

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO
DEKOMPOZICIJA MER NEENAKOSTI

Ljubljana, april 2003

ALEŠ KOLENKO

Študent Aleš Kolenko izjavljam, da sem avtor tega diplomskega dela, ki sem ga napisal pod mentorstvom prof. dr. Tineta Stanovnika in dovolim objavo diplomskega dela na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne _____

Podpis: _____

KAZALO

1 UVOD	1
2 MERE NEENAKOSTI IN NJIHOVA DEKOMPOZICIJA	2
2.1 GINIJEV KOEFICIENT	2
2.1.1 Dekompozicija Ginijevega koeficienta po faktorskih dohodkih	5
2.1.2 Dekompozicija Ginijevega koeficienta po subpopulacijah	10
2.2 MERE SPLOŠNE ENTROPIJE (Theilov indeks in MLD)	14
2.2.1 Dekompozicija Theilovega indeksa in MLD po subpopulacijah	16
2.2.2 Dinamična dekompozicija MLD	17
2.3 SHORROCKSOVA DEKOMPOZICIJA PO DOHODKOVNIH VIRIH	18
3 PODATKI IN METODOLOGIJA	21
4 RAZDELITEV IN DOHODKOVNA NEENAKOST V SLOVENIJI ZA LETO 1993	23
4.1 VERTIKALNA IN HORIZONTALNA STRUKTURA DOHODKOV	23
4.2 DEKOMPOZICIJA GINIJEVEGA KOEFICIENTA PO DOHODKOVNIH VIRIH	25
4.3 DEKOMPOZICIJA GINIJEVEGA KOEFICIENTA NA PODLAGI SOCIO-EKONOMSKE KATEGORIJE GOSPODINJSTVA	29
4.4 DEKOMPOZICIJA MER SPLOŠNE ENTROPIJE	31
4.4.1 Dekompozicija mer splošne entropije po subpopulacijah	32
4.4.2 »Naravna« in Shorrocksova dekompozicija mer splošne entropije	34
5 SKLEP	36
LITERATURA	39
VIRI	40
PRILOGE	

1 UVOD

Ekonomska neenakost morda ni največja težava, ki dandanes tare človeštvo. Je pa pereč problem, s katerim se soočajo ne samo vlade posameznih držav, ampak tudi ves svet. Vzporedno z ekonomskim napredkom v zadnjih desetletjih so se začeli pojavljati pojmi, kot so poglobljanje razlik, bogatenje privilegiranih, vrtenje v začaranem krogu revščine, izginjanje srednjega sloja in še bi lahko naštevali. Take stvari, pa naj bodo namišljene ali resnične, v ljudeh zbujejo hudo nejevoljo in odpor. Protiglobalistični protesti, protesti ob srečevanju »velikih« držav in državnikov pa ne nazadnje morda tudi napad na WTC imajo vsi, vsaj posredno, opravka z občutkom nepravičnosti, ki je tesno povezana z ekonomsko neenakostjo.

Diplomsko delo se sicer s tako zapletenimi družbenoekonomskimi vprašanji ne ukvarja in nanje ne da odgovora. Se pa ukvarja s tistim oprijemljivim delom neenakosti, ki je bolj matematika in statistika kakor filozofija ali psihologija. Na naslednjih straneh bom opisal nekaj mer neenakosti, ki so verjetno smetana številnih mer svoje vrste. Prikazal bom, kako se jih izračuna; logiko, ki stoji za njimi, njihove prednosti in slabosti ter možnosti in nevarnosti, ki nam jih predstavlja njihova uporaba.

Čeprav poznamo številne vrste neenakosti, se v tem delu ukvarjam izključno z dohodkovno neenakostjo. Zakaj dohodek? Denar sicer ne prinese nujno sreče, vendar je lahko njegovo pomanjkanje vir mnogih tegob. Poleg tega se zdi, da je dohodek pomembna spremenljivka pri določanju življenjskega standarda ljudi in je tesno povezan s posameznikovim položajem v družbi. Ne nazadnje so podatki o dohodkih dokaj lahko dostopni in predstavljajo zelo otipljivo količino.

Pogosto agregatna ocena dohodkovne neenakosti, izračunana z eno od obstoječih mer, ne zadošča namenu, ki ga ima uporabnik. Tako nas kot laika ali kot strokovnjaka lahko zanima, kako in koliko neka posamezna skupina vpliva na to oceno neenakosti. Kajti šele takrat, ko družbe ne gledamo kot zbir posameznikov, ampak kot združbo skupin posameznikov, lahko dobimo zares jasne predstave o tem, kaj se v njej dogaja. S tem sem se končno dotaknil naslova diplomskega dela, ki se ukvarja z razčlenitvijo neenakosti na posamezne sestavne dele – dekompozicijo. Skupine so v tem smislu lahko določene kot skupine posameznikov po nacionalnosti, starosti, verski pripadnosti in tako dalje ali kot skupine različnih dohodkovnih virov. V prvem primeru imamo opravka z dekompozicijo mer neenakosti po subpopulacijah, v drugem pa z dekompozicijo mer po dohodkovnih virih, pri čemer se pristopa nekoliko razlikujeta.

V grobem je diplomsko delo sestavljeno iz dveh delov: teoretičnega in praktičnega. V teoretičnem, ki je obdelan v drugem poglavju, se ukvarjam z merami neenakosti in njihovo dekompozicijo po subpopulacijah in dohodkovnih virih. Uporabljene mere so Ginijev koeficient in tri mere iz družine mer splošne entropije. Da bi se izognil monotonemu ponavljanju njihovih imen, uporabljam nekje za Ginijev koeficient preprosto Gini, za Theilov

indeks, ki je ena izmed mer splošne entropije pa Theil. Pomembno merilo pri izbiri mer neenakosti je bila njihova razstavljivost. V tretjem poglavju, ki je nekakšen uvod v drugi del diplomskega dela, nekaj besed namenim podatkom, ki sem jih obdeloval. Ti se nanašajo na razpoložljiva denarna sredstva slovenskih gospodinjstev v letu 1993. V četrtem poglavju so ugotovitve teoretičnega dela uporabljene v praksi, ki še dodatno razjasnijo nekatere podrobnosti. Pri tem naj opozorim, da se obdelava podatkov nanaša izključno na razlago rezultatov, ki jih dajejo mere neenakosti in da ne dajem nikakršnih vrednostnih sodb o stanju ekonomske neenakosti na Slovenskem 1993. Si jih pa lahko bralec ustvari sam. V zadnjem, petem, poglavju je diplomsko delo sklenjeno in ponovljene so najpomembnejše ugotovitve.

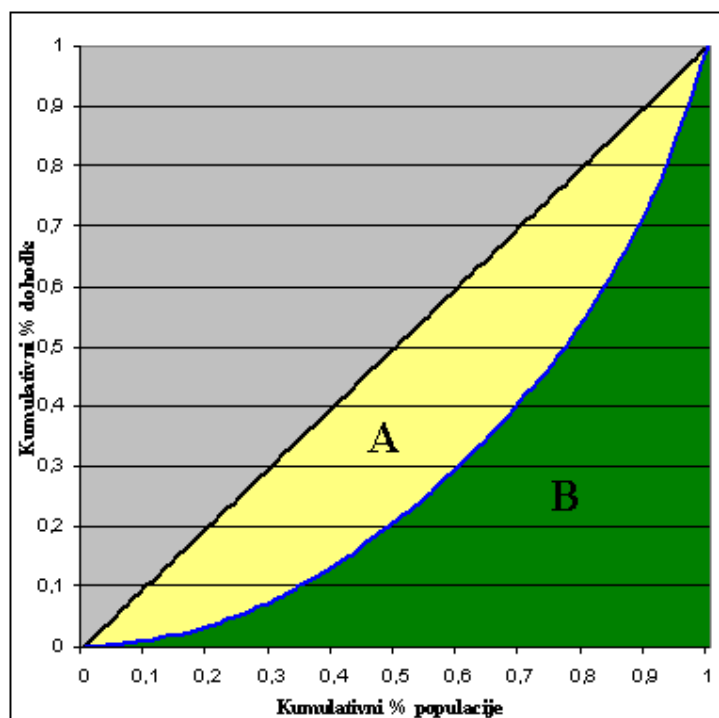
2 MERE NEENAKOSTI IN NJIHOVA DEKOMPOZICIJA

2.1 GINIJEV KOEFICIENT

Ginijev koeficient se imenuje po iznajditelju Corradu Giniju, ki je na začetku preteklega stoletja odkril to nekoliko posebno mero koncentracije. Čeprav že skoraj stoletje star, pa je Ginijev koeficient kljub številnim novejšim meram (po nekaterih ocenah naj bi jih bilo že prek petdeset) in nekaterim pomanjkljivostim najbolj pogosto uporabljan instrument za prikazovanje stopnje neenakosti razdelitve nekega pojava. V našem primeru dohodka. Vzrok za to gre verjetno iskati v na prvi pogled preprosti meri, ki je dokaj lahko razumljiva. Poleg tega je Ginijev koeficient izveden iz Lorenzovega grafikona (*Slika 1*), ki je prav tako zelo priljubljen pripomoček grafičnega predstavljanja neenakosti.

Na abscisi Lorenzovega grafikona imamo nanesene enote populacije, ki so rangirane po višini dohodka tako, da je subjekt z najnižjim dohodkom rangiran kot prvi, subjekt z najvišjim dohodkom pa kot zadnji. Na ordinati Lorenzovega grafikona merimo kumulativne odstotke dohodka. Lorenzovo krivuljo dobimo tako, da za vsako enoto na abscisi kumulativno nanesemo pripadajoči delež dohodka. Lorenzova krivulja je zaradi svojega značilnega ustroja vedno konveksna glede na spodnji desni kot grafikona ter ne more ležati nad diagonalo, ki označuje kot 45° in pomeni stanje popolnoma enake razdelitve proučevane spremenljivke med enote populacije. Kadar je Lorenzova krivulja enaka diagonalni, je Ginijev koeficient enak 0, kar je hkrati njegova spodnja meja. V takem hipotetičnem primeru bi bile vse enote populacije deležne enakega dohodka. Zgornja meja Ginijevega koeficienta je enaka 1 oziroma 100 Ginijevih točk. Lorenzova krivulja poteka v takem primeru po abscisi in ordinati grafikona ter kaže stanje popolne neenakosti oziroma koncentracije dohodka, kjer $n - 1$ enot ne dobi ničesar, zadnja enota pa pobere ves razpoložljivi dohodek. Lastnost Ginijevega koeficienta, da zavzame le vrednosti na intervalu $[0, 1]$, je ena izmed bolj zaželenih, kar dodatno vpliva na njegovo priljubljenost.

Slika 1: Lorenzov grafikon



Vir: Prirejeno po *enačbi (1)*.

Dejansko se Ginijev koeficient in neenakost povečujeta z oddaljenostjo Lorenzove krivulje od diagonale. Formalno je Gini definiran kot razmerje med površino *A* na *Sliki 1* in površino *A + B*, ki je kar 0,5, saj Lorenzov grafikon predstavlja polovico kvadrata s stranicama dolžine 1. Formulo za izpeljavo Ginijevega koeficienta lahko zapišemo:

$$(1) \quad G = \frac{0,5 - B}{0,5} = 1 - 2B$$

Enačba nam pokaže, da Ginijev koeficient izračunamo kot 1, kar je ploščina kvadrata s stranicami dolžine ena, zmanjšana za dvakratno površino pod Lorenzovo krivuljo *B*. Ploščina tega lika pa je vsota *n* vertikalnih trakov s širino $1/n$, kjer je *n* število enot v populaciji.

Po Cowell (1977, str. 116) lahko iz *enačbe (1)* izpeljemo obrazec za izračun Ginijevega koeficienta na naslednji način: če je y_1 najvišji razpoložljiv dohodek, y_2 drugi najvišji in tako dalje do y_n , ki je najnižji dohodek gospodinjstva *n*, potem je površina prvega traka z leve v Lorenzovem grafikonu enaka $[1/2 \times 1/n \times y_n/n\mu]$, saj gre za ploščino trikotnika s širino $1/n$ in višino $y_n/n\mu$. Ploščina drugega traka je $[1/n \times y_n/n\mu + 1/2 \times 1/n \times y_{n-1}/n\mu]$ in tako dalje do zadnjega traka na višini $[(y_n + y_{n-1} + \dots + y_2 + y_1)/n\mu] = 1$ na Lorenzovem grafikonu. Grška črka μ v *enačbi (2)* pomeni povprečni dohodek populacije. Če tako dobljeno površino *B* vstavimo v *enačbo (1)*, dobimo:¹

¹ V Lorenzovem grafikonu je rang gospodinjstva z najnižjim dohodkom enak 1, medtem ko v *enačbi (2)* y_1 izjemoma pomeni najvišji dohodek zaradi boljše preglednosti *enačbe (2)*. Kot bomo videli pozneje, je rang gospodinjstva pri dekompoziciji Ginijevega koeficienta še kako pomemben.

$$(2) \quad G = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n^2 \mu} (y_1 + 2y_2 + \dots + ny_n)$$

Obrazec (2) je le en izmed številnih možnosti, po katerih lahko izračunamo Ginijev koeficient. V nadaljevanju bomo spoznali še enega, po katerem lahko Ginijev koeficient izrazimo s kovarianco med dohodkom gospodinjstva in rangom gospodinjstva gleda na višino dohodka, ki ga prejema.

Nekatere prednosti, ki govorijo v prid uporabe Ginijevega koeficienta, smo že spoznali. Zdaj pa nas zanima, katere so zaželenne lastnosti, ki naj bi jih imela dobra mera neenakosti. Nekoliko prirejena splošno sprejeta merila, kakor jih naštevata Cowell (1977, str. 63–66; 1998, str. 10–13) in Litchfield (1999, str. 2), so:

1. Neodvisnost od velikosti razpoložljivega dohodka (ang. *Income Scale Independence* tudi *Relative Income Principle*), pri katerem naj bi mera neenakosti ne bila odvisna od velikosti dohodka, ki ga razdeljujemo med populacijo. Mera izpolnjuje ta pogoj, če se njena vrednost ne spremeni, ko vsaki enoti populacije povečamo dohodek, v sorazmerju z njenim deležem dohodka v vsem razpoložljivem dohodku. Ginijev koeficient ta pogoj izpolnjuje.
2. Načelo populacije (ang. *Principle of Population*) pravi, da naj neenakost ne bi bila odvisna od števila enot populacije, med katere delimo dohodek. Če imamo populacijo z neko namišljeno neenakostjo in ji nato prištejemo identično populacijo, se neenakost ne bi smela spremeniti. Cowell (1977, str. 63) trdi, da je stvar debate, ali je to načelo resnično zaželeno. Zamislimo si namreč hipotetični primer z dvema osebama, kjer ena dobi 0 in druga 10 enot dohodka, potem pa dodamo identično populacijo tako, da dobimo dve osebi z 0 enotami dohodka in dve z 10 enotami. Vprašanje je, ali sta obe stanji resnično enako neenaki. Ne glede na odgovor pa Ginijev koeficient načelo izpolnjuje.
3. Pigou-Daltonovo načelo transferjev (ang. *Pigou-Dalton Principle of Transfers*) velja, kadar mera neenakosti pokaže manjšo neenakost (ali vsaj ne večje), če del dohodka od bogatejše enote populacije prenesemo na revnejšo. Pri tem velja pogoj, da preneseni dohodek ne sme presegati zneska, ki je večji od polovice presežka dohodka bogatejšega od revnejšega. Ni ravno samo po sebi umevno, da naj bi mera neenakosti zadovoljevala to načelo, saj obstajajo mere, ki ga ne. Vendar pa Ginijev koeficient ni ena izmed njih. Cowell (1977, str. 64–65) pri načelu transferjev ločuje močno in šibko načelo transferjev. Opisan Pigou-Daltonov pogoj zadovoljuje šibko načelo transferjev, saj pri opisanem transferju ni pomembno, za koliko se neenakost zmanjša, pomembno je le, da se. Pri tako imenovanem močnem pa je pomembna tudi velikost zmanjšanja neenakosti. V tem primeru moramo v raziskavo vnesti pojem razdalje med obravnavanima enotama populacije. Kadar je zmanjšanje neenakosti odvisno le od omenjene razdalje, mera zadovoljuje to načelo. Za Ginijev koeficient, ki tega pogoja ne izpolnjuje, to pomeni, da je

veliko bolj občutljiv na transferje v sredini kot v transferje na ekstremnih delih distribucije. Na intervalu [0 €, 10.000 €] bo Ginijev koeficient pokazal večje zmanjšanje neenakosti ob transferju 1 € od osebe s 5.500 € na osebo s 4.500 €, kot pri enakem transferju od osebe z 10.000 € na osebo z 1 € dohodka. Mer, ki zadovoljujejo močno načelo transferjev, je malo.

4. Načelo neimenovanosti (ang. *The Anonymity Principle*) zahteva, da je mera neenakosti popolnoma neodvisna od katere koli značilnosti posameznikov, ki ni dohodek.
5. Razstavljivost (ang. *Decomposability*) zahteva, da je celotna neenakost konsistentno povezana z deli, ki sestavljajo distribucijo, kot so subpopulacije ali faktorski dohodki. Razstavljivost sicer ni nujna značilnost, ki naj bi jo mera neenakosti imela, in pri proučevanju sumarne neenakosti ne igra nobene vloge. Je pa skrajno zaželena, če ne celo nujna, kadar želimo neenakost proučevati natančneje. Kot bomo videli v nadaljevanju, je Ginijev koeficient mogoče razstaviti na prispevke posameznih dohodkovnih virov. Kar zadeva dekompozicijo po subpopulacijah, je do nedavnega veljalo, da Gini v tej smeri ni razstavljiv. Napredek v zadnjih letih pa je pokazal, da temu ni tako. S tem bi rad opozoril na dejstvo, da lastnosti neke mere neenakosti niso enoznačne in se lahko z odkritji tudi spremenijo.

