UNIVERZA V LJUBLJANI

EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO

ANALIZA MER DOHODKOVNE NEENAKOSTI

Ljubljana, november 2004 JANJA ŠUŠTERŠIČ

IZJAVA

Študentka JANJA ŠUŠTERŠIČ izjavljam, da sem avtorica tega diplomskega dela, ki sem ga napisala pod mentorstvom prof. dr. MITJE ČOKA in dovolim objavo diplomskega dela na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne _______________ Podpis: ___________________________

KAZALO

1. UVOD

Corrado Gini (1912)[1] ter Hugh Dalton (1920)[2] sta bila med prvimi, ki so se lotili raziskovanja problema neenakosti razdelitve dohodka in vpeljali svoj kazalec dohodkovne neenakosti. Uporaba le teh se je v zadnjem času zelo povečala, saj se je v mnogih industrializiranih državah po daljšem obdobju stabilnosti poslabšalo stanje v razdelitvi dohodka, kar pomeni, da se je povečala neenakost. Povečanje je bilo kljub hitremu napredku še posebej očitno v 80-ih in 90-ih letih. Ljudje po svetu se vse bolj zavedamo razlik v življenjskem standardu različnih ekonomskih, socialnih, etičnih in nacionalnih skupin ter jih jemljemo kot nepravične in nesprejemljive. Dohodek nam predstavlja neke vrste sinonim za blaginjo, ta pa je pomemben kazalec uspešnosti neke družbe. S povečanjem neenakosti v razdelitvi dohodka se spremeni stanje blaginje v neki družbi, in to ne na bolje. To je za marsikoga zaskrbljujoče in lahko ustvarja intenzivne družbenopolitične pritiske, saj povečana dohodkovna neenakost ni povezana zgolj z našimi osebnimi negativnimi predstavami, ampak tudi s pomembnimi družbenoekonomskimi pojavi kot so gospodarska rast, tehnični napredek, revščina, globalizacija. Vse to so razlogi za povečanje akademskega zanimanja za razdelitev in prerazdelitev dohodka. Poleg tega se je v zadnjem času povečala tudi razpoložljivost statističnih podatkov, kar je povzročilo pravo poplavo raziskav na to temo.

Vsem študijam dohodkovne neenakosti sta skupni dve vprašanji. Prvo se nanaša na opredelitev dohodka in neenakosti, torej kako je definiran proučevani dohodek ter kaj točno si predstavljamo pod pojmom neenakost. Drugo vprašanje je povezano z merjenjem, in sicer kako dohodek meriti ter katero mero neenakosti izbrati. Predvsem bi morali biti pozorni, ali so odgovori na zgornja vprašanja jasni. Zakaj? Ne želimo, da prihaja do dvoumnih sodb o neenakosti. Nekatere študije namreč prikazujejo povečano dohodkovno neenakost v svetu, druge nasprotno menijo, da le ta upada. Kateri oziroma komu verjeti? Za neskladja v rezultatih ter nasprotujoča si mnenja je največkrat kriva ravno uporaba neenakih konceptov, različnih virov podatkov ter analitičnih metod.

Moj namen v tem diplomskem delu je bolj podrobno predstaviti značilnosti najbolj pogosto uporabljenih načinov računanja in prikazovanja dohodkovne neenakosti ter razjasniti razlike med njimi, ki dostikrat vplivajo na končni rezultat in sodbo o neenakosti. Diplomska naloga je strukturirana na naslednji način. Uvodnemu delu sledi poglavje, kjer pojasnjujem osnovne pojme kot so dohodek, neenakost, razdelitev dohodka in dohodkovna neenakost. Pojasnim tudi, kako se dohodkovna neenakost razlikuje od revščine ter kaj ima skupnega z blaginjo posameznika. Tretje poglavje je najobsežnejše in vsebuje grafične prikaze dohodkovne neenakosti ter podrobnejši opis mer z izpeljavami ter obrazci za izračun. Najprej so predstavljene klasične statistične mere neenakosti, sledijo jim mere splošne entropije ter mere, ki temeljijo na funkciji družbene blaginje. Te, z razliko od ostalih, omogočajo bolj normativen

[1] Gini C.: Variabilitá e Concentrazione. 1912. Reprinted in Memorie di metodologia statistica. Rome: Libreria Eredi Virgilio Veschi, 1955.

[2] Dalton H.: The Measurement of Inequality of Incomes. The Economic Journal, London, 30(1920), 119, str. 348-361.

pristop k merjenju dohodkovne neenakosti. Na koncu tretjega poglavja je opisana tudi alternativna metoda razvrščanja distribucij, metoda stohastične dominance. S slednjo zaključujem teoretičen del diplomske naloge ter začnem z empiričnim delom. V četrtem poglavju tako v skladu s predstavljeno teorijo preverjam ali držijo vse opisane predpostavke v zvezi z značilnostmi mer. Pri tem uporabim podatke, ki se nanašajo na bruto plače posameznikov v Sloveniji v letih 1997 ter 2000. Poudarjam, da moj namen v tem delu ni ugotavljanje realne dohodkovne neenakosti v obeh letih, niti ne raziskovanje vzrokov le te, temveč zgolj dokazovanje trditev iz prejšnjih poglavij. V zadnjem, petem poglavju, je diplomsko delo sklenjeno in ponovljene so najpomembnejše ugotovitve.

2. DOHODKOVNA NEENAKOST

2.1. RAZDELITEV DOHODKA IN DOHODKOVNA NEENAKOST

Fenomen povečevanja dohodkovne neenakosti naj bi se prvič pojavil v anglosaških deželah v času po industrijski revoluciji, danes pa se z njim sooča večina industrializiranih držav. Zanimanje zanj v svetu narašča, kar se kaže tudi v obsegu literature na temo dohodkovne neenakosti v svetu (Checchi, 2001, str. 10). Ker sem se odločila za širše obravnavanje načinov merjenja dohodkovne neenakosti, bi rada na začetku pojasnila nekatera osnovna vprašanja in pojme, ki se konstantno pojavljajo pri študijah dohodkovne neenakosti in nam služijo kot uvod za razumevanje samega fenomena: kaj sploh je neenakost, neenakost česa nas zanima, kako jo merimo, kako se lotimo pomembnih primerjav v času in prostoru. V poglavju, ki sledi, pa naštejem tudi nekaj teoretičnih možnosti za zmanjševanje neenakosti.

2.1.1. Neenakost

Pojem neenakost ima več pomenov, vsekakor pa ga največkrat povezujemo z vrsto socialnih in ekonomskih problemov kot so revščina, neenakopravnost in nepravičnost, saj ima očiten socialen prizvok. Lahko predstavlja razliko v velikosti, položaju, statusu, priložnosti, moči, premoženju, razredu in še čem.

Profesorja Rein in Miller (Cowell, 2000, str. 2-3) na naslednjih devet načinov razlagata neenakost in opisujeta pristope, kako se lotiti problema in povečati enakost:

- *S stoodstotnostjo:* s popolno horizontalno pravičnostjo – enako obravnavati enake.
- *Z družbenim minimumom:* zagotoviti, da se nihče v družbi ne znajde pod mejo določene minimalne blaginje.
- *Z izenačevanjem življenjskih dohodkov:* osredotočiti se na neenakost prihodnjih pričakovanih dohodkov in ne na trenutni položaj posameznika.
- *Z mobilnostjo:* zmanjšati razlike ter ovire med posameznimi poklici.
- *Z ekonomsko vključenostjo:* zmanjšati oziroma odstraniti občutek družbene izključenosti, ki je posledica razlik v dohodkih in ostalih sredstvih in skladih.

- *Z razdelitvijo dohodka:* povečati delež narodnega dohodka tistih, ki se nahajajo v relativno slabšem položaju (na dnu lestvice dohodkovnih prejemkov, spodnjih deset odstotkov prejemnikov).
- *Z znižanjem zgornje meje dohodka:* omejiti delež relativno privilegirane skupine prebivalstva (na vrhu lestvice dohodkovnih prejemkov, zgornjih deset odstotkov prejemnikov).
- *Z izogibanjem privilegiranju (dajanju posebnih pravic) na podlagi dohodka ali bogastva:* onemogočiti nesorazmerne prednosti pri izobraževanju, politični moči, družbenem sprejetju in podobnem zaradi boljšega položaja na dohodkovni oziroma premoženjski lestvici.
- *Z mednarodno primerjavo:* primerljivi narodi naj se ne bi bistveno razlikovali v neenakosti.

2.1.2. Dohodkovna neenakost: definicija dohodka

V tej nalogi bom pisala o neenakosti osebne razdelitve dohodka. V preteklosti je bila ta tema puščena ob stran in obrobnega pomena. Hugh Dalton (1920) je bil eden prvih, ki je opozoril na pomembnost razdeljevanja dohodka med posamezne člane družbe. V tistem času je bila namreč večina pozornosti klasične politične ekonomije usmerjena v razdelitev dohodka med lastnike produkcijskih faktorjev (delo, kapital, zemlja), kar potrjuje tudi ena glavnih ekonomskih teorij, "Teorija razdelitve" (Atkinson, 1997, str. 297-298). Kasneje se je zanimanje za osebno razdelitev povečalo, saj zaradi poglobljene delitve dela v kapitalistični družbi posamezniki v vse večji meri prejemajo dohodke iz različnih virov. Posledica tega je ne več tako preprosta zveza med funkcionalno in osebno razdelitvijo (Glas, 1978, str. 1-3).

Zakaj je torej osebna razdelitev važna in zakaj se za proučevanje neenakosti uporablja ravno dohodek? Kaže, da ta pomembno določa življenjski standard posameznika in s tem njegov položaj v družbi. Iz podatka o dohodku lahko preko povezave: dohodek − potrošnja − blaginja − sreča, avtomatsko sklepamo o sreči in zadovoljstvu posameznika in predvidevamo, da je njegovo zadovoljstvo večje ob večjem dohodku (Champernowne, Cowell, 1998, str. 5).[3] Če gledamo z vidika splošne blaginje posameznika, bi bila primernejša kazalca premoženje ali življenjski dohodek. Vendar se pri prvem pojavi problem denarnega vrednotenja, saj premoženje, poleg denarja v banki, predstavljajo še vrednostni papirji in nepremičnine ter nekatera sredstva, ki so izključena iz opazovanja (na primer pravica do pokojnine ali višji prihodnji dohodki zaradi višje izobrazbe in izkušenj). Pri življenjskem dohodku pa je potrebno računati pričakovane prihodnje dohodke, ki so lahko zelo spremenljivi in jih je zato težko napovedati (niso predvidljivi). Tako nam preostane razpoložljivi dohodek, ki sicer ni najustreznejše merilo vsesplošne kvalitete življenja ljudi, saj zanemarja pomembne vidike človekove blaginje, a je zaenkrat najpogosteje uporabljen kazalec. Obstajata dva razloga, ki

[3] Vsaka dodatna porabljena enota pomeni povečanje ekonomske blaginje posameznika. Vendar, ker le ta daje prednost zadovoljevanju najnujnejših potreb, vsaka dodatna porabljena enota prispeva vse manj k povečanju blaginje posameznika. Večji je že dosežen obseg porabe, manjši je vpliv povečane porabe na povečanje blaginje.

kažeta v prid uporabi tega kazalca, to sta njegova praktična merljivost ter primerljivost med posamezniki (Cowell, 2000, str. 4-6).

V teoriji, ki se ukvarja z dohodkovno neenakostjo in merjenjem le te, dohodek pogosto ni točno definiran. V tuji literaturi se uporablja splošen izraz *"income"*, ki je glede pomena precej fleksibilen, saj ga lahko enačimo z različnimi viri dohodka. Osnovni vir dohodka posameznika je ponavadi plača ali nadomestilo plače, kateremu so lahko prišteti še prejemki od honorarnega dela, socialnega zavarovanja, premoženja, prejemki iz tujine, prejeta posojila in tako dalje. Pri virih dohodka gospodinjstva pa so osnovni vir dohodka dohodki zaposlenih članov, katerim so, poleg že prej omenjenih dodatnih prejemkov, prišteti še dohodki vzdrževanih članov, to so štipendije in pokojnine ter socialna pomoč (Stanovnik in Stropnik, 1995, str. 196).

Cowell (2000, str. 5) v delu *"Measuring Inequality"* obširno opisuje mere dohodkovne neenakosti, dohodek pa definira kot povečanje razpoložljivih virov v nekem časovnem obdobju. Menim, da se izogiba natančnejši definiciji iz čisto praktičnih razlogov. Tako pušča raziskovalcu proste roke, da uporabi enake postopke merjenja in analiziranja neenakosti tudi pri drugih socialnih kazalcih, ki so merljivi in ekonomsko zanimivi ter se uporabljajo za proučevanje povprečnih življenjskih pogojev prebivalstva. Ti kazalci so na primer: umrljivost dojenčkov in življenjsko pričakovanje ob rojstvu, delež prebivalstva z dostopom do javne infrastrukture, vrednost celotne potrošnje in celotnega razpoložljivega dohodka na osebo (v denarnih enotah), povprečna dnevna poraba hrane[4] na osebo in podobno (Champernowne, Cowell, 1998, str. 23).

Če pobrskamo po empiričnih raziskavah lahko ugotovimo, da se v glavnem v praksi uporabljata dohodek in potrošnja. Razlog za to je večja dostopnost oziroma razpoložljivosti[5] teh statističnih podatkov, ki so pridobljeni iz uradnih dokumentov ali z anketami o dohodkih in porabi gospodinjstev. Ankete so vse bolj popoln vir podatkov, kar pomeni, da dobro pokrivajo svetovno populacijo in imajo tako danes enako pomembno vlogo pri ugotavljanju dohodkovne neenakosti, kot so jo imeli statistični podatki o narodnem dohodku v preteklosti. Vendar pa imajo tudi ti nekatere pomanjkljivosti. Iz uradnih dokumentov lahko črpamo predvsem podatke o dohodkih gospodinjstev in posameznikov pred in po obdavčenju ter podatke o razdelitvi zaslužkov (Champernowne, Cowell, 1998, str. 24; Milanović, 2000, str. 2).

2.1.3. Razdelitev dohodka

Ko govorimo o dohodkovni neenakosti izhajamo iz razdelitve dohodka med člane družbe. Razdelitev je faza reprodukcijskega procesa, v kateri se določijo deleži posameznih

[4] Izmerjena v kalorijah oziroma gramih ogljikovih hidratov, beljakovin, maščob.
[5] Razpoložljivost podatkov se razlikuje od države do države. Večja je v industrializiranih državah kot v državah v razvoju, tam pa so podatki tudi lažje dostopni.

udeležencev tega procesa v skupnem proizvodu. Ti deleži imajo obliko realnih dohodkov in se v naturalnem gospodarstvu oblikujejo s fizično razdelitvijo proizvoda (npr. skupnega pridelka), v denarnem gospodarstvu pa z denarnimi dohodki udeležencev proizvodnega procesa ter s cenami dobrin. Ker dohodek omogoča zadovoljevanje različnih potreb, njegova razdelitev med prejemnike oziroma gospodinjstva neposredno določa njihovo enakost oziroma neenakost. Pri posameznikih govorimo o enakosti, če vsakdo dobi enak denarni znesek, pri gospodinjstvih pa, če je uresničena enakost potrošnje na člana gospodinjstva (Glas, 1978, str. 3; Progar, 1980, str. 8).

Ločimo tri vrste dohodkovne neenakosti:

- neenakost znotraj države (notranja neenakost)
- neenakost med državami (mednarodna neenakost)
- svetovna neenakost

Prva meri razlike v dohodkih posameznikov znotraj neke države. Druga je najpogosteje računana in obravnava svet kot skupino reprezentativnih posameznikov držav ter primerja povprečne dohodke teh držav med sabo (BDP *p.c.*). Zadnja pa obravnava svet kot eno samo veliko državo in poskuša razvrstiti prebivalce od najrevnejšega do najbogatejšega (Bhalla, 2002, str. 336).

Idealno bi bilo, če bi imeli podatke o dohodku vsakega posameznika ali gospodinjstva na svetu, ki bi jih nato primerjali med sabo. Vendar pa so žal takšni podatki v večini držav zaenkrat še nedostopni.[6] Zato se svetovna oziroma globalna neenakost ponavadi računa na podlagi dveh komponent: mednarodne neenakosti, ki primerja povprečne dohodke posameznih držav in notranje neenakosti posamezne države, ki je izražena z Ginijevim koeficientom ali katero drugo mero neenakosti. Po Milanovićevih izračunih naj bi bilo 90% svetovne neenakosti pojasnjene z neenakostjo med državami, preostalih 10% pa z neenakostjo znotraj držav (Melchior, Kjetil, Henrik, 2000, str. 9, 18; Milanović, 2000, str. 4).

2.2. DOHODKOVNA NEENAKOST, REVŠČINA IN BLAGINJA

Znane svetovne organizacije, kot so Združeni narodi (*UNDP-United Nations Development Programme*), Svetovna banka (*WB-World Bank*) in Svetovna trgovinska organizacija (*WTO-World Trade Organisation*), pogosto vključujejo raziskovanje o dohodkovni neenakosti v širšo analizo revščine in ekonomske blaginje. Pa si poglejmo, kakšne so razlike v definicijah posameznih proučevanih pojavov, kljub tesni povezavi med njimi.

Povezava med neenakostjo in revščino je naslednja. Pri danem povprečnem dohodku je delež revnih v populaciji večji ob večji neenakosti razdelitve dohodka. Neenakost je širši pojem kot revščina, saj se nanaša na celotno razdelitev dohodka in daje enak pomen dohodkom v

[6] Podatki so nepopolni predvsem v državah v razvoju, poleg tega ni podatkov za daljša časovna razdobja zaradi majhnega števila opazovanj v daljšem obdobju.

zgornjem in sredinskem delu distribucije, kot tistim na dnu distribucijske lestvice. Nasprotno je revščina povezana le s skupino posameznikov in gospodinjstev z najnižjimi dohodki, torej s tistimi, ki živijo pod določenim pragom revščine. Kot bomo videli pri analizi mer neenakosti, nekatere mere bolj poudarjajo neenakost razdelitve v enih delih distribucije kot v drugih. Torej ne obravnavajo neenakosti enakovredno skozi celotno distribucijo. V nadaljevanju bom to utemeljila tudi z empiričnimi dokazi, in sicer na koncu diplomskega dela.

Neenakost je hkrati ožji pojem kot blaginja. Čeprav obe zajemata celotno distribucijo, je neenakost neodvisna od povprečne vrednosti dohodka ter proučuje zgolj razpršitev dohodkov. Kot bomo videli, je ta neodvisnost od povprečnega dohodka zaželena lastnost mere neenakosti, ki jo nekatere mere imajo, druge pa ne (Litchfield, 1999, str. 1).

