



JEDINICE ANALIZE I PSIHOMETRIJSKI TRETMAN MJERA OKOLINSKIH KARAKTERISTIKA

Alija KULENOVIĆ
Filozofski fakultet, Zagreb

Vlatka DOMOVIĆ
Učiteljska akademija, Zagreb

UDK: 159.9.072
37.061

Izvorni znanstveni rad

Primljeno: 28. 3. 2000.

Na temelju rezultata dobivenih primjenom na 710 nastavnika iz 71 osnovne škole iz Zagreba i Zagrebačke županije analizirane su pouzdanost i valjanost Moos-Inslove Skale radne okoline za mjerenje školske klime. Sve procjene izvedene su za tri vrste jedinica analize: pojedinačne procjenjivače, stvarne škole i artifičijelne "škole" (skupine od po 10 slučajno svrstanih procjenjivača). Empirijski podaci pokazuju da Skala radne okoline daje solidno pouzdane mjere školske klime, ali da nije upotrebljiva za točnije procjene individualnih razlika u percipiranoj klimi unutar pojedinih škola. Faktorske strukture individualnih i ekoloških razlika nisu identične što pokazuje da eventualna zamjena školskih entiteta kao jedinica analize podacima dobivenim unutar jedne škole nije opravdana. Logičkim, teorijskim i empirijskim argumentima pokazano je da se Cronbachov α -koeficijent i korelacija polovica uzorka mogu upotrijebiti za procjenu pouzdanosti instrumenata namijenjenih kvantifikaciji okolinskih karakteristika. Ishodi teorijskih razmatranja i analiza empirijskih podataka pokazuju da je zamjena ekoloških entiteta kao jedinica analize pojedincima unutar jednoga okolinskog entiteta u načelu neopravdana te da se može učiniti jedino na temelju empirijskih dokaza o odgovarajućoj pouzdanosti i valjanosti individualnih i okolinskih razlika.

✉ Alija Kulenović, Filozofski fakultet, Odsjek za psihologiju,
Lučićeva 3, 10000 Zagreb, Hrvatska.
E-mail: akulenov@ffzg.hr

UVOD

Najčešći obrazac istraživanja prirode i efekata okolinskih karakteristika uključuje primjenu neke, obično multidimenzionalne, skale na određenom broju pripadnika više ekoloških jedinica. Ispitujemo li npr. odnos između školske klime i školske učinkovitosti, jedna od mogućnosti je primjena Skale radne okoline (Moos, 1986.) na više nastavnika iz svake od većega broja škola. Temeljem pojedinačnih procjena nastavnika za svaku školu izvode se pokazatelji njezine klime (obično kao neka srednja vrijednost) koje se zatim pokušava dovesti u vezu s različitim kriterijima školske učinkovitosti (Domović, 2000.). Slična shema često se upotrebljava i pri proučavanju odnosa između organizacijske klime, kulture i drugih organizacijskih svojstava penalnih ustanova, vojnih jedinica, radnih organizacija, školskih odjeljenja, fakulteta i drugih ekoloških entiteta s jedne i različitih mjera učinkovitosti u najširem smislu te ponašanja njihovih pripadnika s druge strane (Ajduković i sur. 1990.).

Ništa u opisanoj jednostavnoj paradigmi na prvi pogled ne sugerira posebne teškoće u njezinoj primjeni. Fundamentalna metodološka pitanja, povezana s izradom skala za deskripciju svojstava organizacijskih ili ekoloških jedinica, kvantifikacija njihove pouzdanosti i valjanosti, multivarijatna proučavanja strukture i odnosa ispitivanih karakteristika i sl. čine se jednostavno rješivim standardnim psihometrijskim metodama i tehnikama te standardnim arsenalom statističkih alata za analizu podataka i testiranje hipoteza. Nažalost, pomnija analiza metodologije ovakvih istraživanja i istraživačke prakse pokazuju da je taj dojam neutemeljen te da nedostatno promišljena ili automatska primjena nekih psihometrijskih modela može dovesti do rezultata koji su, kako su to u jednom slučaju ipak neoprezno ocijenili Richards i sur. (1991.), "neočekivani, suprotni intuiciji, čak šokantni".

Jedna od glavnih metodoloških dvojba u ovom istraživačkom kontekstu odnosi se na izbor primjerene jedinice analize. Na primjer, proučava li se utjecaj psihosocijalne klime u penalnim ustanovama na ponašanje osuđenih osoba, treba li jedinica analize biti penalna ustanova ili pojedinačna osuđena osoba? To pitanje ima fundamentalni spoznajno-teorijski značaj, ali i važne praktične posljedice. Istraživaču je u pravilu jednostavnije prikupiti podatke od većega broja pojedinaca u jednoj organizaciji nego od manjega broja ispitanika iz većega broja organizacija. Nadalje, privlačnosti individualnog tretmana pridonosi i veća snaga statističkih testova utemeljenih na većem broju jedinica analize. S druge strane, atraktivnost grupnog tretmana podataka (grupe i organizacije kao jedinice analize) počiva na gotovo redovito višem stupnju povezanosti između organizacijskih karakteristika i kriterijskih varijabla (Richards, 1990., Ostroff, 1993.).