2.1.1 Dekompozicija Ginijevega koeficienta po faktorskih dohodkih

Ginijev koeficient in ostale mere neenakosti so sumarne mere neenakosti. Pogosto taka agregatna ocena ni dovolj, da bi lahko na njeni podlagi dajali določena mnenja. Še manj pa je primerna za proučevanje distribucije v namene vodenja določene dohodkovne ali davčne politike. Zato moramo mere neenakosti dekomponirati oziroma razstaviti na njihove sestavne dele, kot so na primer plače, pokojnine, dohodki od premoženja, transferji in tako dalje, ter proučiti, v kolikšni meri določen dohodkovni vir prispeva k celotni neenakosti.

V tem poglavju bom pokazal, kako dekomponiramo Ginijev koeficient po posameznih delih, ki sestavljajo dohodek. Za začetek moramo pojasniti razliko med Ginijevim koeficientom in koncentracijskim koeficientom. V diplomskem delu sem že omenil, da je Ginijev koeficient neke vrste koncentracijski koeficient, da pa pojmov ne gre enačiti, bom pokazal v nadaljevanju. Pyatt, Chen in Fei (1976, str. 453) pravijo, da je treba predvsem paziti, da koncentracijskih koeficientov za faktorske dohodke ne interpretiramo kot njihove Ginijeve koeficiente. Zelo privlačna je namreč misel, da bi sumarni Ginijev koeficient dekomponirali kar kot tehtano povprečje Ginijevih koeficientov faktorskih dohodkov, kjer bi bila utež njihov delež v celotnem dohodku. Stvar seveda ni tako preprosta, če vemo, da so lahko socialni transferji razdeljeni zelo neenako, da pa zaradi svoje koncentracije pri revnejšem prebivalstvu zmanjšujejo celotno neenakost. Pokazal bom, da ob uvedbi določenih popravkov v celotno sliko, to lahko storimo.

Po Pyatt, Chen in Fei (1976, str. 454) predpostavljamo, da imamo n posameznikov, za katere proučujemo dve spremenljivki: dohodek y in nek faktorski dohodek (plače) x_i ($i = 1, 2, \dots, n$). Prejemnike dohodkov nato rangiramo glede na višino dohodka od najnižjega do najvišjega, kot smo to storili pri izpeljavi Ginijevega koeficienta in načrtovanju Lorenzove krivulje. Naj bo $r(y)$ rang ($r(y) = 1, 2, \dots, n$), ki ga pripišemo vsaki enoti populacije glede na višino dohodka, ki ga enota prejema. Koncentracijsko krivuljo nato dobimo tako, da za vsako gospodinjstvo na graf nanašamo kumulativne vrednosti pripadajočega deleža plač v vseh izplačanih plačah π_i (enačba (3)). Koncentracijska krivulja desetega gospodinjstva je torej na višini $\pi_1 + \dots + \pi_{10}$ in zadnjega na višini 1, saj je vsota π po i enaka 1. Ordinata je dana z izrazom:

$$(3) \quad \pi_i = \frac{x_i}{n\mu_k}$$

Koncentracijska krivulja se od Lorenzove razlikuje v tem, da ni nujno monotonno naraščajoča in je lahko za negativne dohodke celo padajoča. Koncentracijski koeficient $C(x/y)$ se analogno kot Ginijev koeficient izračuna kot ena minus dvakrat površina pod koncentracijsko krivuljo. Spet začnemo z izpeljavo ploščine lika pod koncentracijsko krivuljo – B (Pyatt, Chen, Fei, 1976, str. 456).

$$(4) \quad B = \frac{1}{2} \frac{1}{n} \left(\pi_1 + \sum_{i=2}^n \left(\sum_{l=1}^{i-1} \pi_l + \sum_{l=1}^i \pi_l \right) \right) = \frac{1}{2} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \pi_i \{1 + 2(n-i)\}$$

Z desne strani enačbe (1) in (4) sledi, da je koncentracijski koeficient:

$$(5) \quad C(x/y) = 1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \pi_i \{1 + 2(n-i)\}$$

Če enačbo (5) nekoliko preuredimo dobimo:²

$$(6) \quad C(x/y) = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n \pi_i [r(y) - \bar{r}] = 2 \text{cov}(\pi(x), r(y))$$

kjer je povprečni rang:

$$(7) \quad \bar{r} = \frac{n+1}{2}$$

V (6) vstavimo (3) in dobimo:

$$(8) \quad C(x/y) = 2 \text{cov} \left(\left(\frac{x_i}{n\mu_k} \right), r(y) \right) = \frac{2}{n\mu_k} \text{cov}(x, r(y))$$

Iz (8) vidimo, da je koncentracijski koeficient faktorskega dohodka x_i enak dvakrat kovarianca med deleži proučevanega vira dohodka v celotnem znesku istega dohodka in rangom glede na celotni dohodek. Kovarianca je povprečen produkt odklonov spremenljivk od ustreznih

² Izpeljava enačbe (6) iz enačbe (5) je podana v PRILOGI 2. Obrazec za izračun kovariance je:

$$\text{cov}(x, y) = \frac{1}{n} \sum (x - \bar{x})(y - \bar{y})$$

aritmetičnih sredin in kaže, kako se pojava spreminjata skupaj, ter je enaka nič, kadar sta pojava neodvisna. Če se pojava hkrati povečujeta, je kovarianca večja od nič, če pa se en povečuje, ko se drugi zmanjšuje, je manjša od nič.

Iz zgoraj povedanega sledi, da če imamo pri Ginijevem koeficientu posameznike rangirane po celotnem dohodku y in če nato ta dohodek kumulativno nanašamo na graf, potem lahko Ginijev koeficient $G(y)$ za celoten dohodek pišemo tudi kot $C(y/y)$ (Pyatt, Chen, Fei, 1976, str. 456).

$$(9) \quad G(y) = C(y/y) = \frac{2}{n\mu} \text{cov}(y, r(y))$$

Razlika med Ginijevim koeficientom in koncentracijskim koeficientom faktorskega dohodka je v drugačnem rangiranju populacije. Pri koncentracijskem koeficientu $C(x/y)$ so gospodinjstva rangirana glede na celotni dohodek, medtem ko so pri Ginijevem koeficientu $C(x/x)$ rangirana po obravnavanem faktorskem dohodku, pri čimer je ta rang le izjemoma enak rangi glede na celotni dohodek.

Zdaj, ko smo razložili, da je Ginijev koeficient odvisen od tega, kako so enote v populaciji razvrščene, se lahko lotimo dejanske dekompozicije. Celotni dohodek y_i , ki ga prejme posameznik, lahko razdelimo na m faktorskih dohodkov x_{ik} ($k = 1 \dots m$), tako da je:

$$(10) \quad y_i = \sum_{k=1}^m x_{ik}$$

Če *enačbo (10)* vstavimo v *(9)* in upoštevajoč *enačbo (8)*, lahko po Pyatt, Chen in Fei (1976, str. 457) zapišemo:

$$(11) \quad G(y) = \frac{2}{n\mu} \text{cov} \left[\sum_{k=1}^m x_{ik}, r(y) \right] = \sum_{k=1}^m \phi_k C(x_k / y)$$

kjer je:

$$(12) \quad \phi_k = \frac{\mu_k}{\mu}$$

Iz *enačbe (11)* vidimo, da lahko Ginijev koeficient dekomponiramo kot tehtano povprečje koncentracijskih koeficientov faktorskih dohodkov z utežjo ϕ_k . Utež je delež k -te komponente dohodka v celotnem dohodku.

V literaturi lahko pogosto zasledimo dekompozicijo Ginijevega koeficienta razdelitve celotnega dohodka na Ginijeve koeficiente posameznih virov dohodka. Pri tem je treba v *enačbo (11)* vnesti določene popravke. Obrazec za Ginijev koeficient, dekomponiran na faktorske Ginijeve koeficiente, je po Garner, Terrell (1998, str. 32) videti tako:

$$(13) \quad G(y) = \sum_{k=1}^m \phi_k G_k R_k$$

Vidimo, da je Ginijev koeficient determiniran s tremi atributi. Prvi je delež posameznega faktorskega dohodka v celotnem dohodku ϕ_k , drugi je neenakost v razdelitvi samega faktorskega dohodka, podanega z njegovim Ginijevim koeficientom, tretji pa je R_k , podan z izrazom:

$$(14) \quad R_k = \frac{\text{cov}(x_k, r(y))}{\text{cov}(x_k, r(x_k))} = \frac{C(x_k/y)}{G(x_k)}$$

Pyatt, Chen in Fei (1976, str. 457) koeficient R imenujejo kar korelacijski koeficient rangov (ang. *Rank Correlation Ratio*). Se pravi, da R pove, v kakšni povezavi je rangiranje posameznikov glede na velikost dohodka od vira k v primerjavi z rangiranjem posameznikov glede na celotni razpoložljiv dohodek. Zgornja meja koeficienta R je enaka ena. To lahko utemeljimo s tem, da če so v imenovalcu faktorski dohodki urejeni po velikosti, v števcu pa velja neka druga urejenost, potem leži koncentracijska krivulja $C(x_k/y)$ vedno nad Lorenzovo krivuljo $G(x_k)$. Koncentracijska krivulja, ki leži nad neko drugo, vedno pomeni tudi manjši koncentracijski koeficient. R bi bil enak 1, če bi gospodinjstva, ki so rangirana po celotnem dohodku, dobila popolnoma isti rang, kot če bi bila rangirana po faktorskem dohodku. Spodnja meja R , ki je enaka -1 , nam pove, da je rang gospodinjstev glede na faktorski dohodek ravno obraten od tistega za celotni dohodek (Pyatt, Chen, Fei, 1976, str. 457). Viri dohodka, ki imajo običajno negativen R , so socialni transferji, saj naj bi tega dohodka revnejši dobili absolutno več kot bogati. R je enak 0, kadar je števec *enačbe (14)* oziroma koncentracijski koeficient faktorskega dohodka enak nič, to pa je takrat, ko je dohodek med enote populacije razdeljen popolnoma enakomerno.

Dekompozicijo po *enačbi (11)* je prvi izpeljal Rao (1967). Vendar pa je opisana dekompozicija zanimiva še z enega vidika. Rao (1976, str. 421–422) namreč omenjeno enačbo razstavi na dva dela in ugotovi, da vsak faktorski dohodek vpliva na celotno neenakost na dva načina:

1. povečuje celotno neenakost v sorazmerju s svojim deležem v celotnem dohodku in lastno razdelitvijo ter
2. zmanjšuje celotno neenakost glede na korelacijo faktorskega dohodka s celotnim dohodkom.

Naj bo po Rao (1976, str. 421–422) $f_k = 1 - R_k$. Če vemo, da R_k lahko zasede vrednosti na intervalu $[-1, 1]$, potem ni težko ugotoviti, da je f_k omejen z 0 in 2. Vstavimo zdaj f_k v *enačbo (13)* in dobimo:

$$(15) \quad G(y) = \sum_{k=1}^m \phi_k G_k - \sum_{k=1}^m \phi_k G_k f_k$$

Enačbo (15) si pogledjmo z vidika enega samega faktorskega dohodka. Izraz $\phi_k G_k$ pomeni zgornjo mejo, ki jo lahko nek vir dohodka prispeva k celotni neenakosti in je določen z deležem tega dohodka v celotnem dohodku in njegovo porazdelitvijo. Drugi del *enačbe* je

dodatno odvisen od vrednosti, ki jo doseže f_k . Kadar je R_k enak 1, faktorski dohodek poveča Ginijev koeficient za maksimalno vrednost $\phi_k G_k$, saj je f_k enak 0. Če R_k zasede vrednosti, manjše od 0, je f_k večji od 1, faktorski dohodek pa v tem primeru zmanjšuje celotno neenakost, saj je drugi del enačbe večji od prvega. V primeru enakomerne razdelitve faktorskega dohodka bosta vpliva drug drugega izničila (Rao, 1976, str. 421–422).

Podder (1993, str. 51) ugotavlja, da je dekompozicija, ki izhaja iz *enačbe (11)*, pripeljala do zelo razširjene napačne interpretacije med teoretiki in praktiki. Predvsem omenja *enačbo (16)*, ki so jo številni analitiki uporabljali za prikazovanje deleža neenakosti, ki jo k sumarni neenakosti prispeva faktorski dohodek.³

$$(16) \quad s_k^* = \frac{\phi_k C_k}{G} \times 100$$

Podder (1993, str. 52) pravi, da si po Shorrocksu (1989) lahko zamislimo štiri različne interpretacije prispevka faktorskega dohodka k celotni neenakosti:

1. odstotek neenakosti izključno zaradi vpliva faktorskega dohodka;
2. zmanjšanje neenakosti, ki bi se pojavilo, če faktorski dohodek odstranimo;
3. odstotek neenakosti faktorskega dohodka, če bi bil ta edini vir dohodkovnih razlik in bi bile vse ostale komponente porazdeljene enakomerno;
4. zmanjšanje neenakosti, ki bi sledilo z odstranitvijo razlik v porazdelitvi faktorskega dohodka.

Podder (1993, str. 53) trdi, da z *enačbo (16)* ne zadovoljimo nobene izmed predstavljenih interpretacij. Če je nek faktorski dohodek enakomerno porazdeljen med populacijo, je njegov koncentracijski koeficient enak 0. Iz tega bi lahko zaključili, da faktorski dohodek nikakor ne prispeva k celotni neenakosti. To seveda ni res, saj dohodek, ki ga enakomerno razdelimo med vse enote populacije, zmanjšuje celotno neenakost.

Zato Podder (1993, str. 53–54) razvije nekoliko drugačno metodo, ki pokaže, kako faktorski dohodek vpliva na sumarno neenakost in uvede pojem elastičnosti Ginijevega koeficienta glede na k -to komponento dohodka, ob predpostavki, da koncentracijska krivulja tega dohodka ostane nespremenjena. C_k je torej konstanta. Zanima nas, za koliko oziroma za koliko odstotkov bi se spremenil Ginijev koeficient, če bi se spremenil delež k -te komponente dohodka. Ustrezno enačbo dobimo s totalnim odvodom *enačbe (11)* po srednji vrednosti k -tega dohodka:⁴

$$(17) \quad \mu_k \frac{dG}{d\mu_k} = \phi_k (C_k - G)$$

³ Kljub omenjeni napačni interpretaciji *enačbe (16)* jo bom sam poleg predlagane Podderjeve uporabil v tem diplomskem delu. Razloga za to sta dva: prvi je že omenjena razširjena uporaba predstavljene enačbe, drugi pa možnost primerjave relativnih prispevkov faktorskih dohodkov k neenakosti, ki jih bo dal Ginijev oziroma koncentracijski koeficient z rezultati enakega izračuna, ko bodo mere neenakosti mere splošne entropije. Rezultate, ki jih da omenjena metoda prispevkov k sumarni neenakosti, izpelje Shorrocks (1982) in jo poimenuje »naravna« dekompozicija.

⁴ Dokaz v PRILOGI 3.

$$(18) \quad \eta_k = \frac{1}{G} [\phi_k (C_k - G)]$$

Izraz $(C_k - G)$ s svojim predznakom pove, ali faktorski dohodek povečuje ali zmanjšuje sumarno neenakost. Če je C_k večja od G , pomeni, da se dohodek komponente k povečuje z rangi populacije proporcionalno bolj kot celotni dohodek, kar nam pove, da komponenta povečuje Ginijev koeficient in obratno (Podder, 1993, str. 53).

2.1.2 Dekompozicija Ginijevega koeficienta po subpopulacijah

Zgoraj smo proučevali, kako porazdelitev posameznih dohodkovnih virov vpliva na sumarno neenakost. Pogosto pa nas zanima tudi, v kolikšni meri in kako razdelitev dohodka v posamezni podskupini ljudi prispeva k celotni neenakosti. Podskupine imamo lahko opredeljene na zelo različne načine, na primer po spolu, izobrazbi, starosti, geografski pripadnosti in podobno. Na podlagi teh razdelitev lahko potem proučujemo razmerja med posameznimi skupinami in znotraj njih, ki nastajajo zaradi razdelitve dohodka.

Čeprav uporaba Ginijevega koeficienta pri dekompoziciji neenakosti po subpopulacijah ni redka, pa je poznavalci ne uporabljajo prav radi, saj je z njo povezanih nemalo težav. Te so razlog, da se pri skupinski dekompoziciji pogosto uporabljata MLD indeks in Theilov indeks. Vendar pa napredek zadnjih nekaj let tej metodi obeta nekoliko svetlejšo prihodnost, saj se je vzporedno s klasično metodo pojavila novejša alternativna metoda, ki jo je leta 1994 predstavil Yitzhaki. Pojem »klasična« dekompozicija Ginijevega koeficienta v stroki ni priznana in jo uporabljam zgolj zato, da ločim starejši način razstavitve Ginijevega koeficienta po subpopulacijah od novejšega, katerega utemeljitelj je Yitzhaki.

Da bi slednjo bolje razumeli, si najprej pogledjmo tako imenovani »klasični« način razstavitve Ginijevega koeficienta po subpopulacijah. Osnovno idejo te metode najbolje kažeta *enačba (19)* in *Slika 2*.

$$(19) \quad G = G_{bl} + G_{wl} + L$$

Podoben obrazec za dekompozicijo Ginijevega koeficienta najdemo na primer pri Chatterjee, Podder (2002, str. 6). Po tej metodi namesto zelenih dveh parametrov praktično vedno končamo s tremi. *Enačba (19)* nam pove, da lahko sumarni Ginijev koeficient aditivno razstavimo na del, ki je posledica neenakosti med skupinami – G_b (ang. *Between Group Inequality*), na del, ki je posledica neenakosti znotraj skupin samih – G_w (ang. *Within Group Inequality*), in na tretji del, ki je vir mnogih polemik ter predstavlja nekakšen ostanek, ki nastane, ker se dohodki posameznikov med skupinami prekrivajo – L (ang. *Overlapping*).

