

UNIVERZA V LJUBLJANI

EKONOMSKA FAKULTETA

**DIPLOMSKO DELO**

**DEJAVNIKI NEENAKOSTI PORAZDELITVE  
PLAČ V SLOVENIJI V OBDOBJU 1992-2004**

Ljubljana, junij 2007

ROK BLAGUS

## **IZJAVA**

Študent Rok Blagus izjavljam, da sem avtor tega diplomskega dela, ki sem ga napisal pod mentorstvom prof. dr. Lovrenca Pfajfarja, in dovolim objavo diplomskega dela na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne \_\_\_\_\_ Podpis: \_\_\_\_\_

## KAZALO

<b>1. Uvod</b>	<b>1</b>
<b>2. Ekonomski okvir</b>	<b>2</b>
<b>2.1. Ponudbena stran trga dela</b>	<b>3</b>
<b>2.2. Stran povpraševanja</b>	<b>3</b>
<b>2.3. Institucionalni okvir</b>	<b>4</b>
<b>3. Teoretična izhodišča dohodkovne neenakosti in njenih faktorjev</b>	<b>6</b>
<b>3.1. Enakost in neenakost dohodkov; teorije za in proti; optimalni obseg neenakosti</b>	<b>6</b>
<b>3.2. Faktorji, ki vplivajo na neenakost</b>	<b>11</b>
3.2.1. Institucionalna ureditev trga dela	12
3.2.2. Faktorji na strani ponudbe na trgu dela	15
3.2.2.1. Izobrazbena struktura	15
3.2.2.2. Ženske	19
3.2.3. Faktorji s strani povpraševanja na trgu dela	21
3.2.3.1. Velikost podjetja	21
3.2.3.2. Javna - zasebna podjetja	23
<b>4. Podatki</b>	<b>24</b>
<b>4.1. Odvisna spremenljivka - porazdelitev bruto plač v Sloveniji v obdobju 1992-2004</b>	<b>25</b>
4.1.1. 90/10 centil – 90/10	26
4.1.2. 80/20 centil – 80/20	26
4.1.3. Ginijev koeficient - <i>Gini</i>	27
<b>4.2. Pojasnjevalne spremenljivke</b>	<b>29</b>
4.2.1. Delež zaposlenih žensk med vsemi zaposlenimi - <i>ženske</i>	29
4.2.2. Lastnina podjetja	29
4.2.3. Velikost podjetja	30
4.2.4. Izobrazbena struktura	31
<b>5. Predstavitev izračunov</b>	<b>33</b>
<b>5.1. Ginijev koeficient kot mera neenakosti</b>	<b>34</b>
5.1.1. Vpliv žensk in velikosti podjetja	34
5.1.2. Vpliv žensk in lastnine podjetja	35
5.1.3. Vpliv žensk in izobrazbene strukture	36
5.1.4. Končni model	37
<b>5.2. 9/1 decil kot mera neenakosti</b>	<b>38</b>
5.2.1. Vpliv žensk in velikosti podjetja	38
5.2.2. Vpliv žensk in lastnine podjetja	38
5.2.3. Vpliv žensk in izobrazbene strukture	39
5.2.4. Končni model	40
<b>5.3. 8/2 decil kot mera neenakosti</b>	<b>41</b>
5.3.1. Vpliv žensk in velikosti podjetja	41
5.3.2. Vpliv žensk in lastnine podjetja	41
5.3.3. Vpliv žensk in izobrazbene strukture	42
5.3.4. Končni model	43
<b>5.4. Povzetek temeljnih ugotovitev</b>	<b>44</b>
<b>6. Primerjava s podobnimi analizami</b>	<b>44</b>
<b>6.1. Distribucija plač na Poljskem v obdobju 1992-2002</b>	<b>45</b>
<b>7. Sklep</b>	<b>46</b>

<i>Literatura</i>	<u>48</u>
<i>Viri</i>	<u>51</u>
<b>PRILOGE</b>	<u>1</u>

## 1. Uvod

Vse srednje in vzhodnoevropske države v tranziciji so v bližnji preteklosti doživele velike politične, ekonomske in družbene spremembe. Ugotovimo lahko, da so bile te spremembe v posameznih državah zelo različne. Tako lahko denimo za Slovenijo rečemo, da je bila relativno dobro tržno naravnana že pred obdobjem tranzicije. Padec bruto domačega proizvoda (v letih 1991 in 1992) je bil na ta način v veliki meri posledica izgube takratnega notranjega trga, to je trga v državah nekdanje Jugoslavije. Obdobje tranzicije je po drugi strani močno vplivalo na zaposlenost. V prvem obdobju tranzicije smo bili deležni velikega porasta stopnje brezposelnosti in velikega padca participacije na trgu dela - do tega je prišlo predvsem zaradi za to ugodnih shem za predčasno upokojevanje, kar je močno vplivalo na ponudbeno stran trga dela.

V delu *Income distribution in Central and Eastern Europe before the fall of the Iron Curtain* (1992) sta Atkinson in Mickelwright navedla:

Vsi lahko upamo, da bodo ekonomske in politične reforme v Vzhodni Evropi vodile do rasti trgov in nacionalne proizvodnje, kar bo zmanjšalo razkorak v življenjskih ravneh med vzhodno in zahodnoevropskimi državami. V istem trenutku pa postaja jasno, da reforme ne bodo spremenile le povprečnega dohodka - spremenile bodo tudi njegovo porazdelitev.

(Atkinson, Micklewright, 1992, str. 1)

Njuna napoved se je uresničila. Dohodkovna neenakost v tranzicijskih državah se v povprečju povečuje. Bogati postajajo še bogatejši, revni še bolj revni. Tudi za Slovenijo so bile opravljene številne študije, ki so proučevale gibanje mer oziroma koeficientov neenakosti porazdelitve dohodkov. Avtorji so ugotovili, da se razlike v porazdelitvi dohodkov v Sloveniji povečujejo. To dejstvo, in pa študija Newella in Soche (2005), ki sta proučevala faktorje, ki so vplivali na povečevanje dohodkovne neenakosti za Poljsko, so me navedli k razmišljanju, da bi bilo tudi za Slovenijo zanimivo ugotavljati, kateri faktorji »stojijo v ozadju« povečevanja neenakosti v porazdelitvi dohodkov.

Tako je pričujoče diplomsko delo, poleg uvoda in zaključka, sestavljeno še iz petih vsebinsko ločenih delov. V drugem delu predstavljam ekonomski in makoroekonomski okvir, ki je pomemben za lažje razumevanje rezultatov analize. Tretji del diplomskega dela je teoretičen. V njem me zanima predvsem, ali je dohodkovna neenakost slaba ali dobra, in če lahko na slednje vprašanje odgovorimo pritrnilno, potem nadalje, koliko neenakosti je dobro imeti v ekonomiji. V drugem delu tega poglavja nato predstavljam teoretična izhodišča in modele za faktorje, ki naj bi po mnenju ekonomskih teoretikov vplivali na dohodkovno neenakost. V četrtem delu diplomskega dela natančno predstavim vse podatke in njihove definicije, ki jih uporabim v ekonometrični analizi, rezultate katere obsega peti del diplomskega dela. V

šestem delu predstavim podobno študijo, ki je bila opravljena na primeru Poljske, v obdobju 1992-2002. V sedmem delu zaključim diplomsko delo s povzetkom temeljnih ugotovitev.

## 2. Ekonomski okvir

Kljub temu, da je v Sloveniji v času nekdanje Jugoslavije formalno vladalo družbeno lastništvo (upravljanje s strani delavcev), smo bili priča intenzivnemu vmešavanju politike v investicijsko odločanje v podjetjih. Politika je imela močno vlogo tudi pri zaposlenosti in plačah. Da so podjetja lahko plačevala prispevke, določene s strani centralne oblasti, je bil v rabi zapleten diskrecijski sistem davkov in transferjev. Sistem je od podjetij, ki so ustvarjala dobiček le-tega prenašal v podjetja, ki so ustvarjala izgubo. Neučinkovita podjetja so tako lahko »izgubljala denar« v nedogled, medtem ko si učinkovita podjetja niso mogla ustvariti rezerv, ki bi omogočale razvoj.

Omejitve mobilnosti kapitala so prav tako zmanjševale učinkovitost alokacije virov. Podjetja v družbeni lasti niso smela prodajati lastnih sredstev, delavci pa niso smeli prejemati donosa na kapital, če so v podjetje investirali. Posledično je bilo malo interesa za investiranje v kapital. Privatna podjetja so bila omejena na največ deset zaposlenih in bila tako soočena z omejenimi možnostmi rasti. V obdobju tranzicije, ki se je začelo leta 1988, so se močno spremenila pravila in institucije vodenja podjetij, sama tranzicija pa je imela močan vpliv tudi na politično in družbeno življenje. Reforme so počasi zamenjale upravljanje s strani delavcev in intervencijo države z institucijami trga.

Slovenija je bila že pred tranzicijo, glede na bruto domači proizvod na prebivalca, pred ostalimi socialističnimi državami in ta sloves je ohranila tudi v obdobju tranzicije. Po začetni negativni rasti, ki je trajala vse do leta 1992, smo bili po tem letu priča pozitivni gospodarski rasti. Bruto domači proizvod se je iz leta v leto povečeval, v obdobju 1992-2004 povprečno letno za 4 odstotke. Bruto domači proizvod na prebivalca se je na začetku zmanjšal, a se je leta 1994 zopet začel povečevati in v letu 2004 dosegel 16296 ameriških dolarjev na prebivalca (glej tudi Tabela 4 v Prilogi 1).

V začetnem obdobju tranzicije je bila nezaposlenost močno omejena s predpisom, ki je zahteval dvoletno predhodno obvestilo delavca o odpustu in posledično stroge kazni. Do februarja 1991 so bili ti predpisi in omejitve opuščeni in stopnja brezposelnosti je močno narasla ter dosegla najvišjo vrednost 15,4% (Oražem, Vodopivec, 2003, str 18). Od takrat naprej je počasi upadala in leta 2004 dosegla 6,1%, po podatkih ankete o delovni sili s strani Statističnega urada Republike Slovenije (glej tudi Tabela 5 v Prilogi 1).

## 2.1. Ponudbena stran trga dela

Z analizo spolne strukture brezposelnih oseb lahko ugotovimo, da je delež brezposelnih moških oziroma žensk v proučevanem obdobju (1992-2004) v Sloveniji sorazmerno dosti variiral. Tako se je delež žensk med brezposelnimi v začetku devetdesetih zniževal, in sicer na račun krize določenih panog predelovalnih dejavnosti, ki je zaposlovala predvsem moške. V letu 1993 je delež brezposelnih žensk znašal 43,8%. Od tega leta je delež le še naraščal. Vzrok porasta deleža brezposelnih žensk v drugi polovici devetdesetih let najdemo v krizi, ki je zajela obutveno in tekstilno industrijo, ki zaposluje pretežno ženske. Deleža moških in žensk v strukturi brezposelnih sta se ob koncu stoletja izenačila oziroma je bil delež žensk nekoliko višji: 50,7% (Koželj, 2002, str. 23).

Za prebivalstvo Slovenije je bila v začetku devetdesetih let značilna relativno nizka izobrazbena raven. Imeli smo predvsem prevelik delež prebivalcev z nedokončano in končano osnovno šolo. Slednje so potrjevale tudi primerjave Slovenije z drugimi državami. Iz njih je bilo razvidno, da je izobrazbena struktura prebivalstva v Sloveniji neugodna zaradi neugodne strukture dna izobrazbene piramide, ki pa je za razvoj in uspešnost družbe na splošno pomembnejša od vrha (Smonkar, 1994, str. 95). Izobrazbena struktura se je od takrat dalje sicer izboljševala, kljub temu pa je delež prebivalcev z nizko izobrazbo v letu 2004 še vedno znašal skoraj 30 odstotkov (glej tudi Tabela 1, v Prilogi 1).

## 2.2. Stran povpraševanja

Pred tranzicijo je diskrecijski sistem davkov in transferjev učinkovito branil podjetja pred konkurenco - država je zapolnila vsakršno izgubo in tako preprečila propad neučinkovitih podjetij. Kakršna koli mogoča konkurenca s strani privatnih podjetij je bila omejena s strani omejitev o velikosti le-teh. Po tranziciji pa je prišlo do občutnega povečanja konkurence. Zakon o podjetjih (prvič uveden že leta 1988) je bil neučinkovit vse do leta 1993. Omenjeni zakon je dovoljeval lastnikom kapitala nadzorovati odločitve podjetja, »osvobodil« je privatna podjetja omejitve glede števila zaposlenih in uvedel nove organizacijske oblike. Ohranile so se tudi organizacijske oblike iz pred-tranzicijskega obdobja (družbeno lastništvo, mešano lastništvo in državno lastništvo). Kljub temu, da je zakon dovolil nastanek privatnih podjetij, so ostale ovire, ki so zavirale podjetništvo. Te ovire so zavirale reakcije na nove poslovne priložnosti in upočasnile prihod novih podjetij na trg.

Novembra 1992 je Slovenija sprejela *Zakon o lastninskem preoblikovanju podjetij* (Uradni list RS, št. 55/1992). Zakon je nalagal delitev družbenega lastništva v naslednjem razmerju: (i) 20 odstotkov deleža gre državi, (ii) 20 odstotkov gre slovenskim prebivalcem (vsak prebivalec je dobil certifikat, ki ga je lahko zamenjal za lastništvo v podjetju), (iii) 20 odstotkov gre zaposlenim v podjetjih, (iv) preostalih 40 odstotkov se ponudi ostalim. Zaposleni so lahko delnice kupili po 50 odstotnem popustu, plačali so lahko v štirih letih, kar je pomenilo, da je

obstajal odmik k notranjemu lastništvu. Proces predaje lastništva iz družbenih v privatne roke je bil končan do leta 1995. Lastniška struktura je bila tako v letu 1995 močno podobna zamišljeni strukturi v zakonu. Oražem in Vodopivec (2003, str. 19) navajata, da so v letu 1995 v 183 nekdanjih družbenih podjetjih, kar 44% delnic nadzorovali notranji lastniki. Tudi v podjetjih z večinskim notranjim deležem pa so managerji nadzorovali le 5% delnic, kar je pomenilo, da so bile delnice široko porazdeljene med delavce in nekdanje delavce, vendar pa ne med managerje. Država je ohranila približno 30 odstotni delež. Čez čas je postala relativno razpršena lastniška struktura bolj koncentrirana. Do leta 1994 je 40 odstotkov prvotnih delničarjev prodalo svoje deleže, pet največjih lastnikov pa je skupaj kontroliralo 62 odstotkov vseh delnic. Managerji in veliki zunanji investitorji so povečali svoje deleže medtem, ko so mali delničarji in država svoje deleže zmanjšali.

Tuji investitorji so kupili le 1% začetno ponujenih delnic, tudi kasneje svojih deležev niso množično povečevali. Večina podjetij, ki so v tuji lasti, je posledica prevzemov podjetij, ki nikoli niso bili v državni lasti (Oražem, Vodopivec, 2003, str. 21). Neposredne tuje investicije so majhne gledano primerjalno z ostalimi tranzicijskimi državami. Posledično je glavni vir tuje konkurenčnosti uvoz.

Razvoj slovenskega gospodarstva v smeri tehnološko zahtevnega in vse bolj storitveno naravnane ustvarja več potreb po kadrih z visoko stopnjo usposobljenosti kot za nižje usposobljene kadre (Verša, 2005, str. 7).

## **2.3. Institucionalni okvir**

### ***Strukturne reforme***

Strukturne reforme so v Sloveniji zajele vsa velika in pomembna področja. Doživeli smo liberalizacijo cen, uvedbo novih organizacijskih oblik podjetij, uvajanje konkurence, privatizacijo in prestrukturiranje podjetij, reformo finančnega sektorja, liberalizacijo zunanje trgovine in tujega lastništva in ukinitvev sistema centralnega planiranja plač ter zagotovljene zaposlenosti. Uvajanje strukturnih reform je bilo v Sloveniji počasnejše kot v drugih tranzicijskih državah (Oražem, Vodopivec, 2003, str. 21). Liberalizacija zunanje trgovine in cen je bila sicer v letu 1991 že v polnem teku, podobno velja za privatizacijo malih podjetij. Do ostalih reform je prišlo kasneje in s počasnejšim napredkom. Zakonska osnova privatizacije velikih podjetij je bila uvedena leta 1993. Dejanska, sicer zelo počasna, privatizacija se je začela v letu 1994. V približno enakem času je prišlo tudi do začetka izvajanja reform na področju bančništva in drugih finančnih institucij. Slovenija je uporabila zelo gradualističen pristop do reform trga dela. Uvedene so bile mnoge provizije za zaščito delovnih mest v tradicionalnih sektorjih. Tako denimo Oražem in Vodopivec (2003, str. 28) navajata, da je imela Slovenija leta 2001 - v primerjavi z vsemi državami članicami EU, razen Portugalske, in med vsemi takratnimi kandidatki za vstop, najbolj restriktivno politiko trga dela. Uvajanje strukturnih reform v Sloveniji je bilo do leta 1999 pod povprečjem tranzicijskih držav.



## *Minimalna plača*

Minimalna mezda je administrativno določena mezda, ki je posledica dogovorov med vlado, delodajalci ter sindikati in je vsiljena na trg dela. Postavljena je višje od tržne mezde, ki jo ustvarjata ponudba in povpraševanje na trgu dela (Barle, 2002, str. 14).

Postopek usklajevalnega mehanizma, ki ga je sprožil tako imenovani Dogovor o plačni politiki v zasebnem sektorju v obdobju 2004-2005, je uvedel dodatek k bruto plači. S tem naj bi vzpodbujal socialni dialog na ravni panog. Takšen sistem je prisoten tudi v nekaterih drugih državah (Irska, Finska). V do tedaj veljavnem sistemu zaposlenim v podjetjih z višjimi izhodiščnimi plačami, kot jih je določala panožna kolektivna pogodba, ni bilo zagotovljeno usklajevanje njihovih bruto plač z dogovorjenim uskladitvenim odstotkom. Z namenom, da bi zagotovili minimalno varnost pri najnižjih plačah, je bil leta 1995 uveden sistem minimalne plače, ki je naraščala glede na usklajevalni mehanizem, ki je veljal za plače (maj 1996 za 13,5%). Od leta 1997 pa je bil uveden mehanizem letne dodatne uskladitve minimalne plače za rast bruto domačega proizvoda. Posledično se je razmerje med izhodiščno in minimalno plačo stalno izboljševalo v korist minimalne plače; minimalna plača za najenostavnejše delo je bila tako v letu 2002 višja od izhodiščne za približno 45%.

Tudi razmerje minimalne plače do povprečne bruto plače se je v proučevanem obdobju izboljševalo v korist minimalne plače, vendar bistveno manj kot pri razmerju z izhodiščno plačo. Minimalna plača je tako v letu 2004 predstavljala približno 55% povprečne bruto plače na zaposlenega, po kolektivnih pogodbah za predelovalne dejavnosti v letu 1997 pa je znašala približno 53%.

Posamezne panoge v okviru predelovalnih dejavnosti (tekstilna, oblačilna in usnjarsko-predelovalna dejavnost, lesarstvo ter nekovine) so imele izhodiščne plače v kolektivnih pogodbah dejavnosti na ravni izhodiščne plače po splošni kolektivni pogodbi za gospodarstvo. To pomeni, da je pri njih dejansko obstajala možnost velikega razkoraka med izhodiščno plačo za enostavno delo in minimalno plačo, v kolikor so bile plače v podjetju tudi na ravni izhodiščnih plač iz kolektivne pogodbe dejavnosti. Prejemniki plač, ki so izhajali iz spodnjih tarifnih razredov do vključno petega, so prejeli minimalno plačo, ker je slednja že presegala izhodiščno plačo pete tarife. To je pomenilo, da je lahko v podjetju delodajalec izplačal delavcu le minimalno plačo brez dodatka za uspešnost, ker se je slednji »izgubil« v razliki med izhodiščno in minimalno plačo.

Sicer pa so imele tudi ostale panoge v predelovalnih dejavnostih v svojih kolektivnih pogodbah izhodiščne plače, ki so bile le nekoliko višje od izhodiščnih plač v splošni kolektivni pogodbi. Na ta način je minimalna plača večinoma prehitela izhodiščno plačo v četrtem tarifnem razredu, kar je ravno tako pomenilo uravnilovko med prejemniki plač v spodnjem delu tarifnih plač, v kolikor so bile plače v podjetju naravnane na plače po tarifnih razredih kolektivne pogodbe dejavnosti. Vendarle pa velja, da je sistem plač, ki ne nagrajuje uspešnosti, dolgoročno neučinkovit. Za ta problem so imeli po podjetjih različne rešitve.

Individualni podatki o plačah v predelovalnih dejavnostih so kazali na precejšen delež dodatkov k izhodiščnim plačam, ki so skupaj pomenili osnovno plačo. S tem je bil dosežen visok delež fleksibilnosti plač, kar pa je vsaj s stališča prejemnikov plač lahko vprašljivo. Če se, na primer, izhodiščna plača v kolektivni pogodbi dejavnosti poveča za uskladitveni postopek, ni nujno, da se bo ustrezno povečala tudi osnovna plača na zaposlenega v podjetju, saj se lahko zmanjša kak drug dodatek k plači (Jesensko poročilo, 2004, str. 54).

### **3. Teoretična izhodišča dohodkovne neenakosti in njenih faktorjev**

#### **3.1. Enakost in neenakost dohodkov; teorije za in proti; optimalni obseg neenakosti**

Eden od relativno velikih problemov komunizma in socializma kot njegove oblike je bila prevelika enakost distribucije dohodkov. Zakaj bi delal več za isti denar? Zakaj bi delal bolje za isti denar? To je v socialističnih in komunističnih državah zaviralo rast produktivnosti. Manjša produktivnost in posledično nižji dvig življenjske ravni sta povzročila zaostajanje sistema za drugim velikim družbenim sistemom, ki je bil takrat v uporabi - kapitalizmom. Konkurenca med sistemoma je povzročila propad prvega in rastočo neenakost v državah v tranziciji. Vzniknilo je torej vprašanje, koliko neenakosti je dobro imeti v državi?

Najnovejše teorije, ki odgovarjajo na zgornji problem, spadajo med tako imenovane vedenjske teorije. Vpliv neenakosti porazdelitve dohodkov na ljudi členijo v dve skupini. Prvo predstavlja makro pogled, kjer jih zanima neenakost porazdelitve dohodkov v splošnem, in drugo mikro pogled, kjer je osrednji predmet razlika v plačilu med dvema ekonomskima subjektoma.

