

UPORABA ŠTEVILSKIH LESTVIC V MNENJSKIH RAZISKAVAH[®]

Samo KROPIVNIK
FAKULTETA ZA DRUŽBENE VEDE
UNIVERZA V LJUBLJANI

Zbiranje podatkov neposredno na številskih merskih lestvicah nudi številne prednosti, predvsem glede merskega nivoja podatkov in njihove veljavnosti ter zanesljivosti. Številске merske lestvice so vedno pogosteje uporabljene tudi v mnenjskih raziskavah, zato smo v tem prispevku skušali predstaviti metodološke osnove zbiranja podatkov neposredno na številskih lestvicah. Izhajali smo predvsem iz Stevensove teorije in njegovih eksperimentov na področju psihologije ter iz Sarisove izpeljave Stevensove teorije in Sarisovih eksperimentov na področju mnenjskega raziskovanja.

DESKRIPTORJI: merski nivo podatkov, veljavnost, zanesljivost, številске lestvice, atributivne lestvice, percepcija, mnenjsko raziskovanje, Stevens, Saris, stimuli, modalitete, izrazna funkcija, ocenjevanje s števili, ocenjevanje s črtami, navodila za odgovarjanje

CONTINUES SCALES IN ATTITUDE RESEARCHES: Collecting data directly on continues scales offers numerous features with respect to measurement level of data, its validity and reliability. Continues scales are more and more often used in attitude or judgment researches. Therefore we tried to present the methodological basics of collecting data directly on continues scales. Our presentation is based on Stevens' theory and his psychophysical experiments and on Saris' modifications of Stevens' theory and Saris' experiments in the field of attitude researches.

KEYWORDS: Measurement Level of Data, Validity, Reliability, Continues Scales, Categorical Scales, Perception, Attitude or Judgment Research, Stevens, Saris, Stimuli, Modalities, Response Function, Magnitude Estimation, Line Production, Response Instructions

[®]Zahvaljujem se anonimnemu recenzentu za pripombe in predloge. ki so bistveno izboljšali prispevek.

I. UVOD

Zanisel o zbiranju mnenjskih podatkov neposredno na številskih lestvicah sicer ni nova, je pa vedno bolj aktualna. V njen prid govorijo številne prednosti, ki jih prinaša uporaba številskih lestvic, oziroma številne pomanjkljivosti atributivnih lestvic.

Prva prednost je dovolj očitna. Gre za merski nivo zbranih podatkov. Številski podatki omogočajo kompleksnejše analize. To je še posebej pomembno v družboslovju, kjer rezultati preprostejših analiz, kot so npr. frekvenčne porazdelitve ali kontigenčne tabele, navadno ne morejo zadostiti naši radovednosti. Za globlja in trajnejša spoznanja je potrebno poseči po metodah za multivariatno analizo podatkov. Zato iščemo najrazličnejše rešitve, da bi dvignili merski nivo podatkov.

Tako imenovane "dobre" ordinalne lestvice večkrat uporabljamo kar kot številske. Vendar tveganje pri takih postopkih ni zanemarljivo in utegne popačiti rezultate analize. Naj omenimo le enega izmed razlogov - razdalje med posameznimi kategorijami še zdaleč niso enake.

Prav tako poskušamo določene atributivne podatke rekonstruirati na višji merski nivo. Upravičenost predpostavk, ki jih ob rekonstrukciji pač moramo uporabiti, t.j. predpostavk o porazdelitvi ali povezanosti spremenljivk, pa vedno ostaja odprto vprašanje.

Številni poskusi so pokazali, da je merski nivo mnenjskih podatkov, zbranih neposredno na številskih lestvicah, vsaj log intervalen (merski nivo logaritmiranih podatkov je intervalen). V postopkih zbiranja podatkov pa niso potrebne nikakršne poenostavitve ali predpostavke. Torej je zbiranje mnenjskih podatkov neposredno na številskih lestvicah ta trenutek najboljša rešitev za probleme, povezane z merskim nivojem mnenjskih podatkov.

Razkritje nadaljnjih prednosti je plod novejših komperativnih

raziskav, ki primerjajo obe vrsti merskih tehnik predvsem glede zanesljivosti in veljavnosti zbranih podatkov. Raziskave izhajajo iz dveh za mnenjske analize temeljnih vprašanj:

1. Ali isti ljudje na isto vprašanje vedno odgovorijo enako, če med posameznimi anketiranci niso spremenili svojega mnenja?

2. Ali ljudje z istim mnenjem o zastavljenem vprašanju odgovorijo enako in ali ljudje z različnimi mnenji o zastavljenem vprašanju odgovorijo različno?

Prvo vprašanje je tesno povezano z zanesljivostjo, drugo pa z veljavnostjo podatkov. Če na obe vprašanji ni mogoče pritrdilno odgovoriti, mnenjske raziskave nimajo nobenega pomena. Mi pa trdimo, da je mogoče pritrdilno odgovoriti na obe vprašanji, vendar le, kadar zbiramo mnenjske podatke:

1. neposredno na številskih lestvicah in
2. v navodilih za odgovarjanje zadostimo dodatnim pogojem.