Ustavimo se najprej pri parametru G_b , ki je doprinos h Ginijevemu koeficientu zaradi razlik v razdelitvi med skupinami. Po Lambert, Aronson (1993, str. 1223) na *Sliki 2* lahko površino, ki pomeni G_{bl} , najdemo med krivuljo, označeno z G_b , in diagonalo Lorenzovega grafikona. Pri računanju medskupinskega Ginijevega koeficienta je vsak posameznik v skupini predstavljen s povprečnim dohodkom skupine. Skupine so na grafikonu razvrščene glede na višino povprečnega dohodka tako, da je prva na grafu skupina z najnižjim povprečnim dohodkom, zadnja pa skupina z najvišjim povprečnim dohodkom. Iz povedanega sledi, da bo v takih primerih Lorenzova krivulja oglate oblike, saj se v vsaki skupini predpostavlja popolna enakost. Obrazec za izračun medskupinskega Ginijevega koeficienta izračunamo glede na Milanović, Yitzhaki (2002, str. 159):

$$(20) \quad G_{bl} = \frac{2 \operatorname{cov}(\mu_k, \overline{F_k}(y))}{\mu}$$

Pri tem je k indeks, ki označuje skupino in lahko zavzame vrednosti od 1 do m , kjer je m število skupin. G_{bl} je torej kovarianca med povprečnim dohodkom skupine in povprečnim rangom skupine glede na celotno populacijo, če so posamezniki razvrščeni po skupinah in predstavljeni s povprečnim dohodkom skupine. Parameter F v *enačbah* (20), (22) in (24) je rang izračunan kot $r(y)/n$, zaradi česar zavzame vrednosti na intervalu $[1/n, 1]$. To je tudi razlog, da iz imenovalca *enačbe* (9) za Ginijev koeficient izpade parameter n .

Z zeleno je na *Sliki 2* označena koncentracijska krivulja C_w , ki označuje neenakost v posameznih skupinah. Posamezniki so še vedno razdeljeni po skupinah. Vendar so tokrat predstavljeni vsak s svojim dohodkom in so znotraj skupin, glede na njegovo višino, tudi razvrščeni. Razvrščanje je urejeno tako, da posameznik z najvišjim dohodkom v skupini z nižjim povprečnim dohodkom stoji pred »kolegom« z najnižjim dohodkom skupine, ki ima višji povprečni dohodek, zaradi česar se naklon koncentracijske krivulje z vsako novo skupino zmanjša (Lambert, Aronson, 1993, str. 1222). Koncentracijsko krivuljo pravim zato, ker je za razvrščanje uporabljen drug kriterij, kot je višina posameznikovega dohodka, oziroma je ta drugotnega pomena. Primarno uporabljen kriterij za razvrščanje je lastnost posameznika, ki ga uvrsti v določeno skupino. Opraviti imamo z m »mini« Lorenzovimi krivuljami, kjer je m število skupin.

Področje G_{wl} , ki pomeni doprinos h Ginijevemu koeficientu zaradi razlik v skupinah, najdemo med koncentracijsko krivuljo C_w in Lorenzovo krivuljo G_b . Iz omenjenega se vidi, da je G_{wl} v *enačbi* (21) nekakšna tehtana vsota Ginijevih koeficientov vsake posamezne skupine. Za uteži se pri tej metodi uporabljata delež populacije skupine v celotni populaciji p_k in delež dohodka, ki ga prejme skupina glede na celotno razpoložljiv dohodek s_k (Chatterjee, Podder, 2002, str. 6). m v *enačbi* (21) je enak številu skupin.

$$(21) \quad G_{wl} = \sum_{k=1}^m s_k p_k G_k$$

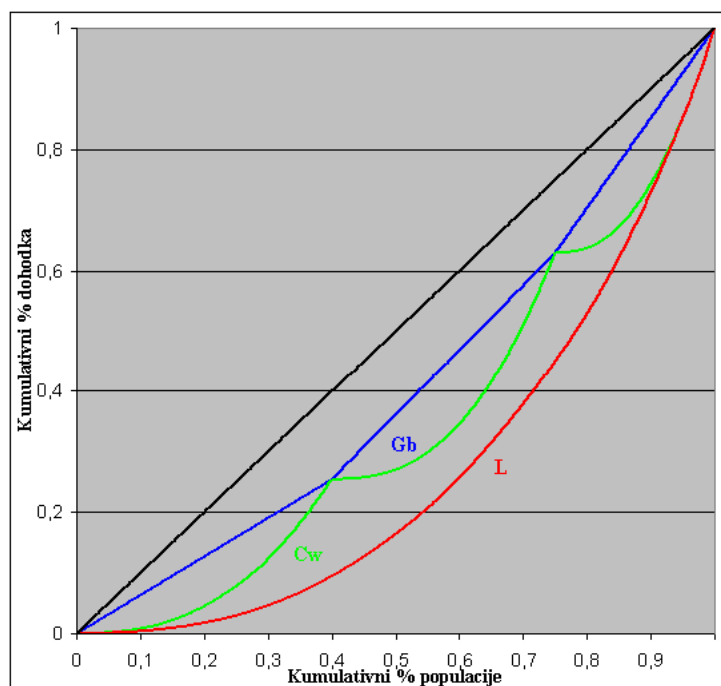
Da bi bila dekompozicija Ginijevega koeficienta po subpopulacijah zadovoljiva, bi se morala tu končati. Vendar pa izkušnje kažejo, da G_w in G_b , računana po obravnavani metodi,

praktično nikoli ne dosežeta sumarnega Ginija. Kot sem že omenil, je treba razlog iskati v prekrivanju dohodkov posameznikov med skupinami. L se torej pojavlja, ker imajo nekateri posamezniki v skupini z nižjim povprečnim dohodkom višji dohodek kot pripadniki ostalih skupin z višjim povprečnim dohodkom in obratno. Ginijev koeficient je mogoče po subpopulacijah natančno razstaviti le v primeru, da se med enotami iz različnih skupin dohodki ne prekrivajo, kar pa je mogoče le v primeru, če so po njih razvrščeni v skupine.

Pri grafični dekompoziciji dobimo površino, ki pomeni prekrivanje in je ne znamo uvrstiti med G_b in C_w tako, da posameznike prerazvrstimo glede na njihov dohodek kot na *Sliki 1* in dobimo klasično Lorenzovo krivuljo (označena z rdečo na *Sliki 2*). Območje med koncentracijsko krivuljo C_w in Lorenzovo krivuljo L je nekakšna »terra incognita« predstavljenе metode.

Kaj vpliva na višino L , ki je posledica prekrivanja dohodkov med skupinami, je približno jasno. Vpliv prekrivanja bo večji, čim bliže so si povprečni dohodki skupin in čim večja je razpršenost razdelitve dohodkov znotraj skupin. Toda prenekateri avtorji so se bolj ali manj nezadovoljivo ukvarjali s konkretnim izračunom velikosti L . Lambert in Aronson (1993, str. 1224), potem ko dokaj neuspešno pojasnita vpliv prekrivanja, omenita, da tudi Mookherjee in Shorrocks pišeta, da je L *nenavaden interakcijski efekt, za katerega se zdi, da ga je nemogoče določiti s kakršno koli natančnostjo, le da je nujno potreben za ohranjanje enakosti*. Chatterjee in Podder (2002, str. 6) pravita, da imajo nekateri strokovnjaki obstoj reziduala za slabost omenjene metode dekompozicije Ginijevega koeficienta, medtem ko ga imajo drugi za prednost, saj trdijo, da lahko L kaže na stopnjo socialne razslojenosti ali pa da lahko spremembe L v času služijo za proučevanje giblivosti dohodka med skupinami.

Slika 2: Grafična dekompozicija Ginijevega koeficienta po subpopulacijah



Vir: Lambert, Aronson, 1993, str. 1223.

Po Yitzhakijevi metodi lahko Ginijev koeficient razstavimo na natančno dva dela, kjer je prvi posledica razlik v razdelitvi med skupinami, drugi pa posledica razlik znotraj skupin samih. Vendar pa se način izračuna teh dveh vplivov nekoliko razlikuje od zgoraj opisanega načina. Obrazec za izračun Ginijevega koeficienta zaradi neenakosti med skupinami je nanašajoč se na Milanović, Yitzhaki (2002, str. 159):

$$(22) \quad G_{b2} = \frac{2 \operatorname{cov}(\mu_k, \overline{F_{kw}}(y))}{\mu}$$

Na prvi pogled je *enačba* (22) zelo podobna *enačbi* (20), vendar pa lahko prihaja med G_{b1} in G_{b2} , do kar precejšnjega odstopanja, kar je odvisno od prekrivanja (*Overlapping*) med skupinami. V *enačbi* (22) je namreč vsaki skupini dodeljen povprečen rang, ki ga enote subpoplacije prispevajo v skladu s svojim rangom v celotni populaciji. Zaradi tako definiranega medskupinskega Ginijevega koeficienta je G_{b2} vedno manjši ali kvečjemu enak G_{b1} , kadar med skupinami ni prekrivanja. To pa zato, ker sta pri G_{b1} rang povprečnega dohodka skupine in povprečni rang enot populacije glede na njihov »povprečni« dohodek identična. Ko pri G_{b2} povprečni rang enot populacije, računamo z njihovim dejanskim rangom v celotni distribuciji, se začneta omenjena ranga odklanjati, kar pripelje do manjše korelacije med njima (Milanović, Yitzhaki, 2002, str. 159–160).

Še z nekoliko večjimi spremembami smo soočeni pri računanju prispevka k neenakosti zaradi neenake razdelitve znotraj skupin. Obrazec za njegov izračun je po Milanović, Yitzhaki (2002, str. 159) naslednji:

$$(23) \quad G_{w2} = \sum_{k=1}^m O_k s_k G_k$$

Iz *enačbe* (23) vidimo, da je delež neenakosti zaradi razlik v skupinah G_{w2} tudi tokrat tehtana vsota skupinskih Ginijevih koeficientov, kjer je utež zgolj delež dohodka skupine v celotni masi dohodkov, pomnožena z O_k . O_k je rezultat prekrivanja skupine z vsako drugo skupino in s samo seboj. Obrazec za izračun O_k je po Milanović, Yitzhaki (2002, str. 160):

$$(24) \quad O_k = \frac{\operatorname{cov}(y_k, F_{kw}(y))}{\operatorname{cov}(y_k, F_k(y))}$$

V imenovalcu je kovarianca med dohodki enot skupine in njihovimi rangi glede na višino dohodka v skupini, v števcu pa kovarianca med istimi dohodki in rangi, ki bi jih posamezniki dobili, če bi jih razvrstili glede na celotno populacijo.

Glede na zgoraj omenjeno lahko sumarni Ginijev koeficient zapišemo natančno:

$$(25) \quad G = G_{b2} + G_{w2} = G_{b2} + \sum_{k=1}^m O_k s_k G_k$$

Če primerjamo *enačbi* (25) in (19), lahko z gotovostjo trdimo, da bo po *enačbi* (25) prispevek k neenakosti zaradi razlik med skupinami manjši, prispevek zaradi razlik v skupinah pa precej večji, saj mora ta del nadomestiti izgubo prekrivanja in zmanjšanja G_b . Rečemo lahko, da je po »klasični« metodi medskupinska neenakost precenjena, znotrajskupinska neenakost pa podcenjena glede na Yitzhakijevo metodo. Kaj vpliva na preценjenost prve, sem že omenil.

Na krepko podcenjenost druge pa očitno vplivata nekoliko dvomljivo izbrani uteži. Uporaba enačb na podatkih slovenskih gospodinjstev v letu 1993 bo omenjene ugotovitve potrdila. Dodatno pa bomo videli, da so rezultati novejših metode primerljivi z rezultati, ki jih daje dekompozicija mer splošne entropije.

2.2 MERE SPLOŠNE ENTROPIJE (Theilov indeks in MLD)

Theil je leta 1967 izpeljal svojo mero neenakosti, ki temelji na teoriji informacij. Pri teoriji informacij nas zanima vrednost informacije, da se lahko nek dogodek iz skupine več dogodkov zgodi. Vsakemu dogodku lahko pripišemo vrednost $h(P)$, tako da dogodek, ki je zelo verjeten, vrednotimo nizko, saj nas informacija njegovega nastopa ni pretirano presenetila. Tako bi bila vrednost informacije za dogodek, ki bi se zgodil z verjetnostjo 1, enaka 0. Obratno lahko nastopu malo verjetnega dogodka pripišemo visoko vrednost (Cowell, 1977, str. 55–57).

Vprašanje je, kakšna naj bo funkcija, ki bo zadovoljivo pripisovala vrednosti verjetnostim nastopov dogodkov. Če sta dogodek 1 in dogodek 2 statistično neodvisna, potem je verjetnost, da se zgodita oba dogodka skupaj, enaka P_1P_2 . Vrednost take informacije naj bo enaka seštevku vrednosti, če bi se zgodil vsak dogodek posebej:

$$(26) \quad h(P_1P_2) = h(P_1) + h(P_2)$$

Cowell (1977, str. 55) pravi, da je funkcija, ki ima potrebne lastnosti, logaritemska funkcija:

$$(27) \quad h(P) = -\log(P)$$

Ko imamo opravka z n dogodki in temu primerno n vrednostmi $h(P)$, je smiselno najti eno samo agregatno število, ki bo pokazalo, ali je sistem bolj ali manj urejen. To število naj bo preprosto povprečje vseh vrednosti, ki smo jih pripisali informacijam z utežjo, ki naj bo verjetnost nastopa dogodka. Rezultat, ki ga dobimo z opisanim izračunom, je znan pod terminom entropija (Cowell, 1977, str. 56).

$$(28) \quad \text{Entropija} = -\sum_{i=1}^n P_i \ln(P_i)$$

Theil je ugotovil, da je koncept entropije dobro orodje za izpeljavo mere neenakosti. Namesto n dogodkov imamo zdaj n prejemnikov dohodka. P_i iz enačbe (28) nadomestimo s s_i , ki naj izraža delež dohodka posameznika v celotnem dohodku. Theilov indeks dobimo tako, da izračunano entropijo sistema odštejemo od največje možne entropije, kjer je vsak posameznik deležen $1/n$ dohodka.⁵ Za razliko od mer neenakosti, ki so v takih primerih enake 0, entropija pokaže maksimalno vrednost.

⁵ Za izpeljavo Theilovega indeksa s pomočjo teorije informacij in MLD z l'Hospitalovim pravilom glej PRILOGO 4.

$$(29) \quad T = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} h\left(\frac{1}{n}\right) - \sum_{i=1}^n s_i h(s_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\mu} \ln\left(\frac{y_i}{\mu}\right)$$

Izkaže se, da je Theilov indeks le en član veliko večje skupine mer neenakosti, ki spadajo v razred splošne entropije (ang. *Generalised Entropy Measures*). Splošen obrazec zanje je po Litchfield (1999, str. 3):

$$(30) \quad GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right)$$

kjer je n število posameznikov v celotni populaciji, y_i je dohodek posameznika i ($i = 1 \dots n$) in μ povprečni dohodek populacije. Parameter α je utež, ki jo dajemo razdaljam med dohodki v različnih delih distribucije (Cowell, 1977, str. 66). Zavzame lahko katero koli realno vrednost. Kadar je vrednost α negativna, pomeni, da dajemo večjo težo dohodkom, ki se pojavljajo v spodnjem delu distribucije. V takih primerih bo mera neenakosti bolj občutljiva na spremembe pri prebivalcih z nižjimi dohodki. Obratno bo mera neenakosti, kjer je uporabljena večja pozitivna α , bolj občutljiva na spremembe pri bogatejšem delu prebivalstva (Litchfield, 1999, str. 3).

Kadar je $\alpha = 1$, imamo opraviti s Theilovim indeksom. Theil je dodatno izpeljal mero neenakosti, ki ustreza situaciji, kadar je $\alpha = 0$. Mera je znana pod imenom *Mean Logarithmic Deviation – MLD* in, podobno kot Theilov indeks, meri logaritme odklonov od povprečja. Theilov indeks in MLD sta najbolj znani in uporabljeni predstavnici mer iz razreda splošne entropije in ju je iz enačbe (30) mogoče izpeljati z l'Hospitalovim pravilom.

$$(31) \quad GE(0) = MLD = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{\mu}{y_i}\right)$$

Litchfield (1999, str. 3) pravi, da so najpogosteje uporabljane α na intervalu $[0, 2]$. Že iz zgornjega odstavka sledi, da je MLD bolj občutljiva na spremembe pri nižjih dohodkih, medtem ko Theilova $\alpha = 1$ enakomerno porazdeli uteži prek distribucije dohodka. Če vzamemo $\alpha = 2$, postane GE tretja zelo znana mera neenakosti: polovica kvadrata koeficienta variacije oz. ang. *Half the Squared Coefficient of Variation*, o kateri nekoliko več pozneje. Ker pripisuje večjo težo revnejšemu prebivalstvu, je MLD očitno bolj kot Theilov indeks, sploh pa bolj kot Ginijev koeficient, zanimiva mera neenakosti, saj gre v zadnjem času opaziti porast v njeni uporabi. Za vse mere neenakosti iz razreda splošne entropije namreč velja, da dobro izpolnjujejo vsa merila našeta na koncu poglavja 2.1.

Kot Ginijev koeficient imajo tudi mere GE spodnjo mejo enako 0. Za razliko od Ginijevega koeficienta pa meja popolne neenakosti pri GE ni navzgor omejena in je praviloma odvisna predvsem od števila enot v populaciji. Collier (2000, str. 2) trdi, da ta značilnost mer splošne entropije ni nerazumna. Gre za to, da razdelitev dohodkov ni enako popolnoma neenaka, če imamo primer, kjer nekaj oseb ne dobi ničesar, zadnja pa vse, in alternativni primer, kjer na primer dvakrat več oseb ne dobi ničesar in zadnja vse. Mere GE bodo pokazale višjo

neenakost v drugem primeru. Spet bi lahko razpravljali, ali kažejo mere splošne entropije bolj realno sliko. Vendar pa neenakosti ne smemo zamenjevati s polarizacijo. Kot piše Milanović (2000, str. 2), s polarizacijo ugotavljamo razdeljenost družbe, z merami neenakosti razdelitve dohodka pa, kako je dohodek razdeljen v družbi. Za drugi primer lahko verjetno ugotovimo, da je z vidika polarizacije bolj homogen in hkrati bolj neenak s stališča neenakosti razdelitve dohodkov.