Izhodišče teorij je na mikro nivoju, kjer jih zanima, ali dvig plače, recimo mojega sodelavca, mene naredi ljubosumnega in zato manj pripravljenega dobro delati, ali pa me nasprotno spodbudi in delam še bolje, saj vem, da bom ob dobrem delu tudi sam deležen večjega plačila (glej tudi Senik, 2006, str. 14). Učinek neenakosti torej delijo na dva ločena in izključujoča se vpliva: na ljubosumje (jealousy) in ambicijo (ambition). Od posameznika je odvisno, kateri vpliv bo prevladal. Če ljubosumje prevlada nad ambicijo, potem ima povečanje neenakosti slab vpliv na produktivnost. Obratno se zgodi, če prevlada ambicija nad ljubosumjem, saj ima v tem primeru dvig neenakosti pozitiven vpliv na produktivnost in posledično na gospodarsko rast.

Primer prevlade ambicije nad ljubosumjem opisujeta Hirschman in Rotschild (1973, str. 551), ki ta efekt poimenujeta efekt tunela (Tunnel Effect). Njuna ideja je namreč, da ljudje lahko občutijo večjo koristnost, če opazujejo hitrejši napredek drugih ljudi, še posebej, če je hitrejši napredovanje drugih ljudi signal, da bodo tudi oni »prišli na vrsto«. Hirschman in Rotschild (1973, str. 551) opišeta primer tunela, v katerem je zastoj in kjer sta dve vrsti stoječih

avtomobilov. Premikanje prve vrste, pa čeprav vrsta v kateri se nahajamo mi še vedno miruje, pomeni napredek in signal, da se bo kmalu premaknila tudi naša vrsta.

Analitiki enako logiko kot na mikro uporabijo tudi na makro nivoju. Zanima jih, ali možnost napredovanja po dohodkovni lestvici (želja po »mobilnosti«), kot posledica neenake distribucije dohodkov v gospodarstvu, prevlada nad siceršnjim močnim nestrinjanjem z neenakostjo v gospodarstvu.

Poznavanje zgoraj omenjenih posledic neenakosti dohodkov je zelo pomembno pri načrtovanju ekonomske politike. Če v družbi prevlada želja po enakosti dohodkov, potem je to za ekonomsko politiko znak, naj izenačuje porazdelitev dohodkov. Če pa prevlada želja po »mobilnosti«, je to obratno za ekonomsko politiko znak, naj neenakosti porazdelitve dohodkov ne zmanjšuje.

Teorije nadalje navajajo dva faktorja, ki določata prevlado enega izmed obeh vplivov v določenem gospodarstvu, in sicer sta to stopnja mobilnosti, torej koliko posamezniki pričakujejo, da se lahko dvignejo po dohodkovni lestvici, in negotovost ekonomskega okolja, kot se je zavedajo prebivalci v izbranem ekonomskem okolju.

Empirične raziskave, ki jih je opravila Senik (2006, str. 26), v katerih je zajela več kot milijon opazovanj, kažejo na sledeča spoznanja:

- i. V tako imenovanih starih evropskih državah prevlada efekt nestrinjanja nad neenakostjo v porazdelitvi dohodkov. To je za ekonomske politike v teh državah signal, naj vodijo tako ekonomsko politiko, ki zmanjšuje neenakosti v porazdelitvi dohodkov.
- ii. V ZDA in v posttranzicijskih državah prevlada nad nestrinjanjem z neenakostjo v porazdelitvi dohodkov efekt mobilnosti, torej je tu zaželen večja neenakost v porazdelitvi dohodkov.

Neenakost porazdelitve plač v gospodarstvu je pomembna tudi pri proučevanju vpliva plač na povpraševanje. O tem govori Kaldorjev izrek, ki pravi, da je mejna nagnjenost k trošenju višja pri posameznikih z nižjimi prihodki, in da je tako mejna nagnjenost k varčevanju višja pri posameznikih z višjimi prihodki. Trošenje prebivalstva ( $C$ ) je tako odvisno od višine dohodkov ( $Y$ ) in od mejne nagnjenosti k trošenju ( $c$ ):

$$C = a + c * Y, \tag{1}$$

pri čemer je  $a$  konstanta in obsega tisti del trošenja, ki pokriva nujne življenjske potrebščine. Gornjo enačbo lahko zapišemo tudi kot:

$$\frac{C}{Y} = \frac{a}{Y} + c. \tag{2}$$

Ker lahko predpostavimo, da morajo posamezniki z nižjimi dohodki pridobiti iste nujne življenjske potrebščine kot posamezniki z višjimi prihodki, lahko rečemo, da je prvi člen na desni strani enačbe večji v primeru posameznikov z nižjimi dohodki. Iz tega razloga jim za drugo trošenje preostane manjši del razpoložljivega dohodka. Ker se želijo posamezniki iz nižjih plačilnih razredov čimbolj približati potrošnim navadam posameznikov iz višjih plačilnih razredov (izenačitev potrošnje –  $C$ ), in ker je delež potrošnje v dohodku ( $C/Y$ ) večji, mora biti njihova mejna nagnjenost k trošenju višja kot pri posameznikih iz višjih plačilnih razredov.

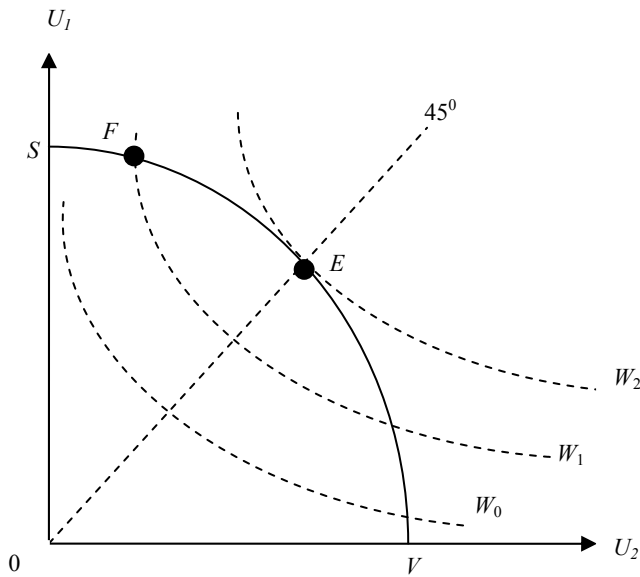
Lahko sklepamo: če se povečujejo predvsem plače oziroma prejemki v višjih plačilnih razredih, kjer je mejna nagnjenost k varčevanju relativno visoka in mejna nagnjenost k trošenju relativno nizka, je učinek na povpraševanje precej manjši kot v primeru povečevanja plač v nižjih plačilnih razredih, kjer je mejna nagnjenost k varčevanju nižja. Zato so v primeru zviševanja plač v višjih plačilnih razredih inflacijsko pogojeni pritiski s strani povpraševanja manj izraziti kot v primeru zviševanja plač v nižjih plačilnih razredih. To gotovo velja za kratek oziroma srednji rok, ko ostajajo mejne nagnjenosti k varčevanju nespremenjene (Delakorda, Kastelec, 2001, str. 15).

Iz zgornjega primera lahko torej izpeljemo ugotovitev, da v ekonomiji, kjer obstaja izrazita neenakost v porazdelitvi dohodkov, država s pravilno ekonomsko politiko - tako, ki povečuje plače nižjim slojem, poveča potrošnjo ( $C$ ) in s tem proizvod ( $Y$ ), kar pomeni, da je s tega vidika neenakost do neke mere zaželena.

Na podlagi ekonomskih teorij smo prikazali, da je neenakost v distribuciji dohodka do neke mere zaželena. Pa vendar, koliko neenakosti naj bi bilo v ekonomiji? Na to vprašanje si lahko delno odgovorimo z normativnimi aspekti neenakosti, ki jih obravnavamo predvsem s pomočjo funkcije družbene blaginje.

Zanima nas predvsem odnos med dano obliko funkcije družbene blaginje in neenakostjo. Imamo dva posameznika (koristnost prvega posameznika je na sliki označena z  $U_1$ , koristnost drugega posameznika pa z  $U_2$ ) z enakima funkcijama koristnosti dohodka ( $W_i$ ). Krivulja meje koristnosti ( $SV$ ) je torej simetrična glede na žarek, ki gre iz koordinatnega sistema in tvori kot  $45^0$  glede na abscisno os. Velja, da je krivulja mejne koristnosti konkavna. Konkavnost glede na koordinatno izhodišče sledi iz predpostavke, da je mejna koristnost dohodka padajoča funkcija dohodka; tako ob dani celotni količini dohodka relativno majhno znižanje koristnosti za premožno osebo povzroči večje povečanje koristnosti za revno osebo. Podobno so tudi krivulje družbene blaginje simetrične glede na ta žarek ter konveksne glede na izhodišče (Stanovnik, 2004, str. 238).

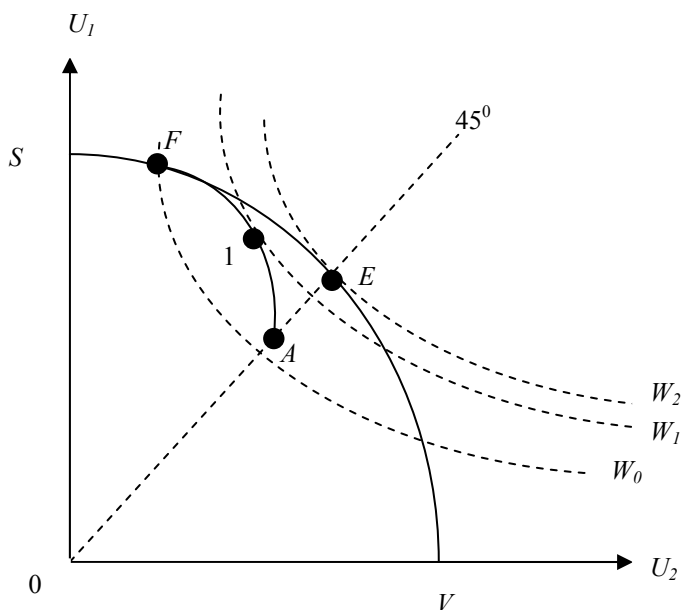
**Slika 1:** Krivulja meje koristnosti in maksimizacija družbene blaginje



Vir: Stanovnik, 2004, str. 239.

Predpostavimo, da tržni izid pripelje do točke  $F$  (Slika 2); preprosto povedano, oseba 1 ima večjo sposobnost ustvarjanja dohodka kot oseba 2 in zaradi tega dosega višji dohodek in višjo raven koristnosti. Predpostavimo, da se država odloči, da bo dohodek prerazdelila, pri čemer so možne kombinacije koristnosti za osebi 1 in 2 podane s krivuljo  $FA$ . Gibanje po krivulji meje koristnosti ni možno, ker prerazdeljevanje povzroča izgubo učinkovitosti. Gibanje po krivulji  $SV$  bi bilo možno le v primeru, ko bi bila ponudba dela povsem toga oziroma ne bi bila odvisna od plačila za to delo. Iz Slike 2 je razvidno, da je optimum dosežen v točki 1 (Stanovnik, 2004, str. 239).

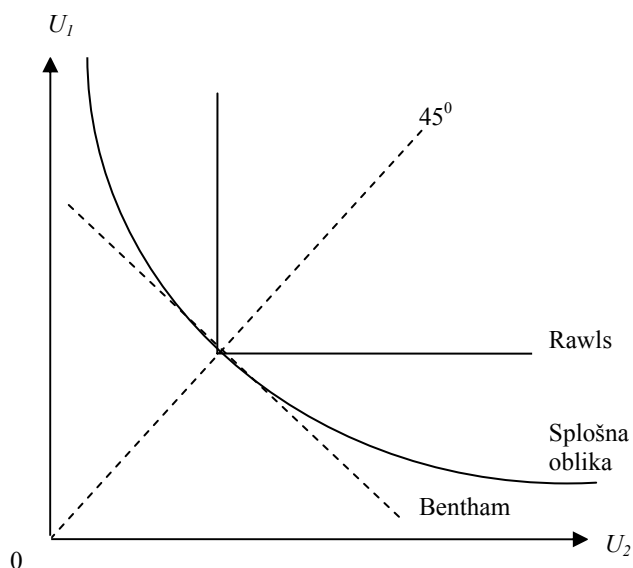
**Slika 2:** Prerazdelitev dohodka in maksimizacija družbene blaginje ob izgubi učinkovitosti



Vir: Stanovnik, 2004, str. 240.

Obstaja več posebnih oblik funkcij družbene blaginje. Na tem mestu si pogledjmo dve, in sicer Rawlsovo in Benthamovo. Prva maksimizira koristnost osebe, ki ima najnižjo koristnost. Pri predpostavki enakih funkcij koristnosti obeh oseb je oblika Rawlsove funkcije družbene blaginje podana na Sliki 3. Druga znana oblika funkcije družbene blaginje maksimizira povprečne vrednosti posameznih koristnosti. Ob predpostavki enakih funkcij koristnosti za osebi 1 in 2 je Benthamova funkcija podana na Sliki 3.

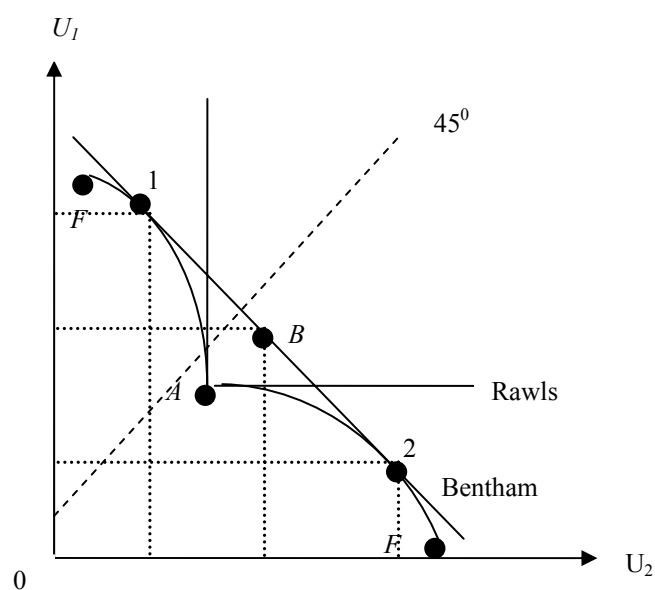
**Slika 3:** Rawlsova in Benthamova funkcija družbene blaginje



Vir: Stanovnik, 2004, str. 241.

Poglejmo si tudi, kako poteka prerazdeljevanje pri Rawlsovi oziroma Benthamovi funkciji družbene blaginje. Tržni izid naj bo dan s točko  $F_2$  (Slika 4).

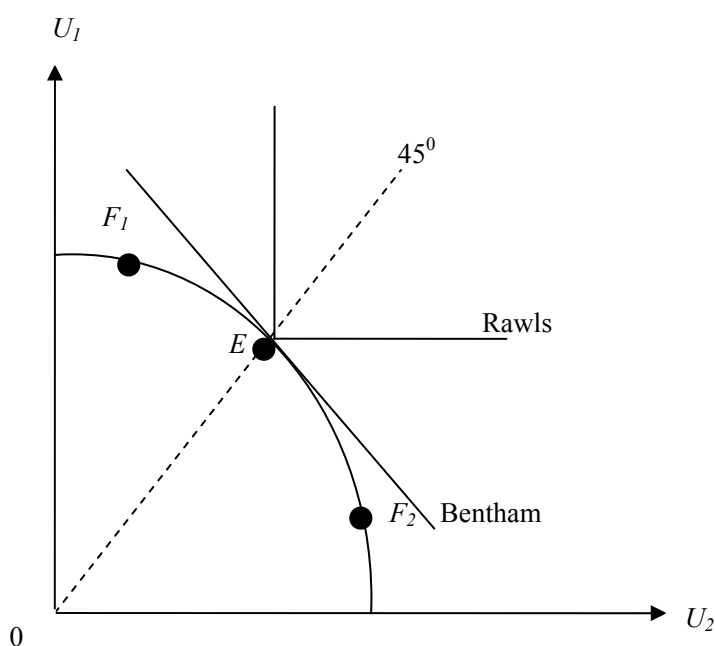
**Slika 4:** Prerazdeljevanje pri Rawlsovi in Benthamovi funkciji družbene blaginje



Vir: Stanovnik, 2004, str. 242.

Posameznik zase ne ve, ali bo posameznik 1 (majhna sposobnost ustvarjanja dohodka) ali posameznik 2 (velika sposobnost ustvarjanja dohodka); točki  $F_2$  je povsem simetrična točka  $F_1$ . V primeru Benthamove funkcije družbene blaginje prerazdeljevanje poteka do točke 1 oziroma točke 2 in v teh dveh točkah dosega Benthamova funkcija svoj maksimum. Za razliko od Rawlsove funkcije, ki posamezniku z gotovostjo zagotavlja doseganje ene same točke, to je točke, v kateri imata oba posameznika enako koristi in dohodka (točka  $A$ ), pa pri Benthamovi funkciji družbene blaginje posameznik dosega točko 1 z verjetnostjo 0,5 in točko 2 z verjetnostjo 0,5. Matematično upanje teh dveh točk je točka  $B$ : ta točka posameznikom ni dosegljiva, saj ti lahko realno dosega le točki 1 ali 2. V povprečju sta posameznika 1 in 2 na boljšem, če bi pri prerazdeljevanju izhajali iz Benthamove funkcije, vendar ta - za razliko od Rawlsove - ne ponuja gotovosti. V kolikor ne bi bilo izgub učinkovitosti je jasno, da bi tako Rawlsova kot Benthamova funkcija družbene blaginje nudili isto točko optimalnosti; na Sliki 5 je to točka  $E$ .

**Slika 5:** Prerazdeljevanje ob Rawlsovi in Benthamovi funkciji družbene blaginje, ob predpostavki, da ni izgube učinkovitosti



Vir: Stanovnik, 2004, str. 243.

### 3.2. Faktorji, ki vplivajo na neenakost

Razloge za spremembe v distribuciji plač lahko iščemo na ponudbeni strani trga dela, na strani povpraševanja trga dela ter v njegovi institucionalni ureditvi. Na ponudbeni strani prevladujejo dejavniki kot je sprememba v številu razpoložljivih delavcev z določeno izobrazbo, hkrati pa lahko prihaja tudi do sprememb v kakovosti dela obstoječih zaposlenih. Med dejavniki povpraševanja, ki na trgu dela delujejo v smeri povečevanja razlik med

plačilnimi razredi, so najpomembnejši povpraševanje po proizvodih, ki zahteva višjo stopnjo predelave, in tehnološke spremembe v proizvodnem procesu, ki zahtevajo višjo izobrazbo zaposlenih. Na daljši rok na spremembe v razmerjih med plačilnimi razredi vpliva tudi institucionalna ureditev, kar lahko razumemo kot različen pomen sindikatov v določenih časovnih obdobjih. Zmanjšana vloga sindikatov lahko povzroči na primer zniževanje tako imenovane sindikalne premije, torej dela plače, ki ga sindikat iztrži v pogajanjih z delodajalci zaradi svoje pogajalske moči (Delakorda, Kastelec, 2001, str. 16).

V diplomskem delu se usmerimo predvsem na faktorje na strani povpraševanja in na ponudbeni strani trga dela. Institucionalna ureditev trga dela v kasnejši analizi ne bo upoštevana, kljub temu pa bodo v nadaljevanju predstavljena teoretična izhodišča vpliva institucionalne ureditve trga dela na neenakost v porazdelitvi dohodkov in navedeni predlogi za izboljšanje analize - tudi ob neupoštevanju tega dejavnika.

### 3.2.1. Institucionalna ureditev trga dela

Za razumevanje teoretične osnove vpliva institucionalne ureditve trga dela na neenakost distribucije dohodkov predstavljam model, ki sta ga razvili Checchi in Penalosa (2005). Opazujemo ekonomijo s tremi inputi, in sicer s kapitalom ( $K$ ), z nekvalificiranimi delavci ( $L$ ) in s kvalificiranimi delavci ( $H$ ). Producersko funkcijo lahko torej zapišemo kot  $Y=F(K,L,H)$ . Cob-Douglasova funkcija za analizo ni primerna, zato avtorici modela uporabita funkcijo CES. Produkt je torej CES funkcija kapitala in tako imenovanega agregata dela, kjer je slednji Cob-Douglasova funkcija kvalificiranih in nekvalificiranih delavcev. Zapisano formalno to pomeni:

$$Y = [\alpha K^{-\sigma} + (1-\alpha)(H^\beta L^{1-\beta})^{-\sigma}]^{-\frac{1}{\sigma}}, \text{ kjer je } -1 \leq \sigma < \infty, 0 < \alpha < 1, 0 < \beta < 1. \quad (3)$$

Avtorici nato na podlagi optimizacijskega problema prideta do rešitve (Checchi, Penalosa, 2005, str. 5), ki je predstavljena kot:

$$\omega = \frac{\beta}{1-\beta} \frac{L}{H} = \frac{1}{1-\beta} \frac{1}{h}, \quad (4), (5)$$

$$\theta = \frac{1-\alpha}{1-\alpha x^{-\sigma}}$$

kjer je  $\omega$  relativna plača, definirana kot  $\omega = \frac{w_s}{w_u}$  ( $w_s$  - bruto plača kvalificiranih delavcev,  $w_u$  -

bruto plača nekvalificiranih delavcev),  $\theta$  - delež dela definiran kot  $\theta = \frac{w_s H + w_u L}{Y}$  (razmerje med maso izplačanih plač v ekonomiji in dodano vrednostjo),  $h$  - relativna založenost



gospodarstva s kvalificiranimi delavci (definiran kot  $h=H/L$ ), in kjer je  $x$  mera razmerja med kapitalom in delom (definiran kot  $x = \frac{K}{H^\beta L^{1-\beta}}$ ).

Če bi bil trg dela v ekonomiji konkurenčen, potem bi iz zgornjega zapisa sledilo, da relativno plačo in razmerje med kvalificiranimi in nekvalificiranimi delavci v celotni strukturi zaposlenih določata samo relativna ponudba kvalificiranih delavcev ( $h$ ) in razmerje med kapitalom in delom v gospodarstvu ( $x$ ).

Vendar pa trgi dela v današnjem svetu dejansko niso konkurenčni. Avtorici zato osnovni model nadgradita tako, da predpostavita različno oblikovanje plač po posameznih segmentih ponudnikov dela. Za kvalificirane delavce tako lahko predpostavimo, da je podjetje soočeno z nepopolnimi informacijami v smislu vedenja, kateri posamezniki so kvalificirani in kateri ne. Slednje pomeni, da morajo podjetja ponuditi plačo nad ravnotežno, kar posledično vodi do brezposelnosti. Za nekvalificirane velja, da je njihova plača rezultat pogajanja med enim sindikatom in enim podjetjem. Na podlagi tako dobljene plače podjetje nato določi, koliko nekvalificiranih delavcev bo zaposlilo.

Avtorici za kvalificirane (Checchi, Penalosa, 2005, str. 7) izpeljeta sledeči ravnotežni pogoj:

$$((1-\tau)\bar{w}_s - e)^\rho = (1-p)(1-\tau)w_s)^\rho + pB^\rho, \quad (6)$$

kjer so  $\tau$  - stopnja davka,  $\bar{w}_s$  - ravnotežna (bruto) plača kvalificiranega delavca,  $e$  - denarni stroški,  $p$  - verjetnost, da posameznika dobijo, ko se pretvarja, da je kvalificirani delavec,  $B$  - podpora za brezposelne.

