Vojko Antončič

POMEN ŠTEVIL V SOCIOLOGIJI

Spoznavno-teoretska vrednost Arzenškove aritmetike o strukturi in gibanju

Predlanskim je izšla knjiga Vladimirja Arzenška »Struktura i pokret«. Razdeljena je na dva dela: v prvem so predstavljeni, v drugem pa, kot pravi avtor, teoretsko osvetljeni rezultati empiričnih raziskav o industrijskem konfliktu, interesnih strukturah in alienaciji. Knjiga je imela velik odmev v strokovni javnosti. Po mnenju nekaterih nam prvi del lahko služi kot prototip, se pravi kot zgled za to, kako je treba delati empirične sociološke analize. V prvem delu knjige je 81 tabel in v njih kakih tisoč (morda celo dva tisoč) števil. Poglejmo, koliko je »vredna«, koliko informacije o sociološko relevantnih količinah vsebuje ta ogromna »prototipska« zbirka števil.

Ustavimo se kar pri tabeli 2, ki je navedena na strani 9. Njena vsebina je takale:

	1969	1970	1971	1974	1981
Glavni direktor	3,91	4,02	4,05	4,18	4,27
Direktorji sektorjev	3,69	3,77	3,83	3,88	4,01
Delavski svet	3,40	3,55	3,53	3,12	3,04
Funkcionarji ZK	3,13	3,11	2,97	2,88	3,18
Funkcionarji sindikata	2,80	2,97	2,82	3,17	2,86
Delavci	2,60	2,81	2,75	2,19	2,09

Kaj pomenijo ta števila? Iz opombe pod tabelo zvemo, da so to povprečja, ki so bila »izračunana glede na naslednje vrednosti odgovorov: 1 — zelo majhen vpliv, 2 — majhen vpliv, 3 — nekaj vpliva, 4 — precejšen vpliv, 5 — zelo velik vpliv«. Tako dobljena povprečja obravnava Arzenšek kot vrednosti, ki popisujejo distribucijo moči v gospodarskih podjetjih v letih 1969, 1970, 1971, 1974 in 1981. Po njegovem je iz vrednosti v tabeli 2 razvidno, da je bila na začetku osemdesetih let struktura moči v naših gospodarskih podjetjih še bolj oligarhična kot na koncu šestdesetih let. K temu doda, da seveda obstaja možnost, da vrednosti v tabeli 2 »ne izražajo trenda oligarhizacije, marveč variacijo vzorcev«.

Ob takem merjenju in analiziranju moči, kot je tole Arzenškovo, je treba izreči nekaj resnih pomislekov, ne pa govoriti o prototipu empirične sociologije.

POMISLEK 1.1

Abell (1977) razločuje tri vidike moči: vpliv, manipulacijo in moč v ožjem pomenu, recimo ji čista moč. Definira jih s pojmi iz teorije odločanja. Naj bosta A in B dva poljubna akterja v kakem socialnem sistemu. Da ima A vpliv na B-ja, velja tedaj, ko A s svojimi dejanji spremeni B-jeve preference, in to tako, da pri tem ne zmanjša B-jeve avtonomije. Če pa A spremeni B-jeve preference tako, da pri tem B-ju zmanjša avtonomijo, potem imamo opraviti z drugim vidikom moči — z manipulacijo. Da A uporablja čisto moč, velja tedaj, ko A z uporabo sankcij doseže, da B svoje izbire (svoje ravnanje) prilagodi njegovim zahtevam in ne svojim preferencam (ki v tem procesu ostanejo nespremenjene). Iz teh definicij je razvidno, da lahko govorimo o uporabi moči enega akterja nad drugim le v primerih, ko imajo akterji jasno artikulirane preference. Trojka vpliv-manipulacija-čista moč je parsimoničen konceptualni okvir, s katerim lahko shajamo tudi, če pri analiziranju strukture moči uporabljamo tako imenovani »non-decision-making approach« (Bachrach in Baratz, 1962, 1970). Moč je po Abellu proces, v katerem antecedens (A-jeva dejanja) in konsekvens (B-jevo ravnanje) nista kavzalno, marveč teleološko povezana. Zvezo med njima lahko izrazimo s praktičnim silogizmom (Von Wright, 1971), v katerem je antecedens konjunkcija A-jevih dejanj ter B-jeve intencionalne in kognitivne premise. Brž ko pri interpretiranju moči opustimo kavzalno in privzamemo teleološko paradigmo, se izkaže, da je mogoče izraziti s trojko vpliv-manipulacija-čista moč tudi Lukesovo konceptualizacijo moči, to je konceptualizacijo na podlagi latentnih interesov (Lukes, 1974).

Kateri vidik moči meri Arzenšek? V anketnem merskem instrumentu, se pravi v ocenjevalni lestvici, uporablja izraz »vpliv«. Toda definicijo količine, ki naj jo označuje ta izraz, prepusti anketirancu. Zato ne moremo trditi, da je Arzenškov instrument nastavljen tako, da meri vpliv, saj trojka vpliv-manipulacija-čista moč ni rezultat semantične, marveč konceptualne analize. Neke vrste semantično analizo izraza »vpliv« je napravil Kavčič (1969). V vprašalnik, ki ga je uporabil v eni od anket o samoupravljanju in podobnih rečeh, je vključil tudi takole nalogo: »Zanima nas, kaj vam pomeni beseda VPLIV. Prosimo, napišite P pred vsakim od naslednjih stavkov, za katerega mislite, da je pravilen, in N pred vsakim stavkom, za katerega mislite, da je napačen.« Bilo je 12 stavkov. Izid te semantične naloge popisuje Kavčič s količinami $P(S = P)$ oziroma s količinami $P(S = N)$, pri čemer je $P(S = P)$ v odstotkih izražen delež anketirancev (t.j. delež 3178-ih delavcev iz stotih podjetij industrije in rudarstva v Sloveniji), ki so za stavek S napisali, da je pravilen, $P(S = N)$ pa je v odstotkih izražen delež anketirancev, ki so stavek S označil kot nepravilen. Pri vsakem stavku je nekaj anketirancev uporabilo odgovor *»Ne vem«*, tako je

$$89 < P(S = P) + P(S = N) < 94$$

Odstotki $P(S = P)$ oziroma $P(S = N)$ so naslednji:

Stavek	$P(S = P)$	$P(S = N)$
1. Vpliv ima tisti, ki odloča, drugi pa izvajajo.	65.3	
2. Vpliv na druge ima SAMO tisti, ki ga imajo radi.		42,9
3. Vpliv ima tisti, ki odloča, čeprav nihče tega ne izvaja.		69,6
4. Vpliv ima tisti, ki lahko spremeni mišljenje drugih ljudi.	62,6	

Stavek	P(S = P)	P(S = N)
5. Oseba na višjem položaju ima malo ali nič vpliva, če nihče ne izvaja tega, kar ta oseba želi, da bi izvajal.	38,0	
6. Direktor ima velik vpliv, če drugi vedno sledijo njegovim predlogom.	74,7	
7. Podrejeni ima vpliv na nadrejenega, če nadrejeni sledi predlogom podrejenega.	58,0	
8. Samo tisti, ki formalno odločajo, imajo lahko vpliv.		63,1
9. Včasih je možno, da ima podrejeni večji vpliv kot njegov nadrejeni.	59,6	
10. Nadrejeni ne more nikoli imeti večjega vpliva kot njegov podrejeni.		63,8
11. Če ima direktor velik vpliv, ne bo nikoli upošteval predlogov drugih.		58,8
12. Vpliv na druge ima lahko SAMO tisti, ki se ga bojijo.		63,3

Iz tega je razvidno, da ujemanje med pomenom, ki ga ima izraz »vpliv« v naravnem jeziku, in pomenom, ki ga ima v sociološkem jeziku, ni tolikšno, da bi lahko rekli, da z lestvico za ocenjevanje vpliva merimo vpliv. Očitno je, da semantogram besede »vpliv« vsebuje vse tri vidike moči, ki smo jih prej obravnavali (in poleg tega najbrž še nekaj drugih, nesocioloških pojmov). Potemtakem je lestvica za ocenjevanje vpliva slab merski instrument ne samo zato, ker je iz spoznavno-teoretskih razlogov smiselno razločevati med vplivom, manipulacijo in čisto močjo, marveč tudi (ali predvsem), zato ker je malo verjetno, da so korelacije med posameznimi vidiki moči tolikšne, da večdimenzionalnost nima signifikantnega negativnega učinka na veljavnost in zanesljivost merjenja.

