudi v okviru prevladujočih nekognitivnih strukturnih modelov osebnosti, zlasti petfaktorskega modela (Musek, 2007). S tem je bil promoviran generalni faktor osebnosti (GFO ali Veliki Eden). Od tedaj je GFO vse bolj v ospredju empiričnega raziskovanja osebnostne strukture. Od pionirskega poskusa (Musek, 2007) dalje so obstoj GFO potrdile številne druge raziskave (Ashton, Lee & Goldberg, 2009; Bäckström, Björklund & Larsson, 2009; Lachman in sod., 2008; Musek, 2008, 2009, 2010; Rocke & Lachman, 2008; Rushton, 2009; Rushton in sod., 2008, 2009; Rushton & Irwing, 2008, 2009; Saucier, 2009; Schermer & Vernon, 2010; Veselka, Schermer, Petrides & Vernon, 2009). V teh raziskavah so bili uporabljeni različni vzorci, zato se zdi, da je GFO zelo robusten in da ga lahko pričakujemo pri vseh pomembnejših segmentih populacije, kjer se pojavljajo normalne medosebne razlike.

Po letu 2007 se je v relativno kratkem času pojavilo najmanj 50 člankov, ki obravnavajo GFO v vrhunskih znanstvenih revijah po svetu. V njih je zajet širok spekter tem, ki segajo od vprašanj o generalnosti in širini GFO (Rushton, 2009; Rushton in Irwing, 2008b, 2009a,b, 2011; Rushton in sod., 2008; Musek, 2009, 2010; Van der Linden, Nijenhuis in Bakker, 2010), o njegovi univerzalnosti (Musek, 2008, 2010, 2011), o njegovi naravi in psihološki vsebini (Ashton, Lee, Goldberg in sod., 2009; Hirschi, 2008; Lachman, 2008; Lachman, Rocke, Rosnick in sod., 2008; Musek, 2007, 2010; Rocke in Lachman, 2008; Van der Linden, Nijenhuis in Bakker, 2010), o njegovi povezanosti z drugimi psihološkimi spremenljivkami (Bäckström, Björklund in Larsson, 2009; Hirschi, 2008; Musek, 2007, 2010; Schermer in Vernon, 2010; Van der Linden, Nijenhuis in Bakker, 2010), do vprašanj, ki zadevajo genetske, nevroznanstvene in evolucijske vidike GFO (Erdle in Ruston, 2010; Musek, 2007, 2010; Rushton in sod., 2008, 2009; Rushton in Irwing, 2009, 2011; Van der Linden, Nijenhuis in Bakker, 2010; Veselka in sod., 2009).

Interpretacije GFO bi lahko v grobem razdelili v dve skupini, "nesubstancionalne" in "substancionalne" (glej tudi Just, 2011). Nekateri raziskovalci opozarjajo na morebitni vpliv slogov odgovarjanja (npr. socialne zaželenosti) in celo drugih artefaktov na korelacije med petimi velikimi (Ashton, Lee, Goldberg in sod., 2009; Bäckström, Björklund in Larsson, 2009; De Vries, 2011). A čeprav ne moremo zanikati povezav GFO s socialno zaželenostjo, se zdi malo verjetno, da bi ga lahko v celoti tolmačili kot njen produkt. Ne le, da parcializacija korelacij med petimi velikimi na račun socialne zaželenosti teh korelacij niti približno ne odpravi (Erdle in Rushton, 2010; Musek, 2010), na podlagi socialne zaželenosti zelo težko razložimo pojavljanje GFO pri ocenah tujih opazovalcev, še zlasti pa težko razložimo njegovo dedljivost in univerzalnost.

Poleg tega je povezanost s socialno zaželenostjo pričakovana s strani evolucijske interpretacije GFO. Le da v tem primeru ne gre za tisto socialno zaželenost, ki se kaže v pristranosti naših kognitivnih shem, temveč za korelacije dejanskih obnašanj, ki so socialno bolj zaželena. Z drugimi besedami, socialna zaželenost ne deluje samo v naših "glavah", temveč predvsem v našem obnašanju, v njej je torej več "substance" kot "sloga" (McCrae in Costa, 1983).

Zato pri večini raziskovalcev GFO prevladuje prepričanje, da gre za dimenzijo s substancialno psihološko vsebino, ki ima evolucijsko in zato tudi genetsko in nevroznanstveno ozadje (Musek, 2007, 2010; Rushton, 2009; Rushton in Irwing, 2008b, 2009a,b; Rushton in sod., 2008; Van der Linden, Nijenhuis in Bakker, 2010; Veselka in sod., 2009).

Med pomembnimi vprašanji, kjer lahko odgovori pomagajo identificirati (psihološko) naravo GFO, je nedvomno tudi vprašanje, kako daleč sega obseg GFO na področju nekognitivnih spremenljivk osebnosti. Razmeroma velike korelacije GFO s prominentnimi dimenzijami emocionalnosti, motivacije, samospoštovanja in psihičnega blagostanja namreč sugerirajo domnevo, da je GFO v resnici reprezentant še globljega in širšega generalnega konativnega faktorja, ki sega preko meja petfaktorskega modela osebnosti. Ta razmislek je tudi izhodišče treh hipotez pričujoče raziskave:

- multivariatne strukturne analize reprezentativnih spremenljivk nekognitivne sfere osebnosti bodo identificirale kompleksno generalno dimenzijo, ki jo bo mogoče interpretirati kot obsežen generalni faktor osebnosti (Veliki faktor osebnosti);
- ta generalna dimenzija bo močno povezana s generalnim faktorjem osebnosti (GFO), vendar bo prispevala signifikantni delež dodatne informacije;
- nekognitivne spremenljivke osebnosti tvorijo piramidno strukturo na vsaj treh ravneh: generalni faktor na vrhu, primarni faktorji in izvirne spremenljivke.

::METODA

::Oblikovanje raziskave

Celotno empirično raziskavo smo načrtovali kot korelacijsko in multivariatno raziskovanje spremenljivk, ki zajemajo glavne nekognitivne vidike osebnostnega delovanja. Po vrsti gre za temeljne dimenzije osebnosti po petfaktorskem modelu osebnosti (energijo, sprejemljivost, vestnost, čustveno stabilnost in odprtost), za dimenzije samopodobe in samospoštovanja (splošno samopodobo, samospoštovanje, diskrepance jaza), za dimenzije psihičnega blagostanja, emocionalnosti ter psihičnega zdravja (globalno psihično blago-

stanje, zadovoljstvo z življenjem, pozitivni afekt, negativni afekt, anksioznost, depresivnost in osamljenost). Vsega skupaj je bilo zajetih 18 spremenljivk, ki reprezentirajo konativno (nekognitivno) sfero osebnosti.

::Udeleženci in postopek

Raziskava temelji na obdelavi podatkov vzorca, v katerega je bilo vključenih 367 oseb, predvsem iz študentske in srednješolske populacije (zadnji razredi srednje šole in celotni razpon fakultetnega študija). V vzorcu je bilo 181 moških in 186 žensk, starih od 17 do 29 let, z aritmetično sredino starosti 19,56 let in s standardnim odklonom starosti 1,96 let.

Udeleženci raziskave so v daljšem časovnem razponu izpolnili vrsto psiholoških vprašalnikov in lestvic, med njimi tudi vse, ki so navedeni v naslednjem razdelku in katerih podatki so bili uporabljeni ter analizirani v tej raziskavi. Podatki so bili izbrani iz izvirne datoteke in obdelani z ustreznimi statističnimi postopki in metodami.