Naj omenim še, da se v splošnih razpravah o revščini, neenakosti in globalizaciji pogosto nedosledno uporabljata izraza absolutna in relativna revščina, ki ju je pomembno ločevati. Omenjam ju zato, ker je slednja povezana z dohodkovno neenakostjo. Razlika med njima je naslednja. Pri prvi je kupna moč fiksna, pri drugi pa se spreminja glede na odnos, ki ga ima določena država do relativne revščine. Po definiciji Svetovne Banke govorimo o absolutni revščini, kadar imajo ljudje za življenje dnevno na razpolago manj kot 1$.[7] Takšno merilo pa je po mnenju nekaterih (Ravallion, 2003, str. 3-4) konzervativno in sistematično podcenjuje obseg revščine v srednje bogatih državah, saj pri določanju praga uporablja življenjski standard najrevnejših držav (<1$ *p.c.* dnevno). Zato zagovarjajo uporabo relativnega praga revščine, ki je povezan z dohodkovno neenakostjo znotraj populacije. Znotraj države se arbitrarno določi na osnovi distribucije dohodka in se z njo tudi spreminja. Tako imajo bogatejše države višji prag kot revnejše in ljudje pod pragom revščine v bogati državi imajo večjo kupno moč od tistih, ki se nahajajo pod mejo v neki revni državi (Duncan, 2000, str. 4-5). Za zahodno Evropo je bilo značilno določanje praga, ki je bil proporcionalen povprečnemu dohodku. Takšna metoda kaže povečanje revščine tudi kadar se življenjska raven revnih zvišuje. Zato Ravallion (2003, str. 4) dvomi, da je zgolj relativen položaj posameznika dovolj reprezentativen pokazatelj osebne blaginje, ampak je ta odvisna tudi od absolutne življenjske ravni.

3. PRIKAZ IN MERJENJE DOHODKOVNE NEENAKOSTI

Na splošno lahko rečemo, da za vse države velja neenakost v razdelitvi dohodka, a vendar se nekatere zdijo bolj, druge manj neenake. V tem poglavju bom predstavila teoretične temelje, na podlagi katerih lahko bolj ali manj nedvomno sklepamo o bolj ali manj enaki porazdelitvi dohodkov v eni državi kot v drugi ali o povečani oziroma zmanjšani dohodkovni neenakosti v nekem obdobju v primerjavi z drugim obdobjem.

[7] Absolutni prag revščine je na podlagi aktualne paritete kupne moči dolarja (PPP) preračunan v domače valute.

3.1. METODOLOŠKE OSNOVE MERJENJA

Preden začnem natančneje obravnavati mere neenakosti naj izpostavim nekaj metodoloških vprašanj. Prvo se nanaša na pristop k merjenju ekonomske neenakosti in pomembno odraža dvojnost našega pojmovanja neenakosti. Mere neenakosti lahko v grobem delimo v dve skupini, na pozitivne in normativne. Na eni strani imamo tiste, ki objektivno analizirajo in merijo neenakost, torej opisujejo dejansko stanje problema neenakosti. Sem spadajo statistične mere relativnih sprememb dohodka.[8] Lahko pa neenakost merimo v skladu z nekim normativnim dojemanjem družbene blaginje, tako da nam pri danem celotnem dohodku višja stopnja dohodkovne neenakosti predstavlja manjšo družbeno blaginjo. Pri slednjem pristopu neenakost preneha biti objektivna kategorija in se problem merjenja prepleta s problemom etičnega vrednotenja. Vsak posameznik ima namreč svoje mnenje o pravični razdelitvi dohodka. Zato se pri proučevanju neenakosti omenjena vidika pogosto prepletata oziroma dopolnjujeta. Tudi če neenakost poskušamo jemati objektivno, bo naše zanimanje za njeno merjenje vseeno odražalo nek normativen odnos do nje in si bomo pri ugotavljanju relativnih prednosti različnih objektivnih mer pomagali z normativnim pristopom (Sen, 1985, str. 11-12). V diplomskem delu bom predstavila oba pristopa. Najprej bom opisala objektivne statistične mere in nato še mere, ki temeljijo na funkciji družbene blaginje.

Naslednji metodološki problem se nanaša na razlikovanje in izbiro med kardinalnim in ordinalnim tipom merjenja. Ločimo najstrožji tip merjenja, relativno merjenje, pri katerem je mogoče reči, da je na primer en predmet dvakrat težji od drugega. Manj strogo je intervalno merjenje, o njem pa govorimo, če imajo razlike v rezultatih nek smiseln pomen.[9] Intervalna mera se v teoriji koristnosti imenuje kardinalna mera. Med kardinalno merljive spremenljivke spadata na primer višina in dohodek. Poleg nje med malo manj stroge mere uvrščamo še ordinalno mero, ki omogoča razvrščanje oziroma rangiranje vrednosti. Pri slednji nam sama velikost mere ne pove dosti, važen je le vrstni red, ki nam ga da (Sen, 1985, str. 11-12). Velja, da so vse kardinalne mere tudi ordinalne, obratno pa ne velja.

Če opredelimo mero neenakosti, splošna definicija pravi, da je mera neenakosti sumarna, številčna predstavitev razlik v dohodku med osebami, znotraj določene populacije. To pomeni, da so različne oblike neenakosti predstavljene z enim samim številom oziroma točko na lestvici. Različne mere (I_1, I_2, I_3, I_4) lahko dajo različne ocene o stopnji dohodkovne neenakosti v primeru različnih družbenih stanj (A, B, C, D). Če dve meri razvrstita posamezna stanja v enakem vrstnem redu (I_1= (0,10, 0,25, 0,30, 0,40), I_3= (0,24, 0,60, 0,72, 0,96)), zanju pravimo, da sta ordinalno ekvivalentni. Če pa lahko vektor rezultatov ene mere (I_1), dobimo s pomnožitvijo ($I_1 \times C=I_4$) ali prištevanjem in odštevanjem pozitivne konstante (C) drugi meri (I_4), pravimo, da sta meri kardinalno ekvivalentni (Cowell, 2000, str. 7-10).

[8] Običajne statistične mere vključujejo varianco, koeficient variacije, Ginijev koeficient in druge, katere bom preučila v poglavju *3.3.1.*.

[9] Razlika med 100°C in 90°C je dvakrat večja od razlike med 90°C in 85°C, ne glede na to ali je temperatura izražena v stopinjah Celzija ali Fahrenheita (212 F, 194 F, 185 F). Nasprotno pa so same izmerjene temperature odvisne od uporabljene mere.

Tako objektivne kot normativne mere neenakosti največkrat predpostavljajo strogo merjenje, se pravi relativno mero ali vsaj intervalno (Sen, 1985, str. 7).

3.1.1. Postopek merjenja

Postopek merjenja je sestavljen iz treh korakov. Najprej je potrebno jasno opredeliti osnovno enoto družbe oziroma element populacije, ki je lahko prebivalec-oseba ali družina-gospodinjstvo. V naslednjem koraku natančno določimo posamezne opisne spremenljivke. Nazadnje prikažemo, kako je izbrana spremenljivka porazdeljena med enote populacije (Cowell, 2000, str. 2). V tem diplomskem delu sem izbrala za spremenljivko dohodek ter se osredotočila na njegovo razdelitev med posamezniki.

V zvezi z dohodkom je potrebno omeniti tri pomembne predpostavke. Prvi dve predpostavki sta merljivost ter primerljivost dohodka med osebami in sta med seboj neodvisni.[10] Se pravi, da mora biti višina dohodka oziroma sprememba v višini dohodka izmerljiva in jo lahko izrazimo tudi v obliki odstotka. Poleg tega mora biti dohodek definiran na način, da lahko med sabo primerjamo demografsko različne enote (na primer dohodek samske osebe z dohodkom gospodinjstva). Tretja predpostavka je konstanten obseg celotnega dohodka. Predvidevamo, da obstaja neka fiksna količina dohodka, ki jo je potrebno razdeliti med ljudi, čeprav je jasno, da se dohodek v času spreminja in je malo verjetno, da bo popolnoma enak v dveh različnih obdobjih. Sprememba v obsegu celotnega dohodka pa lahko vpliva tudi na naše stališče o dohodkovni neenakosti v neki družbi (gospodarska rast in neenakost), zato je ta predpostavka še posebej sporna pri teoriji družbene blaginje (Cowell, 2000, str. 5-7).

Razdelitev dohodka lahko predstavimo z grafičnimi in numeričnimi orodji. Cowell (2000, str. 15) jih deli v tri osnovne skupine: diagrami, mere neenakosti ter razvrščanje.

3.2. GRAFIČNI PRIKAZ RAZDELITVE DOHODKA

Podajanje informacij z grafičnimi orodji je še posebej učinkovit način prikazovanja osnovnih idej o neenakosti, saj nam daje podrobnejši vpogled v samo razdelitev dohodka. Med grafična orodja se uvrščajo Jan Pen-ov Sprevod pritlikavcev in velikanov (ang. *Parade of Dwarfs*), za katerega bom v nadaljevanju uporabljala izraz Sprevod, Lorenzova krivulja (ang. *Lorenz Curve*) ter frekvenčna razdelitev (ang. *Frequancy Distribution*). Kot bomo videli, vse statistične mere izhajajo, oziroma jih lahko izpeljemo iz enega od teh orodij. Iz Lorenzovega grafikona dobimo Ginijev koeficient, Robin Hoodov indeks, minimalno večino in koeficient enakih deležev, Sprevod je osnova za razpon in relativni povprečni odklon, z uporabo frekvenčne razdelitve in njene logaritemske različice pa pridemo do variance (ter iz nje

---

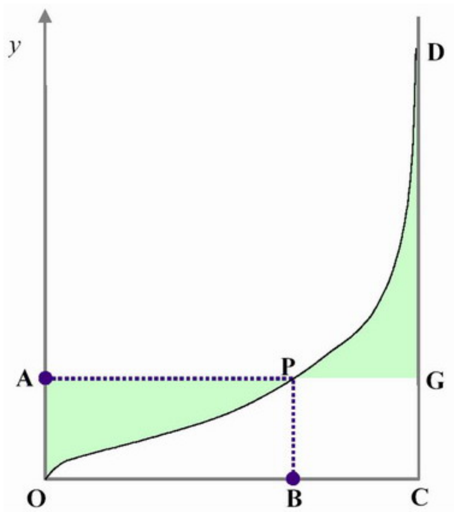
[10] Kazalec blaginje je lahko merljiv a ni primerljiv, in obratno. Prvi primer lahko prikažemo s porabo dveh družin. Porabo vsake družine lahko merimo, a če nimamo podatka o številu članov, ki sestavljajo posamezno družino, ju ne moremo primerjati med seboj. V drugem primeru lahko primerjamo dostop posamezne družine do javnih sredstev (plina in elektrike), a tega ne moremo meriti. Če ima ena družina dostop do obeh, druga pa zgolj do enega, še ne moremo trditi, da je prva premožnejša od druge.

izpeljane logaritemske variance in variance logaritmov dohodkov), koeficienta variacije in Starkovega indeksa.

3.2.1. Sprevod (ang. Parade of Dwarfs)

Jan Pen je kot prispodobo za dohodke, ki jih imajo posamezniki, uporabil njihovo telesno višino ter s tem preprosto in domiselno ponazoril splošen statistični koncept verjetnostne porazdelitve. Ideja je prikazana v *Sliki 1*.

Slika 1: Sprevod



Vir: Cowell, 2000, str. 17.

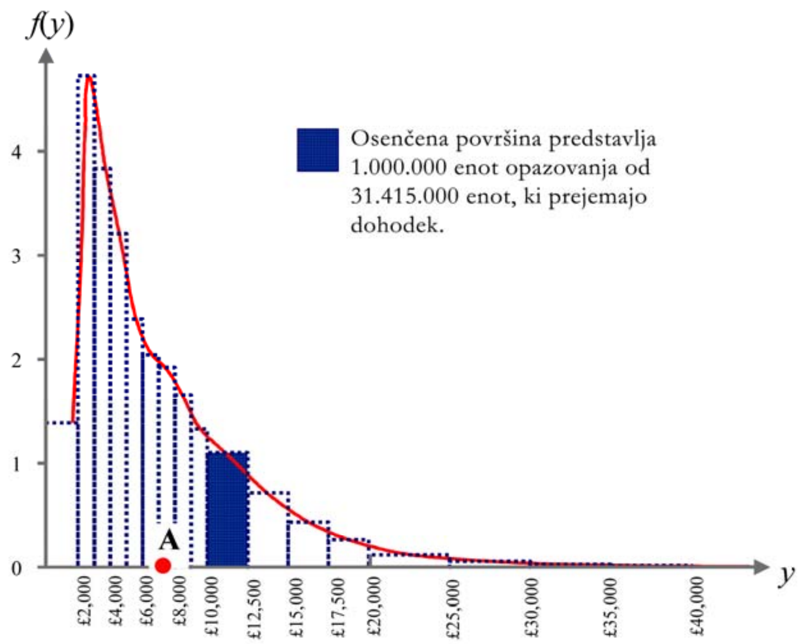
Na abcisni osi imamo posameznike, ki sestavljajo Sprevod. Ti so postavljeni v vrsto glede na svojo telesno višino *y* (oziroma dohodek - v denarnih enotah), ki je prikazana na ordinatni osi in si sledijo od najmanjšega na začetku do največjega na koncu. Celoten sprevod se zvrsti v intervalu OC, v točki B pa se nahaja tisti s povprečno višino oziroma dohodkom. Na sliki lahko opazimo, da se je do te točke zvrstila že dobra polovica celotnega sprevoda, kar pomeni, da ima več kot polovica članov sprevoda dohodek manjši ali enak povprečnemu dohodku. Osenčeni polji predstavljata področje med krivuljo Sprevoda ter horizontalno črto AG, ki prikazuje povprečni dohodek. Površina obeh polj je enaka in se poveča, če se poveča dohodkovna neenakost. Naj opozorim, da gre za poenostavljeno različico originalnega diagrama, saj niso upoštevani negativni dohodki. Če bi bili, bi krivulja OD sekala abcisno os in se pomikala levo navzdol od sečišča. V diagramu pridejo še posebej do izraza izjemno visoki in nizki dohodki, medtem ko se podrobnost prikaza prejemnikov srednjega dohodka nekako izgubi. Poleg tega je ordinatna os iz praktičnih razlogov precej skrajšana, saj zaradi omejenosti prostora za prikaz niso upoštevani največji dohodki, ki bi ordinatno os občutno podaljšali (Cowell, 1998, str. 2-4; Cowell, 2000, str. 16-22).

3.2.2. Frekvenčna razdelitev dohodka (histogram)

Če deleže dohodka posameznikov razvrstimo po velikosti v več razredov, dobimo krivuljo frekvenčne porazdelitve *f*(*y*), ki je prikazana v *Sliki 2.*[11] Zanjo je značilna asimetričnost v desno, saj z višino dohodka število prejemnikov postopno upada, kar kaže na eksponentno funkcijo (Glas, 1978, str.). Na abcisni osi so prikazani dohodkovni razredi, v katere so razvrščeni posamezniki, razdalje med točkami pa neposredno ustrezajo razlikam v njihovih dohodkih. Točka A prikazuje povprečni dohodek, osenčeno področje pa predstavlja milijon prejemnikov dohodka (3,18% skupnega števila prejemnikov), katerih letni neobdavčeni dohodek znaša med 10.000£ in 12.500£ (Cowell, 2000, str. 16-19).

Za razliko od Jan Penovega diagrama, histogram bolj podrobno prikazuje razdelitev dohodkov srednjih razredov, manj očitno pa je, kaj se dogaja z dohodki višjih razredov, saj je njegova oblika prilagojena zaradi omejenosti prostora, ki nam je na razpolago.

Slika 2: Krivulja frekvenčne razdelitve

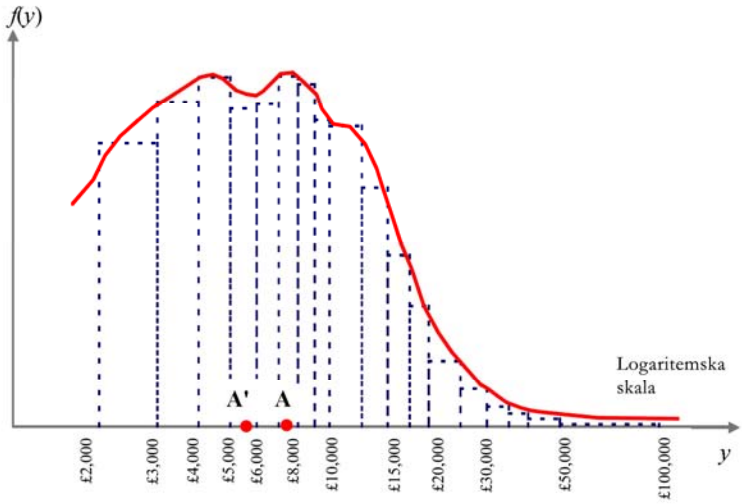


Vir: Cowell, 2000, str. 17.

Problem lahko do neke mere rešimo z logaritemsko transformacijo dohodkov na abcisni osi (*y* pretvorimo v *log*(*y*)), medtem ko ordinatna os ostane nespremenjena, *f*(*y*). Tako dosežemo učinek manjše »natlačenosti« ter večje simetričnosti grafa, kar je prikazano v *Sliki 3*.

[11] Za *Sliko 2* in *3* so bili uporabljeni podatki o neobdavčenem dohodku v Veliki Britaniji v obdobju 1984/85 (Cowell, 2000, str. 17).

Slika 3: Krivulja frekvenčne razdelitve (z logaritemsko abcisno osjo)



Vir: Cowell, 2000, str. 20.

Naj le omenim, da razlikujemo med logaritmom povprečnega dohodka (*log*(μ)) ter povprečjem logaritmov dohodkov (*log*(y*)), kjer je y* geometrijska sredina distribucije in je v primeru nenegativnih dohodkov vedno manjša od aritmetične sredine (μ). Zato se v *Sliki 3* y* nahaja v točki A', ki leži levo od μ, ki ga predstavlja točka A. Omenjeni transformaciji bosta kasneje uporabljeni pri izpeljavi formule variance (Cowell, 2000, str. 20-21).

Če krivuljo frekvenčne razdelitve spremenimo v krivuljo kumulativne frekvenčne razdelitve dobimo znano obliko, ki je zrcalna slika Jan Penovega diagrama (*Slika 1*). Abcisna os slednje je enaka ordinatni osi kumulativne frekvenčne razdelitve.