POMISLEK 1.2

Vpliv i-tega akterja v socialnem sistemu podjetja imenujmo na kratko *i-ti vpliv*. Arzenšek je meril velikost šestih vplivov, pri čemer je uporabil petstopenjsko ocenjevalno lestvico

$$\mathcal{L} = \left\{ \begin{array}{c} \textit{zelo majhen vpliv, majhen vpliv, nekaj vpliva,} \\ \textit{precejšen vpliv, zelo velik vpliv} \end{array} \right\}$$

To je seveda anketni merski instrument. Denimo, da je bilo anketiranje izvedeno v m podjetjih, in vzemimo, da je v j-tem podjetju N_{ij} anketirancev veljavno odgovorilo na vprašanje o velikosti i-tega vpliva ($i = 1, 2, \ldots, 6$; $j = 1, 2 \ldots, m$). Naj bo O_{ijk} oznaka za k-ti ($k = 1, 2 \ldots, N_{ij}$) veljavni odgovor o velikosti i-tega vpliva v j-tem podjetju. Odgovor O_{ijk} je seveda ta ali ona ocenjevalna stopnja iz množice $\mathcal{L}$ in pomeni eno od N_i ocenitev velikosti i-tega vpliva:

$$N_i = \sum_{j=1}^{m} N_{ij}$$

Resnično velikost i-tega vpliva v j-tem podjetju zaznamujemo z X_{ij} in povprečno velikost i-tega vpliva z $\overline{X}_i$. Arzenšek pride do ocene vrednosti $\overline{X}_i$ z računom, ki ga bomo imenovali ***enostavni ocenjevalni račun***. To je postopek, po katerem se oceno vrednosti $\overline{X}_i$ dobi takole: ocenjevalnim stopnjam iz množice $\mathcal{L}$ se priredi naravna številka od 1 do 5, ali drugače povedano, določi se preslikavo

$$f: \mathcal{L} \rightarrow \{1,2,3,\ldots\}$$

tako, da se postavi

$$f(\textit{zelo majhen vpliv}) = 1$$
$$f(\textit{majhen vpliv}) = 2$$
$$f(\textit{nekaj vpliva}) = 3$$
$$f(\textit{precejšen vpliv}) = 4$$
$$f(\textit{zelo velik vpliv}) = 5$$

nato se iz ocenitev O_{ijk} izračuna vrednost količine

$$Y_i = \frac{1}{N_i} \sum_{j=1}^{m} \sum_{k=1}^{N_{ij}} f(O_{ijk}) \qquad (1)$$

in to se vzame za oceno vrednosti $\overline{X}_i$.

Očitno je, da Arzenšek pripisuje enostavnemu ocenjevalnemu računu visoko mersko veljavo. Iz njegove interpretacije sledi, da je to zanj postopek, s katerim se dobi vrednosti z intervalne ali pa celo z merske lestvice višje vrste. Če namreč privzamemo, da se z enostavnim ocenjevalnim računom dobi vrednosti, ki imajo le ordinalno veljavo, potem lahko Arzenškovo tabelo 2 prevedemo v naslednjo ekvivalentno tabelo:

	1969	1970	1971	1974	1981
Glavni direktor	1	1	1	1	1
Direktorji sektorjev	2	2	2	2	2
Delavski svet	3	3	3	4	4
Funkcionarji ZK	4	4	4	5	3
Funkcionarji sindikata	5	5	5	3	5
Delavci	6	6	6	6	6

Bržkone lahko rečemo, da tu trenda oligarhizacije, ki ga Arzenšek vidi v svoji tabeli 2, ni več. S privzetkom o ordinalnosti torej pridemo v navzkrižje z Arzenškovo interpretacijo. To pomeni, da imajo zanj vrednosti iz tabele 2 res veljavo vrednosti z intervalne merske lestvice, ali pa celo veljavo vrednosti z merske lestvice še višje vrste.

Poglejmo sedaj, ali je enostavni ocenjevalni račun legitimna osnova za tako interpretacijo. Da z enostavnim ocenjevalnim računom dobimo metriko, ki je definirana na intervalni merski lestvici, lahko trdimo natanko tedaj, ko lahko trdimo, da velja dvoje:

1. da velja zveza

$$f(O_{ijk}) = aX_{ij} + b + E_{ijk} \qquad (2)$$

pri čemer sta a in b realni števili, in sicer $a > 0$, E_{ijk} pa so med seboj neodvisne slučajne spremenljivke, vse porazdeljene približno po normalnem zakonu N (0, δ); in

2. da veljajo enakosti

$$X_{i1} = X_{i2} = \ldots = X_{im} \qquad (3)$$

ali enakosti

$$N_{i1} = N_{i2} = \ldots = N_{im} \qquad (4)$$

Če velja zveza (2), lahko uporabimo metodo najmanjših kvadratov, in sicer, če veljajo enakosti (3) ali (4), jo lahko uporabimo istočasno na vseh ocenitvah O_{ijk}. To se pravi, da za cenilko velikosti vpliva $\overline{X}_i$ lahko vzamemo količino Y_i, ki ji pri danih ocenitvah O_{ijk} določimo vrednost tako, da ima funkcija

$$Z(Y_i) = \sum_{j=1}^{m} \sum_{k=1}^{N_{ij}} [Y_i - f(O_{ijk})]^2$$

minimum. Ker je prvi odvod

$$Z'(Y_i) = 2 \sum_{j=1}^{m} \sum_{k=1}^{N_{ij}} [Y_i - f(O_{ijk})]$$

in drugi odvod

$$Z''(Y_i) = 2N_i > 0$$

ima Z minimum, kadar je

$$Y_i = \frac{1}{N_i} \sum_{j=1}^{m} \sum_{k=1}^{N_{ij}} f(O_{ijk})$$

To pa je ravno formula (1).

Enakosti (3) pomenijo, da je velikost i-tega vpliva enaka v vseh analiziranih podjetjih. Enakosti (4) pa pomenijo, da imamo za vsako podjetje enako število ocenitev velikosti i-tega vpliva. Če ne veljajo niti enakosti (3) niti enakosti (4), to še ni huda nesreča, v takem primeru namesto po formuli (1) izračunamo vrednost Y_i takole:

$$Y_{ij} = \frac{1}{N_{ij}} \sum_{k=1}^{N_{ij}} f(O_{ijk})$$

$$Y_i = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^{m} Y_{ij}$$

Če namesto po formuli (1) računamo po teh dveh formulah, lahko rečemo, da namesto enostavnega uporabljamo *postopni ocenjevalni račun.*

Kot vidimo, zahteva, da morajo veljati enakosti (3) ali (4), ni bistvena. Če je izpolnjena, si lahko privoščimo poenostavitev pri računanju. Zahteva, da mora veljati zveza (2), pa je bistvena. Če ta zahteva ni izpolnjena, nam niti enostavni niti postopni ocenjevalni račun ne more dati metrike, ki je definirana na intervalni merski lestvici. Potrebni pogoj za veljavnost zveze (2) pa je taka metrika d v množici $\mathcal{L}$, da za poljubne stopnje a, b, c, iz $\mathcal{L}$ velja

$$\frac{d(a, b)}{d(b, c)} = \frac{f(a) - f(b)}{f(b) - f(c)}$$

Če privzamemo, da za metrično strukturo množice $\mathcal{L}$ to velja, izpričamo metodološko neresnost. Če glede metodološke smiselnosti in nesmiselnosti nismo indiferentni, če imamo prvo rajši kot drugo, potem je največ kar lahko rečemo o strukturi množice $\mathcal{L}$, naslednje:

V množici $\mathcal{L}$ velja taka relacija, imenujemo jo *R*, da je $(\mathcal{L}, R)$ linearno urejena polna mreža oziroma $(\mathcal{L}, R—R^{-1})$ struktura dobre urejenosti. (Definicije teh struktur so v: Prijatelj, 1971, 1974.)

Relacija *R* je seveda relacija, ki jo sestavljajo naslednji urejeni pari:

(zelo majhen vpliv, zelo majhen vpliv)
(zelo majhen vpliv, majhen vpliv)
. . . . .
(zelo majhen vpliv, zelo velik vpliv)
(majhen vpliv, majhen vpliv)
. . . . .
(precejšen vpliv, zelo velik vpliv)
(zelo velik vpliv, zelo velik vpliv)

Vseh urejenih parov, ki sestavljajo relacijo *R*, je 15.

Funkcija *f*, ki nastopa v enostavnem ocenjevalem računu, je izotona, saj je pri poljubnih ocenjevalnih stopnjah a, b iz $\mathcal{L}$ $f(a) < f(b)$ natanko tedaj, ko je $(a, b) \in R-R^{-1}$. To pomeni, da funkcija f ustreza našemu privzetku o strukturi množice $\mathcal{L}$. Toda to ni edina funkcija, ki ustrezno popisuje strukturo množice $\mathcal{L}$. Naj bo g kaka strogo naraščajoča realna funkcija, definirana na zalogi vrednosti funkcije f. Potem je tudi funkcija

$$h = g \circ f$$

torej funkcija, ki je kompozitum funkcij f in g, izotona in zato funkciji f mersko povsem enakovredna (prim. Fararo, 1973, str. 153—177).

Da doženemo, ali ima enostavni ocenjevalni račun ordinalno veljavo, moramo ugotoviti, kako se na vrednostih Y_i pozna, če funkcijo f zamenjamo s kako enakovredno funkcijo h. Dovolj je, če pogledamo, kako se to pozna na dveh vrednostih, recimo na vrednostih Y_1 in Y_2. Ocenjevalni stopnji iz množice $\mathcal{L}$, ki ji funkcija f priredi število r, lahko rečemo r-ta stopnja. Arzenšek je uporabil 5 ocenjevalnih stopenj. Če bi uporabil kako več ali kako manj, zaradi tega merjenje ne bi bilo bistveno drugačno. Za premislek o merski veljavi enostavnega ocenjevalnega računa lahko potemtakem vzamemo, da imamo opraviti z n-stopenjsko ocenjevalno lestvico. Pri tem je n poljubno naravno število večje od 2. V Arzenškovem primeru je pač $n = 5$. Naj bo p_r relativna frekvenca r-te stopnje v ocenitvah velikosti prvega vpliva in q_r relativna frekvenca r-te stopnje v ocenitvah velikosti drugega vpliva. Vse relativne frekvence so seveda nenegativna števila:

$$p_r \geq 0 \text{ in } q_r \geq 0 \qquad (r = 1, 2, \ldots, n)$$

Vpeljimo še relativne kumulativne frekvence

$$P_r = \sum_{s=r}^{n} P_s \quad \text{in} \quad Q_r = \sum_{s=r}^{n} q_s \quad (r = 1, 2, \ldots, n) \tag{5}$$

Razume se, da je

$$P_1 = Q_1 = 1 \tag{6}$$

Relativne komulativne frekvence zapišemo kot urejeni n-terki $P = (P_1, P_2, \ldots, P_n)$ in $Q = (Q_1, Q_2, \ldots, Q_n)$. Pravimo, da sta to *kumulativi*. Prvo imenujemo kumulativa P, drugo kumulativa Q. Lahko se primeri, da je

$$P_r \geq Q_r \text{ za vse } r \text{ od } 2 \text{ do } n$$

Kadar to velja, rečemo, da kumulativa P *dominira* nad kumulativo Q, in pišemo $P \geq Q$ ali $Q \leq P$. Dominacija je tranzitivna, refleksivna in antisimetrična relacija. Strogo sovisna pa ni, definirana je le med nekaterimi kumulativami. Zato vpeljimo še tale pojem: Kadar je $P \geq Q$ ali $Q \leq P$, pravimo, da sta kumulativi P in Q *primerljivi*.