Ekvivalencija ta dva tretmana podataka, a time i izložena argumentacija, smisljena je jedino ako se teorijskim ili/ empirijskim razlozima može demonstrirati bitna istovjetnost proučavanih obilježja na grupnoj i individualnoj razini. Čini se da je to u nekim slučajevima moguće učiniti. Na primjer, Schneider (1985.) predlaže posebna istraživanja kojima bi se uz grupni tretman podataka ponovno ocijenile povezanosti obilježja čiji su odnosi tradicionalno proučavani na individualnoj razini analize, eksplicitno spominjući motivaciju i vodstvo, vodstvo i organizacijsku učinkovitost, izostanke s posla i stavove i sl. Međutim, razmatrajući to pitanje u kontekstu istraživanja klime u hrvatskim kaznenim zavodima, Kulenović (1990.) zaključuje da individualna i grupna razina analize u tom slučaju vjerojatno nisu zamjenjive. Po njegovu mišljenju, individualne razlike u procjeni klime unutar jedne ustanove (objektivna konstanta) teorijski je suvislo povezivati s ličnošću ispitanika i drugim njihovim individualnim obilježjima. Dakako, one mogu biti i jesu predmet interesa, ali u takvim istraživanjima utjecaj ustanove mora se držati konstantnim. S druge strane, teorija organizacijske klime traga za pokazateljima i dimenzijama po kojima se razlikuju grupe i ustanove, a ne pojedinci unutar tih ustanova. Stoga u proučavanju organizacijske klime individualne razlike imaju logički status pogreške te u takvim slučajevima jedinice analize moraju biti organizacije, a ne pojedinci. Zbog teorijski pretpostavljene sasvim različite prirode organizacijske i individualne (psihološke) klime, rezultati dobiveni u individualnom tretmanu podataka ne mogu se ni na koji način generalizirati na organizacijsku razinu, niti obrnuto. Slično mišljenje i argumente izložili su i Gottfredson i sur. (1987.), Richards (1990.), Richards i sur. (1991.) i Levine (1994., 1996.). Neutemeljena poopćavanja rezultata dobivenih analizom ekoloških jedinica na individualnu razinu poznata su već pedesetak godina pod nazivom ekološka pogreška ili zabluda (Robinson, 1950.). Obrnute neopravdane generalizacije, interpretaciju rezultata dobivenih individualnim tretmanom podataka u terminima razlika ekoloških jedinica, Gottfredson i sur. (1987.), Richards (1990., 1996.) te Richards i sur. (1991.) nazivaju pogreškom ili zabludom individualnih razlika.

Glavna svrha ovoga rada tehnički se može iskazati kao empirijska demonstracija utjecaja jedinice analize na procjenu pouzdanosti i valjanosti jednoga tipičnog instrumenta namijenjenog kvantitativnoj deskripciji ekoloških jedinica. Ovaj dio standardne psihometrijske opreme takvih instrumenata morao bi ponuditi obavijesti o prirodi dviju vrsta varijabiliteta koji se neizbježno pojavljuju u njihovoj primjeni. Koristeći se općim žargonom analize varijance, riječ je o varijabilitetu unutar ekoloških jedinica koji u ekološkim istraživanjima ima logički status pogreške i varijabilitetu između grupa (ekoloških

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 10 (2001),
BR. 3 (53),
STR. 485-501

KULENOVIĆ, A.,
DOMOVIĆ, V.:
JEDINICE ANALIZE...

jedinica) na koji je koncentriran interes istraživača. Idealan instrument ove vrste imao bi nultu unutargrupnu varijancu i što je moguće veći međugrupni varijabilitet (razlike ekoloških jedinica). Dakako, kad je riječ o stvarnim instrumentima i istraživanjima, uz minimalizaciju unutargrupnog i maksimizaciju međugrupnog varijabiliteta, poželjno je pokazati da je skala bolja (pouzdanija) mjera razlika ekoloških jedinica nego pojedinaca unutar tih entiteta. Nažalost, ne postoje nikakvi apriorni argumenti koji bi jamčili da neka tipična empirijska procedura ove vrste doista i čini ono što želimo, tj. da doista registrira razlike ekoloških entiteta, a da ne predstavlja "prikrivenu" mjeru individualnih razlika. Stoga procjena pouzdanosti ovakvih instrumenata mora na neki način uključiti parametre ovoga svojstva za individualne razlike unutar ekoloških entiteta kao i za diferencijaciju proučavanih okružja.

Razmatranje prirode individualnih i grupnih razlika koje registriraju ovakvi instrumenti ne može se ograničiti samo na pitanje njihove pouzdanosti. Čak i uz empirijske dokaze o podjednako pouzdanosti mjerenja individualnih i ekoloških razlika, zaključak o ekvivalenciji tih podataka nije opravdan bez dokaza o njihovoj identičnoj valjanosti. Stoga je u ovom prilogu proučavanim mjerama pouzdanosti dodana i faktorsko-analiitička provjera valjanosti koja barem djelomično može pružiti informacije o sličnosti prirode individualnih i ekoloških razlika.

METODOLOGIJA

Procjenjivači i ekološke jedinice

Podaci rabljeni u ovom radu prikupljeni su u sklopu istraživanja odnosa između školske klime (ozračja) i školske učinkovitosti (Domović, 2000.). Uzorak osnovnih škola formiran je postupkom slučajnoga izbora iz svakoga od šest stratuma definiranih s obzirom na veličinu (broj učenika) škole. U ovako izabran proporcionalni uzorak uključena je 71 od ukupno 138 osnovnih škola koje su šk. god. 1997./98. djelovale na području grada Zagreba i Zagrebačke županije. U svakoj školi ispitano je po 10 nastavnika, pri čemu su sustavno bila uključena po četiri učitelja razredne nastave, tri nastavnika prirodoslovno-matematičke skupine predmeta, dva nastavnika društvene skupine predmeta te jedan nastavnik iz područja likovne, glazbene ili tjelesne i zdravstvene kulture. Podatke je skupnom ili individualnom primjenom Skale radne okoline prikupljalo 14 posebno treniranih anketara – dobrovoljaca, studenata treće godine studija pedagogije na Filozofskom fakultetu u Zagrebu.

Skala radne okoline

Za procjenu školske radne klime rabljena je prevedena Work Environment Scale (Skala radne okoline) koju su 1981. izradili Moos i Insel (prema Moos, 1986.). Budući da je ovaj instrument

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 10 (2001),
BR. 3 (53),
STR. 485-501

KULENOVIĆ, A.,
DOMOVIĆ, V.:
JEDINICE ANALIZE...

➔ **TABLICA 1**
Struktura Skale radne
(školske) okoline

namijenjen ocjeni klime u svim radnim sredinama, ovom prilikom su prijevodom učinjene i manje adaptacije koje su sadržaj čestica neposrednije orijentirale prema školskom radnom kontekstu (npr. "ovo mjesto" ili "radni prostor" iskazani su kao "škola" i sl.). Skala radne okoline sadrži 90 čestica formuliranih u obliku tvrdnji koje se odnose na različite aspekte života i rada u školi. Kratkim uputom nastavnici su instruirani da za svaku od njih ocijene odnosi li se ili ne odnosi na njihovu školu te da, sukladno svojem mišljenju, zaokruže T (točno) ili N (netočno), jedan od odgovora tiskanih uz svaku tvrdnju. Skala je sastavljena od 10 subskala koje se prema autorima odnose na tri šira aspekta organizacijske (školske) klime. Formalna struktura skale s opisom subskala i pripadnim dimenzijama prikazana je u tablici 1.