3.2.3. Lorenzova krivulja

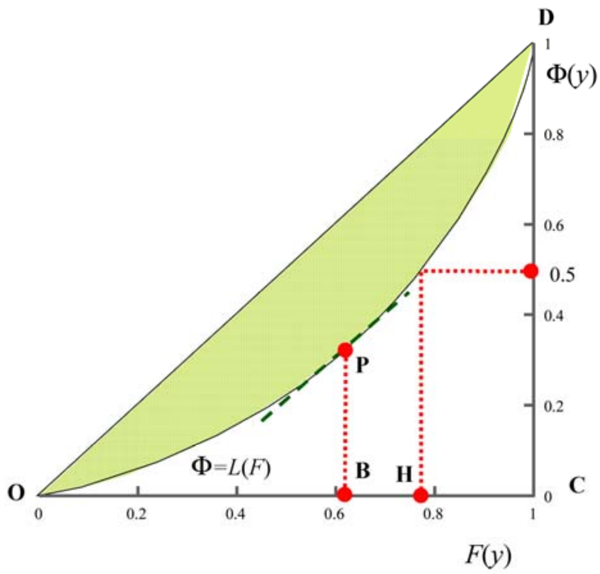
Lorenzova krivulja (*Slika 4*), ki jo je razvil Max O. Lorenz, je neke vrste simbol merjenja in analize dohodkovne neenakosti in je na splošno zelo priljubljeno grafično orodje. Pokaže nam, s kolikšnim deležem celotnega dohodka razpolaga določen delež prebivalstva (Stanovnik, Stropnik, 1995, str. 196).

Na abcisi imamo kumulativno nanesene enote populacije, ki so razvrščene po višini dohodka y tako, da je prejemnik najnižjega dohodka prvi, prejemnik najvišjega dohodka pa zadnji. Na ordinati merimo kumulativne odstotke celotnega dohodka $\Phi(y)$. Lorenzovo krivuljo dobimo tako, da za vsako enoto na abcisi kumulativno nanesemo pripadajoči delež dohodka. Če to izrazimo v obliki funkcije, dobimo naslednjo enačbo:

$$L(y) = \frac{1}{\mu}\int_0^y yF(y)dy \ , \qquad (1)$$

kjer je $F(y)$ kumulativni odstotek populacije, μ pa aritmetična sredina.

Slika 4: Lorenzov grafikon



Vir: Cowell, 2000, str. 19.

Krivulja poteka iz levega spodnjega kota grafikona proti nasprotnem desnem zgornjem kotu, v tej smeri pa se povečuje tudi njen naklon, ki je vedno pozitiven. Krivulja je značilno vedno konveksna glede na točko C ter ne more ležati nad diagonalo OD. Ta označuje kot 45° in predstavlja stanje popolne dohodkovne enakosti. V takšnem stanju so vsi dohodki enaki in velja, da 15% populacije prejema 15% celotnega dohodka, 50% populacije 50% celotnega dohodka in tako dalje. V nasprotnem primeru, ob popolni koncentraciji dohodka, ko celoten dohodek pripada enemu samemu posamezniku, ima Lorenzova krivulja obliko polomljene črte in poteka po abcisi in ordinati grafikona. Popolna enakost in popolna neenakost sta dva skrajna primera, ki se v stvarnosti ne pojavljata, sta pa uporabna kot pomoč pri merjenju stopnje neenakosti razdelitve dohodka.

Za razliko od prej opisanih grafičnih prikazov dohodkovne razdelitve, v Lorenzovemu grafikonu ni neposredno prikazan povprečni dohodek, se pa v točki B nahaja enota opazovanja, katere višina dohodka je enaka povprečnemu dohodku. Do točke B pridemo, če iz točke P potegnemo navpičnico in na abcisi odčitamo višino dohodka. V točki P sta tangenta na Lorenzovo krivuljo, ki predstavlja njen naklon in diagonala enakih dohodkov OD, vzporedni (Cowell, 2000, str. 19-20; Sen, 1985, str. 33).

Opisala sem štiri različne grafične predstavitve podatkov o dohodkovni neenakosti. Pri vseh je dohodek izražen absolutno, v denarnih enotah, razen pri Lorenzovem grafikonu, kjer so dohodki prikazani relativno, v obliki deležev celotnega dohodka. Vsaka izmed njih poudarja značilnosti različnih delov distribucije. Pri sprevodu pritlikavcev in velikanov je naša pozornost očitno usmerjena k tistim z najvišjimi dohodki. Krivulja frekvenčne razdelitve najbolj jasno ponazori razdelitev dohodka med dohodkovne skupine srednjega dela, medtem ko z njeno logaritemsko transformacijo enako dobro prikažemo, kako je dohodek razdeljen med celotno populacijo, torej tako med nižje kot srednje in višje dohodkovne skupine. Žal se pri tem izgubi enostavnost razlage oziroma tolmačenja prikazane slike. Te razlike v poudarjanju posameznih delov razdelitve se delno odražajo tudi pri merah neenakosti, ki izhajajo iz opisanih grafov.

3.3. MERE NEENAKOSTI

V tem poglavju bom proučila standardne mere neenakosti, ki se pojavljajo v literaturi. Že v poglavju *3.1.* sem omenila, da razlikujemo pozitivne mere, ki se ne naslanjajo eksplicitno na pojem družbene blaginje in normativne mere, ki nasprotno izhajajo iz teorije družbene blaginje. Čeprav ne moremo povleči ostre črte med njimi, jih vseeno velja razlikovati. Začela bom s pozitivnimi merami.

3.3.1. Klasične statistične mere dohodkovne neenakosti

3.3.1.1. Razpon

Razpon lahko preprosto odčitamo iz *Slike 1*, kjer je enak razdalji CD ali pa ga izračunamo po formuli (Cowell, 2000, str. 21):

$$R = y_{\max} - y_{\min}, \tag{2}$$

kjer sta y_{max} in y_{min} skrajni vrednosti. Prva predstavlja največjo vrednost opazovane spremenljivke v proučevani populaciji, druga pa najmanjšo. Takoj lahko vidimo, da je razpon pomanjkljiva mera, saj nam ne pove ničesar o razdelitvi dohodka (izvemo le, kakšna je razlika v dohodku med najbogatejšo in najrevnejšo enoto opazovanja).[12] Njena uporabnost bi bila zadovoljiva v homogeni, majhni in zaprti družbi, kjer so dohodki posameznikov v glavnem znani, medtem ko je za proučevanje večjih heterogenih družb povsem neprimerna, saj lahko o maksimalnih ter minimalnih dohodkih le ugibamo. Mero lahko standardiziramo s povprečno vrednostjo, v tem primeru razpon računamo po naslednjem obrazcu (Sen, 1985, str. 29):

$$R = (y_{\max} - y_{\min}) / \mu, \tag{3}$$

vendar to ne odpravi njene pomanjkljivosti. Po tej formuli zavzame vrednost med 0 in *n* (število enot opazovane populacije).

[12] Naslednji primer jasno kaže na to pomanjkljivost. Če iz razvrstitve v Sprevodu (*Slika 1*) ohranimo enaki le ekstremni vrednosti, torej tisto na začetku sprevoda ter tisto na koncu, vsem ostalim, ki se nahajajo vmes pa določimo nek enak srednji dohodek, vidimo, da se razpon ne spremeni kljub temu, da se je neenakost v razdelitvi dohodka zmanjšala.

Če je dohodek popolnoma enakovredno porazdeljen med posameznike, potem je razpon enak 0. V primeru, ko le eden v družbi dobi celoten dohodek ostali pa nič, pa je razpon enak *n*.

3.3.1.2. Povprečni relativni odklon

Povprečni relativni odklon, za razliko od razpona, upošteva vrednosti dohodka vseh enot v populaciji. Definiran je kot povprečna absolutna razlika med posameznim dohodkom ter povprečjem vseh dohodkov, izražen kot delež celotnega dohodka:

$$M = \frac{1}{n\mu}\sum_{i=1}^{n}\left|\mu - y_i\right|. \tag{4}$$

Dohodek vsakega posameznika primerjamo s povprečnim dohodkom, nato seštejemo absolutne vrednosti vseh odstopanj ter to vsoto primerjamo s celotnim dohodkom. Možen rezultat se zopet giblje v nekem razponu, in sicer med 0 in $2(n-1)/n$ (Sen, 1985, str. 30-31). Tudi ta mera je standardizirana, torej ni izražena v enotah mere.

Če oblikujemo obrazec za izračun na podlagi *Slike 1*, dobimo naslednjo formulo:

$$M = \frac{OAP + PGD}{OCGA}, \tag{5}$$

kjer je vsota v števcu enaka osenčenima poljema, imenovalec pa je, kot že rečeno, celotni oziroma skupni dohodek, ki ga dobimo, če zmnožimo povprečni dohodek (A) s številom vseh enot v populaciji (C).

Tudi ta mera je daleč od idealne. Njena značilna pomanjkljivost je neobčutljivost na prenose dohodka od enega subjekta k drugemu, če se ti nahajajo na isti strani povprečnega dohodka, torej levo oziroma desno od točke B. S takim prenosom dohodka zmanjšamo eno razliko ter povečamo drugo, v povprečju pa ostaja seštevek razlik še vedno enak. Kot bomo videli kasneje, je omenjena pomanjkljivost kar pogosta med klasičnimi statističnimi merami. Recimo, da razporedimo dohodke tistih, ki se nahajajo levo od točke B tako, da je dohodek vseh enak. Logično predvidevamo, da se bo dohodkovna neenakost zato precej zmanjšala. Oblika osenčenega polja OAP se sicer spremeni, njegova površina pa ostane enaka in s tem ostane enak tudi povprečni relativni odklon *M*.

Povprečni relativni odklon lahko izrazimo tudi preko Lorenzovega grafikona (*Slika 4*):

$$M = 2\left[F(\mu) - \Phi(\mu)\right] = 2\left[OB - BP\right], \tag{6}$$

a se le ta pogosteje uporablja za izpeljavo Ginijevega koeficienta.

3.3.1.3. Ginijev koeficient

Ginijev koeficient je najbolj priljubljena in pogosto uporabljena mera dohodkovne neenakosti. Pripisujemo jo Corradu Giniju, podrobneje pa so jo analizirali še mnogi (Ricci, Dalton, Atkinson in drugi). Vzrok za njeno priljubljenost gre verjetno iskati v na prvi pogled preprosti meri, ki je dokaj razumljiva. Poleg tega jo lahko računamo s pomočjo Lorenzovega grafikona, kar omogoča še bolj pristno razlago distribucije dohodka.

V povezavi z Lorenzovim grafikonom lahko Ginijev koeficient posredno izračunamo kot razmerje med osenčeno površino v *Sliki 4* ter površino OCD, ki je enaka 0,5, saj Lorenzov grafikon predstavlja polovico kvadrata s stranicami dolžine 1:

$$G = 1 - 2 \int \Phi \, dF \ . \tag{7}$$

V enačbi (7) integral $\int \Phi dF$ predstavlja površino pod Lorenzovo krivuljo. Z oddaljevanjem krivulje od diagonale se vrednost Ginijevega koeficienta povečuje in s tem se povečuje tudi neenakost. Ta je največja, ko Gini zavzame vrednost 1 (oziroma 100%, če je izražen v odstotkih) in najmanjša, ko je enak 0. To, da zavzema vrednosti na intervalu [0,1], je še ena izmed bolj zaželenih lastnosti mere, kar še dodatno vpliva na njegovo priljubljenost. Kje natančno v obeh primerih leži Lorenzova krivulja, sem razložila že v prejšnjem poglavju. Le v teh dveh primerih pa vemo, kakšna je oblika krivulje, saj nam katerakoli druga vrednost Ginijevega koeficienta ne pove prav nič o njeni obliki.

Ginijev koeficient lahko določimo tudi neposredno. Obstaja več definicij, ena od mnogih je naslednja. Po Cowellu (2000, str. 33, 137) je Ginijev koeficient enak povprečju razlik med vsemi možnimi pari posameznih dohodkov v populaciji, ki jih je $n(n-1)/2$ in je izražen kot delež celotnega dohodka. Obrazec za izračun je naslednji:

$$G = \frac{1}{2n^2\mu} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \left| y_i - y_j \right| , \tag{8}$$

kjer je:

y_i – dohodek i-te opazovane enote,
y_j – dohodek j-te opazovane enote,
n – število enot v populaciji,
μ - povprečni dohodek.

Računanje dvojne vsote v enačbi (8) pa je lahko zamudna in zahtevna v primeru, da je n zelo velik, zato obstaja enakovreden in bolj priročen obrazec (Deaton, 1997, str. 139):

$$G = \frac{n+1}{n-1} - \frac{2}{n(n-1)\mu}\sum_{i=1}^{n} \rho_i y_i \ , \tag{9}$$

kjer je ρ_i rang posameznika v razdelitvi dohodka, glede na višino dohodka, ki ga prejema. Šteti začnemo z vrha razdelitve, tako da ima rang 1 prejemnik najvišjega dohodka.

Poleg že omenjenih lastnosti, ki govorijo v prid uporabi te mere, ima Ginijev koeficient še dodatno praktično prednost. Uporabimo ga lahko tudi, ko imamo opraviti z negativnimi dohodki. Kljub vsem pozitivnim lastnostim pa ima Gini tudi pomanjkljivosti. Njegova glavna pomanjkljivost je ta, da zelo različno vrednoti spremembe v dohodku v različnih delih razdelitve. Vsaka dobra mera naj bi zadostila nekaterim pogojem, ki bodo podrobneje opisani v nadaljevanju. Zaenkrat naj povem le, da se omenjena pomanjkljivost nanaša na neizpolnjevanje Cowellovega močnega načela transferjev (*ang. Strong Principle of Transfers*),[13] medtem ko Ginijev koeficient izpolnjuje zahteve šibkega načela transferjev. Kakšen učinek bo imel prenos dohodka od enega subjekta k drugemu, je pri Giniju odvisno predvsem od tega, kje v distribuciji se subjekta nahajata. Gini je najbolj občutljiv na prenose v sredinskem delu distribucije. Torej bo prenos 1 enote dohodka (e.d.) od osebe z 10.100 e.d. k osebi z 10.000 e.d. zmanjšal Ginijev koeficient v večji meri, kot če bi oseba z dohodkom 1.100 e.d. prenesla 1 enoto dohodka k osebi z 1.000 e.d. ali v primeru, ko bi se nahajali višje v distribuciji in bi nekdo z dohodkom 100.100 e.d. prenesel 1 enoto dohodka na nekoga z dohodkom v višini 100.000 e.d. (Cowell, 1998, str. 26; Cowell, 2000, str. 23).

3.3.1.4. Varianca ter iz nje izpeljane mere

Namesto da bi seštevali absolutne vrednosti razlik, kot smo jih pri povprečnem relativnem odklonu, jih lahko kvadriramo in nato seštejemo, kar še posebej poudari razlike bolj oddaljenih posameznih vrednosti dohodkov od povprečnega dohodka. Če predvidevamo, da je velikost populacije enaka *n*, potem lahko varianco zapišemo z enačbo (Cowell, 2000, str. 24; Sen, 1985, str. 31):

$$V = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} [y_i - \mu]^2 \ . \tag{10}$$

Vsak prenos od revnega k bogatemu ob predpostavki, da vse ostalo ostane nespremenjeno, vedno poveča varianco, kar je pozitivna značilnost te mere. Vendar se istočasno v primeru, da podvojimo vse dohodke v distribuciji (pri tem ostane oblika distribucije enaka), vrednost mere početveri, kar ni ravno zaželena lastnost. Poleg tega je varianca odvisna od srednje vrednosti, torej povprečnega dohodka. Zato lahko na primer ena razdelitev kaže očitno večja relativna odstopanja kot druga razdelitev, a ima nižjo vrednost variance, če je njen povprečni dohodek nižji (Sen, 1998, str. 31-32). Po mnenju Cowella (2000, str. 24-25) lahko problem rešimo, če mero standardiziramo ali če uporabimo pri izpeljavi variance logaritme. V prvem primeru

[13] Cowell loči močno in šibko načelo transferjev (Cowell, 2000, str. 55).

dobimo koeficient variacije (11), ki je enak korenu variance (kar je enako standardnemu odklonu), deljenem s povprečnim dohodkom:

$$c = \frac{\sqrt{V}}{\mu}. \tag{11}$$

Koeficient variacije je vedno enako občutljiv na prenos neke vrednosti dohodka, ne glede na to, kje v distribuciji se nahajamo. Popolnoma enak učinek ima prenos 1 enote dohodka od bogatega k revnemu, kot od zelo bogatega k malo manj bogatemu. Zato je koeficient variacije nevtralna mera, kar je lahko zaželeno, ali pa tudi ne. Če želimo, da je učinek prenosa večji med revnejšimi (se pravi, da dajemo spodnjemu delu distribucije večjo utež in pomen kot zgornjemu), bomo koeficient variacije nadomestili z naslednjima dvema merama, ki se nekako gibljeta v smeri omenjene želje.

S postopkom logaritmiranja dobimo na razpolago logaritemsko varianco (ang. *Logarithmic variance*) (12), ki je določena z logaritmom povprečnega dohodka, in pa varianco logaritmov dohodkov (ang. *Variance of logarithms*) (13), ki jo določa povprečje logaritmov vseh dohodkov.[14] Izračunamo ju po obrazcih:

$$v_1 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left[\log\left(\frac{y_i}{\mu}\right)\right]^2, \tag{12}$$

$$v_2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left[\log\left(\frac{y_i}{y^*}\right)\right]^2. \tag{13}$$

Kot želeno, je pri obeh merah učinek (enakega) prenosa v zgornjem delu distribucije manjši od tistega v spodnjem delu. Vendar meri pri svojem poudarjanju neenakosti med revnimi in »zanemarjanjem« zgornjega dela distribucije pretiravata do te mere, da je učinek prenosov od bogatejšega k revnejšemu pri zelo visokih dohodkih, dejansko povečanje vrednosti v_1 in v_2, čeprav naj bi bila posledica zmanjšanje neenakosti. Torej meri v tem primeru prikažeta povečano neenakost, kar seveda ni logično in smiselno![15]

3.3.1.5. Najmanjša večina in koeficient enakih deležev

S pomočjo Lorenzove krivulje lahko izpeljemo še dve meri, ki ju povezujejo z merjenjem neenakosti razdelitve politične oblasti, ki je izražena z volilno močjo. Ker nista resnejši predstavnici skupine mer dohodkovne neenakosti, ju bom predstavila bolj na kratko. Izraz minimalna večina (ang. *Minimal majority*) nam je lahko poznan že s področja politike. V tem

[14] Obe meri sta za razliko od navadne variance prosti vpliva proporcionalnega povečanja dohodkov.
[15] Omenjen problem se pojavi vedno, ko je dohodek revnejšega pri prenosu vsaj 2,72-krat večji od povprečnega dohodka (za izpeljavo glej Cowell, 2000, str. 146-147).

primeru je logika v ozadju enaka, le da se ne nanaša na skupščino in delež glasov, temveč na celotni dohodek, ki je razdeljen med prejemnike. Minimalna večina je v *Sliki 4* prikazana z razdaljo OH. Predstavlja večino oziroma večji delež prejemnikov dohodka, ki skupaj posedujejo polovico celotnega dohodka. Večji je ta delež oziroma razmerje, večja je neenakost. V *Sliki 4* je to razmerje enako 80:20, se pravi, da se ena polovica dohodka razdeli med kar 80 odstotkov populacije, medtem ko druga preostane skupini bogatejših posameznikov, ki jo sestavlja le 20 odstotkov populacije.

