

## Vojko Antončič DISTRIBUTIVNA PRAVIČNOST

### NORMATIVNA PRIČAKOVANJA V SLOVENSKI POPULACIJI

*Prikazujemo rezultate empirične analize, ki razkriva, kako so v slovenski populaciji evalvirane ekonomske nagrade. Ugotoviti poskušamo: (1) Ali imamo opraviti z anomijo? (2) Ali evalviranje osebnih dohodkov temelji na kaki jasni referenčni strukturi? (3) Ali obstaja univerzalistična referenčna struktura ali je bolj verjetno, da obstaja več partikularističnih referenčnih struktur? (4) Ali se v referenčnih strukturah kaže učinkovanje egalitarnega sindroma? Da bi dognali, kaj od tega je najbolj verjetno, uporabljamo nekaj podatkov iz anket »Slovensko javno mnenje«, ki so bile izvedene v letih 1968, 1972, 1978, 1982 in 1986.*

*The analysis presented in this article reveals some perceptions of distributive justice in Slovenian population. Using a subset of data which were collected by the surveys "Slovensko javno mnenje" in 1968, 1972, 1978, 1982 and 1986, we are dealing with the following issues: (1) Do the expected levels of income indicate anything more than anomie? Does the scatter of normative expectations referring to the level of pay for a certain job depart significantly from the variability which anomie would produce? (2) Does the empirical evidence suggest that the judgment of what is the level of just income is generated by a clear-cut referential structure? (3) If so, is there a universalistic referential structure or is it more likely that there are several particularistic referential structures? (4) Does the scale within the referential structure, i.e. the range from the lowest to the highest expected level of earning, support the hypothesis that the normative expectations are "squashed" by the egalitarian syndrome? The results of our analysis suggest the following hypothesis: There are two generators of normative expectations with reference to the just levels of pay: (1) egalitarian syndrome and (2) a universalistic referential structure corresponding to the images of social stratification. We may hypothesize that the resultant outcome of the two generators of income expectations is an imbalanced status situation, most probably somewhere between anomie and distributive justice. Our analysis provides enough evidence for the conclusion that persons in nonmanual occupations are less egalitarian than manual workers, both self-employed and wage-workers. Surprisingly enough, self-employed are more egalitarian than wage-workers. And the relative differences between status groups seem to be increasing. If the effect which is attributed to the year of observation is not merely a spurious time effect, then this means that we are dealing with the process which might result in several particularistic referential structures and that might have important implications in the future societal developments.*

**distributivna pravičnost, statusna veljava, referenčna struktura, egalitarni sindrom, anomija, slovensko javno mnenje**

# 1. Teoretičen predgovor

Distributivna pravičnost se nanaša na evalviranje alokacije nagrad v danem socialnem sistemu. Kot ugotavlja Alwin (1987), se v večini teorij privzema, da posamezniki evalvirajo določeno alokacijo nagrad tako, da sebe primerjajo z drugimi. Evalviranje, ki generira občutek distributivne pravičnosti ali občutek distributivne nepravičnosti, sloni na primerjanju inputov posameznih akterjev, ki so prejemniki nagrad. Pri tem izraz »input« označuje katekole, za alokacijo nagrad relevantne karakterizacije akterjev v socialnem sistemu. Klasična formula za evalviranje pravičnosti je Homansovo »pravilo distributivne pravičnosti«, ki temelji na teoriji menjave (Homans, 1961). Glasi se takole:

(1) alokacijo nagrad, ki zadeva dva akterja, recimo a in B, se percipira kot pravično, če se percipira, da je razmerje

$$\rho_1 = \frac{\text{A-jeva nagrada}}{\text{A-jev input}}$$

enako razmerju

$$\rho_2 = \frac{\text{B-jeva nagrada}}{\text{B-jev input}}$$

Da bodo v števcu in imenovalcu iste merske enote, se pravi iste količine, zamenjajmo razmerji  $\rho_1$  in  $\rho_2$  z razmerjema

$$\rho_3 = \frac{\text{A-jev input}}{\text{B-jev input}}$$

in

$$\rho_4 = \frac{\text{A-jeva nagrada}}{\text{B-jeva nagrada}}$$

(prim.: Patchen 1961; Adams, 1965; Homans, 1961, 1976; Jasso, 1978, 1980; Alwin, 1987). Ker je  $\rho_1 = \rho_2$  natanko takrat, kadar je  $\rho_3 = \rho_4$ , je formula (1) ekvivalentna naslednji formuli:

(2) Alokacijo nagrad, ki zadeva akterja A in B, se percipira kot pravično, če se percipira, da sta razmerji  $\rho_3$  in  $\rho_4$  enaki.

Po formulah (1) in (2) se alokacijo nagrad evalvira na podlagi lokalnih primerjav, zato z njima ni mogoče razločevati med distributivno nepravičnostjo in anomijo. Strogo lokalne primerjave ne zadoščajo za evalviranje distributivne pravičnosti. Če so primerjave strogo lokalne, je evalviranje anomalno (Berger et al., 1972). Evalviranje alokacije nagrad se lahko obravnava kot evalviranje distributivne pravičnosti, če obstaja stabilen referenčni okvir – tako imenovana referenčna struktura. Referenčna struktura je preslikava množice karakterizacij v množico nagrad.