Subskala	Opis
Dimenzije međuljudskih odnosa	
1. Uključenost	Stupanj u kojem su djelatnici zainteresirani za posao i predani poslu;
2. Kohezija	Prijateljski odnosi i međusobna potpora djelatnika;
3. Potpora voditelja	Potpورا voditelja djelatnicima i poticanje međusobnog potpomaganja;
Dimenzije osobnoga razvoja	
4. Autonomija	Poticanje i omogućavanje radne neovisnosti i samostalnoga donošenja profesionalnih odluka;
5. Orijentacija na zadatak	Naglasak na dobrom planiranju, djelotvornosti i izvršavanju radnih obveza;
6. Radni pritisak	Doživljaj radnog i vremenskog pritiska u školi;
Dimenzije održavanja i promjene sustava	
7. Jasnoća	Razina jasnoće i jednoznačnosti pravila i propisa;
8. Kontrola	Stupanj u kojem voditelji rabe pravila i pritiske da bi osigurali nadzor i djelatnike držali pod kontrolom;
9. Inovativnost	Naglašavanje raznolikosti, važnosti promjena i novih pristupa u radu;
10. Fizički komfor	Aдекватnost fizičkih uvjeta rada.

Kao što se može razabrati iz tablice 1, dimenzija međuljudskih odnosa obuhvaća interes za posao u školi i predanost djelatnika, vrstu i intenzitet odnosa među zaposlenicima te odnose između voditelja i zaposlenika. Dimenzija osobnoga razvoja ili programske orijentacije izvodi se iz procjena poticaja na neovisnost i samostalno donošenje odluka, naglaska na djelo-

tvornosti i izvršavanju obveza i količine radnog pritiska. Konačno, dimenzija održavanja i promjena sustava opisuje se na temelju rezultata u četiri subskale kojima su obuhvaćene jasnoća pravila i propisa, razina nadzora i kontrole, inovativnost u radu i adekvatnost fizičkih uvjeta rada.

Procjene nastavnika na pojedinim česticama binarno su kodirane prema priručnikom određenim simptomatskim vrijednostima odgovora (Moos, 1986.). Subskalni rezultati formirani su kao jednostavni zbroj procjena na po devet pripadnih čestica. Tim operacijama dobivene su dvije matrice osnovnih podataka na kojima su utemeljene kvantitativne analize. Prva sadrži binarizirane odgovore svakog od 710 nastavnika na 90 pojedinačnih čestica, a druga 10 sumativnih subskalnih rezultata istih procjenjivača. Viši rezultat u pojedinim česticama i subskalama označava višu procjenu svojstava škola impliciranih imenima skala u tablici 1.

Jedinice analize

Analize podataka izvedene su za tri vrste jedinica analize. Prva se odnosi na pojedinačne procjenjivače, bez obzira na školu iz koje potječu (N=710). U drugom slučaju su kao jedinice tretirane stvarne škole (N=71). Za opis klime u pojedinim školama upotrijebljene su prosječne procjene 10 njihovih nastavnika na pojedinim česticama i subskalama. Kao treća vrsta jedinica analize tretirane su artificijelne "škole". Slučajnim rasporedom svih 710 nastavnika razvrstano je u 71 skupinu po 10 procjenjivača. Istom procedurom kao za stvarne škole opisana je klima temeljem prosječnih vrijednosti na pojedinačnim česticama i subskalama. Ovako formirane artificijelne "škole" simuliraju situaciju u kojoj nema varijacija među okružjima, a dobiveni rezultati reflektiraju samo individualne razlike procjenjivača i pogrešku mjerenja.

Analiza podataka

Kao prikladan analitički okvir u ovom istraživanju odabran je donekle modificirani model koji su u sličnoj prigodi koristili Richards i sur. (1991.). Iako je ta paradigma dočekana s mnogim razložno kritičkim opaskama (Levine, 1994., 1996.), držimo je prikladnom jer uz primijenjene manje modifikacije omogućava (a) solidnu procjenu pouzdanosti mjerenja okolinskih karakteristika i (b) bolji uvid u neke očigledne zablude i previde koji se mogu pojaviti u tretmanu podataka dobivenih ekološkim istraživanjima. Stoga je prvi korak u analizi podataka predstavljalo ispitivanje mjera centralne tendencije i disperzijskih parametara 10 subskala za tri vrste jedinica analize: pojedinačne procjenjivače, stvarne i artificijelne škole. Multivarijantnom analizom varijance provjerena je veličina razlikovanja za stvarna i slučajno formirana okružja na 10 subskal-

nih rezultata uzetih zajedno. Za procjenu pouzdanosti upotrijebljen je Cronbachov α -koeficijent, generalni indeks za procjenu pouzdanosti pod klasičnim modelom. α -koeficijenti 10 subskala izračunati su za sve tri vrste jedinica analize – pojedinačne nastavnike, stvarne i artificijelne škole. Pouzdanost unutar škola (priroda i preciznost individualnih razlika) određena je za svaku subskalu kao prosječni koeficijent α izveden iz 71 pojedinačne vrijednosti. Koeficijenti pouzdanosti izračunati su za svaku subskalu na temelju procjena u devet pripadnih čestica korištenjem procedure ugrađene u statistički paket SPSS 6.1.

Osim Cronbachovih α -koeficijenata, kao procjena pouzdanosti isprobana je i tzv. korelacija polovica uzorka (*split-sample correlation*) koju je predložio i u više navrata obrazlagao Richards (1978., 1990., 1996.), a radi procjene nutarnje konzistencije u ekološkim istraživanjima primijenili Lemke i Moos (1987.) te Richards i sur. (1991.). Ova procedura analogna je metodi diobe testa u dva dijela koja se upotrebljava za procjenu pouzdanosti psihologijskih testova (Krković, 1966.). Njezina tehnička izvedba podrazumijeva diobu skupa procjenjivača u svakoj školi u dvije podjednake grupe (npr. par-nepar postupkom). Za svaku od skupina formira se prosječni rezultat za određenu ekološku jedinicu, a zatim se računa Pearsonov koeficijent korelacije između parova prosječnih vrijednosti preko svih škola. Iako je Levine (1994., 1996.) kritizirao upotrebu ovoga indeksa, čini se da je njegova primjena opravdana jer (a) racionala korelacije polovica uzorka logički je usklađena s postavkama klasične teorije pouzdanosti i s obje formulacije (platoničkom i operativnom) pravih rezultata (Lord i Novick, 1968., Nunnally i Bernstein, 1994.) i (b) ova korelacija, korigirana Spearman-Brownovim obrascem, daje vrijednosti vrlo slične intraklasnim korelacijama (Richards, 1996.).