Minimalno večino lahko zapišemo tudi v naslednji funkcijski obliki:

$$F = F(y_0) \text{ pri čemer velja } \Phi(y_0) = \frac{1}{2}. \qquad (14)$$

Z besedami je minimalna večina funkcija deleža celotne populacije, ki dobi polovico celotnega dohodka.

Druga mera je koeficient enakih deležev (ang. *Equal shares coefficient*), ki je definiran kot delež populacije, ki prejema dohodek, ki je manjši ali enak povprečnemu (μ). Za lažjo predstavo si zopet lahko pomagamo s *Sliko 4*, kjer je ta delež enak razdalji OB, ki v tem primeru zavzame vrednost okoli 0,6, kar pomeni, da ima nekaj več kot 60 odstotkov populacije dohodek manjši ali enak povprečnemu (Cowell, 2000, str. 24). Logično je, da večji odstotek predstavlja večjo dohodkovno neenakost.

Brez dvoma sta obe meri pomanjkljivi. Njuna glavna napaka je zopet neobčutljivost na določene prenose dohodka med subjekti. Minimalna večina ne beleži sprememb v neenakosti pri transferjih med subjekti, ki se nahajajo na isti strani, torej levo oziroma desno od točke y_0. Koeficient enakih deležev pa beleži prenose zgolj, če sta subjekta v distribuciji med seboj precej oddaljena oziroma, če se nahajata vsak na svoji strani povprečnega dohodka (μ).

3.3.1.6. Robin Hood indeks

Robin Hood indeks kaže, kolikšen delež celotnega dohodka prebivalstva bi bilo treba vzeti bogatim in ga dodeliti revnim, da bi dosegli dohodkovno enakost. Zanima nas potrebna prerazporeditev dohodka od prebivalcev z nadpovprečnim dohodkom k tistim s podpovprečnim. Izračunamo ga tako, da za decile prebivalstva, ki razpolagajo z več kot 10% dohodka, seštejemo presežke nad 10% (Stanovnik, Stropnik, 1995, str. 206). Prvi decil ima na primer 3% celotnega dohodka, drugi 5%, tretji 7% in tako dalje. Presežki se tako ne začnejo pojavljati že pri prvem decilu ampak seveda kasneje, na primer pri petem ali šestem. V *Sliki 4* je Robin Hood indeks enak maksimalni vertikalni razdalji med Lorenzovo krivuljo in diagonalo OD. Večji je indeks, daljša je vertikalna razdalja in večja je dohodkovna neenakost.

3.3.1.7. Starkov visoki-nizki indeks

Na koncu obravnave statističnih mer neenakosti naj omenim še Starkov visoki-nizki indeks (*ang. Stark's high-low index*), ki je po svoji definiciji zelo podoben pragu revščine. Stark je menil, da naj bi vsaka praktična mera dohodkovne neenakosti upoštevala družbeno definicijo revščine in bogastva. Zato pri izračunu indeksa upošteva le skrajni spodnji del in skrajni zgornji del frekvenčne razdelitve. Računata se površini področij pod krivuljo frekvenčne razdelitve v omenjenih razponih, ki ju na koncu seštejemo. Stark je pri računanju indeksa za spodnjo mejo P[16] določil dohodek v višini dodatne socialne podpore, kateri je prištel še določen odstotek, ki predvideva in vključuje možno podcenjevanje dohodka ter dohodke posameznikov, ki bi bili upravičeni do socialne pomoči, a tega niso izkoristili. Zgornjo mejo R[17] pa je določil z minimalno višino dohodka, pri kateri je bogati posameznik že zavezan plačevati poseben dodatni davek na dohodek (v Veliki Britaniji se ta davek imenuje »*Surtax*« in so ga dolžni plačevati bogataši). Kot smo že nekako vajeni, ima tudi ta mera, tipično pomanjkljivost nezaznavanja prenosov dohodka med posamezniki, ki se nahajajo v istih razponih (levo od P in desno od R ter med P in R). Poleg tega se pojavi vprašanje v zvezi z gibanjem meja P in R, ki sta določeni v času in prostoru in sta lahko relativno fiksirani na srednji dohodek, ali pa se letno arbitrarno spreminjata v skladu z družbenimi merili oziroma zahtevami, kar lahko povzroči navidezno povečanje ali zmanjšanje neenakosti, če se spremeni definicija oziroma kriterij, ki določa, kdo pade v razred revnih in kdo ne. Ker je v neki točki doprinos zgornjega dela pri izračunu indeksa zanemarljiv, se Starkova mera neenakosti spreminja zgolj na podlagi sprememb v spodnjem delu in zato jo lahko jemljemo kot delno modificirano stopnjo revščine (Cowell, 2000, str. 25-27).

Do sedaj sem predstavila kar nekaj splošnih mer neenakosti, ki izhajajo iz statistike in so na prvi pogled zanimive predvsem zaradi privlačne povezave z grafičnimi orodji. Vendar, ko smo jih pobliže spoznali, smo lahko ugotovili, da večina mer na spremembe v distribuciji dohodka reagira različno, kar je odvisno od pozicije spremembe v distribuciji. Na primer, dve državi imata lahko približno enak Ginijev koeficient, a precej različne ostale kazalce neenakosti, če se razlikujeta v skrajnih delih distribucije. Eni kazalci so namreč občutljivejši na spodnji del distribucije, drugi na zgornji del (Székely, Hilgert, 1999, str. 29). Posledica tega je (lahko) različna razvrstitev istega niza distribucij. Zato klasične statistične mere niso tako učinkovite kot bi sprva mislili in si želeli. Njihov prvotni namen namreč ni merjenje dohodkovne neenakosti, in to jim nekateri štejejo v minus. Menijo, da so bile izbrane preveč intuitivno. Kljub temu nekatere zadostijo kriterijem dobre mere neenakosti, ki bodo predstavljeni v nadaljevanju. Na kakšen način oziroma po katerih kriterijih ugotavljamo, katera razvrstitev niza distribucij je prava, pa bom opisala v poglavju o razvrščanju distribucij.

[16] Črka P predstavlja začetnico besede »the poor« (revni), zato jo Stark uporabi za označevanje spodnje meje, ki ločuje najrevnejši del prebivalstva od preostalega.
[17] Črka R se nanaša na besedo »the rich« (bogati).

3.3.2. Mere splošne entropije

Theil je leta 1967 predlagal zanimivo mero neenakosti, ki temelji na teoriji informacij. Pri teoriji informacij nas zanima vrednost informacije, da se lahko dogodek iz skupine več dogodkov zgodi. Če je p enak verjetnosti, da se nek dogodek zgodi, potem je vrednost informacije o nastopu dogodka funkcija te verjetnosti, torej $h(p)$. Verjetnost p ni nikoli manjša od 0 (pomeni, da se dogodek gotovo ne bo zgodil) in nikoli večja od 1 (pomeni, da bo do dogodka gotovo prišlo). Manj je dogodek verjeten (se pravi je njegova verjetnost bliže 0), zanimiveje je vedeti, ali bo do njega zares prišlo in je zato posledično vrednost $h(p)$ večja (Cowell, 2000, str. 48; Sen, 1985, str. 36).

Če imamo dva statistično neodvisna dogodka, je verjetnost, da se zgodita hkrati, enaka p_1p_2. Vrednost take informacije pa je enaka seštevku vrednosti posameznih dogodkov:

$$h(p_1 p_2) = h(p_1) + h(p_2) \tag{15}$$

Odgovarjajoča funkcija, ki bi zadovoljivo pripisovala vrednosti verjetnostnim nastopom dogodkov, je logaritemska funkcija:

$$h(p) = -\log(p) \tag{16}$$

Ko imamo n možnih dogodkov in n vrednosti $h(p)$, je smiselno najti eno samo agregatno število, ki nam pokaže, ali je sistem bolj ali manj urejen. To število naj bo preprosto vsota 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 (Cowel, 2000, str. 56):

$$Entropija = -\sum_{i=1}^{n} p_i \log(p_i)\,. \tag{17}$$

Theil je ugotovil, da je koncept entropije zelo koristen za izpeljavo mer neenakosti. Potrebno je zgolj zamenjati n dogodkov z n prejemniki dohodka, p_i pa interpretirati kot delež dohodka posameznika v celotnem dohodku, Cowell (2000, str. 48) ga je označil z s_i.

$$s_i = \frac{y_i}{n\mu} \tag{18}$$

Theilov indeks dobimo tako, da izračunano dejansko entropijo, odštejemo od največje možne entropije, kjer je vsak posameznik deležen $1/n$ dohodka (vsak s_i je enak $1/n$).[18] Po navadi so mere neenakosti v takem primeru enake 0, entropija pa pokaže maksimalno vrednost.

$$T = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{n} h\left(\frac{1}{n}\right) - \sum_{i=1}^{n} s_i h(s_i) \tag{19}$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \frac{y_i}{\mu} \log\left(\frac{y_i}{\mu}\right) \tag{20}$$

Torej se indeks giblje med 0, ko imajo vsi prejemniki enak delež dohodka, in log(n), ko celoten dohodek pripada enemu samemu posamezniku (Deaton, 2000, str. 140).

Poglejmo sedaj, kaj se zgodi z vrednostjo T, če se delež revne osebe poveča ($s_1 + \Delta s$) na račun zmanjšanja deleža bogate osebe ($s_2 - \Delta s$):

$$\Delta T = \Delta s\left[h(s_2) - h(s_1)\right] \tag{21}$$

$$= -\Delta s \log\left(\frac{s_2}{s_1}\right) \tag{22}$$

Theilov indeks se v tem primeru zmanjša. Za koliko se zmanjša, je odvisno zgolj od razmerja med s_2 in s_1. Torej ni pomembno ali gre za prenos med dvema revežema ali dvema bogatašema. Če so kvocienti (parov) deležev dohodkov enaki ($s_2/s_1 = s_4/s_3$), je enaka tudi sprememba indeksa (Cowell, 2000, str. 50).

Izkaže se, da je funkcija $h(s) = -\log(s)$ le ena izmed mnogih v večjem razredu funkcij:

$$h(s) = \frac{1 - s^{\beta}}{\beta}. \tag{23}$$

Sedaj lahko izpeljemo mero neenakosti na enak način kot prej po naslednjih dveh formulah:

$$\frac{1}{1+\beta}\left[\sum_{i=1}^{n} \frac{1}{n} h\left(\frac{1}{n}\right) - \sum_{i=1}^{n} s_i h(s_i)\right] \tag{24}$$

[18] Theilov indeks lahko izpeljemo tudi grafično. V graf s štirimi kvadranti vrišemo Sprevod, Lorenzovo krivuljo ter krivuljo z abciso $\log\left(\frac{y}{\mu}\right)$ in ordinato $\left(\frac{y}{\mu}\right)$. Vsaka krivulja se nahaja v svojem kvadrantu. Nato z njihovo pomočjo v četrtem kvadrantu izpeljemo Theilov indeks (Cowell, 2000, str. 49).

$$\frac{1}{\beta+\beta^2}\sum_{i=1}^{n} s_i\left[s_i^{\beta}-n^{-\beta}\right]. \tag{25}$$

Parameter β je utež, ki jo dajemo razdaljam med dohodki. Ko izbiramo vrednost β, z njo določimo mero neenakosti, ki ima svoj koncept razdalje, na podlagi katerega ustrezno poudari razmike med posameznimi deleži dohodka v različnih delih distribucije. Za vsako posamezno vrednost β, ki jo izberemo, dobimo različne mere neenakosti. Ko velja β=0, se zgornja enačba preprosto spremeni v Theilov indeks. Če pa spremenljivki β določimo vrednost 1 in dobljeno enačbo malce priredimo, dobimo Herfindahlov indeks, ki je enak vsoti kvadratov deležev dohodka, računamo pa ga po naslednjem obrazcu (Cowell, 2000, str. 52):

$$H=\sum_{i=1}^{n} s_i^2\ . \tag{26}$$

Zanima nas še, kdaj je pri teh merah učinek transferja na mero enak? Učinek je enak, kadar so razdalje med pari deležev dohodkov enake ($h(s_4)-h(s_3) = h(s_2)-h(s_1)$). Theilov indeks je pri tem poseben primer, ker je njegov koncept razdalje relativen, saj so pomembni kvocienti oziroma razmerja. Tudi Herfindahlov indeks je malce drugačen. Pri njem gre za računanje absolutnih razlik, ki je še posebej enostavno, in sicer na način: $s_j–s_i$.[19]

Če sedaj povežemo obrazca (24) in (25) s splošno entropijo (ang. *Generalised Entropy Measures*), ki označuje še eno skupino mer neenakosti in je izražena s formulo:

$$GE(\alpha)=\frac{1}{\alpha^2-\alpha}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_i}{\mu}\right)^{\alpha}-1\right], \tag{27}$$

najdemo med njimi tesno povezavo. Mere splošne entropije so namreč zgolj modificirana družina mer teorije informacij, ki pa je normalizirana, da tako izpolnjuje načelo populacije (glej poglavje *3.3.3.*).

Mera $GE(\alpha)$ ima enako kot Ginijev koeficient, povprečni relativni odklon in še nekatere mere, spodnjo mejo enako 0, medtem ko je navzgor neomejena[20] in je praviloma odvisna predvsem od števila enot v populaciji.

Parameter α lahko zavzame katerokoli realno vrednost $(-\infty\ , +\infty)$[21] in je enak $\beta+1$. Kadar je njegova vrednost negativna ali enaka 0, dajemo večjo težo dohodkom v spodnjem delu distribucije. Torej je mera bolj občutljiva na spremembe v dohodkih pri prebivalcih z nižjimi

[19] Razdalja med osebo z 1% dohodka in osebo z 2% dohodka je enaka kot razdalja med osebo s 4% dohodka in tisto, katere delež je enak 5%.
[20] Trditev velja, če je vrednost parametra α <1. Ko je α=2, se *GE* spremeni v polovico kvadrata koeficienta variacije (HSCV), ki ima svoj maksimum pri (n-1)/2.
[21] Vendar je navadno definiran zgolj na intervalu [0, ∞) (Cowell, 1998, str. 24).

dohodki. Taka mera je povprečje logaritmov odklonov *MLD* (ang. *Mean Logarithmic Deviation*), ki jo računamo po naslednjem obrazcu:

$$GE(0) = MLD = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\ln\left(\frac{\mu}{y_i}\right). \tag{28}$$

Obratno bo mera neenakosti bolj občutljiva na spremembe pri bogatejšem delu prebivalstva, ko bo uporabljena večja pozitivna α. V primeru, ko je α=2, dobimo polovico kvadrata koeficienta variacije *HSCV* (ang. *Half the Squared Coefficient of Variation*):

$$GE(2) = HSCV = \frac{1}{2}\left[\frac{1}{n\mu^2}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \mu)^2\right]. \tag{29}$$

Ta mera je kardinalno ekvivalentna Herfindahlovemu indeksu (in zato ordinalno ekvivalentna koeficientu variacije). Kadar pa je α=1 imamo opraviti s Theilovim indeksom, ki daje enako težo vsem dohodkom, čez celotno distribucijo. Najpogosteje uporabljene vrednosti α so po mnenju Litchfield 0, 1 in 2 (Cowell, 2000, str. 59; Litchfield, 1999, str. 3).

3.3.3. Proučevanje mer neenakosti z aksiomi

Pristop k iskanju ustrezne mere neenakosti z aksiomi nas izzove, da določimo dovolj ozko opredeljena načela, ki zožijo možna orodja za merjenje neenakosti na manjšo skupino kazalcev. Naš namen je poiskati tiste lastnosti, ki naj bi jih imela dobra mera neenakosti. Cowell (2000, str. 55-58) in Litchfield (1999, str. 2) predlagata naslednja splošno sprejeta merila, ki so nam v oporo pri izbiri mere neenakosti:

1. Neodvisnost od velikosti razpoložljivega dohodka (ang. *Income Scale Independence*, tudi *Relative Income Principle*), pri kateri naj mera neenakosti ne bi bila odvisna od velikosti dohodka, ki ga razdeljujemo med populacijo. Sen (1985, str. 37) se sprašuje ali je taka lastnost mere sploh zaželena, glede na to, da naše mnenje o neenakosti verjetno ne bi bilo enako, če bi opazovali na splošno revno populacijo ali na splošno bogato populacijo. Vprašanje je precej kompleksno in terja tako normativen kot pozitiven pristop k proučevanju neenakosti. Kakorkoli že se odločimo glede njegove smiselnosti, pogoj je izpolnjen, če se vrednost mere ne spremeni, ko vsaki enoti populacije povečamo dohodek, sorazmerno z njenim deležem dohodka v celotnem razpoložljivem dohodku.[22] To je še posebej očitno pri merah, ki uporabljajo deleže dohodka, namesto posameznih vrednosti. Načelo izpolnjujejo vse do sedaj obravnavane mere, razen variance in Daltonove mere,[23] katero bom predstavila kasneje.

[22] Kar se zgodi, če vrednosti dohodkov pretvorimo iz ene denarne enote v drugo (na primer iz $ v €).
[23] Ali bo Daltonova mera izpolnjevala ta pogoj, je odvisno od posebne kardinalizacije uporabljene funkcije *U*.

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. Tako kot pri prvem načelu, tudi pri tem obstajajo določeni pomisleki. Cowell (2000, str. 56) namreč meni, da obstaja dvom, 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, to načelo izpolnjuje večina mer. Izjema so mere, ki temeljijo na teoriji informacij (obrazec (24) in (25)) in imajo vrednosti β različne od 0. Ob povečanju populacije, bi se namreč velikost teh mer povečala (β>0), oziroma zmanjšala (β<0). Theilov indeks (β=0) torej zadosti načelu populacije, Herfindahlov pa ne.