::Aparat

Seznam 20 osebnostnih lastnosti je bil uporabljen z merjenje petih velikih faktorjev osebnosti. Za vsakega od petih faktorjev so bile na osnovi Goldbergovega (1990, 1999) seznama 100 lastnosti izbrane po 4 lastnosti, in sicer za energijo oziroma ekstravertnost (družabnost, energičnost, plahost /obratno vrednotenje/, dominantnost), za sprejemljivost oziroma prijetnost (sebičnost /obratno vrednotenje/, toplina, popustljivost in prijaznost), za vestnost (skrbnost, delavnost, neurejenost /obratno vrednotenje/ in brezvoljnost /obratno vrednotenje/), za čustveno stabilnost nasproti nevroticizmu (potrpežljivost, občutljivost /obratno vrednotenje/, sproščenost in tesnoba) ter za odprtost (ustvarjalnost, originalnost, bistrost in razgledanost). Udeleženci so na 5-stopenjski lestvici ocenili, v kolikšni meri je posamezna postavka izražena pri njih. Zaradi nizkega števila postavk, ki se nanašajo na posamezno dimenzijo, so koeficienti notranje konsistentnosti relativno nizki: energija $\alpha = 0,58$; sprejemljivost $\alpha = 0,46$; vestnost $\alpha = 0,65$; čustvena stabilnost $\alpha = 0,45$; odprtost $\alpha = 0,70$.

Lestvica anksioznosti STAI x-2 (State Trait Anxiety Inventory, Spielberger, Gorsuch & Lushene, 1970) meri anksioznost kot osebnostno potezo (STAI x-2), ki se nanaša na splošno predispozicijo posameznika, da zaznava določene situacije kot ogrožujoče in da se odziva nanje z različno stopnjo stanja anksioznosti. Lestvico sestavlja 20 postavk, na katere mora udeleženec na 4-stopenjski ocenjevalni lestvici označiti, kako pogosto se počuti tako, kot

opisuje posamezna postavka: skoraj nikoli, včasih, pogosto ali skoraj vedno. Za skupni rezultat seštejemo odgovore na posamezno postavko. Sedem postavk točkujemo obrnjen. Možen razpon rezultatov je od 20 do 80. Visoko število točk pomeni visoko izraženo anksioznost. Lamovec (1988) navaja koeficient korelacije $r = 0,80$ z Lestvico manifestne anksioznosti (MAS), kar potrjuje veljavnost lestvice. Notranja konsistentnost lestvice na našem vzorcu je $\alpha = 0,88$.

Lestvica depresivnosti CES-D (The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, Radloff, 1977) je namenjena merjenju trenutne stopnje depresivne simptomatike s poudarkom na afektivni komponenti – na depresivnem razpoloženju. Simptomi so izbrani med tistimi, na katerih temelji diagnoza klinične depresije: depresivno razpoloženje, občutki krivde in brezvrednosti, občutki nemoči in brezupa, psihomotorična zavrtost, izguba apetita, problemi s spanjem. Udeleženec mora na 4-stopenjski ocenjevalni lestvici označiti, kako pogosto se je na določen način počutil oziroma je bila zanj značilna posamezna trditev v zadnjem tednu. Za skupni rezultat seštejemo odgovore na posamezne postavke. Štiri postavke se točkujejo obrnjen. Avtorica poroča o dobrih koeficientih notranje konsistentnosti ($\alpha = 0,84$ do $0,90$) in zanesljivosti v času (r test-retest = $0,45$ do $0,70$). Koeficient notranje konsistentnosti lestvice na našem vzorcu je $\alpha = 0,88$. Faktorska analiza pojasnjuje 48% variance in kaže na obstoj štirih faktorjev: depresivna čustva, pozitivni afekt, somatske motnje in interpersonalni problemi (Radloff, 1977).

Revidirana lestvica osamljenosti UCLA (University of California, Los Angeles; Russell, Peplau in Cutrona, 1980) vsebuje 10 postavk, povezanih z zadovoljstvom z medosebnimi odnosi, in 10 postavk, povezanih z nezadovoljstvom z odnosi, torej s subjektivnimi občutki glede odnosov. Avtorji navajajo tudi skrajšano obliko lestvice, ki vsebuje 4 postavke: dve pozitivni in dve negativni. V naši raziskavi smo uporabili skrajšano verzijo lestvice s štirimi postavkami in dodali še postavko "Počutim se osamljeno/osamljenega". Udeleženci morajo na 4-stopenjski lestvici označiti, kako pogosto se počutijo tako, kot opisuje posamezna postavka: skoraj nikoli, včasih, pogosto ali skoraj vedno. Možen razpon rezultatov na lestvici je od 5 do 20. Avtorji navajajo koeficient notranje konsistentnosti $\alpha = 0,94$ za lestvico z 20 postavkami in $\alpha = 0,75$ za skrajšano lestvico ($\alpha = 0,74$ na našem vzorcu).

Lestvica zadovoljstva z življenjem SWLS (Satisfaction With Life Scale, Diener, Emmons, Larsen in Griffin, 1985) in sicer njena slovenska verzija, pridobljena z metodo prevoda in povratnega prevoda (Avsec, 2000), je bila uporabljena za merjenje splošnega zadovoljstva z življenjem (kognitivni aspekt psihičnega blagostanja). Lestvica sodi med najbolj uporabljane in validirane psihološke merske instrumente. Rezultat na lestvici lahko označimo kot posameznikovo globalno oceno kvalitete svojega življenja glede na osebne kriterije. Lestvico

sestavlja pet postavk, na katere mora udeleženec odgovoriti na lestvici od 1 (sploh ne drži) do 7 (popolnoma drži). Za skupni rezultat seštejemo odgovore na vseh pet postavk. Pavot in Diener (1993) navajata dobre koeficiente notranje konsistentnosti (0,79 do 0,89) in retestne zanesljivosti (0,50 do 0,84). V našem vzorcu smo dobili vrednost Cronbachovega koeficienta alfa 0,86. Njena monofaktorska struktura je bila pri pričujočem vzorcu potrjena s konfirmatorno faktorsko analizo po metodi LISREL ($\chi^2 = 5,13$; $p = 0,16$; RMSEA = 0,037).

Lestvica pozitivnega in negativnega afekta PANAS (The Positive and Negative Affect Schedule; Watson, Clark in Tellegen, 1988). Slovenska verzija (prevedena z metodo prevoda in povratnega prevoda; Avsec, 2000) je bila uporabljena kot mera pozitivne in negativne emocionalnosti. PANAS vsebuje dve lestvici, lestvico pozitivnega afekta (PA) in lestvico negativnega afekta (NA), obe sestavljeni iz 10 kratkih postavk, reprezentativnih za ključne vidike pozitivne in negativnega emocionalnosti. Udeleženci morajo na ocenjevalni lestvici od 1 do 5 označiti, kako pogosto na splošno doživljajo posamezno čustveno. Avtorji izvirne verzije poročajo o koeficientih notranje konsistentnosti od 0,90 do 0,96 za PA in $\alpha=0,84$ do 0,87 za NA, za test-retest korelacijo pa vrednosti 0,47 do 0,68 za PA in 0,39 do 0,71 za NA (Watson in sod., 1988). Pri našem vzorcu je Cronbachov alfa koeficient 0,76 za PA in 0,89 za NA). Eksploratorna faktorska analiza celotne lestvice PANAS je dala pri našem vzorcu dva faktorja, ki zelo visoko korelirata z ustreznima lestvicama PA (0,96) in NA (0,98).

Lestvica splošne samopodobe iz vprašalnika samopodobe SDQ III. Vprašalnik samopodobe za adolescente SDQ III (Self-Description Questionnaire III; Marsh, 1991) obsega 136 postavk in meri 13 vidikov samopodobe. Postavke se vrednotijo na 6-stopenjski ocenjevalni lestvici, od 1 (popolnoma drži) do 6 (sploh ne drži). Za vsako lestvico seštejemo odgovore na ustrezne postavke. V raziskavi smo uporabili le lestvico splošne samopodobe, njena notranja konsistentnost je dokaj visoka ($\alpha=0,86$).