Završni korak u analizi podataka predstavljale su faktor-ske analize 10 subskalnih rezultata za različite jedinice analize. Rezultati tih analiza morali bi reflektirati razlike u značenju rezultata dobivenih na različitim jedinicama analize i pružiti dodatne informacije o razlikovanju unutargrupnog i međugrupnog varijabiliteta.

REZULTATI I RASPRAVA

U tablici 2 prikazane su mjere centralne tendencije i raspršenja rezultata na 10 subskala Skale radne okoline za tri tipa jedinica analize: pojedinačne procjenjivače, stvarne škole i artificijelne škole.

U tablici 2 naveden je samo jedan niz aritmetičkih sredina, zbog toga što ovaj centralni parametar mora biti identičan za sve vrste jedinica analize, ali one za svrhe ovoga rada nisu

● **TABLICA 2**
Aritmetičke sredine
i standardne devijacije
subskala Skale radne
okoline za tri vrste
jedinica analize

osobito značajne. Bitne informacije sadržane su u nizovima standardnih devijacija i multivarijatnoj statističkoj evaluaciji razlika među stvarnim i artifičijelnim školama. Kao što pokazuju navedene F-vrijednosti i odgovarajuće vjerojatnosti slučajnog pojavljivanja, razlike među stvarnim školama su statistički značajne, dok, kao što je i očekivano, diferencijacija artifičijelnih škola ne doseže prihvatljivu razinu statističke značajnosti, što potvrđuje adekvatnost procedure slučajnoga raspoređivanja nastavnika. Ove statističke evaluacije također predstavljaju indiciju da se Skalom radne okoline u cjelini (ocijenjeno simultano za svih 10 subskala) u određenom stupnju zahvaćaju razlike među stvarnim školama. Budući da razlikovanje radnih jedinica s obzirom na njihovu klimu i jest glavna namjena Skale radne okoline, dobiveni rezultat predstavlja pozitivnu indiciju njezine teorijske valjanosti.

Subskale										
	Uklj	Kohe	Podr	Auto	Orij	Prit	Jasn	Kont	Inov	Komf
M	6.8	6.6	7.1	5.8	7.3	3.0	6.3	5.3	5.5	5.2
Pojedinačni procjenjivači: N=710										
σ	2.16	2.14	2.12	1.52	1.68	2.02	2.22	2.02	2.47	2.33
Stvarne škole: N=71 Wilksov $\Lambda=0.063$; aproks. $F=2.88$; $ss=700$; $p=0.000$										
σ	1.20	1.18	1.32	0.75	0.75	1.04	1.19	1.12	1.42	1.55
Artifičijelne "škole": N=71 Wilksov $\Lambda=0.38$; aproks. $F=0.92$; $ss=700$; $p=0.932$										
σ	0.63	0.61	0.64	0.50	0.54	0.64	0.56	0.65	0.60	0.60

Uklj Komf – subskale Skale radne okoline opisane u tablici 1
M, σ – aritmetička sredina i standardna devijacija

Sklop standardnih devijacija subskala za različite jedinice analize potvrđuje prvu, grubu ocjenu valjanosti skale. Dakako, najveći varijabilitet imaju skalni rezultati u individualnom tretmanu podataka. Kada su jedinice analize pojedini procjenjivači, ukupni varijabilitet skalnih rezultata uvjetovan je individualnim razlikama unutar pojedinih škola, ali i razlikama između škola. Budući da je diferencijacija škola statistički značajna, a varijabilitet unutar njih nema nultu vrijednost, nužno je da standardne devijacije skalnih rezultata u analizi pojedinačnih procjenjivača budu veće od onih koje su dobivene za druge dvije vrste jedinica analize. Sa stajališta vrednovanja Skale radne okoline bitna je usporedba standardnih devijaci-

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 10 (2001),
BR. 3 (53),
STR. 485-501

KULENOVIĆ, A.,
DOMOVIĆ, V.:
JEDINICE ANALIZE...

ja stvarnih i artifičijelnih škola. Kao što se može vidjeti iz usporedbe ovih podataka, varijabilitet na svim subskalama ima veću vrijednost za stvarne nego za artifičijelne škole. Budući da je varijabilitet artifičijelnih škola zapravo na specifičan način izračunata standardna devijacija unutar škola (Levine, 1994.), sklop dobivenih rezultata opravdava zaključak da Skala radne okoline omogućuje bolje razlikovanje škola (ekoloških jedinica) nego pojedinih pripadnika unutar njih. Valja uočiti da je to jedina moguća kvantitativna interpretacija tih rezultata. Sličan sklop podataka Richards i sur. (1991.) tumače i kao pokazatelj da proučavana skala "...u velikom stupnju predstavlja i prikriveni test karakteristika pojedinačnih procjenjivača". Ovakva interpretacija nije valjana jer se samo iz ovoga ili bilo kakvoga drugog odnosa standardnih devijacija (dakako, pod uvjetom da je riječ o nenultim vrijednostima) ovih dviju vrsta jedinica analize nikako ne može zaključivati o prirodi diferencijacije. Računski, standardna devijacija artifičijelnih škola (jedinica dobivenih slučajnim rasporedom procjenjivača) predstavlja zapravo ekvivalent statističke pogreške uzorka za aritmetičke sredine stvarnih škola ($\sigma/N^{1/2}$). Jesu li te razlike nastale sasvim slučajno ili su posljedica u nekom smislu sustavnih faktora koji generiraju individualne razlike procjenjivača, moguće je ustanoviti npr. analizom pouzdanosti uz različite jedinice analize (kao što je i učinjeno u sljedećem bloku analiza), ali ne i temeljem odnosa promatranih standardnih devijacija.

U tablici 3 navedeni su koeficijenti pouzdanosti (Cronbachov α) za različite jedinice analize i korelacije polovica uzorka izračunate za stvarne i artifičijelne škole.