Iz relativnih frekvenc p_r dobimo po formuli (1) oceno

$$Y_1 = \sum_{r=1}^{n} p_r \cdot r \tag{7}$$

in iz relativnih frekvenc q_r oceno

$$Y_2 = \sum_{r=1}^{n} q_r \cdot r \tag{8}$$

Če pa v formuli (1) funkcijo f zamenjamo s funkcijo $h = g \circ f$, potem namesto ocene Y_1 dobimo oceno

$$Y_1' = \sum_{r=1}^{n} p_r \cdot g(r) \tag{9}$$

in namesto ocene Y_2 oceno

$$Y_2 = \sum_{r=1}^{n} q_r \,.\, g(r) \tag{10}$$

Za oceni Y_1 in Y_2 pravimo, da imata vsaj ordinalno veljavo, če je pri vsaki strogo naraščajoči funkciji g

$$Y_1 > Y_2 \text{ natanko tedaj, ko je } Y_1' > Y_2' \tag{11}$$

in

$$Y_1 = Y_2 \text{ natanko tedaj, ko je } Y_1' = Y_2' \tag{12}$$

Na dlani je, kdaj rečemo, da ima enostavni ocenjevalni račun ordinalno veljavo. Definirajmo: Enostavni ocenjevalni račun ima v danem primeru ordinalno veljavo, če ima vsak par ocen, ki jih določimo s tem računom, ordinalno veljavo.

Sedaj pa dokažimo:

Enostavni ocenjevalni račun ima ordinalno veljavo natanko takrat, kadar so vse kumulative, ki nastopajo v danem merskem problemu, primerljive.

Prepričajmo se naprej, da iz primerljivosti kumulativ sledi ordinalna veljava ocen. Vzemimo, da kumulativa P dominira nad kumulativo Q, in pokažimo, da v takem primeru veljata ekvivalenci (11) in (12). S tem namenom zapišimo:

$$Y_1' - Y_2' = \sum_{r=1}^{n} (p_r - q_r)r \tag{13}$$

$$Y_1' - Y_2' = \sum_{r=1}^{n} (p_r - q_r)g(r) \tag{14}$$

Prvo sledi iz (7) in (8), drugo iz (9) in (10). Zaradi (5) in (6) je

$$p_1 - q_1 = -(P_2 - Q_2)$$
$$p_2 - q_2 = [(P_2 - Q_2) - (P_3 - Q_3)]$$
$$\cdots\cdots$$
$$p_{n-1} - q_{n-1} = [(P_{n-1} - Q_{n-1}) - (P_n - Q_n)]$$
$$p_n - q_n = P_n - Q_n$$

Če to upoštevamo v (13) in (14), ugotovimo:

$$Y_1 - Y_2 \sum_{r=2}^{n} (P_r - Q_r) \tag{15}$$

$$Y_1' - Y_2' = \sum_{r=2}^{n} (P_r - Q_r)\; [g(r) - g(r-1)] \tag{16}$$

Od tod vidimo: Ko je g strogo naraščajoča funkcija, iz dominacije kumulative P nad kumulativo Q sledi, da je $Y_1 - Y_2 = 0$ natanko takrat, kadar je tudi $Y_1' - Y_2' = 0$, torej $Y_1 = Y_2$ natanko tedaj, ko je $Y_1' = Y_2'$ in $Y_1 - Y_2 > 0$ natanko takrat, kadar je tudi $Y_1' - Y_2' > 0$, to se pravi, $Y_1 > Y_2$ natanko tedaj, ko je $Y_1' > Y_2'$. S tem je potrjeno, da je primerljivost kumulativ zadosten pogoj za ordinalno veljavo enostavnega ocenjevalnega računa.

Brez težav spoznamo tudi drugi, ostrejši del resnice o ordinalni veljavi enostavnega ocenjevalnega računa. Denimo, da kumulativi P in Q nista primerljivi. To pomeni, da ne velja niti $P \geq Q$ niti $P \leq Q$. Potem je vsaj pri enem r $P_r > Q_r$ in hkrati vsaj pri enem r $P_r < Q_r$. Naj bo $\mathcal{A}_1$ množica vseh tistih vrednosti indeksa r, pri katerih *je* $P_r > Q_r$, in $\mathcal{A}_2$ množica vseh tistih vrednosti indeksa r, pri katerih je $P_r < Q_r$. Vsoto (15) razcepimo v dva dela:

$$Y_1 - Y_2 = U_1 - U_2$$

$$U_1 = \sum_{r \in A_1} (P_r - Q_r) \text{ in } U_2 = -\sum_{r \in A_2} (P_r - Q_r)$$

Enako naredimo z vsoto (16):

$$Y_1' - Y_2' = V_1 - V_2$$

$$V_1 = \sum_{r \in A_1} (P_r - Q_r) \, [g(r) - g(r-1)]$$

in

$$V_2 = -\sum_{r \in A_2} (P_r - Q_r) \, [g(r) - g(r-1)]$$

Vzemimo, da je $U_1 > U_2$. Tedaj je $Y_1 > Y_2$. Naj bo δ_0 poljubno realno število, δ_1 pa naj bo kako pozitivno število. V vsakem primeru lahko najdemo tako število δ_2, da je

$$\delta_2 > \delta_1 \frac{U_1}{U_2} \tag{17}$$

S števili δ_0, δ_1 in δ_2 definirajmo funkcijo g. Za $r = 1$ postavimo

$$g(1) = \delta_0$$

Za $r > 1$ pa določimo $g(r)$ rekurzivno:

$$g(r) = \begin{cases} g(r-1) + \delta_1 & \text{če je } P_r \geq Q_r \\ g(r-1) + \delta_2 & \text{če je } P_r < Q_r \end{cases}$$

Ker je $U_1 > 0$, $U_2 > 0$ in po privzetku tudi $\delta_1 > 0$, je zagotovo tudi $\delta_2 > 0$ in zato funkcija g strogo naraščajoča. Toda brž lahko sprevidimo, da smo konstruirali tako strogo naraščajočo funkcijo, pri kateri ne velja niti ekvivalenca (11) niti ekvivalenca (12), saj je $Y_1' < Y_2'$, kajti

$$V_1 = \delta_1 U_1 \qquad in \qquad V_2 = \delta_2 U_2$$

zaradi (17) pa sledi od tod, da je $V_1 < V_2$ in nato $Y_1' - Y_2' = V_1 - V_2 < 0$, torej res $Y_1' < Y_2'$. Po privzetku pa je $Y_1 \leq Y_2$. S tem je potrjeno, da je primerljivost kumulativ potreben pogoj za ordinalno veljavo enostavnega ocenjevalnega računa.

Pokažimo na primeru, kaj pomeni to, kar smo pravkar dokazali. Vzemimo, da imamo v ocenitvah enega vpliva relativne frekvence:

$$p_1 = 0.1 \qquad p_2 = 0.1 \qquad p_3 = 0.2 \qquad p_4 = 0.2 \qquad p_5 = 0.4$$

in v ocenitvah kakega drugega vpliva relativne frekvence:

$$q_1 = 0.1 \qquad q_2 = 0.1 \qquad q_3 = 0.1 \qquad q_4 = 0.6 \qquad q_5 = 0.1$$

Pri teh relativnih frekvencah dobimo po enostavnem ocenjevalnem računu za velikost prvega vpliva oceno $Y_1 = 3.7$ in za velikost drugega vpliva oceno $Y_2 = 3.5$. Izračunajmo kumulativi:

$$P = (1.0,\ 0.9,\ 0.8,\ 0.6,\ 0.4)$$
$$Q = (1.0,\ 0.9,\ 0.8,\ 0.7,\ 0.1)$$

Takoj vidimo, da ti dve kumulativi nista primerljivi: kumulativa P ne dominira nad kumulativo Q, saj je $P_4 = 0.6 < Q_4 = 0.7$, in kumulativa Q ne dominira nad kumulativo P, ker je $Q_5 = 0.1 < P_5 = 0.4$.