Pokazal sem, da obstajajo številni razlogi, ki govorijo v prid uporabi mer GE neenakosti in s tem še posebej najbolj znanih predstavnic teh mer Theilovega indeksa in MLD. Vendar pa imata prav ti dve meri tudi eno razmeroma veliko slabost. Sta namreč logaritemski. Vemo, da logaritmi niso definirani za števila, manjša in enaka nič. Tega vsekakor ne moremo trditi za dohodke, ki lahko dosežejo tudi negativne vrednosti. V literaturi sem zasledil nekaj bolj ali manj dobrih načinov, kako to pomanjkljivost obiti. Countryman (1999, str. 542) pri proučevanju neenakosti v Kanadi negativne dohodke preprosto izključi iz raziskave, kar verjetno ni najbolje, saj s tem iz opazovanja izločimo najbolj ogrožen del prebivalstva. Ostali načini se poslužujejo predvsem zviševanju moteče nizkih dohodkov na določeno višino, s katero je mogoče upravljati. Ta je lahko najmanjša denarna enota ali določen odstotek povprečnega dohodka populacije.

2.2.1 Dekompozicija Theilovega indeksa in MLD po subpopulacijah

Ker vse mere splošne entropije dobro izpolnjujejo merila, navedena v poglavju 2.1, je samo po sebi umevno, da so tudi razstavljive. V glavnem se dekompozicija mer splošne entropije ter v tem smislu Theilovega indeksa in MLD uporablja za prikazovanje neenakosti po subpopulacijah. Kot bomo videli pozneje, je mogoče te mere razstaviti tudi po dohodkovnih virih. Vendar rezultati niso vedno povsem zadovoljivi. Že pri Ginijevega koeficientu smo spoznali, da aditivna dekompozicija mer neenakosti po subpopulacijah sestoji iz neenakosti zaradi razlik v razdelitvi znotraj skupin in zaradi razlik med skupinami, kar velja tudi za mere splošne entropije. Do nedavnega je možnost natančne razčlenitve mer GE na natančno omenjena dva vpliva pomenila veliko prednost nasproti Giniju.

Splošen obrazec dekompozicije *enačbe (30)* po subpopulacijah je po Litchfield (1999, str. 9):

$$(32) \quad GE(\alpha) = \sum_{k=1}^m s_k^\alpha p_k^{1-\alpha} GE(\alpha)_k + \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[\sum_{k=1}^m p_k \left(\frac{\mu_k}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right]$$

kjer imamo opravka s k skupinami $k = 1 \dots m$, s_k je delež dohodka skupine v celotnem dohodku, p_k delež enot populacije skupine k v celotni populaciji, $GE(\alpha)_k$ je neenakost znotraj skupine k glede na izbrano α in μ_k povprečni dohodek v skupini k .

Levi del enačbe je del sumarne neenakosti zaradi razlik znotraj skupin. Podobno kot pri »klasični« metodi dekompozicije Ginijevega koeficienta se ta izračuna kot tehtana vsota uporabljane mere neenakosti za vsako skupino posebej s podobno utežjo. Razlika te metode v

primerjavi z Ginijevim koeficientom je v tem, kako so te uteži ponderirane. Eksponenta α in $(1-\alpha)$ namreč močno vplivata na to, kako skupina s svojim deležem v populaciji in dohodku prispeva k neenakosti. Podobno kot to velja za posameznike, višje α večjo težo pripisujejo skupinam z višjim povprečnim dohodkom in obratno. Vendar pa za omenjeni interval $[0, 2]$, kjer se GE najbolj uporabljajo, velja, da je vsota uteži približno 1, česar vsekakor ne moremo trditi za vsoto uteži pri »klasični« metodi dekompozicije Ginijevega koeficienta po subpopulacijah (*enačba (21)*), kjer je ta krepko manjša.

Desni del *enačbe (32)* prikazuje neenakost med skupinami. Kot pri Ginijevem koeficientu je ta tudi tu posledica razlik v povprečnih dohodkih med skupinami. V ulomku računamo odklone povprečnih dohodkov skupin od skupnega povprečnega dohodka. Iz *enačbe* je razvidno, da pri tem kot utež uporabimo delež enot subpopulacije v celotni populaciji.

Zdaj lahko iz *enačbe (32)* na podlagi izbrane $\alpha = 0$ za MLD, $\alpha = 1$ za Theilov indeks in $\alpha = 2$ za polovico kvadrata koeficienta variacije mero neenakosti, ki jo bomo nekoliko natančneje spoznali v nadaljevanju, izvedemo konkretne *enačbe* za dekompozicijo teh mer neenakosti:

$$(33) \quad T = GE(1) = \sum_{j=1}^k s_j T_j + \sum_{j=1}^k s_j \ln \frac{\mu_j}{\mu}$$

$$(34) \quad MLD = GE(0) = \sum_{j=1}^k p_j MLD_j + \sum_{j=1}^k p_j \ln \frac{\mu}{\mu_j}$$

$$(35) \quad HSCV = GE(2) = \sum_{j=1}^k \frac{s_j^2}{p_j} HSCV_j + \frac{1}{2} \left[\sum_{j=1}^k p_j \left(\frac{\mu_j}{\mu} \right)^2 - 1 \right]$$

Natančnejši opis posameznih parametrov ni potreben, saj so posamezni deli *enačb* opisani že pri splošni dekompoziciji mer splošne entropije. Izpeljave desnega dela *enačb (33)* in *(34)*, ki prikazujejo neenakost zaradi razlik med skupinami, se bistveno ne razlikujejo od izpeljave MLD, prikazane v PRILOGI 3. Še preprosteje je iz *(32)* izpeljati *(35)*, saj zahteva ta le vstavitev števila 2 namesto parametra α .

2.2.2 Dinamična dekompozicija MLD

Zgoraj opisana dekompozicija je statična. To pomeni, da kaže stanje neenakosti razdelitve dohodkov v nekem obdobju. Dinamična dekompozicija nam omogoča razstaviti spremembo statičnih mer neenakosti v različnih letih na tri komponente, ki vplivajo na spremembe v neenakosti. Pod *(36)* si lahko ogledamo obrazec za dinamično dekompozicijo MLD, ki jo najdemo v članku Oxley et al. (1997, str. 78):

$$(36) \quad \Delta MLD = MLD^t - MLD^0$$

$$= \underbrace{\sum_{j=1}^k \bar{p}_j \Delta MLD_j}_1 + \underbrace{\sum_{j=1}^k \bar{p}_j \Delta \left(\ln \frac{\bar{Y}_0}{\mu_j} \right)}_2 + \underbrace{\sum_{j=1}^k \overline{MLD}_j \Delta p_j + \sum_{j=1}^k \left(\ln \frac{\bar{Y}}{\mu_j} \right) \Delta p_j + \sum_{j=1}^k \bar{p}_j \Delta \left(\ln \frac{\bar{Y}}{\bar{Y}_0} \right)}_3$$

$\bar{Y}_0 = \sum_j p_j^0 \mu_j^t$ je povprečni dohodek ob nespremenjenem deležu prebivalstva.

$\bar{Y} = \sum_j p_j^t \mu_j^t$ je tekoči povprečni dohodek.

Prečna črta prek parametra pomeni srednjo vrednost parametra v časovnih obdobjih. Δ je sprememba parametra v času. Ostale označbe pa so nam poznane že od prej.

Prvi del enačbe pomeni tako imenovano čisto spremembo neenakosti zaradi sprememb v razdelitvi dohodkov znotraj skupin, ko držimo delež skupin stalen. Drugi del je posledica sprememb v neenakosti med skupinami. Tretji del pa je posledica strukturnih sprememb v deležih skupin (se pravi selitve prebivalstva iz ene skupine v druge) ob stalni neenakosti med skupinami in znotraj njih (Oxley et al., 1997, str. 79). Litchfield (1999, str. 10) pravi, da je navadno uporabljana mera neenakosti za prikazovanje dinamične dekompozicije MLD, saj postane algoritem za izpeljavo ostalih mer prezahteven.

2.3 SHORROCKSOVA DEKOMPOZICIJA PO DOHODKOVNIH VIRIH

Shorrocks (1982) izpelje, kakor sam to imenuje, »naravno« dekompozicijo mer neenakosti po dohodkovnih virih. Taka dekompozicija nam omogoči, da zapišemo sumarno neenakost kot vsoto prispevkov faktorskih dohodkov, ki sestavljajo celotni dohodek, k agregatni neenakosti (enačba (37)). Shorrocks se nato v zaključku sprašuje o pomenu, ki ga imamo ponavadi v mislih, ko izjavljamo, da določen vir k neenakosti prispeva določeno vrednost S_k in predstavi eno od možnih interpretacij, ki je postala kar nekakšna stalnica v člankih na temo dekompozicije po dohodkovnih virih. Preden pa si ogledamo to razlago, si pogledjmo že omenjeno »naravno« dekompozicijo. Shorrocks (1982, str. 196-197) omenja štiri predpostavke:

1. zveznost (ang. *Continuity*): prispevki S_k so zvezne funkcije faktorskih dohodkov;
2. simetrično obravnavanje faktorjev: vsi viri dohodkov so obravnavani enako;
3. neodvisnost od stopnje razdelitve sumarnega dohodka: prispevek enega vira dohodka ne sme biti odvisen od tega, kako so opredeljeni ostali viri dohodkov;
4. skladnost dekompozicije (ang. *Consistent Decomposition*): zelo zaželen predpostavka, ki pravi, da naj bo vsota prispevkov vseh faktorskih dohodkov k sumarni neenakosti enaka sumarni neenakosti:

$$(37) \quad I = \sum_{k=1}^m S_k$$

kjer je S_k absolutni prispevek k -tega vira dohodka k sumarni neenakosti zaradi neenake razdelitve tega dohodka. I je želena mera neenakosti in je vsota prispevkov posameznih dohodkovnih virov k sumarni neenakosti. S_k je lahko za nekatere vire dohodka tudi negativen.

Če upoštevamo našete predpostavke, Shorrocks (1982, str. 197) pokaže, da je, ko je indeks neenakosti napisan kot tehtana vsota sumarnih dohodkov vsakega posameznika z utežjo a_i ,

prispevek faktorskega dohodka k , ista tehtana vsota glede na dohodke posameznikov od k -tega vira dohodka. Torej lahko zapišemo:

$$(38) \quad I = \sum_{i=1}^n a_i y_i$$

$$(39) \quad S_k = \sum_{i=1}^n a_i x_{ik}$$

S_k Shorrocks (1982, str. 198) najprej izpelje iz variance, ki je preprosta, vendar za ta problem primerna mera neenakosti. Izračunamo jo:

$$(40) \quad \sigma^2(y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu) y_i$$

V primeru, ko za mero neenakosti jemljemo varianco, je utež preprosto:

$$(41) \quad a_i = \frac{1}{n} (y_i - \mu)$$

Če ta izraz vstavimo v *enačbo* (39), dobimo, da je prispevek faktorskega dohodka x_k k sumarni neenakosti kovarianca med virom dohodka k in celotnim razpoložljivim dohodkom vsakega posameznika.

$$(42) \quad S_k(\sigma^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu) x_{ki} = \text{cov}(x, y)$$

Varianca v praksi ni najboljša mera neenakosti, saj ne izpolnjuje že prvega od šestih naštetih pogojev dobre mere neenakosti (Shorrocks, 1982, str. 195). Če torej v skladu z njegovim dohodkom vsakemu posamezniku sorazmerno povečamo dohodek, se bo varianca spremenila. Vemo, da v takih primerih spremembe niso zaželeno. Shorrocks v svoji faktorski dekompoziciji zato predlaga uporabo kvadrata koeficienta variacije (ang. *Squared Coefficient of Variation* – SCV). Koeficient variacije je relativna mera variacije. Kvadrat pa zato, da v števcu še vedno obdržimo varianco. Po Clark, Taylor (1999, str. 406–407) je verjetno nekoliko boljša izbira polovica kvadrata koeficienta variacije (ang. *Half the Squared Coefficient of Variation* – HSCV), saj je ta mera natanko mera splošne entropije, kadar je $\alpha = 2$. Kvadrat oziroma polovica kvadrata koeficienta variacije je poleg Ginijevega koeficienta najbolj priljubljena mera za dekompozicijo dohodkovne neenakosti po faktorskih dohodkih in jo bom v tem diplomskem delu uporabil tudi sam. Obrazec za izračun HSCV je:

$$(43) \quad GE(2) = HSCV = \frac{\sigma^2(y)}{2\mu^2} = \frac{1}{2} \left[\frac{1}{n\mu^2} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2 \right]$$

Shorrocksova »naravna« dekompozicija na prispevke faktorskih dohodkov k sumarni neenakosti je še posebno privlačna, ker jo je mogoče uporabiti prav na vseh merah neenakosti. Spodaj so pod *enačbami* (44), (45), (46) in (47) v skladu z *enačbo* (39) predstavljene formule za izračun prispevkov faktorskih dohodkov, kadar so mere neenakosti HSCV, Theilov indeks, Ginijev koeficient in MLD (Shorrocks, 1982, str. 195, 198).

$$(44) \quad S_k(HSCV) = \frac{1}{2n\mu^2} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)x_{ki} = \frac{\text{cov}(x_k, y)}{2\mu^2}$$

$$(45) \quad S_k(T) = \frac{1}{n\mu} \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{y_i}{\mu}\right)x_{ki}$$

$$(46) \quad S_k(G) = \frac{2}{n^2\mu} \sum_{i=1}^n \left(i - \frac{n+1}{2}\right)x_{ki}$$

$$(47) \quad S_k(MLD) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{\mu}{y_i}\right)x_{ki}$$

S_k pomeni absolutni faktorski prispevek, ki bi ga včasih morda želeli izraziti kot delež k sumarni neenakosti. s_k^* nam pove, koliko odstotkov celotne neenakosti gre pripisati določenemu viru dohodka zaradi njegove neenake razdelitve in deleža v celotni masi dohodkov. Izračuna se kot absolutni prispevek, deljen z ustrezno agregatno izračunano neenakostjo (Shorrocks, 1982, str. 195). Opazimo lahko veliko podobnost z *enačbo (16)*, ki jo je Podder označil kot zavajajočo.

$$(48) \quad s_k^* = \frac{S_k}{I}$$

Relativni prispevek polovice kvadrata koeficienta variacije je:

$$(49) \quad s_k^*(HSCV) = \frac{S_k(HSCV)}{HSCV} = \frac{\text{cov}(x_k, y)}{2\mu^2} * \frac{2\mu^2}{\sigma^2} = \frac{\text{cov}(x_k, y)}{\sigma^2}$$

Izračun relativnega prispevka vira dohodka, ko je mera neenakosti HSCV je popoloma identična relativnemu prispevku vira, ko je uporabljena mera neenakosti varianca.

Končno si lahko ogledamo omenjeno Shorrocksovo interpretacijo prispevka faktorskega dohodka k sumarni neenakosti. Ta je namreč polovica vsote dveh vplivov (*enačba (50)*). Prvi C_k^A je neenakost, s katero bi imeli opravka, če bi bil vir dohodka k edini vir neenakosti, in drugi C_k^B je vrednost, za katero bi se zmanjšala sumarna neenakost, če bi bil vir dohodka k enakomerno razdeljen med prejemnike dohodkov, razdelitev ostalih dohodkov pa bi ostala nespremenjena (Shorrocks, 1982, str. 209). Zapišemo lahko:

$$(50) \quad S_k = \frac{(C_k^A + C_k^B)}{2}$$

$$(51) \quad C_k^A = I(x_k + [\mu - \mu_k]e)$$

Kjer je po Shorrocksu (1982, str. 196) $e = (1, 1, \dots, 1)$ oziroma je po Borooah, McKee (1996, str. 76) vektor enic. C_k^A je posledica hipotetične razdelitve, kjer ostane razdelitev vira k nespremenjena, vsi ostali viri pa so enakomerno razdeljeni med prejemnike dohodkov. Vrednost C_k^A je lahko le pozitivna. Njegova velikost je sorazmerna z velikostjo prispevka k neenakosti od tega vira dohodka (Shorrocks, 1982, str. 209).

$$(52) \quad C_k^B = I(y) - I(y - x_k + \mu_k e)$$

C_k^B izhaja iz hipotetične distribucije, kjer so dohodki od vira k nadomeščeni z njihovo povprečno vrednostjo μ_k , dohodki od vseh ostalih virov pa ostanejo enaki. Dohodek znatno prispeva k neenakosti, če sprememba v k -tem viru dohodka povzroči veliko zmanjšanje ali povečanje neenakosti, saj je, za razliko od C_k^A , C_k^B lahko negativen.

Shorrocks (1982, str. 210) poda tudi izračun C_k^A in C_k^B za varianco in kvadrat koeficienta variacije. Pogledali si bomo izračun obeh prispevkov le za polovico kvadrata koeficienta variacije, saj so si formule med seboj zelo podobne in se razlikujejo le v imenovalcu.

$$(53) \quad C_k^A = \frac{\sigma_k^2}{2\mu^2}$$

$$(54) \quad C_k^B = \frac{\sigma_k^2 + 2\text{cov}(x, y - x)}{2\mu^2}$$

3 PODATKI IN METODOLOGIJA

Za prikaz dekompozicije mer neenakosti sem uporabil podatke o dohodkih gospodinjstev, ki so bili zbrani v okviru Ankete o porabi gospodinjstev (APG) leta 1993. Takrat je bilo v anketo zajetih 3.270 gospodinjstev, kar predstavlja približno 0,5 % slovenskih gospodinjstev. Stanovnik in Stropnik (1996, str. 5) pravita, da primerjava podatkov z ostalimi viri kaže na zadovoljivo kakovost ankete.