U prvom retku tablice 3 navedeni su koeficijenti pouzdanosti izračunati na temelju pojedinačnih procjenjivača kao jedinica analize što se može ocijeniti tipičnim postupkom u ekološkim istraživanjima (Moos, 1986., Kulenović, 1990., Domović, 2000.). Dobivene vrijednosti Domović (2000.) je usporedila s odgovarajućim podacima opaženim za Skalu radne okoline u sličnim okolnostima i pokazala da ona i u ovom istraživanju funkcionira na sličan način. Iako je Levine (1994., 1996.) u pravu kad tvrdi da je ova procedura regularna u kontekstu teorije pouzdanosti (osobito u okviru teorije generalizabilnosti), njezina primjena ne mora biti mudro rješenje u svim situacijama. Rizik netočnih zaključaka utemeljenih na ovako procijenjenoj pouzdanosti osobito je velik kad istraživača zanima priroda razlika među ekološkim jedinicama, a osnovni podaci su prikupljeni unutar samo jednoga entiteta. Sa stajališta teorije valjanosti, individualne razlike unutar jedne ustanove ne moraju imati nikakve veze s razlikama ekoloških jedinica; one mogu predstavljati slučajne pogreške u procjenama, ali također i zaseban predmet mjerenja koji zaslu-

žuje pozornost istraživača. U opisanu procjenu pouzdanosti uključeni su efekti i individualnih i okolinskih razlika. Budući da su relativni udjeli tih efekata nepoznati te da je nepoznata priroda odnosa njihovih uzroka, dobiveni koeficijenti pouzdanosti su u načelu neinterpretabilni. Na temelju njihovih vrijednosti neopravdano je zaključivati o pouzdanosti individualnih razlika jednako koliko i o pouzdanosti razlika ekoloških entiteta. Pouzdanost ta dva potencijalno različita predmeta mjerenja mora se procjenjivati odvojeno, što je i učinjeno te prikazano u drugom i četvrtom bloku rezultata u tablici 3.

Pojedinačni procjenjivači: N=710										
	Uklj	Kohe	Podr	Auto	Orij	Prit	Jasn	Kont	Inov	Komf
α	0.76	0.73	0.78	0.40	0.66	0.64	0.74	0.61	0.79	0.72
Procjenjivači unutar stvarnih škola (ar. sredina 71 α)										
	Uklj	Kohe	Podr	Auto	Orij	Prit	Jasn	Kont	Inov	Komf
M: α	0.58	0.53	0.52	0.15	0.39	0.46	0.59	0.38	0.65	0.47
Procjenjivači unutar artifičijelnih škola (ar. sredina 71 α)										
	Uklj	Kohe	Podr	Auto	Orij	Prit	Jasn	Kont	Inov	Komf
M: α	0.66	0.64	0.64	0.20	0.43	0.54	0.65	0.51	0.73	0.68
Stvarne škole: α , korelacije polovica uzorka (r), Spearman-Brown korekcija (r-SB) N=71										
	Uklj	Kohe	Podr	Auto	Orij	Prit	Jasn	Kont	Inov	Komf
α	0.88	0.85	0.91	0.62	0.76	0.80	0.87	0.82	0.91	0.84
r	0.61	0.68	0.69	0.52	0.27	0.59	0.58	0.66	0.66	0.80
r-SB	0.76	0.81	0.82	0.68	0.42	0.74	0.73	0.87	0.79	0.89
Artifičijelne škole – α i korelacije polovica uzorka (r): N=71										
	Uklj	Kohe	Podr	Auto	Orij	Prit	Jasn	Kont	Inov	Komf
α	0.72	0.66	0.76	0.42	0.68	0.66	0.63	0.63	0.67	0.62
r	-0.04	-0.13	0.11	-0.08	0.06	0.01	-0.22	-0.14	-0.34	-0.20

● **TABLICA 3**
Koeficijenti pouzdanosti
subskala Skale radne
okoline za tri vrste
jedinica analize

Analiza pouzdanosti individualnih i okolinskih razlika pokazuje da je Skala radne okoline dobra mjera školske klime, ali ne i percipirane klime unutar pojedinih škola. Pouzdanost detekcije razlika među školama sustavno je za sve subskale osjetno veća u odnosu na vrijednosti dobivene za individualne razlike. Dakle, Skala radne okoline može se preporučiti za znanstveni ili praktični tretman školske klime, ali ne i za neko ozbiljnije proučavanje odnosa između individualno percipirane klime i drugih individualnih svojstava.

Procjene α -pouzdanosti unutar i između artifičijelnih škola, čini se, ne donose nikakve nove informacije. Kao što se može dokazati općim argumentima statističke teorije (Levine,

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 10 (2001),
BR. 3 (53),
STR. 485-501

KULENOVIĆ, A.,
DOMOVIĆ, V.:
JEDINICE ANALIZE...

1994., 1996.), očekivane vrijednosti koeficijenata pouzdanosti unutar i između artifičijelnih škola jednake su procjenama utemeljenim na onima koje se dobivaju simultanim tretmanom pojedinačnih procjenjivača u svim ekološkim jedinicama (prvi redak u tablici 3). Strategija artifičijelnih škola predstavlja samo varijacije na temu procjene pouzdanosti iste stvari: kombiniranih okolinskih i individualnih razlika. Činjenica da u ovom slučaju nisu dobivene identične već i sustavno različite vrijednosti ne proturječi ovom obrazloženju. Te su razlike posljedica okolnosti da se u određenom broju slučajeva pri formiranju (relativno malih) artifičijelnih škola događa da svi procjenjivači imaju identične procjene na parovima skalnih čestica. U takvim prilikama α -pouzdanost određena je uz manji broj čestica što, dakako, ima za posljedicu i niže procjene u odnosu na okolnosti u kojima se to rjeđe ili uopće ne događa.

Sličan sklop rezultata Richards i sur. (1991.) ocijenili su kao "neočekivane, suprotne intuiciji, čak šokantne". Ova je ocjena pretjerana i netočna jer je izvedena iz neopravdanoga očekivanja da bi pouzdanost utemeljena na artifičijelnim školama kao jedinicama analize trebala imati nulte vrijednosti. Budući da takvo očekivanje nema uporišta i da artifičijelne škole (slučajno formirane grupe) reproduciraju informacije dobivene globalnom analizom, ovakve analize su uglavnom beskorisne i trebalo bi ih izbjegavati.