3. Pigou-Daltonovo načelo transferjev (ang. *Pigou-Dalton Principle of Transfers* tudi *Weak Principle of Transfers*) velja, kadar mera neenakosti pokaže manjšo neenakost (ali vsaj ne večje), če prenesemo del dohodka (Δy) od bogatejše enote populacije ($y+\delta$) na revnejšo (y), pod pogojem, da transfer ni tako velik, da bi posameznika zgolj zamenjala svoji poziciji med sabo. Zato velja pogoj, da preneseni dohodek ne sme biti večji od dvakratnega presežka dohodka bogatejšega od revnejšega ($\Delta y<2\delta$). Cowell (2000, str. 55-56, 60-62) pri načelu transferjev ločuje močno in šibko načelo transferjev. Opisan Pigou-Daltonov pogoj predstavlja šibko načelo transferjev, saj pri opisanem transferju ni pomembno, za koliko se neenakost zmanjša, pomembno je le, da se.

Obstaja pomembna povezava med tem načelom in Lorenzovo krivuljo, ki jo Champernowne in Cowell (1998, str. 95) pojasnjujeta z naslednjo trditvijo.

Recimo, da do razdelitve dohodka v družbi A lahko pridemo s prerazdelitvijo dohodka v družbi B. Predpostavljamo, da imata obe družbi enak skupni dohodek ter enako število enot v populaciji, hkrati pa Lorenzova krivulja A leži delno ali v celoti znotraj oziroma levo od krivulje B (in nikjer desno oziroma zunaj). Potem bo vsaka mera, ki zadovoljuje šibko načelo transferjev, pokazala manjšo neenakost za družbo A in večjo za B.

Trditev je logična glede na značilnosti Lorenzove krivulje, opisane v poglavju *3.2.3.*. Ni pa ravno samo po sebi umevno, da naj bi mera neenakosti zadovoljevala to načelo, saj obstajajo mere, ki ga ne. Sem spadata v_1 in v_2, ki pri prenosih med visokimi dohodki pokažeta manjšo neenakost za družbo B. Tudi mere R, M, koeficient enakih deležev in najmanjša večina ne izpolnjujejo tega pogoja. Vse ostale mere (V, c, G, T, H, A_ε, D_ε; ε>0, $GE(\alpha)$) načelu zadostijo.

Poglejmo si sedaj še tako imenovano močno načelo transferjev, kjer je pomembna tudi velikost zmanjšanja neenakosti. V tem primeru moramo v raziskavo vpeljati pojem razdalje med obravnavanima enotama populacije ($d = h(s_i) - h(s_j)$). Kadar je zmanjšanje neenakosti odvisno le od omenjene razdalje d, mera zadovoljuje to načelo. Po Cowellovem mnenju je močno načelo transferjev smiselno vpeljati v raziskavo, saj imajo mere, ki ga izpolnjujejo, privlačne kardinalne lastnosti, zaradi katerih so lahko razstavljive. Poleg tega nedvoumno razvrstijo nek niz distribucij, kar je gotovo pomembno. Sem lahko štejemo zgolj razred mer splošne entropije (T, H, $GE(\alpha)$), katerega koncept razdalje je bil že opisan v prejšnjem poglavju.

Preostale statistične mere ne izpolnjujejo tega pogoja, čeprav so nekatere ordinalno ekvivalente družini mer $GE(\alpha)$. V tem primeru sprememba v neenakosti zaradi prenosa ni odvisna zgolj od razdalje med deleži dohodka posameznikov, ampak tudi od izmerjene vrednosti celotne neenakosti. Mere, ki se obnašajo na tak način so varianca, koeficient variacije in povprečni relativni odklon. Zanimivo je pri njih videti, kakšen koncept razdalje imajo. Sledijo si od najbolj enostavnega pri V in c, kjer velja absolutna razdalja med deleži dohodka, do malce nenavadnega pri M, ki beleži razdaljo 0 v primeru, da se posameznika nahajata na isti strani povprečnega dohodka, in razdaljo 1, če se nahajata na nasprotnih straneh.[24]

Še ena mera, ki ne zadosti močnemu načelu transferjev, je Ginijev koeficient. Pri njem je velikost spremembe neenakosti odvisna od zaporednega mesta, ki ga posameznika zasedata v Sprevodu in ne od razdalje med njima. Tako ima enak učinek prerazdelitev dohodka od 4. k 5. v Sprevodu, kot od 104. k 105., sam delež dohodka, ki ga posedujeta, pa pri tem sploh ni pomemben (Cowell, 2000, str. 62).

4. <u>Načelo neimenovanosti</u> (ang. *The Anonymity Principle* tudi *Symmetry*) zahteva, da je mera neenakosti popolnoma neodvisna od katere koli značilnosti posameznikov, ki ni dohodek. Torej tudi ni važno, kateri osebi pripada posamezni dohodek. Zato se mera, ki izpolnjuje ta pogoj ne spremeni, če na primer v populaciji zamenjamo dva dohodka med seboj. Mera je namreč neobčutljiva na vse permutacije dohodkovne razdelitve (Champernowne, Cowell, 1998, str. 94). Na prvi pogled se načelo neimenovanosti zdi precej samoumevno in dosti nepomembno, a Cowell (1998, str. 9-10) opozarja, da temu ni tako. Recimo, da razpolagamo s podatki o vrsti značilnosti dohodkov posameznikov, med drugim tudi o sedanjih in preteklih dohodkih. Če mera izpolnjuje načelo neimenovanosti, potem pri analizi sedanje razdelitve ne bo upoštevala preteklih dohodkov, niti povezav med preteklim in sedanjim dohodkom, čeprav bi bilo to dobrodošlo. Podobno je v primeru, ko je koristnost posameznika odvisna od dohodka in še nekaterih drugih značilnosti, ki pa niso zajete v definiciji dohodka posameznika. Najbrž bi bilo v določenih okoliščinah smiselno načelo omiliti in ga prilagoditi namenu uporabe, tukaj pa bomo predpostavili, da je bil problem distribucije ustrezno definiran in se zato ne bomo spraševali o smiselnosti oziroma nesmiselnosti te zahteve.

5. <u>Razstavljivost</u> (ang. *Decomposability*) zahteva, da je celotna neenakost konsistentno povezana z deli, ki sestavljajo distribucijo, kot so subpopulacije ali faktorski dohodki.

[24] Koeficient enakih deležev uporablja popolnoma enak koncept razdalje kot M, medtem ko ima najmanjša večina podoben koncept, le da je pri njej kritična meja y_0 in ne μ.

Aditivna dekompozicija mer neenakosti sestoji iz neenakosti zaradi razlik v razdelitvi znotraj skupin in zaradi razlik med skupinami. Osnovna ideja je, da se ob povečanju dohodkovne neenakosti vseh subpopulacij, temu ustrezno poveča tudi celotna neenakost. 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. Kar zadeva dekompozicijo po subpopulacijah, je do nedavnega veljalo, da Gini v tej smeri ni razstavljiv. Cowell meni, da gre za precej strog pogoj, ki izloči vse mere, ki temeljijo na vrstnem redu posameznikov v distribuciji (glede na velikost dohodka). Pa vendar je napredek v zadnjih letih pokazal, da temu ni tako in da je Ginijev koeficient možno razstaviti na več načinov, a pod pogojem, da se posamezne komponente med seboj ne prekrivajo.[25] Gre za postopek, ki je precej kompliciran in zato ne preveč privlačen. Poleg Ginija so razstavljive še vse mere razreda $GE(\alpha)$ in njim ordinalno ekvivalentne mere, torej varianca in koeficient variacije, ter Daltonov in Atkinsonov indeks.[26] Za vse preostale mere, M, v_1, v_2, koeficient enakih deležev in najmanjšo večino, pa to (zaenkrat) ne velja.[27]

Sedaj, ko so bile predstavljene vse zaželene lastnosti dobre mere neenakosti, se lahko lotimo selekcije. Izločimo vse mere, ki nimajo zgoraj opisanih značilnosti in izberemo zgolj tiste, ki jih imajo. Velja, da zgolj mere, ki izpolnjujejo vse te pogoje, hkrati izpolnjujejo tudi Lorenzov kriterij. Tako nam na koncu preostane specifična družina mer neenakosti, ki jo že poznamo. Gre za aditivno (ker je zanjo značilna razstavljivost), potenčno (zaradi neodvisnosti od velikosti razpoložljivega dohodka) funkcijo. Govorim o razredu splošne entropije $GE(\alpha)$. Ker sta Atkinsonov indeks ter koeficient variacije ordinalno ekvivalentna temu razredu, ju prav tako štejemo zraven (Cowell, 1998, str. 24-25; Litchfield, 1999, str. 3-4).

Opisana načela pa niso namenjena zgolj ocenjevanju že obstoječih statističnih mer, temveč jih lahko uporabimo tudi kot osnovo za sestavljanje »lastne« matematične funkcije, ki nam bo služila za merjenje neenakosti. Gre za drugačen, konstrukcijski pristop, pri katerem lahko glede na osebne preference prilagajamo opisane kriterije in izbiramo med značilnostmi, ki naj bi jih imela naša mera. Ali pa začnemo z drugega konca in najprej opredelimo koncept razdalje, na katerem nato gradimo mero dohodkovne neenakosti. Kadar proučujemo neko dohodkovno razdelitev, je smiselno zahtevati, da mera izpolnjuje vsaj šibko načelo transferjev. Dalje, ko izbiramo med merami, ki zadostijo temu kriteriju, je zelo koristno, če je mera povezana s parametrom, ki označuje oziroma opredeljuje naš odnos do neenakosti. Tak parameter najdemo pri Daltonovi in Atkinsonovi meri (ε) v poglavju *3.3.3.1.*. Ali pa poiščemo mero, ki meri razdaljo med deleži dohodkov. Če se nam katero od načel zdi nesprejemljivo ali preostro, ga je mogoče po mnenju Champernownea in Cowella (1998, str. 101) zamenjati z ustreznimi alternativami.

[25] Več o razstavljivosti mer neenakosti je napisano v diplomskem delu »Dekompozicija mer neenakosti« (Kolenko, 2003, 40 str.).
[26] Kako lahko, oziroma težko razstavljiv je Atkinsonov kazalec, je odvisno od velikosti parametra ε.
[27] Naj opozorim, da lastnosti neke mere neenakosti niso enoznačne in se lahko z odkritji tudi spremenijo, kot se je to zgodilo z dekompozicijo Ginijevega koeficienta.

3.3.4. *Funkcija družbene blaginje (ang. SWF-Social Welfare Function)*

Teoretični koncept, ki se tudi pogosto pojavlja pri razdelitvi in prerazdelitvi dohodka, so funkcije družbene blaginje. Omogočajo nam normativni pogled na neenakost in s tem presojo, katera dohodkovna razdelitev je boljša ali slabša.

Funkcijo družbene blaginje izpeljemo na naslednji način:

$$W(y_1, y_2, \ldots, y_n) = \sum_{i=1}^{n} U_i(y_i) = U(y_1) + U(y_2) + \ldots + U(y_n), \tag{30}$$

kjer so U_i individualne funkcije koristnosti in so odvisne zgolj od dohodka. Gre za utilitarističen pristop k ugotavljanju družbene blaginje, uvedel pa ga je Jeremy Bentham, leta 1789.[28] Skupek vseh posameznih koristi predstavlja družbeno blaginjo. S povečanjem dohodka se povečajo koristi, vendar s pojemajočo stopnjo (1 denarna enota predstavlja večjo korist za revnega kot za bogatega). Če predvidevamo, da je cilj družbe maksimirati vsoto posameznih koristi, bo družba zagovarjala povečanje dohodka tistih z visoko stopnjo mejne koristnosti in zmanjšanje dohodka tistih z nizko. To izenačevanje bo zagovarjala vse dokler to ne bo imelo za posledico zmanjšanje celotnega dohodka (Champernowne, Cowell, 1998, str. 61). Sama distribucija koristi pri tem sploh ni pomembna.[29] Zato nas preseneti, da je bil omenjeni pristop k ugotavljanju družbene blaginje tako razširjen in uporabljen v kontekstu merjenja neenakosti in razdelitve dohodka ter rangiranja alternativnih družbenih stanj. S tem namenom so ga namreč uporabili Dalton (1920), Lange (1938), Lerner (1944), Aigner in Hans (1967), Tinbergen (1970), Atkinson (1970) ter še mnogi drugi (Sen, 1985, str. 20).

Poglejmo si sedaj lastnosti oziroma predpostavke funkcije *W*, na podlagi katerih lahko izpeljemo mere neenakosti.

1) <u>*W* je individualistična in naraščajoča funkcija dohodka</u>:
   Ker je funkcija družbene blaginje *W* funkcija posameznih koristnosti U_i, velja, da je individualistična. Poleg tega se s povečanjem dohodka le ta poveča. Velja Paretovo načelo, ki pravi, da se družbena blaginja poveča vedno, kadar se poveča dohodek katerega od posameznikov v populaciji (ob predpostavki, da pri nobenem posamezniku ne pride do zmanjšanja dohodka). Pri tem ni mogoče, da bi se skupna družbena blaginja zmanjšala (čeprav se neenakost zelo poveča), v primeru, da oseba, ki je že izredno bogata, še poveča svoje bogastvo, medtem ko bogastvo pri ostalih ostane enako. Zato po mnenju Cowella (2000, str. 38) predpostavka ni tako »neškodljiva« kot se sprva zdi.

[28] Bentham: Introduction to the Principles of Morals and Legislation. Amherst: Prometheus Books, 1988, 248 str.
[29] Sen (1985, str. 20) zato meni, da utilitarizem ni najbolj primeren za merjenje in presojanje neenakosti, saj za doseganje maksimalne družbene blaginje sploh ni pomembna razdelitev le te. Važno je le, da je družbena blaginja maksimalna, kar pa še ne zagotavlja njene optimalne razdelitve v smislu neenakosti.

2) W je simetrična:
   W ni odvisna od nobene druge značilnosti enote v populaciji, razen dohodka. To pomeni, da ni pomembno komu pripada posamezni dohodek. Zato se blaginja ne spremeni, če dve osebi zamenjata dohodka med seboj.
   $W(y_1, y_2, \ldots, y_n) = W(y_2, y_1, \ldots, y_n) = \ldots = W(y_n, y_2, \ldots, y_1)$

3) W je aditivna, če jo lahko zapišemo v naslednji obliki:
   $W(y_1, y_2, \ldots, y_n) = \sum_{i=1}^{n} U_i(y_i)$.
   Predpostavka o aditivnosti predvideva, da je učinek spremembe v blaginji neodvisen od velikosti blaginje oziroma od tega, kakšno je stanje blaginje neke populacije.

4) W je strogo konkavna,[30] če se mejna koristnost vsakega posameznika zmanjša, ko se y_i poveča. Predpostavka je enaka Pigou-Daltonovemu načelu transferjev in je smiselna, če smo neenakosti nenaklonjeni.

5) Stopnja elastičnosti funkcije W ali stopnja nenaklonjenosti neenakosti, ε (*ang. Inequality aversion parameter*), je konstanta, če lahko U_i zapišemo kot:
   $U_i(y) = \dfrac{y_i^{1-\varepsilon} - 1}{1-\varepsilon}$,
   kjer je ε parameter, ki izraža naše preference glede enakosti in je nenegativen. Ta zadnja predpostavka ni nujna, je pa zelo koristna. Pove nam namreč, za koliko točno se zmanjša mejna koristnost posameznika, če se mu poveča dohodek. Če se nekomu poveča dohodek za 1%, se njegova mejna koristnost zmanjša za ε%. Logično velja, da večji ko je naš odpor do neenakosti, večji je parameter ε in zato tudi učinek spremembe dohodka na mejno korist.

Sedaj, ko smo spoznali osnovne značilnosti funkcije družbene blaginje, lahko na njihovi podlagi zgradimo mero neenakosti, Atkinsonov koeficient.

3.3.4.1. Atkinsonov koeficient

Atkinsonov indeks je kazalec dohodkovne neenakosti, ki temelji na funkciji družbene blaginje. Preden zapišemo njegovo formulo, je potrebno definirati ekvivalentni nivo enakomerno porazdeljenega dohodka y_e. To je nivo dohodka na osebo, ki bi, če bi ga imel vsak v populaciji, zagotavljal enak nivo družbene blaginje, kot jo daje dejanska porazdelitev dohodka. Nato lahko Atkinsonov indeks zapišemo kot:

$$A_\varepsilon = 1 - \frac{y_e}{\mu}, \ (y_e \leq \mu) \tag{31}$$

[30] Le v primeru, ko je ε=0 funkcija ni strogo konkavna, v vseh ostalih primerih pa je.

$$= 1 - \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{y_i}{\mu} \right]^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, (\varepsilon \geq 0) \tag{32}$$

kjer je y_i dohodek opazovane enote, μ povprečni dohodek in ε stopnja (relativne) averzije do neenakosti. Velikost koeficienta se giblje med 0 in 1, vrednost 0 kaže na stanje, ko ni neenakosti, in to velja za katerokoli razdelitev dohodka (Litchfield, 1999, str. 4).

Parameter ε odraža našo relativno občutljivost na redistribucijo med bogatimi in revnimi in je odvisen od tega, kako močne so družbene preference glede enakosti in se lahko giblje v razponu od 0 do neskončnosti.[31] Družba je naklonjena enakosti, če je ε>0 in večji ko je ε, večjo težo pripisuje družba transferjem dohodka na dnu dohodkovne porazdelitve in manjšo na vrhu. Stopnja averzije ε pove tudi, kolikšnemu delu povprečnega dohodka se je neka družba pripravljena odpovedati, da bi dosegla večjo enakost. Torej, če družba ni indiferentna glede neenakosti, pristane na nižji povprečni dohodek (zaradi redistribucije se del celotnega dohodka izgubi oziroma potroši), če s tem lahko omogoči povečanje enakosti v družbi. To velja v primeru, ko je stopnja averzije večja od 0.[32] Z Atkinsonovo mero, ki temelji na funkciji družbene blaginje, lahko izrazimo tudi kompenzacijo oziroma »tradeoff« med povprečnim dohodkom in stopnjo neenakosti.[33] Če se neenakost zmanjša za na primer 1% in se hkrati povprečni dohodek zmanjša za $\frac{A_\varepsilon}{1-A_\varepsilon}$ odstotkov, se pozitivni učinek na družbeno blaginjo zaradi zmanjšanja neenakosti izniči, ker je prišlo do zmanjšanja celotnega dohodka oziroma povprečnega dohodka. Velja tudi obratno (Cowell, 2000, str. 128).