Pod temi pogoji je primerjavo kakovosti obeh merskih lestvic mogoče strniti v pregledno tabelo (De Pijper in Saris, 1986: 24):

	atributivna l.	številska l.
Natančnost	-	+
Zanesljivost	-	+
Možnost popravkov	-	+
Test veljavnosti	-	+
Primerljivost	-	+
Hitrost	5/min	4/min

TABELA 1. Primerjava atributivnih in številskih merskih lestvic.
Merski nivo podatkov je izvzet.

Najhujša stvar, ki se nam lahko primeri pri uporabi številске lestvice je, da jo anketirani uporabljajo kot atributivno. Vendar s tem ničesar ne izgubimo, dobimo pa tudi le malo. Podatki pričajo, da le okoli 5 do 10% populacije uporablja številsko lestvico kot kategorijalno; večkrat, ko odgovarjajo z vrednotenjem s števili (v nekem intervalu) kot, ko odgovarjajo z vrednotenjem z dolžinami črt (v nekih mejah) (De Pijper in Saris, 1986: 25).

Glede na vrsto razkritih prednosti zbiranja podatkov neposredno na številskih lestvicah je nogoče pričakovati, da bodo le te postopoma zamenjale dolga leta rutinsko uporabljane atributivne lestvice. Zato želimo v nadaljevanju tega prispevka predstaviti metodološke osnove za razumevanje te merske tehnike in njenih prednosti.

II. POSTOPKI

Z merjenjem subjektivnih spremenljivk neposredno na številskih lestvicah so se najprej ukvarjali psihologi. Prvi objavljeni eksperiment, v katerem je S.S. Stevens s sodelavci uporabil številsko lestvico za neposredno izražanje človekovih percepcij, je leta 1956 pomenil prelomnico v razvoju merskih tehnik. Udeleženci v eksperimentu so ocenjevali glasnost zvoka glede na standardno glasnost, ki ji je bila pripisana vrednost 10. Vsakič so najprej nekaj sekund poslušali glasnost standardnega zvoka z vrednostjo 10, nato pa neko drugo glasnost, ki so jo morali oceniti s številom, glede na vrednost standardnega zvoka. Če se jim je zvok zdel dvakrat glasnejši od standardnega, so ga morali oceniti s številom 20, če se jim je zdel dvakrat tišji, s številom 5, itd. Lahko so ocenjevali s kakršnikoli števili in ne le s celimi naravnimi števili.

Glasnost zvoka je bila torej spremenljivka, ki so jo merili neposredno na številski lestvici. Spremenljivka je imela en standard, t.j. ena izmed njenih vrednosti je bila določena vnaprej, da bi bilo odgovore posameznikov sploh nogoče primerjati med seboj.

Postopki za merjenje subjektivnih spremenljivk neposredno na številskih lestvicah so se do danes spreminjali in se še spreminjajo. Poglejmo, kako bi danes zastavili vprašanje, v katerem sprašujemo po strinjanju z neko izjavo. Splošni obrazec je naslednji:

uvodno besedilo
IZJAVA
navodila za odgovarjanje

Konkretni primer pa je videti takole:

Navedli vam bomo izjavo, ki zadeva prepoved kajenja v javnih prostorih. Zanima nas, v kolikšni meri izjavi nasprotujete, oziroma se z njo strinjate!

V VSEH JAVNIH PROSTORIH JE POTREBNO TAKOJ IN BREZ SLEHERNE IZJEHE PREPOVEDATI KAJENJE!

Če izjavi popolnoma nasprotujete, odgovorite s številom 0 (nič).

Če se z izjavo popolnoma strinjate, odgovorite s številom 100 (sto).

S katerim številom na intervalu od 0 do 100 bi izrazili svoj odnos do izjave? Vpišite število _____!

Takoj je nogoče opaziti osnovno razliko: spremenljivka in dva standarda (popolnoma nasprotujem in popolnoma se strinjam) in lestvica za odgovore je omejena na števila med 0 in 100. Uporaba dveh jasno razumljivih standardov ter s tem omejitev lestvice na nek interval z začetkom 0 predstavlja zadostitev dodatnim pogojem za doseganje zanesljivosti in veljavnosti zbranih podatkov (stran 1.) Zazaj je temu tako, pa bomo skušali pokazati v nadaljevanju.

III. METODOLOŠKE OSNOVE POSTOPKOV

Izhajali bomo iz Stevensovega zakona: *percepcija velikosti stimulusa raste kot potenčna funkcija njegove velikosti* (Stevens, 1956):

$$\psi = b\phi^a$$

kjer:

ψpercepcija velikosti stimulusa

ϕvelikost stimulusa

a,b.....konstanti, specifični za stimulus.