Posljednja informacija o pouzdanosti mjera školske klime referirana je u tablici 3 u obliku korelacija polovica uzorka opisanih u uvodnom dijelu rada. Vrijednosti dobivene za stvarne škole, osobito kada su korigirane Spearman-Brownovim postupkom, potvrđuju ranije stečeni dojam o mogućnosti solidno pouzdane procjene školske klime u opisanim uvjetima. Ta mjera pouzdanosti za artifičijelne škole ima u statističkom smislu beznačajne vrijednosti, upravo onakve kakve se očekuju za instrument koji predstavlja dobru mjeru okolinskih karakteristika i relativno slabo dijagnostičko sredstvo individualnih razlika. Jedina statistički značajna (i to negativna) korelacija polovica uzorka dobivena je za subskalu Inovativnosti ($r=-0.34$, $p=0.003$). Ova korelacija je nerazumljiva izvan okvira ne posve nevjerojatnih, ali doživljajno ponekad magičnih igara koje može priuštiti čisti slučaj.

Korelacija polovica uzorka, korigirana pomoću SB formule, predstavlja interpretabilan pokazatelj pouzdanosti mjerenja okolinskih karakteristika. Levine (1994.) je kritizirao ovu operacionalizaciju pouzdanosti razložno tvrdeći i dokazujući da ona ništa ne govori o veličini razlika među ekološkim entitetima (u ovom slučaju školama) niti o slaganju procjenjivača istoga entiteta. Prvi argument je točan, ali irelevantan: korelacija polovica uzorka, kao niti bilo koja druga produkt-moment korelacija, nije mjera varijabiliteta jedinica analize. Drugi argument nije prihvatljiv. I intuitivno je jasno da će za fiks-

ni broj procjenjivača i fiksnu veličinu razlika među ekološkim entitetima korelacija polovica uzorka biti veća ako je slaganje procjenjivača unutar ekološke jedinice veće. U takvim će prilikama unutargrupni varijabilitet biti manji, a prema statističkoj teoriji, to će proizvesti manju pogrešku uzorka (ekvivalent standardne pogreške mjerenja) agregiranih procjena i pouzdanost logično iskazati većom vrijednošću. Teorijski i operativno, ova metoda određivanja pouzdanosti mjerenja okolinskih karakteristika nema ništa više teškoća od standardne tehnike diobe testa na dva dijela (Krković, 1966., Nunnally i Bernstein, 1994.). Ona daje neposredan odgovor na pitanje o stupnju ponovljivosti rezultata mjerenja okolinskih karakteristika što, dakako, i jest temeljna formulacija problema pouzdanosti. Činjenica da pouzdanost agregiranih podataka ovisi i o broju procjenjivača, izgleda, može dovesti do ozbiljnih zabuna kod tradicionalno psihometrijski educiranih istraživača s pretežnim iskustvom u evaluaciji psihologijskih testova namijenjenih detekciji individualnih razlika.

Posljednje provedene analize predstavljaju pokušaj utvrđivanja valjanosti dviju vrsta informacija koje se dobivaju u ekološkim istraživanjima utemeljenim na procjenama pripadnika ekoloških okružja. Dosadašnje analize pokazale su da Skala radne okoline pouzdanije odmjerava razlike među školama, a znatno slabije funkcionira na razini individualnih razlika. Međutim, prikazani podaci ništa ne govore o tome je li priroda ovih dviju vrsta informacija slična ili pak bitno različita. Naime, nije nezamislivo da pojedinci iz iste ustanove klimu procjenjuju različito jednostavno zbog toga što u tom procesu vode računa o dijelu ili subsustavu kojem pripadaju, a koji u odnosu na druge može imati bitno različita svojstva. Tako procjene školske klime dobivene od učenika mogu biti različite od onih koje daju nastavnici, procjene radnika mogu znatno odstupati od procjena voditelja itd. Npr., M. Ajduković i sur. (1990.) uvjerljivo su pokazali da postoje vrlo velike razlike u psihosocijalnoj klimi u istim penalnim ustanovama kada se ona procjenjuje na temelju sudova osuđenih osoba i zaposlenika. U ovakvim slučajevima, čini se, postoji korepondencija prirode individualnih i međuinstitucionalnih razlika. Međutim, moguće je također da individualne razlike i okolinska svojstva predstavljaju sasvim različite stvari, npr. da prve budu uvjetovane ličnošću ispitanika, a druge veličinom organizacije, načinom upravljanja, načinom ostvarenja organizacijskih ciljeva i sl. Psihometrijski se ovo pitanje može formulirati u terminima konstruktne valjanosti dviju vrsta podataka dobivenih istim instrumentom, a odgovor na to pitanje može imati važnih teorijskih i praktičnih implikacija. Stoga su provedene dvije analize zajedničkih faktora čiji su ishodi prikazani u tablici 4.

Stvarne škole: N=71										
	Uklj	Kohe	Podr	Auto	Orij	Prit	Jasn	Kont	Inov	Komf
F1	0.90	0.53	0.63	0.54	0.86	-0.11	0.78	0.11	0.81	0.57
F2	0.22	0.37	0.67	0.66	-0.21	-0.79	0.17	-0.84	0.38	0.04
h ²	0.86	0.42	0.86	0.73	0.78	0.64	0.64	0.72	0.80	0.33

Unutar stvarnih škola (standardizirano unutar škola): N=710										
	Uklj	Kohe	Podr	Auto	Orij	Prit	Jasn	Kont	Inov	Komf
F1	0.78	0.66	0.71	0.41	0.55	-0.17	0.70	0.03	0.71	0.53
F2	0.12	-0.13	-0.20	-0.05	0.43	0.62	0.00	0.55	-0.03	0.03
h ²	0.62	0.45	0.54	0.17	0.49	0.41	0.49	0.30	0.50	0.28

❶ TABLICA 4
Matrice faktorske strukture (analiza zajedničkih faktora, varimax) Skale radne okoline za dvije vrste jedinica analize