Po teoriji statusne veljave (Berger et al., 1972) sta dve karakterizaciji (ali dve nagradi) percepirani kot podobni, kot povezani ali kot taki, da je ena relevantna za drugo. Podobnosti ni treba posebej definirati. Gre seveda za ekvivalentno relacijo. Preostali dve relaciji – povezanost in relevantnost – se definirata takole. Naj bosta  $C_1$  in  $C_2$  dve karakterizaciji. Karakterizacija  $C_1$  je povezana s karakterizacijo  $C_2$  natanko takrat, kadar obstaja prepričanje, da za vsakega akterja velja naslednja implikacija: Če ima  $C_1$ , ima tudi  $C_2$ . In karakterizacija  $C_1$  je relevantna za  $C_2$  natanko takrat, kadar  $C_1$  generira normativno pričakovanje glede  $C_2$ , se pravi, kadar je res tole: Za vsakega akterja, ki ima  $C_1$ , se pričakuje, da ima – da mora imeti – tudi  $C_2$ . Na dlani je, da povezanost in relevantnost nista simetrični relaciji, sta pa tranzitivni. Brez posebnega dokazovanja je očitno tudi, da iz definicije povezanosti in relevantnosti sledi: Če je karakterizacija  $C_1$  povezana s karakterizacijo  $C_2$  in slednja relevantna za karakterizacijo  $C_3$ , potem je tudi karakterizacija  $C_1$  relevantna za  $C_3$ .

Oglejmo si dve osnovni hipotezi teorije statusne veljave, ki se ju uporablja pri formulaciji distributivne pravičnosti. To sta hipoteza o prenosu statusne veljave in hipoteza o razširjanju relevantnosti. Da ju bomo lažje predstavili, uvedimo splošen predikat »v relaciji z«, ki naj vključuje podobnost, povezanost in relevantnost. Torej: Izjava » $C_1$  je v relaciji s  $C_2$ « naj pomeni, da je karakterizacija  $C_1$  podobna  $C_2$  ali povezana s  $C_2$  ali relevantna za  $C_2$ . Vzemimo, da je  $C_1$  karakterizacija, ki nima statusne veljave, in da je  $C_2$  karakterizacija, ki ima statusno veljavo. Hipoteza o prenosu statusne veljave se glasi takole: Če je  $C_1$  v relaciji s  $C_2$  in ni v relaciji z nobeno karakterizacijo, ki ima drugačno statusno veljavo kot  $C_2$ , dobi karakterizacija  $C_1$  statusno veljavo karakterizacije  $C_2$ . Isto velja tudi za statusno veljavo nagrad. Hipoteza o razširjanju relevantnosti pa se glasi takole: Če je karakterizacija  $C_1$  podobna karakterizaciji  $C_2$  in če je slednja povezana z neko tretjo karakterizacijo ali relevantna za neko tretjo karakterizacijo, recimo karakterizacijo  $C_3$ , potem postane karakterizacija  $C_1$  relevantna za  $C_3$  oziroma za vsako karakterizacijo, ki je podobna  $C_3$ .

Berger in sodelavci privzemajo, da ima vsaka karakterizacija in nagrada, ki nastopa v referenčni strukturi, neko statusno veljavo. Referenčna struktura pa generira evalviranje, ki tudi karakterizacijam in nagradam v lokalnem sistemu priredi statusne veljave. To evalviranje v lokalnem sistemu pojasnjuje hipoteza o prenosu statusne veljave.

Naj bo zdaj  $C$  neka karakterizacija v lokalnem sistemu in  $C^*$  neka karakterizacija v referenčni strukturi; naj bo  $R$  ena izmed nagrad v lokalnem sistemu in  $R^*$  ena izmed nagrad, ki nastopajo v referenčni strukturi. Denimo, da je karakterizacija  $C$  podobna karakterizaciji  $C^*$  in nagrada  $R$  podobna nagradi  $R^*$ . To seveda pomeni, da akterji v lokalnem sistemu percepirajo, da sta karakterizaciji  $C$  in  $C^*$  ter nagradi  $R$  in  $R^*$  podobni. Če je karakterizacija  $C^*$  povezana z nagrado  $R^*$  iz hipoteze o razširjanju relevantnosti sledi, da karakterizacija  $C$  postane relevantna za nagrado  $R$ . Ta teorem nam pove, da referenčna struktura generira v lokalnem sistemu relevance, se pravi normativna pričakovanja. Po teoriji statusne veljave je potemtakem alokacija nagrad v lokalnem sistemu pravična natanko takrat, kadar ustreza normativnim pričakovanjem, ki jih generira referenčna struktura. Če se alokacija nagrad v lokalnem sistemu ne ujema z normativnimi pričakovanji, ki jih generira referenčna struktura, je nepravična, se pravi, generira občutke nepravičnosti.

Vrnimo se sedaj k evalvacijski formuli (2). Vzemimo, da akterja A določa karakterizacija C in nagrada R. To pomeni, da v formulo (2) lahko vstavimo

$$A\text{-jev input} = C \quad \text{in} \quad A\text{-jeva nagrada} = R$$

Akter B naj bo odslej generalizirani drugi, ki ga določa referenčna karakterizacija C\* in nagrada R\*. Po tej interpretaciji je

$$B\text{-jev input} = C^* \quad \text{in} \quad B\text{-jeva nagrada} = R^*$$

Predpostavimo, da sta po merilih akterja A karakterizaciji C in C\* podobni. To pomeni, da je  $\rho_3 = 1$ . Po formuli (2) mora biti tudi  $\rho_4 = 1$ , se pravi, nagrada R mora biti podobna nagradi R\*. Izraz »mora biti« označuje A-jeva normativna pričakovanja. Skratka, R je A-jeva dejanska nagrada, R\* pa nagrada, ki jo akter A pričakuje, torej nagrada, za katero akter A verjame, da jo zasluži in do katere je upravičen. Če upoštevamo teorijo statusne veljave, formula (2) potemtakem preide v naslednjo obliko:

(3) A-jeva dejanska nagrada R je percepirana kot pravična, če je enaka pričakovani nagradi R\*.

Tej formuli podobne formule za evalviranje distributivne pravičnosti najdemo v razpravah Jassove in Alwina (Jasso, 1978, 1980; Alwin, 1987).