Lestvica samospoštovanja SLCS (Self-Liking and Competence Scale - SLCS; Tafarodi in Swann, 1995). Lestvica SLCS je bila uporabljena kot mera splošnega samospoštovanja (slovenska verzija, prevedena z metodo prevoda in povratnega prevoda; Avsec, 2006). Lestvica vsebuje 20 postavk (10 podlestvico samougajanja in 10 za podlestvico kompetentnosti), ki se ocenjujejo na sedemstopenjski ocenjevalni lestvici. V raziskavi me je zanimalo le splošno samospoštovanje, zato sem upošteval le točkovne vrednosti za splošno (globalno) samospoštovanje, ki so seštevek vseh postavk. Izvirna lestvica SLCS ima sprejemljive merske karakteristike: koeficient notranje konsistentnosti za podlestvico samougajanja je 0,89 in za podlestvico kompetentnosti 0,87, medtem ko je korelacija med obema 0,69 (Tafarodi & Swann, 1995, 2002). Slovenska verzija ima primerljive merske značilnosti: Cronbachov alfa koeficient za podlestvico

samougajanja je 0,86 in za kompetentnost je 0,84 (Avsec, 2006). Pri drugem primerljivem slovenskem vzorcu (N=366) je ta vrednost za globalno lestvico SLCS 0,91 (Musek, 2006).

Lestvica Maskulinnosti - femininnosti (Avsec, 2000), modificirana kot gradivo za vprašalnik maskulinnosti in femininnosti VMF (Avsec in Sočan, 2007).

Lestvice diskrepanc jaza, modificirane po Higginsovem teoretskem modelu samodiskrepanc (Higgins, 1987). V raziskavi sta bili uporabljene dve meri: skori diskrepance med idealnimi in realnimi aspekti jaza in skori diskrepance med realnimi in moralnimi (imperativnimi) aspekti jaza. (Avsec, 2000; Avsec in Musek, 2010).

Lestvici soodvisnega in neodvisnega jaza (Interdependent/Dependent Self Construals; Singelis, 1994) v slovenski verziji (Avsec, 2000; Avsec in Sočan, 2007, str. 85-91).

::REZULTATI IN DISKUSIJA

Osnovni cilj raziskave je jasen: z multivariatno metodologijo preveriti strukturo 18 spremenljivk, ki predstavljajo najpomembnejša področja konativne domene osebnosti in s tem odgovoriti na vprašanje, ali lahko govorimo o generalnem superfaktorju osebnosti zunaj sfere kognitivnih sposobnosti, kjer že več kot sto let poznamo g-faktor. Seveda pa je treba, kot pri večini multivariatnih raziskav, začeti pri korelacijah. Naslednja faza raziskave bo zajela eksploratorne faktorske analize, končna faza pa tudi konfirmatorne analize, s katerimi bi bilo mogoče preveriti postavljene hipoteze.

Izhodišče naših analiz so torej korelacije med 18 spremenljivkami raziskovalnega modela. Prikazane so v Tabeli 1. Že bežen pogled na tabelo pove, da prevladujejo substancialne korelacije (tako pozitivne kot negativne), praktično vse so statistično signifikantne, precej je tudi visokih, ki presegajo absolutno vrednost 0,50. Je torej faktorizacija korelacijske matrike spremenljivk smiselna, so v zadostni meri obtežene s skupnimi faktorji? Ali, če se še drugače vprašamo, se matrika pomembno razlikuje od identitetne matrike, kjer so korelacije med spremenljivkami ničelne?

Tabela 1. Korelacije 18 spremenljivk.

	Ek	Es	Ve	Pr	Od	Sp	Ss	Pe	Ne	Pb	An	De	Os	So	No	Mf	Ri	Rm
Ek	1,00	0,32	0,14	0,15	0,40	0,46	0,47	0,49	-0,24	0,30	-0,41	-0,28	-0,49	-0,09	0,52	0,50	-0,36	-0,24
Es	0,32	1,00	0,17	0,14	0,14	0,42	0,45	0,18	-0,61	0,27	-0,65	-0,49	-0,46	-0,02	0,24	0,12	-0,54	-0,41
Ve	0,14	0,17	1,00	0,37	0,06	0,25	0,24	0,23	-0,12	0,26	-0,21	-0,21	-0,26	0,19	0,12	0,39	-0,44	-0,48
Pr	0,15	0,14	0,37	1,00	0,07	0,17	0,17	0,20	-0,15	0,23	-0,15	-0,13	-0,23	0,21	0,26	0,39	-0,34	-0,34

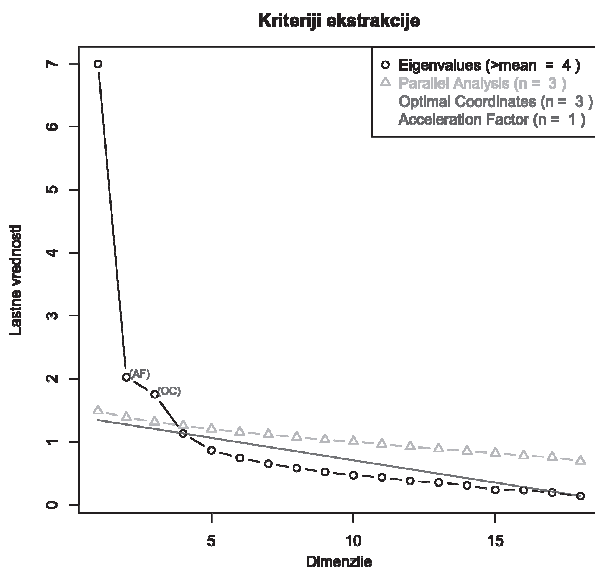
	Ek	Es	Ve	Pr	Od	Sp	Ss	Pe	Ne	Pb	An	De	Os	So	No	Mf	Ri	Rm
Od	0,40	0,14	0,06	0,07	1,00	0,35	0,44	0,51	-0,14	0,15	-0,26	-0,26	-0,22	-0,16	0,42	0,42	-0,34	-0,20
Sp	0,46	0,42	0,25	0,17	0,35	1,00	0,84	0,50	-0,38	0,57	-0,69	-0,57	-0,57	-0,14	0,47	0,37	-0,46	-0,31
Ss	0,47	0,45	0,24	0,17	0,44	0,84	1,00	0,50	-0,39	0,55	-0,67	-0,58	-0,59	-0,14	0,47	0,38	-0,46	-0,29
Pe	0,49	0,18	0,23	0,20	0,51	0,50	0,50	1,00	-0,05	0,31	-0,37	-0,30	-0,36	0,03	0,43	0,67	-0,35	-0,21
Ne	-0,24	-0,61	-0,12	-0,15	-0,14	-0,38	-0,39	-0,05	1,00	-0,22	0,62	0,46	0,42	0,17	-0,24	-0,06	0,43	0,29
Pb	0,30	0,27	0,26	0,23	0,15	0,57	0,55	0,31	-0,22	1,00	-0,48	-0,41	-0,46	0,15	0,32	0,32	-0,35	-0,25
An	-0,41	-0,65	-0,21	-0,15	-0,26	-0,69	-0,67	-0,37	0,62	-0,48	1,00	0,67	0,69	0,13	-0,40	-0,27	0,52	0,34
De	-0,28	-0,49	-0,21	-0,13	-0,26	-0,57	-0,58	-0,30	0,46	-0,41	0,67	1,00	0,56	0,03	-0,33	-0,18	0,46	0,31
Os	-0,49	-0,46	-0,26	-0,23	-0,22	-0,57	-0,59	-0,36	0,42	-0,46	0,69	0,56	1,00	-0,04	-0,38	-0,31	0,43	0,34
So	-0,09	-0,02	0,19	0,21	-0,16	-0,14	-0,14	0,03	0,17	0,15	0,13	0,03	-0,04	1,00	0,08	0,19	-0,03	-0,16
No	0,52	0,24	0,12	0,26	0,42	0,47	0,47	0,43	-0,24	0,32	-0,40	-0,33	-0,38	0,08	1,00	0,44	-0,38	-0,26
Mf	0,50	0,12	0,39	0,39	0,42	0,37	0,38	0,67	-0,06	0,32	-0,27	-0,18	-0,31	0,19	0,44	1,00	-0,44	-0,39
Ri	-0,36	-0,54	-0,44	-0,34	-0,34	-0,46	-0,46	-0,35	0,43	-0,35	0,52	0,46	0,43	-0,03	-0,38	-0,44	1,00	0,72
Rm	-0,24	-0,41	-0,48	-0,34	-0,20	-0,31	-0,29	-0,21	0,29	-0,25	0,34	0,31	0,34	-0,16	-0,26	-0,39	0,72	1,00

