

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE

Fakulta matematiky, fyziky a informatiky



ANALÝZA RODOVÉHO MZDOVÉHO ROZDIELU V
SLOVENSKEJ REPUBLIKE

BRATISLAVA 2013

MIROSLAVA KLAUDÍNIOVÁ

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE

Fakulta matematiky, fyziky a informatiky



ANALÝZA RODOVÉHO MZDOVÉHO ROZDIELU V
SLOVENSKEJ REPUBLIKE

Diplomová práca

Študijný program: **Ekonomická a finančná matematika**

Študijný odbor: **1114 - Aplikovaná matematika**

Školiace pracovisko: **Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky**

Vedúci diplomovej práce: **Mgr. Zuzana Siebertová, Dr.**

BRATISLAVA 2013

MIROSLAVA KLAUDÍNIOVÁ



Univerzita Komenského v Bratislave
Fakulta matematiky, fyziky a informatiky

ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

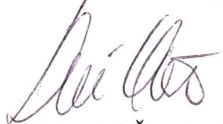
Meno a priezvisko študenta: Bc. Miroslava Klauďiniová
Študijný program: ekonomická a finančná matematika (Jednoodborové štúdium, magisterský II. st., denná forma)
Študijný odbor: 9.1.9. aplikovaná matematika
Typ záverečnej práce: diplomová
Jazyk záverečnej práce: slovenský


Názov: Analýza rodového mzdového rozdielu v Slovenskej republike

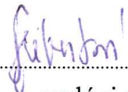
Cieľ: Diplomová práca je zameraná na analýzu mzdovej diskriminácie žien na Slovensku. V teoretickej časti bude popísaná ekonomická teória, metóda odhadovania rodového mzdového rozdielu pomocou kvantilovej regresie a budú stanovené hypotézy výskumu. V empirickej časti budú tieto postupy aplikované na reálne dáta. Získané výsledky poslúžia na vyhodnotenie platnosti ekonomickej teórie a stanovenie výsledkov výskumu.

Vedúci: Mgr. Zuzana Siebertová, Dr.
Katedra: FMFI.KAMŠ - Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky
Vedúci katedry: prof. RNDr. Daniel Ševčovič, CSc.
Dátum zadania: 25.01.2012

Dátum schválenia: 26.01.2012


prof. RNDr. Daniel Ševčovič, CSc.
garant študijného programu


.....
študent


.....
vedúci práce

Čestné prehlásenie

Čestne prehlasujem, že som túto diplomovú prácu vypracovala samostatne s využitím nadobudnutých teoretických poznatkov a s použitím uvedenej literatúry.

Bratislava, apríl 2013

.....

Miroslava Klaudíniová

Pod'akovanie

Ďakujem vedúcej diplomovej práce Mgr. Zuzane Siebertovej Dr. a Ing. Františkovi Foltánovi, štatistikovi a analytikovi firmy Trexima Bratislava, spol. s.r.o., za odborné vedenie, konzultácie, cenné rady, pripomienky a čas, ktorý mi ochotne venovali počas tvorby tejto diplomovej práce.

Abstrakt

Klaudíniová, Miroslava : **Analýza rodového mzdového rozdielu v Slovenskej republike**. [Diplomová práca] - Univerzita Komenského v Bratislave. Fakulta matematiky, fyziky a informatiky; Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky. - Vedúci bakalárskej práce: Mgr. Zuzana Siebertová, Dr., - Bratislava: FMFI UK, 2013. /56 s./

V našej práci analyzujeme rodovú mzdovú nerovnosť v Slovenskej republike. Pomocou deskriptívnej analýzy databázy Informačného systému o cene práce popíšeme situáciu ohľadne príjmov na Slovensku v rokoch 2007, 2010 a 2012. Následne na dáta aplikujeme upravený Mincerov model a prostredníctvom kvantilovej regresie odhadneme vplyv pohlavia a ostatných individuálnych a firemných charakteristík na výšku príjmu jednotlivcov. Na záver použijeme Mellyho dekompozičnú metódu na hlbší prieskum vývoja rozdielu v príjme mužov a žien pozdĺž mzdového rozdelenia.

Kľúčové slová: rodová nerovnosť, mzda, analýza, kvantilová regresia, dekompozícia

Abstract

Klaudíniová, Miroslava : **The Analyse of the Gender Pay Gap in Slovak Republic**. [Master thesis] - Comenius University Bratislava. Faculty of mathematics, physics and informatics; Department of applied mathematics and statistics. - Supervisor: Mgr. Zuzana Siebertová, Dr., - Bratislava: FMFI UK, 2013. /56 pp./

In our work we analyze the gender pay gap in Slovak Republic. Through the descriptive analysis of database of Information System on Average Earnings we describe the situation about wages in Slovakia in years 2007, 2010 and 2012. Consequently we apply the adjusted Mincer model on our data set and through quantile regression we estimate influence of gender and other characteristics of individuals and companies on the level of wages. At the end we apply the Melly decomposition method on deeper examination of the gender pay gap trend along the wage distribution.

Keywords: gender inequality, wage, analysis, quantile regression, decomposition

Obsah

1 Úvod	9
2 Ekonomická teória	11
2.1 Prehľad literatúry	11
2.2 Situácia v Slovenskej republike	12
2.3 Príčiny rodového mzdového rozdielu	13
2.3.1 Priama diskriminácia	15
2.3.2 Podceňovanie práce žien	15
2.3.3 Rodová segregácia na trhu práce	16
2.3.4 Tradície a stereotypy	16
2.3.5 Zosúladžovanie pracovného a súkromného života zamestnancov . .	16
3 Ekonometrické metódy	17
3.1 Kvantilová regresia	17
3.1.1 Motivácia	17
3.1.2 Základná teória	18
3.1.3 Riešenie kvantilovej regresie	20
3.2 Dekompozičné metódy	22
3.2.1 Dekompozičná metóda Machado–Mata	22
3.2.2 Mellyho dekompozícia	23
4 Popis dát a deskriptívna analýza	25
4.1 Dáta	25
4.2 Deskriptívne výsledky	26
5 Empirické výsledky	34
5.1 Špecifikácia modelu	34
5.2 Regresná analýza	35
5.2.1 Výsledky regresíí	35
5.2.2 Výsledky dekompozícií	41
6 Záver	48

7	Prílohy	54
7.1	Príloha A - Tabuľka hlavných tried zamestnaní – KZAM–R	54
7.2	Príloha B - Tabuľka sekcií odvetví - SK NACE rev.2	55
7.3	Príloha C - Sumárne štatistiky pre všetky premenné pre roky 2007, 2010 a 2012	56
7.4	Príloha D - Výsledky odhadov koeficientov pomocou kvantilovej regresie a metódy najmenších štvorcov pre roky 2007, 2010 a 2012	59

1 Úvod

Rovnaká odmena za rovnakú prácu je jeden zo základných princípov Európskej únie. Vzhľadom na to podniká množstvo krokov na zníženie diskriminácie žien. V marci v roku 2009 začala kampaň na zvýšenie povedomia o existencii tejto problematiky a možnosti jej riešenia v celej Európskej únii, ktorá prebiehala do marca 2012¹. Komisár Európskej únie pre rovnaké príležitosti Vladimír Špidla sa pri tejto príležitosti vyjadril: "Rozdiely v odmeňovaní žien a mužov majú rôzne príčiny, ktoré treba riešiť rôznymi spôsobmi. Ich odstránenie si vyžaduje kroky na všetkých úrovniach a odhodlanie zo strany všetkých zúčastnených, od zamestnávateľov cez odbory, vnútroštátne orgány až po bežného občana. Našou kampaňou upozorňujeme ľudí na to, prečo ženy v Európe zarábajú stále oveľa menej ako muži a na to, čo v tejto veci môžeme urobiť."²

Podkladom pre skúmanie rozdielov v príjme mužov a žien by mala byť ekonomická teória. Poskytuje množstvo informácií o príčinách diskriminácie žien, aktuálnej situácii v jednotlivých krajinách a metódach, ktorými dokážeme túto problematiku hlbšie analyzovať.

Ekonometrických metód slúžiacich na skúmanie mzdovej nerovnosti je niekoľko. Ak nás zaujíma priemerný vplyv pohlavia a ďalších individuálnych a firemných charakteristík na výšku mzdy jednotlivcov, tak môžeme použiť metódu najmenších štvorcov. Na druhej strane, ak by sme chceli skúmať efekt jednotlivých faktorov podrobnejšie, pozdĺž celého mzdového rozdelenia, vhodným prostriedkom na to bude kvantilová regresia.

Nadstavbou metód na modelovanie vplyvu jednotlivých faktorov na výšku mzdy sú pri skúmaní rozdielov v príjme techniky, ktorými dokážeme odhadnúť veľkosť mzdových nerovností. Pomocou týchto dekompozičných metód vieme určiť, aký podiel z daného rozdielu dokážeme vysvetliť prostredníctvom individuálnych a firemných charakteristík. Zvyšný podiel, ktorý pomocou nich nedokážeme objasniť, označujeme ako diskriminácia. Metóda Oaxaca–Blinder, ktorá sa spája s metódou najmenších štvorcov a zaoberali sme sa ňou v našej bakalárskej práci [18], poskytuje priemerný odhad rozdielu pre celé mzdové rozdelenie. Podrobnejší pohľad na vývoj nerovnosti v príjme a veľkosti

¹http://ec.europa.eu/justice/gender-equality/gender-pay-gap/eu-action/index_en.htm, prístup dňa: 15.4.2013

²<http://www.sme.sk/c/4333166/brusel-zacina-kampan-proti-rozdielom-v-odmenovani-zien-a-muzov.html>, prístup dňa: 15.4.2013

vysvetleného podielu ponúkajú dekompozičné techniky spojené s kvantilovou regresiou, napríklad metóda Machado–Mata alebo Mellyho metóda.