Določimo U_1 in U_2. V tem primeru je:

$$U_1 = P_5 - Q_5 = 0.3 \quad \text{in} \quad U_2 = -(P_4 - Q_4) = 0.1$$

Izberimo števila δ_0, δ_1 in δ_2. Naj bo $\delta_0 = \delta_1 = 1$. Za δ_2 pa vzemimo tako število, da bo ustreženo zahtevi (17), kar v tem primeru pomeni, da mora biti $\delta_2 > 3$. Pa naj bo $\delta_2 = 4$. Izbrana števila nam dajo takole funkcijo g:

$$g(1) = 1 \quad g(2) = 2 \quad g(3) = 3 \quad g(4) = 7 \quad g(5) = 8$$

Če ocenjevalnim stopnjam pripišemo te vrednosti, potem za velikost prvega vpliva dobimo oceno $Y_1' = 5{,}5$ in za velikost drugega vpliva oceno $Y_2' = 5{,}6$. Brž lahko konstruiramo tudi tako funkcijo g, pri kateri sta obe oceni enaki. Res. Postavimo $\delta_2 = 3$. Tedaj je $V_1 = V_2$ in zato sta oceni za velikost prvega in drugega vpliva enaki. Izračunajmo ju. Zdaj je:

$$g(1) = 1 \quad g(2) = 2 \quad g(3) = 3 \quad g(4) = 6 \quad g(5) = 7$$

Pri teh vrednostih ocenjevalnih stopenj je $Y_1'' = Y_2'' = 4.9$. Ti dve oceni sta enakovredni ocenama Y_1', Y_2 in slednji sta enakovredni ocenama Y_1, Y_2. Kaj je potemtakem mogoče reči o velikosti prvega in drugega vpliva na podlagi informacije, ki jo imamo v teh ocenah? Iz ocen $Y_1 = 3{,}7$ in $Y_2 = 3{,}5$ »zvemo«, da je prvi večji kot drugi. Iz ocen $Y_1' = 5{,}5$ in $Y_2' = 5{,}6$ »lahko sklepamo«, da je drugi vpliv večji kot prvi. Oceni $Y_1'' = Y_2'' = 4{,}9$ pa nam »ponujata sklep«, da sta oba vpliva enake velikosti. Po zakonu trihotomije velja natanko ena izmed treh možnosti: (a) prvi vpliv je večji kot drugi, (b) sta enako velika, (c) drugi je večji kot prvi. Kot vidimo, ne moremo izključiti nobene od teh možnosti: niti za izjavo (a) niti za izjavo (b) niti za izjavo (c) ne moremo reči, da nepravilno opisuje dejansko stanje. Količina informacije, ki jo imamo o prvem in drugem vplivu, je potemtakem enaka nič.

Ugotovili smo: če kumulative niso primerljive, enostavni ocenjevalni račun nima ordinalne veljave. Vrnimo se s to ugotovitvijo k Arzenškovi tabeli 2. Berimo jo najprej po vrsticah. V prvi vrstici, denimo, najdemo na začetku vrednost 3,91 in na koncu vrednost 4,27. Prva vrednost je ocena velikosti direktorjevega vpliva v letu 1969, druga pa ocena velikosti direktorjevega vpliva v letu 1981. Če pripadajoči kumulativi nista primerljivi, potem iz teh dveh ocen ne moremo sklepati, da so imeli direktorji leta 1981 v povprečju večji vpliv kot leta 1969. Za branje po stolpcih Arzenškove tabele 2 velja isto. V zadnjem stolpcu, na primer, imamo na vrhu vrednost 4,27 in dve vrstici nižje vrednost 3,04. Prva je ocena velikosti direktorjevega vpliva, druga pa ocena velikosti vpliva, ki ga ima delavski svet. Če pripadajoči kumulativi nista primerljivi, potem iz teh dveh ocen ne moremo sklepati, da je direktorjev vpliv večji kot vpliv, ki ga ima delavski svet.* Arzenšek nam ne pove niti za vrstice niti za stolpce, ali so pripadajoče komulative primerljive ali ne. Domnevam, da tega sploh ni preveril.

Videli smo, da enostavni ocenjevalni račun sloni na zvezi (2). Niti zveza (2) niti kaka drugačna zveza med $f(O_{ijk})$ in vrednostmi X_{ij} ni ustrezen merski model. Nesmisle, v katere zabredemo, če na ocenitvah O_{ijk} uporabimo enostavni ocenjevalni račun, lahko odpravimo ali vsaj signifikantno zmanjšamo (recimo, da je nesmisel količina, ki ima več kot dve vrednosti), če uporabimo kak tak račun, v katerem se za izhodiščne podatke

* Morda bo kdo ugovarjal, češ, s prostim očesom se da videti, da ima direktor povsod večji vpliv kot delavski svet. Takega ugovora nam ni treba upoštevati, ker empiričnih socioloških raziskav najbrž ne delamo zato, da bi dobili scientistično potrditev »resnic«, ki so vidne s prostim očesom.

vzame relativne kumulativne frekvence. To pomeni: namesto na podlagi zveze (2) ali kake drugačne zveze med $f(O_{ijk})$ in vrednostmi X_{ij} je treba računati ocene Y_{ij} ali Y_i na podlagi kake funkcije, ki popisuje odvisnost relativnih kumulativnih frekvenc od vrednosti X_{ij} ali $\overline{X}_i$. Glede na to, s kakšno funkcijo je popisana odvisnost relativnih kumulativnih frekvenc od vrednosti X_{ij} ali $\overline{X}_i$, razločujemo več merskih modelov te vrste. Lepo število modelov te vrste lahko izpeljemo iz tako imenovanega *zakona kategorialnih sodb* (The Law of Categorical Judgement; Mosier, 1940, Attneave, 1949; Garner in Hake, 1951; Gulliksen, 1954; Burros, 1955; Diederich, Messick in Tucker, 1955; Torgerson, 1958). Modeli, ki temeljijo na tem že dobra tri desetletja starem zakonu, pridejo v poštev zlasti tedaj, ko lahko privzamemo, da veljajo enakosti (3). Če pa privzetek, da veljajo enakosti (3), ni teoretsko sprejemljiv (recimo zato, ker bi radi preverili hipotezo o idiosinkratičnih faktorjih v institucionalnem sistemu samoupravljanja), potem je bolje, da uporabimo kak drug merski model, ki sloni na zvezi med relativnimi kumulativnimi frekvencami in vrednostmi X_{ij}. Nekaj jih je bilo že preizkušenih.

POMISLEK 1.3

Denimo, da kljub pomisleku 1.2 določimo ocene Y_i z enostavnim ocenjevalnim računom. Toda preden ocenam, ki jih dobimo na ta način, pripišemo kakršnokoli mersko veljavo, se spodobi, da ugotovimo, kolika je njihova *zanesljivost*. V ta namen je treba napraviti analizo variance. Ustrezen obrazec za analizo variance in formulo, po kateri se izračuna koeficient zanesljivosti, lahko najdemo pri Winerju (1970). Kot zgled za to, kako je treba preveriti zanesljivost izmerkov, in sploh kot zgled za metodološko kulturo in mersko resnost, lahko, recimo, vzamemo postopek, po katerem je v svojih stratifikacijskih raziskavah Goldthorpe meril družbeni položaj zaposlitev (Goldthorpe in Hope, 1974). Goldthorpovo merjenje zaposlitvenega položaja in Arzenškovo merjenje moči sta analogna merska problema.

POMISLEK 1.4

Tudi če spregledamo vse pomisleke, ki smo jih doslej našteli, ne moremo kar tako pritegniti Arzenšku, ko ugotavlja, da stolpci tabele 2 razkrivajo trend oligarhizacije. Resen pomislek zoper tako branje tabele 2 je namreč pomislek, ki se nanaša na primerljivost stolpcev. Ko primerjamo en stolpec z drugim, se pravi, ko delamo medletne primerjave, je treba upoštevati vzorce, ki so bili uporabljeni za ankete v posameznih letih. Arzenšek sicer dopušča možnost, da vrednosti v tabeli 2 »ne izražajo trenda oligarhizacije, marveč variacijo vzorcev«, toda to je nedopustna interpretacijska ohlapnost, kajti tu ne gre zgolj za to, da ni bil za vse ankete uporabljen isti vzorec respondentov, marveč za veliko več: gre za to, da se vzorci signifikantno razločujejo po velikosti in sestavi in še po čem. Kar poglejmo.

Za anketo v letu 1969 je bil uporabljen dvostopenjski stratificiran slučajni vzorec respondentov iz industrijskih podjetij v Sloveniji. Načrt za vzorčenje je sestavil Marjan Blejec. Opisan je v enem od poročil raziskovalnega centra Zveze sindikatov Slovenije (Vindišar, 1970). Vzemimo si čas in si ga oglejmo. Enote za prvostopenjsko vzročenje so bila industrijska podjetja. Razdeljena so bila na tri velikostne razrede. Zaznamujmo jih z $\mathcal{G}_1$, $\mathcal{G}_2$ in $\mathcal{G}_3$:

$$\mathcal{G}_1 = \{e \in \mathcal{G} \ \& \ N(e) < 125\}$$
$$\mathcal{G}_2 = \{e \in \mathcal{G} \ \& \ 125 < N(e) < 638\}$$
$$\mathcal{G}_3 = \{e \in \mathcal{G} \ \& \ N(e) < 638\}$$

Pri tem pomeni $\mathcal{G}$ množico vseh industrijskih podjetij v Sloveniji leta 1969, torej primarno populacijo, znak $N(e)$ pa pomeni število zaposlenih v podjetju $e \in \mathcal{G}$. Števili 125 in 638 sta prvi in tretji kvartil za velikost podjetij, se pravi prvi in tretji kvartil spremenljivke N v populaciji $\mathcal{G}$. Iz razreda $\mathcal{G}_1$ je bilo na slepo izbranih 25, iz razreda $\mathcal{G}_2$ 50 in iz razreda $\mathcal{G}_3$ 25 podjetij, skupaj torej 100 primarnih enot, ki predstavljajo stratificiran slučajni vzorec za populacijo $\mathcal{G}$. V podjetju, ki je prišlo v vzorec, je bilo za anketiranje izbranih 25 oseb, če je podjetje spadalo v $\mathcal{G}_1$, 34 oseb, če je podjetje spadalo v $\mathcal{G}_2$, in 36 oseb, če je podjetje spadalo v $\mathcal{G}_3$. Tako kot prvostopenjsko je bilo tudi drugostopenjsko vzorčenje stratificirano: upoštevana je bila izobrazba zaposlenih. Vzorčni deleži za posamezne izobrazbene skupine v danem podjetju so bili določeni po pravilu proporcionalnosti.