Velikost stimulusa, npr. glasnost zvoka v db, je v eksperimentih znana količina. Percepcije velikosti pa ni mogoče izmeriti, saj je izražena posredno, kot percepcija velikosti modalitete, v kateri so bile podane ocene stimulov, npr. števili. Seveda so ocene velikosti stimulusa dober približek percepcije stimulusa, vendar je veljavnost podatkov veliko višja, če jemljemo modaliteto prav tako za stimulus. Torej velja:

$$\psi_i = \alpha_i \phi_i^{\beta_i} \quad (a_1)$$

ψ_ipercepcija velikosti stimulusa i-tega tipa

ϕ_ivelikost stimulusa i-tega tipa

α_i, β_i ...konstanti, specifični za stimulus i-tega tipa

in:

$$\psi_j = \alpha_j \phi_j^{\beta_j} \quad (a_2)$$

ψ_jpercepcija velikosti stimulusa j-tega tipa

ϕ_jvelikost stimulusa j-tega tipa

α_j, β_j ...konstanti, specifični za stimulus j-tega tipa

ter za vsak stimulus:

$$\frac{\psi_j}{\psi_{s_j}} = \frac{\psi_i}{\psi_{s_i}} \quad (a_3)$$

kjer:

ψ_{s_j}percepcija standarda j-tega tipa stimulusa

ψ_{s_i}percepcija standarda i-tega tipa stimulusa.

Izračunali smo torej dve napram standardu relativizirani percepciji, za razliko od Stevensa in drugih, ki v vseh svojih delih preprosto izenačijo sami percepciji:

$$\psi_j = \psi_i$$

Izenačenje relativiziranih percepcij je predlagal Saris (Saris et al. 1980. v: Saris, 1988: 69) iz treh razlogov:

- dobljeni rezultat po izpeljavi enačb je isti,
- razmerja opisujejo najverjetnejšo miselno operacijo, ki poteka, ko nekdo ocenjuje velikosti,
- ulomki nimajo merske enote.

Kot je razvidno iz nadaljevanja, pa so razlike med Stevensovimi in Sarisovimi pristopi v vsebinskem smislu mnogo globlje, kot je to opaziti na prvi pogled. Stevens namreč razkriva zakon percepcije, Saris pa prevaja zakon percepcije v merski model. S tem odpira problem umerjanja ocenjevalcev (anketiranih), ki je pri Stevensu zgolj impliciten.

S pomočjo relacije (a_3), ki opisuje odnos med percepcijama, lahko izpeljemo odnos med stimuloma. Enačbo (a_3) zapišemo kot (a_4):

$$\psi_j = k_{ij} \psi_i \quad (a_4)$$

$$\text{kjer je } k_{ij} = \frac{\psi_{sj}}{\psi_{si}}$$

Če ψ_j in ψ_i v enačbi (a_4) nadomestimo z enačbama (a_1) in (a_2), dobimo:

$$\alpha_j \phi_j^{\beta_j} = k_{ij} \alpha_i \phi_i^{\beta_i}$$

In ker nas zanima odnos med stimuli, moramo izpostaviti enega izmed ϕ -jev:

$$\phi_j = \left[\frac{k_{ij} \alpha_i}{\alpha_j} \right]^{\beta_j^{-1}} \left[\phi_i \right]^{\beta_i \beta_j^{-1}}$$

Če prvi člen produkta zapišemo kot α_{ij} , dobimo končno obliko enačbe:

$$\phi_j = \alpha_{ij} \left[\phi_i \right]^{\beta_i \beta_j^{-1}} \quad (a_3)$$

Odnos med stimuli je torej tudi potenčna funkcija, z eksponentom, ki je kvocient eksponentov obeh stimulov. Ker vrednosti ϕ_j (ocena stimulusa) in ϕ_i (velikost stimulusa) poznano, lahko ocenimo oba neznana parametra funkcije.

Veliko število eksperimentov je prineslo več kot zanimive rezultate. Stevens s sodelavci je postavil predpostavko, da je $\beta_j = 1$, če uporabimo za ocenjevanje velikosti stimulov števila (*magnitude estimation*). Ta predpostavka je seveda temeljnega pomena za vse nadaljne eksperimente, zato je bila predmet mnogih razprav. Najzanimivejša razmišljanja so povzeta v Stevens 1975.

Če predpostavka velja, potem lahko ocenimo parametra, specifična za stimulus, katerega ocenjujemo s števili (*magnitude estimation*). Eksponent potenčne funkcije, ki opisuje odnos med dvema stimuloma, je enak kvocientu eksponentov, specifičnih za oba stimula (enačba a_3). Če je eden izmed njih enak ena, to pa je eksponent funkcije, ki opisuje dojetanje velikosti številske lestvice, potem iz eksponenta funkcije, ki opisuje odnos med obema stimuloma, neposredno razberemo eksponent funkcije, ki opisuje dojetanje velikosti drugega stimulusa. Ko ocenjujemo npr. glasnost zvoka s števili, dobimo eksponent, specifičen za dojetanje glasnosti zvoka.

Tako je mogoče percepcijo glasnosti (*eksponent percepcijske funkcije za glasnost zvoka*) izračunati iz glasnosti stimulusa. Z eksperimenti je bilo ugotovljeno, da je β za glasnost enak 0.67. To pomeni, da podvojitve glasnosti zvoka ljudje dojemamo kot povečanje glasnosti za 1.6 krat.

Med eksponenti percepcijskih funkcij so posebej zanimivi tisti, katerih vrednost je ena. Take količine je smiselno uporabiti kot modalitete. Med njimi izstopa kot posebj primerna

dolžina črt. Za merjenje percepcij oziroma mnenj so bile dolžine črt uporabljene v številnih eksperimentih (ocenjevanje s črtami, line production).