Naša práca je zameraná na analýzu rodovej mzdovej nerovnosti v Slovenskej republike. Chceli by sme podrobne preskúmať túto problematiku pozdĺž celého mzdového rozdelenia a taktiež odhaliť vplyv rôznych faktorov na vývoj mzdy. Rozhodli sme sa preto použiť metódu kvantilovej regresie a k nej prislúchajúcu Mellyho dekompozíciu.

V našej práci používame dáta z posledných kvartálov rokov 2007, 2010 a 2012, aby sme mohli zhodnotiť vývoj diskriminácie žien pred krízou, zmeny, ktoré nastali, keď sa kríza prejavila a taktiež najnovšie výsledky. Pokúsime sa nájsť odpovede na otázky, či existuje na Slovensku sklený strop, a teda zamedzenie kariérneho rastu pre ženy. Ďalej nás bude zaujímať aký podiel z celkového mzdového rozdielu dokážeme vysvetliť pomocou charakteristík jednotlivcov a firiem. Taktiež porovnáme výsledky metódy najmenších štvorcov a kvantilovej regresie a k nim patriacich dekompozičných techník. Bude nás zaujímať, či sa efekt jednotlivých faktorov mení pozdĺž mzdového rozdelenia alebo nie.

Naša práca je zostavená nasledovne. V druhej časti popíšeme teóriu ohľadom mzdovej diskriminácie žien a prehľad literatúry spolu s doterajšími výsledkami. Teóriu odhadov kvantilovej regresie a dekompozície, ktorá sa od nej odvíja, vysvetlíme v tretej časti. Nasledovať bude kapitola, v ktorej popíšeme dáta a deskriptívne výsledky. V poslednej kapitole sa budeme venovať modelu a regresným výsledkom. Naš model odhadneme pomocou kvantilovej regresie pre rôzne kvantily mzdového rozdelenia, kde bude výsledkom efekt charakteristík jednotlivcov (pohlavie, vzdelanie, vek, zamestnanie) a firiem (odvetvie, región, počet zamestnancov) na výšku mzdy zamestnancov. Pre porovnanie kvality odhadneme model aj pomocou metódy najmenších štvorcov. Následne aplikujeme dekompozičnú metódu na odhad a rozklad rodového mzdového rozdielu. Na záver zhodnotíme celkovú situáciu v Slovenskej republike a naše výsledky.

2 Ekonomická teória

2.1 Prehľad literatúry

Téma nerovnosti v príjme medzi pohlaviami je široko skúmaným problémom v akademickej literatúre. Autori štúdií využívajú na analýzu rodového mzdového rozdielu ekonometrické metódy. Po stanovení modelu nasleduje regresná analýza a posledným krokom je aplikácia dekompozičných techník, ktorá rozloží rozdiel v príjme na dva podiely. Prvý, ktorý dokážeme objasniť pomocou vysvetľujúcich premenných v modeli a druhý, ktorý prostredníctvom týchto premenných nedokážeme vysvetliť a označujeme ho ako diskriminácia.

Časť z publikácií, najmä tie staršie, používajú dekompozičnú techniku Oaxaca–Blinder, ktorá sa spája s metódou najmenších štvorcov (OLS). Touto metódou sme sa zaoberali aj my v našej bakalárskej práci [18]. Ďalšiu skupinu literatúry, zväčša z posledných rokov, ktorá sa zaoberá touto problematikou, tvoria práce využívajúce na dekompozície techniky Machado–Mata (MM) alebo Mellyho, ktoré súvisia s kvantilovou regresiou. Tieto práce zároveň väčšinou porovnávajú svoje výsledky s metódou najmenších štvorcov.

Jedna z prvých štúdií, v ktorej bola použitá kvantilová regresia na analýzu mzdovej diskriminácie bola Albrecht a kol. (2001), kde autori skúmali situáciu vo Švédsku a potvrdili prítomnosť skleneného stropu, v angličtine známeho pod pojmom "glass ceiling", a teda zamedzeniu kariérneho postupu na pozície s najvyšším príjmom v prípade žien. Existenciu tohto javu zaznamenali aj Paci a Reilly (2004) v tranzitívnych ekonomikách v Európe a centrálnej Ázii. Pomocou metódy Machado–Mata ukázali Arulampalam a kol. (2007), že sklený strop je v Európe častejší ako "sticky floor" – znemožnenie pracovného postupu žien a získania vyššieho príjmu. Pomocou Mellyho dekompozície potvrdil Wahlberg (2008) fenomén skleneného stropu vo verejnom aj súkromnom sektore vo Švédsku. Taktiež ukázal, že metóda najmenších štvorcov nadhodnocuje mzdový rozdiel na spodnej časti príjmového rozdelenia a podhodnocuje vo vrchnej časti.

Selekcia žien do menej úspešných a produktívnych firiem je podľa Heinze (2010), ktorá skúmala situáciu v Nemecku prostredníctvom Oaxaca–Blinder a Machado–Mata dekompozície, jeden z najvýraznejších dôvodov rodového mzdového rozdielu. Rovnakú príčinu potvrdili aj Pastore a Verashchagina (2010) v Bielorusku v období zmeny režimu, ktorý negatívne ovplyvnil situáciu žien a prehĺbil rozdiel v príjme medzi pohlaviami.

Ganguli a Terrel (2005) sa zaoberali mzdovým rozdielom na Ukrajine, pričom použili dekompozíciu Machado–Mata. Diskriminácia žien vo vrchnej časti rozdelenia bola konštantná za celé sledované obdobie od začiatku deväťdesiatych rokov do roku 2003. Zatiaľ čo rozdiel v spodnej časti bol v roku 2003 výraznejšie ovplyvnený relatívne vysokou hodnotou minimálnej mzdy. Naopak nárast rodového mzdového rozdielu pozdĺž mzdového rozdelenia potvrdili Rokicka a Ruzik (2009), ktorí skúmali situáciu na poľskom pracovnom trhu pomocou kvantilovej regresie, Mellyho a Machado–Mata metódy.

Situáciou v Slovenskej republike sa zaoberali niekoľkí zahraniční autori. Podľa Jurajdu (2004), ktorý na výskum používal databázu ISAE (Information System on Average Earnings), čelia ženy sklenenému stropu – bariére ku kariérnym vyhlídkam, ktoré im znemožňujú dosiahnuť vysokoplatené pozície, napríklad manažérske, a mať rovnaký príjem ako muži, špeciálne vo vyššej časti mzdového rozdelenia. Rozdiel v zárobkoch v roku 2002 odhadol na hodnotu 28,2 percent pre Českú republiku a 23,4 percent pre Slovensko. V práci Simóna (2007) malo Slovensko najvyššiu hodnotu rozdielu v príjme medzi mužmi a ženami spomedzi všetkých skúmaných krajín. Situáciu v Európe v roku 2002 analyzoval pomocou databázy ESES (European Structure of Earnings Survey). Dospel k záveru, že segregácia žien do nízkopříjmových povolání je jedna z hlavných príčin rodového mzdového rozdielu.

Christofides, Polycarpou a Vrachimis (2010) sa zaoberali situáciou v Európskej únii v roku 2010 so záverom, že väčšina krajín má vyšší rozdiel v príjme vo vrchnej časti mzdového rozdelenia, pričom využili databázu EU–SILC 2007 (European Union Statistics on Income and Living Conditions). V tejto práci bolo Slovensko uvedené medzi krajinami s najvyšším mzdovým rozdielom v rámci Európskej únie s hodnotou okolo 26 percent. V Českej republike sa tento rozdiel vyšplhal až na 32 percent, no v Poľsku bol len na úrovni 18 percent. Myšíkovej (2012) výskum na dátach EU–SILC 2008 potvrdil, že v roku 2008 bol v Českej republike najvyšší rodový rozdiel spomedzi sledovaných krajín a hneď za ňou nasledovalo Slovensko. V týchto dvoch krajinách bola výrazne horšia situácia ohľadom mzdovej diskriminácie ako v Poľsku a Maďarsku.

2.2 Situácia v Slovenskej republike

V Slovenskej republike sa témou rodovej nerovnosti v príjme zaoberá viacero inštitúcií, zo štúdií ktorých sme v tejto časti čerpali, napríklad Inštitút pre výskum práce

a rodiny, Odbor rodovej rovnosti a rovnosti príležitostí MPSVR SR (Ministerstvo práce, sociálnych vecí a rodiny Slovenskej republiky), Komisia rovnosti príležitostí žien a mužov pri KOZ SR (Komisia odborových zväzov Slovenskej republiky).

V mnohých štátoch je rozdiel v mzde mužov a žien spôsobený nízkou zamestnanosťou žien alebo faktom, že mnohé z nich nepracujú na plný úväzok. Na Slovensku za to zodpovedá obsadzovanie žien do nižších pracovných pozícií a ich zamestnanosť v horšie platených odvetviach. Hoci máme prijatý antidiskriminačný zákon od roku 2004, Slovensko patrí v rámci Európskej únie medzi 4 krajiny s najväčšou mzdovou diskrimináciou spolu s Fínskom, Estónskom a Lotyšskom³.