NB. Oznake pomenijo: Ek – ekstravertnost, Es – emocionalna stabilnost, Ve – vestnost, Pr – prijetnost, Od – odprtost, Sp – splošna samopodoba, Ss – samospoštovanje, Pe – pozitivna emocionalnost (pozitivni sfekt), Ne – negativna emocionalnost (negativni afekt), Pb – psihično blagostanje (zadovoljstvo z življenjem), An – anksioznost, De – depresivnost, Os – osamljenost, So – soodvisni jaz, No – neodvisni jaz, Mf – maskulinitet – feminitet, Ri – realni/idealni jaz, Rm – realni/moralni jaz

Vsi indikatorji kažejo na visoko stopnjo primernosti faktorjske analize. Kaiser Maier Olkinov koeficient KMO znaša kar 0,882. KMO v bistvu ugotavlja, ali so parcialne korelacije med spremenljivkami majhne in njegova izmerjena visoka vrednost pomeni, da je faktorizacija matrike zelo ustrezna. Bartlettov test sferičnosti prav tako kaže, da je korelacijska matrika daleč od identitetne strukture (hi kvadrat = 3570,373; $p < 0,001$). Kriteriji za ekstrakcijo faktorjev sugerirajo, da je smiselno izločiti tri, eventualno štiri faktorje, po kriteriju faktorja akceleracije pa le enega (Slika 1). Iz Slike 1 je več kot očitno, da prvi faktor po deležu pojasnjene variance in po lastni vrednosti močno prekaša ostale, tudi drugega po vrsti, kar lahko tudi pomeni, da ga bo možno prepričljivo tolmačiti kot generalni faktor. Lastna vrednost prvega faktorja je okrog 7, drugi faktor z lastno vrednostjo okrog 2 je daleč za njim. Prvi faktor sam pojasni kar 39 odstotkov celotne variance, če uporabimo algoritem metode glavnih komponent, ki izloča dimenzije, ki pojasnjujejo celotno varianco 18 spremenljivk in 36 odstotkov variance, če uporabimo algoritem MINRES (torej eno od "pravih" faktorjskih analiz), ki izloča dimenzije, ki pojasnjujejo skupno varianco. To je v vsakem primeru zelo veliko, več kot tretjino variance lahko torej pojasni naš prvi faktor. Takšen delež pojasnjene variance že govori

v prid interpretacije prvega izločenega faktorja kot generalnega faktorja v konativnem prostoru osebnosti.

Naše naslednja naloga je torej še natančneje odgovoriti na vprašanje, kakšna



Slika 1. Grafični prikaz lastnih vrednosti faktorjev obenem s prikazom kriterijev ekstrakcije števila faktorjev. Legenda prikazuje predloženo število ekstrahiranih faktorjev po Kaiserju (Eigenvalues), paralelnem testu (Parallel Analysis), testu optimalnih koordinat (Optimal Coordinates) in kriteriju akceleracije (Acceleration Factor). Krivulja s krožci predstavlja lastne vrednosti faktorjev, krivulja s trikotniki pa vrednosti, generirane po naključju.

je moč prvega ekstrahiranega faktorja v primerjavi z ostalimi. Lahko to preverimo in obenem preverimo hipotezo, da izločeni faktorji tvorijo piramidno hierarhično strukturo z generalnimi faktorjem konativnega prostora osebnosti na vrhu? Najprimernejši eksploratorni postopek, da to ugotovimo, je Schmid Leimanova transformacija (Schmid in Leiman, 1957). Njen algoritem, v našem primeru s pomočjo funkcije omega v sklopu paketa Psych v R programu (Revelle, 2011), nam posreduje vrsto pomembnih informacij. Najprej nam postreže s koeficienti, ki nam pomagajo pri oceni, kako močni so skupni faktorji spremenljivk, tudi pri oceni relativne moči prvega faktorja. Algoritem funkcije omega nato izvede Schmid Leimanovo transformacijo: izračuna vpliv (nasičenja) predvidenega generalnega faktorja, nato pa izloči njegov vpliv in prikaže vpliv preostalih (residualnih) primarnih faktorjev. Prednost omenjenega algoritma je tudi prikaz nekaterih najpomembnejših indikatorjev primernosti modela ("fit indices", ki se sicer uporabljajo tudi pri SEM analizah).

Kazalci notranje konsistentnosti 18 spremenljivk potrjujejo visoko stopnjo kovariacije (Cronbachov alfa = 0,89; Guttmanov lambda 6 = 0,93; McDonaldov omega t = 0,93). Posebej velja omeniti relativno visoko vrednost McDonaldovega omega h (hierarhični omega koeficient), ki znaša 0,64. Ta koeficient je najbolj uveljavljena ocena moči generalnega faktorja, torej nasičenosti spremenljivk z generalnim faktorjem. Dobljena vrednost je primerljiva z vrednostmi, ki jih dobimo na področju kognitivnih sposobnosti, kjer je obstoj generalnega faktorja inteligentnosti (g faktor) zunaj dvoma. Je tudi v gornjem rangu hierarhičnih omega koeficientov, ki smo jih dobivali pri študijah generalnega faktorja osebnosti (Musek, 2010). In kako je s Schmid Leimanovo transformacijo matrike naših 18 spremenljivk? Na podlagi že omenjenih kriterijev za število ekstrahiranih faktorjev smo izvedli transformacijo, ki predvideva strukturo generalnega faktorja in treh residualiziranih primarnih faktorjev. Pri transformaciji je bil uporabljen MINRES algoritem faktorjske analize, torej eden izmed algoritmov faktorjske analize v pravem pomenu besede (ne komponentne analize), to pa zato, ker ima nekaj prednosti pred drugimi algoritmi - predvsem nam daje več opore za oceno primernosti uporabljenega faktorjskega modela.