Mogoče pa je tudi ocenjevati stimule z dvema različnima modalitetama - s trajanjem in glasnostjo zvoka na primer. V taken primeru lahko zapišemo naslednje enačbe:

$$\frac{\psi_i}{\psi_{si}} = \frac{\psi_k}{\psi_{sk}}$$

kjer ocenjujemo stimulus k z modaliteto i, in:

$$\frac{\psi_j}{\psi_{sj}} = \frac{\psi_k}{\psi_{sk}}$$

kjer ocenjujemo stimulus k z modaliteto j, in tretjo enačbo, ki sledi iz prejšnjih dveh:

$$\frac{\psi_j}{\psi_{sj}} = \frac{\psi_i}{\psi_{si}} \quad (a_0)$$

kjer primerjamo modaliteti j in i med seboj.

Zadnja enačba (a_0) je matematično identična enačbi (a_1) oziroma (a_2), zato izpeljave ne bomo ponavljali. Velja pa poudariti, da je odnos med modalitetama, ki merita isti stimulus, potenčna funkcija z eksponentom, ki je kvocient za modaliteti specifičnih eksponentov:

$$\phi_j = \alpha_{ij} \left[\phi_i \right]^{\beta_i \beta_j^{-1}}$$

kjer:

ϕ_jocene stimulusa k z modaliteto j

ϕ_iocena stimulusa k z modaliteto i

β_j, β_ieksponenta modalitet j in i.

Odnos med modalitetama bo torej enak, ne glede na eksponent stimulusa, ki ga ocenjujemo. V enačbi ni ničesar, kar bi bilo specifično za ocenjevanj stimulus. To odkritje nam ponuja možnost preverjanja zanesljivosti in veljavnosti ocenjevanja stimulusa, katerega eksponenta ne poznamo. Seveda pa moramo tak stimulus meriti z dvema modalitetama, katerih eksponente poznamo.

Zapisali smo, da je potenčna funkcija najboljši mogoči opis povezanosti med:

- percepcijo stimulusa in velikostjo stimulusa,
- vrednostjo modalitete in velikostjo stimulusa,
- vrednostmi dveh modalitet, ki merita velikost istega stimulusa.

Ta dejstva utegnejo zmotiti družboslovca, ki je navajen, da je velika večina analitičnih postopkov zasnovanih na predpostavki linearne povezanosti med spremenljivkami. Celo najosnovnejše mere povezanosti, kot je npr. Pearsonov korelacijski koeficient, nam dajo popolnoma napačno sliko povezanosti med dvema spremenljivkama, če sta dejansko povezani s potenčno funkcijo. Vendar je problem le navidezen. Logaritenska transformacija potenčne funkcije v linearno relacijo nam v ničemer ne "pokvari" podatkov.

Linearna funkcija je torej najboljši mogoči opis povezanosti med:

- log percepcijo stimulusa in log velikostjo stimulusa
- log vrednostjo modalitete in log velikostjo stimulusa
- log vrednostmi dveh modalitet, ki merita velikost istega stimulusa.

Doslej smo predstavili le metodološke osnove postopkov za merjenje človekove percepcije neposredno na številskih lestvicah. Naslednji korak pa zahteva obilo previdnosti. Želimo namreč pokazati, kako je mogoče doslej obravnavane modalitete uporabiti tudi za merjenje mnenj in stališč v družboslovju. Razlika je na prvi pogled precejšnja. V družboslovju ne merimo percepcije nekega stimulusa, ampak pričakujemo, da bo anketirani izrazil svoje lastno, že obstoječe mnenje ali stališče o določenem vprašanju,

temi, problemu... Stimulus ga mora k temu le spodbuditi in pri tem din manj vplivati na njegovo že obstoječe mnenje.

Saris (Saris, 1988: 74 - 77) je poskusil matematično formalizirati proces izražanja mnenj in stališč neposredno na številski lestvici. Tako kot v Stevensovi teoriji velja, da je:

$$\frac{\psi_j}{\psi_{sj}} = \frac{\psi_i}{\psi_{si}}$$

kjer ocenjujemo stimulus i-tega tipa z modaliteto j-tega tipa, velja pri merjenju mnenjskih količin, da je:

$$\frac{\psi_j}{\psi_{sj}} = \frac{M_k}{M_{sk}}$$

kjer merimo mnenje k-tega tipa z modaliteto j-tega tipa:

ψ_jpercepcija velikosti j-te modalitete,
 ψ_{sj}percepcija velikosti standarda j-te modalitete,
 M_kmnenje o k-tem problemu (zadevi), po katerem sprašujemo,
 M_{sk}standardno mnenje o k-tem problemu, (zadevi), ki ga v vprašanju navajamo kot stimulus.