Na základe údajov zo Štatistického úradu Slovenskej republiky mal u nás rodový mzdový rozdiel v 3. kvartáli 2011 hodnotu 20,15 percent. Miera nezamestnanosti žien bola v 4. kvartáli 2008 tretia najvyššia spomedzi 27 krajín Európskej únie s hodnotou 10 percent, pričom priemer v Európskej únii bol na úrovni 7,8 percent. Podobná situácia pretrvávala aj začiatkom roka 2009, kedy bola aj miera zamestnanosti na nízkej úrovni – okolo 44 percent, zatiaľ čo u mužov mala hodnotu až okolo 60,3 až 61,4 percent. Priemer v Európskej únii bol v prípade žien 62,2 percent a u mužov 75,9 percent.⁴

Dôsledkom nerovnosti na trhu a neustálej diskriminácie žien, ktorá sa prejavuje od 25 roku života do dôchodku, je ich nižší celoživotný príjem v porovnaní s mužmi, čo má za následok aj ich menší dôchodok. Približne pätina žien vo veku 65 rokov a viac je ohrozená chudobou⁵.

Vplyv manželského stavu je tiež nezanedbateľný. Mzda ženatých mužov je približne o 4,5 percent vyššia ako u slobodných, zatiaľ čo vydaté ženy zarábajú o 3,7 percent menej ako slobodné⁶.

2.3 Príčiny rodového mzdového rozdielu

Európska komisia⁷ definuje rodový mzdový rozdiel ako relatívny rozdiel v priemerných hodinových príjmoch žien a mužov v rámci ekonomiky ako celku. OECD (Organisation

³Holubová (2010)

⁴http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/employment_unemployment_lfs/data/database, prístup dňa: 18.4.2013

⁵Holubová (2010)

⁶Pietruchová (2012)

⁷http://ec.europa.eu/justice/gender-equality/gender-pay-gap/situation-europe/index_en.htm, prístup dňa: 18.4.2013

for Economic Co-operation and Development) – Social Policy Division – Directorate of Employment⁸, Labour and Social Affairs uvádza definíciu rodového mzdového rozdielu (v neupravenej forme) ako rozdiel medzi mužským a ženským príjmom vyjadrený ako percento mužského príjmu.

Štatistický úrad Európskej únie (Eurostat)⁹ definuje rodový mzdový rozdiel (The Gender Pay Gap (GPG)) nasledovne:

$$\text{GPG v } \% = 100 * \frac{\text{hrubá hodinová mzda}_{\text{muži}} - \text{hrubá hodinová mzda}_{\text{ženy}}}{\text{hrubá hodinová mzda}_{\text{muži}}}$$

Príčiny nerovnosti v odmeňovaní mužov a žien sú rôzne a súvisia s mnohými sociálnymi, hospodárskymi a právnymi faktormi.

Jurajda (2004) uvádza 2 hlavné dôvody ovplyvňujúce rodový mzdový rozdiel, ktoré vznikli počas prechodu z komunizmu. Po prvé to bol nárast v mzdovej disperzii, čím sa zhoršila situácia pre ženy, ktoré mali prevažne nízky príjem. Druhým dôvodom bol pokles v miere zamestnanosti, čo ovplyvnilo najmä ľudí s nízkopríjmových pozícií, čo boli prevažne ženy.

Pietruchová (2012) uvádza niekoľko faktorov, ktoré ovplyvňujú rodový mzdový rozdiel. Prvým je horizontálna segregácia na pracovnom trhu, to znamená, že ženy sú zamestnávajúce najmä vo feminizovaných odvetviach s nízkymi mzdami. Ďalším dôvodom je vertikálna segregácia, označovaná aj ako sklenený strop, ktorá obmedzuje postup žien na vyššie platené pozície. Štruktúra odmeňovania, respektíve platobné systémy môžu taktiež udržiavať rodový mzdový rozdiel. Ak sa jedná napríklad o ohodnocovanie práce založené na počte odpracovaných hodín, tak ženy môžu byť v tomto prípade znevýhodnené, pretože často kvôli rodinným povinnostiam nemôžu pracovať nadčas.

Tieto navzájom súvisiace faktory zhrnieme v nasledujúcich bodoch, ktoré boli uvedené v dokumentoch kampane Európskej únie¹⁰ na zníženie diskriminácie žien a podrobnejšie ich spracovala Barošová (2009):

- Priama diskriminácia.

⁸<http://www.oecd.org/social/family/LMF1.5%20Gender%20pay%20gaps%20for%20full%20time%20workers%20-%20updated%20081212.pdf>, prístup dňa: 14.3.2013

⁹http://epp.eurostat.ec.europa.eu/statistics_explained/index.php/Salary_calculator, prístup dňa: 14.3.2013

¹⁰Napríklad v: http://europa.eu/rapid/press-release_IP-07-1115_sk.htm?locale=en, <http://eurl.lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=COM:2009:0077:FIN:SK:PDF>, prístup dňa: 14.3.2013

- Podceňovanie práce žien – názor, že ženská práca je menej hodnotná ako mužská.
- Rodová segregácia na trhu práce.
 - Horizontálna – ženy sú zamestnávajú častejšie v tzv. "ženských" povolaniach, ktoré sú zväčša horšie platené.
 - Vertikálna
 - * sklený strop ("glass ceiling") – zamedzenie dosiahnuť najvyššie pozície, ktoré sú najlepšie ohodnotené
 - * "sticky floor" – znemožnenie postúpiť vyššie v zamestnaní a získať lepší príjem.
- Tradície a rodové stereotypy.
- Zosúladovanie pracovného a súkromného života zamestnancov.

V našej práci sa budeme zaoberať najmä problémom rodovej segregácie na trhu práce. Tento faktor budeme skúmať prostredníctvom deskriptívnej a regresnej analýzy.

2.3.1 Priama diskriminácia

O priamej diskriminácii hovoríme vtedy, ak ženy a muži vykonávajú tú istú prácu, avšak dostanú rôznu odmenu. Tento druh diskriminácie sa nevyskytuje často vďaka právnym predpisom. Rovnaké zaobchádzanie bez ohľadu na pohlavie a zákaz akejkoľvek formy diskriminácie je zakotvený v Ústave Slovenskej republiky v článku 12, v Zákone č. 365/2004 Z. z. o rovnakom zaobchádzaní (antidiskriminačný zákon) a taktiež v Zákone o práci (Zákon č.311/2001 Z. z.).

2.3.2 Podceňovanie práce žien

Frekvencovanejším problémom ako priama diskriminácia je situácia, keď muži dostanú vyššiu mzdu ako ženy v rovnakom zamestnaní ("za prácu rovnakej hodnoty"). Pracovné miesta s prevažným zastúpením žien sú horšie platené ako mužské zamestnania s podobnou kvalifikáciou, vyžadovanými schopnosťami alebo praxou, pretože muži môžu byť neobjektívne zvýhodňovaní kvôli výkonnosti alebo fyzickej zdatnosti.

2.3.3 Rodová segregácia na trhu práce

Rodová segregácia je problémom, ktorý pochádza z tradičného chápania postavenia ženy a muža v rodine a spoločnosti. Jurajda (2004) ju popisuje ako trvalú koncentráciu žien v skupinách zamestnancov s nižším príjmom a je jedným z kľúčových príčin rodových rozdielov v odmeňovaní na trhu práce. Naďalej platí, že ženy a muži pracujú v odlišných zamestnaniach, odvetviach a na rozdielnych pozíciách. Odvetvia s prevahou žien majú nižšie mzdy ako tie mužské. Napríklad dvakrát viac žien ako mužov pracuje v oblasti zdravotníctva, školstva a verejnej správy¹¹. Ženy často pracujú ako predavačky, administratívne zamestnankyne alebo nízkokvalifikované pracovníčky, čo sú pozície s nízkymi mzdami. Naopak na vysokých alebo manažérskych postoch pracuje veľmi málo žien v porovnaní s mužmi. Napriek tomu, že na Slovensku majú ženy lepšiu vzdelanostnú úroveň, tak práve u vysokoškolsky vzdelaných zamestnancov je najvyšší rodový mzdový rozdiel¹². Tento fakt odráža hlavne horizontálnu segregáciu odvetví, ktorá je založená na stereotypných predstavách o "práci vhodnej pre ženy".

2.3.4 Tradície a stereotypy

Tradície a rodové stereotypy sú spájané s vyššie uvedeným problémom – rodovou segregáciou. Často ovplyvňujú výber školy a zamestnania u mnohých žien. Napriek tomu, že viac žien ako mužov má vysokoškolské vzdelanie, v technických oblastiach sú menšinou, čo môže mať za následok ich zamestnanie v hospodárskych odvetviach s nižšou mzdou. Ďalším prejavom tohto problému je očakávanie, že práve ženy v dôsledku starostlivosti o deti alebo o starších ľudí budú pracovať na skrátený úväzok alebo dočasne opustia pracovný trh.