Iz diferenciacije gornjega izraza je razvidno, da se ravnotežna (bruto) plača kvalificiranih delavcev povečuje z naraščanjem podpore za brezposelne in denarnega stroška ter zmanjšuje z naraščanjem verjetnosti, da posameznika dobijo, ko se pretvarja, da je kvalificirani delavec.

Pri določitvi plače nekvalificiranim gre za rešitev spodnjega maksimizacijskega problema:

$$\max_{w_u} \left( \frac{L}{L} \left[ ((1-\tau)w_u)^\rho - B^\rho \right]^\gamma (Y - w_u L - w_s H)^{1-\gamma} \right), \quad (7)$$

kjer so  $w_u$  - plača nekvalificiranega delavca,  $\gamma$  - moč sindikata,  $\varphi(B, e, p)$  - nekvalificirani delavci. Rešitev (Checchi, Penalosa, 2005, str. 8) je prikazana v nadaljevanju.

$$\rho(1-\tau)^\rho = \left( \frac{1-\gamma}{\gamma} (1-\beta) \frac{\theta}{1-\theta} + \varepsilon_L \right) ((1-\tau)^\rho - \left( \frac{B}{w_u} \right)^\rho), \quad (8)$$

kjer je  $\varepsilon_L$  - elastičnost povpraševanja po nekvalificiranih delavcih. Ravnotežje modela dobimo ob rešitvi sistema sledečih enačb:

$$\rho(1-\tau)^\rho = \left(\frac{1-\gamma}{\gamma}(1-\beta)\frac{\theta}{1-\theta} + \varepsilon_L\right)((1-\tau)^\rho - \left(\frac{B}{w_u}\right)^\rho)$$

$$w_u = (1-\beta)(1-\alpha)(\alpha + (1-\alpha)x^\sigma)^{\frac{1+\sigma}{\sigma}} x^\sigma \frac{K}{L} \quad , \quad (9), (10), (11), (12)$$

$$\bar{w}_s = \beta(1-\alpha)(\alpha + (1-\alpha)x^\sigma)^{\frac{1+\sigma}{\sigma}} x^\sigma \frac{K}{H}$$

$$\bar{w}_s = \varphi(B, e, p)$$

kjer je  $\varphi(B, e, p)$ - implicitna oblika zapisa enačbe (6). Rešitev optimizacijskega problema (Checchi, Penalosa 2005, dodatek) lahko zapišemo kot:

$$\theta = \theta(K, B, \gamma)$$

$$w = w(K, B, \gamma) \quad (13), (14), (15)$$

$$u = u(K, B, \gamma)$$

Ko nas zanima vpliv moči sindikata na posamezne argumente funkcije, lahko zapišemo sledeče zveze:

$$\frac{dL}{d\gamma} < 0, \quad \frac{dH}{d\gamma} < 0, \quad \frac{du}{d\gamma} > 0, \quad \frac{d\theta}{d\gamma} > 0, \quad \frac{dw}{d\gamma} > 0, \quad \frac{dw}{d\gamma} < 0. \quad (16)$$

Iz gornjih zvez je razvidno, da povečanje moči sindikatov v ekonomiji vodi do zmanjšanja zaposlenosti tako kvalificiranih kot nekvalificiranih delavcev. Povečanje moči sindikatov v določeni ekonomiji pa pomeni tudi zmanjšanje relativne plače, kar ob upoštevanju definicije le-te pomeni zmanjšanje neenakosti v porazdelitvi dohodkov.

Zgornji model nazorno kaže vpliv sindikatov na neenakost porazdelitve dohodkov in na zaposlenost v gospodarstvu.

Na neenakost porazdelitve dohodkov pa lahko vpliva tudi država s svojo davčno politiko. V mnogih državah (v Sloveniji smo sicer ob prehodu v leto 2007 deležni zmanjšanja progresivnosti davčne lestvice) je za enega od treh velikih davkov - dohodnino - značilna močna progresivnost davčne lestvice. To pomeni, da tisti z večjimi dohodki plačujejo višje davke in prispevke kot manj premožni; pri tem niso mišljeni samo absolutno, temveč tudi relativno višji zneski (Stanovnik, 2004, str. 6).

Prerazdeljevanje s strani države pa se opravlja še na drugi stopnji. Koristi oziroma prejemki, ki jih dobijo posamezniki s strani javnega sektorja, niso v razmerju z vplačanimi sredstvi. Pri ugotavljanju končnih učinkov je tako potrebno upoštevati neto koristi, ki jih prejmejo posamezniki. Navedeno pomeni, da se upoštevajo tako vplačila posameznika v obliki davkov in prispevkov kot tudi koristi, ki jih posamezniki prejmejo (Stanovnik, 2004, str. 6).

Država torej z davki, prispevki in prejemki (koristi) posameznikov od države lahko močno vpliva na porazdelitev dohodkov. Na splošno je v državah sprejeto dejstvo iz normative ekonomike, po katerem je - z vidika pravičnosti - redistribucija dohodka s strani države zaželena.

V analizi, kjer neposredno ne upoštevamo vpliva države kot pojasnjevalne spremenljivke, bi lahko rezultate, to je nepojasnjeno vsoto kvadratov kot posledico vseh v model ne vključenih faktorjev, izboljšali tako, da bi mere neenakosti računali iz neto plač, oziroma še bolje iz razpoložljivega dohodka posameznika (gospodinjstva, če je enota proučevanja gospodinjstvo). Na ta način bi eksplicitno iz modela izključili vpliv države na distribucijo dohodka.

### 3.2.2. Faktorji na strani ponudbe na trgu dela

V nadaljevanju opisujem teoretična izhodišča samo za tiste faktorje, ki povzročajo neenakost v distribuciji dohodka, ki jih zajemam v svoji kasnejši analizi. To so: (i) delež zaposlenih žensk, (ii) lastniška struktura podjetja, (iii) izobrazbena struktura in (iv) velikost podjetja.

#### 3.2.2.1. Izobrazbena struktura

Pri teoretični razlagi vpliva izobrazbene strukture nikakor ne moremo mimo Mincerjevega dela *Schooling, Experience and Earnings* (1974). Model, ki ga Mincer razvije v omenjeni knjigi, je postal osnova za raziskave v ekonomiki dela, ekonomiki izobraževanja in v socioloških raziskavah trga dela (Chiswick, 2003, str. 26).

Mincerjev model je osnova za model, ki ga razvije Sattinger (1980). Sattingerjev model je na kratko predstavljen v nadaljevanju.

Osnovna predpostavka modela je, da razlike v distribuciji dohodkov izhajajo iz različnih sposobnosti zaposlenih. Sattinger v osnovi predpostavi, da so te razlike posledica ene same spremenljivke. Naj bo  $g_j$  vrednost te spremenljivke za  $j$ -tega posameznika. Iz katerih lastnosti posameznika izhaja vrednost spremenljivke v tem trenutku, ni važno. Važno je le, kako ta spremenljivka vstopa v produkcijsko funkcijo.

Naj bo v gospodarstvu  $n$  delavcev in naj bo

$$\gamma = \frac{\sum_{j=1}^n g_j}{n}, \quad (17)$$

tako, da je  $\gamma$  povprečna produktivna sposobnost. Naj bo  $k$  količina kapitala v ekonomiji in naj bo  $\rho = \frac{k}{n}$  razmerje med kapitalom in delom. Naj bo produkt (in tudi povprečni produkt na delavca) odvisen od kapitalne intenzivnosti  $\rho$  in povprečne produktivne sposobnosti  $\gamma$ , naj bo torej  $f(\rho, \gamma)$  produkt na delavca. Producersko funkcijo v gospodarstvu lahko torej zapišemo kot

$$Q = n * f(\rho, \gamma). \quad (18)$$

Naj bo cena outputa enaka 1, torej lahko rečemo, da je vrednost mejnega produkta kar mejni produkt.

Agregatna producerska funkcija je linearno-homogena funkcija dela in kapitala, ne glede na funkcijsko obliko  $f(\rho, \gamma)$ . Po izpeljavi mejnega produkta posameznega delavca (Sattinger, 1980, str. 41) dobimo slednji rezultat:

$$\begin{aligned} dQ_j &= f(\rho, \gamma)dn + nf_1\left(-\frac{k}{n^2}\right) + nf_2 \frac{1}{n} (g_j - \gamma) = \\ &= f(\rho, \gamma) - f_1\rho + f_2(g_j - \gamma) \end{aligned} \quad (19)$$

Iz zgornje enačbe je razvidno, da je mejni produkt posameznega delavca odvisen od treh faktorjev. Prvi del  $f(\rho, \gamma) = Q/n$  ni nič drugega, kot povprečni proizvod na delavca v celotni ekonomiji. Od tega povprečnega produkta je odštet člen  $f_1\rho$ . Ta člen nastane, ker dodatni delavec pri omejeni količini kapitala pomeni manjšo sposobnost za delo že obstoječih delavcev. Tretji člen nastane zaradi različne produktivnosti (sposobnosti)  $j$ -tega delavca. Če je produktivnost  $j$ -tega delavca nižja od povprečne produktivnosti, to zmanjša celotno produktivnost in obratno, če je produktivnost  $j$ -tega delavca večja od povprečne, to dvigne celotno produktivnost.

Poglejmo si sedaj porazdelitev mejnih produktov med zaposlene. Povprečna vrednost mejnega produkta  $dQ_j$  je torej:

$$\frac{\sum_{j=1}^n dQ_j}{n} = \frac{nf(\rho, \gamma) - f_1\rho}{n} + f_2 \frac{\sum_{j=1}^n g_j}{n} - f_2\gamma = f(\rho, \gamma) - f_1\rho. \quad (20)$$

Varianca  $dQ_j$  je torej enostavno  $f_2$  krat varianca  $g_j$ . Če zapišemo standardni odklon sposobnosti  $j$ -tega posameznika kot  $\sigma(g_j)$ , potem lahko standardni odklon mejnih produktov posameznih delavcev zapišemo kot  $f_2 \sigma(g_j)$ .

Naj bo izbrana mera neenakosti koeficient variacije, katerega prednost je, da je izpeljan iz enostavnih statističnih konceptov, in da ni odvisen od enot, v katerih merimo produktivnost. Koeficient variacije mejnega produkta lahko zapišemo kot:

$$\frac{f_2 \sigma(g_j)}{f(\rho, \gamma) - f_1 \rho} = \frac{f_2 \gamma}{f(\rho, \gamma) - f_1 \rho} \frac{\sigma(g_j)}{\gamma}, \quad (21)$$

kjer je  $\frac{\sigma(g_j)}{\gamma}$  koeficient variacije sposobnosti delavca. Naj bo  $\frac{f_2 \gamma}{f(\rho, \gamma) - f_1 \rho}$  multiplikator neenakosti, ki ga označimo s  $\pi$ . Če so delavci plačani glede na njihov mejni produkt, potem je neenakost porazdelitve dohodkov posledica, merjena s koeficientom variacije zaslužkov,  $\pi$  krat produkcijska sposobnost delavca (produktivnost delavca). Vprašanje, kaj določa nivo neenakosti, lahko tako razdelimo na dva dela. V tem modelu je vir vse neenakosti porazdelitve dohodkov različna produktivnost (sposobnost) delavcev, vendar pa je različna produktivnost delavcev množena s  $\pi$  (lahko je manjši ali večji od 1), da dobimo celotno neenakost v porazdelitvi dohodkov. Slednje pomeni, da je lahko neenakost v porazdelitvi dohodkov večja ali manjša od neenakosti v sposobnostih delavcev.

Model torej na relativno enostaven način pokaže, da so različne distribucije dohodkov posledica različnih produktivnih sposobnosti posameznika. Na tem mestu se porodi logično vprašanje, do katere mere ima na sposobnosti posameznika vpliv izobraževanje (tudi stopnja izobrazbe). Pri odgovoru na to si lahko pomagamo s preprostim modelom, ki ga je razvil Sattinger (Sattinger, 1980, str. 65).

Naj bo produktivna sposobnost posameznika  $g_j$  funkcija dveh spremenljivk: let šolanja  $s_j$  in neke neopazovane spremenljivke  $t_j$ . Naj bo  $g_s$  povprečna produktivna sposobnost vseh delavcev v ekonomiji in naj bo  $\sigma(g_s)$  standardni odklon produktivne sposobnosti delavcev s stopnjo izobrazbe  $s$ . Povprečje zaslužkov delavcev s stopnjo izobrazbe  $s$  je  $f - \rho f_1 - \gamma f_2 + g_s f_2$ , standardni odklon zaslužkov pa je  $f_2 \sigma(g_s)$ . Neenakost porazdelitve dohodkov posameznikov s stopnjo izobrazbe  $s$  je torej

$$\frac{f_2 \sigma(g_s)}{f - \rho f_1 - \gamma f_2 + g_s f_2} = \frac{g_s f_2}{f - \rho f_1 - \gamma f_2 + g_s f_2} \frac{\sigma(g_s)}{g_s} = \pi_s \frac{\sigma(g_s)}{g_s}. \quad (22)$$

Razmerje  $\sigma(g_s)/g_s$  je neenakost v produktivnih sposobnostih posameznikov s stopnjo izobrazbe  $s$  in  $\pi_s$  je multiplikator neenakosti za to skupino delavcev. V naslednjem koraku nas zanima, kaj se dogaja z multiplikatorjem neenakosti, ko spreminjamo denimo  $\gamma$ , torej povprečno produktivno sposobnost. Naj bo

$$\begin{aligned} \frac{1}{\pi_s} &= \frac{f - \rho f_1 - f_2(\gamma - g_s)}{g_s f_2} = \frac{f - \rho f_1}{g_s f_2} - \frac{\gamma}{g_s} + 1 = \\ &= \frac{\gamma}{g_s} \frac{1}{\pi} - \frac{\gamma}{g_s} + 1 \end{aligned} \quad (23)$$

Če torej gornji izraz odvajamo po  $\gamma$  in obenem predpostavimo, da povečanje  $\gamma$  nima vpliva na  $g_s$  in  $\sigma(g_s)$ , dobimo:

$$\frac{\left(\frac{1}{\pi_s}\right)}{\partial \gamma} = \frac{1}{g_s} \left(\frac{1}{\pi} - 1\right) - \frac{\gamma}{g_s} \left(\frac{\partial \pi}{\pi^2}\right). \quad (24)$$

Če velja, da  $\pi < 1$  in  $\frac{\partial \pi}{\partial \gamma} < 0$ , potem ob povečanju  $\gamma$  pride do zmanjšanja  $\pi_s$ .

Iz zgornjih dejstev lahko izpeljemo sledeče ugotovitve:

1. Porazdelitev zaslužkov v gospodarstvu je odvisna od produktivne sposobnosti posameznikov in multiplikatorja neenakosti.
2. Produktivna sposobnost posameznikov je nedvomno močno odvisna od stopnje izobrazbe.
3. Povečanje deleža nizko izobraženih v gospodarstvu ima dva efekta na neenakost: (i) poveča se delež nižje izobraženih z nižjo plačo, kar poveča neenakost v gospodarstvu in (ii) zaradi večjega števila nižje izobraženih se poveča ponudba dela nižje izobraženih, kar še dodatno zniža plačo in poveča neenakost v gospodarstvu (Sattinger, 1980, str. 177).
4. Povečanje deleža visoko izobraženih izkazuje tudi dva efekta na neenakost, in sicer: (i) poveča se delež visoko izobraženih s ceteris paribus višjo plačo, kar poveča neenakost in (ii) poveča se število visoko izobraženih, kar pomeni večjo ponudbo visoko izobraženih na trgu dela. Slednje zniža njihovo plačo, kar posledično zmanjša neenakost (Sattinger, 1980, str. 177). Oba efekta delujeta v nasprotni smeri. Sledi, da je vpliv na povečanje (če sploh) neenakosti mnogo manjši kot pri nižjih izobrazbenih razredih.
5. Kljub zgornji ugotovitvi pa podajata Becker in Chiswick model človeškega kapitala, ki predpostavlja, da so donosi na šolanje dani eksogeno, torej na njih ne vplivata ponudba in povpraševanje na trgu dela. V takem modelu povečanje delavcev v katerem koli izobrazbenem razredu poveča neenakost porazdelitve dohodkov v približno enaki meri (Sattinger, 1980, str. 179).

Različni avtorji predlagajo različne funkcijske oblike in različne spremenljivke za približke stopnje izobrazbe. Denimo Chiswick (2003, str. 19) predlaga sledečo funkcijo za empirično analizo

$$\ln E_i = \beta_1 + \beta_2 S_i + \beta_3 T_i + \beta_4 T_i^2 + u_i, \quad (25)$$

kjer je  $E_i$  zaslužek,  $S_i$  leta šolanja,  $T_i$  leta izkušenj na trgu dela po opravljeni formalni izobrazbi in  $u_i$  normalno porazdeljeni ostanki.

Farre-Olla in Vella (2006, str. 19), ki sicer proučujeta vpliv makro okolja in lastnosti posameznikov na porazdelitev dohodka, v svoji analizi iz Mincerijanskega modela izpeljeta lasten model, ki ga potem uporabita v analizi. Prikazan je v nadaljevanju

$$I_{it} = \beta_1 spol_{it} + \beta_2 starost_{it} + \beta_3 izobrazba_{it} + \beta_4 mesto_{it} + u_{it}, \quad (26)$$

kjer so  $I_{it}$  indeks neenakosti,  $spol_{it}$  spol proučevane osebe,  $starost_{it}$  starost proučevane osebe,  $izobrazba_{it}$  stopnja izobrazbe proučevane osebe,  $mesto_{it}$  mesto, v katerem biva proučevana oseba in  $u_{it}$  normalno porazdeljeni ostanki.

Skupna značilnost obeh modelov je linearna funkcijska oblika, različna je spremenljivka za stopnjo izobrazbe. Prvi model namreč uporabi leta šolanja, drugi pa stopnjo izobrazbe. Pri prvem je opazen poudarek na izkušnjah na trgu dela po opravljeni formalni izobrazbi, medtem ko druga dva avtorja te spremenljivke v svoji analizi sploh ne upoštevata.

Glede predvidenih vrednosti parcialnih regresijskih koeficientov lahko rečemo naslednje: parcialni regresijski koeficient pred spremenljivko, kjer zajamemo prebivalce z nizko stopnjo izobrazbe, bi po teoretičnih izhodiščih moral biti pozitiven. Povečanje prebivalcev z nizko stopnjo izobrazbe namreč, glede na teoretična izhodišča, poveča stopnjo neenakosti porazdelitve dohodkov.

Pri spremenljivki, kamor uvrstimo prebivalce z visoko stopnjo izobrazbe, pa na podlagi teorije ne moremo z gotovostjo trditi, da povečanje deleža visoko zaposlenih poveča neenakost porazdelitve dohodkov v gospodarstvu. Če bi na tem mestu upoštevali tezo Beckerja in Chiswicka, bi lahko z gotovostjo trdili, da povečanje deleža visoko izobraženih poveča neenakost porazdelitve dohodkov. Vendar pa se na podlagi Sattingerjevega modela lahko zgodi, da bo efekt povečane ponudbe visoko izobraženih na trgu dela toliko znižal plačo le-teh, da bo vpliv povečanja deleža prebivalcev z visokimi dohodki, s tem pa povečanja neenakosti, povsem izničen.

### 3.2.2.2. Ženske

Zakaj uvrščajo avtorji analiz o neenakosti porazdelitve dohodka v svoje analize delež zaposlenih žensk? Spreminjanje deleža žensk na trgu dela nedvomno pomeni spremembo strukture zaposlenih in s tem spremenjene pogoje na strani ponudbe dela. Pa vendar po natančnejšemu razmisleku razlaga ni tako jasna. Ženske so namreč po opravljenih empiričnih

analizah celo boljše izobražene od moških. Ob popisu leta 2001 je bil v Sloveniji večji delež žensk s srednjo in višjo izobrazbo (glej Tabela 1 v Prilogi 1).

V Sloveniji enakopravnost spolov urejajo mnoge uredbe in zakoni, kot so (Habl 2002, str. 8):

1. Konvencija o odpravi vseh oblik diskriminacije žensk: Slovenija jo je notificirala leta 1992 in je ključni dokument o pravicah žensk. Država se je s podpisom omenjene konvencije zavezala, da bo načelo enakosti moških in žensk vključila v svojo zakonodajo, zagotovila uresničevanje tega načela v praksi, ter da bo z zakonodajnimi in drugimi ukrepi prepovedala vse oblike diskriminacije žensk.
2. Konvencija o varstvu človekovih pravic in temeljnih svoboščin, ki je namenjena varovanju širokega obsega državljskih in političnih pravic posameznika in posameznice. Dokument jasno prepoveduje diskriminacijo.
3. Evropska socialna listina: določa pravico vseh delavk in delavcev do enakih možnosti in enakega obravnavanja, brez razlikovanja zaradi spola v zadevah, povezanih z zaposlitvijo in poklicem.
4. Tudi Amsterdamska pogodba izpostavlja enakost žensk in moških kot eno svojih temeljnih načel.
5. *Zakon o enakih možnostih žensk in moških* (Uradni list RS, št. 59/2002), ki nadgrajuje in dopolnjuje obstoječe pravne instrumente o enakosti spolov ter enakih možnostih žensk in moških na tistih točkah, ki jih je smiselno urejati s posebnim zakonom. Gre za krovni zakon, ki določa skupne temelje za izboljšanje položaja žensk in ustvarjanje enakih možnosti žensk in moških na političnem, ekonomskem, socialnem, vzgojno-izobraževalnem in drugih področjih družbenega življenja.
6. Z vidika naše analize je še posebej pomemben *Zakon o delovnih razmerjih* (Uradni list RS, št. 42/2002), ki je bil sprejet maja 2002 in je stopil v veljavo 1. januarja 2003. Zakon delodajalcem zrecno prepoveduje, da bi zaradi spola postavljali v neenakopraven položaj iskalce in iskalke zaposlitve pri zaposlovanju ter delavke in delavce v času trajanja in tudi v primeru prenehanja delovnega razmerja. Zakon določa, da je delodajalec dolžan za enako delo in za delo enake vrednosti izplačati enako plačilo delavcem, ne glede na spol.

Ženske bi torej ob upoštevanju dejstev, da so boljše izobražene, in da so delodajalci dolžni upoštevati enake možnosti med spoloma, morale imeti celo nekoliko višjo plačo od moških. Pa vendar podatki za Slovenijo kažejo drugače. Po podatkih Statističnega urada Republike Slovenije so bile v letu 2000 povprečne mesečne bruto plače moških, zaposlenih v družbah, podjetjih in organizacijah, v vseh dejavnostih (razen v gradbeništvu) višje od plač žensk (glej Tabela 2 v Prilogi 1). Najmanjša je bila razlika v dejavnosti oskrbe z elektriko, plinom in vodo (6,0%) največja pa v dejavnosti rudarstva (37,9%), zdravstva in socialnega varstva (35,2%), izobraževanja (34,2%) ter finančnega posredništva (35,6%).