Pričakovana nagrada, ki nastopa v formuli (3), je nagrada, ki je podobna določeni nagradi v referenčni strukturi. Obstoj referenčne strukture je potreben pogoj za to, da je formula (3) formula za evalviranje distributivne pravičnosti. Ni pa to tudi zadosten pogoj. Da bo evalviranje alokacije nagrad evalviranje distributivne pravičnosti, mora (po Bergerju) dana referenčna struktura zadostiti trem zahtevam – biti mora:

1. statusno enolična,
2. diferencirana in
3. uravnotežena.

Prvi zahtevi je zadoščeno, če imajo vse referenčne karakterizacije, ki so povezane z isto nagrado, enako statusno veljavo. Druga zahteva je izpolnjena, če ima vsaka karakteristika, ki je vključena v referenčno strukturo, stanja z visoko statusno veljavo in stanja z nizko statusno veljavo (stanje karakteristike je karakterizacija). Tretja zahteva pa pomeni, da mora biti za vsak par referenčnih elementov res tole: Če je en referenčni element (karakterizacija ali nagrada) v relaciji z drugim, morata biti njuni statusni veljavi enaki. Pravimo tudi, da mora biti vsak relacijski par referenčnih elementov uravnotežen. Hitro se lahko prepričamo, da referenčna struktura ne more biti uravnotežena, če ni statusno enolična. Res: Denimo, da sta dve referenčni karakterizaciji, recimo C<sup>†</sup> in C<sup>‡</sup>, povezani z isto nagrado R\*. Če imata različni statusni veljavi, ima kvečjemu ena enako statusno veljavo kot nagrada R\* in je zato relacijski kar (C<sup>†</sup>, R\*) ali relacijski par (C<sup>‡</sup>, R\*) neuravnotežen. To pa potrjuje trditev, da je statusna enoličnost potreben pogoj za uravnoteženost. Ker, kot vidimo, referenčna struktura ne more biti uravnotežena, če ni statusno enolična, je prva Bergerjeva zahteva odveč.

Neuravnotežena referenčna struktura ni stabilna in generira tenzije v lokalnem sistemu. Očitno je, da distributivna pravičnost spominja na proces statusne kristalizacije. Distributivna nepravilnost je v tesni zvezi s statusno nekonsistentnosjo.

S pojnoma »univerzalizem« in »partikularizem«, ki ju je uvedel Parsons in nato definirala Blau (1964), lahko ločimo dve vrsti referenčnih struktur. Če so normativna pričakovanja, ki jih generira akterjeva referenčna struktura, odvisna od akterjeve karakterizacije, pravimo, da je referenčna struktura partikularistična. Če akterjeva normativna pričakovanja niso odvisna od njene karakterizacije, pravimo, da jih generira univerzalistična referenčna struktura.

## 2. Empirična analiza

### 2.1. Podatki

Znano je, da Raziskovalni inštitut Fakultete za sociologijo, politične vede in novinarstvo izvaja ankete o slovenskem javnem mnenju (SJM). Opravlja jih od leta 1968. Dosedaj je bilo izvedenih 19 anket. Anketiranje opravljajo na reprezentativnem vzorcu slovenske populacije. Nekaj podatkov, ki so bili zbrani z anketami SJM, se dá uporabiti tudi za analizo percepcij distributivne pravičnosti.

Anketa SJM seveda ni anketa o distributivni pravičnosti: v posameznih modulih vprašalnika je nekaj »drobcev« o distributivni pravičnosti, celovita operacionalizacija koncepta »distributivna pravičnost« pa presega namen ankete SJM. Ker doslej nismo izvedli nobene posebne raziskave o distributivni pravičnosti, drugih, boljših podatkov nimamo. Zato si ne moremo privoščiti kake »velike analize«. Naša analiza je dokaj skromna. Zanima nas, kako se v slovenski populaciji evalvira ekonomske nagrade. S podatki, ki nam jih dajejo ankete SJM, poskušamo ugotoviti:

1. Kolikšen je evalvacijski red?
2. Ali imamo opraviti z anomijo ali evalviranje osebnih dohodkov temelji na kaki jasni referenčni strukturi?
3. Ali obstaja univerzalistična referenčna struktura ali je bolj verjetno, da obstaja več partikularističnih referenčnih struktur?
4. Ali se v referenčnih strukturah kaže učinkovanje egalitarnega sindroma? Da bi dognali, kaj od tega je najbolj verjetno, uporabljamo nekaj podatkov iz anket SJM, ki so bile izvedene v letih 1968, 1972, 1982 in 1986. Gre za podatke, ki nam jih dajejo odgovori na naslednja anketna vprašanja:

SJM 1968

1. Koliko v povprečju (v tisočih SD) bi po vaši sodbi morali zaslužiti ljudje, ki opravljajo navedene poklice? (Obkrožite v vsaki vrsti ustrezno številko!)

	do 100	100-150	150-200	200-300	300-400	400 in več	ne vem
nekvalificiran delavec	1	2	3	4	5	6	x
visokokvalif. delavec	1	2	3	4	5	6	x
učitelj	1	2	3	4	5	6	x
inženir	1	2	3	4	5	6	x

	do 100	100-150	150-200	200-300	300-400	400 in več	ne vem
direktor večj. podj.	1	2	3	4	5	6	x
pisarniški uslužbenec	1	2	3	4	5	6	x
zdravnik	1	2	3	4	5	6	x
univerzitetni prof.	1	2	3	4	5	6	x
poklicni politik	1	2	3	4	5	6	x