Enota opazovanja je vsako po načrtu izbrano samsko ali veččlansko gospodinjstvo, ki je po definiciji Zavoda za statistiko vsaka družinska ali druga skupnost oseb, ki skupaj stanuje in skupaj troši svoje dohodke za kritje življenjskih potreb, ne glede na to, ali vsi člani stalno živijo v kraju, v katerem je gospodinjstvo. Podatki o dohodkih se nanašajo na razpoložljiva denarna sredstva gospodinjstva. Pri tem se ne upošteva denarne protivrednosti lastne proizvodnje, ki jo je gospodinjstvo samo porabilo, ne upošteva se dobrin, ki jih je gospodinjstvo dobilo brezplačno, in raznih ugodnosti, ki jih nudijo delodajalci (Stanovnik, Stropnik 1996, str. 5). Stanovnik in Stropnik (1996) menita, da se s tem verjetno najbolj podcenjuje ekonomski položaj najnižjih dohodkovnih skupin. Razpoložljiva sredstva pa poleg tekočih dohodkov vključujejo tudi prejemke od prodanega premoženja, prejeta posojila in zmanjšanje prihrankov.

Za namene diplomskega dela sem poleg podatkov o razpoložljivih denarnih sredstvih iz različnih virov uporabil še podatke o socioekonomski kategoriji gospodinjstva, ki je služila za prikaz dekompozicije po subpopulacijah. Gospodinjstvo je po tej klasifikaciji lahko: kmečko, mešano ali nekmečko. Kmečko gospodinjstvo ima lastno kmečko gospodarstvo in vsi njegovi

člani delajo na tem gospodarstvu kot kmetje. Nobeden izmed članov te skupnosti ni v delovnem razmerju zunaj tega gospodarstva, ni zasebnik ali podjetnik, ni upokojenec ali druga oseba z lastnimi prejemki. Mešano gospodinjstvo ima prav tako lastno kmečko gospodarstvo, vendar je lahko en ali več članov v delovnem razmerju zaposlenih zunaj tega gospodarstva, so lahko zasebniki ali podjetniki, upokojenci ali druge osebe z lastnimi prejemki. Nekmečko pa je tisto gospodinjstvo, ki nima kmečkega gospodarstva (APG 1993).

Dohodki so lahko iz naslednjih virov:

1. prejemki iz delovnega razmerja, regresi, nadomestila za prevoz, prehrano, nagrade, vrnjena dohodnina;
2. prejemki od občasnega dela;
3. dohodki iz dejavnosti: plača podjetnika, dohodek iz kmetijstva, dohodki samostojnih obrtnikov, odvetnikov ...;
4. starostne, invalidske in družinske pokojnine z dodatki;
5. socialni transferji: prejemki na podlagi socialnega zavarovanja, otroški dodatki, socialne pomoči, invalidnine, štipendije ter nagrade dijakov in študentov;
6. nadomestila za brezposelne;
7. prejemki iz premoženja in premoženjskih pravic: najemnine, nadomestila za nacionalizirano imovino, prejemki na podlagi deležev v kapitalu, povrnjene zavarovalnine;
8. denarna darila in transferji med gospodinjski.

Za vsaj približno smiselnost upravljanja s podatki sem se moral uporabiti tudi ekvivalenčno lestvico. Stanovnik (2001, str. 15) pri svoji analizi uporabi ekvivalenčno lestvico OECD, kjer je prvi odrasli član ponderiran z 1, vsi nadaljnji odrasli člani z 0,7 in otroci, mlajši od 16 let, z 0,5. Pri tem pove, da SURS uporablja modificirano lestvico OECD, ki predvideva znatno večje ekonomije obsega v potrošnji in je primernejša za razvitejše države, kjer so uteži 1, 0,5 in 0,3. Ker sam nisem razpolagal s podatki o starosti članov gospodinjstev, sem glede na izvedene podatke o članih gospodinjstva na podlagi njihovega družbenoekonomskega položaja vse vzdrževane osebe štel kot otroke, mlajše od 16 let, in jim dodelil ponder 0,5, vse ostale člane pa kot odrasle s ponderjema 1 in 0,7. Pri tem je zelo verjetno, da sem s tako opredelitvijo predvidel nekoliko večje ekonomije obsega, kot jih predvideva ekvivalenčna lestvica OECD, in kar znatno manjše od modificirane ekvivalenčne lestvice SURS. Razlog gre iskati v dejstvu, da je med vzdrževanimi osebami verjetno več odraslih, ki so dobili utež 0,5, kot otrok pod 16 let, ki bi sicer dobili 0,5, a imajo zaradi različnih razlogov določene vrste prejemkov in sem jim tako dodelil utež 0,7.

Preden se lotimo same analize podatkov, proučevanja neenakosti in njene dekompozicije, si v Tabeli 1 pogledimo, kako je uporabljena ekvivalenčna lestvica vplivala na nekatere podatke.

Tabela 1: Primerjava nekaterih podatkov pred uporabljenno ekvivalenčno lestvico in po njej, (v SIT)

Min. doh.	0	Min. ekv. doh.	0
Max. doh.	15.278.000	Max. ekv. doh.	4.636.364
Povprečni doh.	1.188.838	Povprečni ekv. doh.	496.383
Mediana	1.053.000	Mediana ekv. doh.	437.036
Povprečno št. članov gosp.	3,3	Povprečni ekv. odrasli gosp.	2,4

Vir: APG, 1993.

Izračuni različnih ekvivalentnih dohodkov in povprečnega števila ekvivalentnih odraslih v Tabeli 1 kažejo na večjo smiselnost teh podatkov. Zato bom v nadaljnji analizi uporabljal izključno podatke o ekvivalentnih dohodkih gospodinjstev. Ker pa je neprestano ponavljanje izraza ekvivalentni dohodek nekoliko duhamorno, ga bom pogosto nadomestil kar z izrazom dohodek gospodinjstva.

4 RAZDELITEV IN DOHODKOVNA NEENAKOST V SLOVENIJI ZA LETO 1993

4.1 VERTIKALNA IN HORIZONTALNA STRUKTURA DOHODKOV

Preden se lotimo same neenakosti in njene dekompozicije, si v Tabelah 2 in 3 pogledjmo sestavo dohodkov slovenskih gospodinjstev v letu 1993. V Tabeli 2 si lahko ogledamo vertikalno strukturo dohodkov in že na tem mestu predpostavimo, kako bodo posamezni viri dohodkov prispevali k celotni neenakosti. Tabela 2 nam pove, kako so bili posamezni dohodkovni viri razdeljeni med posamezne decilne skupine. Izraz decilna skupina se nanaša na skupino desetih odstotkov gospodinjstev, ki jih razvrščamo glede na višino ekvivalentnega dohodka. V prvi decilni skupini imamo torej 327 gospodinjstev z najnižjim dohodkom in analogno je v deseti decilni skupini prav toliko gospodinjstev z najvišjim dohodkom.

Iz Tabele 2 lahko razberemo, da bodo neenakost skoraj zagotovo povečevali prejemki iz delovnega razmerja – x_1 , prejemki od občasnega dela – x_2 , dohodki iz dejavnosti – x_3 , dohodki iz premoženja in premoženjskih pravic – x_7 ter denarna darila in transferji med gospodinjstvi – x_8 , saj je očitno, da dobijo višje decilne skupine znatno večji delež teh dohodkov kot nižje. Socialni transferji – x_5 in nadomestila za brezposelne – x_6 bodo po pričakovanjih verjetno neenakost zmanjševali, saj je opaziti večji delež teh dohodkov pri nižjih decilnih skupinah. Najtežje je oceniti vpliv pokojnin – x_4 na sumarno neenakost, saj so te razdeljene dokaj enakomerno med gospodinjstva. V tej tabeli je še posebno zanimiv zadnji stolpec, ki pove, kolikšnega deleža celotne mase dohodkov je deležna posamezna decilna skupina. Tako lahko vidimo, da 10 % najbogatejših gospodinjstev prejme več kot petino (22,2 %) celotne mase dohodkov. Po drugi strani pa 10 % najrevnejših gospodinjstev razpolaga le s 3,8 % dohodka vseh gospodinjstev. Slednje je mogoče razbrati tudi iz Lorenzovega grafikona na *Sliki 3*.

Tabela 2: Vertikalna struktura dohodkov, (v %)

Decilna skupina	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	Vsi doh. viri
1	2,0	2,9	3,5	6,4	14,8	13,2	5,2	2,0	3,8
2	4,2	3,8	4,2	8,7	10,4	17,1	0,8	2,0	5,6
3	5,8	3,0	4,5	10,1	8,0	10,1	1,4	2,7	6,6
4	7,7	5,1	5,2	8,1	11,4	12,8	1,0	2,2	7,5
5	8,3	7,9	4,9	9,9	9,9	13,3	1,0	3,6	8,4
6	9,4	7,5	5,8	10,7	12,6	9,6	8,1	4,3	9,3
7	11,2	10,1	5,3	11,3	9,3	6,8	11,3	6,4	10,4
8	12,1	11,7	11,7	12,2	8,3	5,7	10,5	13,3	11,9
9	16,0	17,5	14,2	10,8	8,2	9,3	4,7	16,5	14,3
10	23,1	30,6	40,7	11,9	7,1	2,1	56,0	46,9	22,2
Skupaj	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Vir: APG, 1993.

V kolikšni meri bo vsak od posameznih virov dohodka vplival na neenakost, pa ni odvisno le od razporeditve tega dohodka med gospodinjstvi, ampak tudi od deležev teh virov dohodka v celotnem dohodku in po posameznih decilnih skupinah, ki jih lahko razberemo iz Tabele 3.

Tabela 3: Horizontalna struktura dohodkov, (v %)

Decilna skupina	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	Vsi doh. viri
1	30,3	2,1	7,8	41,9	10,6	4,9	0,5	1,8	100
2	42,6	1,8	6,3	38,6	5,0	4,3	0,1	1,2	100
3	48,7	1,2	5,7	37,5	3,2	2,1	0,1	1,4	100
4	57,9	1,9	5,8	26,8	4,1	2,4	0,1	1,0	100
5	56,1	2,6	5,0	29,4	3,2	2,2	0,0	1,5	100
6	57,1	2,2	5,3	28,4	3,7	1,4	0,3	1,6	100
7	60,6	2,6	4,3	26,7	2,4	0,9	0,4	2,1	100
8	57,2	2,7	8,3	25,2	1,9	0,7	0,3	3,8	100
9	63,0	3,4	8,4	18,6	1,6	0,9	0,1	3,9	100
10	58,4	3,8	15,5	13,2	0,9	0,1	1,0	7,2	100
Skupaj	56,2	2,7	8,5	24,7	2,7	1,4	0,4	3,4	100

Vir: APG, 1993.

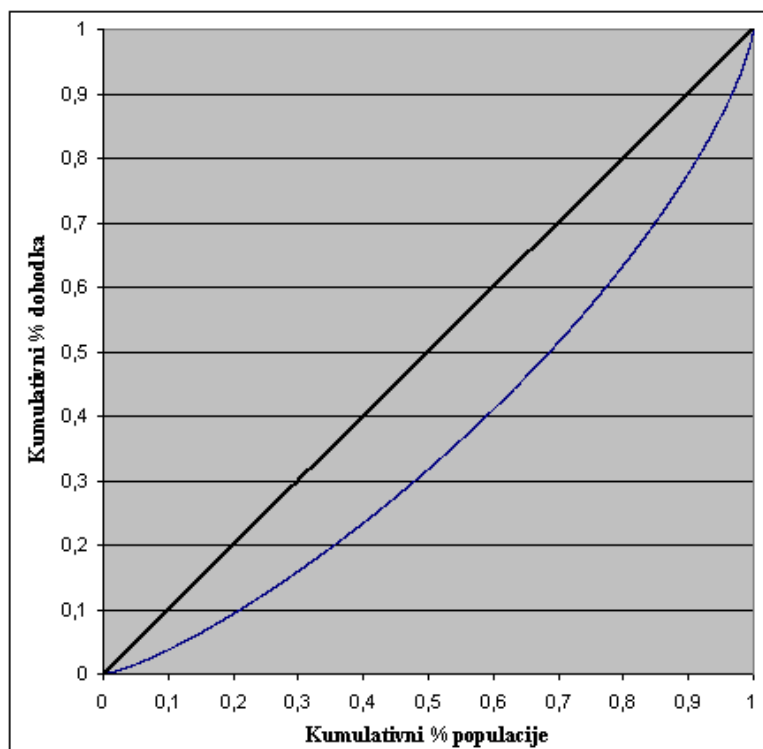
Očitno bodo s svojim deležem na sumarno neenakost najbolj vplivale plače, ki predstavljajo 56 % vseh dohodkov. Prav tako ne gre zanemariti deleža pokojnin, ki jih je za slabo četrtino dohodkov. V tem smislu bo zanimivo videti vpliv pokojnin na neenakost, saj si ga glede na Tabelo 2 nisem upal napovedati. Glede na to, da pomembnost pokojnin z višjimi decilnimi skupinami upada, lahko predpostavimo, da gre upokojeence iskati pretežno v nižjih decilnih skupinah. Enako seveda velja za brezposelne. Morda je iz Tabele 3 zanimiv tudi podatek o padcu pomembnosti prejemkov iz delovnega razmerja v zadnji decilni skupini, predvsem na račun dohodkov iz dejavnosti. Ti imajo zanimivo lastnost, da je njihov delež relativno višji v nižjih decilnih skupinah. Nato se njihov delež zmanjša in spet poveča v višjih decilnih skupinah. Razlog gre iskati v načinu agregiranja podatkov, saj dohodki iz dejavnosti zajemajo

tako dohodke samostojnih podjetnikov in obrtnikov, kot dohodke iz kmetijstva, za katere lahko predpostavljamo, da jih bomo v večjem številu našli v nižjih decilnih skupinah.

4.2 DEKOMPOZICIJA GINIJEVEGA KOEFICIENTA PO DOHODKOVNIH VIRIH

Na *Sliki 3* je Lorenzov grafikon, ki daje določen vpogled v neenakost razdelitve dohodkov slovenskih gospodinjstev v letu 1993. Razmeroma majhna površina med Lorenzovo krivuljo in diagonalo glede na celotno površino pod diagonalo daje vtis na ne preveliko neenakost.

Slika 3: Lorenzova krivulja dohodkov slovenskih gospodinjstev za leto 1993



Vir: APG, 1993.

Natančneje zavzema površina 26,92 % polovice kvadrata, kar analogno pomeni, da je Ginijev koeficient enak 0,2692⁶. Na splošno velja, da vrednost Ginijevega koeficienta med 0,2 in 0,35 kaže na razmeroma nizko neenakost razdelitve dohodka. Ker Ginijev koeficient po Pyatt (1976, str. 243–244) temelji na primerjavi posameznikovega dohodka (y_i) z vsemi ostalimi dohodki v razdelitvi (y_j) (enačba 55), rezultat intuitivno pomeni, da je povprečno pričakovana razlika med dvema naključno izbranimi posameznikoma 53,84 % ($2 \times$ Ginijev koeficient) povprečnega dohodka.

⁶ Ginijev koeficient je po Stanovniku (2001) z istimi podatki in ekvivalenčno lestvico OECD enak 0,2716, kar kaže, da nekoliko prirejena ekvivalenčna lestvica tega diplomskega dela ni povzročila večje razlike v izračunanem agregatnem Ginijevem koeficientu.

$$(55) \quad G = \frac{\frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|}{2\mu}$$

Tabela 4 kaže »doprinos« posameznih virov dohodka k sumarni neenakosti, ki so podane z Ginijevim koeficientom na osnovi *enačb (11) ali (13)*. V prvem stolpcu so izračunani koncentracijski koeficienti z *enačbo (6)*. Koncentracijski koeficienti dajejo prvi vpogled na vpliv posameznega dohodkovnega vira na razdelitev dohodka. Stanovnik (2001, str. 23) ločuje absolutne in relativne izenačevalce dohodka. Koncentracijski koeficienti dohodkovnih virov, ki imajo vlogo absolutnih izenačevalcev, imajo negativni predznak. Za take dohodkovne vire je značilno, da jih revnejši dobijo več v absolutnem smislu in bodo zmanjševali vrednost Ginijevega koeficienta. V našem primeru so to po pričakovanjih socialni transferji in nadomestila za brezposelnost. Koncentracijski koeficienti relativnih izenačevalcev dohodka so sicer pozitivni, vendar manjši od sumarnega Ginijevega koeficienta. Tako vlogo ima le pokojnina z dodatki, ki predstavlja relativno višji delež dohodka revnejših gospodinjstev kot premožnejših gospodinjstev. Situacijo dobro pojasni Tabela 2, kjer si prvi trije decilni razredi lastijo 16 % celotne mase dohodkov in kar 25,2 % mase pokojnin. Kot bomo spoznali v nadaljevanju, nam bodo pokojnine kot relativni izenačevalec dohodka preprosto merilo ali dekompozicija vsaj približno realno prikaže doprinos posameznega dohodkovnega vira k neenakosti.

Tabela 4: Dekompozicija Ginijevega koeficienta po dohodkovnih virih

Dohodek	Koncentracijski koeficient	Ginijev koeficient	R	ϕ	Doprinos h Giniju	% doprinos h Giniju
x_1	0,3211	0,5146	0,6240	0,5621	0,1805	67,05
x_2	0,4149	0,9407	0,4411	0,0274	0,0114	4,23
x_3	0,4577	0,9217	0,4966	0,0846	0,0387	14,38
x_4	0,0859	0,7004	0,1226	0,2470	0,0212	7,88
x_5	-0,0851	0,8910	-0,0955	0,0270	-0,0023	-0,85
x_6	-0,2036	0,9407	-0,2164	0,0140	-0,0028	-1,04
x_7	0,5763	0,9898	0,5822	0,0039	0,0022	0,82
x_8	0,5964	0,9648	0,6182	0,0340	0,0203	7,54
Skupaj	0,2692	0,2692		1	0,2692	100

Vir: APG, 1993; lastni izračuni.