Za anketi v letih 1970 in 1971 je bil uporabljen enak vzorec kot za anketo v letu 1969. Enakost vzorcev v tem primeru pomeni naslednje: za vse tri ankete je bil uporabljen isti vzorec podjetij in isti način izbiranja respondentov v vzorčnih podjetjih.

Anketa iz leta 1974 je bila izvedena v enajstih industrijskih podjetjih, enem gradbenem podjetju, enem pomorskem pristanišču in enem rudniku. V vseh teh štirinajstih podjetjih so bile od avgusta 1973 do aprila 1974 stavke. Stavkalo je 599 delavcev. Za anketiranje je bilo izbranih 441 delavcev, ki so stavkali, 152 drugih delavcev, 171 članov delavskih svetov in 84 članov podjetniških vodstev (Arzenšek, 1984; str. 59).

Podatki za leto 1981 so podatki iz ankete, ki je bila izvedena v šestih industrijskih podjetjih. V vzorec respondentov je bilo izbranih 286 delavcev, 80 administrativnih uslužbencev, 74 strokovnjakov in 65 vodilnih oseb (Arzenšek, 1984; str. 6).

Razlike med vzorci, ki so bili uporabljeni za prve tri ankete, in vzorci, ki so bili uporabljeni za zadnji dve anketi, so očitne. Takoj padejo v oči razlike v velikosti vzorcev. Velikost vzorca pa je parameter, ki ga je treba upoštevati pri preverjanju hipoteze o procesu oligarhizavije. Naj bo X_i velikost i-tega vpliva v letu 1969 in X_i^* velikost i-tega vpliva v letu 1981. Vzemimo, da sta to spremenljivki, ki sta približno normalno porazdeljeni na populaciji $\mathcal{G}$, recimo X_i po zakonu $N(a_i, \delta_i)$ in X_i^* po zakonu $N(a_i^*, \delta_i)$. Z vrednostmi iz prvega in zadnjega stolpca Arzenškove tabele 2 preskusimo hipoteze, da je $a_i \neq a_i^*$, proti alternativnim hipotezam, da je $a_i \neq a_i^*$ $(i = 1, \ldots, 6)$. Za preskus teh hipotez lahko uporabimo kot testno statistiko količino

$$T = \frac{Y_i - Y_i^*}{S} \sqrt{\frac{m\,m^*}{m + m^*}} \tag{18}$$

Za Y_i vzamemo i-to vrednost iz prvega stolpca in za Y_i^* i-to vrednost iz petega stolpca Arzenškove tabele 2. Meritve iz leta 1969 so bile opravljene v 100 podjetjih, meritve iz leta 1981 v 6 podjetjih, zato je $m = 100$ in $m^* = 6$. Pri Arzenšku, žal, ne zvemo, kolikšne so vzorčne standardne deviacije. Zato ne moremo izračunati vrednosti S, ki jo potrebujemo v formuli (18). To je, ohlapno povedano, povprečje vzorčnih standardnih deviacij za leti 1969 in 1981. Mislim, da lahko vzamemo, da je $S > 0{,}5$.

Če je $a_i = a_i^*$, je statistika T porazdeljena po Studentovem zakonu $S(m + m^* - 2)$. Kritična vrednost porazdelitve S (104) pri stopnji značilnosti 0.01 in dvostranski alternativi pa je približno 2,63. Od tod in iz formule (18) dobimo takole testno pravilo: Pri stopnji značilnosti 0.01 hipotezo, da je $a_i = a_i^*$, pri danem i zavrnemo, brž ko je

$$Y_i - Y_i^* > \frac{2{,}63\,S}{2{,}63}$$

to se pravi, če je $S > 0.5$, jo zavrnemo, brž ko je

$$Y_i - Y_i^* > 0{,}55$$

Za ocene v prvem in zadnjem stolpcu Arzenškove tabele 2 je:

$$\begin{aligned} Y_1 - Y_1^* &= 0{,}36 \\ Y_2 - Y_2^* &= 0{,}32 \\ Y_3 - Y_3^* &= 0{,}36 \\ Y_4 - Y_4^* &= 0{,}05 \\ Y_5 - Y_5^* &= 0{,}06 \\ Y_6 - Y_6^* &= 0{,}51 \end{aligned} \tag{19}$$

Nobena od teh vrednosti ne presega statistično značilne vrednosti 0.55. Torej: če je $S > 0{,}5$, potem za noben i od 1 do 6 ne zavrnemo hipoteze, da je $a_i = a_i^*$. Ali drugače povedano, mislim, da ocene v prvem in zadnjem stolpcu Arzenškove tabele 2 ne potrjujejo hipoteze o procesu aligarhizacije.

Vprašanje je, ali hipotezo o procesu oligarhizacije sploh lahko testiramo z izmerki v Arzenškovi tabeli 2. Tudi če bi se izkazalo, da so vrednosti (19) statistično značilne, mislim, da hipoteze o procesu oligarhizacije ne bi mogli imeti za potrjeno. Razlike med vzorci so namreč tolikšne, da ne dovoljujejo vseh medletnih primerjav. Za take vzorce, kakršni so bili uporabljeni v prvih treh merjenjih, ponavadi pravimo, da so reprezentativni. Leta 1969, 1970 in 1971 je bilo merjenje opravljeno na reprezentativnem vzorcu industrijskih podjetij. Štirinajsterica »stavkovnih« podjetij pa sploh ni vzorec industrijskih podjetij. Ne vem, ali jo lahko obravnavamo kot reprezentativen vzorec gospodarskih podjetij. Morda jo lahko imamo za reprezentativen vzorec »stavkovnih« podjetij. To je treba upoštevati, ko primerjamo četrti stolpec z ostalimi stolpci Arzenškove tabele 2. Na primer: v četrtem stolpcu je ocena za velikost direktorjevega vpliva večja, ocena za velikost vpliva delavskega sveta in ocena za velikost vpliva, ki ga imajo delavci, pa manjša kot analogna ocena v prvem stolpcu. Toda iz tega ne moremo zaključiti, da je bila v podjetjih distribucija moči sredi sedemdesetih let bolj oligarhična kot na koncu šestdesetih let. Razlike med vrednostmi v prvem stolpcu in analognimi vrednostmi v četrtem stolpcu so lahko razlike med populacijo in podpopulacijo in ne medletne razlike, ki gredo na račun procesa oligarhizacije. Ali drugače povedano, del razlik med vrednostmi v prvem stolpcu in analognimi vrednostmi v četrtem stolpcu Arzenškove tabele 2 lahko pripišemo strukturi »stavkovnega« podjetja in postavimo hipotezo, da je »stavkovno« podjetje bolj oligarhično kot »nestavkovno«.

In končno, preden na podlagi izmerkov v Arzenškovi tabeli 2 sprejmemo hipotezo o procesu oligarhizacije, je treba ugotoviti, ali so meritve iz leta 1969, 1970 in 1971 ekvivalentne meritvam iz leta 1974 in 1981. Zaradi razlik v drugostopenjskem vzorčenju dvomim, da so ekvivalentne. Za posamezno meritev iz leta 1969, 1970 in 1971 lahko rečemo, da je bila opravljena z reprezentativnim vzorcem oseb iz izbranega podjetja. Meritve iz leta 1974 in 1981 pa je bržčas treba obravnavati kot meritve, ki so bile opravljene s ciljnimi vzorci oseb iz štirinajstih oziroma šestih podjetij. Ker ocenitve velikosti vpliva niso odvisne samo od velikosti ocenjevanega vpliva, temveč tudi od sestave ocenjevalne skupine, je dokaj verjetno, da dve meritvi, ki sta bili opravljeni z neenakima vzorcema ocenjevalcev, nista ekvivalentni. To potrjuje naslednji primer. V eni od anket (Kavčič, 1968) so respondenti z manj kot štirimi razredi osnovne šole takole ocenili velikost vpliva nekvalificiranih in polkvalificiranih delavcev:

Ocenjevalna stopnja	Relativna frekvenca
zelo velik vpliv	0,049
velik vpliv	0,229
majhen vpliv	0,444
zelo majhen vpliv	0,278

Respondenti z višjo ali visoko šolo pa so velikost vpliva nekvalificiranih in polkvalificiranih delavcev ocenili takole:

Ocenjevalna stopnja	Relativna frekvenca
zelo velik vpliv	0,000
velik vpliv	0,000
majhen vpliv	0,308
zelo majhen vpliv	0,692

Iz prvih relativnih frekvenc dobimo po enostavnem ocenjevalnem računu za velikost vpliva nekvalificiranih in polkvalificiranih delavcev oceno 2.049, iz drugih relativnih frekvenc pa oceno 1.308. Prva je skoraj za 57 odstotkov večja kot druga.

POMISLEK 1.5

Običajno pravimo, da je moč teoretsko relevanten predikat le tedaj, ko označuje splošno lastnost (generalized capacity) akterjev v kakem socialnem sistemu (prim.: Parsons, 1963; Abell, 1977). To se pravi, v teoretski obravnavi socialnega sistema podjetja mora biti moč univerzalen enomestni predikat. Vendar iz tega ne sledi zahteva, da mora biti moč univerzalen enomestni predikat tudi v anketnem merskem instrumentu. Da bo merjenje kolikor toliko zanesljivo in veljavno, mora v anketnem merskem instrumentu moč nastopati kot partikularen dvomestni ali vsaj kot partikularen enomestni predikat. Kako se intenzijo partikularnega dvomestnega predikata (se pravi relacijo »A ima moč nad B-jem v socialni situaciji S«) ali intenzijo partikularnega enomestnega predikata (to je lastnost »A ima moč v socialni situaciji S«) prevede v intenzijo univerzalnega enomestnega predikata (se pravi v splošno lastnost »A ima moč«), je metodološko vprašanje, je merski problem, ki ga mora rešiti raziskovalec, ne anketiranec.