Ista strukturalna analiza razlika između škola i individualnih razlika dovela je do kvantitativno i kvalitativno zamjetno različitih rezultata. Iako su u obje analize ekstrahirana dva faktora, dimenzije školskih razlika objašnjavaju veću količinu varijance školskih razlika (ukupno 67,5 posto ukupne varijance) nego što to čine faktori individualnih razlika (ukupno 42,7 posto). Subdimenzije klime općenito su bolje predstavljene u faktorskom prostoru upotrijebljenom za opis razlika škola. Međutim, razlike time nisu iscrpljene i očigledno je da se ne mogu tretirati kao nužna posljedica analize istih predmeta mjerenja ocijenjenih različito pouzdanim procedurama. Dok su prvi faktori visoko kongruentni (0.98), to u mnogo manjoj mjeri vrijedi za druge ekstrahirane dimenzije čiji koeficijent kongruencije (Fulgosi, 1979.) iznosi 0.79. Ona je u analizi školskih razlika očigledno relativno važnija i zasićuje veći broj subdimenzija klime u odnosu na svoj pandan u strukturi individualnih razlika. Stoga je opravdano zaključiti da školske i individualne razlike u psihosocijalnoj klimi nisu uvjetovane istim faktorima, da analize ovih dviju vrsta informacija nisu zamjenjive te da te skupine podataka nije opravdano simultano tretirati u strukturalnim i drugim analizama.

U primjeni faktorske analize i kongruencije faktorskih rješenja za ocjenu stupnja sličnosti prirode dvaju skupova podataka valja imati na umu da ova tehnika nije besprijekorna. Naime, ako su faktorske strukture slabo kongruentne, opravdano je zaključiti da je značenje podataka bitno različito. Međutim, visoko podudarne strukture govore samo o nominalnoj sličnosti ekstrahiranih faktora čija priroda može biti sasvim različita, što je nužno provjeriti dodatnom usporedbom sa suvislo odabranim kriterijskim obilježjima.

ZAKLJUČCI I PREPORUKE

Prikazane analize i izložena tumačenja sugeriraju nekoliko potencijalno važnih zaključaka i generalizacija. Prvo, Moos-Inselova Skala radne okoline pouzdan je instrument za procjenu školske klime, a na temelju izloženih podataka i iskustava

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 10 (2001),
BR. 3 (53),
STR. 485-501

KULENOVIĆ, A.,
DOMOVIĆ, V.:
JEDINICE ANALIZE...

drugih istraživača čini se da je opravdano očekivati njezino dobro funkcioniranje u procjeni klime i u drugim radnim okružjima. Međutim, ovaj instrument nema dobre preporuke kao sredstvo za detekciju individualnih razlika u klimi, barem kad je riječ o školskim organizacijama, što ni konstrukcijski nije bila njegova namjena. Drugo, ako je cilj ekološkoga istraživanja proučavanje razlika u klimi ekoloških entiteta, tada jedinice analize očigledno moraju biti okružja, a ne njihovi pojedini pripadnici. U nekim slučajevima može biti opravdano ekološke razlike aproksimirati individualnim razlikama. Međutim, takav postupak mora biti popraćen odgovarajućim empirijskim argumentima, u prvom redu demonstracijom odgovarajuće razine pouzdanosti i dokazima konstruktne valjanosti među kojima je minimum adekvatna kongruencija faktorsko-analitičkih rješenja. Bez ovih podataka, pokušaj bilo kakvog zaključivanja o ekološkim karakteristikama (uključujući i mjerna svojstva instrumenata) na temelju analize individualnih razlika u jednom okružju opterećen je velikim rizikom pogreške ili zablude individualnih razlika (Richards, 1990., Richards i sur. 1991., Richards, 1996.), tj., njihovom neutemeljenom generalizacijom i potpuno promašenom interpretacijom u terminima varijacija ekoloških entiteta. Konačno, osim što za procjenu pouzdanosti instrumenata namijenjenih mjerenju ekoloških razlika jedinice analize moraju biti različita okružja (dakako, izuzevši donekle slučajeve u kojima je dokazana identična priroda ekoloških i individualnih razlika), preporučljiva procedura je izračunavanje Cronbachovog α -koeficijenta. Iako je metoda polovica uzorka logički konzistentna procjena pouzdanosti, definitivna prednost α -koeficijenta proizlazi iz njihove jednoznačnosti i odsutnosti varijacija i neodređenosti uvjetovanih različitim načinima formiranja "polovica" testa.

Demonstrirana i sugerirana potreba da se ekološka istraživanja utemelje na analizi razlika ekoloških entiteta vjerojatno neće usrećiti istraživače koji primjenjuju ovu paradigmu. Kao što je već napomenuto, u pravilu je jednostavnije te vremenski i financijski jeftinije ispitati veći broj pojedinaca u jednoj organizaciji nego učiniti isti posao s manjim brojem pripadnika većeg broja organizacija. Druga praktična teškoća proizlazi iz činjenice da snaga statističkih testova (a time i naših zaključaka) ovisi i o potrebnom broju jedinica analize koji se, kao što se to može vidjeti na primjerima korelacija različite veličine (Cohen, 1977.), može učiniti nepodnošljivo visokim. Ekološka istraživanja time postaju teža i kompleksnija. Međutim, čini se da je to nužna cijena koja se mora platiti za znanstveno relevantne podatke ove vrste; imamo li na umu važnost znanstvenih spoznaja i nužnost adekvatno izvedenih zaključaka u ovoj vrsti posla, ta cijena ne bi smjela biti ocijenjena prevelikom.