2.3.5 Zosúlad'ovanie pracovného a súkromného života zamestnancov

Zodpovednosť za starostlivosť o rodinu, deti alebo o rodinných príslušníkov odkázaných na pomoc je stále vo väčšej miere úlohou žien. Dôsledkom toho je viacnásobné prerušenie kariéry žien a menej odpracovaných hodín, čo môže negatívne ovplyvniť ich pracovný postup a finančnú situáciu.

¹¹Barošová (2009)

¹²Pietruchová (2011)

3 Ekonometrické metódy

3.1 Kvantilová regresia

Základným dielom z oblasti kvantilovej regresie je práca *Regression Quantiles* (1978), ktorej autormi sú Roger Koenker a Gilbert Basset. Predstavili v nej klasický model kvantilovej regresie. V knihe *Quantile Regression* (2005) Koenker podrobne opísal teóriu a aplikácie kvantilovej regresie. Ďalšie podrobnosti a príklady použitia kvantilovej regresie môže čitateľ nájsť napríklad v Koenker a Hallock (2001).

Tvorcom prvej publikácie, v ktorej bola aplikovaná metóda kvantilovej regresie na analýzu a lepší popis štruktúry miezd a výnosov zo vzdelania je Gary Chamberlain a nesie názov *Quantile Regression, Censoring and the Structure of Wages* (1994).

3.1.1 Motivácia

Klasická lineárna regresia nám poskytuje len čiastočné objasnenie vzťahu medzi závislou premennou a súborom vysvetľujúcich premenných. Model

$$Y = X\beta + \varepsilon, \quad (1)$$

v ktorom Y predstavuje vektor závislých premenných, X je matica vysvetľujúcich premenných, β označuje vektor parametrov a ε je vektor chýb, musí v tomto prípade spĺňať nasledujúce predpoklady, aby sme pomocou podmienenej strednej hodnoty závislej premennej, $E(Y|X)$, získali najlepšie lineárne nevychýlené odhady. To znamená, že podľa Gauss–Markovej vety, ak platia predpoklady: nulová stredná hodnota chýb – $E(\varepsilon_i) = 0$, homoskedasticita – $Var(\varepsilon_i) = \sigma^2$, nekorelovanosť – $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$, $i \neq j$, potom je odhad pomocou metódy najmenších štvorcov najlepším lineárnym nevychýleným odhadom (Best Linear Unbiased Estimator – BLUE). Nevýhodou je, že získaný odhad je len jedna hodnota, ktorá popisuje vzťah medzi závislou premennou a vysvetľujúcimi premennými, ktorý by mal byť na základe predpokladu homogenity podmieneného rozdelenia rovnaký pozdĺž celého rozdelenia.

Kvantilová regresia, ktorá je založená na minimalizácii asymetricky vážených rezíduí, umožňuje počítať odhady v rôznych bodoch podmieneného rozdelenia. To znamená, že nepotrebuje žiadne predpoklady o jeho homogenite, pretože skúma vzťah medzi závislou premennou a vysvetľujúcimi premennými v každom kvantile podmieneného rozdelenia. Získame tým celkovú charakterizáciu podmieneného rozdelenia závislej premennej, čo

je jedna z hlavných výhod oproti metóde najmenších štvorcov. Navyše vieme pomocou tejto metódy ukázať, že podmienené rozdelenie nie je homogénne, ak sú odhady v rôznych kvantiloch signifikantne odlišné.

Ako jednoduchý popis kvantilovej regresie môžeme použiť príklad z práce Koenker a Hallock (2001). Ak študent uspeje v teste lepšie ako θ -podiel z celkovej skupiny študentov a horšie ako $(1 - \theta)$ -podiel skupiny, tak hovoríme, že uspel na θ -kvantile štandardizovaného testu. Inými slovami, prvej polovici študentov sa darilo horšie a druhej polovici lepšie ako mediánovému študentovi.

Ak nemá závislá premenná normálne rozdelenie, tak klasická lineárna regresia, ktorá je citlivá na odľahlé pozorovania, môže byť neefektívna na rozdiel od kvantilovej regresie, ktorej odhady sú v takomto prípade robustnejšie. Ďalšou veľkou výhodou je, že kvantilová regresia je ekvivariantná na monotónnu transformáciu. To znamená, že ak označíme kvantily transformovanej závislej premennej $h(Y)$, kde $h(\cdot)$ je monotónna funkcia napríklad $\ln(Y)$, tak platí

$$Q_\theta h(Y) = hQ_\theta(Y). \quad (2)$$

Táto vlastnosť neplatí pre strednú hodnotu

$$Eh(Y) \neq hE(Y). \quad (3)$$

3.1.2 Základná teória

Nasledujúce dve podkapitoly sú voľne spracované podľa prác Buchinsky (2002) a Buhai (2004).

Nech distribučná funkcia $F(y) = Pr(Y \leq y)$ charakterizuje reálnu náhodnú premennú Y a $\theta \in (0, 1)$. Potom θ -kvantil Y definujeme ako $Q_\theta = \inf\{y : F(y) \geq \theta\}$, a teda kvantilová funkcia kompletne charakterizuje Y rovnako ako distribučná funkcia F . Prvý kvartil sa definuje ako $Q_{1/4}$, prvý decil ako $Q_{1/10}$ a medián ako $Q_{1/2}$.

Pre ľubovoľné $\theta \in (0, 1)$ definujeme po častiach lineárnu účelovú funkciu

$$\rho_\theta(u) = u(\theta - I(u < 0)), \quad (4)$$

kde $I(\cdot)$ označuje indikátorovú funkciu. Sklon $\rho_\theta(u)$ je rovný θ , ak $u > 0$ a $\theta - 1$, ak $u < 0$, ale nie je definovaný pre $u = 0$. Potom vieme napísať kvantily ako riešenie optimalizačného (minimalizačného) problému:

$$\hat{\alpha}(\theta) = \arg \min_{\xi \in R} E[\rho_\theta(Y - \xi)]. \quad (5)$$

Uvažujme náhodný výber $\{y_1, \dots, y_n\}$ z Y . Následne môžeme výberový θ -kvantil pre náhodnú premennú Y definovať ako riešenie

$$\hat{\alpha}_\theta = \arg \min_{\xi \in R} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(y_i - \xi). \quad (6)$$

Základný model kvantilovej regresie v tvare

$$Y = X\beta_\theta + u_\theta, \quad (7)$$

kde Y je $n \times 1$ vektor závislých premenných, X je $n \times k$ matica vysvetľujúcich premenných, β je $k \times 1$ vektor parametrov, θ označuje hodnotu kvantilu z $(0, 1)$ a u_θ je chybový člen, ktorého rozdelenie nekonkretizujeme, vieme riadkovo rozpísať nasledovne

$$y_i = x_i' \beta_\theta + u_{\theta_i}. \quad (8)$$

Jediné obmedzenie, ktoré uvažujeme je $Q_\theta(u_{\theta_i} | X = x_i) = 0$, ktoré nám hovorí, že θ -kvantil u_{θ_i} podmienený $X = x_i$ je rovný 0.

Nech x_i , $i = 1, \dots, n$ je $K \times 1$ vektor pozorovaní. Potom vieme napísať ekvivalent vyššie uvedenej distribučnej funkcie v nasledovnom tvare

$$F_{u_\theta}(\theta - x_i' \beta_\theta | x_i) = Pr(y_i \leq \theta | x_i). \quad (9)$$

Ak použijeme pre odhad lineárnej podmienenej kvantilovej funkcie

$$Q_Y(\theta | X = x) = x' \beta_\theta \quad (10)$$

analógiu odhadu podmienenej funkcie strednej hodnoty

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta \in R^K} \sum_{i=1}^n (y_i - x_i' \beta)^2, \quad (11)$$

potom môžeme riešenie odhadnúť ako

$$\hat{\beta}_\theta = \arg \min_{\beta \in R^K} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(y_i - x_i' \beta). \quad (12)$$

Buchinsky (2002) uvádza, že po splnení určitých podmienok možno ukázať, že tento odhad je asymptoticky normálne rozdelený.

3.1.3 Riešenie kvantilovej regresie

Rovnica (12) nemá explicitnú formu, avšak vieme ju riešiť pomocou metód lineárneho programovania. Uvažujeme rovnice (8) a (12) ako základnú charakterizáciu modelu kvantilovej regresie. Rovnicu pre závislú premennú y_i vieme napísať ako funkciu pozostávajúcu len z kladných členov a následne ju prepísať do maticovej formy, čím zdôrazníme, že ide o primárnu úlohu lineárneho programovania (LP)

$$y_i = \sum_{j=1}^K x_{ij}\beta_{\theta_j} + u_{\theta_j} = \sum_{j=1}^K x_{ij}(\beta_{\theta_j}^1 - \beta_{\theta_j}^2) + (\varepsilon_{\theta_i} - \nu_{\theta_i}), \quad (13)$$

kde $\beta_{\theta_j}^1 \geq 0$, $\beta_{\theta_j}^2 \geq 0$ pre $j = 1, \dots, K$, $\varepsilon_{\theta_i} \geq 0$, $\nu_{\theta_i} \geq 0$ pre $i = 1, \dots, n$. Potom má maticová forma pre primárnu úlohu lineárneho programovania tvar

$$\min_z c'z \quad \text{vzhľadom na} \quad Az = y, \quad z \geq 0, \quad (14)$$

kde $A = (X, -X, I_n, -I_n)$, $y = (y_1, \dots, y_n)'$, $z = (\beta^1, \beta^2, u', v)'$, $c = (0', 0', \theta l', (1 - \theta)l)'$, $X = (x_1, \dots, x_n)'$, I_n predstavuje n -dimenzionálnu jednotkovú maticu, $0'$ je $K \times 1$ vektor núl a l označuje $n \times 1$ vektor jednotiek. Duálna úloha lineárneho programovania má potom tvar

$$\max_w w'y \quad \text{vzhľadom na} \quad w'A \leq c'. \quad (15)$$

Z Vety o dualite vyplýva, že pre primárnu aj duálnu úlohu existuje prípustné riešenie, ak má matica X plnú hodnotu. Veta o komplementarite nám zaručí, že toto riešenie je optimálne. Podrobnejší popis lineárneho programovania a simplexovej metódy¹³ nájdeme v Plesník (1990).