## SJM 1972

### 2.1. Kolikšen približno bi moral biti najnižji mesečni osebni dohodek?

- 1 - do 1000
- 2 - 1001 do 1200
- 3 - 1201 do 1400
- 4 - 1401 do 1600
- 5 - 1601 do 1800
- 6 - 1801 do 2000
- 7 - 2001 do 2200
- 8 - 2201 do 2400
- 9 - 2401 do 2600
- 10 - več kot 2600
- 11 - ne vem

### 2.2. In kolikšen bi smel biti najvišji dohodek iz rednega delovnega razmerja?



- 1 - do 3000
- 2 - 3001 do 4000
- 3 - 4001 do 5000
- 4 - 5001 do 6000
- 5 - 6001 do 7000
- 6 - 7001 do 8000
- 7 - 8001 do 9000
- 8 - 9001 do 10.000
- 9 - več kot 10.000
- 10 - ne vem

3. Kakšen bi moral biti po vašem mnenju odnos med najnižjim in najvišjim osebnim dohodkom v Sloveniji – če izhaja iz dela?

- 1 – vsi osebni dohodki bi morali biti približno enaki
- 2 – 1 : 2
- 3 – 1 : 3
- 4 – 1 : 4
- 5 – 1 : 5
- 6 – 1 : 6
- 7 – 1 : 7
- 8 – razmerje ne bi smelo biti omejeno
- 9 – ne vem

### SJM 1982

4. Kako velik naj bi bil najvišji osebni dohodek za najzahtevnejša in najbolj odgovorna dela, in koliko najnižji osebni dohodek za najenostavnejša dela v Sloveniji – letos?

Najvišji dohodek      N. din  
Najnižji dohodek      N. din

Da bi lahko ocenili, ali imamo opraviti z univerzalistično ali z več partikularističnimi referenčnimi strukturami, vključujemo v analizo tudi nekaj biografskih podatkov o respondentih, in sicer podatke o poklicu, zaposlitvi, starosti in spolu. S podatki o poklicu in zaposlitvi razločujemo štiri statusne skupine respondentov:

1. nemanualne delavce,
2. manualne samozaposlene delavce,
3. manualne mezdne delavce (manualne delavce v delovnem razmerju)  
in
4. osebe izven zaposlitve.

V analizi upoštevamo samo prve tri statusne skupine.

## 2.2. Rezultati analize

Najprej si oglejmo analizo podatkov, ki nam jih daje vprašanje 1. Rezultati analize so prikazani v tabeli 1, ki je razdeljena na devet podtabel. V prvi podtabeli zvmemo, s katerimi plačilnimi razredi je povezana karakterizacija »nekvalificiran delavec«, v drugi podtabeli zvmemo, s katerimi plačilnimi razredi je povezana karakterizacija »visokokvalificiran delavec«, in tako naprej. Referenčne strukture analiziramo za vsako statusno skupino posebej: posebej za nemanualne delavce, posebej za manualne samozaposlene delavce in posebej za manualne mezdne delavce. V stolpcu, ki je označen z N, so števila, ki povedo, koliko anketirancev v posamezni statusni skupini je veljavno odgovorilo na vprašanje o osebnem dohodku za določen poklic. V stolpcih, ki so označeni s F<sub>1</sub>, F<sub>2</sub>, ..., F<sub>6</sub>, so relativne frekvence njihovih odgovorov. Tako na primer v prvi podtabeli preberemo, da 83.2 odstotka respondentov iz prve statusne skupine povezuje karakterizacijo »nekvalificiran delavec« s plačil-

nim razredom 1; pri tem je vseh respondentov, ki spadajo v prvo statusno skupino in so veljavno odgovorili na vprašanje o osebnem dohodku nekvalificiranega delavca, 517.

V zadnjem stolpcu tabele 1 pa so navedene vrednosti koeficienta entropije

$$\eta = \frac{H}{\max H}$$

Entropijo H izračunamo po formuli

$$H = - \sum_{j=1}^6 P_j \log_2 P_j$$

Pri tem je

$$P_j = \frac{1}{100} F_j \quad (j = 1, 2, \dots, 6)$$

Če je  $P_j = 0$ , vzamemo, da je  $P_j \log_2 P_j = 0$ . Vrednost  $\max H$  je seveda največja možna vrednost entropije H, torej

$$\max H = \log_2 6$$

Na dlani je, da za koeficient  $\eta$  velja:

$$0 \leq \eta \leq 1$$

Koeficient  $\eta$  obravnavamo kot mero za evalvacijski nered oziroma kot mero za anomičnost evalviranja osebnih dohodkov: čim večja je vrednost koeficienta  $\eta$ , tem večji je evalvacijski nered, tem bližje smo popolni anomiji, ki jo označuje vrednost  $\eta = 1$ .

Že z bežnim pregledom tabele 1 ugotovimo, da za prve štiri in zadnje tri podtabele velja: v vsaki vrstici podtabele doseže relativna frekvenca največjo vrednost v istem stolpcu. Se pravi, modus – plačilni razred, s katerim je največkrat povezan določen poklic – je v vseh treh statusnih skupinah enak. To pomeni, da dobršen del evalviranja osebnih dohodkov generira univerzalistična referenčna struktura. Vendar ne smemo spregledati, da so nekatere vrednosti koeficienta entropije dokaj velike. Očitno je, da gre za societalno stanje, ki je na meji med anomijo in distributivno pravičnostjo. Nadalje vidimo, da obstaja pozitivna korelacija med koeficientom entropije in (domnevno) statusno veljavo poklica. To nas navaja na hipotezo o interferiranju statusne veljave in egalitarnega sindroma. Domnevamo, da se pri karakterizaciji z visoko statusno veljavo »oglaša« egalitarni sindrom in da je zato referenčna struktura neuravnotežena, iz česar sledi, da je nestabilna; odtod evalvacijski nered in skorajda samoumevno je, da je evalvacijski nered pri dani karakterizaciji tem večji, čim večja je njena statusna veljava. Skratka, pozitivno korelacijo med koeficientom entropije in statusno veljavo poklica se dá