V drugem stolpcu Tabele 4 so, izračunani Ginijevi koeficienti posameznih dohodkovnih virov. Hitro lahko opazimo, da med sumarnim Ginijevim koeficientom in Ginijevimi koeficienti faktorskih dohodkov ni nobene povezave, saj slednji v glavnem kažejo ogromno neenakost razdelitve (predvsem na račun gospodinjstev, ki ne prejemajo določene vrste faktorskega dohodka). Šele ko v celotno sliko vnesemo koeficient R , opisan z *enačbo (14)*, faktorski Giniji dobijo nek smisel. Kot omenjeno nam R pove, kako je rang faktorskega dohodka koreliran z monotono naraščajočim rangom na podlagi celotnega dohodka gospodinjstev. Relativno visoka pozitivna vrednost R za prejemke iz delovnega razmerja, prejemke od občasnega dela, dohodkov iz dejavnosti, premoženja in premoženjskih pravic ter

daril in transferjev med gospodinjstvi kaže na pričakovan relativno višji prispevek k neenakosti teh vrst dohodkov. Relativno majhna negativna vrednost R socialnih transferjev pa daje slutiti, da ti ne bodo imeli velikega vpliva na zmanjševanje neenakosti.

Grška črka ϕ v skladu z *enačbo (12)* ponazarja deleže virov dohodka v celotnem dohodku. Končno si lahko v petem stolpcu ogledamo Ginijev koeficient, razstavljen na doprinose vseh osmih dohodkovnih virov. Izračunane vrednosti dobimo z vstavljanjem ustreznih parametrov v *enačbi (11)* ali *(13)*. Vsota doprinosov nam da vrednost sumarnega Ginijevega koeficienta. Po pričakovanjih k neenakosti največ prispevajo prejemki iz delovnega razmerja, in sicer kar 67,05 %. Razloga ne gre toliko iskati v visokem koncentracijskem koeficientu, saj imajo štirje viri višje, kot v pomembnosti plač v celotni masi dohodkov. Pokojnine z dodatki, po drugi strani kljub relativno visokemu deležu 24,7 %, prispevajo le 7,88 % k celotni neenakosti, kar je posledica nizkega koncentracijskega koeficienta pokojnin. Enak pomen kot pokojnine bi glede na Tabelo 4 lahko imela denarna darila in transferji med gospodinjstvi, saj je delež njihovega doprinosa k agregatni neenakosti približno enak pokojninam z občutno nižjim deležem v celotnem dohodku. Pomen socialnih transferjev in nadomestil za brezposelne je po tej metodi z vidika zmanjševanja Ginijevega koeficienta skoraj zanemarljiv.

Tabela 5 se ukvarja z razdelitvijo doprinosov posameznih dohodkovnih virov k sumarnemu Ginijevemu koeficientu, ki jo omenja Rao in je razložena z *enačbo (15)*. Prikaže vrednosti dveh vplivov, s katerima faktorski dohodek vpliva na neenakost.

Tabela 5: Dva vpliva faktorskih dohodkov na neenakost

Dohodek	f	ϕG	ϕGf	$\phi G - \phi Gf$
x_1	0,3760	0,2893	0,1088	0,1805
x_2	0,5589	0,0258	0,0144	0,0114
x_3	0,5034	0,0780	0,0393	0,0387
x_4	0,8774	0,1730	0,1518	0,0212
x_5	1,0955	0,0241	0,0264	-0,0023
x_6	1,2164	0,0132	0,0160	-0,0028
x_7	0,4178	0,0038	0,0016	0,0022
x_8	0,3818	0,0328	0,0125	0,0203

Vir: APG, 1993; lastni izračuni.

Prvi vpliv si lahko ogledamo v drugem stolpcu in kaže na največji možni doprinos dohodka k neenakosti ter je definiran s faktorskim Ginijevim koeficientom in deležem dohodka v celotni masi dohodkov. Drugi vpliv je zmanjšanje doprinosa dohodka k neenakosti, ker ta oziroma njegov rang ni v popolni korelaciji z rangom celotnega dohodka gospodinjstva. Pri socialnih transferjih in nadomestilih za brezposelne je po pričakovanjih ta vpliv večji kot prvi, iz česar sledi, da oba zmanjšujeta neenakost. Pomen parametra f je precej podrobno opisan že v teoretični razlagi, vendar lahko razlaga s podatki dodatno izostri sliko. Pokojnine imajo s svojim velikim deležem in notranjo neenakostjo velike možnosti, da občutno doprinesejo h Ginijevemu koeficientu, saj znaša ta potencialni doprinos kar 0,173 Ginijevih točk, ki pa ga

nato skoraj popolnoma izniči njihova razporejenost. Lepšega primera, kot so pokojnine, si skoraj ne bi mogli želeli, da pokažemo upravičenost Podderjeve kritike omenjenega pristopa prispevkov k neenakosti.

Tabela 6 na osnovi *enačb (17) in (18)* veliko bolje kot odstotni prispevek h Ginijevemu koeficientu v Tabeli 4 opiše, kako posamezni faktorski dohodki vplivajo na neenakost. Pove nam recimo, da bi 100 % povečanje prejemkov iz delovnega razmerja (ob predpostavki enakega koncentracijskega koeficienta faktorskega dohodka, kar pomeni proporcionalno povečanje tega faktorskega dohodka vsakemu posamezniku) povečalo sumarni Ginijev koeficient za 0,0292, oziroma za 10,85 %. Glede na ogromen delež tega vira dohodka (56,2 %) to niti ne pomeni tako velikega povečanja neenakosti, če vemo, da bi 100 % povečanje denarnih daril in transferjev (3,4 % delež), povečalo Ginijev koeficient kar za 4,12 %. Kar verjetno najbolj zbode v oči v Tabeli 6, pa je, da dobijo zdaj poleg socialnih transferjev in nadomestil za brezposelne tudi pokojnine negativen predznak. To pomeni, da bi povečanje pokojnin zmanjšalo Ginijev koeficient. Po rezultatih sodeč ta sprememba nikakor ne bi bila zanemarljiva, saj bi 100 % povečanje pokojnin zmanjšalo Ginija kar za 16,83 %. To dokazuje, da relativni izenačevalci dohodka resnično zmanjšujejo neenakost in ne povečujejo, kakor bi morda napačno zaključili na podlagi rezultatov za pokojnine iz Tabele 4. V prid uporabe te metode govori tudi dejstvo, da je vsota elastičnosti enaka 0 (Stanovnik, Stropnik, 1996, str. 13). Se pravi, da naj bi proporcionalno povečanje vseh dohodkovnih virov ob enaki koncentraciji ne spremenilo neenakosti. Primerjava dohodkov iz dejavnosti ter denarnih daril in transferjev med gospodinjstvi pokaže, da razporeditev slednjih kljub znatno manjšemu deležu še zdaleč ni manj pomembna od prvih, kakor bi to morda zaključili na podlagi rezultatov Tabele 4, saj se elastičnosti med njima, če upoštevamo deleže v dohodku, niti ne razlikujeta toliko.

Tabela 6: Elastičnost Ginijevega koeficienta na spremembe v višini komponent dohodka

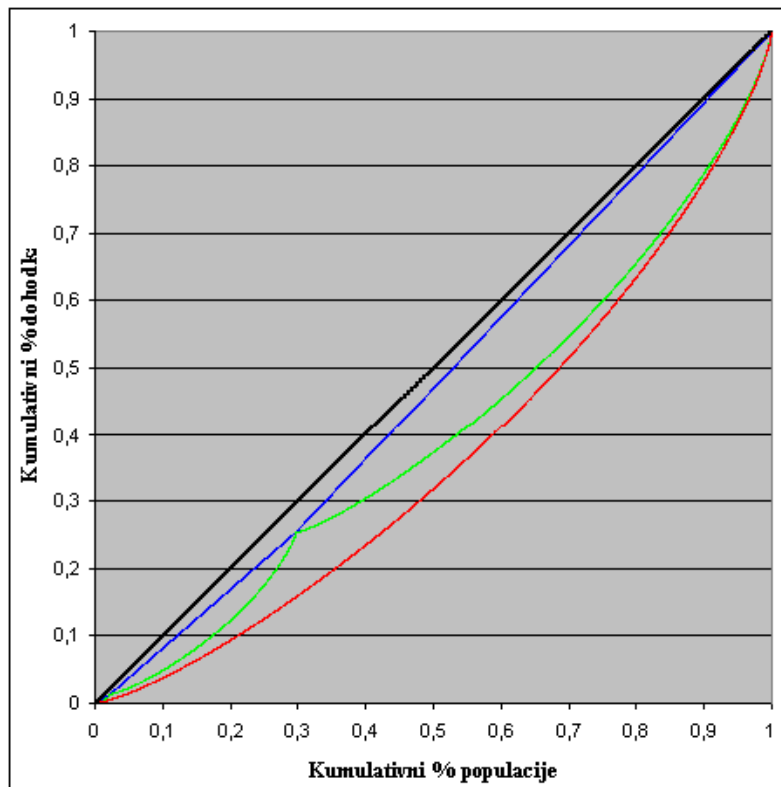
Dohodek	$C_k - G$	$\phi(C_k - G)$	η
x_1	0,0519	0,0292	0,1085
x_2	0,1457	0,0040	0,0149
x_3	0,1885	0,0159	0,0591
x_4	-0,1833	-0,0453	-0,1683
x_5	-0,3543	-0,0096	-0,0357
x_6	-0,4728	-0,0066	-0,0245
x_7	0,3071	0,0012	0,0045
x_8	0,3272	0,0111	0,0412

Vir: APG, 1993; lastni izračuni.

4.3 DEKOMPOZICIJA GINIJEVEGA KOEFICIENTA NA PODLAGI SOCIO-EKONOMSKE KATEGORIJE GOSPODINJSTVA

Pri dekompoziciji Ginijevega koeficienta po subpopulacijah sem si pomagal s podatki o socioekonomski kategoriji gospodinjstev, ki so lahko kmečka, mešana ali nekmečka. Na *Sliki 4* je na podlagi podatkov za Slovenijo najprej prikazana grafična dekompozicija Ginijevega koeficienta, kot je opisana s *Sliko 2*.

Slika 4: Grafična dekompozicija Ginijevega koeficienta po socioekonomskih kategorijah



Vir: APG, 1993.

Čeprav se zdi, da sta na *Sliki 4*, grafično razstavljena le prispevka dveh skupin, temu dejansko ni tako, saj se prispevka prve skupine (kmečko prebivalstvo) zaradi premajhnega deleža enot (v Tabeli 7 lahko vidimo, da je čistega kmečkega prebivalstva le dobra 2 % celotne populacije) ne vidi. *Slika 4* je zato zgolj opisne narave, vendar pa lahko grafična dekompozicija služi kot dober pripomoček za lažje predstavljanje doprinosov h Ginijevemu koeficientu iz posameznih elementov *enačbe (19)*.

Veliko več o dejanskem stanju pove Tabela 7, katere osnova so *enačbe (19)*, *(20)* in *(21)*. Skupine so razvrščene glede na višino povprečnega dohodka. Delež kmečkega prebivalstva je zanemarljiv. Njihov delež v dohodkih pa je zaradi najnižjega povprečnega dohodka še toliko manjši. Občutno več je mešanih gospodinjstev (27,4 %), ki si lastijo skoraj četrtno mase dohodkov. Torej je njihov povprečni dohodek še vedno pod skupnim povprečjem. Pravladujejo nekmečka gospodinjstva (70,3 %) s tremi četrtinami celotnega dohodka.

Neenakost razdelitve znotraj posameznih skupin je največja pri kmečkem prebivalstvu in sicer 34 Ginijevih točk. Vendar pa je doprinos te socioekonomske kategorije zaradi nizkega populacijskega in dohodkovnega deleža zanemarljiv. Skupaj prispevajo skupine zaradi neenakosti znotraj njih 15,35 Ginijevih točk, kar je 57 %. Od tega daleč največji delež k skupnemu Ginijevemu koeficientu doda nekmečko prebivalstvo, čeprav je neenakost te skupine najmanjša od treh.

Tabela 7: »Klasična« dekompozicija Ginijevega koeficienta po subpopulacijah

	Populacijski delež - p_k	Dohodkovni delež - s_k	Povprečni dohodek - μ_k	Povprečni rang - F_k	Gini G_{wk}	Doprinos h Giniju	% doprinos h Giniju
Kmečka gosp.	0,0223	0,0136	303039,5	0,0113	0,3401	0,0001	0,04
Mešana gosp.	0,2743	0,2401	434374,7	0,1596	0,2726	0,0180	6,69
Nekmečka gosp.	0,7034	0,7463	526695,2	0,6485	0,2580	0,1354	50,30
Skupaj	1	1	496383,2	0,5002	0,2692	0,1535	57,02
G_b						0,0446	16,57
G_w						0,1535	57,02
Prekrivanje - L						0,0711	26,41
Skupaj						0,2692	100

Vir: APG, 1993.

Neenakost med skupinami predstavlja 16,57 % skupnega Ginijevega koeficienta oziroma 4,46 Ginijevih točk. Težko je kaj reči o velikosti te komponente. Na prvi pogled se zdi prispevek majhen, še posebno, če vemo, da je nepojasneni delež Ginijevega koeficienta zaradi prekrivanja 26,41 %. Po drugi strani pa iz teorije vemo, da je G_b , izračunan po tej metodi, zgornja meja, ki jo prispevek zaradi neenakosti med skupinami sploh lahko doseže. Zato je najbolje, da si pogledamo še rezultate, ki nam jih podaja Yitzhakijeva metoda po enačbi (25).

Iz Tabele 8 izgine nepojasneni del Ginijevega koeficienta, ki je posledica prekrivanj med skupinami. Kot smo napovedali, je prispevek h Ginijevemu koeficientu zaradi neenakosti med skupinami manjši, in to za kar 11,27 odstotnih točk, tako da znaša po novem le 5,13 % Ginijevega koeficienta. Ta padec je posledica velikega prekrivanja med skupinami. Milanović in Yitzhaki (2002, str. 161) trdita, da bi se lahko razmerje G_{b2}/G_{b1} uporabilo kot indeks, ki bi kazal izgubo medskupinske neenakosti zaradi prekrivanja med skupinami. V našem primeru znaša ta indeks 0,309, kar kaže na skoraj 70 % izgubo medskupinskega Ginijevega koeficienta zaradi prekrivanja.

V petem stolpcu Tabele 8 se pojavi nov parameter O_k , ki mu velja posvetiti nekoliko več pozornosti. Ob razlagi enačbe (24) smo omenili, da na O_k vpliva prekrivanje skupine k z vsako drugo skupino in s samo seboj. Natančneje je O_k tehtana vsota omenjenih prekrivanj, kjer je utež delež skupine v populaciji. Zapišemo lahko:

$$(56) \quad O_k = \sum_{i=1}^m p_i O_{ik} = p_k + \sum_{i \neq k}^m p_j O_{ik}$$

Po Milanović, Yitzhaki (2002, str. 160–161) O_{ik} meri, kako skupina k prekriva neko drugo skupino i . To je pomembno, saj O_{ik} ni enak O_{ki} , se pravi, da prekrivanje prve skupine z drugo ni enako prekrivanju druge skupine s prvo. Kadar se skupine ne prekrivajo, je O_{ik} enak 0. Takrat imamo opraviti s spodnjo mejo O_k , ki je enaka deležu skupine v celotni populaciji. O_{ik} je navzgor omejen z 2 in je enak 2, kadar imajo vse opazovane enote skupine i povprečno vrednost dohodka skupine k . Iz *enačbe (56)* zato sledi, da O_k ne more doseči vrednosti 2, ki je največja vrednost prekrivanja ene skupine z drugo.

Tabela 8: Dekompozicija Ginijevega koeficienta po subpopulacijah na natančno dva dela

	Dohodkovni delež - s_k	Povprečni dohodek μ_k	Povprečni rang F_k	Gini G_{wk}	Prekrivanje O_k	Doprinos h Giniju	% doprinos h Giniju
Kmečka gosp.	0,0136	303039,5	0,0113	0,3401	1,0557	0,0049	1,82
Mešana gosp.	0,2401	434374,7	0,1596	0,2726	1,0381	0,0679	25,22
Nekmečka gosp.	0,7463	526695,2	0,6485	0,2580	0,9484	0,1826	67,83
Skupaj	1	496383,2	0,5002	0,2692		0,2554	94,87
G_b						0,0138	5,13
G_w						0,2554	94,87
Skupaj						0,2692	100

Vir: APG, 1993.

Ker pri tej metodi prekrivanje L iz Tabele 7 izgine in se zmanjša medskupinski Ginijev koeficient, se lahko povečajo samo doprinosi k neenakosti zaradi neenakosti znotraj skupin. Rezultati so v tem primeru bolj logični. Poglejmo si skupino kmečkega prebivalstva. Ta k sumarnemu Ginijevemu koeficientu zdaj prispeva 1,8 % delež, kar je smiselno glede na 1,4 % delež prebivalstva in največjo neenakost znotraj skupine 34 Ginijevih točk. Podobno si lahko razlagamo rezultate za mešana in nekmečka gospodinjstva. Daleč največji delež neenakosti lahko po tej metodi prisodimo neenakosti zaradi razlik znotraj skupin, saj skupaj dosežejo skoraj 95 %.

4.4 DEKOMPOZICIJA MER SPLOŠNE ENTROPIJE

V tem poglavju v skladu s predstavljeno teorijo na komponente razstavljam mere neenakosti iz družine mer splošne entropije. Ker sta dve od omenjenih mer logaritemski, naj najprej omenim, da med dohodki gospodinjstev ni negativnih dohodkov. Eno gospodinjstvo sicer prejema 0 enot dohodka, vendar v takem primeru ne naredimo velike napake, če predpostavimo dohodek v višini najmanjše denarne enote enega tolarja.