Tabela 2. Rezultati Schmid Leiman transformacije 18 spremenljivk.

	g	F1*	F2*	F3*	h2	u2	p2
Ek	0.46	-0.23	0.37	0.05	0.40	0.60	0.53
Es	0.55	-0.33	-0.28	0.29	0.58	0.42	0.53
Ve	0.31	0.03	0.18	0.44	0.33	0.67	0.30
Pr	0.25	0.05	0.22	0.37	0.25	0.75	0.25
Od	0.35	-0.16	0.41	0.01	0.32	0.68	0.39
Sp	0.68	-0.50	0.20	-0.07	0.76	0.24	0.61
Ss	0.69	-0.50	0.21	-0.08	0.78	0.22	0.61
Pe	0.45	-0.18	0.64	0.01	0.64	0.36	0.31
Ne-	0.49	-0.34	-0.34	0.20	0.51	0.49	0.47
Pb	0.48	-0.30	0.17	0.04	0.35	0.65	0.66
An-	0.71	-0.51	-0.11	0.08	0.78	0.22	0.64
De-	0.59	-0.42	-0.10	0.08	0.54	0.46	0.64
Os-	0.60	-0.39	0.04	0.11	0.53	0.47	0.69
So-	0.04	-0.20	-0.15	-0.26	0.13	0.87	0.02
No	0.45	-0.22	0.34	0.07	0.37	0.63	0.55
Mf	0.41	0.00	0.71	0.28	0.75	0.25	0.23
Ri-	0.60	-0.14	0.07	0.58	0.73	0.27	0.50
Rm-	0.46	0.01	0.05	0.67	0.67	0.33	0.32

Rezultati transformacije so prikazani v Tabeli 2. V prvi koloni so nasičenja s prvim faktorjem, torej potencialnim generalnim faktorjem (g). Naslednje tri kolone prikazujejo nasičenja z residualiziranimi tremi primarnimi faktorji (F_1^* , F_2^* , F_3^*). Nadaljnje tri kolone pa prikazujejo po vrsti vrednosti komunalitet (h_2), unikviteta (u_2) in odstotnega deleža variance generalnega faktorja v skupni varianci za vsako spremenljivko (p_2). Jasno vidimo, da so vse spremenljivke razen soodvisnega jaza (So) nasičene z generalnim faktorjem. Vsekakor se zdi smiselno, da interpretiramo prvi faktor celotne solucije kot generalni faktor celotnega prostora spremenljivk, ki jih imamo v modelu. Ta dimenzija je resnično zelo generalna, saj zajame vse spremenljivke, razen soodvisnega jaza. Jasno pa tudi vidimo, da generalni faktor ne izniči primarnih faktorjev, daleč od tega. Njihova psihološka vsebina je razločna: prvi primarni faktor je povezan s psihičnim zdravjem (negativna nasičenja anksioznosti, depresivnosti in osamljenosti), samopodoba in samospoštovanjem, emocionalno stabilnostjo in nezkim negativnim afektom. Drugi primarni faktor se povezuje predvsem z maskuliniteto in pozitivnim afektom, pa tudi odprtostjo, ekstravertnostjo in neodvisnim jazom. Tretji primarni faktor v prvi vrsti nasiča diskrepanci med realnim in moralnim ter realnim in idealnim jazom, vestnost in prijetnost. Primarne faktorje bi torej lahko dobro psihološko okarakterizirali po vrsti kot dimenzijo osebnostnega zdravja in stabilnosti, dimenzijo maskuliniteti in plastičnosti ter dimenzijo moralne trdnosti in vestnosti.

Našo interpretacijo v celoti potrjuje običajna trifaktorska solucija (algoritem MINRES), katere rezultate kaže Tabela 3. Prvi trije stolpci kažejo nasičenja spremenljivk s tremi faktorskimi dimenzijami (MR1, MR3 in MR2 - v tem vrstnem redu zato, ker si po poševnokotni rotaciji oblikin tako sledijo glede na odstotek pojasnjene variance). Zadnja stolpca prikazujeta vrednosti komunalitet in unikviteta. Vsi trije faktorji pojasnijo kar 52 odstotkov variance 18 spremenljivk (prvi 27, drugi 13 in tretji 12). Prvi faktor (MR1) je zelo podobno profiliran kot prvi primarni faktor v prejšnji analizi in ga lahko interpretiramo kot faktor osebnostnega zdravja in stabilnosti, podobno pa velja tudi za drugi faktor (MR2), ki pomeni dimenzijo maskuliniteti in plastičnosti in tretji faktor (MR3), dimenzijo vestnosti in moralne trdnosti.

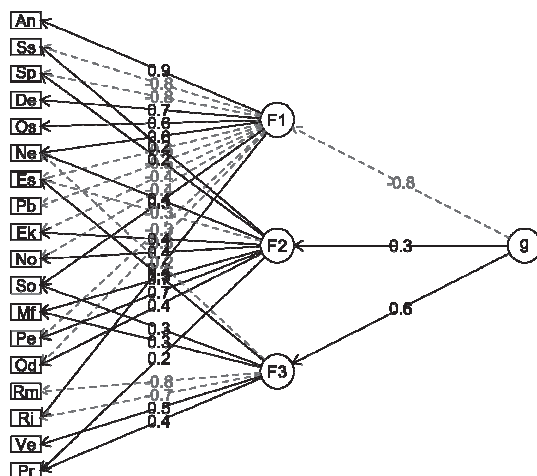
Tabela 3. Trifaktorska solucija 18 spremenljivk (MINRES algoritem).

	MR1	MR3	MR2	h_2	u_2
Ek	0.39	-0.06	0.38	0.40	0.60
Es	0.55	-0.35	-0.29	0.58	0.42
Ve	-0.06	-0.53	0.19	0.33	0.67
Pr	-0.09	-0.44	0.23	0.25	0.75

	MRI	MR3	MR2	h2	u2
Od	0.27	-0.01	0.43	0.32	0.68
Sp	0.83	0.09	0.21	0.76	0.24
Ss	0.84	0.10	0.22	0.78	0.22
Pe	0.30	-0.01	0.67	0.64	0.36
Ne	-0.57	0.24	0.36	0.51	0.49
Pb	0.50	-0.05	0.18	0.35	0.65
An	-0.85	0.10	0.11	0.78	0.22
De	-0.70	0.10	0.10	0.54	0.46
Os	-0.65	0.13	-0.04	0.53	0.47
So	-0.33	-0.31	0.16	0.13	0.87
No	0.37	-0.09	0.36	0.37	0.63
Mf	-0.01	-0.34	0.74	0.75	0.25
Ri	-0.23	0.71	-0.07	0.73	0.27
Rm	0.02	0.82	-0.05	0.67	0.33

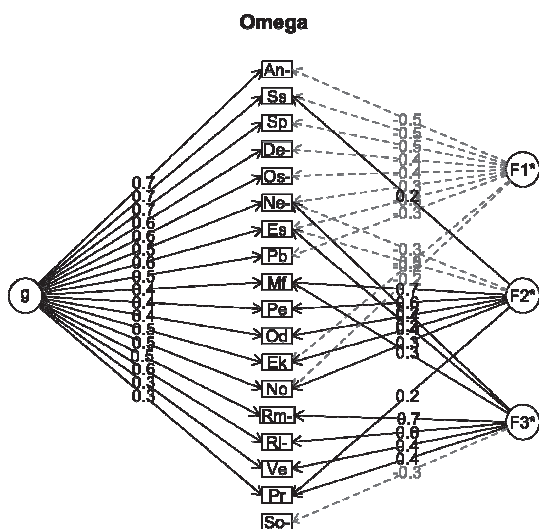
Glede strukturiranosti prostora 18 spremenljivk se zdi utemeljena domneva, da moramo v konativni sferi osebnosti resno računati na močan skupni ime-novalec, ki ima vlogo zelo širokega generalnega faktorja in na vsaj tri dokaj jsano profilirane primarne faktorje, dovolj izrazite, da jih ne moremo preprosto

Omega



Slika 2. Hierarhični model strukture 18 spremenljivk po algoritmu omega. Generalni faktor je označen z g, primarni faktorji pa kot F1, F2 in F3. Model kaže na piramidno strukturo, kjer si spremenljivke, primarni faktorji in generalni faktor hierarhično sledijo. Hierarhični model je bolj parsimoničen od bifaktorskega.

subsumirati pod generalni faktor. A sedaj nastopi pomembno vprašanje: je omenjena struktura bliže hierarhičnemu modelu, ali bliže bifaktorskemu modelu. Je naše nekognitivno območje osebnosti dejansko piramidno strukturirano, tako da so nad posameznimi spremenljivkami najprej trije primarni faktorji in nad njimi generalni faktor? Ali pa korelacije med primarnimi faktorji in generalnim faktorjem niso zadostne in so primarni faktorji relativno samostojni med seboj. V tem primeru bi imeli torej bifaktorsko strukturo, kjer se nad izvornimi spremenljivkami dviga na eni strani generalni faktor, ki nasiča praktično vse, ne nasiča pa dovolj močno primarnih faktorjev, ki z druge strani vsak zase skupinsko tudi obvladujejo posamezne spremenljivke. Obe možnosti si lahko ogledamo: hierarhično na Sliki 2 in bifaktorsko na Sliki 3.