Ker je vrednost Atkinsonovega koeficienta odvisna od tega, kakšno težo pripišemo neenaki razdelitvi dohodka, ga uvrščamo med redke mere neenakosti, ki dopuščajo normativno presojo o dohodkovni neenakosti. Sem lahko štejemo še Daltonov koeficient D_ε, ki je v naslednjem razmerju z Atkinsonovim koeficientom:

$$1 - D_\varepsilon = \frac{U(\mu)(1 - A_\varepsilon)}{U(\mu)}, \tag{33}$$

njegovo enačbo pa zapišemo takole:

$$D_\varepsilon = 1 - \frac{\overline{U}}{U(\mu)} \tag{34}$$

---

[31] Poleg tega ε odraža tudi konkavnosti funkcije $U_i(y)$ ter konveksnost indiferenčnih krivulj, prikazujoč kombinacije dohodkov parov posameznikov (Amiel, 1996, str. 2).

[32] Pri ε=0 je y_e enak aritmetični sredini oziroma povprečnemu dohodku μ, pri ε=1 je enak geometrični sredini G, pri ε=2 pa je enak harmonični sredini H.

[33] Kadar predpostavljamo, da je funkcija SWF aditivna, je trade-off med enakostjo in povprečnim dohodkom točno določen.

$$= 1 - \frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} y_i^{1-\varepsilon} - 1}{\mu^{1-\varepsilon} - 1}, \tag{35}$$

kjer je $\overline{U}$ povprečna družbena koristnost in ustreza y_e, $U(\mu)$ pa je družbena koristnost pri povprečnem dohodku. Meri A_ε in D_ε sta med seboj ordinalno ekvivalentni (enako razvrstita nek niz distribucij), nista pa kardinalno ekvivalentni (mera D_ε se spremeni v primeru linearne transformacije funkcije koristnosti,[34] A_ε pa ne). Večji ko je ε, večja je vrednost Atkinsonovega koeficienta, kar pa ne velja za Daltonov koeficient. Na velikost Atkinsonovega koeficienta pa vpliva tudi dejanska razdelitev dohodka. Bolj ko je ta enakomerna, bližja je vrednost y_e dejanski povprečni vrednosti dohodka in manjša je vrednost Atkinsonovega kazalca.

Če je vrednost A_e=0,25, potem lahko rečemo, da je ob predpostavki enake distribucije potrebnih le 75% dejanskega dohodka, da dosežemo isto raven družbene blaginje. Z drugimi besedami, če bi bili dohodki čisto enako porazdeljeni, bi isto raven družbene blaginje dosegli s samo tremi četrtinami dohodka. Interpretacija tega kazalca je torej malce težje razumljiva, a obstaja tudi zelo privlačna stran te mere, saj pri njej lahko trdimo naslednje: »*povej mi, kako močna je želja neke družbe do enakosti in povem ti, kako velik je koeficient neenakosti*« (Cowell, 2000, str. 47).

Če naredimo še kratko primerjavo Atkinsonovega koeficienta in mere splošne entropije $GE(\alpha)$ (enačbi (27) in (32)), lahko ugotovimo, da sta ordinalno ekvivalentna, kadar velja $\varepsilon = 1 - \alpha = -\beta$ (Cowell, 1998, str. 30, Litchfield, 1999, str. 4).

Kot že povedano, stopnja averzije do neenakosti pomembno določa omenjeni meri neenakosti. V empiričnih raziskavah se običajno uporabljajo vrednosti od 0,5 do 2. Te pa so, glede na izračune nekaterih raziskovalcev, daleč od realnih vrednosti ε. Obstajala naj bi celo pozitivna povezava med neenakostjo in zadovoljstvom posameznika.

Amiel, Creedy in Hurn (1996) so se s pomočjo vprašalnika lotili praktičnega merjenja vrednosti ε.[35] Vprašalnik je bil zasnovan na t.i. »*leaky-bucket*« eksperimentu in je vseboval vprašanja v zvezi s prenosi dohodka med posamezniki v neki namišljeni populaciji. Dobljene vrednosti parametra ε so bile bistveno nižje od vrednosti, ki se običajno uporabljajo pri merjenju neenakosti. Gibale so se med 0,19 in 0,25. Njihova nizka vrednost je še toliko bolj presenetljiva, ker so pri raziskavi sodelovali študentje, ki naj bi imeli večji odpor do neenakosti kot ostale družbene skupine.

[34] Če bi vsem koristnostim U prišteli neko konstanto različno od 0, bi se vrednost Daltonovega indeksa spremenila.

[35] Redki, ki so se še lotili izračuna parametra, so Glejser et al. (1977), Stern (1977), Christiansen in Jansen (1978) ter Gevers et al. (1979). Razlog za majhno število raziskav s tega področja je iskati v dejstvu, da je stališča ljudi vedno težko meriti (Amiel, 1996, str. 2).

Podobne raziskave se je lotil tudi Clark E. Andrew (2003). Uporabil je podatke enajstih zaporednih letnih anket gospodinjstev v Veliki Britaniji in Severni Irski (*BHPS - British Household Panel Study*) od leta 1991 naprej, ki vključujejo zaposlene (samozaposleni niso vključeni) stare od 16 do 60 let in med drugimi vsebujejo tudi vprašanja o splošnem zadovoljstvu in počutju ljudi. Na podlagi vzorca posameznikov je Clark potrdil pozitivno zvezo med dohodkovno neenakostjo in blaginjo posameznika. Ta zveza naj bi bila močnejša pri tistih, katerih dohodki so v zadnjih treh letih precej variirali in tistih, ki jim je v opazovanem obdobju dohodek strmo naraščal. Alesina, Di Tella in MacCulloch (2001) pa so ugotovili, da je želja po bolj enaki dohodkovni razdelitvi večja med prebivalci Zahodne Evrope kot med prebivalci ZDA, kar naj bi bilo delno odraz družbene mobilnosti.

3.4. RAZVRŠČANJE DISTRIBUCIJ S STOHASTIČNO DOMINANCO

Zadnja metoda, ki jo bom opisala, je razvrščanje distribucij (ang. *Rankings*) s pomočjo kvantilov in deležev, s katerimi primerjamo dve različni razdelitvi dohodka in ugotavljamo, kako se je neenakost spremenila (na primer v času, ali po obdavčitvi). Pri tem si pomagamo z grafičnimi orodji kot sta Lorenzova krivulja in Sprevod.

Mere neenakosti nam lahko dajo dvoumne rezultate, kljub temu da zadovoljujejo vse aksiome naštete v poglavju *3.3.3.*. Isti niz distribucij razvrstijo različno preprosto zato, ker so različno občutljive na dohodke v različnih delih razdelitve. Kadar ni skladnosti v rezultatih in smo v dvomih katera razvrstitev distribucij je prava, si lahko pomagamo še s komplementarno metodo stohastične dominance (Litchfield, 1999, str. 4).

Pojem stohastičnega razvrščanja je leta 1955 vpeljal Lehmann.[36] Metoda ima pomembno vlogo v statistični teoriji in praksi, saj se vrsta statističnih študij ukvarja s problemom ocenjevanja funkcij razdelitve (Rojo, El Barmi, 2003, str. 903).

Cowell (2000, str. 41-43) in Litchfield (1996, str. 4-6) obravnavata tri tipe stohastične dominance (izraz dominanca se uporablja, kadar je neka razdelitev dohodka s strani družbe bolj zaželena, ker predstavlja manjšo neenakost oziroma večjo blaginjo in je potemtakem boljša, »dominira«). Ti trije tipi so: stohastična dominanca prve stopnje (ang. *First order stochastic dominance*) in druge stopnje (ang. *Second order stochastic dominance*) ter Lorenzova dominanca (ang. *Mean-normalized second order stochastic dominance*, *Lorenz dominance*). Prvi dve metodi sta občutljivi na povprečni dohodek (μ) distribucije in zato nista preveč uporabni za razvrščanje neenakosti, sta pa uporabni za primerjanje družbene blaginje. Kljub temu bom predstavila vse tri tipe, saj si logično sledijo.

Stohastična dominanca prve stopnje (SD I.) je izražena z naslednjo trditvijo. Če vsak kvantil q ($0 \leq q \leq 1$) distribucije G ni manjši od ustrezajočega kvantila distribucije F in je vsaj en

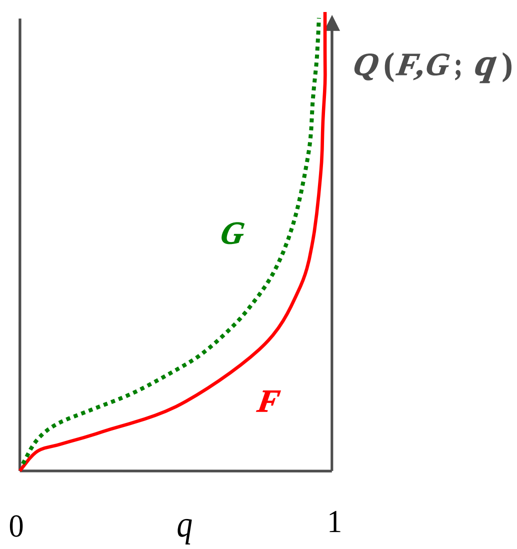
[36] Lehmann E. L.: Ordered families of distributions. Annals of Mathematical Statistics, Baltimore, 26(1955), 2, str. 399-419.

kvantil G strogo večji, potem velja, da ima razdelitev G večji nivo blaginje, za vsako funkcijo W v razredu $\mathcal{W}_1$ (razred funkcij družbene blaginje, katerih funkcije koristnosti U so naraščajoče). Trditev lahko izrazimo v obliki enačbe:

$$G \geq_Q F \text{, če in samo če } W(G) \geq W(F) \forall (W \in \mathcal{W}_1), \tag{36}$$

ali grafično. *Slika 5* prikazuje pravzaprav Jan Penov Sprevod za obe distribuciji. Na abcisi je nanesen kumulativni delež populacije, na ordinati pa dohodek. Na primer $Q(F;0,1)$ in $Q(F;0,5)$ sta prvi decil in mediana distribucije F.

Slika 5: Distribucija G prevlada nad distribucijo F po kriteriju SD I.



Vir: Cowell, 1998, str. 16.

V praksi se pogosto zgodi, da glede na prvi kriterij, nobena distribucija ne prevlada nad drugo. Poleg tega stohastična dominanca prve stopnje zanemarja nekatera osnovna načela analize družbene blaginje, predvsem načelo transferjev. Zato je smiselno uporabiti drugi pogoj, ki predpostavlja razred funkcij $\mathcal{W}_2$, katerih funkcije koristnosti so hkrati naraščajoče in konkavne. SD II. torej sledi iz SD I., obratno pa ne velja (Deaton, 1997, str. 163; Cowell, 1998, str. 15-17).

Stohastična dominanca druge stopnje (SD II.) je podobna prejšnji, le da predpostavlja generalizirano Lorenzovo krivuljo oziroma »krivuljo koncentracije« kot jo imenuje Kolm (1969) ali »absolutno Lorenzovo krivuljo«[37] kot ji pravita Yitzhaki in Olkin (1979) (Cowell, 1998, str. 17). Krivulja je prikazana v *Sliki 6*. Zanjo je značilna enaka abcisna os kot pri navadni Lorenzovi krivulji, ordinatna os pa kaže kumulativni delež dohodka, ki je pomnožen

[37] »Relativna Lorenzova krivulja« je pojem, ki označuje običajno Lorenzovo krivuljo (ta je opisana v poglavju *3.2.3.*).

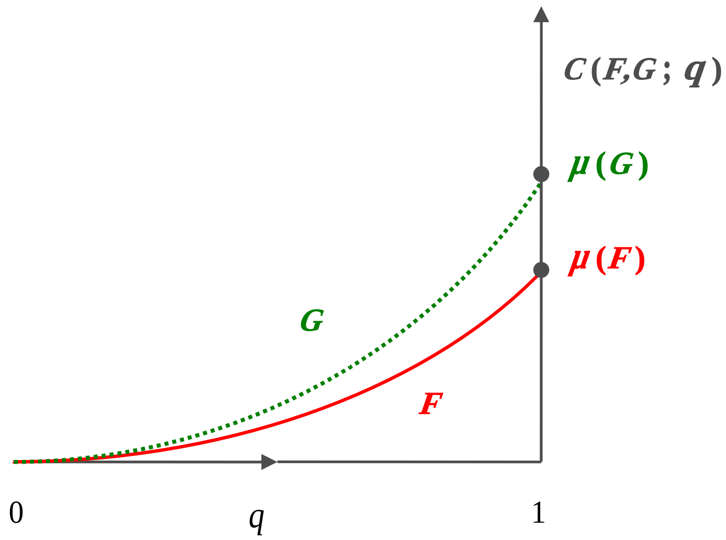
s povprečnim dohodkom μ. Ta transformacija ne vpliva na samo obliko krivulje, ampak zgolj spremeni skalo na ordinati. Tako generalizirana Lorenzova krivulja ne seka ordinate pri vrednosti 1 ampak pri vrednosti μ. Te krivulje se uporabljajo za primerjanje distribucij z različnimi povprečnimi dohodki in zatorej z različnimi agregati dohodkov.

Če primerjamo kumulativne deleže C[38] distribucij F in G, velja naslednja trditev za vsako funkcijo W v razredu $\mathcal{W}_2$ (razred funkcij družbene blaginje, katerih funkcija koristnosti U je naraščajoča in konkavna):

$$G \geq_C F \text{, če in samo če } W(G) \geq W(F) \forall (W \in \mathcal{W}_2). \tag{37}$$

V tem primeru družba preferira distribucijo G, saj najrevnejši delež populacije razpolaga z več dohodka, prav tako je večji skupni dohodek in na splošno so vsi kvantili distribucije G večji od kvantilov distribucije F. Z vidika družbene blaginje torej G prevlada nad F (Deaton, 1997, str. 159).

Slika 6: Distribucija G prevlada nad distribucijo F po kriteriju SD II.



Vir: Cowell, 1998, str. 18.

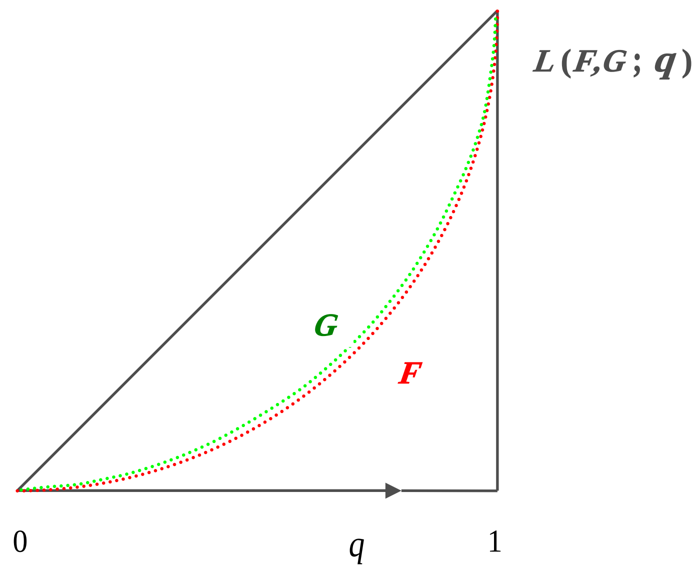
Če razvrščamo distribucije zgolj glede na neenakost razdelitve dohodka in ne glede na velikost blaginje, uporabimo Lorenzovo dominanco. V *Sliki 7* tako uporabimo navadne Lorenzove krivulje za distribuciji F in G, ki jih lahko dobimo tudi z normalizacijo generaliziranih Lorenzovih krivulj s povprečnim dohodkom.[39] Če G v celoti leži bolj levo in navzgor, torej bliže črti popolne enakosti, pravimo da krivulja G glede na Lorenzov kriterij prevlada nad krivuljo F. Vsaka mera neenakosti, ki izpolnjuje načelo anonimnosti in Pigou-

[38] $C(F;0)=0$, $C(F;1)=\mu(F)$.

[39] $L(F;q) = \dfrac{C(F;q)}{\mu(F)}$ in $L(G;q) = \dfrac{C(G;q)}{\mu(G)}$

Daltonovo načelo transferjev, bi morala razvrstiti niz distribucij na enak način kot Lorenzov kriterij (Litchfield, 1999, str. 6).

Slika 7: Lorenzova prevlada distribucije *G* nad *F*



Vir: Cowell, 1998, str. 18.

Tako SD I. kot SD II. in Lorenzova dominanca v praksi ne dajo vedno nedvoumnih rezultatov. Vzrok za to je, da ima večina distribucij različen povprečni dohodek (μ). Če bi imele vse distribucije enak μ, bi jih vsi trije kriteriji razvrstili enako (Deaton, 1997, str. 164). Torej se ne zgodi redko, da se Lorenzove krivulje sekajo. Kadar je tako, lahko nadaljujemo z razvrščanjem distribucij po dveh poteh. Lahko dodamo razne omejitve družini funkcij družbene blaginje, kot na primer načelo padajočih transferjev, ki predpostavlja čim večji učinek transferja od x k x-Δ na neenakost, čim nižje v distribuciji se nahaja x. Druga možnost je, da s pomočjo aksiomov izpeljemo specifične mere neenakosti, kar nam je znano že iz poglavja *3.3.3.* (Cowell, 1998, str. 21).

4. OD TEORIJE K PRAKSI

4.1. PRAKTIČNO PREVERJANJE TEORETIČNIH PREDPOSTAVK

V tem poglavju preverjam veljavnost predstavljene teorije ter predpostavk v zvezi z značilnostmi mer. Moj namen torej ni ugotavljanje realne dohodkovne neenakosti v Sloveniji v obeh letih, temveč zgolj dokazovanje trditev iz prejšnjih poglavij. Domneve o merah sem preverjala na podlagi vzorca bruto plač v Sloveniji iz leta 2000, ki vključuje 36.460 opazovanih enot. Pri ugotavljanju, kako posamezne mere razvrstijo dve različni razdelitvi dohodka glede na neenakost, pa sem za primerjavo dodala še vzorec iz leta 1997, ki je zajemal 30.959 opazovanih enot. Vsi podatki izvirajo iz dohodninske datoteke Ministrstva za finance RS.

Ker so štiri od opisanih mer logaritemske, naj že na začetku omenim, da med dohodki opazovanih enot ni negativnih dohodkov. Pri računanju teh mer se 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. 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.

Naj še omenim, da bom v nadaljevanju, v izogib suhoparnosti razlage, izraz opazovana enota po potrebi nadomestila z besedami kot so posameznik, prejemnik dohodka, oseba ali subjekt.

Glavni problem pri merah dohodkovne neenakosti je njihova različna občutljivost. Ene so namreč občutljivejše na spodnji del distribucije, druge na zgornji del. Večina mer, kot bo prikazano, poudarja neenakost razdelitve v določenem delu distribucije bolj kot v preostalem delu. Torej ne obravnavajo neenakosti enakovredno skozi celotno distribucijo. Poleg tega mere različno reagirajo na prenose dohodkov od prejemnika z višjim dohodkom do tistega z nižjim v posameznih delih distribucije. Pri preverjanju učinka transferja na velikost mere sem vedno uporabila prenos v višini 200 SIT. Ker gre za zelo majhen prenos dohodka, so bile spremembe temu primerno zelo majhne, a so vseeno zadoščale za potrditev oziroma zavrnitev predpostavk.