Tabela 9: Neenakost, izmerjena s tremi predstavniki mer splošne entropije

MLD	0,1267
Theil	0,1281
HSCV	0,1613

Vir: APG, 1993.

V Tabeli 9 imamo izračunano neenakost enake distribucije dohodkov s tremi različnimi merami splošne entropije. Čeprav se rezultati povečujejo s parametrom α , ki je uporabljen pri njihovi izpeljavi iz *enačbe* (30), bi to ob drugačni distribuciji lahko tudi ne bilo tako. Dalje bi morda laično pričakovali, da bodo, ker mere splošne entropije nimajo zgornje meje,⁷ izračuni neenakosti enake distribucije, izraženi s temi merami, višji od Ginijevega koeficienta. Vidimo, da temu ni tako, saj so vsi rezultati za razpoložljiva sredstva slovenskih gospodinjstev manjši od Ginijevega koeficienta. Ko že govorim o višini rezultatov, naj omenim, da se pri izračunu MLD in Theilovega indeksa, ki sta logaritemski funkciji, lahko uporabljajo navadni ali naravni logaritmi. V literaturi se v enaki meri uporabljata oba načina, pri čemer moramo vedeti, da daje uporaba navadnih logaritmov nižje rezultate. Slednje je pripomoglo k odločitvi, da za svoje izračune uporabim naravne logaritme. Ni torej pomembno kakšni logaritmi se uporabljajo, pomembneje je, da smo pri uporabi stalni in pri morebitni primerjavi z drugimi viri pozorni na način izračunavanja neenakosti.

4.4.1 Dekompozicija mer splošne entropije po subpopulacijah

V Tabelah 10, 11 in 12 imamo po skupinah razstavljene obravnavane tri mere neenakosti splošne entropije. V prvem stolpcu je podana utež, ki je v skladu z *enačbami* (33), (34) in (35) pomembna za izračun dela neenakosti kot posledica razlik znotraj skupin. Ta stolpec je še posebno zanimiv v Tabeli 12, kjer je vsota uteži več kot ena. To smo sicer pričakovali, saj je bilo že pri razlagi *enačbe* (32) omenjeno, da je vsota uteži približno ena in ne natančno ena.. Vsota uteži bi bila enaka ena za vse α le pod pogojem, da bi bila delež skupine v celotni populaciji in delež dohodka, ki ga ta subpopulacija prejema, enaka. Ker to ni običajno, je vsota uteži ena le, kadar sta meri neenakosti MLD in Theilov indeks. Za vse α , manjše od 0 in večje od 1 je vsota uteži večja od ena in se z oddaljevanjem α od teh dveh vrednosti še povečuje, na intervalu α med 0 in 1 pa je vsota manjša od ena.

Tabela 10: MLD dekompozicija po subpopulacijah

$\alpha = 0$	Populacijski delež - p_k	MLD _{kw}	Doprinos k MLD	% doprinos k MLD
Kmečka gosp.	0,0223	0,1879	0,0042	3,31
Mešana gosp.	0,2743	0,1368	0,0375	29,60
Nekmečka gosp.	0,7034	0,1125	0,0791	62,43
Skupaj	1	0,1267	0,1208	95,34
G_b			0,0059	4,66
G_w			0,1208	95,34
Skupaj			0,1267	100

Vir: APG, 1993; lastni izračuni.

⁷ Natančneje je zgornja meja za Theilov indeks $\ln(n)$ in za HSCV $(n-1)/2$.

V drugem stolpcu so izračunane neenakosti znotraj posameznih skupin v skladu z uporabljenim mero neenakosti. V vseh primerih je, kot pri Ginijevemu koeficientu, najvišja izmerjena neenakost pri kmečkem prebivalstvu, nekoliko nižja pri mešanem in najnižja pri nekmečkem prebivalstvu. Primerjava med posameznimi merami kaže za kmečko in nekmečko prebivalstvo enak vrstni red izmerjenih neenakosti kot pri sumarnih neenakostih, medtem ko za mešana gospodinjstva MLD (0,1368) izmeri višjo neenakost kot Theilov indeks (0,1306).

Tabela 11: Dekompozicija Theilovega indeksa po subpopulacijah

$\alpha = 1$	Dohodkovni delež - s_k	T_{kw}	Doprinos k Theilu	% doprinos h Theilu
Kmečka gosp.	0,0136	0,1913	0,0026	2,03
Mešana gosp.	0,2401	0,1306	0,0314	24,51
Nekmečka gosp.	0,7463	0,1187	0,0886	69,16
Skupaj	1	0,1281	0,1226	95,71
G_b			0,0055	4,29
G_w			0,1226	95,71
Skupaj			0,1281	100

Vir: APG, 1993; lastni izračuni.

Tabela 12: Dekompozicija polovice kvadrata koeficienta variacije po subpopulacijah

$\alpha = 2$	$\frac{s_k^2}{p_k}$	HSCV _{kw}	Doprinos k HSCV	% doprinos k HSCV
Kmečka gosp.	0,0083	0,2270	0,0019	1,18
Mešana gosp.	0,2101	0,1670	0,0351	21,76
Nekmečka gosp.	0,7919	0,1506	0,1193	73,96
Skupaj	1,0103	0,1613	0,1562	96,84
G_b			0,0051	3,16
G_w			0,1562	96,84
Skupaj			0,1613	100

Vir: APG, 1993; lastni izračuni.

V tretjem in četrtem stolpcu imamo absolutne in relativne doprinose k meri neenakosti. Primerjava s Tabelama 7 in 8 kaže, da so rezultati, ki jih daje Yitzhakijeva metoda dekompozicije Ginijevega koeficienta, primerljivi z dekompozicijo mer splošne entropije po subpopulacijah. Opazimo lahko, da z višjo α neenakost zaradi razlik med skupinami upada tako relativno kot absolutno. Morda lahko to razložimo z vsoto uteži v prvem stolpcu, saj daje slutiti, da α , ki so manjše od nič in večje od ena, precenjujejo vpliv neenakosti zaradi razlik znotraj skupin na račun neenakosti med skupinami. Vse mere splošne entropije izmerijo manjši vpliv zaradi razlik med skupinami kot Ginijev koeficient, kar nakazuje na relativno nepomembnost tega dela neenakosti med slovenskimi gospodinjstvi v letu 1993. Ginijevemu koeficientu, podanemu v Tabeli 8, se najbolj približa MLD s 4,66 %. Pri prispevkih k neenakosti zaradi razlik znotraj skupin lahko opazimo, da se doprinos skupine z nižjim

povprečnim dohodkom (kmečka gospodinjstva) z večanjem α zmanjšuje, medtem ko se doprinos skupine z višjim povprečnim dohodkom relativno povečuje. To je v skladu s trditvijo, da z izbiro nižjih α večjo težo dodelimo populaciji z nižjimi dohodki in obratno, z izbiro višjih α večjo težo populaciji na zgornjem koncu distribucije. Po relativnih doprinosih zaradi razlik sta si še najbolj podobna Theilov indeks in Ginijev koeficient, saj razlika nikoli ne preseže 1,5 odstotne točke. Rezultat nas ne bi smel presenetiti, če vemo, da dajeta obe meri neenakosti največjo težo dohodkom na sredini distribucije.

4.4.2 »Naravna« in Shorrocksova dekompozicija mer splošne entropije

V Tabeli 13 lahko primerjamo rezultate, ki jih da dekompozicija mer splošne entropije po dohodkovnih virih v skladu z *enačbami* (44), (45), (46) in (47). Izkaže se, da so rezultati za Ginijev koeficient popolnoma enaki tistim iz Tabele 4, kjer je uporabljena dekompozicija po Rau, in da gre v bistvu za isto razčlenitev. Dodatno je treba opozoriti na nekoliko manjša MLD in Theilov indeks. Podatke za ti dve meri neenakosti je bilo treba namreč nekoliko spremeniti, saj nobeno gospodinjstvo ne prejema dohodkov prav od vseh virov. Kar pomeni precej postavk dohodka v višini 0, to pa oteži delo z logaritmi. Zato sem spet vse take dohodke postavil na višino najmanjše denarne enote, kar je povzročilo zmanjšanje obeh mer neenakosti, ki je bilo razumljivo nekoliko večje pri MLD, vendar še vedno relativno majhno.

Tabela 13: Shorrocksova »naravna« dekompozicija mer neenakosti

Dohodek	MLD	%	Theil	%	HSCV	%	Gini	%
x_1	0,0238	18,87	0,0887	69,26	0,0875	54,23	0,1805	67,05
x_2	0,0031	2,49	0,0074	5,76	0,0076	4,69	0,0114	4,23
x_3	0,0019	1,5	0,0326	25,5	0,0381	23,61	0,0387	14,38
x_4	0,0722	57,23	-0,0126	-9,85	0,0063	3,88	0,0212	7,88
x_5	0,0169	13,39	-0,0054	-4,19	-0,0011	-0,66	-0,0023	-0,85
x_6	0,0099	7,81	-0,0040	-3,09	-0,0013	-0,78	-0,0028	-1,04
x_7	0,0004	0,3	0,0016	1,26	0,0015	0,93	0,0022	0,82
x_8	-0,0020	-1,59	0,0197	15,35	0,0227	14,1	0,0203	7,54
Skupaj	0,1262	100	0,1280	100	0,1613	100	0,2692	100

Vir: APG, 1993; lastni izračuni.

Ko primerjamo mere splošne entropije z že znanimi rezultati za Ginijev koeficient, je najprej jasno, da razstavitev MLD po dohodkovnih virih v našem primeru ne daje smiselnih rezultatov. Socialni transferji in nadomestila za brezposelne, sicer oba absolutna izenačevalca dohodka, morata kot taka nujno zmanjševati sumarno neenakost, česar se pri dekompoziciji MLD ne vidi. Pokojnine, kot relativni izenačevalec dohodka, prispevajo k neenakosti občutno preveč, medtem ko prejemki iz delovnega razmerja, ki predstavljajo glavnino dohodka, relativno malo prispevajo k neenakosti. Theilov indeks in HSCV po drugi strani dajeta Ginijevemu koeficientu primerljive rezultate. Morda so od vseh postavk najbolj zanimive pokojnine z dodatki pri Theilovem indeksu. Vse ostale mere neenakosti namreč pokojnine obravnavajo kot dohodek, ki pozitivno prispeva k neenakosti. Podderjeva dekompozicija

Ginijevega koeficienta po *enačbi (17)* in *(18)* pa nam je pokazala, da pokojnine v resnici delujejo izenačujoče, torej zmanjšujejo neenakost. Theilov indeks je v našem primeru edina mera, ki pri »naravni« dekompoziciji s prispevki dohodkovnih virov k neenakosti kaže negativni prispevek pokojnin k neenakosti. Dalje bi se lahko vprašali o učinkovitosti socialnih transferjev in nadomestil za brezposelne, če bi ti ob približno skupnem 4 % deležu zmanjševali neenakost le za slaba 2 %, kot bi to lahko razbrali iz dekompozicije Ginijevega koeficienta in HSCV. Vidimo, da Theilov indeks kaže na -7,28 % doprinos k sumarni neenakosti iz teh dveh virov. Nadaljnja Shorrocksova alternativna dekompozicija razmere dodatno osvetli in nas opozori, da moramo biti pri interpretaciji absolutnih in relativnih prispevkov izredno previdni.

Tabela 14 podaja rezultate alternativno predlagane Shorrocksove dekompozicije. V prvem stolpcu imamo izračunane vrednosti C_k^A z *enačbo (53)*, za katere vemo, da kažejo neenakost v primeru, da je vir k edini vir neenakosti, vsi drugi pa so razdeljeni enakomerno. Shorrock (1982) pravi, da če je vrednost C_k^A take hipotetične razdelitve visoka, potem faktor k pomembno prispeva k neenakosti. C_k^A lahko interpretiramo kot čisti doprinos vira dohodka k , ki ne upošteva nikakršnih interakcijskih vplivov distribucije factorskega dohodka z distribucijo sumarnega dohodka. Faktorski dohodek ima lahko velik C_k^A bodisi zaradi svojega velikega deleža v celotnem dohodku bodisi zaradi velike neenakosti razdelitve tega dohodka ali zaradi obojega. V tem ima podobno funkcijo kot drugi stolpec Tabele 5.

Tabela 14: Shorrocksova dekompozicija HSCV

Dohodek	C^A	C^B	S
x_1	0,1494	0,0256	0,0875
x_2	0,0093	0,0058	0,0076
x_3	0,0543	0,0219	0,0381
x_4	0,0662	-0,0537	0,0063
x_5	0,0035	-0,0057	-0,0011
x_6	0,0015	-0,004	-0,0013
x_7	0,0007	0,0023	0,0015
x_8	0,0271	0,0184	0,0227

Vir: APG, 1993; lastni izračuni.

Vidimo lahko, da večina virov izmeri zanemarljivo C_k^A , kar je v veliki meri posledica predvsem nizkega deleža vira v celotni masi dohodkov in enakomerne razdelitve vseh drugih dohodkov. Vseeno lahko zaključimo na primer, da razmeroma podoben C_k^A za dohodke iz dejavnosti (0,0543) in pokojnin (0,0662) pomeni veliko bolj neenakomerno razporeditev prvih, saj zajemajo dohodki iz dejavnosti komaj dobro tretjino pokojnin. Dalje lahko predpostavimo bolj neenako razporeditev prejemkov iz občasnega dela od socialnih transferjev, saj imajo ob enakem deležu v celotnem dohodku prejemki iz občasnega dela višji C_k^A (0,0093 : 0,0035). Ob proučevanju zgolj najpomembnejšega vira dohodka prejemkov iz delovnega razmerja lahko opazimo, da C_k^A (0,1494), ob vseh ostalih enakomerno razdeljenih dohodkih, skoraj doseže sumarni HSCV (0,1613) iz Tabele 13. Pri tem je težko reči, v

kolikšni meri je to posledica velikega deleža prejemkov iz delovnega razmerja v celotnem dohodku in koliko res neenaki razdelitvi tega vira dohodka. Vsekakor pa drži, da prejemki iz delovnega razmerja pomembno prispevajo k sumarni neenakosti. Vprašanje pa je, zakaj potem pokojnine, ki imajo drugi največji C_k^A , predstavljajo le slabe 4 % sumarne neenakosti. Odgovor, ki postavlja še več vprašanj, najdemo v drugem stolpcu Tabele 14. Tu imamo opravka z drugo komponento Shorrocksove razčlenitve C_k^B , ki, kot nam je znano, pove, za koliko bi se zmanjšala sumarna neenakost, če bi bil vir k enakomerno razdeljen med prejemnike dohodkov, dohodki vseh ostalih virov pa ostanejo enaki. Ta parameter pri svoji velikosti upošteva tudi distribucijo vira k , glede na vse druge faktorske dohodke. Rezultati, ki jih daje C_k^B , so še posebno zanimivi. Opazimo lahko negativno predznačenost pokojnin, socialnih transferjev in nadomestil za brezposelne, kar nam pove, da bi se neenakost ob njihovi enakomerni razdelitvi povečala. Rezultat je morda spet nekoliko presenetljiv v primeru pokojnin. Iz Tabele 4 nam je namreč poznano, da je njihov R nekoliko pozitiven, kar pomeni, da bogatejši tega dohodka še vedno dobijo absolutno več kot revni. Pričakovali bi, da bo, čeprav pokojnine zmanjšujejo sumarno neenakost, še enakomernejša razdelitev pokojnin dodatno zmanjšala sumarno neenakost, vendar temu ni tako. Pokojnine so tipičen primer, kjer sta C_k^A in C_k^B (v absolutnem smislu) visoka, ki po Shorrocksu (1982) pomenita velik prispevek tega vira dohodka k neenakosti. Trditev potrjuje tudi Podderjeva razčlenitev v Tabeli 6. Tabela 13 daje v tem smislu nekoliko drugačne rezultate, saj bi lahko na njeni podlagi zaključili, da pokojnine relativno na njihov delež v dohodku zanemarljivo malo prispevajo k neenakosti (3,88 %). Shorrocks (1982, str. 210) v svoji publikaciji sam opozori na dejstvo, da je za večino mer neenakosti med absolutnimi prispevki faktorskih dohodkov in parametroma C_k^A in C_k^B , težko odkriti kakšno povezavo, ki pa očitno obstaja. Dalje lahko opazimo, da bi enakomerna razdelitev prejemkov iz delovnega razmerja, ki predstavljajo pretežni del dohodka relativno malo (0,0256) zmanjšala neenakost v primerjavi z dohodki iz dejavnosti (0,0219) ali denarnimi darili in transferji med gospodinjstvi (0,0184), ki predstavljajo majhen delež dohodka. Z vsemi temi primerjavami želim pokazati, da C_k^B sam po sebi zelo veliko pove o doprinosu posameznega faktorskega dohodka k neenakosti.