Tabela 1

## Analiza odgovorov na vprašanje 1

POKLIC	STATUSNA SKUPINA*	N	RELATIVNE FREKVENCE ODGOVOROV (v odstotkih)						$\eta$
			F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>	F <sub>4</sub>	F <sub>5</sub>	F <sub>6</sub>	
Nekvalif. delavec	1	517	83.2	16.1	.6	.0	.2	.0	.273
	2	501	86.4	12.8	.6	.2	.0	.0	.241
	3	867	82.6	16.6	.6	.1	.0	.1	.280
Visokokv. delavec	1	515	4.1	69.3	23.9	2.3	.2	.2	.468
	2	494	11.7	69.8	16.4	1.8	.2	.0	.493
	3	861	5.1	70.3	22.2	2.1	.3	.0	.466
Učitelj	1	518	3.5	61.0	31.7	2.9	.8	.2	.522
	2	499	11.2	58.7	26.9	2.8	.2	.2	.578
	3	850	7.4	61.1	28.4	2.9	.2	.0	.541
Inženir	1	516	.4	8.7	51.9	33.5	4.8	.6	.624
	2	463	2.2	29.2	48.6	16.0	3.7	.4	.687
	3	853	.8	16.4	54.7	24.0	3.5	.5	.643
Direktor	1	512	.2	2.0	26.2	52.5	16.4	2.7	.655
	2	454	2.6	21.1	43.6	26.0	5.7	.9	.749
	3	845	.8	5.7	33.1	46.2	12.0	2.2	.706
Pisarniš. uslužben.	1	515	21.7	60.4	16.3	1.2	.4	.0	.561
	2	485	46.4	44.7	7.6	1.2	.0	.0	.540
	3	850	31.1	55.8	12.1	1.1	.0	.0	.554
Zdravnik	1	517	.0	2.7	29.4	50.1	15.7	2.1	.656
	2	501	.6	8.4	35.1	43.7	11.0	1.2	.705
	3	855	.5	5.6	30.1	44.9	16.3	2.7	.726
Univer. profesor	1	501	.0	2.0	23.0	44.5	24.6	6.0	.720
	2	395	.5	10.9	31.1	41.3	12.2	4.1	.772
	3	789	.6	6.0	27.6	42.5	17.4	6.0	.776
Poklicni politik	1	468	1.9	11.8	36.3	32.7	14.7	2.6	.802
	2	361	10.0	21.6	34.9	24.7	7.2	1.7	.855
	3	732	3.8	13.9	35.0	30.3	11.2	5.7	.858

- \* 1 – nemanualni delavci  
 2 – manualni samozaposleni delavci  
 3 – manualni mezdni delavci

pojasniti z interferiranjem statusne veljave in egalitarnega sindroma. Domnevamo, da tudi izkoristek uporabljene plačilne lestvice razkriva učinkovane egalitarnega sindroma, saj je kljub temu, da je bila postavljena v anketni instrument dokaj kratka plačilna lestvica, število respondentov, ki so vsaj en poklic povezali s plačilnim razredom 6, zelo majhno. S tem zaključujemo analizo odgovorov na vprašanje 1.

Z odgovori na anketna vprašanja 2.1, 2.2, 3 in 4 definiramo spremenljivko, ki jo imenujemo razmerje maxmin. Oznaka zanjo naj bo  $\rho$ . Definiramo jo na uniji vzorcev za leta 1972, 1978, 1982 in 1986. Naj bo  $V_1$  število, ki označuje odgovor na vprašanje 2.2, in  $V_2$  število, ki označuje odgovor na vprašanje 2.1. Na vzorcu za leto 1972 definiramo spremenljivko  $\rho$  takole:

$$\rho = \begin{cases} \frac{15 + 10V_1}{7 + 2V_2}, & \text{če je } 1 \leq V_1 \leq 9 \text{ in } 1 \leq V_2 \leq 10 \\ ? & \text{sicer} \end{cases}$$

Skratka, na vzorcu za leto 1972 določimo vrednosti spremenljivke  $\rho$  tako, da srednjo vrednost razreda, ki ga je anketiranec izbral pri vprašanju 2.2, delimo s srednjo vrednostjo razreda, ki ga je anketiranec izbral pri vprašanju 2.1.

Na vzorcu za leto 1978 in na vzorcu za leto 1986 je

$$\rho = \begin{cases} V_3, & \text{če je } 1 \leq V_3 \leq 7 \\ ? & \text{sicer} \end{cases}$$

Pri tem je  $V_3$  število, ki označuje odgovor na vprašanje 3.

V anketi, ki je bila izvedena leta 1982, je bilo uporabljeno vprašanje 4. Respondent je določil dva zneska: najvišji in najnižji osebni dohodek. Naj bo  $V_4$  znesek za najvišji dohodek in  $V_5$  znesek za najnižji dohodek. Vrednosti spremenljivke  $\rho$  določimo po formuli

$$\rho = \begin{cases} \frac{V_4}{V_5}, & \text{če je } 1 \leq \frac{V_4}{V_5} < 8 \\ ? & \text{sicer} \end{cases}$$

Na vzorcu za leto 1972 ima spremenljivka  $\rho$  nedefinirano vrednost v 37 primerih, na vzorcu za leto 1978 v 167 primerih, na vzorcu za leto 1986 v 202 primerih in na vzorcu za leto 1982 v 21 primerih. Glede na velikosti vzorcev je to 1.76 %, 8.09 %, 9.84 % in 1.02 % anketiranih oseb.