V zgornji enačbi Saris predpostavlja, da bo anketirani izrazil razmerje med svojim lastnim mnenjem (stališčem) in standardnim mnenjem (stališčem) v linearni obliki. Če je na primer standardno mnenje dvakrat večje, lastno mnenje pa ostaja seveda isto, bo razmerje dvakrat manjše. Gre torej za predpostavko, ki jo je zelo težko sprejeti. Vendar, kakor se bo pokazalo kasneje, na tej stopnji ni pomembno, kako zapišemo "mnenjsko" stran enačbe. Zato naj nas sedanja linearna oblika ne moti - obdržali jo bomo zaradi podobnosti s Stevensovo izpeljavo. Za nadaljni potek izpeljave je irelevantno, če jo zapišemo, kot smo jo sedaj, ali pa eksponirano oziroma logaritmirano.

Predpostavimo, da merimo mnenje o k-tem problemu (zadevi) z j-to in i-to modaliteto. V tem primeru lahko zapišemo za j-to modaliteto:

$$\frac{w_j}{w_{oj}} = \frac{H_k}{H_{ak}}$$

in za i-to modaliteto:

$$\frac{w_i}{w_{oi}} = \frac{H_k}{H_{ak}}$$

Iz obeh enačb sledi:

$$\frac{w_j}{w_{oj}} = \frac{w_i}{w_{oi}}$$

torej enačba, ki nam je dobro znana iz prejšnjih strani in ki jo lahko v razviti obliki zapišemo:

$$\phi_j = \alpha_{ij} \left[\phi_i \right]^{\beta_i \beta_j^{-1}}$$

kjer:

- ϕ_jvrednost modalitete j-tega tipa (odgovor na prvi lestvici),
- ϕ_ivrednost modalitete i-tega tipa (odgovor na drugi lestvici),
- β_jeksponent, specifičen za j-to modaliteto,
- β_ieksponent, specifičen za i-to modaliteto.

Prišli smo torej do enakega rezultata, kot že na prejšnjih straneh. Odnos med modalitetama, ki merita isto mnenje (prej stimulus) je potenčna funkcija, z eksponentom, ki je kvocijent eksponentov obeh modalitet. Mnenjska stran izhodiščne enačbe torej sploh ne vpliva na odnos med modalitetama. Ne glede na to, kakšen je dejanski proces primerjanja lastnega mnenja s standardnim, nam je znan teoretični eksponent funkcije, ki opisuje odnos med modalitetama. Torej ga lahko primerjamo z empirično pridobljenim in testiramo statistično značilnost njune razlike. Če se izkaže, da je razlika statistično značilna, potem je nekaj narobe z merjenjem mnenja z eno, drugo ali obeh modalitetama. Ker nimamo opravka z merskim stimulusom, ne moremo vedeti, s katero. Seveda moramo pred tem preizkusiti predpostavko o povezanosti vrednosti

obeh modalitet s potenčno funkcijo.

Ce pa se izkaže, da razlika ni statistično značilna, potem lahko še vedno veljata obe izhodiščni enačbi:

$$\frac{\psi_j}{\psi_{sj}} = \frac{M_k}{M_{sk}} \quad \text{in} \quad \frac{\psi_i}{\psi_{si}} = \frac{M_k}{M_{sk}}$$

ter, potentakem tudi njuni razviti obliki, ki se razlikujeta le po indeksih. Izpeljali bomo le enačbo:

$$\frac{\psi_j}{\psi_{sj}} = \frac{M_k}{M_{sk}}$$

ki jo lahko zapišemo kot:

$$\psi_j = c_j M_k$$

kjer:

$$c_j = \frac{\psi_{sj}}{M_{sk}}$$

Ce nadomestimo parameter ψ_j z njegovo že znano obliko:

$$\psi_j = \alpha_j \phi_j^{\beta_j}$$

dobimo:

$$\phi_j = \gamma_j M_k^{\beta_j^{-1}}$$

kjer:

$$\gamma_j = (\alpha_j^{-1} c_j)^{\beta_j^{-1}}$$

Torej je odnos med mnenjem in vrednostjo modalitete, ki mnenje meri, zopet potenčna funkcija. Eksponent je specifičen za modaliteto! Pri ocenjevanju mnenja s števili ali črtani je zveza torej linearna. Ta težko sprejemljiv sklep izvira iz poenostavitve "mnenjske" strani izhodiščne enačbe, na katero smo že opozorili. Vendar bomo kljub vsemu nadaljevali izpeljavo v poenostavljeni obliki kot Saris (Saris, 1988: 74 - 7), ker nam gre na tej stopnji zgolj za obliko enačbe.

Parameter γ_j bi bil konstanta, če ne bi percepcija standarda naključno variirala. Poleg tega je zano, da je varianca odgovorov odvisna od velikosti stimulusa (Stevens, 1975) in potentakem tudi "velikosti" mnenja (Saris, 1988: 75). Prav tako lahko pričakujemo pri odgovorih tudi nersko napako. Zaradi navedenega moramo v zgornjo enačbo vstaviti parameter ϵ_j , ki vse te vplive predstavlja. Tako dobimo:

$$\phi_j = \gamma_j M_k \beta_j^{-1} \epsilon_j$$

Opozoriti moramo, da je množenje s paraneom, ki predstavlja napake, zopet poenastavitev. Množenje ima to prednost, da po logaritmski transformaciji dobimo linearno funkcijo:

$$x_j = \lambda_j \xi_k + \nu_j + \delta_j$$

kjer:

$$x_j = \log(\phi_j)$$

$$\lambda_j = \beta_j^{-1}$$

$$\xi_k = \log(M_k)$$

$$\nu_j = \log(\gamma_j)$$

$$\delta_j = \log(\epsilon_j)$$

Zapisano v matrični obliki je vektor odgovorov x funkcija vektorja mnenj ξ :

$$x = A \xi + \nu + \delta$$

kjer je A vektor parametrov, ki izražajo vpliv log mnenja (ξ) na log odgovore (x), s specifičnimi elementi λ_j ; ν je vektor konstant in δ vektor napak.