Slika 3. Bifaktorski model strukture 18 spremenljivk po algoritmu omega. Generalni faktor je označen z g, primarni faktorji pa kot F1, F2 in F3. V prikazani strukturi tako generalni faktor in primarni faktorji nasičajo spremenljivke, med generalnim faktorjem in primarnimi faktorji pa ni korelacij.

Primerjava obeh modelnih predstavitev strukture konativnega prostora osebnosti je prav zanimiva. Na oko ni videti, kateremu izmed obeh modelov moramo dati prednost. Tako generalni faktor kot primarni faktorji kažejo substancialna nasičenja v obeh primerih. Je res tako, so dejanski podatki nekako enako blizu obema modeloma, da sta tako hierarhični kot bifaktorski model enako prepričljiva? Če nič drugega, je seveda res, da je hierarhični model bolj parsimoničen, zajema namreč manjše število parametrov. Toda za odgovor na vprašanje, kateri model je v našem primeru ustrežnejši, potrebujemo močnejše

podatke. Dobimo jih lahko le s pomočjo konfirmatornih analiz, torej analiz s pomočjo kovariančnih struktur oziroma strukturnih enačb - SEM analiz.

Tabela 4 prikazuje primerjavo SEM analiz striktno hierarhičnega in bifaktorskega modela. Pri analizah so bili uporabljeni različni, vendar med seboj primerljivi algoritmi. Najprej so bili opravljene analize s pomočjo sem programov, ki so posebej prirejani za preverjanje hierarhičnega in bifaktorskega modela po R paketu Psych (Revelle, 2011) (vhodne oznake SEM hier in SEMbif v vrsticah drugega stolpca tabele). Potem so bile tako za hierarhični kot za bifaktorski model opravljene klasične SEM analize (Fox, 2006). Dodatno pa sem uporabil tudi analize za oba modela po programskih paketih lavaan (Byrnes, 2011), OpenMx (Boker in sod., 2011) in za bifaktorsko solucijo še omegaSem algoritem (Revelle, 2011). Kot indikatorje ustreznosti modelov smo uporabili nekatere zelo priporočane, kot so hi kvadrat, RMSEA, srmr, CFI, TLI in BIC, pač glede na to, koliko jih posamezni algoritmi ponujajo. Pri teh analizah je bila iz niza 18 spremenljivk izločena maskulinost-femininost (mf), ker ob njeni vključitvi algoritmi niso dali zanesljivih rešitev. Ta sprememba je seveda tako neznatna, da v ničemer bistveno ne spreminja zajete strukture spremenljivk.

Tabela 4. Primerjava hierarhičnega in bifaktorskega modela strukture 18 spremenljivk (glej besedilo).

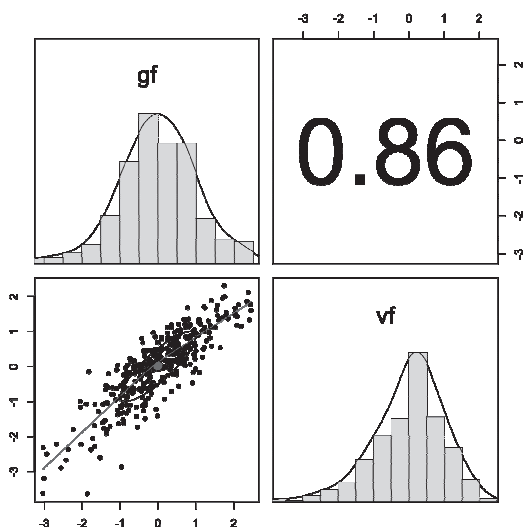
		df	Hi kvadrat (p)	RMSEA	srmr	CFI	TLI	BIC
Hierarhični								
	SEMhier	116	652,46 (0,000)	0,113	0,082	0,829	0,799	-31,29
	SEM (klas.)	116	693,18 (0,000)	0,117	0,077	0,816	0,784	9,434
	lavaan	116	695,099 (0,000)	0,117	0,077	0,816	0,784	
	MxOpen	116	693,184 (0,000)	0,129				9,434
Bifaktorski								
	SEMbif	102	406,51 (0,000)	0,091	0,067	0,903	0,871	-194,72
	SEM (klas.)	102	398,83 (0,000)	0,090	0,061	0,905	0,874	-202,4
	lavaan	96	343,722 (0,000)	0,084	0,050	0,921	0,888	
	MxOpen	101	398,832 (0,000)	0,102				-196,502
	omegaSem	88	398,5 (0,000)	0,10	0,04			-120,2

Iz tabele je razvidno, da ima bifaktorska solucija sicer nekoliko ustrežnejše vrednosti indikatorjev (nižji hi kvadrat, RMSEA, srmr in BIC ter višja CFI in TLI indeksa), vendar je hierarhična solucija znatno bolj parsimonična, uporablja manj parametrov in pušča več stopenj svobode. Tudi SEM primerjave obeh modelov, hierarhičnega in bifaktorskega, dajejo nekako neodločen rezultat, obe modelni soluciji sta približno enako ustrezni. Očitno je tako, da so pri-

marni faktorji do neke meri korelirani med seboj, ravno toliko, da je umestno govoriti o njihovi nasičenosti z generalnim faktorjem, a ne toliko, da ne bi bili v približno enaki meri tudi neodvisni od generalnega faktorja. Kot smo se lahko prepričali že pri analizi Schmid Leimanove transformacije, imajo v strukturi konativnega prostora osebnosti svoje mesto tako generalni faktor kot primarni faktorji. Ob vključitvi večjega števila primarnih faktorjev (4, 5 in 6) se vrednosti indikatorjev ustreznosti še izboljšajo (pri petih faktorjih je npr. RMSEA za bifaktorski model 0,066), a to ne spremeni njihovega razmerja glede na hierarhični in bifaktorski model. Vendar že od začetka vemo, da je trifaktorska solucija primarnih faktorjev najboljša, nadaljnje ekstrakcije namreč že vključujejo faktorje z vprašljivo zanesljivostjo. Vsekakor je namen naših analiz ugotoviti primerjalne prednosti bodisi hierarhične bodisi bifaktorske solucije realnega prostora 18 spremenljivk, ne pa iskanje spremenljivk, ki bi dale idealnejšo matematično sliko modelov. A je vendarle treba poudariti, da bi z majhnimi in teoretično upravičenimi modifikacijami, npr. z vpeljavo korelacij med variancami napake spremenljivk (npr. na račun socialne zaželenosti), zelo hitro dobili povsem sprejemljive vrednosti indikatorjev. RMSEA vrednosti bi padle pod 0,06 in še nižje, CFI in TLI pa bi se povsem približala vrednosti 1.