Spremenljivka  $\rho$ , ki jo imenujemo razmerje maxmin, je razmerje med najvišjim in najnižjim osebnim dohodkom, ki je percipirano kot pravično razmerje. Zanima nas, kolikšen učinek na razmerje maxmin ima poklic, starost in spol respondenta in leto anketiranja. V tabeli 2 so povprečne vrednosti razmerja maxmin (aritmetične in geometrijske sredine) za posamezne statusne skupine, za posamezne starostne skupine, za moške in ženske in za posamezna leta.

TABELA 2

Povprečne vrednosti razmerja max/min

	ARITMETIČNA SREDINA	GEOMETRIJSKA SREDINA	ŠTEVILO OSEB
<b>STATUSNA SKUPINA</b>			
Nemanualni delavci	3.56	3.33	1725
Manual. samozap. delavci	2.57	2.35	1073
Manualni mezdni delavci	2.86	2.64	2879
<b>STAROST</b>			
Manj kot 31 let	2.95	2.71	1503
Od 31 do 50 let	3.08	2.84	3040
Več kot 50 let	2.93	2.68	1134
<b>SPOL</b>			
Moški	3.09	2.85	3128
Ženske	2.92	2.68	2549
<b>LETO ANKETIRANJA</b>			
1972	3.37	3.17	1451
1978	2.97	2.69	1340
1982	2.75	2.57	1590
1986	2.98	2.69	1296

Poskusimo postaviti na svetlo konfiguracijo učinkov, ki se skrivajo v povprečjih iz tabele 2. S tem namenom vpeljimo spremenljivke za poklic, starost in spol respondenta in za leto anketiranja. Poklic oziroma natančneje statusno skupino naj predstavljata spremenljivki

$$X_1 = \begin{cases} 1 & \text{za nemanualne delavce} \\ 0 & \text{za manualne samozap. delavce} \\ -1 & \text{za manualne mezdne delavce} \end{cases} \quad X_2 = \begin{cases} 0 & \text{za nemanualne delavce} \\ 1 & \text{za manualne samozap. delavce} \\ -1 & \text{za manualne mezdne delavce} \end{cases}$$

Starost naj predstavljata spremenljivki

$$Y_1 = \begin{cases} 1 & \text{za osebe stare} \\ & \text{manj kot 31 let} \\ 0 & \text{za osebe stare} \\ & \text{od 31 do 50 let} \\ -1 & \text{za osebe stare} \\ & \text{več kot 50 let} \end{cases} \quad Y_2 = \begin{cases} 0 & \text{za osebe stare} \\ & \text{manj kot 31 let} \\ 1 & \text{za osebe stare} \\ & \text{od 31 do 50 let} \\ -1 & \text{za osebe stare} \\ & \text{več kot 50 let} \end{cases}$$

Spol naj predstavlja spremenljivka

$$Z = \begin{cases} 1 & \text{za moške} \\ -1 & \text{za ženske} \end{cases}$$

Leto anketiranja pa naj predstavljajo spremenljivke

$$T_1 = \begin{cases} 1 & \text{za leto 1972} \\ 0 & \text{za leto 1978} \\ & \text{in leto 1982} \\ -1 & \text{za leto 1986} \end{cases} \quad T_2 = \begin{cases} 1 & \text{za leto 1978} \\ 0 & \text{za leto 1972} \\ & \text{in leto 1982} \\ -1 & \text{za leto 1986} \end{cases} \quad T_3 = \begin{cases} 1 & \text{za leto 1982} \\ 0 & \text{za leto 1972} \\ & \text{in leto 1978} \\ -1 & \text{za leto 1986} \end{cases}$$

Nastavili smo multiplikativen model, ki povezuje te nominalne spremenljivke s spremenljivko  $\rho$ . Zapišimo ga v log-linearni obliki:

$$\begin{aligned} \log \rho &= \log C + \\ &+ \sum X_i \log \alpha_i + \sum Y_j \log \delta_j + Z \log \gamma + \sum T_k \log \delta_k + \\ &+ \sum \sum X_i Y_j \log \theta_{ij} + \sum X_i Z \log \lambda_i + \sum \sum X_i T_k \log \xi_{ik} + \\ &+ \sum Y_j Z \log \varphi_j + \sum \sum Y_j T_k \log \psi_{jk} + \\ &+ \sum Z T_k \log \Omega_k + \log \varepsilon \end{aligned}$$

$$(i, j = 1, 2; k = 1, 2, 3)$$

Tu je 31 koeficientov, s katerimi merimo, kolikšen učinek na razmerje max-min imajo poklic, starost, spol in leto anketiranja. Kot se vidi, merimo glavne učinke teh štirih faktorjev in učinke njihovih interakcij – in sicer interakcij prvega reda. Glavne učinke merimo s koeficienti  $\alpha_j$ ,  $\beta_j$ ,  $\gamma$  in  $\delta_k$ . Učinke interakcij prvega reda merimo s koeficienti  $\theta_{ij}$ ,  $\lambda_i$ ,  $\xi_{ik}$ ,  $\varphi_j$ ,  $\psi_{jk}$  in  $\Omega_k$ . Koeficient  $\varepsilon$  pa predstavlja učinke faktorjev, ki niso specifikirani v našem modelu. Vse učinke merimo z relativnim odklonom od povprečja C.

Koeficiente, ki nastopajo v predstavljenem log-linearnem modelu, smo ocenili z regresijsko analizo. Da bi dobili regresijsko enačbo, v kateri bodo samo spremenljivke s statistično signifikantnimi regresijskimi koeficienti, smo uporabili iterativen ocenjevalni postopek. Začetni nastavek smo popravljali z izločanjem in vključevanjem posameznih spremenljivk. Odločili smo se za takle iterativni postopek:

1. V začetno regresijsko enačbo damo vse glavne spremenljivke, to se pravi, v regresijsko enačbo damo spremenljivke  $X_1$ ,  $X_2$ ,  $Y_1$ ,  $Y_2$ ,  $Z$ ,  $T_1$ ,  $T_2$  in  $T_3$ .