LP reprezentácia modelu kvantilovej regresie má niekoľko významných aspektov. Garantuje, že odhad kvantilovej regresie dosiahneme v konečnom počte simplexových iterácií a vektor odhadnutých parametrov je robustný na odľahlé pozorovania. V päťdesiatych rokoch 20. storočia si Harris (1950) všimol, že problém minimalizácie absolútnych odchýlok môže byť sformulovaný ako problém lineárneho programovania, čo prvýkrát implementoval Wagner (1959). Simplexová metóda sa postupne stala najpoužívanejšou

¹³Simplexová metóda je iteračný postup, ktorý slúži na nájdenie optimálneho riešenia úlohy lineárneho programovania, ak také existuje. Po nájdení prípustného riešenia úlohy simplexová metóda v každom kroku vypočíta vždy nové prípustné riešenie, ktoré má lepšiu hodnotu účelovej funkcie alebo aspoň takú istú. Po konečnom počte krokov nájde riešenie s najlepšou hodnotou účelovej funkcie (optimálne) alebo zistí, že také riešenie neexistuje.

metódou na riešenie kvantilovej regresie. Najznámejším algoritmom, ktorý je implementovaný vo väčšine softvérov, je Barrodale a Robertsov algoritmus (1973). Je vhodný pre menšie dátové súbory (do 100 000 pozorovaní), pretože v prípade väčšieho počtu dát začína byť veľmi pomalý. V tom prípade sú adekvátnejšie metódy vnútorného bodu pre lineárne programovanie, jedna z nich je bližšie popísaná v Portnoy a Koenker (1997).

3.2 Dekompozičné metódy

Podkapitolu o dekompozičných technikách sme voľne spracovali podľa Albrecht a kol. (2001), Heinze (2010), Melly (2006), Wahlberg (2008), Ganguli a Terrel (2005).

Dekompozičné metódy nám slúžia na podrobnejšiu analýzu nerovnosti v príjme mužov a žien. Tvorcami jednej zo základných dekompozícií sú Oaxaca a Blinder. Vychádzali z klasického lineárneho regresného modelu (1). V našom prípade ju popíšeme cez aplikáciu na Mincerovu mzdovú rovnicu (21), kde $Y = \ln(W)$ a W označuje mzdu. Regresnú rovnicu definujeme jednotlivo pre dáta žien (index f) a mužov (index m). Zaujímame sa o priemerný rozdiel v príjme

$$R = E(\ln(W^m)) - E(\ln(W^f)) = E(X^m)\beta^m - E(X^f)\beta^f, \quad (16)$$

ktorý vieme rozpísať ako

$$R = E(\ln(W^m)) - E(\ln(W^f)) = [E(X^m) - E(X^f)]\beta^* + [E(X^m)(\beta^m - \beta^*) + E(X^f)(\beta^* - \beta^f)], \quad (17)$$

kde je β^* rovné β_m , ak je diskriminácia namierená voči ženám. Výsledný tvar rovnice (17) v prípade mzdového znevýhodňovania žien nadobúda tvar

$$\hat{R} = \bar{w}^m - \bar{w}^f = (\bar{X}^m - \bar{X}^f)\hat{\beta}^m + \bar{X}^f(\hat{\beta}^m - \hat{\beta}^f), \quad (18)$$

kde \hat{R} označuje rozdiel v príjme pohlaví, \bar{w}^f predstavuje priemer logaritmu mzdy pre ženy a \bar{w}^m pre mužov, \bar{X}^f je vektor vysvetľujúcich premenných pre ženy a $\hat{\beta}^f$ je odhadnutý vektor výnosov z charakteristík. Časť mzdového rozdielu, ktorá zodpovedá rozdielom v charakteristikách mužov a žien predstavuje prvý výraz na pravej strane rovnice. Druhý výraz zachytáva časť rozdielu, ktorý pomocou týchto faktorov nevieme objasniť a je označovaný ako miera diskriminácie. Konkrétne charakteristiky (vysvetľujúce premenné) pre náš model uvádzame v časti 5.1 Špecifikácia modelu.

Nasledujúce dekompozičné metódy vychádzajú z Oaxaca–Blinder dekompozície.

3.2.1 Dekompozičná metóda Machado–Mata

Machado a Mata (2005) predstavili dekompozičnú metódu, ktorá používa kvantilovú regresiu na podobný rozklad ako Oaxaca–Blinder dekompozícia s tým rozdielom, že vysvetľuje rozdiely v príjme v rozličných kvantilochoch.

Táto metóda sa opiera o dve idey. Po prvé, pomocou kvantilovej regresie dokážeme odhadnúť vektor koeficientov regresného modelu (8) v rôznych kvantiloch mzdového rozdelenia. Po druhé, používa Vetu o inverznej transformácii : Nech F je distribučná funkcia náhodnej premennej X a Z je náhodná premenná rovnomerne rozdelená na $[0, 1]$, potom $F^{-1}(Z)$ má rovnaké rozdelenie ako X . Preto pre dané x_i a náhodné $\theta \sim U[0, 1]$, $x_i' \beta_\theta$ má rovnaké rozdelenie ako y_i .

Princíp dekompozície je vytvoriť dve porovnávacie rozdelenia. Prvé je rozdelenie logaritmu príjmu žien, ktoré vznikne pridelením mužských charakteristík pracovného trhu ženám, ale naďalej by boli "platené ako ženy". Druhé je rozdelenie, ktoré vznikne, ak budú ženy platené ako muži, ale ponecháme im ich vlastné charakteristiky. Postup pre odhadnutie prvého rozdelenia je nasledovný:

1. Vyberieme n náhodných čísel z rovnomerného rozdelenia $U[0, 1]$: $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n$. Napovie nám to, ktoré kvantily budeme odhadovať.
2. Použijeme databázu žien¹⁴ a odhadneme vektor koeficientov pomocou kvantilovej regresie, $\beta^f(\theta_i)$, pre $i = 1, \dots, n$.
3. Vytvoríme n náhodných výberov s opakovaním¹⁵ z databázy mužov, označíme ich x_i^m , pre $i = 1, \dots, n$.
4. Porovnávacie rozdelenie je potom generované ako $y_i = x_i^m \beta^f(\theta_i)$, pre $i = 1, \dots, n$.

Postup ako odhadnúť druhé rozdelenie je rovnaký, len vymeníme úlohy mužov a žien v druhom a treťom kroku. To znamená, že použijeme databázu mužov na odhad koeficientov pomocou kvantilovej regresie, urobíme n náhodných výberov s opakovaním z databázy žien a vygenerujeme porovnávacie rozdelenie $y_i = x_i^f \beta^m(\theta_i)$.

3.2.2 Mellyho dekompozícia

Melly navrhol modifikovaný prístup dekompozície Machado–Mata. Je to proces, ktorý rozkladá rozdiely v rôznych kvantiloch nepodmieneného rozdelenia.

Na J rôznych kvantiloch odhadneme koeficienty $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_{\theta_1}, \dots, \hat{\beta}_{\theta_j}, \dots, \hat{\beta}_{\theta_J})$, $j = 1, \dots, J$, $0 < \theta_j < 1$, pomocou kvantilovej regresie. Potom integráciou cez všetky pozorovania a

¹⁴Celú vzorku rozdelíme na databázu žien a databázu mužov.

¹⁵Náhodný výber s opakovaním: Každé náhodne vybrané pozorovanie sa vracia naspäť do súboru, to znamená, že rozsah súboru sa nemení a každé pozorovanie má rovnakú pravdepodobnosť výberu.

všetky kvantily odvodíme odhad nepodmieneného θ -kvantilu logaritmu mzdy ako

$$Q(X_i, \beta_\theta, \theta) = \inf\left\{Q : \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J (\theta_j - \theta_{j-1}) I(x_i' \hat{\beta}_{\theta_j} \leq Q) \geq \theta\right\}, \quad (19)$$

kde $I(\cdot)$ je indikátorová funkcia. Melly (2006) ukázal, že tento odhad je konzistentný a asymptoticky normálne rozdelený. Následne odhadneme porovnávacie rozdelenie pomocou nahradenia odhadnutých parametrov rozdelenia charakteristík mužov s odhadnutými parametrami alebo s rozdelením charakteristík žien. Teraz môžeme rozdeliť rozdiel v každom kvantile nepodmieneného rozdelenia nasledovne:

$$Q(x_i^f, \beta^f, \theta) - Q(x_i^m, \beta^m, \theta) = [Q_\theta(x^f, \beta_\theta^f) - Q_\theta(x^f, \beta_\theta^m)] + [Q_\theta(x^f, \beta_\theta^m) - Q_\theta(x^m, \beta_\theta^m)]. \quad (20)$$

Prvá zátvorka na pravej strane predstavuje rozdiely vo výnosoch, ktoré muži a ženy získavajú za ich charakteristiky (porovnávacie rozdelenie) a druhá zátvorka reprezentuje vplyv odlišností vo faktoroch pracovného trhu medzi pohlaviami. Mohli by sme to prirovnať aplikácii Oaxaca–Blinder dekompozičnej techniky pozdĺž celého rozdelenia.