Če začnem s klasičnimi statističnimi merami, imamo v *Tabeli 1* izračunane vrednosti razpona in povprečnega relativnega odklona. Za povprečni relativni odklon (4) naj bi veljalo, da ne registrira prenosa, če do njega pride med subjekti na isti strani povprečnega dohodka μ, ki je za leto 2000 znašal 2.013.210 SIT. Izračun je potrdil omenjeno hipotezo, saj je bila vrednost M po prenosu enaka kot pred prenosom. Poleg tega sem razporedila dohodke levo od povprečja tako, da so vse opazovane enote na tej strani prejele enak dohodek, in sicer v višini 1.211.973 SIT. Tudi tako velika transformacija v razdelitvi dohodka ni ostala zabeležena s strani M, ki je ostal nespremenjen.

Tabela 1: Razpon, standardiziran razpon in povprečni relativni odklon z največjimi in najmanjšimi možnimi vrednostmi

	Razpon (R)	Min.- Max.	Standardiz. razpon (R/μ)	Min.- Max.	Povprečni relativni odklon (M)	Min.- Max.
2000	34.870.222	0 – Y_{2000}	17,3207	0 – 36.460	0,5054886	0 - 2
1997	35.110.961	0 – Y_{1997}	21,4581	0 – 30.959	0,4965231	0 - 2

Vir: Dohodninska datoteka Ministrstva za finance, 2000; Lastni izračuni, 2004.

Izračuni so potrdili enako obnašanje pri najmanjši večini in koeficientu enakih deležev. Najmanjša večina prav tako ni registrirala prenosov med posamezniki, ki se v razdelitvi nahajajo na isti strani točke y_0, ki prikazuje delež prejemnikov dohodka, ki skupaj posedujejo polovico vsega dohodka. Vrednost najmanjše večine je torej ostala enaka 74,3%. Pri koeficientu enakih deležev je zgodba popolnoma enaka kot pri povprečnem relativnem odklonu, saj učinka prenosa ni, če do njega pride med subjektoma levo oziroma desno od točke povprečnega dohodka v razdelitvi.

Za izračun Robih Hoodovega indeksa sem celotno populacijo razdelila na decile ter računala deleže skupnega dohodka posameznega decila. Prvi decil je imel tako 1,92%, zadnji decil pa 27,72% skupnega dohodka. V primeru prenosa dohodka med dvema znotraj posameznega decila, se Robin Hoodov indeks ni spremenil in je ostal enak 25,18%. Tolikšen je torej v tem primeru delež celotnega dohodka, ki bi ga bilo treba vzeti bogatim in ga dodeliti revnim, da bi dosegli dohodkovno enakost.

Za Ginijev koeficient (9) naj bi veljalo, da je najbolj občutljiv na prenose dohodka v sredinskem delu distribucije. Podatki v *Tabeli 2* prikazujejo spremembe v velikosti Ginija zaradi prenosa 200 SIT v spodnjem, srednjem in zgornjem delu dohodkovne razdelitve. V prvi vrstici je podan izračun Ginija pred prenosom, nato pa mu sledijo izračuni glede na velikost spremembe, in sicer od najmanjše do največje. Kot smo pričakovali, je imel največji učinek na zmanjšanje mere neenakosti, prenos dohodka od revnega k bogatemu v srednjem delu. Zato je $G_{sr.}$, ki kaže dohodkovno neenakost po prenosu dohodka od osebe z dohodkom 1.448.327 SIT k osebi z dohodkom 1.434.000 SIT, najmanjši. Razlika v spremembi Ginija pa je največja med $G_{zg.}$ in $G_{sr.}$ in najmanjša med $G_{zg.}$ in $G_{sp.}$.

Tabela 2: Učinki prenosa dohodka v različnih delih distribucije na Ginijev koeficient

	G	ΔG zaradi prenosa dohodka
G	0,360190785783466	
$G_{zg.}$ (ΔY med 36404. in 36403. o.e.*)	0,360190750138276	-0,0000000035645190
$G_{sp.}$ (ΔY med 656. in 579. o.e.)	0,360190750126916	-0,0000000035656550
$G_{sr.}$ (ΔY med 15229. in 14966. o.e.)	0,360190750099115	-0,0000000035684351

* Opazovana enota.

Vir: Dohodninska datoteka Ministrstva za finance, 2000; Lastni izračuni, 2004.

Ker pa ima Ginijeva mera še eno zanimivo lastnost, da je pri njej velikost spremembe neenakosti zaradi prenosa odvisna od zaporednega mesta, ki ga posameznika zasedata v Sprevodu in ne od razdalje med njima (kar pomeni, da mera ne zadovoljuje močnega načela transferjev), sem preverila še zaporedne številke opazovanih enot, med katerimi sem prenesla dohodek. Opazila sem, da je bila razlika med zaporednimi mesti največja ravno pri prenosu v srednjem delu Sprevoda in je to glavni razlog, zakaj se je Ginijev koeficient v tem primeru najbolj zmanjšal. Za dodaten dokaz sem prenesla 200 SIT med 1404. in 1403. ter med 580. in 579. opazovano enoto v Sprevodu, in izračun Ginija primerjala z $G_{zg.}$ iz *Tabele 2*. V vseh treh primerih je bil izračun Ginija enak, in sicer je bila njegova vrednost 0,360190750138276.

Od splošnih statističnih mer nam ostane še razred mer, ki izhaja iz variance V (10) in je po svojih značilnostih precej nenavaden. Poleg variance sta posebna primera še logaritemska varianca v_1 (12) ter varianca logaritmov dohodkov v_2 (13), kateri pri prenosih dohodka med bogatimi posamezniki, kljub pričakovanem zmanjšanju neenakosti, dejansko prikažeta povečano neenakost. Za prenose v sredinskem in spodnjem delu to ne velja.

Za varianco pa je značilno, da ne izpolnjuje načela neodvisnosti od velikosti razpoložljivega dohodka in temu ustrezno se njena vrednost poveča za štirikrat, če podvojimo vse dohodke v distribuciji, namesto da bi ostala nespremenjena. *Tabela 3* s številkami podkrepi omenjene teoretične domneve.

Tabela 3: Varianca, logaritemska varianca in varianca logaritmov dohodkov

	v_1	v_2	V
	0,129269278000092	1,00304808051596	2.712.412.522.140,28
po prenosu dohodka	0,129269278000212	1,00304808051597	
učinek $2n$			10.849.650.088.562,90

Vir: Dohodninska datoteka Ministrstva za finance, 2000; Lastni izračuni, 2004.

Edina mera, ki jo tudi še lahko izpeljemo iz variance in se obnaša normalno oziroma kot bi pričakovali od objektivne mere, je koeficient variacije (11). Koeficient variacije je na prenos neke vrednosti dohodka (še vedno gre za prenos 200 SIT) vedno enako občutljiv. Kar je potrdil tudi moj izračun, saj so prenosi v vseh delih razdelitve dali enak c. Koeficient variacije je tako za leto 2000 imel pred prenosom vrednost 0,818078063, po prenosu pa 0,8180668899.

Naslednja proučevana kategorija mer neenakosti so mere splošne entropije $GE(\alpha)$ (27). Za izračune velikosti dohodkovne neenakosti in preverjanje učinka prenosa dohodka na mero sem uporabila naravne logaritme, lahko pa bi tudi navadne. Tako se Theilov indeks (20) za leto 2000, izračunan z naravnimi logaritmi, lahko giblje v razponu 0 do $ln(n)$=10,5, oziroma, če ga računamo z navadnimi logaritmi, v razponu od 0 do $log(n)$=5. V *Tabeli 4* imamo izračune na podlagi podatkov iz leta 2000.

Tabela 4: Učinki prenosa dohodka pri Theilovem indeksu

	T=GE(1)		Razmerja parov deležev dohodka
T	0,239170725293754		
$T_{sp.}$	0,239170725037441	s_2/s_1	1,1001
$T_{sr.}$	0,239170725267044	s_4/s_3	1,0100
$T_{zg.}$	0,239170725291397	s_6/s_5	1,0009

Vir: Dohodninska datoteka Ministrstva za finance, 2000; Lastni izračuni, 2004.

Kot lahko vidimo, se T v vsakem primeru zmanjša, ne glede na to, kje v distribuciji pride do prenosa. Za koliko se zmanjša, pa je odvisno zgolj od razmerja parov deležev dohodka posameznikov, s_2/s_1 (glej enačbi (18) in (22)), ki so navedeni v desnem delu *Tabele 4*. Večja je razlika med deležema dohodka, večje je razmerje med njima in zato je tudi večji učinek prenosa na Theilov indeks, ki se zmanjša, če prenesemo 200 SIT od bogatejšega k revnejšemu. Da si razmerja parov deležev dohodka sledijo po velikosti od največjega do najmanjšega, je zgolj naključje. Za potrditev tega sem izbrala dva posameznika z vrha distribucije, katerih razmerje deležev je bilo večje od zgornjih treh in je znašalo 1,1042, Theilov indeks po prenosu pa je bil ustrezno manjši od $T_{sp.}$, $T_{sr.}$ in $T_{zg.}$, in sicer je bila njegova vrednost 0,2339170725023617.

Podobno kot Theilova mera se ob prenosih obnaša Herfindahlova mera, le da ta uporablja absoluten in ne relativen koncept razdalje. Namesto razmerij upošteva razlike v velikosti deležev dohodkov posameznikov. Večja je ta razlika, večji je učinek prenosa dohodka na mero, ki se vedno zmanjša, če prenašamo dohodek od bogatejšega k revnejšemu, kar je prikazano v *Tabeli 5*.

Tabela 5: Učinki prenosa dohodka pri Herfindahlovem indeksu

	H		Razlike med deleži dohodka
H	0,000045782595624966		
$H_{sp.}$	0,000045782595621444	$s_2 - s_1$	1,95813E-07
$H_{sr.}$	0,000045782595621447 8	$s_4 - s_3$	1,95186E-07
$H_{zg.}$	0,000045782595621575 3	$s_6 - s_5$	1,71795E-07

Vir: Dohodninska datoteka Ministrstva za finance, 2000; Lastni izračuni, 2004.

Zopet navajam kot dodaten primer učinek prenosa v skrajnem spodnjem delu razdelitve, kjer sem izbrala osebi, katerih razlika v deležih je bila dosti manjša od zgornjih treh in je znašala 1,33212E-07. Ob prenosu dohodka med njima, se je H zmanjšal na vrednost 0,0000457825956217855. Ker sta si bila prejemnika po dohodku dosti »bliže« kot v ostalih treh primerih, prenos med njima ni imel tako velikega učinka na mero in s tem na zmanjšanje dohodkovne neenakosti.

Čeprav mere splošne entropije veljajo za »dobre« mere neenakosti, ker imajo vse želene lastnosti, ki naj bi jih posedovala dobra mera neenakosti, je H v tem primeru negativna izjema, saj ne izpolnjuje načela populacije. Če torej opazovani populaciji iz leta 2000 prištejemo identično populacijo, se Herfindahlov indeks znatno poveča, čeprav naj bi ostal enak, njegova vrednost pa je enaka 0,000183130381833561.

Do sedaj sem opisovala najbolj znana predstavnika mer splošne entropije. Če izračunamo še *MLD* (28) in *HSCV* (29), ugotovimo, da se obe meri ob prenosu zmanjšata, se pravi, da zadovoljita šibkemu načelu transferjev. Hkrati lahko ugotovimo, da velja pravilo, da *MLD* daje večjo težo dohodkom v spodnjem delu, *HSCV* pa v zgornjem delu razdelitve. Ugotovitve so podkrepljene s številkami v *Tabeli 6*.

Tabela 6: Učinki prenosa dohodka pri *MLD* in *HSCV*

	MLD=*GE*(0)		*HSCV*=*GE*(2)
MLD	0,256194316813324	*HSCV*	0,334616718198058
$MLD_{sp.}$	0,256194313385941	$HSCV_{sp.}$	0,334616718178876
$MLD_{sr.}$	0,256194316776012	$HSCV_{sr.}$	0,334616718178938
$MLD_{zg.}$	0,256194316812993	$HSCV_{zg.}$	0,334616718181262

Vir: Dohodninska datoteka Ministrstva za finance, 2000; Lastni izračuni, 2004.

Če izračunamo, za kakšen odstotek se je zmanjšala mera zaradi prenosa pri obeh, dobimo potrditev te ugotovitve. Pri *MLD* se mera zmanjša za večji odstotek kot *HSCV*, če gre za prenos v spodnjem delu. Če pa gre za prenos v zgornjem delu, je odstotna sprememba v velikosti indeksa večja pri *HSCV* kot pri *MLD*.

Nazadnje sem se lotila izračuna Atkinsonovega in Daltonovega indeksa ter prišla do naslednjih ugotovitev. S povečevanjem stopnje averzije do neenakosti (ε), se tudi A_ε povečuje, D_ε pa ne, kar je skladno s predstavljeno teorijo v poglavju *3.3.4.1.*. Poleg tega se je z izračunom potrdila še ena pomanjkljivost te mere. D_ε ne izpolnjuje pogoja neodvisnosti mere od razpoložljivega dohodka. Ko smo povečali vsakemu prejemniku dohodek sorazmerno z deležem v celotnem razpoložljivem dohodku (v tem primeru (y_i/Y)*1.000.000 SIT, kjer predstavlja Y celotni dohodek), se je velikost mere spremenila. Pri $\varepsilon = 0,2$ se je zmanjšala na vrednost 0,0374581768126684.

Tabela 7: Atkinsonova in Daltonova mera ob različnih stopnjah averzije do neenakosti (ε)

ε	A_ε	D_ε
$\varepsilon = 0,2$	0,0466010	0,0374581768163629
$\varepsilon = 0,5$	0,1133749	0,0584334677018024
$\varepsilon = 1,25$	0,2900812	0,0024388107296802
$\varepsilon = 2$	0,5918076	0,0000007201564360

Vir: Dohodninska datoteka Ministrstva za finance, 2000; Lastni izračuni, 2004.

Stopnja averzije ε je parameter, ki odraža naš odnos do neenakosti razdelitve dohodka. Veljalo naj bi, večji ko je ε, večjo težo pripisuje družba prenosom dohodka na dnu dohodkovne porazdelitve in manjšo na vrhu. Zato sem prenos izvedla v spodnjem delu razdelitve ter uporabila najmanjšo in največjo vrednost parametra ε. Ob majhnem ε ($\varepsilon = 0,2$) se je vrednost obeh mer zmanjšala za manjši odstotek, kot pri uporabi večjega ε ($\varepsilon = 2$). Iz *Tabele 8* je razvidno, za kolikšen odstotek se je mera zmanjšala in da je to zmanjšanje večje pri večjem ε.

Na koncu me je zanimalo še, kako opisane mere razvrstijo dohodkovno neenakost za obe leti, torej za leto 1997 in 2000. Izračuni so podani v *Tabeli 9*. Debelejše označene številke predstavljajo manjšo izračunano neenakost.

Tabela 8: Učinek prenosa dohodka (v spodnjem delu razdelitve) na A_ε in D_ε, ob različnih stopnjah averzije do neenakosti (ε)

ε	A_ε	D_ε
$\varepsilon = 0,2$	0,0466009769403390	0,0374581768163629
po prenosu	0,0466009768550549	0,0374581767474808
ΔA_ε, ΔD_ε zaradi prenosa, v %	**1,83009E-07**	**1,83891E-07**
$\varepsilon = 2$	0,5918076343461250	0,0000007201564360403 98
po prenosu	0,5918076190621780	0,0000007201563904102 31
ΔA_ε, ΔD_ε zaradi prenosa, v %	**2,58259E-06**	**6,33615E-06**

Vir: Dohodninska datoteka Ministrstva za finance, 2000; Lastni izračuni, 2004.

Tabela 9: Primerjava dohodkovne neenakosti za leti 1997 in 2000

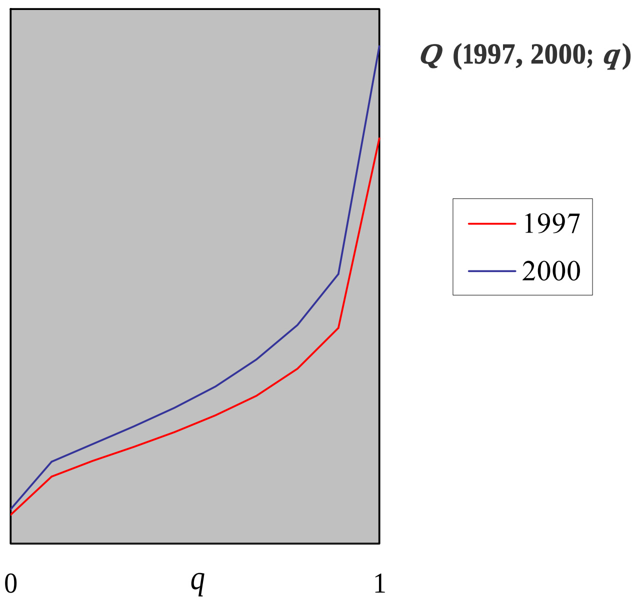
	1997	2000
Razpon (R)	35.110.961	**34.870.222**
Povprečni relativni odklon (M)	**0,4965**	0,5055
Ginijev koeficient (G)	**0,3555**	0,3602
Varianca (V)	**1.779.326.940.516,71**	2.712.412.522.140,28
Koeficient variacije (c)	**0,8152**	0,8181
Logaritemska varianca (v_1)	0,1334	**0,1293**
Varianca logaritmov (v_2)	1,0032	**1,0030**
Najmanjša večina	**74,02%**	74,28%
Koeficient enakih deležev	64,32%	**63,50%**
Robin Hood indeks	**24,69%**	25,18%
Theilov indeks (T)	**0,2356**	0,2392
Herfindhalov indeks (H)	0,00005377	**0,00004578**
HSCV	**0,3323**	0,3346
MLD	**0,2560**	0,2562
Atkinsonov indeks (A_ε)		
A_ε (ε =0,2)	**0,0459**	0,0466
A_ε (ε =0,5)	**0,1120**	0,1134
A_ε (ε =1,25)	0,2936	**0,2901**
A_ε (ε =2)	0,6732	**0,5918**
Daltonov indeks (D_ε)		
D_ε (ε =0,2)	**0,0369**	0,0375
D_ε (ε =0,5)	**0,0577**	0,0584
D_ε (ε =1,25)	0,0026	**0,0024**
D_ε (ε =2)	0,00000126	**0,00000072**

Vir: Dohodninska datoteka Ministrstva za finance, 1997 in 2000; Lastni izračuni, 2004.