Na podlagi naših rezultatov lahko torej rečemo, da ima konativni prostor osebnosti močan generalni faktor. Ker ta faktor nasiča praktično vse pomembne spremenljivke nekognitivne sfere osebnosti, ga lahko upravičeno označimo kot Veliki faktor osebnosti (VFO). Interpretiramo ga torej kot generalno dimenzijo, ki povezuje ključne spremenljivke konativnega, nekognitivnega prostora osebnosti. Ključno vprašanje naše raziskave je, koliko se ta faktor ujema z generalnim faktorjem osebnosti (GFO). Je morda GFO reprezentativni približek še obsežnejšega VFO? GFO lahko na hitro izračunamo s faktorsko analizo petih velikih, ki so tudi sestavni del našega modela 18 spremenljivk. Korelacija med tako dobljenimi GFO in velikim VFO je res zelo visoka, znaša 0,858 (glej tudi Sliko 4). Na sliki 4 vidimo korelacijo med faktorskimi točkovnimi vrednostmi prvega faktorja petih velikih (gf), ki reprezentirajo GFO in faktorskimi točkovnimi vrednostmi prvega faktorja 18 spremenljivk (vf), ki reprezentirajo VFO. Korelacijski oblak 367 oseb prepričljivo kaže visoko ujemanje obeh generalni faktorjev, oba pa se kot vidimo tudi dokaj "zvonasto" distribuirata. Dobljena korelacija pomeni, da imata oba faktorja kar 73,6 odstotka skupne variance. Resnično, GFO in VFO sta tesno povezana in ta podatek govori v prid domnevi, da je GFO v resnici približek še obsežnejšega VFO.

Vsaj v krogu naših 18 spremenljivk je VFO dejansko obsežnejši od GFO, vendar pa ne prav zelo veliko. Kanonična analiza GFO z nizom 18 spremenljivk pokaže 29,95 odstotno redundanco, kanonična analiza VFO pa 38,86 odstotno. VFO torej pojasni signifikantno več variance 18 spremenljivk kot GFO. Dokaz



Slika 4. Grafični prikaz korelacije med GFO (gf) in VFO (vf).

več, da je GFO dejansko reprezentant še obsežnejšega generalnega faktorja, ki obvladuje nekognitivni del naše osebnosti. Lahko se tudi vprašamo, ali pojasni 18 spremenljivk bistveno več variance VFO kot GFO sam (0,736). Jasno je namreč, da 18 spremenljivk pojasni vseh 100 odstotkov variance VFO. Regresijska analiza seveda jasno pokaže, da je pri pojasnjevanju variance VFO dodatni delež 18 spremenljivk nad deležem samega GFO močno signifikanten ($p < 0,001$).

Kaj lahko torej rečemo o psihološki naravi VFO? Zelo verjetno se zdi, da sta VFO in GFO povezana s širokim spektrom osebnostnih lastnosti, ki so zaradi evolucijskih pritiskov v medsebojni korelaciji (Erdle in Ruston, 2010; Musek, 2007, 2010; Rushton in sod., 2008, 2009; Rushton in Irwing, 2009, 2011; Van der Linden, Nijenhuis in Bakker, 2010; Veselka in sod., 2009). Bistveno manj je verjetna razlaga, da gre za dimenzijo, ki je produkt slogov odgovarjanja (npr. socialne zaželenosti) in celo kakih drugih artefaktov. Če namreč gre za veljavne mere osebnostnih dimenzij, potem nesubstancialni dejavniki pač ne morejo imeti takšnega vpliva, da bi lahko tvorili generalno dimenzijo v obsegu, ki ga ima tukaj izkazani prvi faktor. Obstoj generalnega faktorja, ki je v bistvu še širši od GFO torej govori bolj v prid evolucijskemu izvoru kot drugim interpretacijam tako VFO kot GFO. Zdi se torej, da gre za dimenzijo, ki združuje evolucijsko oblikovane vidike splošne osebnostne prilagojenosti: osebnostno stabilnost, pozitivno emocionalnost, psihično blagostanje in psihično zdravje, pozitivno samopodobo in samospoštovanje, neodvisni jaz, maskulinitet in visoke moralne standarde. Gre za osebnostni profil, ki bi ga opisali kot stabilno in dobro prilagojeno osebnost.

::ZAKLJUČKI

Izsledke našega raziskovanja lahko strnemo v naslednje zaključke:

- Multivariatne analize 18 spremenljivk, ki reprezentirajo konativno (neko-gnitivno) območje osebnosti (vključujoč pet velikih, samopodobo, samo-spoštovanje, dimenzije emocionalnosti, psihičnega blagostanja in zdravja, shem, konstruktov in diskrepanc jaza), jasno izkazujejo prisotnost obse-žnega generalnega faktorja, ki pojasnjuje več kot tretjino celotne variance spremenljivk v modelu.
- Omenjeno široko dimenzijo, ki nasiča praktično vsa pomembna nekognitivna področja osebnosti, lahko interpretiramo kot generalni faktor konativnega prostora osebnosti (Veliki faktor osebnosti).
- Veliki faktor osebnosti (VFO) visoko korelira z generalnim faktorjem oseb-nosti (GFO), kar pomeni, da lahko slednjega smatramo za reprezentanta VFO na področju petih velikih dimenzij osebnosti.
- VFO zavzema vrh strukturne hierarhije nekognitivnih faktorjev osebnosti. Odnos med VFO in širokimi dimenzijami na naslednji ravni generalnosti (primarni faktorji konativnega prostora) ni povsem jasen, tako da se zdita sprejemljivi in upravičeni obe možni soluciji nadredne strukture 18 spre-menljivk: hierarhična ("piramidna") in bifaktorska.
- Psihološka narava VFO pomeni skupna obeležja splošne osebnostne pril-a-gejenosti, katerih koreliranje ima po vsej verjetnosti evolucijsko osnovo.

::LITERATURA

- Ashton, M. C., Lee, K., Goldberg, L. R. et al. (2009).** Higher Order Factors of Personality: Do They Exist? *Personality and Social Psychology Review*, 13, 2, 79-91.
- Avsec, A. (2000).** *Področja samopodobe in njihova povezanost z realno in želeno spolno shemo : doktorsko delo*. Ljubljana: Univerza v Ljubljani, 329 str.
- Avsec, A. in Musek, J. (2010).** Self-discrepancies in agentic and communal personality traits as predictors of well-being. *Studia psychologica*, vol. 52, no. 2, str. 117-131
- Avsec, A. in Sočan, G. (2007).** Vprašalnik maskulinosti in femininosti VMF. V: Andreja Avsec (ur.). *Psihodiagnostika osebnosti. 1. ponatis*. (str. 239-247). Ljubljana: Znanstvena založba Filozofske fakultete.
- Boker, S., Neale M., Maes, H., Wilde, M., Spiegel, M., Brick, T., Spies, J., Estabrook, R., Kenny, S., Bates, T., Mehta, P. & Fox J. (2011).** OpenMx: An Open Source Extended Structural Equation Modeling Framework. *Psychometrika*, 76, 2, 306-317.
- Byrnes, J. (2011).** *lavaan: Latent Variable Analysis*. R package version 0.4-10. Glej tudi: Yves Rosseel <Yves.Rosseel@UGent.be> with contributions of Daniel Oberski <daniel.oberski@gmail.com> and Jarrett Byrnes <byrnes@nceas.ucsb.edu>
- De Vries, R. E. (2011).** No support for a general factor of personality in a reanalysis of Van der Linden et al (2010). *Personality and Individual Differences*, 50 (4), 512-516.
- DeYoung, C. G., Peterson, J. B., & Higgins, D. M. (2001).** Higher-order factors of the big five predict conformity: are there neuroses of health? *Personality and Individual Differences*, 33, 533-552.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985).** The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.
- Digman, J. M. (1997).** Higher-order factors of the Big Five. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 1246-1256.
- Erdle, S., & Rushton, J. P. (2010).** The general factor of personality, BIS-BAS, expectancies of reward and punishment, self-esteem, and positive and negative affect. *Personality and Individual Differences*, 48, 762-766.
- Erdle, S., Irwing, P., Rushton, J. P., & Park, J. (2010).** The general factor of personality and its relation to self-esteem in 628,640 internet respondents. *Personality and Individual Differences*, 48, 343-346.
- Figueredo, A. J., & Rushton, J. P. (2009).** Evidence for Shared Genetic Dominance Between the General Factor of Personality, Mental and Physical Health, and Life History Traits. *Twin Research and Human Genetics*, 12, 6, 555-563.
- Figueredo, A. J., Vásquez, G., Brumbach, B. H., & Schneider, S. M. R. (2004).** The heritability of life history strategy: The K-factor, covitality, and personality. *Social Biology*, 51, 121-143.
- Figueredo, A. J., Vásquez, G., Brumbach, B. H., & Schneider, S. M. R. (2007).** The K-factor, covitality, and personality: A psychometric test of life history theory. *Human Nature*, 18, 47-73.
- Fox, J. (2006).** Structural equation modeling with the sem package in R. *Structural Equation Modeling*, 13, 465-486.
- Goldberg, L. R. (1990).** An alternative "description of personality": The Big Five factor structure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59, 1216-1229.
- Goldberg, L. R. (1999).** A broad-bandwidth, public domain, personality inventory measuring the lower-level facets of several five-factor models. V I. Mervielde, I. Deary, F. De Fruyt, F. Ostendorf (Ur.), *Personality Psychology in Europe*, Vol. 7 (pp. 7-28). Tilburg, The Netherlands: Tilburg University Press.
- Higgins, E. T. (1987).** Self-discrepancy theory: A theory relating self and affect. *Psychological Review*, 94, 319-340.
- Hirschi, A. (2008).** Personality complexes in adolescence: Traits, interests, work values, and self-evaluations. *Personality and Individual Differences*, 45, 8, 716-721.
- Jensen, A. R. (1998).** *The g factor: The science of mental ability*. Westport, CT: Praeger.