Upravičeno lahko domnevamo, da so izpolnjene naslednje predpostavke:

$$\begin{aligned} E(\delta_i) &= 0 \text{ za vse } i\text{-je,} \\ \text{cov}(\xi, \delta_i) &= 0 \text{ za vse } i\text{-je,} \\ \text{cov}(\delta_i, \delta_j) &= 0 \text{ vsakič, ko } i \neq j \end{aligned}$$

Prva predpostavka je spošna in lahko sprejemljiva: povprečje napak je enako nič. Podobno velja za drugo: napake niso sistematično povezane z mnenjem, ki ga merimo. Po logaritski transformaciji vpliv velikosti percepcije (mnenja) ne vpliva več na variiranje odgovorov (Stevens, 1958). Tudi tretja predpostavka je običajna, vendar ne vedno izpolnjena: napake med seboj niso sistematično povezane. Če med dvema ponovitvama istega vprašanja postavimo dovolj drugih vprašanj in če merimo odgovore z različnima modalitetama (npr. ocenjevanje s števili in črtami), ne vidimo vzroka, da predpostavka ne bi bila izpolnjena.

V vse dosedanje izpeljave pa je potrebno vključiti še variiranje v izrazni funkciji (*variation in response function*). Eksperimenti so namreč pokazali, da ljudje z istim mnenjem le tega izražajo različno, ker so različne njihove izrazne funkcije. In celo več: izrazna funkcija je pri istem posamezniku različna ob različnih priložnostih. Da gre le za variiranje v izrazni funkciji med posamezniki in pri istem posamezniku, ne pa za točne in netočne odgovore na v eksperimentu postavljena vprašanja, je mogoče sklepati iz zelo visokih korelacijskih koeficientov, izračunanih npr. med prvim in drugim merjenjem iste spremenljivke (več v Saris, 1988).

Variiranje v izrazni funkciji bomo upoštevali le pri merjenju mnenj in stališč (izpeljava je enaka za merjenje percepcij).

Vrnimo se k enačbi:

$$\frac{w_j}{w_{sj}} = \frac{M_k}{M_{sk}}$$

kjer merimo mnenje k-tega tipa z modaliteto j-tega tipa:

w_jpercepcija velikosti j-te modalitete,

w_{sj}percepcija velikosti standarda j-te modalitete,

M_kmnenje o k-tem problemu (zadevi), po katerem sprašujemo,

M_{sk}standardno mnenje o k-tem problemu, (zadevi), ki ga v vprašanju navajamo kot stimulus.

in zapišimo mnenjsko stran enačbe v eksponirani obliki, da vključimo variiranje izrazne funkcije v model:

$$\frac{w_j}{w_{sj}} = \left(\frac{M_k}{M_{sk}} \right)^\rho$$

Eksponent ρ predstavlja za posameznika in priložnost specifični parameter.

Enačbo lahko zapišemo kot:

$$w_j = c_j M_k^\rho$$

kjer:

$$c_j = \frac{w_{sj}}{M_{sk}^\rho}$$

Ce nadomestimo parameter w_j z njegovo že znano obliko:

$$\psi_j = \alpha_j \phi_j^{\beta_j}$$

dobino:

$$\phi_j = \gamma_j M_k^{\rho} \beta_j^{-1}$$

kjer:

$$\gamma_j = (\alpha_j^{-1} c_j)^{\beta_j^{-1}}$$

Torej je odnos med mnenjen in vrednostjo modalitete, ki mnenje meri, še vedno potenčna funkcija. Eksponent je specifičen za modaliteto (β) in za posameznika (ρ) ter priložnost (ρ)! Odnos sedaj ni več linearen, kot smo to pod določenimi pogoji začasno domnevali v prejšnji izpeljavi.

Če v model vstavimo še parameter napak ϵ_j , kot smo to storili prej, dobimo:

$$\phi_j = \gamma_j M_k^{\rho} \beta_j^{-1} \epsilon_j$$

Opozoriti moramo, da je množenje s parametrom, ki predstavlja napake, zopet poenostavitev. Množenje ima to prednost, da po logaritenski transformaciji dobimo linearno funkcijo:

$$x_j = \lambda_j \xi_k + \nu_j + \delta_j$$

kjer:

$$x_j = \log(\phi_j)$$

$$\lambda_j = \rho \beta_j^{-1}$$

$$\xi_k = \log(M_k)$$

$$\nu_j = \log(\gamma_j)$$

$$\delta_j = \log(\epsilon_j)$$

Dobili smo torej isto linearno funkcijo kot prej - po log transformaciji so odgovori linearna funkcija mnenja! Razlika pa je v tem, da parametra ν_j in λ_j vsebujeta za posameznika in priložnost specifični parameter ρ .