5 SKLEP

Če razmere na področju uporabe mer neenakosti vzamemo kot nekakšen boj med Ginijevim koeficientom in v našem primeru kar razširjenimi merami splošne entropije, lahko z gotovostjo trdim, da prvemu še zdaleč niso potekle zadnje ure in da bo verjetno ostal na prestolu mer neenakosti. V preteklosti se je namreč množično iskalo mere, ki bi bolje kot Ginijev koeficient razlagale stanje na področju neenakosti. Veljalo je nekakšno prepričanje, da je Ginijev koeficient, mera za širše množice in da poznavalci pri dekompoziciji neenakosti raje uporabljajo MLD, Theilov indeks ali morda katero drugo mero neenakosti, ki v tem diplomskem delu ni obravnavana. Velikokrat je bil argument na njihovi strani predvsem nerazstavljivost Ginijevega koeficienta po subpopulacijah. Zelo zaželeno je, da je mera

neenakosti hkrati razstavljiva po subpopulacijah in po dohodkovnih virih. V praksi pogosto nimamo opravka le s populacijo in nekaj njenimi sestavnimi deli, ampak lahko te podskupine delimo naprej ali pa nas zanima dohodkovna dekompozicija posameznih skupin. Tako bi lahko recimo kmečko prebivalstvo naprej razdelili na gospodinjstva, kjer so nosilci moški in ženske. Ali pa bi za mešana gospodinjstva ugotavljali prispevek k neenakosti iz prejemkov iz delovnega razmerja, dohodkov iz dejavnosti in podobno. Kot vemo, je bil do nedavnega to pri Ginijevem koeficientu problem. Morda sta zaradi potrebe po spreminjanju negativnih in ničelnih dohodkov Theil in MLD v tem smislu postali manj privlačni meri. Tudi to, da ima Ginijev koeficient zgornjo mejo, mu lahko štejemmo za prednost in ne slabost, čeprav se zdi argument o neobstoju zgornjih mej pri merah neenakosti trden. Daleč največja prednost, ki jo imajo mere splošne entropije pred Ginijevim koeficientom, je parameter α , s katerim lahko uporabnik določa, kateremu sloju ali skupini v distribuciji bo dal »prednost«.

Stroka ni enotna pri vprašanju, katera dekompozicija Ginijevega koeficienta je boljša: »klasična« ali Yitzhakijeva. Zagovorniki prve kot argument za njeno uporabo navajajo predvsem mogoče različne interpretacije spreminjanja velikosti parametra L v *enačbi (19)* ter možno grafično dekompozicijo z Lorenzovim grafikonom. Po drugi strani pa lahko predstavniki druge metode oporekajo z možno večstopenjsko dekompozicijo in primerljivostjo z merami splošne entropije. Tako je odločitev o uporabi pravega načina dekompozicije prepuščena uporabniku in njegovemu namenu.

Če se ustavimo še pri rezultatih, ki jih daje dekompozicija mer neenakosti, potem pri dekompoziciji po subpopulacijah stvar ne seže dlje, kakor da se odločimo, katero mero bomo uporabili. Pri tem se zdi, da dajeta Theilov indeks in Ginijev koeficient najbolj podobne rezultate, kar ni pretirano presenetljivo, saj oba največjo težo pripisujeta enotam na sredini distribucije. MLD bi recimo uporabili, kadar bi stvari hoteli prikazati nekoliko bolje, kot bi to dosegli z Ginijevim koeficientom. Čeprav se HSCV navadno ne uporablja pri dekompoziciji po skupinah, bi bila čisto upravičena izbira, kadar bi morda želeli pokazati nekoliko večjo neenakost, kot bi to lahko naredili s katero drugo mero. V tem smislu so mere splošne entropije zelo uporabne, saj jih lahko nekoliko prikrojimo glede na to, kaj želimo povedati.

Nekoliko bolj zapletena je situacija pri dekompoziciji po dohodkovnih virih. Tu imamo poleg različnih vrst mer na izbiro tudi več različnih pristopov k interpretaciji prispevkov k neenakosti. Najprej je tu model, ki ga je za Ginijev koeficient izpeljal Rao, za vse ostale mere pa dopolnil Shorrocks. Ta pristop je precej preprost, logičen in lahko rečemo povsem pravilen, le da nas rezultati kaj hitro lahko zavedejo in pripeljejo do napačnih zaključkov. V tabeli 13 lahko vidimo, kako ista metoda z različnimi merami neenakosti lahko pripelje do precej različnih rezultatov (in nesmiselnih v primeru MLD). Zato obstaja kar nekaj instrumentov, s katerimi lahko preprečimo, da bi se to zgodilo. Izjemno pomembno je, da faktorskih prispevkov nikoli ne interpretiramo brez poznavanja njihovega deleža v celotnem dohodku. Pri Ginijevem koeficientu je Podderjev pristop, kjer se faktorjev vpliv na neenakost meri s spremembo Ginijevega koeficienta ob sprembi tega faktorja s stalnim koncentracijskim

koeficientom tisti, ki lahko občutno pripomore k pravilnemu razumevanju doprinosov posameznih faktorskih dohodkov k neenakosti. Poleg tega zaradi svoje interpretacije v vsi to statiko vnaša občutek dinamike. Pri Shorrocksovi dekompoziciji na C_k^A in C_k^B je drugi del tisti, ki nekoliko več pove o dohodkovnem viru in bi moral biti deležen nekoliko večje pozornosti. Ne preseneti nas namreč preveč, če prejemki iz delovnega razmerja, ki imajo ogromen delež v dohodku, potem pokažejo tudi velik doprinos k neenakosti. Bolj nas zanima, kaj se dogaja recimo s pokojninami, ki so velik del dohodka, pa po nekaterih rezultatih zanemarljivo prispevajo k neenakosti. Ali pa denarna darila in transferji med gospodinjstvi, ki z vidika neenakosti nikakor niso nepomembni, kot bi to lahko mislili na podlagi njihovega deleža. V tem smislu je pomembna tudi korelacija posameznega dohodkovnega vira s celotno distribucijo, kar nam posredno kažejo koncentracijski koeficienti.

Z vsem tem sem hotel povedati, da bi bilo treba pri proučevanju neenakosti, če je mogoče, uporabiti kar največ različnih kazalcev, da si s tem ustvarimo najbolj jasno sliko. Če bi torej po vsem tem dobil nalogo, da moram iz Tabele 13 izbrati eno samo mero, ki po mojem mnenju, neodvisnemu opazovalcu najboljše pove o doprinosih posameznih dohodkovnih virov k neenakosti, bi si izbral Theilov indeks. Vendar bi ta izbira v veliki meri slonela na pomoči drugih metod dekompozicije, ki smo jih spoznali v tem diplomskem delu.

LITERATURA

1. Borooah Vani, McKee Patricia: How Much Did Working Wives Contribute to Changes in Income Inequality between Couples in the UK?. *Fiscal Studies*, London: Institute for Fiscal Studies, 17(1996), 1, str. 59–78.
2. Chatterjee Srikanta, Podder Nripesh: Economic Inequality in Colour: Some Ethnic Dimensions of Income Distribution in New Zealand 1984–98. Massey University. [URL: <http://econ.massey.ac.nz/Publications/discuss/dp02-06.pdf>], 3. 3. 2003.
3. Clark Tom, Taylor Jayne: Income Inequality: A Tale of Two Cycles?. *Fiscal Studies*, London: Institute for Fiscal Studies, 20(1999), no. 4, str. 387–408.
4. Collier Irwin: Notes on the Theil Index of Inequality. [URL: <http://www.wiwiss.fu-berlin.de/w3/w3collie/SOCPOLY/TEACHING/Intro/Intro99/Theil.PDF>], 4. 3. 2003.
5. Cowell F. A.: Measuring Inequality. Oxford: Philip Allan, 1977. 193 str.
6. Cowell F. A.: Measurement of Inequality. London: Sticerd , 1998. XII, 95 str.
7. Countryman Galen J.: The Effect of Unemployment Insurance Benefits on Income Inequality in the Canadian Provinces. *Canadian Public Policy*, Calgary: University of Calgary, 25(1999), 4, str. 539–556.
8. Garner Thesia I., Terrell Kathrine: A Gini Decomposition Analysis of Inequality in the Czech and Slovak Republics During the Transition. *Economics of Transition*, London: European Bank for Reconstruction and Development, 6(1998), str. 23–64.
9. Lambert Peter J., Aronson Richard: Inequality Decomposition Analysis and the Gini Coefficient Revisited. *The Economic Journal*, London: Royal Economic Society, 103(1993), 420, str. 1221–1227.
10. Litchfield Julie A.: Inequality: Methods and Tools. World Bank. [URL: <http://www.worldbank.org/poverty/inequal/methods/litchfie.pdf>], 3. 3. 2003.
11. Milanovic Branko: A New Polarization Measure and Some Applications. World Bank. [URL: <http://www.worldbank.org/research/inequality/Gini,%20polarization/polariz.pdf>], 3. 3. 2003.

12. Milanovic Branko, Shlomo Yitzhaki: Decomposing World Income Distribution: Does the World Have a Middle Class. *Review of Income and Wealth*, New York: The International Association for Research in Income and Wealth, 48(2002), 2, str.155–178.
13. Oxley Howard et al.: Income Distribution and Poverty in 13 OECD Countries. *OECD Economic Studies*, Paris: OECD, 1997, 29, str. 55–94.
14. Podder Nripesh: The Disaggregation of the Gini Coefficient by Factor Components and its Application to Australia. *Review of Income and Wealth*, New York: The International Association for Research in Income and Wealth, 39(1993), 1, str. 51–61.
15. Pyatt Graham: On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients. *The Economic Journal*, London: Royal Economic Society, 86(1976), 342, str. 242–255.
16. Pyatt Graham, Chen Chau-nan, Fei John: The Distribution of Income by Factor Components. *The Quarterly Journal of Economics*, Cambridge: Harvard University's Department of Economics, 95(1980), 3, str. 451–73.
17. Rao V. M.: Two Decompositions of Concentration Ratio. *Journal of the Royal Statistical Society*, London: Royal Statistical Society, 132(1969), str. 418–425.
18. Shorrocks A. F.: Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, Cambridge: The Economic Society, 50(1982), str. 193–211.
19. Stanovnik Tine, Stropnik Nada: Dohodki in dohodkovna neenakost v Sloveniji in drugih državah na prehodu. Ljubljana: IB revija, 1996, 3–4, str. 3–23.
20. Stanovnik Tine: Dohodki, dohodkovna neenakost in trg dela v Sloveniji: pred tranzicijo in tranzicija. Ljubljana: IB revija, 2001, 1, str. 3–28.

VIRI

1. Metodološko gradivo: Anketa o porabi gospodinjstev. Ljubljana: Zavod RS za Statistiko, 1993, 4, 87 str.

PRILOGA 1: Razlaga simbolov

a_i – utež pri naravni dekompoziciji, ki je odvisna od izbire mere neenakosti

B – površina pod Lorenzovo krivuljo v Lorenzovem grafikonu

$C(x/y)$, C_k – koncentracijski koeficient faktorskega dohodka (x_k), pri čemer so enote rangirane po celotnem dohodku (y)

C_k^A , C_k^B – Shorrocksova alternativna prispevka k neenakosti

e – vektor enic

$f_k - (1 - R_k)$

$F_w(y)$ – rang, ki ga pripišemo enoti populacije glede na višino prejetega dohodka ($F_w(y) = 1/n \dots 1$)

$F_{kw}(y)$ – rang enote v skupini k , ki ga dobi glede na razvrstitev v celotni populaciji

$F_k(y)$ – rang enote subpopulacije glede na višino njegovega dohodka znotraj skupine

$\overline{F}_k(y)$ – povprečni rang skupine, kjer je vsaka enota v skupini deležna povprečnega dohodka skupine

$\overline{F}_{kw}(y)$ – povprečni rang skupine, kjer vsaka enota prispeva rang glede na njeno razvrščenost v celotni populaciji

G , $G(y)$ – sumarni Ginijev koeficient

G_b – Ginijev koeficient kot posledica neenakosti med skupinami

G_k – Ginijev koeficient k -tega vira dohodka

G_w – Ginijev koeficient kot posledica neenakosti znotraj skupin

$GE(\alpha)$ – družina mer neenakosti splošne entropije

$h(p_i)$ – vrednost informacije nastopa dogodka p_i ($i = 1 \dots n$)

$HSCV$ – mera neenakosti, $GE(2)$, polovica kvadrata koeficienta variacije

I – indeks neenakosti

L – del sumarne neenakosti Ginijevega koeficienta zaradi prekrivanja med skupinami

MLD – mera neenakosti, $GE(0)$, povprečje logaritmov odklonov

n – število enot v populaciji

O_{ik} – prekrivanje skupine i s skupino k

O_k – prekrivanje skupine k z vsako drugo skupino in s samo seboj

P_i – verjetnost nastopa dogodka i

p_k – delež enot populacije v skupini k glede na celotno populacijo

$r(y)$ – rang, dodeljen enoti populacije glede na višino dohodka ($r = 1 \dots n$)

$\overline{r}$ – povprečni rang $(n + 1)/2$

R_k – koeficient korelacije rangov posameznikov, razvrščenih po sumarnem dohodku y in faktorskem dohodku x_k

s_i – delež dohodka posameznika i v celotnem dohodku y

s_k – delež dohodka k -te skupine v celotnem dohodku y

s_k^* – relativni prispevek faktorskega dohodka x_k k celotnemu dohodku y

S_k – absolutni prispevek vira dohodka x_k k sumarni neenakosti

T – mera neenakosti, $GE(1)$, Theilov indeks

x_{ik} – dohodek i -te enote populacije iz naslova k -tega faktorskega dohodka ($k = 1 \dots m$)

x_k – sumarni faktorski dohodek

y_i – dohodek i -te enote populacije ($i = 1 \dots n$)

y – sumarni dohodek

α – parameter, ki meram splošne entropije dodeli izbran koncept razdalje

η_k – elastičnost Ginijevega koeficienta na spremembo deleža vira dohodka x_k v sumarnem dohodku y

μ – povprečni dohodek populacije

μ_k – povprečni dohodek subpopulacije ali povprečni faktorski dohodek ($k = 1 \dots m$)

π_i – delež faktorskega dohodka i -te enote populacije v sumarnem faktorskem dohodku

Φ_k – delež k -tega vira dohodka v celotnem dohodku

σ^2 – mera neenakosti – varianca

PRILOGA 2: Dokaz, da velja enakost med enačbama (5) in (6)

$$\begin{aligned}
 & 1 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \pi_i (1 + 2(n-i)) = \\
 & = \frac{n - \sum_{i=1}^n \pi_i - 2n \sum_{i=1}^n \pi_i + 2 \sum_{i=1}^n \pi_i i}{n} = \\
 & = \frac{-n - 1 + 2 \sum_{i=1}^n \pi_i i}{n} = \\
 & = \frac{2 \sum_{i=1}^n \pi_i \left(i - \frac{n}{2} - \frac{1}{2} \right)}{n} = \\
 & = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n \pi_i \left(i - \left(\frac{n+1}{2} \right) \right) = \\
 & = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n \pi_i (r(y) - \bar{r}(y)) = \\
 & = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n (\pi_i - \bar{\pi}_i) (r(y) - \bar{r}(y)) = \\
 & = 2 \operatorname{cov}(\pi_i, r(y))
 \end{aligned}$$

PRILOGA 3: Izpeljava Podderjeve dekompozicije Ginijevega koeficienta

Ker nas po predpostavki zanima, za koliko se spremeni G , če se spremeni vir k , torej μ_k glede na μ ob konstantnem C_k , iščemo odvod sestavljene funkcije, predstavljene z obrazcem

$G = \sum_{k=1}^m \frac{\mu_k}{\mu} C_k$, po spremenljivki μ_k , kjer je $G = f(\mu_k, \mu)$ in $\mu = f(\mu_k)$. Potem je:

$$(1) \quad \frac{dG}{d\mu_k} = \frac{\partial G}{\partial \mu_k} \frac{d\mu_k}{d\mu_k} + \frac{\partial G}{\partial \mu} \frac{d\mu}{d\mu_k} = \frac{\partial G}{\partial \mu_k} + \frac{\partial G}{\partial \mu} \frac{d\mu}{d\mu_k}$$

Odvodi so:

$$(2) \quad \begin{aligned} \frac{\partial G}{\partial \mu_k} &= \frac{1}{\mu} C_k; \\ \frac{\partial G}{\partial \mu} &= -\sum_{k=1}^m \frac{\mu_k}{\mu^2} C_k = -\frac{1}{\mu} G \\ \frac{d\mu}{d\mu_k} &= 1, \text{ saj je } \mu = \sum \mu_k \end{aligned}$$

Vstavimo (2) v (1) in dobimo:

$$(3) \quad \frac{dG}{d\mu_k} = \frac{1}{\mu} (C_k - G)$$

naprej lahko zapišemo:

$$(4) \quad \eta_k = \frac{\mu_k}{G} \frac{dG}{d\mu_k} = \frac{1}{G} \left[\frac{\mu_k}{\mu} (C_k - G) \right]$$

kjer (4) pove, za koliko odstotkov bi se spremenil G , če bi se spremenil delež dohodka k v skupnem dohodku ob stalnem C_k in (5)

$$(5) \quad \mu_k \frac{dG}{d\mu_k} = \frac{\mu_k}{\mu} (C_k - G)$$

pove, za koliko bi se spremenil G , če bi se spremenil delež dohodka k v skupnem dohodku ob stalnem C_k .

PRILOGA 4: Izpeljava Theilovega indeksa in MLD

1. Izpeljava Theilovega indeksa s teorijo informacij:

$$\begin{aligned} T &= \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} h\left(\frac{1}{n}\right) - \sum_{i=1}^n s_i h(s_i) = \\ &= \sum_{i=1}^n s_i \left(h\left(\frac{1}{n}\right) - h(s_i) \right) = \\ &= \sum_{i=1}^n s_i \left(\log s_i - \log\left(\frac{1}{n}\right) \right) = \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{n\mu} \log \frac{y_i n}{n\mu} = \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\mu} \log \frac{y_i}{\mu} \end{aligned}$$

2. Izpeljava MLD z l'Hospitalovim pravilom:

$$\begin{aligned} MLD &= \lim_{\alpha \rightarrow 0} \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right] = \\ &= \lim_{\alpha \rightarrow 0} \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{d}{d\alpha} \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha}{2\alpha - 1} = \\ &= \lim_{\alpha \rightarrow 0} \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log\left(\frac{y_i}{\mu}\right) \times \left(\frac{y_i}{\mu}\right)^\alpha}{2\alpha - 1} = \\ &= -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log\left(\frac{y_i}{\mu}\right) = \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log\left(\frac{\mu}{y_i}\right) \end{aligned}$$