Detaily tejto metódy môžeme nájsť v Mellym (2006), kde je dokázaná aj numerická identita tejto metódy s metódou Machado–Mata, keď počet simulácií v Machado–Mata prístupe ide do nekonečna.

4 Popis dát a deskriptívna analýza

4.1 Dáta

Dáta použité v našej práci pochádzajú z databázy Informačného systému o cene práce (ISCP) zozbieranej a spracovanej firmou Trexima Bratislava, spol. s.r.o.. ISCP obsahuje podrobné údaje o jednotlivcoch a firmách, ktoré sú dostupné štvrťročne od roku 2000 do roku 2012. Detaily o zbieraní, spracúvaní a obsahu databázy nájdeme v Informačnom systéme o priemerných zárobkoch (2010). Pre potreby nášho výskumu sme si zvolili dáta zo 4. kvartálu 2007 a 4. kvartálu 2010, rovnako ako v bakalárskej práci [18], a pridali sme ešte najnovšie dáta – 4. kvartál 2012.

Dáta zo 4. kvartálu 2007 pokrývajú 847 483 jednotlivcov, čo zodpovedá 35,8 percenta z celkového počtu zamestnaných v Slovenskej republike v tomto roku, dáta zo 4. kvartálu 2010 obsahujú 989 952 pozorovaní, čo je rovné 50,05 percent zamestnaných v roku 2010 a údaje zo 4. kvartálu 2012 pokrývajú 1 050 052 jednotlivcov, čo predstavuje taktiež vyše 50 percent zamestnaných v roku 2012. Sústredili sme sa na zamestnancov vo veku 24 – 65 rokov, aby sme vylúčili pracujúcich študentov a dôchodcov. Databáza neobsahuje pozorovania s chýbajúcimi údajmi, živnostníkov, jednotlivcov pracujúcich v ich firmách a zamestnancov ozbrojených síl. Rovnako sme eliminovali pozorovania z posledného percentilu hodinovej mzdy a taktiež jednotlivcov, ktorý mali nižší príjem ako minimálna hodinová mzda, ktorá mala v roku 2007 hodnotu 1,547 eur, v roku 2010 to bolo 1,768 eur a v roku 2012 mala výšku taktiež 1,768 eur. Naša databáza sa týmito krokmi zmenšila na 680 263 pozorovaní v 4. kvartáli 2007, z čoho bolo 332 273 žien, 829 469 v 4. kvartáli 2010, medzi ktorými bolo 406 609 žien a 853 248 v 4. kvartáli 2012, z ktorých 420 342 tvorili ženy.

V empirickej analýze uvažujeme ako závislú premennú priemernú hodinovú mzdu. Do hodinovej mzdy sa započítava zúčtovaná mzda presne podľa Zákonníka práce v zmysle paragrafu 134 zákona č. 311/2001 v znení neskorších predpisov. Hodnotu priemernej hodinovej mzdy prepočítava pre kontrolu firma Trexima ako zúčtovanú mzdu (hrubá mzda pred odpočítaním odvodov a daní) mínus náhrady a celý rozdiel je predelený počtom odpracovaných hodín.

Ako vysvetľujúce premenné nám slúžia pohlavie, vek, najvyššie dosiahnuté vzdelanie, povolanie rozčlenené podľa klasifikačného systému KZAM–R, ktorý je odvodený

z medzinárodnej klasifikácie zamestnaní ISCO–88 (Príloha A), odvetvie rozdelené podľa kategórií SK NACE rev.2 (Príloha B), kraj, v ktorom sa firma nachádza a počet zamestnancov v podniku. Pre potreby nášho výskumu sme pridali vysvetľujúcu premennú podiel žien vo firme, ktorú sme vytvorili v rámci našej databázy ako priemerné počty žien v zahrnutých firmách. Tento podiel sa v priemere pohyboval okolo 48 percent pre všetky sledované roky. Urobili sme tak z dôvodu zvýšenia vysvetleného podielu z celkového rodového mzdového rozdielu, ktorý sme vplyvom tejto premennej zaznamenali v našej bakalárskej práci [18].

4.2 Deskriptívne výsledky

Tabuľka č. 7.3 v Prílohe C obsahuje sumárne štatistiky jednotlivých premenných použitých v našej analýze. Na základe týchto údajov popíšeme situáciu v Slovenskej republike v rokoch 2007, 2010 a 2012.

Priemerná výška hodinovej mzdy v priebehu rokov 2007 až 2012 narástla z 4,57 na 5,58 eur. Zvýšenie hodnôt priemerných hodinových príjmov sa prejavilo u žien aj u mužov. V porovnaní so Štatistickým úradom Slovenskej republiky nám vyšli pre roky 2007 a 2010 o niečo vyššie hodnoty, avšak rozdiel nebol výrazný.¹⁶

Podľa očakávaní sme najvyššiu priemernú hodinovú mzdu v roku 2007 zaznamenali u vysokoškolsky vzdelaných mužov i žien, v obchodných službách, u vedúcich a riadiacich zamestnancov, v Bratislavskom kraji a v podnikoch s najvyšším počtom zamestnancov. V roku 2010 a 2012 bola situácia rovnaká až na jednu výnimku – ženy mali vyššiu priemernú hodinovú mzdu vo verejných a nie obchodných službách.

Pokles sa prejavil v rámci priemerného rodového mzdového rozdielu. Jeho hodnota sa v roku 2007 pohybovala na úrovni 25,7 percent, do roku 2010 sa znížil na 22,68 percent a v roku 2012 sa rovnal 22,08 percent. Pre ilustráciu vývoja mzdového rozdielu a hrubej hodinovej mzdy uvádzame na obrázku č. 1 tabuľku ich hodnôt pre obdobie rokov 1999 až 2007. Štatistický úrad Slovenskej republiky uvádza pre rok 2007 takmer totožný rodový mzdový rozdiel, avšak pre rok 2010 je hodnota ich výsledku o 2 percentá vyššia¹⁷. Napriek tomu, rovnako ako v našej práci, Štatistický úrad Slovenskej republiky aj

¹⁶Pre rok 2007 bol rozdiel 0,34 eur a pre rok 2010 len 0,17 eur. Pre rok 2012 neboli výsledky dostupné. Rok 2007: <http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=13969>, prístup dňa: 10.4.2013. Rok 2010: <http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=36920>, prístup dňa: 10.4.2013.

¹⁷<http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=27711>, prístup dňa: 10.4.2013

Vývoj priemernej hrubej hodinovej mzdy mužov a žien a rodových mzdových rozdielov v SR (GPG), 1999 - 2007

ROK	Priemerná hodinová mzda v SR a jej vývoj (predchádzajúci rok = 100)				Podiel (Ž/M) x 100	GPG
	Muži		Ženy			
	Mzda	Index rastu	Mzda	Index rastu		
1999	82,20	-	63,58	-	77,34	22,66 (23)
2000	90,16	109,70	69,96	110,00	77,60	22,40 (22)
2001	97,13	107,70	74,36	106,30	76,55	23,45 (23)
2002	110,74	114,00	81,33	109,40	73,44	26,56 (27)
2003	119,07	107,50	91,62	112,70	76,95	23,05 (23)
2004	129,71	108,90	99,02	108,10	76,34	23,66 (24)
2005	139,46	107,51	105,37	106,44	75,55	24,44 (24)
2006	144,43	103,56	112,47	106,74	77,87	22,13 (22)
2007	159,22	110,24	125,0	111,14	78,51	21,49 (21)

Zdroj: ŠÚ SR (podľa metodiky EUROSTATU).

Obr. 1: Vývoj priemernej hrubej hodinovej mzdy a hodnoty rodového mzdového rozdielu (GPG) na Slovensku v rokoch 1999–2007.

Európskej únii¹⁸ zaznamenal pokles v rodovom rozdiel v príjme.

Najvyšší mzdový rozdiel sme prekvapivo zaznamenali v roku 2007 u stredoškolsky vzdelaných zamestnancov bez maturity. Očakávali sme, že rozdiel bude najvyšší u vysokoškolsky vzdelaných. Mohlo to byť spôsobené úpravou databázy, prípadne rozdelením stredného vzdelania na dve skupiny – s maturitou a bez nej. Ďalšie skupiny s najväčším rozdielom medzi príjmom mužov a žien tvorili remeselní a kvalifikovaní zamestnanci, odvetvie priemyslu, firmy v Trenčianskom kraji a podniky s 500 až 999 zamestnancami. V roku 2010 a 2012 bola situácia rovnaká, zmenila sa len v krajoch, kde sme tentokrát zaznamenali najvýraznejší rozdiel v Žilinskom kraji.