Poleg tega so bile v vseh stopnjah strokovne usposobljenosti povprečne mesečne bruto plače moških višje od plač žensk (Tabela 3 v Prilogi 1). Razlika je bila največja pri visoki stopnji, kjer je bila povprečna mesečna bruto plača moških kar za 26,1% višja od ženskih, najmanjša



pa pri srednji strokovni usposobljenosti, kjer je bila njihova plača za 13,0% višja od povprečne mesečne bruto plače žensk.

Glavne razloge za omenjeni pojav lahko strnemo v sledečih točkah (Hazl, 2002, str. 12; Vrečar, 1981, str. 46):

1. Ženske so bolj koncentrirane v panogah in poklicih, ki so nižje plačani ali pa zasedajo nižja delovna mesta.
2. V izobrazbi žensk prevladujejo feminizirana področja in ženske le počasi prodirajo v tehnične vede.
3. Prišlo je do značilne feminizacije dejavnosti (tekstil 61,4%, usnje 76,6%, storitve, šolstvo in kultura 67,3%, zdravstvo 89,1%), kjer so plače nižje kot v dejavnostih, ki zaposlujejo pretežno moške.
4. Obstajajo razlike v zasluških (11-20%).
5. Ženske so se mnogo težje prebile na vodilna delovna mesta, kjer so hkrati zaslužile 16% manj kot njihovi moški kolegi.
6. Visok delež zaposlenih žensk v Sloveniji je posledica ekonomske nuje, saj le model dveh zaposlenih družinskih članov zagotavlja kolikor-toliko solidno kakovost življenja.
7. Čeprav je v storitvenem sektorju zaposlenih več žensk kot moških, ženske pogosteje opravljajo drugorazredna dela, ki so slabše plačana ter imajo omejene možnosti napredovanja (Kuralt, 1998, str. 16).

Iz navedenih dejstev lahko izpeljemo sledečo tezo: ženske so v povprečju manj plačane od moških. Če se povečuje delež zaposlenih žensk v določeni ekonomiji, pomeni to relativno povečanje prebivalstva z nižjimi dohodki in posledično večjo neenakost v porazdelitvi dohodkov.

V nadaljnji empirični analizi lahko torej pričakujemo, da povečanje/zmanjšanje deleža zaposlenih žensk v gospodarstvu povečuje/zmanjšuje neenakost porazdelitve dohodka. Parcialni regresijski koeficient pred spremenljivko deleža žensk na trgu dela bi torej moral imeti pozitiven predznak.

### **3.2.3. Faktorji s strani povpraševanja na trgu dela**

#### **3.2.3.1. Velikost podjetja**

V teoretičnih in empiričnih raziskavah obstaja močno prepričanje analitikov, da večja podjetja v povprečju plačujejo višje plače. Analitiki nam ponujajo tudi precej razlag tega fenomena. V prvem koraku začnejo z definicijo dveh virov variabilnosti distribucije dohodka kot posledice velikosti podjetja, in sicer: (i) variabilnost distribucije kot posledica faktorjev znotraj (within) podjetja in (ii) variabilnost distribucije dohodka kot posledica faktorjev razlik med podjetji (between).

Kljub prepričanju, da večja podjetja izplačujejo višje plače, pa nam ekonomska teorija ne ponuja enotnega mnenja, kaj povzroča te razlike. Neglede na to lahko faktorje združimo v tri velike skupine (Davis, Haltwanger, 1995, str. 41): (i) stopnja tehnološke raznolikosti, (ii) institucionalni in nekonkurenčni faktorji in (iii) kompenzacijske sheme. Omenjeni faktorji skupaj z vzajemnim vplivom velikosti podjetja povečujejo ali zmanjšujejo komponente distribucije plač znotraj in med podjetji.

Rezultat različne produkcijske tehnologije kot posledice raznolikosti podjetij je povpraševanje po različno usposobljenih delavcih. Posledično lahko rečemo, da ko podjetja različnih velikosti uporabljajo različne tehnologije, lahko pride do različne distribucije dohodka med različno velikimi podjetji. Lahko predpostavljamo, da če so velika podjetja tako horizontalno kot vertikalno bolj raznolika od majhnih, potem se v njih opravljajo bolj raznolike naloge, torej potrebujejo delavce z bolj raznolikimi sposobnostmi (Davis, Haltwanger, 1995, str. 43). Potemtakem bi morala distribucija dohodkov kot posledica razlik znotraj podjetja naraščati z večanjem podjetja. Oi (1983, str. 271) na tem mestu pričakuje ravno nasprotno razmerje. Po njegovem mnenju uporabljajo večja podjetja standardizirano produkcijsko tehnologijo, ki zahteva bolj homogeno sestavo zaposlenih, kar zmanjšuje neenakost distribucije dohodkov.

Pri razlagi neenakosti distribucije dohodkov kot posledice razlik med podjetji se Davis in Haltwanger (1995, str. 44) nanašata na Lambsonovo teorijo življenjskega cikla tovarn (Lambson's theory of life-cycle dynamics of plants, 1991). Predvidevata, da so majhna podjetja mlada, in da bodo v kasnejših fazah razvoja uporabljala različne produkcijske tehnologije. Samo podjetja z učinkovito tehnologijo preživijo in se večajo. Povedano drugače, večja raznolikost produkcijskih tehnologij med malimi podjetji bi morala voditi k večji raznolikosti povprečnih sposobnosti zaposlenih. To pomeni, da bi morala biti distribucija plač kot posledica razlik med podjetji bolj raznolika med malimi podjetji.

Do raznolikosti v distribuciji dohodkov lahko pride tudi zaradi različne sposobnosti posameznih skupin delavcev, da izsilijo rento. Davis in Haltwanger (1995, str. 47) predvidevata, da je variabilnost dohodkov znotraj podjetij odvisna od pogajalske moči delavcev. Če predvidevamo, da imajo višje usposobljeni delavci večjo sposobnost izsiliti rento, in da imajo večja podjetja bolj raznoliko sestavo zaposlenih, potem lahko rečemo, da so razlike v pogajalskih močeh delavcev večje znotraj velikih podjetij. Slednje pomeni, da se raznolikost distribucije dohodkov kot posledica razlik znotraj podjetja povečuje z velikostjo podjetja.

Tudi sindikati imajo lahko vpliv na strukturo plač med in znotraj podjetij različnih velikosti. Empirične raziskave so pokazale, da sindikati (i) v različnih podjetjih pripravljajo podobne sheme ter (ii) izenačujejo plače (Freeman, 1980, str. 13; Gosling, Machin, 1994, str. 171). Z drugimi besedami - neenakost distribucije plač, tako kot posledica razlik med kot tudi znotraj podjetij, je manjša med podjetji, ki imajo sindikate. Pokaže se tudi, da naj bi bila moč sindikatov v splošnem večja v velikih podjetjih (Voos, 1983, str. 326). Tako lahko pričakujemo manjšo raznolikost distribucije plač z naraščanjem podjetja.

Zadnji faktor so kompenzacijske sheme. Tako imenovane teorije tekmovalnosti (tournament theories) predlagajo podjetjem, da uvajajo take kompenzacijske sheme, ki ohranjajo neenakost distribucije dohodkov, z namenom vzdrževanja povprečnega truda delavcev (Lazear, Rosen, 1981, str. 852). McLaughlin (1988, str. 423) dodaja, da večje kot je število udeležencev (delavcev), večja mora biti neenakost distribucije dohodkov, da se zagotovi povečanje delavčeve produktivnosti. Raznolikost distribucije plač kot posledica razlik znotraj podjetij bi morala po tej trditvi naraščati z naraščanjem velikosti podjetja. Vendarle pa moramo na tem mestu upoštevati pojav stroškov opazovanja (monitoring costs). Garen (1985, str. 718) v zvezi s tem predvideva, da so stroški opazovanja višji pri velikih podjetjih, kar zmanjšuje njihovo sposobnost nagrajevanja delavcev glede na njihove neopazovane, nespremljane lastnosti (iniciativa, ambicija, trud). Ob predpostavki, da so stroški opazovanja večji znotraj velikih podjetij, lahko trdimo, da se raznolikost distribucije plač kot posledica faktorjev znotraj podjetij z naraščanjem velikosti podjetja zmanjšuje.

Empirična raziskava, ki sta jo opravila Lallemand in Rycx (2005, str. 31), je v letu 1995 zajela štiri evropske države in kaže na naslednje ugotovitve:

1. Neenakost distribucije dohodkov kot posledica faktorjev znotraj podjetja narašča z velikostjo podjetja, ker imajo velika podjetja bolj raznoliko sestavo zaposlenih. Dodajata, da stroški opazovanja ta vpliv zmanjšujejo.
2. Neenakost distribucije dohodkov kot posledica faktorjev med podjetji pada z velikostjo podjetja, ker so mala podjetja tehnološko bolj raznolika in imajo zatorej bolj raznoliko sestavo zaposlenih, kar podpira Lambdsonovo teorijo (1991).

Težko rečemo, kateri vpliv bo prevladal v Slovenji. Sklepamo lahko le, da bo vpliv povečevanja neenakosti kot posledica faktorjev znotraj podjetja manjši. Splošno dejstvo je, da so v Sloveniji pri oblikovanju plač še vedno močno prisotne kolektivne pogodbe, ki so posledica pogajanj med sindikati in podjetji. Ne glede na to pa lahko pričakujemo, da bo parcialni regresijski koeficient pred spremenljivko, kjer upoštevamo delež velikih podjetij, pozitiven. Povečanje/zmanjšanje deleža velikih podjetij torej povečuje/zmanjšuje neenakost distribucije dohodka.

Analogno lahko sklepamo za mala podjetja. V Sloveniji nastaja vedno več malih podjetij, ki so si med seboj tako po organizacijski kot po tehnološki plati zelo različna. Iz tega naslova lahko sklepamo, da bo povečanje/zmanjšanje deleža malih podjetij, pomenilo povečanje/zmanjšanje neenakosti distribucije dohodkov.

### **3.2.3.2. Javna - zasebna podjetja**

Trg dela v državnem sektorju se očitno razlikuje od trga dela v zasebnem sektorju. Razlikuje se v: (i) subjektih, ki so udeleženi v procesu odločanja, (ii) mehanizmih, s katerimi se nadzoruje subjekte, ki odločajo in (iii) naravi proizvoda (Tansel, 2004, str. 3). Lastnike v podjetjih v zasebni lasti vodita tržni mehanizem in želja po dobičku medtem, ko politike in birokrate kot subjekte, ki odločajo v državnem sektorju, vodijo in nadzorujejo volivci in

splošna javnost. Uslužbenci v javnem sektorju so pomembna komponenta političnih strank in imajo zato neposreden interes v vladni plačni politiki. Modeli maksimizacije koristnosti volivcev predvidevajo, da država sprejema take odločitve, ki jo ohranijo na oblasti. Taka logika je osnova za oblikovanje enačb povpraševanj po delu in plač. Reder (1974, str. 129) in Borjas (1980, str. 1129) uporabljata model maksimizacije koristnosti volivcev, s katerim pojasnita plače in zaposlenost v javnem sektorju. V modelih maksimizacije dohodka je birokrat zainteresiran maksimizirati lasten dohodek (Niskanen, 1975, str. 633). Grafično predstavitev delovanja trgov dela v privatnem in javnem sektorju podajata Mazumdar (1989, str. 86) in Lindauer (1991, str. 171).

Po enostavni razlagi, ki jo poda Mazumdar, privatni sektor, ki maksimizira profit, želi doseči točko na krivulji povpraševanja po delu, da določi plače in nivo zaposlenosti. Javni sektor deluje znotraj dohodkovne omejitve. Znotraj le-te nato določi celotno maso izplačanih plač. To določi različne možne kombinacije plač in ravni zaposlenosti. Sledi, da so plače v javnem sektorju teoretično lahko pod, nad ali pa na nivoju plač v zasebnem sektorju. Formalni zapis modela, ki pojasnjuje razkorak med plačo v javnem in zasebnem sektorju, nudi Holmlund (1993, str. 150). Holmlund je razvil model diferenciacije plač, v katerem nastopajo sindikati, ki se z vlado pogajajo o velikosti plač. Načelo učinkovitosti bi narekovalo tako višino plač in tak nivo zaposlenosti, ki bi minimiziral stroške produkcije v javnem sektorju. Vendar pa se lahko zgodi, da vladni cilji, povezani z zaposlenostjo in porazdelitvijo plač v javnem sektorju, potisnejo plače in zaposlenost nad nivo, ki bi bil z načela učinkovitosti najboljši. Gunderson (1979, str. 232) tako poudarja, da lahko sindikati izkoristijo relativno neelastično krivuljo povpraševanja po delu v javnem sektorju in povišajo plače nad ravnotežno raven.

Ekonomska teorija torej ne nudi enotnega mnenja glede nivoja plač v javnem in zasebnem sektorju. Videli pa smo, da se večina teoretikov strinja, da obstaja razlika med plačami v javnem in zasebnem sektorju. Iz tega lahko sklepamo, da povečanje javnega napram zasebnemu sektorju povečuje razlike v porazdelitvi dohodkov. Večanje javnega sektorja nasproti zasebnemu namreč pomeni večanje razkoraka v plačah in posledično večanje neenakosti.

Na tem mestu moramo opozoriti še na paralelni pojav. Splošno gledano velja, da plače v javnem sektorju manj variirajo kot v zasebnem. To torej pomeni, da se ob povečanju javnega sektorja poveča delež ekonomskih subjektov z bolj enako porazdeljenimi plačami, kar zmanjša neenakost porazdelitve dohodkov. Tudi pri tej točki bi tako težko rekli, kateri izmed obeh vplivov bo v konkretni analizi prevladal.

#### **4. Podatki**

V diplomskem delu proučujemo vpliv sledečih faktorjev na distribucijo plač: (i) delež zaposlenih žensk - *ŽENSKA*, (ii) velikost podjetij - *VELIKOST*, (iii) lastnina podjetja - *LASTNINA* in (iv) izobrazbena struktura prebivalstva - *IZOBRAZBA*. Za izračune mer

neenakosti porazdelitve so uporabljeni podatki o številu zaposlenih po velikosti bruto plače. Opazovanje poteka v državi Slovenija, za obdobje 1992-2004. Podatki uporabljeni v nadaljnjih izračunih so predstavljeni v Tabeli 16 v Prilogi 4. Vsi uporabljeni podatki in izračuni so natančneje predstavljeni v nadaljevanju diplomskega dela.

#### **4.1. Odvisna spremenljivka - porazdelitev bruto plač v Sloveniji v obdobju 1992-2004**

V poglavju 3.2.1. je bilo že nakazano, da bi bilo v analizi, kjer neposredno ne merimo vpliva države kot pojasnjevalne spremenljivke, bolje kot bruto plačo upoštevati neto plačo. Vendar so žal dosegljivi le podatki o številu zaposlenih oseb po velikosti bruto plače. Zato se moramo na tem mestu zavedati, da bo velik del nepojasnjene variance (posledica faktorjev, ki v model niso vključeni) odpadel na državo.

Enote opazovanja so podjetja, družbe ali organizacije oziroma njihove poslovne enote v sestavi, ki so registrirane za opravljanje dejavnosti na ozemlju Republike Slovenije (od tod RS). Podatke o zaposlenih osebah po velikosti bruto plače je do leta 2005 pridobil Statistični urad Republike Slovenije. Od leta 1992 (sprememba davčne zakonodaje) spremljajo razporeditev zaposlenih oseb le po velikosti bruto plač (Statistične informacije, 35(2004), str. 32).

Od leta 2005 je vir podatkov o zaposlenih osebah po višini bruto plače letno statistično raziskovanje Zaposlene osebe po višini bruto plače (ZAP-STRU/L), ki se izvaja le za september. Podatke zanj zbira Agencija za javnopravne evidence in storitve (v nadaljevanju AJPES) pri pravnih osebah, in sicer z enako naslovljenim vprašalnikom (večinoma elektronsko). AJPES pošlje zbrane podatke na Statistični urad RS; ta jih statistično obdela in pripravi za objavo (Statistične informacije, 20(2004), str. 24).

Bruto plača so vsa izplačila zaposlenih oseb za delo v polnem delovnem času in delovnem času, krajšem in daljšem od polnega. Bruto plače ne vsebujejo (i) nadomestil, ki ne bremenijo podjetja, (ii) izplačil, ki bremenijo materialne stroške in (iii) plače, ki so bile izplačane zaposlenim osebam kot lastninski deleži. Za izplačilo plače ne štejejo tudi premije, ki jih za zaposlene osebe vplačuje delodajalec za prostovoljno dodatno pokojninsko zavarovanje. Neto plača je bruto plača, ki so ji odšteti prispevki za socialno varnost in davek od osebnih prejemkov (Statistične informacije, 35(2004), str. 34).

Ker so razredi in njihovi razponi načeloma enaki le v istem koledarskem letu, neposredna primerjava za daljše obdobje ni mogoča (Delakorda, Kastelec, 2001, str. 8). Ta pojav z izračuni mer oziroma indeksov neenakosti izničimo in si omogočimo primerjavo za daljše časovno obdobje. Dobra lastnost indeksov neenakosti je namreč ta, da niso odvisni od števila in širine razredov frekvenčne porazdelitve, iz katere so izračunani.

Iz podatkov o zaposlenih osebah po velikosti bruto plače v Sloveniji v obdobju 1992-2004 so v nalogi izračunani različni kazalci indeksov neenakosti, ki so predstavljeni v nadaljevanju (glej tudi Tabela 11, Priloga 2).

#### **4.1.1. 90/10 centil – 90/10**

Kazalec 90/10 centil uporabljajo mnogi analitiki v raziskavah, povezanih z neenakostjo. Pri razlagi kazalca moramo poznati lastnosti in razlage kvantilov. Kvantili so spremenljivke, ki ustrezajo danim vrednostim kvantilnega ranga. Kvantili so značilnost populacije kot celote, in ne le posamezne opazovane enote (Arh, Pfajfar, 2002, str. 92).

Pri razlagi vrednosti devetdesetega centila gre za to, da ima 90 odstotkov enot proučevane populacije manjšo vrednost od le-te, 10 odstotkov enot pa ima večjo vrednost proučevane spremenljivke. To pomeni, da lahko v našem primeru rečemo, da ima 10 odstotkov prebivalcev plačo večjo od izračunane vrednosti devetega decila.

Analogno poteka razlaga desetega centila, zato lahko rečemo, da ima 10 odstotkov prebivalcev RS plačo manjšo od izračunane vrednosti prvega decila, ostalih 90 odstotkov prebivalcev pa ima večjo plačo od izračunane vrednosti prvega decila.

Če izračunamo koeficient med vrednostima devetega in prvega decila, nas zanima, kako je s porazdelitvijo bruto plač za 80 odstotkov populacije. Iz analize namreč izločimo 10 odstotkov prebivalcev z najvišjimi bruto plačami in 10 odstotkov prebivalcev z najnižjimi bruto plačami. Vidno je, da nas v tem primeru ne zanima porazdelitev plač v celotni populaciji. Mero 90/10 lahko torej poimenujemo parcialna mera neenakosti distribucije dohodkov, saj proučujemo le neenakost porazdelitve bruto plač za del populacije, iz katere je izločenih 10 odstotkov zaposlenih z najnižjo in 10 odstotkov zaposlenih za najvišjo bruto plačo.

Izračunane vrednosti kazalca 90/10 so podane v Prilogi 2, Tabela 11. Iz tabele je jasno razvidno, da se je neenakost v Sloveniji, merjeno s kazalcem 90/10, v proučevanem obdobju povečala. Iz vrednosti 2,92 za leto 1992 je kazalec 90/10 v letu 2004 narasel na 3,52. Najvišjo vrednost je kazalec dosegel v letu 2001, ko je njegova vrednost dosegla 3,55.

#### **4.1.2. 80/20 centil – 80/20**

Razlaga kazalca 80/20 je analogna razlagi kazalca 90/10. Tudi tu gre za parcialni kazalec, saj nas zanima segment populacije, iz katerega je izločenih 20 odstotkov zaposlenih z najnižjo in 20 odstotkov zaposlenih z najvišjo plačo. Proučujemo torej neenakost distribucije dohodkov le za 60 odstotkov populacije.

Izračunane vrednosti kazalca 80/20 so podane v Prilogi 2, Tabela 11. Tudi z vidika kazalca 80/20 so se razlike v porazdelitvi dohodkov v obdobju 1992-2004 v Sloveniji povečale. Vrednost kazalca se je iz 1,98 za leto 1992 zvišala v letu 2004 na vrednost 2,30. V letu 2004 je bila obenem dosežena tudi največja vrednost.

### 4.1.3. Ginijev koeficient - *Gini*

Ginijev koeficient je kazalec neenakosti porazdelitve, ki zajame vso populacijo. Ginijev koeficient, eno izmed najbolj pogosto uporabljenih mer stopnje oziroma moči koncentracije, je predlagal italijanski pravnik Conrado Gini (1884-1965). Vrednost Ginijevega koeficienta izračunamo po spodnjem obrazcu

$$G = 1 - \frac{\sum_{k=1}^n f_k \% (\Phi_k \% + \Phi_{k-1} \%)}{2 \cdot 5000} = 1 - \frac{\sum_{k=1}^n f_k \% (\Phi_k \% + \Phi_{k-1} \%)}{10000}. \quad (27)$$

V Sloveniji je bilo opravljenih več študij, ki so proučevale gibanje Ginijevega koeficienta v obdobju tranzicije. Raziskave so večinoma temeljile na dveh virih podatkov, in sicer: (i) na anketi o izdatkih gospodinjstev in (ii) na podatkih o dohodnini (Personal Income Tax - PIT). Stanovnik (2005, str. 383) navaja, da sta oba vira nepopolna. Problem prvega je v premajhnem poročanju (underreporting); s tem je povezano dejstvo, da podatki o dohodkih niso zajeti administrativno. Pri drugem viru je očitna težava v tem, da ne zajame subjektov, ki niso dolžni oddajati dohodninske napovedi, torej se v analizi ne upošteva večine pokojnin in socialnih transferjev. V letu 1993 je prišlo tudi do spremembe na področju dohodninske zakonodaje, ki je zmanjšala število oseb, ki so dolžne oddajati dohodnino. To pomeni, da primerjava podatkov pred letom 1993 in po njem ni smiselna.

Na podlagi prvega vira so bile opravljene sledeče študije:

1. Stropnik in Stanovnik (2002). Avtorja sta proučevala vpliv socialnih transferjev na neenakost porazdelitve dohodkov v devetdesetih letih prejšnjega stoletja. Raziskava je pokazala, da socialni transferji zmanjšujejo neenakost porazdelitve dohodkov.
2. Čok (2003) je na podlagi podatkov za 1983, 1993 in 1997-1998 razdelil neenakost porazdelitve dohodkov glede na vir dohodka, kakor tudi glede na (1) socialno-ekonomski status glave družine, (2) starost glave družine in (3) doseženo stopnjo izobrazbe glave družine.