2. Ugotovimo, katera spremenljivka v regresijski enačbi ima najmanjšo vrednost izločitvene statistike F (F-to-remove). Če je verjetnost za njen izločitveni F večja kot 0.1, jo izločimo iz regresijske enačbe in enačbo ponovno ocenimo.

To ponavljamo toliko časa, dokler nobena spremenljivka v regresijski enačbi ne izpolnjuje izločitvenega pogoja.

3. Preverimo, ali je treba kako izločeno spremenljivko vrniti v regresijsko enačbo. Zato ugotovimo, katera izločena spremenljivka ima največjo vrednost vključitvene statistike F (F-to-enter). Če je verjetnost za njen vključitveni F manjša kot 0.05, jo damo nazaj v enačbo in ponovimo točko 2. Če verjetnost za najmanjši vključitveni F ni manjša kot 0.05, nadaljujemo postopek takole:

4. V regresijsko enačbo dodamo vse interakcijske spremenljivke, to se pravi, v regresijsko enačbo dodamo spremenljivke  $X_i Y_j$ ,  $X_i Z$ ,  $X_i T_k$ ,  $Y_j Z$ ,  $Y_j T_k$ ,  $Z T_k$ .

5. Ugotovimo, katera interakcijska spremenljivka (v dani regresijski enačbi) ima najmanjšo vrednost izločitvene statistike F. Če je verjetnost za njen izločitveni F večja kot 0.1, jo izločimo iz enačbe in enačbo ponovno ocenimo.

To ponavljamo toliko časa, dokler nobena interakcijska spremenljivka ne izpolnjuje izločitvenega pogoja.

6. Preverimo, ali je treba kako izločeno interakcijsko spremenljivko vrniti v enačbo. V ta namen ugotovimo, kateri izločeni interakcijski spremenljivki pripada največja vrednost vključitvene statistike F. Če je verjetnost za njen vključitveni F manjša kot 0.05, jo spet postavimo v enačbo in ponovimo točko 5. Če se izkaže, da nobena izločena interakcijska spremenljivka ne izpolnjuje vključitvenega pogoja, postopek zaključimo.\*

Po teh iteracijah smo dobili regresijsko enačbo, v kateri je 17 spremenljivk. Imenujemo jo velika regresijska enačba. V njej so vse glavne spremenljivke razen  $T_2$  in interakcijske spremenljivke  $X_1 Y_1$ ,  $X_1 Y_2$ ,  $X_2 Y_1$ ,  $X_1 Z$ ,  $X_1 T_1$  in  $X_2 T_1$ ,  $X_2 T_2$ ,  $X_2 T_3$ ,  $Y_1 T_1$ ,  $Y_2 T_1$ . Ocene za pripadajoče regresijske koeficiente so v tabeli 3.

---

\* Delali smo s programskim paketom SPSS/PC+

TABELA 3

Velika regresijska enačba za logp

KOEFICIENT	OCENJENA VREDNOST	SIGNIF.
log $\alpha_1$	.203	.0000
log $\alpha_2$	-.170	.0000
log $\sigma_1$	-.027	.0033
log $\sigma_2$	.015	.0414
log $\gamma$	.036	.0000
log $\delta_1$	.152	.0000
log $\delta_3$	-.075	.0000
log $\theta_{11}$	-.39	.0015
log $\theta_{12}$	.017	.0441
log $\theta_{21}$	.029	.0434
log $\lambda_1$	.017	.0070
log $\xi_{11}$	-.57	.0000
log $\xi_{21}$	.062	.0001
log $\xi_{22}$	-.040	.0006
log $\xi_{23}$	.035	.0035
log $\psi_{11}$	.042	.0007
log $\psi_{21}$	-.026	.0120
log C	1.007	.0000

$$R^2 = 0.156$$

Vse ocene v tabeli 3 dosegajo statistično signifikantnost. Toda nekateri koeficienti predstavljajo zanemarljiv učinek na razmerje maxmin. Pregled tabele 3 pokaže, da si lahko privoščimo bolj parsimoničen regresijski model: brez velike škode lahko izpustimo iz nadaljnje analize vse spremenljivke, ki se nanašajo na starost in spol. V analizi se splača ohraniti samo spremenljivke, ki se nanašajo na poklic in leto anketiranja. Po enakem iterativnem postopku kot smo določili veliko regresijsko enačbo, smo določili še enačbo, ki jo imenujemo mala regresijska enačba. V njej je 8 spremenljivk: 4 glavne ( $X_1$ ,  $X_2$ ,  $T_1$ ,  $T_3$ ) in 4 interakcijske spremenljivke ( $X_1T_1$ ,  $X_2T_1$ ,  $X_2T_2$ ,  $X_2T_3$ ). Ocene za pripadajoče regresijske koeficiente so v tabeli 4. Zmanjšanje kompleksnosti regresijske enačbe se komajda pozna na vrednosti  $R^2$ : za veliko regresijsko enačbo je  $R^2 = 0.156$ , za malo regresijsko enačbo pa je  $R^2 = 0.142$ .