Nečakaným výsledkom bol v roku 2007 najnižší mzdový rozdiel u vysokoškolsky vzdelaných zamestnancov, ktorý by sme mohli odôvodniť podobne ako najvyšší rozdiel v príjme v rámci vzdelanostných skupín. Ostatné hodnoty najmenšieho rozdielu v zárobkoch

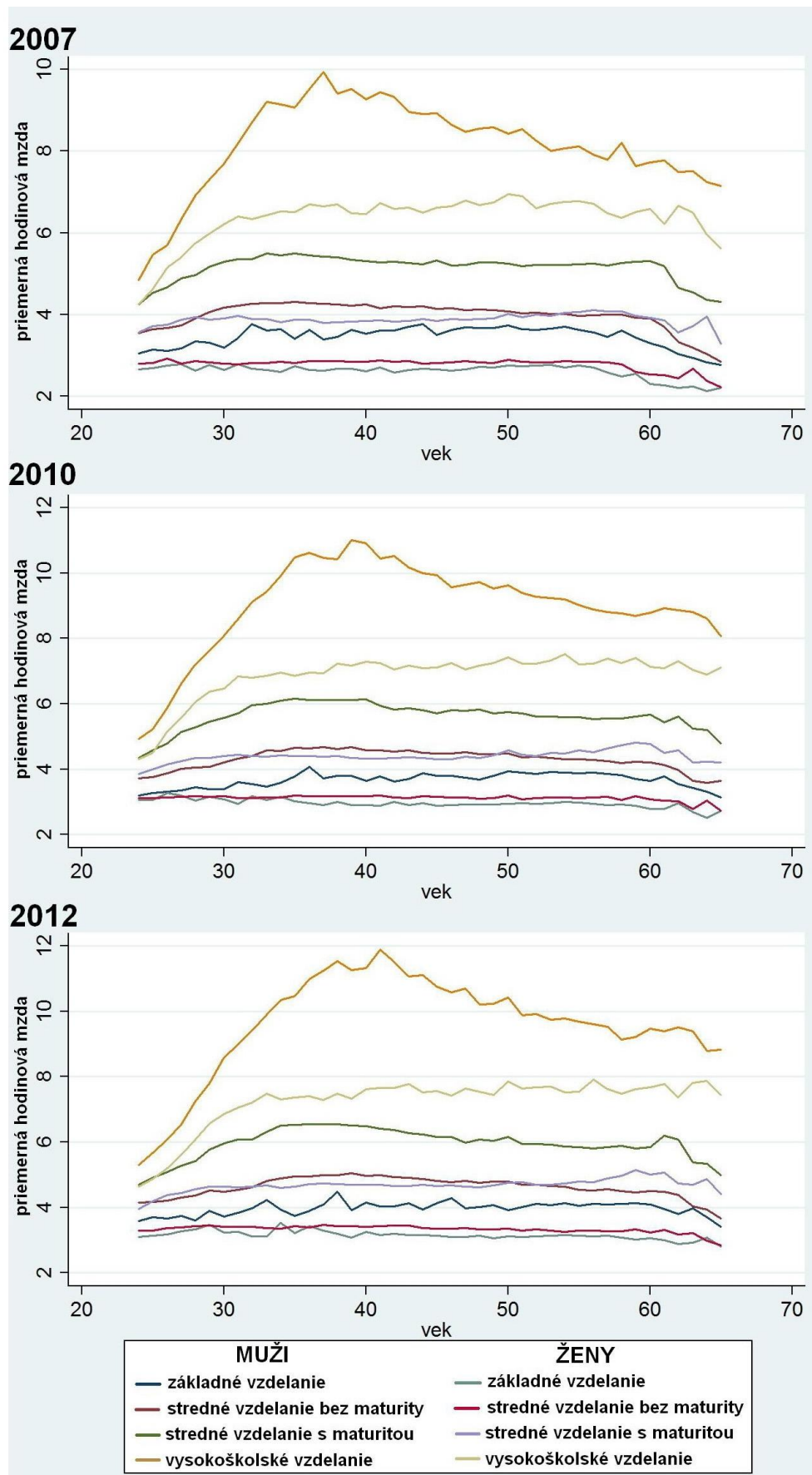
¹⁸http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/labour_market/earnings/database, prístup dňa: 10.4.2013

medzi pohlaviami sa objavili u robotníkov v poľnohospodárstve a lesníctve, vo verejných službách, v Banskobystrickom kraji a v podnikoch s najmenej zamestnancami – do 50. V roku 2010 a 2012 bola situácia rovnaká s výnimkou zmeny v prípade vzdelania, kedy sme zaznamenali najnižší mzdový rozdiel pri základnom vzdelaní.

Na Slovensku neplatí, že ženy a muži s rovnakým vzdelaním majú totožný príjem. Je to viditeľné na obrázku č. 2, ktorý zobrazuje vývoj priemernej hodinovej mzdy mužov a žien v jednotlivých vzdelanostných kategóriách podľa veku. Môžeme si všimnúť, že ženy so stredným vzdelaním bez maturity mali nižší priemerný hodinový príjem ako muži so základným vzdelaním. Tento rozdiel sa v priebehu rokov 2007 až 2012 len mierne znížil. Podobnú priemernú hodinovú mzdu mali aj ženy s úplným stredným vzdelaním a muži so stredným vzdelaním bez maturity, kde dokonca vo veku 32 až 50 rokov mali muži vyšší hodinový príjem. Na obrázku č. 2 je viditeľný výrazný rozdiel v príjme medzi mužmi a ženami s úplným stredným vzdelaním a tiež s vysokoškolským vzdelaním, kde je rozdiel najvyšší vo veku 32 až 42 rokov vo všetkých sledovaných rokoch. Celkove teda môžeme povedať, že ženy zarábajú menej ako muži v každom veku a v každej vzdelanostnej kategórii. Rovnaký záver dosiahli aj autori dokumentu pre Svetovú banku [8], ktorí skúmali situáciu na Slovensku pre roky 1999 a 2003, čo najznačuje, že sa jedná o dlhodobý problém.

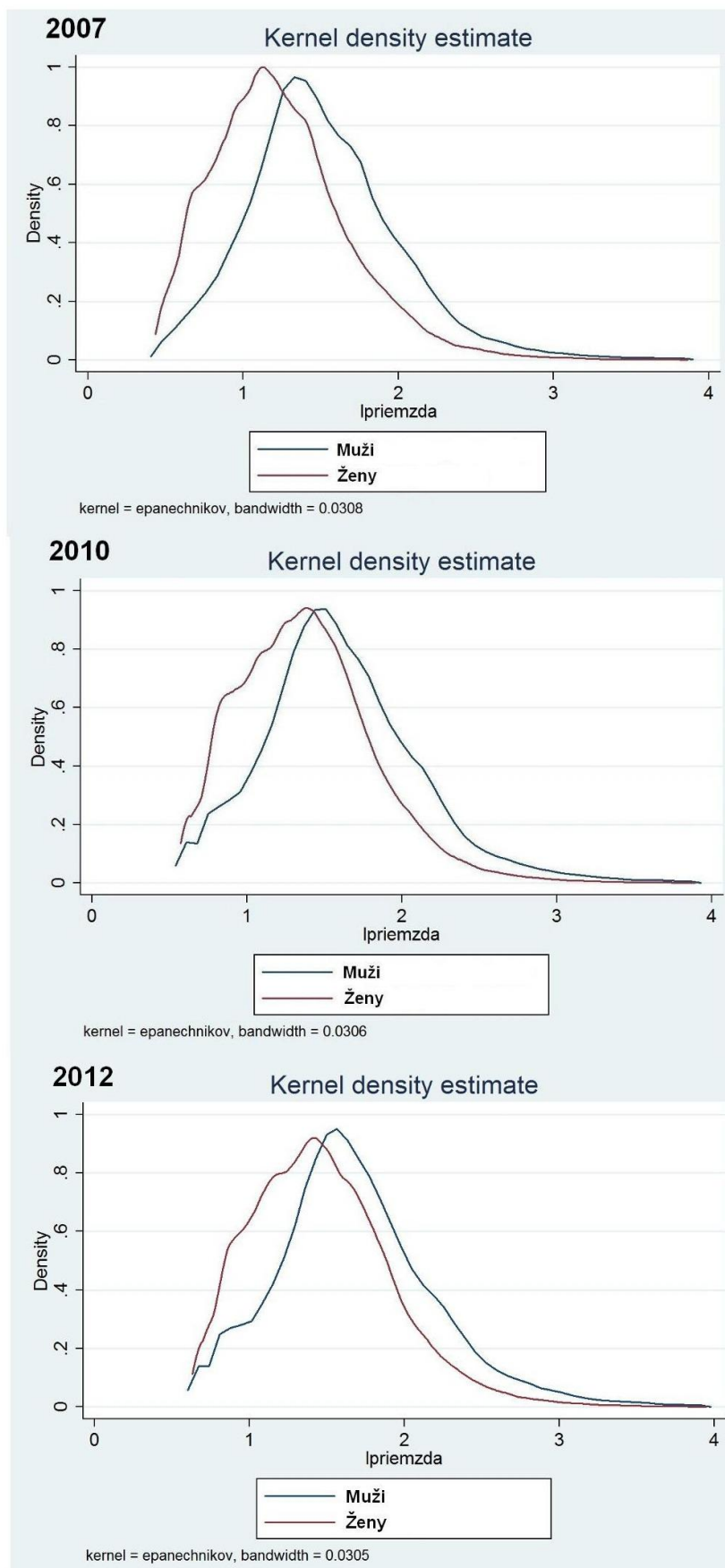
Tvar jednotlivých kriviek na obrázku č. 2 nadobúda s rastúcim vzdelaním konkávny tvar. Je to z toho dôvodu, že mladí ľudia po vysokej škole majú nástupné mzdy nižšie, avšak postupným získavaním skúseností a zdokonaľovaním svojich schopností sa im zvyšuje príjem. Vo vyššom (preddôchodkovom) veku sa tento príjem opäť znižuje, pretože zamestnanci môžu odísť do predčasného dôchodku, prípadne stratiť zamestnanie, alebo ich môžu na ich pozícii nahradiť mladší zamestnanci. Najvýraznejší konkávny charakter má krivka pre vysokoškolské vzdelanie mužov. Zároveň si môžeme všimnúť, že jednotlivci s najnižším, základným, vzdelaním majú priebeh vekovo–zárobkovej funkcie skôr lineárny.