Arzenšek temu problemu ne posveča skoraj nikakršne pozornosti. Pri določanju vrednosti, ki so predstavljene v tabeli 2, se z njim sploh ne ukvarja. V tabeli 3 (str. 10) zadene obenj in ga reši tako, da ga preskoči. V tabeli 3 so odstotki, iz katerih razberemo, kako so v anketi iz leta 1974 člani delavskih svetov odgovorili na vprašanja o tem, katera skupina v podjetju ima največji vpliv, ko gre za nastavljanje dolgoročnega plana podjetja, katera skupina ima največji vpliv pri odločanju o investicijah, katera skupina ima največji vpliv, ko se določa delovne norme, in tako dalje — takih vprašanj je bilo 13. Po pretirano enostavnem sodilu, ki očitno sloni na deterministični interpretaciji odstotkov iz tabele 3, Arzenšek ugotovi, da imajo višji vodilni »dominanten vpliv« na šestih področjih, delavski svet pa na treh področjih. Če bi namesto deterministične uporabil verjetnostno interpretacijo odstotkov in če bi v meri za velikost vpliva upošteval celotno informacijo, ki jo vsebuje posamezna vrstica tabele 3, potem bi morda ugotovil, da je velikost vpliva delavskega sveta približno enaka velikosti vpliva, ki ga imajo višji vodilni. A tudi če ostanemo pri Arzenškovem sodilu, se pravi, tudi če ostanemo pri ugotovitvi, da imajo višji vodilni dominanten vpliv na šestih in delavski svet na treh področjih, se ne moremo izogniti vprašanju, kaj ob tem pomenijo prve tri ocene (4,18 za velikost direktorjevega vpliva, 3,88 za velikost vpliva ostalih višjih vodilnih in 3,12 za velikost vpliva delavskega sveta) iz četrtega stolpca tabele 2. To je vprašanje o konsistentnosti in s tem o veljavnosti izmerkov, ki jih dobimo z različnimi merjenji iste količine.

POMISLEK 1.6

Ocenjevalni lestvici, v kateri nastopa vpliv kot univerzalen enomestni predikat, pravimo včasih kar Tannenbaumov merski instrument (Tannenbaum, 1968). Nekaj mojih pomislekov zoper Arzenškovo merjenje moči spada med dobro znane pomisleke zoper Tannenbaumov merski instrument. Abell (1977), denimo, izpostavlja konceptualno nejasnost pri tem instrumentu. Gundelach in Tetzschner (1976) opozarjata, da pri merjenju s Tannenbaumovim instrumentom ne vemo, kaj merimo: ne vemo, kateri vidik moči merimo. Lord (1977) obravnava kognitivno in evaluativno pristranost ocenjevalcev. Rus (1980) vprašuje, ali Tannenbaumov instrument meri samo induktivno ali tudi rezistenčno moč. Raziskovalna skupina, ki je več let izvajala raziskavo o industrijski demokraciji v Evropi, je precej izpopolnila Tannenbaumov merski instrument, ali bolje rečeno, razvila je nove anketne instrumente za merjenje moči v socialnem sistemu podjetja (IDE, 1981). Arzenšek ne upošteva nič od tega. Tannenbaumov instrument je uporabil celo za merjenje moči v globalnem socialnem sistemu. Na ocenitvah velikosti posameznega vpliva je seveda spet uporabil enostavni ocenjevalni račun. Zgleda, da je zanj tako merjenje moči v globalnem socialnem sistemu enako neoporečno in natančno kot, recimo, merjenje mase z lekarniško tehtnico. Arzenšek je, kot kaže, prepričan, da se dá z ocenjevalno lestvico in enostavnim ocenjevalnim računom izmeriti prav vse, in to s poljubno natančnostjo, saj gre pri natančnosti bržčas zgolj za to, na koliko decimalnih mest računamo vrednosti, ki jih določamo po enostavnem ocenjevalnem računu.

POMISLEK 2

Za večino analiz, ki so predstavljene v prvem delu knjige, uporablja Arzenšek kar surove podatke. Odvisna spremenljivka, ki nastopa v posamezni analizi, je spremenljivka, ki popisuje odgovore na to ali ono anketno vprašanje. Ker sta Arzenškovi glavni analitični sredstvi kontingenčna tabela in procentni račun, je prvi del knjige bolj podoben datoteki kot prikazu rezultatov raziskave.

V analizi, ki je predstavljena v tabeli 7 (str. 13), Arzenšek izjemoma uporablja spremenljivke, narejene iz odgovorov na več kot eno anketno vprašanje. To so mere za nemoč, samoupravno aktivnost in samoupravne interese respondenta. Določi jih s posebnim računom, recimo mu *indeksni račun*. Gre za račun, ki je podoben enostavnemu ocenjevalnemu računu. Razlika je le v tem, da se tam sešteva po ocenjevalcih, tu pa po ocenjevalnih lestvicah. V obeh primerih imamo opraviti z merskim modelom iste vrste. Mere za nemoč, za samoupravno aktivnost in tako dalje bi Arzenšek lahko določil s kakim računom, ki je boljši kot indeksni račun. Lahko bi, denimo, uporabil račun, ki temelji na skalogramski analizi ali na kaki podobni analizi ordinalk.

Rekli smo že, da sta enostavni ocenjevalni račun in indeksni račun dve uporabi istega merskega modela. Zato se domenimo, da bomo oba računa označevali z enim imenom: skupno ime zanju naj bo *petprstna aritmetika.*

V učbenikih se običajno pravi, da je merjenje preslikava, ki elementom empiričnega sistema priredi ustrezna števila. Ta preslikava mora biti homomorfizem, in sicer ne homomorfizem iz številskega v empirični sistem, marveč homomorfizem iz empiričnega v številski sistem. Skratka, merska preslikava *ne ustvarja* strukture urejenosti ali kake metrične strukture v empiričnem sistemu, merska preslikava strukturo v empiričnem sistemu samo bolj ali manj ustrezno *popisuje*. Števila, ki jih priredimo elementom empiričnega sistema, pomenijo natanko toliko, kolikor homomorfizma imamo v merski preslikavi. To velja tudi za števila, ki jih elementom empiričnega sistema priredimo s petprstno aritmetiko.

V večini socioloških anketnih primerov predpostavke, na katerih sloni petprstna aritmetika, niso izpolnjene. Vrednosti, ki jih dobimo s petprstno aritmetiko, so zato kvečjemu zelo grobi približki za vrednosti merjene količine. Taki grobi približki so morda dovolj dobri za pilotno raziskavo ali za začetno analizo podatkov. Da se jih uporablja v končni analizi podatkov, je mogoče pojasniti, upravičiti pa se tega v večini primerov ne dá. Kadar obstaja merski model, s katerim se lahko dobi boljše približke, in seveda ko velja, da ni finančnih, računalniških ali kakih podobnih ovir za uporabo takega modela, je petprstna aritmetika popolnoma nelegitimna. To ne pomeni, da je uporaba petprstne aritmetike legitimna, brž ko velja, da raziskovalec ni imel pri roki nobenega boljšega merskega modela. Od raziskovalca, ki izvaja fundamentalno raziskavo, moremo in smemo pričakovati, da bo metodološko inovativen. Če pa vztraja pri petprstni aritmetiki celo tedaj, ko ima na voljo boljši merski model, če vrednosti, ki jih dobi s petprstno aritmetiko, obravnava tako, kot da so dokaj natančni izmerki, in če rezultate analize, ki temelji na petprstni aritmetiki, interpretira brez slehernega zadržka, potem najbrž lahko rečemo, da je raziskovalčeva metodološka drža profesionalno vprašljiva.

POMISLEK 3.1

V vprašalnik za anketo iz leta 1980/81 je Arzenšek vključil tudi 14 vprašanj, pri katerih je respondennt ocenjeval, kako pomembno je zanj, da ima osebni dohodek, kako pomembno je zanj, da ima stalno zaposlitev, kako pomembno je zanj, da ima zanimivo delo, kako pomembno je zanj, da je pri delu samostojen, in tako dalje. Na račun podatkov, ki jih dobimo s takimi anketnimi vprašanji, je mogoče izreči vsaj dve pripombi.

Prva zadeva interpretacijo podatkov. Arzenšek interpretira odgovore na vprašanja o pomembnosti posameznih karakteristik dela kot odgovore, ki razkrivajo respondentovo hierarhijo motivov. Tej interpretaciji je mogoče ugovarjati, ker ne vemo, kaj je empirična vsebina pojma »pomembnost«. Ne vemo, kaj ima respondent v mislih, ko ocenjuje, kako pomembna je zanj posamezna karakteristika dela, in zato ne vemo, kakšen vedenjski pomen ima taka ali drugačna respondentova ocenitev pomembnosti.

Druga pripomba na račun podatkov, ki jih dobimo z nizom anketnih vprašanj o pomembnosti posameznih karakteristik dela, se nanaša na diskriminatorno moč takega anketnega instrumenta. Pilotna študija, ki je bila opravljena v okviru mednarodne raziskave o pomenu dela (MOW, v tisku), je pokazala, da je diskriminatorno moč takega anketnega instrumenta dokaj majhna. Namesto niza ocenjevalnih lestvic je zato bolje uporabiti rangiranje.

POMISLEK 3.2

Na podlagi podatkov, ki jih je dobil z anketnimi vprašanji o pomembnosti štirinajstih karakteristik dela, je Arzenšek določil povprečno hierarhijo motivov za posamezno socio-profesionalno skupino. To je napravil takole: (1) za vsako socio-profesionalno skupino je določil relativne frekvence, ki povedo, kolikokrat je bila pomembnost posamezne karakteristike dela ocenjena z največjo stopnjo z lestvice za ocenjevanje pomembosti; (2) relativne frekvence največje stopnje je razvrstil po velikosti in karakteristiki dela, ki je s svojo relativno frekvenco na k-tem mestu, je pripisal rang k. Tudi nekaj vezanih rangov ima. Vprašanje je, ali na ta način določeni rangi res kažejo hierarhijo motivov (oziroma hierarhijo pomembnosti štirinajstih karakteristik dela) v posamezni socio-profesionalni skupini.