TABELA 4

Mala regresijska enačba za logp

KOEFICIENT	OCENJENA VREDNOST	SIGNIF.
log $\alpha_1$	.202	.0000
log $\alpha_2$	-.172	.0000
log $\delta_1$	.148	.0000
log $\delta_3$	-.076	.0000
log $\xi_{11}$	-.047	.0001
log $\xi_{21}$	.51	.0007
log $\xi_{22}$	-.040	.0005
log $\xi_{23}$	.033	.0059
log C	1.007	.0000

$R^2 = 0.142$

Z antilogaritmiranjem vrednosti, ki jih imamo v tabeli 4, in z nekaj dodatnimi računani dobimo ocene koeficientov, ki kažejo dvofaktorsko konfiguracijo učinkov na razmerje maxmin. Ocene za glavne učinke faktorjev poklic in leto anketiranja so v tabeli 5, ocene za interakcijske učinke pa v tabeli 6. V mali regresijski enačbi ni spremenljivk  $T_2$ ,  $X_1T_2$  in  $X_1T_3$ . Bile so postavljene v regresijsko enačbo, vendar so bile z iterativnim ocenjevalnim postopkom iz nje izločene, ker so njihovi regresijski koeficienti statistično ne-signifikantni. Zato privzemamo, da je

$$\log \delta_2 = \log \xi_{12} = \log \xi_{13} = 0$$

oziroma da je

$$\delta_2 = \xi_{12} = \xi_{13} = 1$$

TABELA 5

Dvofaktorska konfiguracija  
glavnih učinkov na razmerje maxmin

KATEGORIJA	UČINEK
Konstanta (C)	2.74
Nemanualni delavec	1.22
Manual. samozap. delavec	0.84
Manualni mezdni delavec	0.97
Leto 1972	1.16
Leto 1978	1.00
Leto 1982	0.93
Leto 1986	0.93

TABELA 6

Dvofaktorska konfiguracija  
interakcijskih učinkov na razmerje maxmin

STATUS	LETO			
	1972	1978	1982	1986
Nemanualni delavec	0.95	1.00	1.00	1.05
Manual. samozap. delavec	1.05	0.96	1.03	0.96
Manualni mezdni delavec	1.00	1.04	0.97	1.00

Da ne bo nejasnosti pri branju tabele 5 in tabele 6, si oglejmo na primeru, kako sestavimo posamezne učinke. S tem namenom izračunajmo vrednost razmerja maxmin za nemanualnega delavca v letu 1986. Upoštevati moramo učinek statusnega stanja »nemanualni delavec«, potem učinek, ki ga ima na razmerja maxmin, »leto 1986«, in še učinek interakcije »nemanualni delavec – leto 1986«. Oceniti za prva dva učinka imamo v tabeli 5: to sta vrednosti 1.22 in 0.93. Oceniti za učinek interakcije teh dveh faktorskih kategorij imamo v tabeli 6: znaša 1.05. Predpostavljamo, da ti učinki generirajo odklone od povprečne vrednosti  $C = 2.74$ . Vrednost razmerja maxmin za nemanualnega delavca v letu 1986 je potemtakem

$$2.74 * 1.22 * 0.93 * 1.05 * \varepsilon$$

Kaj zvmemo iz vrednosti v tabelah 3, 4, 5 in 6? Vprašujemo se, ali vrednost  $R^2 = 0.156$  oziroma vrednost  $R^2 = 0.142$  razkriva obstoj partikularističnih referenčnih struktur. Odgovor na to vprašanje prepustimo prihodnjim raziskavam o distributivni pravičnosti. Zadovoljimo se z ugotovitvijo, da so manualni delavci bolj egalitarno usmerjeni kot nemanualni. Preseneča nas spoznanje, da so samozaposleni manualni delavci celo bolj egalitaristični kot mezdni manualni delavci. Videti je, da se relativne razlike med manualnimi in nemanualnimi delavci povečujejo. To lahko postane resna ovira za nadaljnje modernizacijske procese v Sloveniji. Res pa je, da moramo ocenjene učinke časovnega faktorja vzeti na znanje z ustrezno mero nezaupljivosti. Mogoče je namreč, da imamo v podatkih precej zgolj navideznih časovnih učinkov. Ker anketni instrument ni bil enak v vseh štirih letih, ki jih upoštevamo v naši analizi, medletne primerjave ne slonijo na striktno ekvivalentnih vrednostih razmerja maxmin in morda dobršen del učinka, ki je pripisan letu anketiranja, ni pravi časovni učinek, marveč učinek anketnega instrumenta.

## LITERATURA

1. Adams, J. C. (1965). »Inequity in Social Exchange.« V: L. Berkowitz (ed.), *Advances in Experimental Social Psychology*, Vol. 9. New York: Academic Press.
2. Alwin, D. F. (1987). »Distributive Justice and Satisfaction with Material Well-Being.« *ASR*, Vol. 52, pp. 83–95.
3. Berger, J. et al. (1972). »Structural Aspects of Distributive Justice: A Status Value Formulation.« V: J. Berger et al. (eds.), *Sociological Theory in Progress*, Vol. 2. Boston: Houghton Mifflin.



4. Blau, P. M. (1964). *Exchange and Power in Social Life*. New York: Wiley.
5. Homans, G. C. (1961). *Social Behaviour: Its Elementary Forms*. New York: Harcourt Brace.
6. Homans, G. C. (1976). »Commentary.« V: L. Berkowitz and E. Walster (eds.), *Equity Theory: Toward a General Theory of Social Interaction*. New York: Academic Press.
7. Jasso, G. (1978). »On the Justice of Earnings: A New Specification of the Justice Evaluation Function.« *AJS*, Vol. 83, pp. 1398–1419.
8. Jasso, G. (1980). »A New Theory of Distributive Justice.« *ASR*, Vol. 45, pp. 3–32.
9. Lane, R. E. (1986). »Market Justice, Political Justice.« *American Political Science Review*, Vol. 80, pp. 383–402.
10. Patchen, M. (1961). *The Choice of Wage Comparison*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall.
11. Županov, J. (1987). *Sociologija i samoupravljanje*. Zagreb: Školska knjiga.