Na podlagi drugega vira so bile opravljene naslednje študije:

1. Stanovnik (1999) je na podlagi naključnega vzorca iz podatkov o dohodnini za leti 1991 in 1996 prišel do zaključka, da se je neenakost v Sloveniji v tem obdobju povečala. Stanovnik kot eno od možnih razlag tega fenomena navaja študijo Oražma in Vodopivca (1995), ki sta ugotovila, da je v prvem obdobju tranzicije prišlo do znatnega povečanja donosov na šolanje (return to schooling).

2. Kump (2002) je na podlagi izbora naključnega vzorca podatkov za leti 1991 in 2000 prišla do ugotovitve, da se je Ginijev koeficient, računani iz bruto plač, v proučevanem obdobju sicer povečal, vendar pa je bilo povečanje Ginijevega koeficienta na podlagi neto plač skoraj neznamno. Stanovnik kot možno razlago navaja večjo progresivnost dohodninske lestvice, ki je posledica nove zakonodaje iz leta 1993.
3. Borak in Pfajfar (2002) sta v svoji analizi vključila grupirane podatke za celotno obdobje 1991-2000, kar je omogočilo proučevanje gibanja neenakosti porazdelitve dohodkov iz leta v leto. Tudi avtorja omenjene analize se zavedata glavne pomanjkljivosti svoje analize, to je neprimerljivost podatkov iz obdobja pred letom 1993 in v obdobju po njem. Njuna analiza je vendarle pokazala, da je do največjih povečanj neenakosti prišlo v tako imenovanem začetnem obdobju tranzicije (1991-1993). Iz analize lahko izluščimo leti 1993 (močan dvig Ginijevega koeficienta z 0,3327 na 0,3595) in 1994 (močan padec vrednosti Ginijevega koeficienta z 0,3595 na 0,3449). Po mnenju Stanovnika je do teh izrazitih sprememb prišlo zaradi nove dohodninske zakonodaje in posledično sprememb znotraj populacije. Raziskava je nadalje pokazala, da je bilo povečanje neenakosti po letu 1994 relativno majhno. Avtorja sta namreč pokazala, da se je Ginijev koeficient, izračunan iz neto dohodkov za leto 1991, ko je znašal 0,305, v letu 2000 povečal le na 0,317. Povsem drugačna je zgodba, ko gledamo bruto plače. V tem primeru je Ginijev koeficient z 0,325 za leto 1991 narasel na 0,353 v letu 2000.

Stanovnik in Verbič (2005) sta v svoji analizi poizkušala odpraviti pomanjkljivosti obeh baz podatkov. Proučevala sta dohodkovno neenakost med prejemniki plač na osnovi bruto zneskov; samozaposlenih in ostalih subjektov, ki ne prejemajo plač, v analizi nista upoštevala. Njune ugotovitve lahko strnemo v sledečih točkah:

1. Dohodkovna neenakost se je močno povečevala v začetnem obdobju tranzicije, vse do sredine devetdesetih let.
2. Po letu 1995 je bilo povečevanje majhno; leta 2002 sta zabeležila celo padec dohodkovne neenakosti.
3. Razlago povečanja neenakosti v začetnem obdobju tranzicije v veliki meri pripisujeta spremembi davčne zakonodaje leta 1993.
4. Ugotovila sta tudi, da je neenakost porazdelitve dohodkov na podlagi neto podatkov mnogo manjša od neenakosti na podlagi bruto podatkov; dodajata, da je verjetno dejanska neenakost (na podlagi razpoložljivega dohodka) še manjša od tiste, izračunane na podlagi neto podatkov.

Na podlagi lastnih izračunov v pričujočem delu lahko rečemo (glej Tabela 11, Priloga 2), da se je Ginijev koeficient v Sloveniji v obdobju 1992-2001 konstantno povečeval, nato do leta 2003 rahlo upadal in se v letu 2004 zopet povečal, a največje vrednosti iz leta 2001 ni več dosegel. Glede na te podatke lahko torej sklepamo, da se je neenakost porazdelitve plač v Sloveniji v obdobju 1992-2004, merjeno s pomočjo Ginijevega koeficienta, povečala.



## 4.2. Pojasnjevalne spremenljivke

V različne proučevane modele so vključene sledeče pojasnjevalne spremenljivke: (i) delež zaposlenih žensk - *ženske*, (ii) delež majhnih podjetij – *malpod*, (iii) delež velikih podjetij - *velpod*, (iv) delež podjetij v državni lasti – *držlast*, (v) delež podjetij v zasebni last- *zaslast*, (vi) delež prebivalcev z nizko stopnjo izobrazbe - *nizizob* in (vii) delež prebivalcev z visoko stopnjo izobrazbe - *visizob*. Podatki in definicije spremenljivk so natančneje predstavljeni v nadaljevanju.

### 4.2.1. Delež zaposlenih žensk med vsemi zaposlenimi - *ženske*

Spremenljivka nam pove, kolikšen je delež žensk med vsemi zaposlenimi. Na podlagi zbranih podatkov vidimo, da je delež zaposlenih žensk v proučevanem obdobju najprej (do vključno leta 1996) naraščal. Naj na tem mestu omenimo, da je v tem obdobju prišlo do povečanja predvsem na račun zmanjševanja zaposlenosti moških, saj smo bili ta čas v Sloveniji priča krizi industrijske dejavnosti, ki v povprečju zaposluje več moških delavcev. V obdobju od 1997-2004 se je delež zaposlenih žensk med vsemi zaposlenimi zmanjševal in leta 2004 dosegel celo najnižjo vrednost (47,04%). Do zmanjševanja deleža zaposlenih žensk v tem obdobju je prihajalo tudi zaradi izrazite krize v predelovalnih dejavnostih in tekstilni industriji, ki v povprečju zaposlujejo več žensk kot moških.

### 4.2.2. Lastnina podjetja

Viri podatkov o poslovnih subjektih v Poslovnem registru Slovenije (PRS) so registri, ki jih vodijo pristojna okrožna sodišča, upravne enote, organi za notranje zadeve, drugi pristojni registrski organi ter zakoni, predpisi in drugi akti, objavljeni v Uradnih listih RS (Statistični letopis RS, 1996, str. 423).

Poslovni subjekti so pravne in fizične osebe, ki opravljajo registrirane dejavnosti v zakonsko določeni pravnoorganizacijski obliki in so vpisane v Poslovni register Slovenije (Statistični letopis RS, 1996, str. 423).

Podjetje je pravna oseba, ki opravlja dejavnosti zaradi pridobivanja dohodka oziroma dobička. Podjetja so se lahko do leta 1999 ustanovila v družbeni, zasebni, združni ali mešani lasti. Organizirala so se v različne pravnoorganizacijske oblike, s kapitalom različnega porekla (tuji, mešani, domači). Po letu 1999, ko je v veljavo stopil Zakon o podjetjih, so se morala podjetja olastniti. Od takrat dalje se lahko podjetje namesto v družbeni organizira v državni lasti (Statistični letopis RS, 2000, str. 339).

Družba je pravna oseba, ki na trgu samostojno opravlja pridobitno dejavnost. Zavod je organizacija, ki se ustanovi za opravljanje dejavnosti vzgoje, izobraževanja, znanosti, kulture,

športa, zdravstva, socialnega varstva, otroškega varstva, invalidskega varstva in tako naprej, če namen poslovanja ni pridobivanje dobička (Statistični letopis RS, 1996, str. 423).

V družbeni lastnini je Statistični urad vodil poslovne subjekte v skladu z Zakonom o združenem delu iz leta 1976. Z letom 1999 je stopil v veljavo Zakon o podjetjih, po katerem so se poslovni subjekti preoblikovali oziroma olastnili. Družbena lastnina je bila še nekaj časa vodena v registru, saj se vsa podjetja niso takoj preoblikovala.

Tako imamo vključno do leta 1996 podatke o številu podjetij v družbeni lasti. V obdobju 1997-2002 objavlja Statistični urad podatke tako za družbeno kot za državno lastnino, po letu 2002 je objavljen samo še podatek o državni lastnini.

Pri oblikovanju spremenljivk *držlast*, *zaslast* in *meslast*, smo postopali po naslednjih principih:

1. Do leta 1996 (vključno z njim) se pri spremenljivki državna lastnina upoštevajo podjetja, ki so bila v družbeni in združni lasti.
2. V obdobju od 1997-2002 se pri spremenljivki državna lastnina upošteva podjetja v družbeni, združni in državni lasti.
3. V obdobju 2003-2004 se pri spremenljivki državna lastnina upošteva podjetja v državni in združni lasti.

Do odločitve za vključitev združne lastnine v spremenljivko državna lastnina je prišlo, ker avtor meni, da je plačna politika pri združnih podjetjih bolj podobna tisti v podjetjih v državni lasti, kakot tisti v podjetjih v zasebni lasti.

Naj na tem mestu še omenimo, da so poslovni subjekti v državni lasti tisti, kjer ima država pretežni lastniški delež. Pri oblikovanju ostalih dveh spremenljivk, povezanih z lastnino podjetja ni večjih posebnosti.

Vsi podatki so izraženi v deležih, s čimer je zagotovljena večja primerljivost v času. Podatki so izraženi kot deleži posameznih skupin v vseh poslovnih subjektih na dan 31.12. določenega leta.

Podatke, uporabljene za izračun posameznih spremenljivk, predstavlja Tabela 10 v Prilogi 1.

### **4.2.3. Velikost podjetja**

Poslovni subjekti so po velikosti razvrščeni glede na število zaposlenih. Zaposlene osebe, vključene v Statistični register delovno aktivnega prebivalstva (SRDAP), so (Statistični letopis, 1999, str. 268):

- zaposlene osebe, ki so v delovnem razmerju (pokojninsko, invalidsko ter zdravstveno zavarovane) pri poslovnih subjektih - pravnih osebah, ne glede na njihovo lastnino;

- lastniki poslovnih subjektov - pravnih oseb, če jih osebno vodijo, in če niso zavarovani iz drugega naslova;
- izvoljeni ali imenovani nosilci javnih ali družbenih funkcij;
- matere, ki delajo po posebnih predpisih;
- zaposlene osebe, ki so v delovnem razmerju (pokojninsko, invalidsko ter zdravstveno zavarovane) pri samostojnih podjetnikih posameznikih, osebah, ki opravljajo poklicno dejavnost kot edini ali glavni poklic, ali pri fizičnih osebah, ki uporabljajo dopolnilno delo drugih oseb;
- samostojni podjetniki posamezniki;
- osebe, ki opravljajo poklicno dejavnost kot edini ali glavni poklic;
- vrhunski športniki.

V analizi so upoštevani samo gospodarski subjekti, ki so pravne osebe. Podatki za obdobje 1992-1994 žal niso bili dosegljivi. Ker se v diplomskem delu soočamo s precej izrazitim problemom majhnega števila opazovanj, so manjkajoči podatki nadomeščeni z lastnim izračunom, ki temelji na metodi ekstrapolacije trenda. Glede na relativno pravilno gibanje pojava v proučevanem obdobju, se zdi uporaba te metode smiselna.

V delu so definirane tri spremenljivke, povezane z velikostjo podjetja, in sicer so to:

- majhna podjetja - *malpod*: gospodarski subjekti, ki imajo od 0 do vključno 49 zaposlenih oseb,
- srednja podjetja - *sredpod*: gospodarski subjekti, ki imajo od 50 do vključno 249 zaposlenih oseb,
- velika podjetja - *velpod*: gre za gospodarske subjekte, ki imajo 250 ali več zaposlenih oseb.

Tudi v primeru spremenljivke velikost podjetja so podatki izraženi v deležih, in sicer so vsi izraženi kot delež posamezne skupine podjetij v vseh gospodarskih subjektih na dan 31.12. določenega leta.

Podatke, uporabljene za izračun posameznih spremenljivk, predstavlja Tabela 9 v Prilogi 1.

#### **4.2.4. Izobrazbena struktura**

Vir podatkov o izobrazbeni sestavi prebivalstva za celotno proučevano obdobje, z izjemo leta 2002, je bila Anketa o delovni sili. Izračunani podatki v tem obdobju torej temeljijo na vzorcu. Vir podatkov o izobrazbeni strukturi prebivalcev za leto 2002 je Popis prebivalstva; podatki za to leto so izračunani po metodologiji Popisa za leto 2002.

Šola je vzgojno-izobraževalni zavod ali organizacijska enota v okviru druge ustanove, ki omogoča organizirano in sistematično pridobivanje znanja. Statistični letopis RS 2004 navaja sledeče stopnje šol:

1. Osnovna šola daje osnovno vzgojo in splošno osnovno izobrazbo (Ur. l. RS 12/96).
2. Splošno, strokovno in poklicno srednješolsko izobraževanje obsega izobraževanje v splošnih in strokovnih gimnazijah, nižjih poklicnih, srednjih poklicnih, srednjih tehniških in drugih strokovnih srednjih šolah (Ur. l. RS 12/96) .
3. Poklicno in strokovno izobraževanje posreduje znanje, spretnosti in veščine, potrebne za opravljanje poklica. Omogoča izbiro poklica in pripravo nanj. Nižja in srednja poklicna izobrazba se pridobita po končanem izobraževanju z opravljenim zaključnim izpitom, srednja strokovna izobrazba pa z opravljeno poklicno maturo kot obliko zaključnega izpita.
4. Srednja strokovna izobrazba se lahko pridobi tudi:
  - a) s končanimi, v šolskem letu 1998/99 iztekajočimi se nadaljevalnimi in diferencialnimi programi in s programi po modelu 3 + 2, v katere se je bilo možno vključiti s končano srednjo poklicno izobrazbo;
  - b) z delovodskimi, poslovodskimi oziroma mojstrskimi izpiti;
  - c) s poklicnimi tečaji s področja posameznih strok.
5. Gimnazija je splošno-izobraževalna srednja šola, ki dijakom daje znanje, razširja in pogloblja njihovo že pridobljeno znanje ter jih usposablja in pripravlja za visokošolski študij. Ločimo splošne in strokovne gimnazije. Z opravljenjo maturo se po končani gimnaziji pridobi srednja izobrazba.
6. Višje strokovne šole izvajajo programe za pridobitev višje strokovne izobrazbe (Ur. l. RS 12/96).
7. Visokošolski zavodi so univerze, fakultete, umetniške akademije in visoke strokovne šole (Ur. l. RS 67/93). Študij na visokošolskih zavodih poteka po študijskih programih za pridobitev izobrazbe in po programih za izpopolnjevanje. Študijski programi za pridobitev izobrazbe so:
  - a) dodiplomski:
    - i. programi za pridobitev visoke strokovne izobrazbe,
    - ii. programi za pridobitev univerzitetne izobrazbe;
  - b) podiplomski:
    - i. programi za pridobitev specializacije,
    - ii. programi za pridobitev magisterija,
    - iii. doktorat znanosti.

Iz teh definicij sledijo tudi stopnje pridobljene izobrazbe. Podatki, ki jih je posredoval Statistični urad, definirajo sledeče stopnje izobrazbe v obdobju 1992-1999: (i) nedokončana osnovna šola, (ii) osnovna izobrazba, (iii) enoletna ali dveletna srednja šola (skrajšan program), (iv) dveletna ali triletna srednja šola, (v) štiriletna ali petletna srednja šola, (vi) višja šola, višja stopnja visokega šolstva, (vii) visoka šola in (viii) magisterij, specializacija, doktorat. Za obdobje 2000-2004 veljajo sledeče stopnje izobrazbe: (i) brez šolske izobrazbe oziroma nepopolna osnovna izobrazba (1-3 razredi), (ii) nepopolna osnovna izobrazba (4-7

razredi), (iii) osnovna izobrazba, (iv) nižja ali srednja poklicna izobrazba, (v) srednja strokovna izobrazba, (vi) srednja splošna izobrazba, (vii) višja strokovna izobrazba, višješolska izobrazba, specialistična povišješolska izobrazba, (viii) visoka strokovna izobrazba, (ix) visoka univerzitetna izobrazba, (x) specialistična povisokošolska izobrazba, magisterij, doktorat.

N podlagi tega smo definiral tri spremenljivke, povezane s stopnjo izobrazbe, in sicer:

1. Nizka izobrazba - *nizizob*: v spremenljivki je upoštevano prebivalstvo, staro 15 in več let, z nedokončano osnovno šolo in prebivalstvo, staro 15 ali več let, z osnovno izobrazbo za obdobje 1992-1999 ter prebivalci brez šolske izobrazbe oziroma z nepopolno osnovno izobrazbo (1-3 razredi), nepopolno osnovno izobrazbo (4-7 razredi) in osnovno izobrazbo v obdobju 2000-2004.
2. Srednja izobrazba - *sredizob*: v obdobju 1992-1999 so upoštevani prebivalci, stari 15 let ali več, ki imajo enoletno ali dveletno srednjo šolo (skrajšan program), dveletno ali triletno srednjo šolo ter štiri ali petletno srednjo šolo. V obdobju 2000-2004 so upoštevani prebivalci z nižjo ali srednjo poklicno izobrazbo, srednjo strokovno izobrazbo ter srednjo splošno izobrazbo
3. Visoka izobrazba - *visizob*: v spremenljivko so vključeni prebivalci, stari 15 ali več let, z višjo šolo (višja stopnja visokega šolstva), visoko šolo, magisterijem, specializacijo in doktoratom; velja za obdobje 1992-1999. V obdobju 2000-2004 so sem uvrščeni prebivalci, stari 15 ali več let, z višjo strokovno izobrazbo, višješolsko izobrazbo, specialistično povišješolsko izobrazbo, visoko strokovno izobrazbo, visoko univerzitetno izobrazbo, specialistično povisokošolsko izobrazbo, magisterijem in doktoratom.

Tudi pri omenjenih spremenljivkah so vrednosti deleži, in sicer so vsi podatki izraženi kot delež posamezne skupine prebivalcev vseh prebivalcev RS, starih 15 let ali več.

Podatki, uporabljeni za izračun posameznih spremenljivk, so predstavljeni v Tabelah 6-8 v Prilogi 1.

## 5. Predstavitev izračunov

Glavni problem pričujoče analize je malo število opazovanih enot ( $n=13$ ). V ekonometrični teoriji velja pravilo, da naj bi bilo število v model vključenih pojasnjevalnih spremenljivk mnogo manjše od števila opazovanih enot ( $k < n$ ). Da bi omilili težave, ki izhajajo iz opazovanj, kjer je število v model vključenih pojasnjevalnih spremenljivk blizu številu opazovanih enot, analiza upošteva sledeče:

1. V posamezne modele so vključene samo tri pojasnjevalne spremenljivke. V model je vedno vključen delež zaposlenih žensk.
2. Proučevane so tri skupine regresijskih modelov. Za vsako od mer neenakosti je uporabljen nov model.

Tako je končni rezultat analize 9 regresijskih modelov. Ko se ocenjuje osnovni model in model, v katerem je očiščen vpliv trenda, je uporabljena metoda najmanjših kvadratov. Modeli, v katerih je izločen vpliv heteroskedastičnosti, se ocenjujejo po metodi tehtanih najmanjših kvadratov. Funkcije, v katerih se izloči vpliv avtokorelacije, so ocenjene po metodi posplošenih najmanjših kvadratov. Zaradi večje predstavnosti so izračunane regresijske funkcije predstavljene ločeno v nadaljevanju.

## 5.1. Ginijev koeficient kot mera neenakosti

### 5.1.1. Vpliv žensk in velikosti podjetja

V tem razdelku je proučevana sledeča regresijska funkcija:

$$Gini_t = \beta_1 + \beta_2 \text{ženske}_t + \beta_3 \text{malpod}_t + \beta_4 \text{velpod}_t + u_t. \quad (28)$$

Po obdelavi podatkov dobimo sledeče rezultate:

$$Gini_t = -0,236 + 0,016 \text{ženske}_t + 0,048 \text{malpod}_t + 0,242 \text{velpod}_t^* \quad (29)$$

<i>t</i>	(-0,437)	(2,695)	(2,953)	(2,804)
<i>P</i>	(0,674)	(0,027)	(0,018)	(0,023)
<i>n</i> =12	$R^2=0,599$		$R^2 \text{pop}=0,449$	
$s_e=19,312$	$dw=2,898$		$F=3,982 (0,052)$	

\*Iz modela je odstranjen vpliv trenda<sup>1</sup>, heteroskedastičnosti<sup>2</sup> in avtokorelacije<sup>3</sup>. Žal je v modelu prisotna multikolinearnost, ki pa bi jo lahko odpravili le s širjenjem analize čez daljše časovno obdobje.

Ugotovitve na podlagi izračunov lahko strnemo v sledečih točkah:

1. V proučevanem obdobju 1992-2004 v RS se je ob povečanju deleža zaposlenih žensk za eno odstotno točko Ginijev koeficient koncentracije v povprečju povečal za 0,016, ob vsem ostalem nespremenjenem. Vpliv deleža žensk na povečevanje Ginijevega koeficienta je statistično značilen.

<sup>1</sup> Uporaba Frisch-Waughovega teorema ni možna, saj vseh v model vključenih spremenljivk ne moti enaka oblika trenda. Spremenljivko *Gini*, moti kvadratni trend, medtem, ko v model vključene pojasnjevalne spremenljivke moti kubični trend. Spremenljivke, kjer je odpravljen vpliv trenda, so definirane na podlagi teh ugotovitev. Tako očiščene spremenljivke so uporabljene v nadaljnji analizi.

<sup>2</sup> Dokazan je obstoj heteroskedastičnosti, kot jo predpostavlja Breusch-Paganov test (test predpostavlja heteroskedastičnost oblike:  $\sigma_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{2i} + \dots + \alpha_n x_{ni}$ ). V model vključene pojasnjevalne spremenljivke so deljene s transformacijskim deliteljem (oblike:  $TD = \sqrt{e^{\ln \epsilon_i^2}}$ ). Tako očiščene spremenljivke so uporabljene v nadaljnji analizi.

<sup>3</sup> S testom sekvenc je dokazan obstoj negativne avtokorelacije prvega reda. V model vključene spremenljivke so očiščene vpliva avtokorelacije. Med tako očiščenimi spremenljivkami je opravljena regresijska analiza.

2. V proučevanem obdobju 1992-2004 v RS se je ob povečanju deleža malih podjetij za eno odstotno točko Ginijev koeficient koncentracije v povprečju povečal za 0,048, ob vsem ostalem nespremenjenem. Vpliv deleža malih podjetij na povečevanje Ginijevega koeficienta je statistično značilen.
3. V proučevanem obdobju 1992-2004 v RS se je ob povečanju deleža velikih podjetij za eno odstotno točko Ginijev koeficient koncentracije v povprečju povečal za 0,242, ob vsem ostalem nespremenjenem. Vpliv deleža velikih podjetij na povečevanje Ginijevega koeficienta je statistično značilen.