Da bi lahko z manj zadržki govorili o hierarhiji motivov v posamezni socio-profesionalni skupini, bi bilo treba drugače uporabiti informacijo, ki jo vsebujejo odgovori na vprašanja o pomembnosti štirinajstih karakteristik dela. V ta namen lahko izkoristimo mero za različnost dveh relacij šibke urejenosti (Kemeny in Snell, 1962, str. 9—21). Poglejmo, kako.

Najprej si privoščimo majhno posplošitev: vzemimo, da so respondenti ocenjevali pomembnost m karakteristik dela z n ocenjevalnimi stopnjami. Nič hudega ni, če vzamemo, da so karakteristike dela označene kar z začetnimi naravnimi števili. Karakteristiko, ki je označena s številom i, imenujemo i-ta karakteristika. Po drugem dogovoru lahko rečemo, da je

$$\mathcal{A} = \{1, 2, \ldots, m\}$$

množica, ki reprezentira m karakteristik dela.

Respondentove ocenitve pomembnosti določajo neko relacijo v množici $\mathcal{A}$. Imenujmo jo R in definirajmo: $(i, j) \in \mathrm{R}$ natanko takrat, kadar je stopnja pomembnosti, ki jo je respondent izbral pri i-ti karakteristiki *večja ali enaka* stopnji pomembnosti, ki jo je respondent izbral pri j-ti karakteristiki $(i, j = 1, 2, \ldots, m)$. Relacija R je tranzitivna, in ker pri tem upoštevamo le tiste respondente, ki so ocenili pomembnost vseh m karakteristik dela, je relacija R tudi strogo sovisna. Za tako relacijo pravimo, da določa šibko urejenost. Vsak respondent definira s svojimi ocenitvami neko tako relacijo. Družino vseh mogočih relacij, ki šibko urejajo množico $\mathcal{A}$, označimo z $\mathcal{W}$.

Potrebujemo mero za različnost dveh relacij. To pomeni, da moramo definirati primerno preslikavo d, ki bo vsakemu paru relacij R, S iz družine $\mathcal{W}$ priredila neko število d(R, S); to število bo označevalo različnost relacij R in S. Domena preslikave d je torej kartezični produkt $\mathcal{W} \times \mathcal{W}$. Družino $\mathcal{W}$ pa določa množica $\mathcal{A}$. Kadar bo treba posebej poudariti, da gre za relacije, ki šibko urejajo ravno množico $\mathcal{A}$, bomo namesto R, S, $\mathcal{W}$ in d pisali $R_{\mathcal{A}}$, $S_{\mathcal{A}}$, $W_{\mathcal{A}}$ in $d_{\mathcal{A}}$.

Poglejmo, kakšne zahteve mora izpolnjevati preslikava d, da bo število d(R, S) smiselno označevalo različnost relacij R in S? Takoj je očitno, da mora biti d metrika, se pravi, za poljubne relacije R, S, T iz družine $\mathcal{W}$ mora biti

$$d(R, S) \geq 0 \tag{20}$$

$$d(R, S) = 0 \quad \text{natanko tedaj, ko je} \quad R = S \tag{21}$$

$$d(R, S) = d(S, R) \tag{22}$$

$$d(R, T) \leq d(R, S) + d(S, T) \tag{23}$$

Ozrimo se po zahtevi (23). Določimo, kdaj tam lahko velja enačaj. Denimo, da so relacije R, S, T take, da je

$$R \cap T \subseteq S \subseteq R \cap T$$

Pri takih relacijah rečemo, da je S *med* R in T in pišemo [R, S, T]. Smiselno je zahtevati, da bodi

$$d(R, T) = d(R, S) + d(S, T) \text{ natanko tedaj, ko je } [R, S, T] \tag{24}$$

Zahteva, da mora biti mera za različnost dveh relacij metrika, še ni dovolj. Da bomo lahko postavili še druge zahteve, vpeljimo nekaj pojmov, ki jih bomo pri tem potrebovali. Najprej vpeljimo nove relacije.. Namreč, hkrati z relacijo R so določene tudi relacije R^{-1}, $R - R^{-1}$ in $R \cup R^{-1}$. Z R^{-1} označujemo k relaciji R inverzno relacijo, torej: $(j, i) \in R^{-1}$ natanko takrat, kadar je $(i, j) \in R$. Brez težav se prepričamo, da velja: (1) $(i, j) \in R - R^{-1}$ natanko takrat, kadar je stopnja pomembnosti, ki je bila izbrana pri i-ti karakteristiki, *večja* kot stopnja pomembnosti, ki je bila izbrana pri j-ti karakteristiki; (2) $(i, j) \in R \cup R^{-1}$ natanko takrat, kadar je bila pri i-ti in pri j-ti karakteristiki izbrana *ista* stopnja pomembnosti. Brž lahko sprevidimo, da je $R - R^{-1}$ tranzitivna in asimetrična relacija, da je $R \cup R^{-1}$ ekvivalenčna relacija in da sta to konsistentni relaciji.

Naj bo $\mathcal{B}$ kaka neprazna podmnožica množice $\mathcal{A}$ in $R_{\mathcal{A}}$ kaka relacija iz $\mathcal{W}_{\mathcal{A}}$. Če za vsak i iz $\mathcal{A} - \mathcal{B}$ velja, da je

za vsak j iz $\mathcal{B}$ $(i, j) \in R_{\mathcal{A}} - R_{\mathcal{A}}^{-1}$ ali za vsak j iz $\mathcal{B}$ $(j, i) \in R_{\mathcal{A}} - R_{\mathcal{A}}^{-1}$

potem rečemo: v strukturi urejenosti, ki jo določa relacija $R_{\mathcal{A}}$, je $\mathcal{B}$ *segment* množice $\mathcal{A}$.

Pritegnimo zdaj še relacijo $S_{\mathcal{A}}$ ter relaciji $R_{\mathcal{B}} = R_{\mathcal{A}} \cap (\mathcal{B} \times \mathcal{B})$ in $S_{\mathcal{B}} = S_{\mathcal{A}} \cap (\mathcal{B} \times \mathcal{B})$. Relaciji $R_{\mathcal{A}}$ in $S_{\mathcal{A}}$ sta iz $\mathcal{W}_{\mathcal{A}}$, različnost med njima je $d_{\mathcal{A}}(R_{\mathcal{A}}, S_{\mathcal{A}})$. Relaciji $R_{\mathcal{B}}$ in $S_{\mathcal{B}}$ sta iz $\mathcal{W}_{\mathcal{B}}$, njuna različnost je $d_{\mathcal{B}}(R_{\mathcal{B}}, S_{\mathcal{B}})$. Razume se, da sta $d_{\mathcal{A}}$ in $d_{\mathcal{B}}$ metriki, ki se pokoravata smiselno enakim zahtevam. Kadar je

$$R_{\mathcal{A}} - R_{\mathcal{B}} = S_{\mathcal{A}} - S_{\mathcal{B}}$$

pravimo, da so *vse razlike* med relacijama $R_{\mathcal{A}}$ in $S_{\mathcal{A}}$ v podmnožici $\mathcal{B}$. Odtod zahteva:

Če so vse razlike med relacijami $R_{\mathcal{A}}$ in $S_{\mathcal{A}}$ v podmnožini $\mathcal{B}$ in če je v strukturi urejenosti, ki jo določa relacija $R_{\mathcal{A}}$ in tudi v strukturi urejenosti, ki jo določa relacija $S_{\mathcal{A}}$, $\mathcal{B}$ segment množice $\mathcal{A}$, tedaj mora biti

$$d_{\mathcal{A}}(R_{\mathcal{A}}, S_{\mathcal{A}}) = d_{\mathcal{B}}(R_{\mathcal{B}}, S_{\mathcal{B}}) \tag{25}$$

Naj bo Π neka permutacija v množici $\mathcal{A}$. Številu i iz $\mathcal{A}$ priredi permutacija Π število $\Pi(i)$ iz $\mathcal{A}$. S to permutacijo lahko prevedemo relacijo R iz $\mathcal{W}_{\mathcal{A}}$ v novo relacijo R* tako, da določimo:

$$\Pi(i), \Pi(j) \in R^* \quad \text{natanko tedaj, ko je} \quad (i, j) \in R$$

Za relaciji R in R* pravimo, da *se razlikujeta za permutacijo* Π. Zlahka ugotovimo, da je $R^* \in \mathcal{W}_{\mathcal{A}}$ natanko takrat, kadar je $R \in \mathcal{W}_{\mathcal{A}}$. Če se relaciji R in R* in enako tudi relaciji S in S* razlikujeta za permutacijo Π, je smiselno zahtevati, da naj bo

$$d(R, S) = d(R^*, S^*) \tag{26}$$

Kot pri vsakem merjenju se moramo tudi pri merjenju različnosti relacij odločiti za mersko enoto. Zato postavimo še tole zahtevo:

Če so vse razlike med relacijami R in S v segmentu $\mathcal{B}$, ki ima samo dva elementa, recimo $\mathcal{B} = \{i, j\}$, in če je $(i, j) \in R - R^{-1}$ in $(i, j) \in S \cap S^{-1}$, potem naj bo

$$d(R, S) = 1 \tag{27}$$

Izkaže se, da imamo kaj malo izbire, če hočemo ustreči zahtevam (20) do (27). Velja namreč naslednji izrek:

Preslikava d zadošča vsem zahtevam do (27) natanko tedaj, ko je

$$d(R, S) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{m} \quad r(i, j) - s(i, j)$$

pri tem pa je

$$r(i, j) = \begin{cases} 1 & \text{če je } (i, j) \in R - R^{-1} \\ 0 & \text{če je } (i, j) \in R \cap R^{-1} \\ -1 & \text{če je } (i, j) \in R - R^{-1} \end{cases}$$

in analogno

$$s(i, j) = \begin{cases} 1 & \text{če je } (i, j) \in S - S^{-1} \\ 0 & \text{če je } (i, j) \in S \cap S^{-1} \\ -1 & \text{če je } (i, j) \in S - S^{-1} \end{cases}$$

Dokaz tega izreka izpustimo.