Zaradi variacije v izrazni funkciji smo se torej znašli v težavah, ker je z različnimi izpeljavami zgornjih modelov mogoče pokazati, da variiranje parametra ρ vpliva na statistike od korelacijskega koeficienta do pojasnjene variance v vzročnih modelih na tak način, da ne moremo zaupati nobenim rezultatom več (Saris, 1988: 136 - 144). Pravzaprav je ta neprijetni sklep logično razviden že iz dejstva, da ljudje, ki mislijo enako, ne odgovarjajo enako, in ljudje, ki mislijo različno, ne odgovarjajo različno.

Poiskati je torej potrebno rešitev, ki bo parameter ρ stabilizirala, da ne bo več variiral med posamezniki in priložnostmi. To bomo najlažje storili, če bomo našli vzrok, ki povzroči variiranje parametra ρ . Vrnimo se na dobro znano enačbo:

$$\frac{\psi_j}{\psi_{sj}} = \left(\frac{M_k}{M_{sk}} \right)^\rho$$

in jo tokrat razvijmo drugače (Saris, 1988: 224 -5):

$$\psi_j = \alpha_j \phi_j^\beta$$

in:

$$\psi_{js} = \alpha_j \phi_{js}^\beta$$

torej:

$$\left(\frac{\phi_j}{\phi_{sj}} \right)^\beta = \left(\frac{M_k}{M_{sk}} \right)^\rho$$

Ce obe strani enačbe logaritmiramo, razvijemo in uredimo, lahko izpostavimo parameter ρ :

$$\beta_j \log \left[\frac{\phi_j}{\phi_{sj}} \right] = \rho \log \left[\frac{M_k}{M_{sk}} \right]$$

$$\beta_j \left[\log (\phi_j) - \log (\phi_{sj}) \right] = \rho \left[\log (M_k) - \log (M_{sk}) \right]$$

$$\rho = \frac{\beta_j \left[\log (\phi_j) - \log (\phi_{sj}) \right]}{\left[\log (M_k) - \log (M_{sk}) \right]}$$

Parameter β je specifičen za modaliteto, v kateri anketirani izražajo odgovore na vprašanje; med posamezniki in priložnostni torej ne variira. Standardno mnenje M_s in njemu pripisana ocena ϕ_s sta za določeno vprašanje konstanti; med posamezniki in priložnostni torej ne variirata. Ostaneta še mnenje anketiranega, o katerem sprašujemo v vprašanju M , in odgovor anketiranega na to vprašanje ϕ . Kako bo anketirani odgovoril na prvo vprašanje - glede na odgovor, pripisan standardnemu mnenju - določa parameter ρ (Saris, 1988: 225 - 6). Drugače povedano, razmerje med ϕ in ϕ_s določa razmerja vseh nadaljnih odgovorov do ϕ_s (ϕ pa je seveda odvisen od M). Oziroma povedano še bolj neposredno: če želimo parameter ρ stabilizirati, moramo za vsako vprašanje določiti vsaj dve standardni mnenji in njima pripisana odgovora. Torej igrajo posebno vlogo navodila, ki jih damo anketiranim. V primeru navodil, kakršna predlagamo, lahko ocenimo:

$$\rho = \frac{\beta_j \left[\log (\phi_{s1}) - \log (\phi_{s2}) \right]}{\left[\log (M_{s1}) - \log (M_{s2}) \right]}$$

Ce pri neken vprašanju navedemo vsem anketiranim isti standardni mnenji, ista njima pripisana odgovora in isto

modaliteto, bo parameter ρ med posamezniki in priložnostni variiral le za naključno napako. Ne poznamo pa njegove vrednosti! (Saris, 1988: 226)

Če se še enkrat vrnemo na izhodiščno vprašanje tega prispevka (str. 1) in skušamo nanj odgovoriti, lahko zapišemo: mogoče je, da ljudje z istim mnenjem odgovorijo na isto vprašanje na isti lestvici vsak drugače in celo, da ista oseba, ne da bi spreminjala svoje mnenje, odgovori na isto vprašanje na isti lestvici vsakič drugače, vendar ne, če anketiranim damo ustrezna navodila za odgovarjanje na vprašanja!

V navodilih želimo določiti dve standardni mnenji in njina ustrezna odgovora, podana na določeni lestvici. Da se percepcija vrednosti npr. 50 na lestvici za ocenjevanje s števili, med ljudmi ne razlikuje statistično pomembno, ne bi smelo biti več dvoma. Problem pa predstavljajo standardna mnenja. Navesti je nanreč potrebno mnenje, za katerega ne more biti dvoma, kan na intervalu vseh možnih mnenj sodi. V nasprotnem primeru bodo anketirani primerjali svoja mnenja s standardnim mnenjem, ki bo za vsakogar pomenil neko drugo intenzivnost. Mi pa smo standardnemu mnenju pripisali določen odgovor, glede na katerega ocenjujejo anketirani svoje odgovore. Tako se nam zopet lahko zgodi, da bodo ljudje z istim mnenjem dajali različne odgovore in nasprotno, tokrat zaradi različnega razumevanja standardnega mnenja. Drugače povedano, med vprašanju določeno lestvico mnenj in subjektivnimi lestvicami mnenj anketiranih ne sme biti neskladij.