Pozitiven vpliv deleža žensk na povečevanje Ginijevega koeficienta ni presenečenje. Rezultati analize torej potrjujejo domnevo iz poglavja 3.2.2.2., da so ženske v povprečju manj plačane od moških, in da povečevanje deleža žensk v strukturi zaposlenih povečuje delež prebivalcev z relativno nižjimi dohodki. Na podlagi izračuna parcialnega regresijskega koeficienta pred spremenljivko deleža majhnih podjetij lahko sklepamo, da so mala podjetja v Sloveniji produkcijsko bolj raznolika, kar je v skladu z Lambdsonovo teorijo življenjskega cikla tovarn. Največji delež k povečanju neenakosti v pričujočem modelu odpade na delež velikih podjetij. Opravljeni izračuni torej nasprotujejo teoriji Oia, po kateri velika podjetja uporabljajo bolj standardizirano tehnologijo. Na tem mestu lahko na podlagi vedenjskih teorij sklepamo tudi, da velika podjetja v Sloveniji uporabljajo take kompenzacijske sheme, ki ohranjajo neenakost porazdelitve dohodkov (vzdrževanje povprečnega truda delavcev). Rečemo lahko tudi, da v primeru Slovenije stroški opazovanja (monitoring costs) niso visoki.

Če na tem mestu pri razlagi rezultatov upoštevamo še dejansko gibanje posameznih pojasnjevalnih spremenljivk, potem lahko trdimo slednje:

1. V obdobju 1992-1997 se je delež zaposlenih žensk v Sloveniji povečeval, kar je povečevalo neenakost distribucije plač, če le-to merimo z Ginijevim koeficientom koncentracije. V obdobju 1998-2004 je delež zaposlenih žensk upadal, kar je zmanjševalo razlike v porazdelitvi plač.
2. Delež majhnih podjetij se je v Sloveniji v obdobju 1992-1999 ves čas povečeval, kar je povečevalo razlike v porazdelitvi plač. V obdobju 2000-2004 se delež majhnih podjetij ni bistveno spreminjal, kar je ohranjalo razlike v distribuciji plač na približno enakem nivoju.
3. Delež velikih podjetij je v Sloveniji vse do leta 1998 upadal, kar je zmanjševalo razlike v porazdelitvi plač. Po letu 1998 je bilo spreminjanje deleža velikih podjetij minimalno, kar je ohranjalo razlike v porazdelitvi plač na približno enakem nivoju.

### 5.1.2. Vpliv žensk in lastnine podjetja

V tem razdelku proučujemo regresijsko funkcijo:

$$Gini_t = \beta_1 + \beta_2 \text{ženske}_t + \beta_3 \text{držlast}_t + \beta_4 \text{zaslast}_t + u_t. \quad (30)$$

Po obdelavi podatkov dobimo sledeče rezultate:

$$Gini_t = 0,003 + 0,011\mathit{zenske}_t + 0,010\mathit{držlast}_t + 0,002\mathit{zaslast}_t^* \quad (31)$$

$t$	(-0,005) (2,316)	(2,461)	(0,568)
$P$	(0,996) (0,049)	(0,039)	(0,585)
$n=12$	$R^2=0,611$	$R^2\text{pop}=0,465$	
$s_e=27,642$	$dw=2,634$	$F=4,192$	(0,047)

\*Iz modela je odstranjen vpliv trenda, heteroskedastičnosti<sup>1</sup> in avtokorelacije<sup>2</sup>. V modelu je prisotna multikolinearnost.

Ugotovitve na podlagi izračunov lahko strnemo v sledečih točkah:

1. V proučevanem obdobju 1992-2004 v RS se je ob povečanju deleža zaposlenih žensk za eno odstotno točko Ginijev koeficient v povprečju povečal za 0,011, ob vsem ostalem nespremenjenem. Vpliv deleža žensk na povečevanje Ginijevega koeficienta je statistično značilen.
2. V proučevanem obdobju 1992-2004 v RS se je ob povečanju deleža podjetij v državni lasti za eno odstotno točko Ginijev koeficient v povprečju povečal za 0,010, ob vsem ostalem nespremenjenem. Vpliv deleža podjetij v državni lasti na povečevanje Ginijevega koeficienta je statistično značilen.
3. Vpliv deleža podjetij v zasebni lasti na povečevanje Ginijevega koeficienta ni statistično značilen.

Povečevanje javnega sektorja v analizi povečuje neenakost porazdelitve dohodkov. Glede povečevanja neenakosti kot posledice povečevanja javnega sektorja lahko rečemo slednje: upoštevajoč dejstvo, da je v Sloveniji moč sindikatov relativno velika, lahko sklepamo, da sindikati izkoriščajo relativno neelastično krivuljo povpraševanja po delu v javnem sektorju in povišujejo plačo nad ravnotežno raven.

Če pri razlagi rezultatov analize upoštevamo dejstvo, da se je v Sloveniji v proučevanem obdobju delež podjetij v državni lasti ves čas zmanjševal, lahko rečemo, da se je neenakost porazdelitve plač zaradi spreminjanja deleža podjetij v državni lasti zmanjševala.

### 5.1.3. Vpliv žensk in izobrazbene strukture

V tem razdelku se opazuje naslednja regresijska funkcija:

$$Gini_t = \beta_1 + \beta_2\mathit{zenske}_t + \beta_3\mathit{nizizob}_t + \beta_4\mathit{visizob}_t + u_t \quad (32)$$

<sup>1</sup> Dokazana je prisotnost heteroskedastičnosti, kot jo predpostavlja Breusch-Paganov test.

<sup>2</sup> Kljub temu, da s testom sekvenc, Durbin-Watsonovo statistiko in Breusch-Godfreyevim testom ni bilo mogoče dokazati prisotnosti avtokorelacije, je na podlagi izračunanega koeficienta avtokorelacije ( $\hat{\varphi} = -0,32381$ ) smiselno iz modela odstraniti vpliv negativne avtokorelacije prvega reda.



Po obdelavi podatkov dobimo sledeče rezultate:

$$Gini_t = 16,161 + 0,005ženske_t + 0,001nizizob_t - 0,004visizob_t^* \quad (33)$$

$t$  (5,597) (5,955) (0,981) (-0,816)

$P$  (0,001) (0,000) (0,355) (0,438)

$n=12$   $R^2=0,998$   $R^2_{pop}=0,997$

$s_e=52,196$   $dw=2,368$   $F=1083,107$  (0,000)

\* Iz modela je odstranjen vpliv heteroskedastičnosti<sup>1</sup> in avtokorelacije<sup>2</sup>. V modelu je prisotna multikolinearnost.

Ugotovitve na podlagi izračunov lahko povzamemo v sledečih točkah:

1. V proučevanem obdobju 1992-2004 v RS se je ob povečanju deleža zaposlenih žensk za eno odstotno točko Ginijev koeficient v povprečju povečal za 0,005, ob vsem ostalem nespremenjenem. Vpliv deleža žensk na povečevanje Ginijevega koeficienta je statistično značilen.
2. Vpliva deleža prebivalcev z nizko in visoko izobrazbo nista statistično značilna.

Na podlagi izračuna lahko vidimo, da vpliv izobrazbe na neenakost porazdelitve dohodkov v proučevanem obdobju v Sloveniji ni statistično značilen, kar pomeni, da bi težko trdili, da je v Sloveniji spreminjanje izobrazbene strukture znatno vplivalo na povečevanje dohodkovne neenakosti.

#### 5.1.4. Končni model

Na podlagi opravljenih izračunov vidimo, da je v model, kjer nas zanima vpliv na Ginijev koeficient, smiselno vključiti sledeče pojasnjevalne spremenljivke: (i) delež žensk v strukturi zaposlenih, (ii) delež majhnih podjetij, (iii) delež velikih podjetij in (iv) delež podjetij v državni lasti. Tako v tem razdelku proučujemo sledečo regresijsko funkcijo:

$$Gini_t = \beta_1 + \beta_2ženske_t + \beta_3malpod_t + \beta_4velpod_t + \beta_4držlast_t + u_t \quad (34)$$

Model je precej slabši od tistega v točki 5.1.1., kar pomeni, da je kot končni model bolj smiselno vzeti model pod točko 5.1.1. Očitno je, da v primeru našega opazovanja model lahko zdrži le tri pojasnjevalne spremenljivke ravno zaradi premajhnega števila opazovanih enot. Rezultati razširjenega modela so predstavljeni v Prilogi 3.

<sup>1</sup> Dokazana je prisotnost heteroskedastičnosti, kot jo predpostavlja Breusch-Paganov test.

<sup>2</sup> Z Breusch-Godfreyevim testom je dokazan obstoj negativne avtokorelacije prvega reda.

## 5.2. 9/1 decil kot mera neenakosti

### 5.2.1. Vpliv žensk in velikosti podjetja

V tem razdelku se opazuje sledeča regresijska funkcija:

$$90/10_t = \beta_1 + \beta_2 \text{ženske}_t + \beta_3 \text{malpod}_t + \beta_4 \text{velpod}_t + u_t. \quad (35)$$

Po obdelavi podatkov dobimo sledeče rezultate:

$$90/10_t = -0,039 + 0,355 \text{ženske}_t + 0,399 \text{malpod}_t + 2,884 \text{velpod}_t^* \quad (36)$$

$t$	(-1,657)	(1,833)	(1,001)	(1,370)
$P$	(0,132)	(0,100)	(0,343)	(0,204)
$n=13$	$R^2=0,418$		$R^2 \text{pop}=0,224$	
$s_e=4,197$	$dw=1,936$		$F=2,152$	(0,164)

\*Iz modela je odstranjen vpliv trenda in heteroskedastičnosti<sup>1</sup>. Z opravljenimi testi se ni dalo dokazati obstoja avtokorelacije. V modelu je prisotna multikolinearnost.

Ugotovitve na podlagi izračunov lahko strnemo v sledečih točkah:

1. Vplivi v model vključenih pojasnjevalnih spremenljivk niso statistično značilni.
2. Na podlagi F-statistike lahko trdimo, da model kot celota ne pojasnjuje zadovoljivo variance spreminjanja vrednosti razmerja  $90/10$ .

Na podlagi statistično neznačilnih regresijskih koeficientov ter vrednosti izračunane F-statistike lahko sklepamo, da proučevani faktorji bolje pojasnjujejo varianco neenakosti distribucije plač glede na celotno populacijo, kot pa ob opazovanju segmenta le-te, kjer je izključenih 10 odstotkov zaposlenih z najnižjo in 10 odstotkov zaposlenih z najvišjo bruto plačo.

### 5.2.2. Vpliv žensk in lastnine podjetja

V tem razdelku analiziramo sledečo regresijsko funkcijo:

$$90/10_t = \beta_1 + \beta_2 \text{ženske}_t + \beta_3 \text{zaslast}_t + \beta_4 \text{držlast}_t + u_t. \quad (37)$$

Po obdelavi podatkov dobimo sledeče rezultate:

---

<sup>1</sup> Na podlagi opravljenih testov je mogoče trditi, da heteroskedastičnost povzroča spremenljivka *ženske*, in sicer v obliki kot jo predpostavlja prva predpostavka Glejserjevega testa ( $\sigma_1^2 = \sigma^2 \text{ženske}^2$ ). Transformacijski delitelj s katerim so deljene vse v model vključene spremenljivke je bila spremenljivka *ženske*.

$$90/10_t = 0,404\textit{ženske}_t + 0,043\textit{držlast}_t + 0,092\textit{zaslast}_t^* \quad (38)$$

<i>t</i>	(2,038)	(0,609)	(1,127)
<i>P</i>	(0,072)	(0,558)	(0,289)
<i>n</i> =13	$R^2=0,367$	$R^2\text{pop}=0,156$	
$s_e=0,104$	$dw=2,02$	$F=1,739 (0,228)$	

\*Iz modela je odstranjen vpliv trenda. Z opravljenimi testi ni bilo mogoče dokazati obstoja heteroskedastičnosti in avtokorelacije v modelu. Prisotna je multikolinearnost. Konstantni člen je enak nič, ker pri računanju s trenda očiščenimi spremenljivkami računamo iz ostankov, katerih vsota je po definiciji metode najmanjših kvadratov enaka nič.

Ugotovitve na podlagi izračunov lahko podamo v sledečih točkah:

1. Vplivi v model vključenih pojasnjevalnih spremenljivk niso statistično značilni.
2. Na podlagi F-statistike lahko trdimo, da model kot celota ne pojasnjuje zadovoljivo variance spreminjanja vrednosti razmerja *90/10*.

### 5.2.3. Vpliv žensk in izobrazbene strukture

V tem razdelku proučujemo sledečo regresijsko funkcijo:

$$90/10_t = \beta_1 + \beta_2\textit{ženske}_t + \beta_3\textit{nizizob}_t + \beta_4\textit{visizob}_t + u_t \quad (39)$$

Po obdelavi podatkov dobimo sledeče rezultate:

$$90/10_t = -1,358 + 0,149\textit{ženske}_t - 0,059\textit{nizizob}_t - 0,032\textit{visizob}_t^* \quad (40)$$

<i>t</i>	(-0,304)	(1,973)	(-3,091)	(-0,483)
<i>P</i>	(0,768)	(0,129)	(0,013)	(0,641)
<i>n</i> =13	$R^2=0,761$		$R^2\text{pop}=0,682$	
$s_e=0,131$	$dw=2,39$		$F=9,562 (0,004)$	

\*Na podlagi opravljenih testov ni bilo mogoče dokazati obstoja heteroskedastičnosti in avtokorelacije v modelu.

Ugotovitve na podlagi izračunov lahko strnemo v sledečih točkah:

1. Vpliv deleža žensk na povečevanje koeficienta ni statistično značilen.
2. V proučevanem obdobju 1992-2004 v RS se je ob povečanju deleža prebivalcev z nizko izobrazbo za eno odstotno točko *90/10* centil v povprečju zmanjšal za 0,059, ob vsem ostalem nespremenjenem. Vpliv je statistično značilen.
3. Vpliv deleža prebivalcev z visoko izobrazbo ni statistično značilen.

Vidimo, da v tej analizi povečevanje deleža nizko izobraženih zmanjšuje neenakost porazdelitve dohodkov. To je v nasprotju s predstavljenimi ekonomsko teorijo, zaradi česar razlaga vsaj na prvi pogled ni tako preprosta. Sklepamo lahko, da na oblikovanje plače vpliva še nek drug faktor, kot denimo izkušnje in sposobnost posameznega delavca, ki se očitno ne pokaže skozi spremenljivko *nizizob*. Sklepamo lahko celo, da so v analizo vključeni zaposleni z nizko stopnjo izobrazbe bolj sposobni in prejemajo višjo plačo od bolj izobraženih. Slednje kaže tudi na to, da imajo očitno dejanski rezultati pri delu v Sloveniji neko težo pri plačilni politiki.

#### 5.2.4. Končni model

Na podlagi opravljenih izračunov se zdi smiselno v končni model vključiti delež žensk v strukturi zaposlenih in delež prebivalcev z nizko stopnjo izobrazbe. V tem razdelku torej proučujemo sledečo regresijsko funkcijo:

$$90/10_t = \beta_1 + \beta_2 \text{ženske}_t + \beta_3 \text{nizizob}_t + u_t. \quad (41)$$

Po obdelavi podatkov dobimo sledeče rezultate:

$$90/10_t = -2,445 + 0,158 \text{ženske}_t - 0,051 \text{nizizob}_t^* \quad (42)$$

<i>t</i>	(-0,661)	(1,894)	(-4,787)
<i>P</i>	(0,524)	(0,088)	(0,001)
<i>n</i> =13	$R^2=0,755$	$R^2_{\text{pop}}=0,706$	
$s_e=0,134$	$dw=2,50$	$F=15,408$ (0,001)	

\*Na podlagi opravljenih testov ni bilo mogoče dokazati obstoja heteroskedastičnosti in avtokorelacije. V modelu je prisotna multikolinearnost.

Ugotovitve na podlagi izračunov lahko povzamemo v sledečih točkah:

1. V proučevanem obdobju 1992-2004 v RS se je ob povečanju deleža zaposlenih žensk za eno odstotno točko 90/10 centil v povprečju povečal za 0,158, ob vsem ostalem nespremenjenem. Vpliv deleža žensk na povečevanje koeficienta je statistično značilen pojav pri točni stopnji značilnosti  $\alpha=0,088$ .
2. V proučevanem obdobju 1992-2004 v RS se je ob povečanju deleža prebivalcev z nizko izobrazbo za eno odstotno točko 90/10 centil v povprečju zmanjšal za 0,051, ob vsem ostalem nespremenjenem. Vpliv je statistično značilen.

Če na tem mestu pri razlagi rezultatov upoštevamo še dejansko gibanje posameznih pojasnjevalnih spremenljivk, potem lahko rečemo sledeče:

1. V obdobju 1992-1997 se je delež zaposlenih žensk v Sloveniji povečeval, kar je povečevalo neenakost distribucije plač, če le-to merimo s kazalcem 90/10. V obdobju 1998-2004 je delež zaposlenih žensk upadal, kar je zmanjševalo razlike v porazdelitvi plač.

- Delež prebivalcev z nizko stopnjo izobrazbe se je v Sloveniji v proučevanem obdobju ves čas zmanjševal, kar je povečevalo razlike v porazdelitvi plač.

### 5.3. 8/2 decil kot mera neenakosti

#### 5.3.1. Vpliv žensk in velikosti podjetja

V tem razdelku proučujemo sledečo regresijsko funkcijo:

$$80/20_t = \beta_1 + \beta_2 \text{ženske}_t + \beta_3 \text{malpod}_t + \beta_4 \text{velpod}_t + u_t \quad (43)$$

Po obdelavi podatkov dobimo sledeče rezultate:

$$80/20_t = 0,349 + 0,166 \text{ženske}_t + 0,075 \text{malpod}_t + 0,250 \text{velpod}_t \quad *$$

	(-5,999)	(0,443)	(1,075)	(0,647)
P	(0,565)	(0,000)	(0,314)	(0,536)
n=12	R <sup>2</sup> =0,932		R <sup>2</sup> pop=0,906	
s <sub>e</sub> =23,978	dw=3,07		F=36,520 (0,000)	

\* Iz modela je odstranjen vpliv trenda, heteroskedastičnosti<sup>1</sup> in avtokorelacije<sup>2</sup>. V modelu je prisotna multikolinearnost.

Ugotovitve na podlagi izračunov lahko povzamemo v sledečih točkah:

- V proučevanem obdobju 1992-2004 v RS se je ob povečanju deleža zaposlenih žensk za eno odstotno točko 80/20 centil v povprečju povečal za 0,166, ob vsem ostalem nespremenjenem. Vpliv je statistično značilen.
- Vpliva deleža malih podjetij in deleža velikih podjetij nista statistično značilna.

#### 5.3.2. Vpliv žensk in lastnine podjetja

V tem razdelku prikazujemo sledečo regresijsko funkcijo:

$$80/20_t = \beta_1 + \beta_2 \text{ženske}_t + \beta_3 \text{držlast}_t + \beta_4 \text{zaslast}_t + u_t \quad (45)$$

Po obdelavi podatkov dobimo sledeče rezultate:

<sup>1</sup> Z Breusch-Paganovim testom (pripadajoča  $\theta=1056,2$ ) je bila dokazana heteroskedastičnost oblike, kot jo predpostavlja omenjeni test.

<sup>2</sup> Z Breusch-godfreyevim testom (pripadajoča LM statistika LM=4,521) je bil dokazal obstoj negativne avtokorelacije prvega reda.

$$80/20_t = -0,118 + 0,159\text{ženske}_t + 0,011\text{držlast}_t + 0,006\text{zaslast}_t \quad (46)$$

$t$	(-0,401) (4,918)	(1,268)	(0,760)
$P$	(0,698) (0,001)	(0,237)	(0,467)
$n=13$	$R^2=0,843$	$R^2_{\text{pop}}=0,791$	
$s_e=9,224$	$dw=2,94$	$F=16,160 (0,001)$	

\* Iz modela je odstranjen vpliv trenda in heteroskedastičnosti<sup>1</sup>. Z opravljenimi testi ni bilo mogoče dokazati obstoja avtokorelacije. V modelu je prisotna multikolinearnost.

Ugotovitve na podlagi izračunov lahko izrazimo v sledečih točkah:

1. V proučevanem obdobju 1992-2004 v RS se je ob povečanju deleža zaposlenih žensk za eno odstotno točko 80/20 centil v povprečju povečal za 0,159, ob vsem ostalem nespremenjenem. Vpliv je statistično značilen.
2. Vpliva deleža podjetij v zasebni lasti in deleža podjetij v državni lasti nista statistično značilna.

### 5.3.3. Vpliv žensk in izobrazbene strukture

V tem razdelku preverjamo sledečo regresijsko funkcijo:

$$80/20_t = \beta_1 + \beta_2\text{ženske}_t + \beta_3\text{nizizob}_t + \beta_4\text{visizob}_t + u_t \quad (47)$$

Po obdelavi podatkov dobimo sledeče rezultate:

$$80/20_t = 1,129 + 0,059\text{ženske}_t - 0,024\text{nizizob}_t + 0,015\text{visizob}_t \quad (48)$$

$t$	(1,089) (5,832)	(-3,511)	(0,768)
$P$	(0,305) (0,000)	(0,007)	(0,462)
$n=13$	$R^2=0,999$	$R^2_{\text{pop}}=0,999$	
$s_e=31,665$	$dw=2,03$	$F=19974,955 (0,000)$	

\* Iz modela je odstranjen vpliv heteroskedastičnosti<sup>2</sup>. Z opravljenimi testi ni bilo možno dokazati obstoja avtokorelacije v modelu. Prisotna je multikolinearnost.

Ugotovitve na podlagi izračunov lahko strnemo v sledečih točkah:

1. V proučevanem obdobju 1992-2004 v RS se je ob povečanju deleža zaposlenih žensk za eno odstotno točko 80/20 centil v povprečju povečal za 0,059, ob vsem ostalem nespremenjenem. Vpliv deleža žensk na povečevanje koeficienta je statistično značilen.
2. V proučevanem obdobju 1992-2004 v RS se je ob povečanju deleža prebivalcev z nizko izobrazbo za eno odstotno točko 90/50 centil v povprečju zmanjšal za 0,024, ob vsem ostalem nespremenjenem. Vpliv je statistično značilen.

<sup>1</sup> Z Breusch-Paganovim testom (pripadajoča  $\theta=286,32$ ) je bila dokazana heteroskedastičnost.

<sup>2</sup> Z Breusch-Paganovim testom (pripadajoča  $\theta=45,27$ ) je bila dokazana heteroskedastičnost.

3. Vpliv deleža prebivalcev z visoko stopnjo izobrazbe ni statistično značilen.

Presenetljiv je predznak pred spremenljivko *nizizob*, kar ni v skladu s teorijo. Razlaga je identična, kot v točki 5.2.3.