- John, O. P., Donahue, E. M., & Kentle, R. L. (1991).** *The Big Five Inventory—Versions 4a and 54* (Tech. Rep.). Berkeley: Institute of Personality and Social Research, University of California.
- Just, C. (2011).** A review of literature on the general factor of personality. *Personality and Individual Differences*, 50 (2011), 765-771.
- Lachman, M. E., Locke, C., Rosnick, C., et al. (2008).** Realism and Illusion in Americans' Temporal Views of Their Life Satisfaction Age Differences in Reconstructing the Past and Anticipating the Future. *Psychological Science*, 19, 9, 889-897.
- Lachman, M. E., & Weaver S. L. (1997).** The Midlife Development Inventory (MIDI) Personality Scales: Scale construction and scoring. Technical report.
- Markon, K. E., Krueger, R. F., & Watson, D. (2005).** Delineating the Structure of Normal and Abnormal Personality: An Integrative Hierarchical Approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 88(1), 139-157.
- Marsh, H. W. (1991).** *Self Description Questionnaire (SDQ) III: A theoretical and empirical basis for the measurement of multiple dimensions of late adolescent self-concept: An interim test manual and a research monograph*. Faculty of Education, University of Western Sydney: Macarthur.
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. (1983).** Social Desirability Scales: More Substance than Style. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 51, 882-888.
- McDonald, R. P. (1999).** *Test Theory: A Unified Treatment*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Musek, J. (2007).** A general factor of personality: Evidence for the Big One in the five-factor model. *Journal of Research in Personality*, 41, 1213-1233.
- Musek, J. (2009).** *Higher-order factors of personality*. Unpublished manuscript. University of Ljubljana.
- Musek, J. (2010).** *Psihologija življenja (Psychology of life)*. Ljubljana: Inštitut za psihologijo osebnosti.
- Pelham, B. W., & Swann, W. B. Jr. (1989).** From self-conceptions to self-worth. On the sources and structure of global self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 672-680.
- R Development Core Team (2009).** *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- Radloff, L. (1977).** The SES-D Scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1, 385-401.
- Revelle, W. (2011).** *psych: Procedures for Personality and Psychological Research*. Northwestern University, Evanston, <http://personality-project.org/r/psych.manual.pdf>, 1.0-97
- Rocke, C., & Lachman, M. E. (2008).** Perceived Trajectories of Life Satisfaction Across Past, Present, and Future: Profiles and Correlates of Subjective Change in Young, Middle-Aged, and Older Adults. *Psychology and Aging*, 23, 4, 833-847.
- Rushton, J. P. (1985).** Differential KTheory: The sociobiology of individual and group differences. *Personality and Individual Differences*, 6, 441-452.
- Rushton, J. P., & Irwing, P. (2008).** A general factor of personality (GFP) from two meta-analyses of the Big Five: Digman (1997) and Mount, Barrick, Scullen, and Rounds (2005). *Personality and Individual Differences*, 45, 679-683.
- Rushton, J. P., & Irwing, P. (2009a).** A general factor of personality in the Comrey Personality Scales, the Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2, and the Multicultural Personality Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 46, 437-442.
- Rushton, J. P. & Irwing, P. (2009b).** A General Factor of Personality (GFP) from the Multidimensional Personality Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 47, 6, 571-576
- Rushton, J. P., & Irwing, P. (2011).** The General Factor of Personality: Normal and Abnormal. V: T. Chamorro Premuzic, von Stumm, S., & Furnham, A. (Eds.) *The Wiley-Blackwell Handbook of Individual Differences (First Edition)* (pp. 134-163). London: Blackwell Publishing Ltd.
- Rushton, J. P., Bons, T. A., & Hur, Y. M. (2008).** The genetics and evolution of the General factor of personality. *Journal of Research in Personality*, 42, 1173-1185.

- Rushton, J. P., Bons, T. A., Ando, J., Hur, Y-M., Irwing, P., Vernon, P. A., Petrides, K. V., & Barbaranelli, C. (2009). A general factor of personality from multitrait-multimethod data and cross-national twins. *Twin Research and Human Genetics*, 12, 356-365.
- Schermer, J. A., & Vernon, P. A. (2010). The correlation between general intelligence (g), a general factor of personality (GFP), and social desirability. *Personality and Individual Differences*, 48, 187-189.
- Schmid, J., & Leiman, J. N. (1957). The development of hierarchical factor solutions. *Psychometrika*, 22, 53-61.
- Singelis, T. M. (1994). The measurement of independent and interdependent self-construals. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 20, 580-591.
- Spearman, C. (1904). "General intelligence," objectively determined and measured. *American Journal of Psychology*, 15, 201-293.
- Spearman, C. (1927). *The Abilities of Man*. London: Macmillan.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1970). *Manual for the State Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologist's Press.
- Stankov, L. (2005). g Factor. Issues of design and interpretation. In O. Wilhelm & R. W. Engle (Eds.), *Handbook of understanding and measuring intelligence* (pp. 279-293). Thousand Oaks, Ca., London, New Delhi: Sage Publications.
- Tafarodi, R.W., & Swann, W.B.Jr. (1995). Self-liking and self-competence as dimensions of global self-esteem: Initial validation of a measure. *Journal of Personality Assessment*, 65, 322-342.
- Van der Linden, D., Nijenhuis, J., & Bakker, A. B. (2010). The General Factor of Personality: A meta-analysis of Big Five intercorrelations and a criterion-related validity study. *Journal of Research in Personality*, Volume 44, Issue 3.
- Veselka, L., Schermer, J. A., Petrides, K. V., & Vernon, P. A. (2009). Evidence for a heritable general factor of personality in two studies. *Twin Research and Human Genetics*, 12, 254-260.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of a brief measure of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1063-1070.