Osvetlino povedano s primerom. Če bomo v vprašanju, kako anketirani ocenjuje najnovejše gospodarske ukrepe vlade, navedli standardni mnenji "ukrepi so dobri" in "ukrepi so slabi" in jina pripisali vrednosti 500 in 50, se nam bo zgodilo isto, kot v primeru uporabe kategorijalne lestvice z opcijama "dobro" in "slabo". Kategoriji inata za različne ljudi različen pomen, torej ne poznamo subjektivne razdalje med njima, ne prostora nad in pod njima. Oseba, ki meni, da so ukrepi najboljši možni, vendar razume standardno mnenje "ukrepi so dobri" kot najvišje možno, bo odgovorila s številom 500. Enako bo odgovorila oseba, ki meni, da so ukrepi "kar v redu, lahko pa bi bili mnogo boljši" in tako tudi

razume standardno mnenje "ukrepi so dobri". Možni pa so še hujši zapleti...

Logika povedanega kar sama ponuja rešitev. Vsa standardna mnenja so lahko sporna, razen seveda obeh skrajnih mnenj na intervalu vseh možnih mnenj o neki zadevi. V našem konkretnem primeru bi bili skrajni mnenji "ukrepi so tako dobri, da boljši ne bi mogli biti" in "ukrepi so tako slabi, da slabši ne bi mogli biti". Verjetno ni dvoma, da je težko imeti boljše mnenje od prvega in slabše od drugega. Temu ustrezno je potrebno prilagoditi tudi mnenju na dolženi lestvici pripisana odgovora. Predstavljati morata skrajni vrednosti intervala, na katerem se bodo gibali konkretni odgovori. Zgornja meja je praktično lahko katerokoli število, iz razumljivih razlogov pa je priporočljivo, da je pozitivno in celo, lahko deljivo ter ne preveliko ali prenajhno. Spodnja meja pa mora biti število nič, da ima merska lestvica absolutno izhodišče, ki vsaj teoretično omogoča anketiranim, da izrazijo konkretno mnenje v razmerju do drugega (ali standardnega) mnenja (Hamblin, 1974: 78 - 9).

Empirično potrditev pomembnosti izbora standardnih mnenj najdemo v eksperimentu de Rooija in Sarisa (Saris, 1988: 199 - 218). Pokazala sta, da parametra ρ ne stabilizirano, ampak le umirno njegovo variiranje, če za standardni mnenji izberemo neskraini mnenji. Na istih ljudeh sta potem parameter ρ stabilizirala z uporabo navodil s skrajnimi mnenji. Ne izključujeta pa možnosti, da sta za določena vprašanja potrebni več kot dve standardni mnenji, kar potrjujejo tudi tekoče raziskave... Seveda se s tem ponovno odpre problem izbora dodatnega standardnega mnenja.

LITERATURA

- BLALOCK, H.M.Jr. (1960). *Social Statistics*. Ljubljana: MK in McGraw - Hill
- BLALOCK, H.M.Jr. (1974). *Measurement in the Social Science*. London: MacMillan Press
- BRUINSMA, C. (1987). *Sistematic Errors in Survey Interviews*. Amsterdam: Free University Press
- HAMBLIN, R.L. (1974). *Social Attitudes: Magnitude Measurement and Theory*. V: H.M.Blalock (ed.) *Measurement in the Social Science*. London: MacMillan Press
- KROPIVNIK, S. (1990). *Kvaliteta podatkov v mnenjskih politoloških raziskavah*. Ljubljana: FSPN (diploma)
- LODGE, M. (1981). *Magnitude Scaling*. Beverly Hills: Sage
- PIJPER, W.M.de & SARIS, W.E. (1986). *The Formulation of Interviews Using the Program Interv*. Amsterdam: Sociometric Research Foundation
- SARIS, W.E. (1985). *The Power of the Likelihood Ratio Test in Covariance Structure Analysis*. *Psychometrika* 50: 83 - 90
- SARIS, W.E. (1988). *Variation in Response Functions: a Source of Measurement Error in Attitude Research*. Amsterdam: Sociometric Research Foundation
- SARIS, W.E. (1988). *A Measurement Model for Psychophysical Scaling*. *Quality & Quantity* 22: 417 - 433
- SARIS, W.E. (1989). *A Technological Revolution in Data Collection*. *Quality & Quantity* 23: 333 - 49
- SHINN, A.M.Jr. (1974). *Relations between Scales*. V: H.M.Blalock (ed.) *Measurement in the Social Science*. London: MacMillan Press
- STEVENS, S.S. (1946). *On the Theory of Scales of Measurement*. *Science* 103: 677 - 680
- STEVENS, S.S. (1957). *On the Psychophysical Law*. *Psychological Review* 64: 153 - 81
- STEVENS, S.S. (1975). *Psychophysics: Introduction to its Perceptual Neural and Social Prospects*. New York: Wiley