Več kot očitno je, da ni enotnega odgovora na vprašanje, v katerem letu je bila dohodkovna neenakost v Sloveniji večja oziroma manjša. Razlog za to sem navedla že na začetku tega poglavja in je povezan z občutljivostjo mer na različne dele distribucije. Na podlagi lastnosti, ki naj bi jih imela dobra mera neenakosti, sem iz *Tabele 9* kot najbolj verodostojne kazalce izbrala *G*, *c*, *T*, *HSCV* in *MLD*. Slednji dve meri sicer dajeta poudarek različnim delom razdelitve, prva spodnjemu in druga zgornjemu, a ker prihajata iz družine mer splošne entropije $GE(\alpha)$ sem se ju odločila vključiti v primerjavo. Vse naštete mere so enako razvrstile leti glede na dohodkovno neenakost, in sicer so prikazale manjšo dohodkovno neenakost za leto 1997. Enako razvrstitev sta pokazali tudi A_ε in D_ε, a le pri majhnih vrednostih ε.

Poglejmo si sedaj še, kako je metoda stohastične dominance razvrstila obe leti glede na stanje družbene blaginje, oziroma glede na stanje dohodkovne neenakosti.

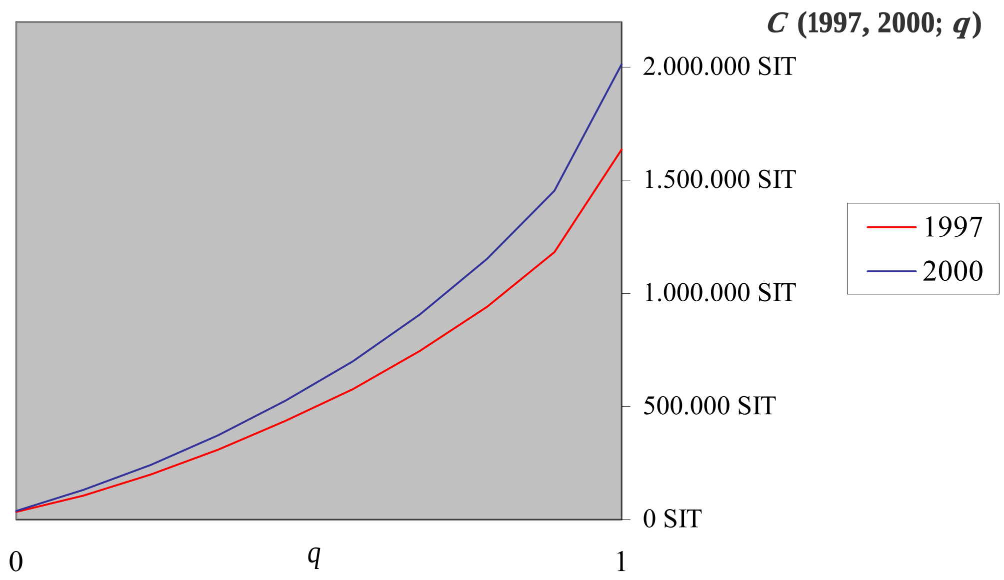
Slika 8: Stohastična dominanca I. stopnje



Vir: Dohodninska datoteka Ministrstva za finance, 1997 in 2000; Lastni izračuni, 2004.

Kot vidimo v *Sliki 8* in *9* je razvrstitev ravno obratna, kot so jo dale izbrane mere, saj se krivulja za leto 1997 nahaja pod tisto za leto 2000. To pa zato, ker sta tako SD I. kot SD II. občutljivi oziroma odvisni od povprečnega dohodka, ki je bil višji v letu 2000 in je znašal 2.013.210 SIT, v letu 1997 pa 1.636.259 SIT (SD I. in SD II. prikazujeta in merita družbeno blaginjo in ne dohodkovne neenakosti, zato bo vedno dominirala razdelitev z višjim povprečnim dohodkom).

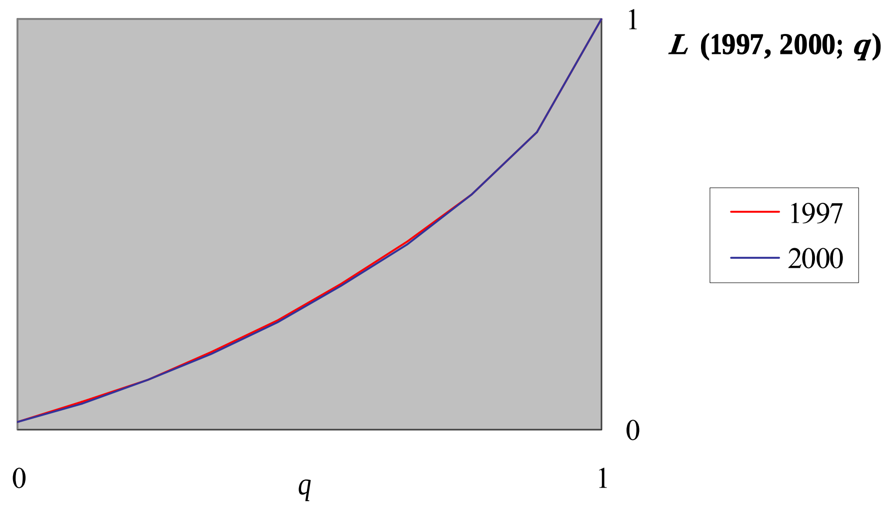
Slika 9: Stohastična dominanca II. stopnje



Vir: Dohodninska datoteka Ministrstva za finance, 1997 in 2000; Lastni izračuni, 2004.

Če razdelitev sedaj rešimo vpliva povprečnega dohodka ter prikažemo stanje dohodkovne neenakosti v omenjenih letih (in ne stanje družbene blaginje), dobimo Lorenzovo dominanco v *Sliki 10*.

Slika 10: Lorenzova dominanca



Vir: Dohodninska datoteka Ministrstva za finance, 1997 in 2000; Lastni izračuni, 2004.

Zaradi majhne velikosti slike ni popolnoma razvidno, katero leto prevladuje. Če bi sliko povečali, bi ugotovili, da v večjem delu prevladuje krivulja za leto 1997, vendar se krivulji sekata, in sicer v skrajnem zgornjem delu. Torej tudi s pomočjo Lorenzove dominance ne dobimo točnega odgovora glede dohodkovne neenakosti.

5. SKLEP

V diplomskem delu sem največ pozornosti namenila meram dohodkovne neenakosti, ki sem jih delila na klasične statistične mere, mere splošne entropije ter mere, ki temeljijo na funkciji družbene blaginje. Prvi dve skupini mer spadata med pozitivne mere, ki objektivno analizirajo in merijo neenakost, torej opisujejo dejansko stanje problema neenakosti. Zadnje pa uvrščamo med normativne mere, ki se ozirajo na mnenje družbe o problemu neenakosti, saj imajo »vgrajeno« spremenljivko (ε), ki določa, kako zelo je določena družba nenaklonjena neenakosti. Večja ko je ta spremenljivka, večja je želja po enakosti v družbi. Proučevala sem lastnosti vseh mer ter s pomočjo aksiomov ocenjevala, katere izmed njih spadajo v skupino dobrih mer neenakosti. Vsem petim načelom (načelu neodvisnosti od velikosti razpoložljivega dohodka, načelu populacije, Pigou-Daltonovemu načelu transferjev, načelu neimenovanosti ter načelu razstavljivosti) ustrezajo razred mer splošne entropije $GE(\alpha)$, Atkinsonov koeficient (A_ε) in koeficient variacije (c), ki sta tem meram ordinalno ekvivalentna ter Ginijev koeficient (G), ki je do nedavnega sicer veljal za nerazstavljivo mero, a se je izkazalo, da temu ni tako, le da je postopek precej kompliciran, izpolnjen pa mora biti tudi pogoj o neprekrivanju posameznih komponent. Le za te mere pa velja tudi, da izpolnjujejo Lorenzov kriterij. Vse preostale mere imajo večje ali manjše pomanjkljivosti, zaradi česar nekatere sploh niso primerne za resen pristop k računanju dohodkovne neenakosti, saj so preveč enostavne, predvsem z vidika (ne)občutljivosti na prenose dohodkov. Nekatere namreč prenosa dohodka sploh ne zaznajo, torej ne izpolnjujejo Pigou-Daltonovega načela transferjev. To so razpon (R), povprečni relativni odklon (M), koeficient enakih deležev in najmanjša večina. Logaritemska varianca (v_1) ter varianca logaritmov dohodkov (v_2) pa gresta še v to skrajnost, da pri prenosu med najbogatejšimi opazovanimi enotami (od bogatejšega k malo manj bogatemu posamezniku) prikažeta celo povečano neenakost, kar nikakor ni logično. Druga najpogostejša pomanjkljivost je nerazstavljivost mer, ki onemogoča podrobnejši vpogled v neenakost, kako je sestavljena, katere komponente prispevajo več oziroma manj k agregatni oceni neenakosti.

Mere so si precej različne tudi po tem, kateremu delu v distribuciji dajejo večji poudarek, kar je še posebej očitno pri prenosih dohodka. To se je izkazalo tudi v empiričnem delu naloge, ko sem preverjala učinke prenosa velikosti 200 SIT med opazovanimi enotami v različnih delih distribucije: spodnjem, sredinskem in zgornjem. Theilov indeks (T) in Ginijev koeficient (G) največjo težo pripisujeta enotam v sredinskem delu. Logaritemska varianca (v_1), varianca logaritmov dohodkov (v_2) ter *MLD* poudarjajo spodnji del, *HSCV* pa zgornji del razdelitve. Kot opazimo so mere splošne entropije še posebej uporabne, če želimo izračun prilagoditi temu, kaj hočemo povedati. In sicer tako, da uporabimo različne vrednosti za spremenljivko α in s tem poudarimo izbran del distribucije in tako vplivamo na končen izračun neenakosti. Tako bo nekdo, ki je mnenja, da ima neenakost večje posledice v revnejših družbah, za računanje neenakosti v slednjih zagovarjal uporabo mere, ki pripisuje večjo težo enotam v spodnjem delu distribucije. To je eden možnih pristopov. Obstaja še drugi pristop. Ta ne izpostavlja nobene mere neenakosti, temveč le rezultatom katerekoli uporabljene mere daje večji relativni pomen, če je opazovana populacija na splošno revna.

Naj zaključim, da gre pri ugotavljanju neenakosti za precej kompleksno vprašanje, ki zahteva od nas tako normativni kot objektivni pristop. Kakorkoli se že lotimo proučevanja, se ne zdi tako zelo bistveno, kateri pristop uporabimo, bolj važno je, da točno vemo, kaj delamo. Vsak rezultat, ki ga da posamezna mera neenakosti, ima določeno ozadje, ki vpliva na našo presojo glede neenakosti razdelitve dohodka in jo je treba upoštevati, če želimo resno pristopiti k ugotavljanju neenakosti. V tem diplomskem delu sem predvsem želela omogočiti boljši vpogled v mere in kaj pravzaprav le te merijo, saj njihove lastnosti lahko ključno vplivajo na rezultate in s tem na naše razsodbe o neenakosti. Oboroženi s tem znanjem pa si tudi lažje razlagamo povezave med razdelitvijo dohodka in drugimi ekonomskimi kazalci ter raziskujemo vzroke dohodkovne neenakosti.

LITERATURA

1. Alesina A., Di Tella R., MacCulloch R.: Inequality and Happiness: Are Europeans an Americans Different?. Working Paper No. 8198. Cambridge : NBER, April 2001. 37 str. [http://post.economics.harvard.edu/faculty/alesina/papers/HappIneqREVApril3.pdf].

2. Amiel Yoram: The Subjective Approach to the Measurement of Income Inequality. Discussion Paper No. DARP 38. London : London School of Economics and Political Science. STICERD, June 1998. 23 str.
[URL: http://darp.lse.ac.uk/subjective/amiel_1999.pdf].

3. Amiel Y., Creedy J., Hurn S.: Measuring Inequality Aversion. Research Paper No. 508. Melbourne : The University Of Melbourne. Department of Economics, March 1996. 12 str.

4. Atkinson A. B.: Bringing Income Distribution In From The Cold. The Economic Journal, London, 107(1997), 441, str. 297-321.

5. Bhalla Surjit: Growth, poverty, inequality-getting the facts right: Interview with Surjit Bhalla. IMF Survey, Washington, 31(2002), 19, str. 335-336.

6. Champrenowne D. G., Cowell F. A.: Economic inequality and income distribution. Cambridge : Cambridge University, 1998. 405 str.

7. Checchi Daniele: Education, Inequality and Income Inequality. Discussion Paper No. DARP 52. London : London School of Economics and Political Science. STICERD, May 2001. 69 str.
[URL: http://sticerd.lse.ac.uk/dps/darp/DARP52.pdf].

8. Clark E. Andrew: Inequality-Aversion and Income Mobility: A Direct Test. Paris : Delta-Federation Jourdan. CNRS, June 2003. 18 str.
[URL: http://www.delta.ens.fr/abstracts/wp200311.pdf].

9. Cowell Frank A.: Measurement of Inequality. Discussion Paper No. DARP 36. London : London School of Economics and Political Science. STICERD, July 1998.
[URL: http://sticerd.lse.ac.uk/dps/darp/darp36.pdf].

10. Cowell Frank A.: Measuring Inequality. Third Edition. London : London School of Economics and Political Science. STICERD, May 2000. 203 str.
[URL: http://darp.lse.ac.uk/pdf/measuringinequality3.pdf].

11. Deaton Angus: The Analysis of Household Surveys: A Microeconometric Approach to Development Policy. Baltimore : The Johns Hopkins University, 2000. 479 str.

12. Duncan Ron: Globalisation and Income Inequality: An International Perspective. The Fifth Annual Conference on International Trade Education and Research. Melbourne : Monash University, The Australian APEC Study Centre, October 2000, 9 str.
[URL: http://www.apec.org.au/docs/duncan.PDF].

13. Glas Miroslav: Razdelitev dohodka v procesu ekonomskega razvoja. Magistrsko delo. Zagreb : Sveučilište v Zagrebu. Fakultet za vanjsku trgovinu, 1978. 323 str.

14. Kolenko Aleš: Dekompozicija mer neenakosti. Diplomsko delo. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 2003. 40 str.

15. Litchfield Julie A.: Inequality: Methods and Tools. Washington : World Bank, March 1999. 16 str.
[URL: http://www1.worldbank.org/prem/poverty/inequal/methods/litchfie.pdf].

16. Melchior Arne, Kjetil Telle, Henrik Wiig: Globalization and Inequality: World Income Distribution and Living Standards, 1960-1998. Oslo : Royal Norwegian Ministry of Foreign Affairs, October 2000. 42 str.
[URL: http://odin.dep.no/archive/udvedlegg/01/01/rev__016.pdf].

17. Milanović Branko: True world income distribution, 1988 and 1993: First calcualtion based on household surveys alone. Washington : World Bank, November 2000. 56 str.
[URL: http://econwpa.wustl.edu/eps/hew/papers/0305/0305002.pdf].

18. Progar Edvard: Problemi in rezultati empiričnih raziskav o ekonomski neenakosti v Jugoslaviji. Diplomsko delo. Ljubljana : [s.n.], 1980. 139 str.

19. Ravallion Martin: The Debate on Globalization, Poverty and Inequality: Why Measurment Matters. Policy Research Working Paper 3038. Washington : World Bank, April 2003. 26 str.
[URL: http://econ.worldbank.org/files/26010_wps3038.pdf].

20. Rojo J., El Barmi H.: Estimation Of Distribution Functions Under Second Order Stochastic Dominance. Statistica Sinica, Taipei, 13(2003), 3, str. 903-926.

21. Sen Amartya: O ekonomskoj nejednakosti. Zagreb : Cekade, 1985. 101 str.

22. Stanovnik Tine, Stropnik Nada: Dohodkovni položaj slovenskih gospodinjstev. Statistika dela, delovnih in življenjskih pogojev. Zbornik referatov 5. mednarodnega statističnega posvetovanja Radenci '95. Ljubljana : Statistični urad Republike Slovenije, Statistično društvo Slovenije, 1995, str. 196-214.

23. Székely Miguel, Hilgert Marianne: What's Behind the Inequality We Measure: An Investigation Using Latin American Data. Working Paper No. 409. Washington : Inter-American Development Bank, December 1999. 53 str.
[URL: http://www.worldbank.org/research/inequality/pdf/szekely.pdf].

VIRI

1. World Bank: PovertyNet: Inequality, Poverty and Socio-economic Performance
[URL: http://www.worldbank.org/wbp/inequal/index.htm], 28.4.2003.

2. Grad Anton, Škerlj Ružena, Vitrovič Nada: Veliki angleško-slovenski slovar. Ljubljana : DZS, 1998. 1377 str.

3. Metodološko gradivo: Dohodninska datoteka Ministrstva za finance Republike Slovenije za leto 1997 in 2000.

PRILOGA 1: Seznam mer neenakosti z obrazci za izračun

Mera	**Enačba**
Razpon	$R = y_{\max} - y_{\min}$
Povprečni relativni odklon	$M = \frac{1}{n\mu}\sum_{i=1}^{n} \lvert \mu - y_i \rvert$
Ginijev koeficient	$G = \frac{n+1}{n-1} - \frac{2}{n(n-1)\mu}\sum_{i=1}^{n} \rho_i y_i$
Varianca	$V = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} [y_i - \mu]^2$
Koeficient variacije	$c = \frac{\sqrt{V}}{\mu}$
Logaritemska varianca	$v_1 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left[\log\left(\frac{y_i}{\mu}\right)\right]^2$
Varianca logaritmov	$v_2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left[\log\left(\frac{y_i}{y^*}\right)\right]^2$
Theilov indeks	$T = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{y_i}{\mu}\log\left(\frac{y_i}{\mu}\right)$
Herfindahlov indeks	$H = \sum_{i=1}^{n} s_i^2$
Splošna entropija	$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha}\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_i}{\mu}\right)^{\alpha} - 1\right]$
Povprečje logaritmov odklonov	$GE(0) = MLD = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\ln\left(\frac{\mu}{y_i}\right)$

Polovica kvadrata koeficienta variacije $GE(2) = HSCV = \frac{1}{2}\left[\frac{1}{n\mu^2}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \mu)^2\right]$

Atkinsonov koeficient $A_\varepsilon = 1 - \left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{y_i}{\mu}\right]^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$

Daltonov koeficient $D_\varepsilon = 1 - \frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} y_i^{1-\varepsilon} - 1}{\mu^{1-\varepsilon} - 1}$

Vir: Cowell, 2000, str. 137.