S pomočjo mere za različnost lahko določimo povprečje relacij. V ta namen posplošimo pojem povprečja, ki ga poznamo pri številih. Vemo, da je realno število $\bar{x}$ povprečje (aritmetična sredina) realnih števil x_1, $x_2, \ldots x_n$ natanko tedaj, ko ima vsota

$$\sum_{k=1}^{n} (y - x_k)^2 \tag{28}$$

minimum pri $y = \bar{x}$. Kvadrate, ki nastopajo v vsoti (28), lahko obravnavamo kot kvadrate absolutnih vrednosti $y - x_k$. Z absolutno vrednostjo razlike dveh števil je definirana »običajna« razdalja med dvema točkama na realni osi. Preslikava, ki urejenemu paru realnih števil priredi njuno »običajno« razdaljo, pa je metrika. Od tod vidimo, da znamo definirati povprečje, brž ko smo v metričnem prostoru.

Ker je $(\mathcal{W}, d)$ metrični prostor, izkoristimo, kar smo pravkar spoznali, in definirajmo: Naj bodo

$$R_1, R_2, \ldots, R_N \tag{29}$$

relacije, vse iz družine $\mathcal{W}$, ki popisujejo, kako je N respondentov ocenilo pomembnost m karakteristik dela: če je $\overline{R}$ taka relacija iz $\mathcal{W}$, da pri vsakem S iz $\mathcal{W}$ velja

$$\sum_{k=1}^{N} d^2(\overline{R}, R_k) \leq \sum_{k=1}^{N} d^2(S, R_k) \tag{30}$$

lahko vzamemo relacijo R za *povprečje relacij* (29). Pravimo tudi, da $\overline{R}$ določa povprečne range: če je pri danem j iz $\mathcal{A}$ k-1 takih i-jev, za katere velja, da je $(i, j) \in R\overline{R}^{-1}$, potem je *povprečni rang* za pomembnost j-te karakteristike dela enak k.

Razume se, da je »kvaliteta« povprečja, ki ga definiramo v danem metričnem prostoru, zelo odvisna od »kvalitete« metrike, s katero merimo razlike med elementi metričnega prostora. Ena od pomanjkljivosti povprečja, ki smo ga definirali v prostoru ($\mathcal{W}$, d), je na primer v tem, da ni zmeraj enolično določeno. Lahko se namreč primeri, da v družini $\mathcal{W}$ obstaja več relacij, ki ustrezajo definicijski zahtevi (30). Ta pomanjkljivost pa ni nič v primerjavi s pomanjkljivostmi, ki jih lahko očitamo Arzenškovemu povprečju.

POMISLEK 4

V predgovoru pravi Arzenšek, da »drugi del knjige predstavlja poskus teoretske osvetlitve empiričnih raziskav . . .«. Tu zadenemo ob vprašanje, kdaj za kako obravnavo lahko rečemo, da teoretsko osvetljuje dane empirične ugotovitve. Odgovor na to vprašanje naj ostane za kdaj drugič. Tokrat bodi povedano le dvoje.

Prvič. Teoretska osvetlitev ne more biti substitut za metodološko rigoroznost pri načrtovanju raziskave in pri nastavljanju modelov za analizo podatkov.

Drugič. Drugi del Arzenškove knjige se izteče v ugotovitev (str. 137), ki se glasi: »Nobena evolucija enostrankarskega sistema ne more pripeljati do republike svetov. Lahko govorimo samo o evoluciji političnega pluralizma v Jugoslaviji (predvsem o samostojnosti sindikata in Socialistične zveze).« Ta ugotovitev mi je všeč, jo emotivno sprejemam, potrditve zanjo v tabelah iz prvega dela Arzenškove knjige pa ne znam najti.

POMISLEK 5 ALI SKLEPNO MNENJE

Petprstna aritmetika, kontingenčna tabela in procentni račun so zelo skromna analitična sredstva. Z njimi se v empirični sociologiji ne da veliko narediti. Ni vsako analitično sredstvo, ki je dobro ali primerno v kontemplativni sociologiji oziroma v sociološkem eseju, dobro ali primerno tudi v empirični sociologiji. Najmanj, s čimer bi se bilo treba sprijazniti, je nesporno spoznanje, da osnove za empirično sociološko raziskovanje le niso tako preproste in enostavne, kot se ponavadi misli.

Evalvacija, ki jo ta ali ona analiza doživi v strokovni javnosti, razkriva, kakšni so spoznavno-teoretski standardi, kaj je (ali kaj ni) lege artis in kolikšna je stopnja profesionalizacije v neki stroki. Razločevati moremo štiri temeljne evalvacijske obrazce oziroma evalvacijske stopnje: anatemo, toleriranje, upoštevanje in apoteozo. Kaj od tega pride v poštev, ko gre za take empirične analize, kot je Arzenškova? Anatemizirati jih ni treba. Lahko se jih tolerira. Lahko se jih upošteva pri postavljanju hipotez. Vse, kar je več kot to, pa je navzkriž s splošnimi epistemološkimi načeli empirične znanosti in glede na »state of art« v empirični *sociologiji* navzkriž tudi s profesionalno korektnostjo. Apoteoza Arzenškove analize je zato indikativna, dovoljuje mi naslednji sklep:

Sodila, po katerih presojamo kvaliteto empiričnih socioloških raziskav, dokazujejo, da pri nas sociologija še ni konstituirana kot empirična znanost.

Naj se še tako sprenevedamo in izmikamo, nič nas ne obrani pred to porazno ugotovitvijo.

REFERENCE

Abell, P. (1977), »The Many Faces of Power and Liberty: Revealed Preference, Autonomy, and Teleological Explanation.« Sociology, The Journal of the British Sociological Association, 11, 3—24.

Arzenšek, V. (1984), Struktura i pokret. Beograd: Univerzitet u Beogradu, Institut društvenih nauka, Centar za filozofiju i društvnu teoriju.

Attneave, F. (1949), »A Method of Graded Dichotomies for the Scaling of Judgements.« Psychol. Rev., 56, 334—340.

Bachrach, P. in Baratz, M. S. (1962), »The Two Faces of Power.« American Political Science Review, 56, 947—952.

Bachrach, P. in Baratz, M. S. (1970), Power and Poverty: Theory and Practice. New York: Oxford University Press.

Burros, R. H. (1955), »The Estimation of the Discriminal Dispersion in the Method of Successive Intervals.« Psychometrika, 20, 299—305.

Fararo, T. J. (1973), Mathematical Sociology: An Introduction to Fundamentals. New York: Wiley.

Garner, W. R. in Hake, H. W. (1951), »The Amount of Information in Absolute Judgements.« Psychological Review, 58, 446—459.

Goldthorpe, J. H. in Hope, K. (1974), The Social Grading of Occupations: A New Approach and Scale. Oxford University Press.

Gulliksen, H. (1954), »A Least Squares Solution for Successive Intervals Assuming Unequal Standard Deviations.« Psychometrika, 19, 117—139.

Gundelach, P. in Tetzschner, H. (1976), »Measurement of Influence in Organizations: Critique of the Control-Graph Method.« Acta Sociologica, 19.

IDE, International Research Group (1981) Industrial Democracy in Europe. Oxford University Press.

Kavčič, B. (1968), »Distribucija vpliva v podjetjih industrije in rudarstva v Sloveniji,« v Javno mnenje št. 15. Ljubljana: Center za raziskovanje javnega mnenja pri RS ZSS.

Kavčič, B. (1969), »Razvitost samoupravnih odnosov,« v Javno mnenje št. 18. Ljubljana: Center za raziskovanje javnega mnenja pri RS ZSS.

Kemeny, J. G. in Snell, J. L. (1962), Mathematical Models in the Social Sciences. New York: Ginn and Company.

Lord, R. (1977), »Functional Leadership and Behavior: Measurement and Relation to Social Power and Leadership Perceptions.« ASQ, 22.

Lukes, S. (1974), Power: A Radical View. London: Macmillan.

Mosier, C. I. (1940), »A Modification of the Method of Successive Intervals.« Psychometrika, 5, 101—107.

MOW International Research Team (v tisku), The Meaning of Working. London: Academic Press.

Parsons, T. (1957), »On the Concept of Influence.« Public Opinion Quarterly, 27, 37—62.

Prijatelj, N. (1971), Matematične strukture: množice — relacije — funkcije. Ljubljana: Mladinska knjiga.

Prijatelj, N. (1974), Matematične strukture: operacije. Ljubljana: Državna založba.

Thought on Power.« Organization Studies, 1.
Tannenbaum, A. S. (1968), Control in Organizations. New York: McGraw Hill.
Torgerson, W. S. (1958), Theory and Methods of Scaling. New York: Wiley.
Vindišar, P. (1970), Javno mnenje št. 24. Ljubljana: Center za raziskovanje javnega mnenja pri RS ZSS.
Von Wright, G. H. (1971), Explanation and Understanding. London: Routledge and Kegan Paul.
Winer, B. J. (1970), Statistical Principles in Experimental Design. New York, Ljubljana: McGraw Hill, Mladinska knjiga.