### 5.3.4. Končni model

Na podlagi opravljenih izračunov se zdi smiselno v končni model vključiti delež žensk v strukturi zaposlenih in delež prebivalcev z nizko stopnjo izobrazbe. V tem razdelku torej proučujemo sledečo regresijsko funkcijo:

$$80/20_t = \beta_1 + \beta_2 \text{ženske}_t + \beta_3 \text{nizizob}_t + u_t. \quad (49)$$

Po obdelavi podatkov dobimo sledeče rezultate:

$$80/20_t = 2,748 + 0,063 \text{ženske}_t - 0,025 \text{nizizob}_t^* \quad (50)$$

<i>t</i>	(0,543)	(9,368)	(-3,937)
<i>P</i>	(0,599)	(0,000)	(0,003)
<i>n</i> =13	$R^2=0,989$		$R^2_{\text{pop}}=0,987$
$s_e=74,218$	$dw=2,40$		$F=447,163$ (0,000)

\* Iz modela je izločen vpliv heteroskedastičnosti<sup>1</sup>. Na podlagi opravljenih testov ni bilo mogoče dokazati obstoja avtokorelacije. V modelu je prisotna multikolinearnost.

Ugotovitve na podlagi izračunov lahko ubesedimo v sledečih točkah:

1. V proučevanem obdobju 1992-2004 v RS se je ob povečanju deleža zaposlenih žensk za eno odstotno točko 80/20 centil v povprečju povečal za 0,063, ob vsem ostalem nespremenjenem. Vpliv deleža žensk na povečevanje koeficienta je statistično značilen.
2. V proučevanem obdobju 1992-2004 v RS se je ob povečanju deleža prebivalcev z nizko izobrazbo za eno odstotno točko 90/50 centil v povprečju zmanjšal za 0,025, ob vsem ostalem nespremenjenem. Vpliv je statistično značilen.

Tudi pri analizi, kjer neenakost porazdelitve plač merimo s kazalcem 80/20, lahko trdimo, da se je neenakost porazdelitve plač v obdobju 1992-1997 kot posledica povečevanja deleža zaposlenih žensk povečevala in se v obdobju 1997-2004 zaradi vpliva spreminjanja deleža zaposlenih žensk zmanjševala. V celotnem proučevanem obdobju se je dohodkovna neenakost kot posledica vpliva zmanjševanja deleža nizko izobraženega prebivalstva povečevala.

---

<sup>1</sup> Z Breusch-Paganovim testom (pripadajoča  $\theta=89,135$ ) je bila dokazana heteroskedastičnost.

## 5.4. Povzetek temeljnih ugotovitev

Temeljne ugotovitve, izpeljane na podlagi vseh opravljenih izračunov, se da strniti v naslednjih točkah:

1. Delež zaposlenih žensk je v proučevanem obdobju pozitivno vplival na povečevanje dohodkovne neenakosti. Sklepamo lahko tudi, da je delež žensk bolj kot na distribucijo dohodkov v populaciji, kjer je izločenih 10 odstotkov zaposlenih z najnižjo in 10 odstotkov zaposlenih z najvišjo bruto plačo, vplival na distribucijo dohodkov celotne populacije. Slednje potrjuje stanje, kjer so ženske v povprečju plačane manj od moških, kljub dejstvu, da so bolj ali manj enako (ali celo nekoliko bolj) izobražene. Če na tem mestu upoštevamo še gibanje deleža zaposlenih žensk v proučevanem obdobju, potem lahko rečemo, da se je v obdobju 1992-1997 neenakost porazdelitve plač kot posledica povečevanja deleža zaposlenih žensk v povprečju povečevala. V obdobju po letu 1997 se je neenakost distribucije dohodkov zaradi zmanjševanja deleža zaposlenih žensk v povprečju zmanjševala.
2. V analizi, kjer smo neenakost porazdelitve dohodkov merili z Ginijevim koeficientom koncentracije, je v obdobju 1992-1998 rast deleža majhnih podjetij povečevala razlike v porazdelitvi dohodkov. V obdobju 1999-2004 je bilo spreminjanje deleža majhnih podjetij minimalno, kar je ohranjalo razlike v dohodkih na približno enakem nivoju.
3. V analizi, kjer smo neenakost porazdelitve dohodkov merili z Ginijevim koeficientom koncentracije, je v obdobju 1992-1998 upad deleža velikih podjetij zmanjševal razlike v porazdelitvi dohodkov. V obdobju 1999-2004 je bilo spreminjanje deleža velikih podjetij majhno, kar je ohranjalo razlike v dohodkih na približno enakem nivoju.
4. Delež državnih podjetij je imel pozitiven vpliv na povečevanje neenakosti (merjeno z Ginijevim koeficientom koncentracije), kar kaže na moč sindikatov, ki izkoriščajo relativno bolj togo krivuljo povpraševanja po delu v javnem sektorju, da zvišajo plače nad ravnovesno raven. Delež podjetij v državni lasti je v proučevanem obdobju v Sloveniji upadal, kar je zmanjševalo razlike v porazdelitvi dohodkov.
5. Povečanje deleža nizko izobraženega prebivalstva je imelo v analizi, kjer izločimo 10 (20) odstotkov zaposlenih z najnižjo in 10 (20) odstotkov zaposlenih z najvišjo bruto plačo, negativen vpliv na povečanje neenakosti, kar kaže na to, da pri plačni politiki v ozadju stoji nek drug faktor, kot denimo delovne izkušnje ali pa rezultati pri delu. Delež prebivalcev z nizko stopnjo izobrazbe se je v Sloveniji v proučevanem obdobju zmanjševal, kar je povečevalo razlike v porazdelitvi plač, merjene s kazalcema 90/10 in 80/20.

## 6. Primerjava s podobnimi analizami

Analiz, ki se ukvarjajo s proučevanjem faktorjev neenakosti porazdelitve dohodkov je v svetu veliko. V tranzicijskih državah neenakost in revščino najbolj pogosto proučujejo znotraj procesa transformacije centralno-planskega v tržni sistem (Atkinson, Mickelwright, 1992;



Milanović, 1997). V primeru nerazvitih držav in držav v razvoju analitiki proučujejo zvezo med dohodkovno neenakostjo in gospodarsko rastjo (Deininger, Squire, 1996). Neenakost distribucije dohodkov pa je predmet zanimanja tudi v razvitih državah (Bergstrand et. al, 1994). Za našo analizo pa je zelo zanimivo delo avtorjev Newella in Soche (2005), ki proučujeta faktorje neenakosti porazdelitve dohodkov na primeru Poljske. Analizo povzemamo v nadaljevanju.

## **6.1. Distribucija plač na Poljskem v obdobju 1992-2002**

Avtorja sta na podlagi anket o delovni sili (Polish labor force survey - PLFS) proučevala faktorje neenakosti porazdelitve dohodkov za Poljsko v obdobju 1992-2002. Proučevala sta vpliv sledečih faktorjev na povečevanje neenakosti: (1) delež zaposlenih žensk, (2) delež poročenih, (3) izobrazbena struktura, (4) delež zaposlenih v posameznih sektorjih gospodarstva, (5) delež zaposlenih v privatnem sektorju, (6) velikost podjetja, (7) poklic, ki ga opravlja posameznik, (8) delež zaposlenih študentov, (9) delovne izkušnje ter (10) število delovnih ur.

Njune ugotovitve predstavljamo v sledečih točkah (Newell in Socha, 2005):

1. Neenakost na Poljskem se je v obdobju 1992-2000 zelo malo spreminjala, medtem ko je neenakost v obdobju 2001-2002 močno narasla.
2. Neravnovesje plač med spoloma je manjše v privatnem sektorju. Razlika se je v obeh sektorjih močno zmanjšala po letu 2000.
3. Plača glave družine se je v času postopno višala. Newell in Socha poudarjata, da v podobnih analizah glava družine pogosto prejema višjo plačo. V razlagi tega fenomena povzemata analitike, po katerih dejstvo, da posameznik sprejme odgovornost vodilnega člana družine, v očeh delodajalcev pomeni večjo produktivno sposobnost posameznika.
4. Zasebni sektor povzroča večje in hitrejše naraščanje dohodkovne neenakosti kot javni sektor. Podata sledečo razlago: (i) v privatnem sektorju obstajajo veliki donosi za vse oblike izobraževanja po osnovni šoli, medtem ko ti donosi v javnem sektorju niso izraziti ter (ii) pozitivno razmerje med velikostjo podjetja in dohodkovno neenakostjo je bolj izrazito v zasebnem kot v javnem sektorju.
5. Donosi na delovne izkušnje so večji v javnem kot v zasebnem sektorju, kar zmanjšuje vpliv iz predhodne točke.
6. Vpliv regionalnih stopenj brezposelnosti na dohodkovno neenakost je statistično značilen le v zasebnem sektorju, kar kaže na pomembnost nacionalno določenih plačnih shem v javnem sektorju.

Avtorja nato na podlagi analize izpeljeta končne ugotovitve (Newell in Socha, 2005):

1. V obdobju do leta 2000 je bilo povečevanje neenakosti zelo majhno, kar se morda zdi presenetljivo. Avtorja navedeta dve silnici, ki sta »vlekli« dohodkovno neenakost vsaka v svojo smer, in sicer: (i) povečevanje deleža zaposlenih v zasebnem sektorju je

povečevalo dohodkovno neenakost; poljski zasebni sektor je plačeval vedno nižje plače v spodnjih desetih odstotkih plačne porazdelitve in vedno večje plače v zgornjih desetih odstotkih, (ii) glavna silnica, ki je zmanjševala dohodkovno neenakost je predstavljala zmanjševanje deleža nizko izobraženih delavcev, do česar je prišlo zaradi dveh mehanizmov: (1) mladi ljudje so dalj časa vztrajali v izobraževanju in (2) manj izobražena starejša generacija delavcev se je upokojila.

2. Kot glavni razlog povečanja neenakosti v obdobju 2001-2002 avtorja navajata upočasnitev zmanjševanja deleža nizko izobraženih delavcev med delovno silo. Na prelomu tisočletja namreč na Poljskem delež nizko izobraženih delavcev ni več tako močno upadal, da bi zavrl večanje neenakosti porazdelitve dohodkov kot posledice povečevanja deleža zaposlenih v zasebnem sektorju.

## 7. Sklep

Na podlagi izbranih spremenljivk in kazalcev dohodkovne neenakosti smo proučevali faktorje, ki stojijo za naraščanjem neenakosti porazdelitve dohodkov v Sloveniji v obdobju tranzicije. Na podlagi podatkov za obdobje 1992-2004 lahko podamo sledeče:

1. Dohodkovna neenakost se je, merjeno z vsemi izračunanimi koeficienti oziroma merami neenakosti, v proučevanem obdobju povečala. Na tem mestu je potrebno opozoriti, da je do največjega povečanja prišlo v začetnem obdobju tranzicije. Po tem obdobju je dohodkovna neenakost beležila le manjši porast .
2. Vpliv deleža žensk je bil v proučevanem obdobju pozitiven, kar kaže na to, da so ženske dandanes v Sloveniji v povprečju še vedno plačane manj kot moški (kljub temu, da so po podatkih bolj izobražene).
3. Delež velikih podjetij je pozitivno vplival na neenakost. Slednje kaže na tehnološko raznolikost med velikimi podjetji in na dejstvo, da velika podjetja uporabljajo kompenzacijske sheme, ki ohranjajo (povečujejo) neenakost.
4. Delež državnih podjetij je v proučevanem obdobju pozitivno vplival na dohodkovno neenakost, kar je ena od temeljnih razlik glede na analizo, opravljeno v Poljski.
5. Spreminjanje izobrazbene strukture v Sloveniji na neenakost ni imelo bistvenega vpliva. Do tega je prišlo, ker so plače najbolj izobraženih kadrov kot posledica povečanja konkurence padle. Omenjeni vpliv je prevladal nad vplivom večjega deleža bolj izobraženih in zaradi tega bolj plačanih ekonomskih subjektov.
6. Vse preučevane spremenljivke so imele večji vpliv na distribucijo celotne populacije, torej pri izračunih na podlagi Ginijevega koeficienta neenakosti.

Za razliko od Slovenije, kjer je do največjega povečanja dohodkovne neenakosti prišlo v tako imenovanem začetnem obdobju tranzicije, je na Poljskem do povečevanja razlik prišlo šele v obdobju po letu 2001. V obdobju pred letom 2001 sta namreč na neenakost delovali dve silnici, ki sta »vlekli« neenakost vsaka v svojo smer. Povečevanje deleža zaposlenih v zasebnem sektorju je povečevalo razlike, upad deleža nizko izobraženih delavcev pa je te

razlike zmanjševal. V obdobju po letu 2001 je postal drugi vpliv znatno manjši, kar je imelo izrazit vpliv na povečanje dohodkovne neenakosti.

Analize drugih avtorjev so pokazale, da se v Sloveniji, ob upoštevanju zgolj neto dohodkov, neenakost ni bistveno spreminjala. Podatek kaže na dejstvo, da se je (vsaj do sedaj) slovenska vlada zavzemala za zmanjševanje dohodkovnih razlik. Zadnja davčna reforma pa je, kljub nasprotnim trditvam vlade, očiten odmik od takšne politike. Samo trije dohodninski razredi in izrazito manjša progresivnost so očiten znak nagibanja k večanju dohodkovne neenakosti. Zanimivo bi bilo torej podobno analizo opraviti čez pet, mogoče deset let.

## Literatura

1. Arh F., Pfajfar L.: Statistika 1. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 2002. 252 str.
2. Atkinson A. B., Micklewright J.: Economic transformation in Eastern Europe and the distribution of income. Cambridge : Cambridge university press, 1992. 448 str.
3. Barle D.: Migracije v luči širitve Evropske unije. Diplomsko delo. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 2002. 60 str.
4. Bergstrand J. H. et al.: The changing distribution of income in an open U.S. economy. New York : North Holland, 1994. 385 str.
5. Borak N., Pfajfar L.: Inequalities in income distribution in Slovenia. Post-Communist economies, London, 14(2002), 4, str. 455-468.
6. Borjas G. J.: Wage determination in the federal government: the role of constituents and bureaucrats. Journal of political economy, Chicago, 88(1980), 1, str. 1110-1147.
7. Checchi D., Penalosa C. G.: Labor market institutions and the personal distribution of income in the OECD. Milan : University of Milan, 2005. 37 str.
8. Chiswick R. B.: Jacob Mincer, experience and the distribution of earnings. Discussion paper. Chicago : University of Chicago, 2003. 30 str.
9. Čok M.: Changes in income inequality in Slovenia during transition. Economic and business review, Ljubljana, 5(2003), 4, str. 339-349.
10. Davis S. J., Haltiwanger J.: Employer Size and the Wage Structure in the U.S. Manufacturing. NBER Working Paper. Cambridge (MA) : National Bureau of Economic Research, 1995. 85 str.
11. Deinger K., Squire L.: A new data set measuring income inequality. World Bank economic review, Oxford, 10(1996), 3, str. 565-591.
12. Delakorda A., Kastelec A.: Raven in dinamika plač in njihov vpliv na konkurenčnost. Ljubljana : Banka Slovenije, 2001. 21 str.
13. Farre-Olalla L., Vella F.: Macroeconomic conditions and the distribution of income in Spain. Alicante : University of Alicante, 2006. 47 str.

14. Freeman R.: Unionism and the dispersion of wages. *Industrial and Labor Relations Review*, Cornell, 34(1980), 1, str. 3-23.
15. Garen J.: Worker heterogeneity, job screening, and firm size. *Journal of Political Economy*, Chicago, 93(1985), 1, str. 715-739.
16. Gosling A., Machin S.: Trade unions and the dispersion of earnings in British establishments, 1980-90. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, 57(1994), 1, str. 167- 184.
17. Gunderson M.: Earnings differentials between public and private sectors. *Canadian journal of economics*, Montreal, 12(1979), 2, str. 228-242.
18. Hazl V.: Smo Slovenke na trgu delovne sile enakopravne?. Ljubljana : Pospeševalni center za malo gospodarstvo, 2002. 72 str.
19. Hirschman A., Rotschild M.: The changing Tolerance for income inequality in the course of economic development. *Quarterly journal of Economics*, Harvard, 48(1973), 4, str. 544-566.
20. Holmlund B.: Wage setting in private and public sectors in model with endogenous government behavior. *European Journal of political economy*, Amsterdam, 9(1993), 3, str. 149-162.
21. Kump N.: Porazdelitev dohodkov in neposrednih davkov v letih 1991 in 2000 v Sloveniji. *IB revija*, Ljubljana, 36(2002), 2-3, str. 66-73.
22. Koželj L.: Analiza brezposelnosti v Sloveniji po letu 1990. Diplomsko delo. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 2002. 56 str.
23. Kuralt N.: Problem zaposlenih žensk. Diplomsko delo. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 1998. 44 str.
24. Lambson V. E.: Industry evolution with sunk costs and uncertain market conditions. *International Journal of Industrial Organization*, New York, 9(1991), 1, str. 171-196.
25. Lazear E. P., Rosen S.: Rank - order tournaments as optimum labor contracts. *Journal of Political Economy*, Chicago, 89(1981), 2, str. 841-864.
26. Lellemand T., Rycx F.: Establishment size and the dispersion of wages: evidence from European countries. *Bruxells : Universite Libre de Bruxells*, 2005. 56 str.

27. Lindauer D. L.: Government pay and employment policy: A parallel market in labor. San Francisco : ICS Press, 1991. 183 str.
28. Mazumdar D.: Microeconomic issues of labor market in developing countries: Analysis and policy implications. Washington D.C. : Economic institute of the world bank, 1989. 125 str.
29. McLaughlin K.: Aspects of tournaments models: a survey. Journal of Labor Economics, Chicago, 15(1988), 1, str. 403-430.
30. Milanović B.: Income inequality and poverty during transition from planned to market economy. Washington D.C. : The world bank, 1997. 246 str.
31. Moore W. J., Raisan J.: Government wage differentials revisited. Journal of labor research, Fairfax, 12(1991), 4, str. 13-33.
32. Newell A., Socha M.: The distribution of wages in Poland, 1992-2002. Warsaw : University of Warsaw, 2005. 29 str.
33. Niskanem W. A.: Bureaucrats and Politicians. Journal of Law and economics, Chicago, 18(1975), 1, str. 617-643.
34. Oi W. Y.: The fixed costs of specialized labor. Chicago : University of Chicago Press, 1983. 284 str.
35. Oražem P., Vodopivec M.: Winners and losers in transition: returns to education, experience and gender in Slovenia. World Bank Economic review, Oxford, 9(2005), 2, str. 201-230.
36. Oražem P., Vodopivec M.: Do market pressures induce economic efficiency: The case of Slovenian manufacturing, 1994-2001. Iowa : Iowa State University, 2003. 39 str.
37. Reder M. W.: The theory of employment and wages in the public sector and nonprofit sectors. Princeton (N.J.) : Princeton university press, 1975. 134 str.
38. Sattinger M.: Capital and the distribution of labor earnings. New York : North Holland publishing company, 1980. 281str.
39. Smonkar J.: Brezposelni in iskanje zaposlitve. Diplomsko delo. Ljubljana : Fakulteta za družbene vede, 1994. 104 str.
40. Senik C.: Ambition and jealousy: Income interactions in the old Europe versus the New Europe and the United States. Bonn : IZA Bonn, 2001. 38 str.

41. Stanovnik T.: Analiza virov dohodnine v Sloveniji v letih 1991 in 1999. IB revija, Ljubljana, 33(1999), 4, str. 22-30.
42. Stanovnik T., Stropnik N.: Combating poverty and social exclusion: a case study of Slovenia. Budapest : International Labor organization, 2002. 35 str.
43. Stanovnik T.: Javne finance. Ljubljana : Ekonomska fakulteta, 2004. 285 str.
44. Stanovnik T., Verbič M.: Wage inequality in Slovenia, 1993-2002. Post-Communist economies, London, 17(2005), 3, str. 381-397.
45. Tansel A.: Public-private employment choice, wage differentials and gender in Turkey. Ankara : Middle East Technical University, 2004. 56 str.
46. Verša D.: Poklicna struktura aktualnega povpraševanja v letu 2004. Ljubljana : Zavod Republike Slovenije za zaposlovanje, 2005. 16 str.
47. Vrečar D.: Značilnosti ekonomske diferenciacije med spoloma v socialističnih deželah. Diplomsko delo. Ljubljana : Ekonomska Univerza Borisa Kidriča, 1981. 78 str.
48. Voos P.: Union organizing: costs and benefits. Industrial and Labor Relations Review, Cornell, 36(1983), 1, str. 439-468.

## **Viri**

1. Jesensko poročilo 2004. Ljubljana : Urad za makroekonomske analize in razvoj. 103 str.
2. Trg dela. Statistične informacije 7, Ljubljana, 2004, 20, 25 str.
3. Trg dela. Statistične informacije 7, Ljubljana, 2004, 35, 36 str.
4. Statistični letopis RS. Letnik 1993-2005. Ljubljana : Zavod RS za statistiko.
5. Zakon o lastninskem preoblikovanju podjetij (Uradni list RS, št. 55/1992).
6. Zakon o delovnih razmerjih (Uradni list RS, št. 42/2002).
7. Zakon o enakih možnosti žensk in moških (Uradni list RS, št. 59/2002).