LITERATURA

- Ajduković, M., Ajduković, D., Kulenović, A. (1991.). Psihosocialno vzdušje v hrvatskih kazenskih zavodih: dojemanje obsojencev in osebja. *Revija za kriminalistiko in kriminologiju*, 42, 351-364.
- Ajduković, D., Ajduković, M., Jusupović, D., Knežević, M., Kulenović, A., Prišlin, R., Šakić, V. (1990.). *Psihosocijalna klima u penalnim ustanovama*. Elaborat, Zagreb: Filozofski fakultet i Pravni fakultet, KPD Lipovica.
- Cohen, J. (1977.). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). New York: Academic Press.
- Domović, V. (2000.). *Odnos između školskog ozračja i učinkovitosti škole*. Disertacija, Zagreb: Filozofski fakultet.
- Fulgosi, A. (1979.). *Faktorska analiza*. Zagreb: Školska knjiga.
- Gottfredson, D. C., Hybl, L. G., Gottfredson, G. D., Castaneda, R. P. (1987.). School climate assessment instruments: A review. In H.J. Freiberg, A. Driscoll, S.Knight (Eds.). *School climate*. Bloomington, IN: Phi Delta Kappa.
- Krković, A. (1966.). Pouzdanost rezultata psihologijskih mjerenja. U: A. Krković, K. Momirović, B. Petz. *Odabrana poglavlja iz psihometrije i neparametrijske statistike*. Zagreb: Društvo psihologa Hrvatske i RZZ SRH.
- Kulenović, A. (1990.). Mjerenje psihosocijalne klime. U: D. Ajduković i sur. *Psihosocijalna klima u penalnim ustanovama*. Elaborat. Zagreb: Filozofski i pravni fakultet, KPD Lipovica, 54-87.
- Lemke, S., Moos, R. H. (1987.). Measuring the social climate of congregate residences for older people: Sheltered care environment scale. *Psychology and Aging*, 2, 20-29.
- Levine, D. W. (1994.). True scores, error, reliability, and unit of analysis in environment and behavior research. *Environment and Behavior*, 26, 261-293.
- Levine, D. W. (1996.). Why choose one level of analysis? And other issues in multilevel research. *Environment and Behavior*, 28, 237-255.
- Lord, F. M., Novick, M. R. (1968.). *Statistical theories of mental test scores*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Moos, R. H. (1986.). *Work environment scale manual* (2nd ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Nunnally, J. C., Bernstein, I. H. (1994.). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill, Inc.
- Ostroff, C. (1993.). Comparing correlations based on individual-level and aggregated data. *Journal of Applied Psychology*, 78, 569-582.
- Richards, J. M., Jr. (1978.). Review of The Social Climate Scales. In O. K. Buros (Ed.). *Eighth mental measurement yearbook* (Vol. 1, Review No. 681). Highland Park, NJ: Gryphon.
- Richards, J. M., Jr. (1990.). Units of analysis and the individual differences fallacy in environmental research. *Environment and Behavior*, 22, 307-319.

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 10 (2001),
BR. 3 (53),
STR. 485-501

KULENOVIĆ, A.,
DOMOVIĆ, V.:
JEDINICE ANALIZE...

Richards, J. M., Jr. (1996.). Units of analysis, measurement theory, and environmental assessment: A response and clarification. *Environment and Behavior*, 28, 220-236.

Richards, J. M., Jr., Gottfredson, D. C., Gottfredson, G. D. (1991.). Units of analysis and the psychometrics of environment assessment scales. *Environment and Behavior*, 23, 423-437.

Robinson, W. S. (1950.). Ecological correlations and the behavior of individuals. *American Sociological Review*, 15, 351-357.

Schneider, B. (1985.). Organizational behavior. *Annual Review of Psychology*, 36, 573-611.

Units of Analysis and the Psychometric Treatment of Environment Attributes Measures

Alija KULENOVIĆ
Faculty of Philosophy, Zagreb

Vlatka DOMOVIĆ
Teachers' Academy, Zagreb

Based on results obtained from 710 teachers from 71 primary school in Zagreb and Zagreb County, reliability and validity of the Moos-Insel Work Environment Scale was analyzed for the measurement of school climate. All estimates were derived for three types of units of analysis: individual raters, observed schools and artificial "schools" (samples of 10 randomly selected raters per group). Empirical data show that the Work Environment Scale is a reliable measure of school climate, but cannot be used for accurate assessment of individual differences in perceived climate within particular schools. Factor structures of individual and ecological differences are not identical showing that school entities as units of analysis and the individual rates obtained within a single school should not be used interchangeably. Applicability of Cronbach- α and split-sample correlation coefficients for the reliability estimation of the instruments aimed at the assessment of environmental characteristics was proved by logical, theoretical, and empirical arguments. From the theoretical as well as empirical standpoint, the interchange of ecological entities and individual descriptions within an environmental unit proved to be generally unjustified. This can only be done taking into account empirical evidence on reliability and validity of individual and environmental differences.

DRUŠ. ISTRAŽ. ZAGREB
GOD. 10 (2001),
BR. 3 (53),
STR. 485-501

KULENOVIĆ, A.,
DOMOVIĆ, V.:
JEDINICE ANALIZE...

Analyseeinheiten und psychometrische Auswertung von Anhaltspunkten zur Ermittlung von Arbeitsumfeld-Merkmalen

Alija KULENOVIĆ
Philosophische Fakultät, Zagreb

Vlatka DOMOVIĆ
Lehrerakademie, Zagreb

Anhand von Ergebnissen, die in einer Umfrage unter 710 Lehrern aus 71 Hauptschulen der Gespanschaft Zagreb und der kroatischen Hauptstadt selbst gewonnen wurden, analysierten die Autoren Verlässlichkeit und Gültigkeit der Moos-Insel'schen Skala zur Ermittlung des Arbeitsklimas.

Ausgangspunkte waren drei Arten von Analyseeinheiten: einzelne Bewertungsfaktoren, wirkliche Schulen und "virtuelle Schulen" (Gruppen mit je 10 beliebig zusammengestellten Bewertungsfaktoren). Die empirischen Angaben zeigen, dass die Skala zur Ermittlung des Arbeitsklimas recht verlässliche Anhaltspunkte liefert, dass sie jedoch für genauere Einschätzungen der einzelnen Unterschiede im wahrgenommenen Arbeitsklima an den verschiedenen Schulen nicht geeignet ist. Die Faktorstrukturen der individuellen und umfeldbedingten Unterschiede stimmen nicht miteinander überein, was zeigt, dass die für die einzelnen Schulen ermittelten Angaben nicht gleichgesetzt werden können mit den Schulen selbst. Anhand von logischen, theoretischen und empirischen Argumenten konnte gezeigt werden, dass der Cronbach'sche α -Koeffizient und die Korrelation der Hälfte der Beispiele eingesetzt werden können zu einer Einschätzung dessen, inwiefern die Instrumente zur Quantifizierung der Arbeitsumfeld-Merkmale verlässlich sind. Die theoretischen Untersuchungen und die Analyse der empirischen Werte ergeben, dass die Gleichstellung eines konkreten Arbeitsumfelds (einer Schule) mit den dafür gewonnenen Angaben prinzipiell nicht berechtigt ist, es sei denn, es liegen entsprechende empirische Beweise vor.