# **PRILOGE**

# PRILOGA 1

**Tabela 1:** Aktivno prebivalstvo po izobrazbi in spolu, 2001, Slovenija

Šolska izobrazba	Aktivno prebivalstvo					
	Skupaj		Moški		Ženske	
	Število (v 000)	Struktura (v %)	Število (v 000)	Struktura (v %)	Število (v 000)	Struktura (v %)
<b>Skupaj</b>	<b>916</b>	<b>100,0</b>	<b>499</b>	<b>100,0</b>	<b>418</b>	<b>100,0</b>
Brez šolske izobrazbe oziroma z nepopolno osnovno izobrazbo	21	2,2	12	2,4	9	2,1
Osnovna izobrazba	163	17,8	78	15,7	85	20,3
Nižja ali srednja poklicna izobrazba	270	29,5	184	36,8	87	20,7
Srednja strokovna izobrazba	260	28,3	137	27,5	122	29,3
Srednja splošna izobrazba	44	4,8	17	3,4	27	6,4
Višja strokovna izobrazba, višješolska izob., specialistična povišješolska izob.	63	6,9	25	5,1	37	9,0
Visoka strokovna in univerzitetna izobrazba	87	9,5	39	7,8	48	11,4
Specialistična povisokošolska izobrazba, magisterij, doktorat	9	1,0	6	1,2	(3)	(0,8)

Opomba: () manj natančna ocena ( $10 \leq CV < 20$ )

Vir: Hazl, 2002, str. 62

**Tabela 2:** Povprečne mesečne bruto plače po stopnjah strokovne usposobljenosti, dejavnosti in spolu, 2000, Slovenija

Področje dejavnosti		Povprečne bruto plače po stopnjah strokovne usposobljenosti (v sit)				Skupaj	Odstotek, za katerega plače moških presegajo plače žensk
		Višja	Visoka	Magistri	Doktorji		
A	Kmetijstvo, lov, gozdarstvo	285.732	529.891	466.446	358.060	185.271	+30,3
	Moški	301.682	597.920	484.349	.	201.356	
	Ženske	268.901	346.901	.	.	154.480	
B	Ribištvo	.	-	-	-	140.770	-
	Moški	.	-	-	-	144.985	
	Ženske	-	-	-	-	.	
C	Rudarstvo	312.692	405.396	.	-	224.126	+37,9
	Moški	342.200	437.959	.	-	226.952	
	Ženske	236.156	310.458	.	-	194.630	
D	Predelovalne dejavnosti	264.927	431.652	607.303	843.876	170.126	+28,5
	Moški	275.073	456.572	603.851	843.300	187.622	
	Ženske	246.506	384.674	618.776	.	146.027	
E	Oskrba z elektriko, plinom in vodo	281.565	422.883	.	508.266	220.942	+6,0
	Moški	287.665	435.887	.	524.727	223.146	
	Ženske	263.239	378.179	-	.	210.515	
F	Gradbeništvo	311.599	465.201	.	.	167.148	-25,9
	Moški	317.507	492.185	.	.	162.644	
	Ženske	297.967	367.242	.	-	204.762	

Področje dejavnosti		Povprečne bruto plače po stopnjah strokovne usposobljenosti (v sit)				Skupaj	Odstotek, za katerega plače moških presegajo plače žensk
		Višja	Visoka	Magistri	Doktorji		
G	Trgovina, popravila motornih vozil	261.156	427.180	352.092	459.120	178.519	+15,3
	Moški	280.140	456.267	381.242	823.385	192.194	
	Ženske	242.067	393.078	289.854	311.863	166.732	
H	Gostinstvo	259.981	359.947	401.336	.	158.335	+24,5
	Moški	270.081	358.603	414.277	.	181.835	
	Ženske	250.638	364.447	.	.	146.089	
I	Promet, skladiščenje, zveze	289.024	440.285	682.611	.	209.698	+13,2
	Moški	326.751	479.685	711.859	.	216.362	
	Ženske	237.970	359.035	.	-	146.089	
J	Finančno posredništvo	305.498	466.046	875.835	.	276.506	+34,6
	Moški	344.633	522.122	986.918	.	336.629	
	Ženske	291.472	425.427	702.090	-	250.083	
K	Nepremičnine, najem, poslovne storitve	197.072	403.995	420.271	506.200	250.326	+21,5
	Moški	371.515	536.594	461.283	534.406	270.050	
	Ženske	260.460	354.689	366.689	456.822	222.335	
L	Javna uprava, obramba, socialno zavarovanje	219.705	384.639	505.607	790.150	250.444	+18,4
	Moški	238.027	396.821	506.945	797.946	170.441	
	Ženske	204.633	370.379	474.605	778.021	228.499	
M	Izobraževanje	243.834	280.444	330.170	481.472	235.706	+34,7
	Moški	239.002	322.992	356.1033	439.432	389.764	
	Ženske	244.981	258.896	289.146	425.384	215.110	
N	Zdravstvo, socialno varstvo	258.299	517.417	643.418	593.126	246.151	+35,2
	Moški	281.376	599.137	696.640	589.039	305.032	
	Ženske	254.219	436.606	579.352	598.353	225.639	
O	Druge javne, skupne in osebne storitve	290.140	354.508	405.193	467.382	255.134	+16,3
	Moški	315.769	400.724	491.799	526.643	272.743	
	Ženske	360.536	315.044	324.085	377.203	234.501	

Opombe: . zelo nenatančna ocena vendar različna od nič

- ni pojava

Vir: Hazl, 2002, str. 64

**Tabela 3:** Povprečne mesečne bruto plače po stopnjah strokovne usposobljenosti, sektorjih dejavnosti in spolu, 2000, Slovenija

Stopnja strokovne usposobljenosti	Povprečne mesečne bruto plače (v sit)			Odstotek za katerega plače moških presegajo plače žensk
	Skupaj	Ženske	Moški	
<b>Skupaj</b>				
Nekvalificirani	106299	100645	114415	+13,7
Polkvalificirani	120736	110361	130093	+17,9
Kvalificirani	139693	119781	149614	+24,9
Visoko kvalificirani	456150	136690	164731	+20,5
Nižja	139781	127246	148088	+16,4
Srednja	192518	181572	205135	+13,0
Višja	262254	246838	282129	+14,3
Visoka	389682	344226	434067	+26,1
Magisterij	480579	427595	514023	+20,2
Doktorat	511074	456201	531023	+16,4
Skupaj	202930	188940	215247	+13,9
<b>Kmetijske dejavnosti</b>				
Nekvalificirani	102160	95086	105879	+11,3
Polkvalificirani	114225	102746	117149	+14,0
Kvalificirani	159395	100442	141279	+40,7
Visoko kvalificirani	151502	131200	166099	+26,6
Nižja	132429	110652	141066	+27,5
Srednja	164712	1572215	171896	+9,3
Višja	284672	268901	299260	+11,3
Visoka	529891	346901	597920	+72,4
Magisterij	466446	.	484349	-
Doktorat	385060	.	.	-
Skupaj	184667	154274	200307	+29,8
<b>Nekmetijske dejavnosti (razen storitvenih dejavnosti)</b>				
Nekvalificirani	110067	103209	117745	+14,1
Polkvalificirani	121079	109182	130217	+19,3
Kvalificirani	141931	112166	151306	+34,9
Visoko kvalificirani	150911	121518	160051	+31,7
Nižja	138788	119722	148922	+24,4
Srednja	188577	173191	198419	+14,6
Višja	272334	252641	282530	+11,8
Visoka	433637	382237	458289	+19,9
Magisterij	607366	608784	606952	-0,3
Doktorat	839917	.	838962	-
Skupaj	173739	150152	186404	+24,1

Stopnja strokovne usposobljenosti	Povprečne mesečne bruto plače (v sit)			Odstotek za katerega plače moških presegajo plače žensk
	Skupaj	Ženske	Moški	
<b>Storitvene dejavnosti</b>				
Nekvalificirani	99579	97313	105319	+8,2
Polkvalificirani	120078	112963	130950	+15,9
Kvalificirani	136577	126169	146170	+15,9
Visoko kvalificirani	164538	150647	174303	+15,7
Nižja	140863	132430	147631	+11,5
Srednja	194617	184248	210249	+14,1
Višja	258422	245561	281589	+14,7
Visoka	376345	338054	421731	+24,8
Magisterij	456521	415954	499970	+20,2
Doktorat	499714	452320	517519	+14,4
Skupaj	225958	208046	249049	+19,7

Opombe: . zelo nenatančna ocena vendar različna od nič

- ni pojava

Vir: Hazl, 2002, str. 65

**Tabela 4:** Bruto domači proizvod-tekoče cene v obdobju 1958-2004, Slovenija

Leto	Mio SIT	Na prebivalca (EUR)	Na prebivalva (USD)
1985	177845	...	3336
1986	389435	5255	5187
1987	909216	5316	6202
1988	2709417	4587	5369
1989	34945	5417	6058
1990	196762	6843	8699
1991	349408	5131	6331
1992	1017965	4854	6275
1993	1435095	5450	6366
1994	1852997	6115	7233
1995	2404561	7902	10209
1996	2770603	8209	10279
1997	3148957	8786	9925
1998	3494600	9463	10610
1999	3918974	10194	10858
2000	4300350	10543	9707
2001	4799552	11094	9926
2002	5355440	11866	11174
2003	5813540	12461	14061
2004	6251244	13103	16269

Vir: Statistični letopis RS 2005

**Tabela 5:** Stopnje brezposelnosti po starostnih skupinah in spolu, 2. četrtletje v %, Slovenija, 2000-2004

Leto	Skupaj	Moški	Ženske
2000	7,2	7	7,4
2001	5,9	5,6	6,3
2002	5,9	5,7	6,3
2003	6,6	6,1	7,1
2004	6,1	5,7	6,4

Vir: Statistični letopis RS 2005

**Tabela 6:** Prebivalstvo, staro 15 let ali več, po šolski izobrazbi in spolu, Slovenija, 1993-1999 (v 1000)

Leto	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
<b>Skupaj</b>	<b>1613</b>	<b>1624</b>	<b>1621</b>	<b>1644</b>	<b>1644</b>	<b>1646</b>	<b>1657</b>
Nedokončana osnovna šola	152	142	151	133	93	90	97
Osnovna izobrazba	537	534	503	516	518	497	479
Enoletna ali dveletna srednja šola (skrajšan program)	63	66	55	49	53	55	52
Dveletna ali triletna srednja šola	333	344	358	383	386	387	384
Štiriletna ali petletna srednja šola	352	358	377	389	412	422	444
Višja šola, višja stopnja visokega šolstva	90	91	91	86	92	97	96
Visoka šola	72	77	74	73	74	84	89
Magisterij, specializacija, doktorat	11	10	9	9	10	10	10
Neznano	((3))	((2))	((2))	(6)	6	4	5

Opombe:

. zelo natančna ocena, vendar različna od nič ( $CV \geq 30$ )

(( )) natančna ocena ( $20 \leq CV < 30$ )

( ) manj natančna ocena ( $10 \leq CV < 20$ )

Vir: SURS

**Tabela 7:** Prebivalstvo, staro 15 let ali več, po šolski izobrazbi in spolu, Slovenija, 2000, 2001, 2003 in 2004 (v 1000)

Leto	2000	2001	2003	2004
<b>Skupaj</b>	<b>1672</b>	<b>1680</b>	<b>1700</b>	<b>1707</b>
Brez šolske izobrazbe oz.nepopolna osnovna izobrazba (1-3 razredi)	19	14	10	11
Nepopolna osnovna izobrazba (4-7 razredi)	81	79	84	81
Osnovna izobrazba	451	450	422	408
Nižja ali srednja poklicna izobrazba	422	428	438	434
Srednja strokovna izobrazba	383	402	412	422
Srednja splošna izobrazba	111	99	107	103
Višja strokovna izobrazba, višješolska izobrazba, specialistična povišješolska izobrazba	94	87	86	86
Visoka strokovna izobrazba	28	28	29	37
Visoka univerzitetna izobrazba	71	80	100	111
Specialistična povisokošolska izobrazba, magisterij, doktorat	11	11	13	15

Vir: SURS, Statistični letopis RS 2003, Statistični letopis RS 2004 in Statistični letopis RS 2005

**Tabela 8:** Prebivalstvo, staro 15 let ali več, po izobrazbi, po starostnih skupinah in spolu, popis 2002, Slovenija

Starostne skupine (leta)	Skupaj	Brez izobrazbe	Nepopolna osnovna	Osnovna	Skupaj	Niža in srednja poklicna	Strokovna in splošna	Višja	Dodiplomska	Podiplomska
<b>Skupaj</b>	<b>1663869</b>	<b>11337</b>	<b>104219</b>	<b>433910</b>	<b>899341</b>	<b>452292</b>	<b>447049</b>	<b>84044</b>	<b>114630</b>	<b>16388</b>
15-19	130029	530	1328	104645	23508	11628	11880	13	5	-
20-24	147687	554	1207	14400	127666	39803	87803	964	2880	16
25-29	144977	478	1465	15450	98565	43463	55102	6676	21233	1110
30-34	140612	518	1472	22005	87353	43052	44301	8799	18166	2299
35-39	153518	549	1886	23536	99462	50667	48795	11107	14490	2488
40-44	152142	673	4224	28394	91558	49537	42021	11573	13422	2298
45-49	158611	892	7639	36189	89553	51403	38150	10394	12001	1943
50-54	138542	875	8450	32718	74776	41168	33608	9936	9886	1901
55-59	105161	737	8673	24615	55675	31788	23887	7740	6411	1310
60-64	103609	908	12977	29053	48152	28990	19162	5835	5616	1068
65 +	288981	4623	54898	102905	103073	60733	42340	11007	10520	1955

Vir: Statistični letopis RS 2003



**Tabela 9:** Gospodarski subjekti - pravne osebe v Republiki Sloveniji po velikosti glede na število zaposlenih oseb v obdobju 1995-2004

Leto	Mikro 0-9	Majhno 10-49	Srednje veliko 50-249	Veliko 250+	Skupaj
2004	84920	5074	1195	316	91505
2003	131826	6051	1966	394	140237
2002	132417	5930	1955	409	140711
2001	133162	5966	1996	435	141559
2000	132750	5579	1896	405	140630
1999	137999	5307	1889	407	145602
1998	70846	3955	1851	409	77061
1997	55076	3795	1826	417	61114
1996	55555	3597	1862	430	61444
1995	52399	3416	1928	467	58210

Vir: Statistični letopisi RS v obdobju 1996-2004

**Tabela 10:** Poslovni subjekti v Republiki Sloveniji po lastnini v obdobju 1992-2003

Leto	Družbena	Zasebna	Zadružna	Mešana	Državna
2003		42292	506	1849	372
2002		43261	585	1223	179
2001	1124	45677	595	1245	157
2000	1237	45978	597	1289	136
1999	1452	52727	581	1535	111
1998	1629	51045	570	1550	
1997	2001	49386	549	1533	
1996	2442	48144	508	1486	
1995	2931	47212	406	1504	
1994	3051	46010	390	1587	
1993	3053	42746	360	1575	
1992	2897	31882	226	1443	

Vir: Statistični letopisi RS v obdobju 1993-2003

## PRILOGA 2

**Tabela 11:** Izračunane vrednosti posameznih mer neenakosti porazdelitve dohodkov v Sloveniji, 1992-2004

Leto	90/10	90/20	50/10	90/50	80/20	80/10	Gini
1992	2,92353	2,438931	1,69853	1,721212	1,982544	2,376461	0,236
1993	2,861446	2,427007	1,643718	1,740838	1,992701	2,349398	0,2371
1994	3,058492	2,604977	1,627907	1,878788	2,058773	2,417196	0,2547
1995	3,195899	2,726116	1,63522	1,954415	2,088698	2,448637	0,2671
1996	3,405588	2,915269	1,694088	2,010278	2,195394	2,564638	0,2718
1997	3,097545	2,658903	1,650517	1,876712	2,052402	2,390988	0,2625
1998	3,270439	2,804313	1,645702	1,987261	2,124807	2,477987	0,2862
1999	3,202247	2,751725	1,638576	1,954286	2,172414	2,52809	0,2879
2000	3,245614	2,781955	1,673684	1,939203	2,203587	2,570851	0,2927
2001	3,557691	3,046834	1,682692	2,114285	2,310859	2,698317	0,3092
2002	3,379087	2,915696	1,67335	2,019354	2,286912	2,65037	0,3001
2003	3,389141	2,935816	1,678733	2,018868	2,285032	2,637868	0,2859
2004	3,51885	3,039432	1,662478	2,11663	2,301285	2,664273	0,2986

Vir: Lastni izračuni

## PRILOGA 3

**a) Model, kjer nastopajo kot pojasnjevalne spremenljivke: ženske, malpod, velpod in držlast.**

Po obdelavi rezultatov sem dobil sledeče rezultate:

$$Gini_t = 0,016ženske_t + 0,063malpod_t + 0,323velpod_t + 0,001držlast_t^*$$

$$t \quad (1,523) \quad (2,183) \quad (2,078) \quad (0,313)$$

$$P \quad (0,166) \quad (0,061) \quad (0,070) \quad (0,762)$$

$$n=13 \quad R^2=0,532 \quad R^2_{pop}=0,299$$

$$s_e=50,648 \quad dw=2,878 \quad F=2,278(0,150)$$

\* Iz modela je odstranjen vpliv trenda<sup>1</sup>. Z opravljenimi testi ni bilo mogoče dokazati obstoja heteroskedastičnosti in avtokorelacije<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> Uporabljena je metoda individualnega trenda, saj v model vključenih spremenljivk ne moti enaka oblika trenda in zategadelj uporaba Frisch-Waughovega teorema ni možna.

<sup>2</sup> Pri testu s pomočjo Durbin-Watsonove statistike pademo v nedoločeno območje, pri testu sekvenc v interval zaupanja, izračuna LM statistika pa je znašala LM=2,915, kar je manj od  $\chi^2_{(1)}(\alpha = 0,05) = 3,84$ .

**b) Heteroskedastičnost v modelu, kjer nastopajo spremenljivke: 90/10, ženske, držlast, zaslast.**

*Glejserjev test*

**Tabela 12:** Točne stopnje statistične značilnosti za regresijske koeficiente pred posamezno spremenljivko pri Glejserjevem testu

Spremenljivka	1. predpostavka <sup>a</sup>	2. predpostavka <sup>b</sup>
<i>ženske</i>	0,456	0,581
<i>zaslast</i>	0,687	0,451
<i>držlast</i>	0,952	0,512

Opombe: <sup>a</sup>  $\sigma_i^2 = \sigma^2 x_{ji}^2$

<sup>b</sup>  $\sigma_i^2 = \sigma^2 x_{ji}$

Vir: Lastni izračuni

*Breusch-Paganov test*

Izračunana statistika znaša  $\theta = 0,975$ , kar je manj od  $\chi_{(3)}^2(\alpha = 0,05) = 7,8$ , kar pomeni, da ne moremo zavrniti ničelne domneve in trditi, da je v modelu prisotna heteroskedastičnost, kot jo predpostavlja Breusch-Paganov test.

*Parkov test*

V tem primeru izdelava Parkovega testa ni smiselna, ker imajo po odpravljenem trendu mnoge vrednosti spremenljivk negativne vrednosti, to pa pomeni, da ne moremo izračunati logaritmov, ki so osnova za Parkov test.

**c) Heteroskedastičnost v modelu, kjer nastopajo spremenljivke: 90/10, ženske, nizizob, visizob.**

*Parkov test*

**Tabela 13:** Točne stopnje statistične značilnosti za regresijske koeficiente pred posamezno spremenljivko pri Parkovem testu

Spremenljivka	Točna stopnja značilnosti
<i>ženske</i>	0,193
<i>nizizob</i>	0,495
<i>visizob</i>	0,814

Vir: Lastni izračuni

### Glejserjev test

**Tabela 14:** Točne stopnje statistične značilnosti za regresijske koeficiente pred posamezno spremenljivko pri Glejserjevem testu

Spremenljivka	1. predpostavka <sup>a</sup>	2. predpostavka <sup>b</sup>
<i>ženske</i>	0,728	0,730
<i>zaslast</i>	0,718	0,728
<i>držlast</i>	0,696	0,693

Opombe: <sup>a</sup>  $\sigma_i^2 = \sigma^2 x_{ji}^2$

<sup>b</sup>  $\sigma_i^2 = \sigma^2 x_{ji}$

Vir: Lastni izračuni

### Breusch-Paganov test

Izračunana statistika znaša  $\theta=2,93$ , kar je manj od  $\chi_{(3)}^2(\alpha=0,05)=7,8$ , kar pomeni, da ne moremo zavrnila ničelne domneve in trditi, da je v modelu prisotna heteroskedastičnost, kot jo predpostavlja Breusch-Paganov test.

### d) Avtokorelacija v modelu, kjer nastopajo spremenljivke: 90/10, ženske, nizizob, visizob.

Na podlagi DW-statistike pademo v nedoločeno območje ( $d_u^* = 2,184$ ) < ( $DW = 2,39$ ) < ( $d_l^* = 3,285$ ), kar pomeni, da ne moremo ničesar reči glede avtokorelacije. Pri testu sekvenc pademo v interval zaupanja  $P[3,69 \leq r \leq 9,966] = 0,95$ ;  $r = 6$ , kar pomeni, da ne moremo trditi, da je v modelu prisotna avtokorelacija prvega reda. Izračunan vrednost LM statistike na podlagi Breusch-Godfreyevega testa znaša  $LM=1,551$ , kar je manj od  $\chi_{(1)}^2(\alpha=0,05)=3,84$ , kar pomeni, da ne moremo trditi, da je v modelu prisotna avtokorelacija prvega reda.

### e) Heteroskedastičnost v modelu, kjer nastopajo spremenljivke: 90/10, ženske, nizizob.

### Glejserjev test

**Tabela 15:** Točne stopnje statistične značilnosti za regresijske koeficiente pred posamezno spremenljivko pri Glejserjevem testu

Spremenljivka	1. predpostavka <sup>a</sup>	2. predpostavka <sup>b</sup>
<i>ženske</i>	0,895	0,894
<i>nizzob</i>	0,835	0,828

Opombe: <sup>a</sup>  $\sigma_i^2 = \sigma^2 x_{ji}^2$

<sup>b</sup>  $\sigma_i^2 = \sigma^2 x_{ji}$

Vir: Lastni izračuni

## PRILOGA 4

Tabela 16: Delež zaposlenih žensk v %, velikost podjetja v %, lastnina podjetja v %, lastnina podjetja v %, izobrazbena struktura v % in izbrane mere neenakosti, 1999-2004, Slovenija

Leto	Delež zaposlenih žensk	Velikost podjetja			Lastnina podjetja			Izobrazbena struktura			Mere neenakosti		
		Majhno podjetje (0-49)	Veliko podjetje (250+)	Državna lastnina	Zasebna lastnina	Nizka stopnja izobrazbe	Visoka stopnja izobrazbe	90/10	80/20	Ginijev koeficient koncentracije			
1992	47,70	95,29	0,89	8,57	87,47	44,06	9,70	2,924	1,982	0,2360			
1993	48,20	95,59*	0,83*	7,15	89,55	42,89	10,74	2,861	1,992	0,2371			
1994	48,70	95,89	0,77	6,74	90,15	41,68	11,01	3,058	2,058	0,2547			
1995	48,90	95,89	0,80	6,41	90,70	40,51	10,71	3,196	2,088	0,2671			
1996	48,80	96,27	0,70	5,61	91,56	39,85	10,18	3,406	2,195	0,2718			
1997	48,09	96,33	0,68	4,76	92,21	37,57	10,72	3,098	2,052	0,2625			
1998	47,87	97,07	0,53	4,00	92,93	35,93	11,61	3,270	2,124	0,2862			
1999	47,58	98,42	0,28	3,80	93,37	35,12	11,76	3,202	2,172	0,2879			
2000	47,56	98,36	0,29	4,00	93,28	33,01	12,21	3,246	2,203	0,2927			
2001	47,37	98,28	0,31	3,84	93,46	32,32	12,34	3,558	2,310	0,3092			
2002	47,25	98,32	0,29	1,65	93,34	33,02	12,93	3,379	2,286	0,3001			
2003	47,20	98,32	0,28	1,95	93,69	30,35	13,41	3,389	2,285	0,2859			
2004	47,04	98,35	0,35	1,21*	95,10*	29,29	14,59	3,519	2,301	0,2986			

Opombe: \* Podatki niso bili neposredno dosegljivi, zato so izračunani na podlagi metode ekstrapolacije trenda.

Viri: Statistični letopisi RS 1993-2005; SURS; Lastni izračuni.