Graf hustoty rozdelenia logaritmu mzdy mužov a žien na obrázku č. 3 naznačuje existenciu rodového rozdielu v príjme. Z obrázku si môžeme všimnúť, že tento rozdiel v priebehu rokov klesol. Hustoty rozdelení majú v prípade mužov veľmi podobný vzhľad, zatiaľ čo u žien sú najpríbuznejšie pre roky 2010 a 2012. Zároveň môžeme povedať, že funkcie hustôt sú vyšikmené smerom k začiatku rozdelenia, čo nám naznačuje, že



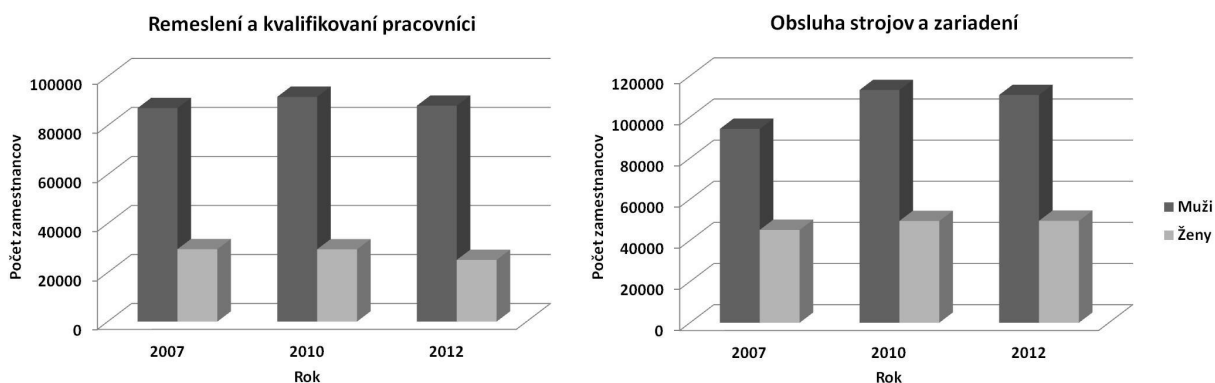
Zdroj: Autorkine výpočty

Obr. 2: Graf vplyvu vzdelania na výšku mzdy pre mužov a ženy v roku 2007, 2010 a 2012.



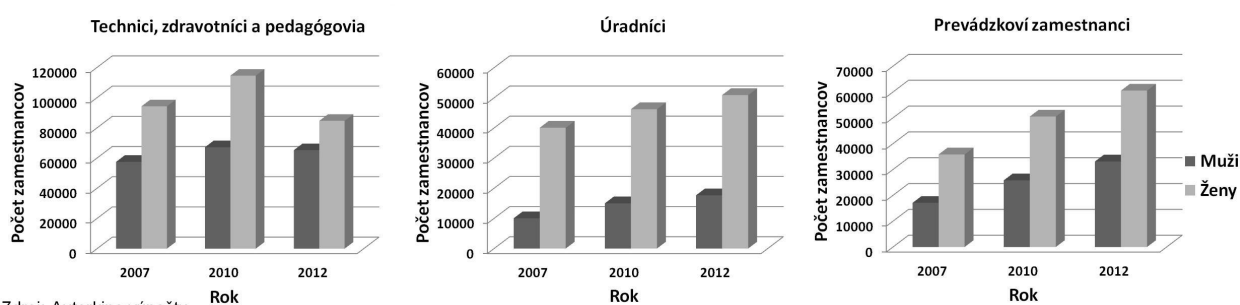
Zdroj: Autorkine výpočty

Obr. 3: Graf rozdelenia hustoty logaritmu hodinových miezd v roku 2007, 2010 a 2012.



Zdroj: Autorkine výpočty

Obr. 4: Graf rodovej segregácie – mužské zamestnania.



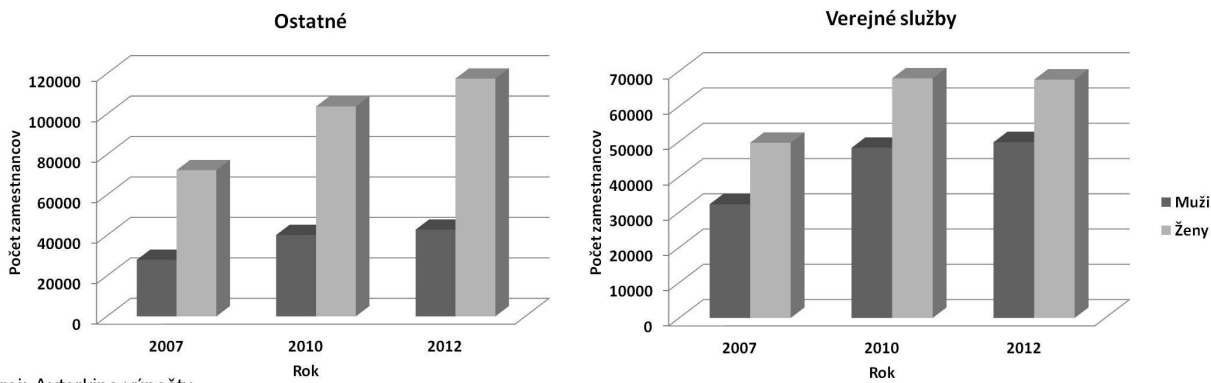
Zdroj: Autorkine výpočty

Obr. 5: Graf rodovej segregácie – ženské zamestnania.

väčšina mužov aj žien má priemernú hodinovú mzdu z intervalu 2,7 až 5,5 eur.¹⁹ Vrcholy jednotlivých hustôt sa v priebehu rokov posunuli smerom vpravo, čo súhlasí s nárastom priemernej hodinovej mzdy od roku 2007 do roku 2012.

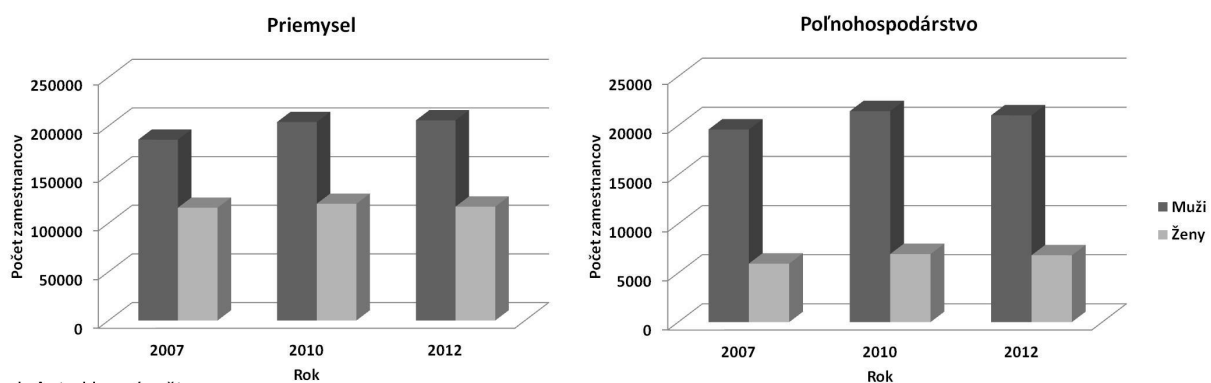
Vzhľadom na to, že sa zaoberáme rodovou segregáciou, tak si pri podrobnejšom pohľade na štruktúru našej databázy môžeme všimnúť isté zákonitosti, ktoré zobrazujeme na obrázkoch č. 4 až 8. Niektoré zamestnania, či odvetvia sú v Slovenskej republike naozaj "ženské" alebo "mužské". Napríklad v triede zamestnancov, do ktorej patria technici, zdravotníci a pedagógovia tvorili ženy 62 až 63 percent zamestnancov v rokoch 2007 a 2010 a v roku 2012 tento podiel mierne klesol na 56,5 percent. Rovnako v triede úradníkov je vysoký podiel žien, ktorý však v priebehu rokov 2007 až 2012 klesol z 80 na 74 percent. Viac ženským ako mužským povoláním sú aj prevádzkoví zamestnanci v službách a obchode, kde podiel žien tvorí 65 až 68 percent. Naopak "mužskou" triedou zamestnaní sú remeselní a kvalifikovaní zamestnanci, kde podiel mužov v priebehu rokov narástol zo 75 na 78 percent. Ďalšou takouto skupinou je obsluha strojov a zariadení, v

¹⁹Logaritmus priemernej hodinovej mzdy je z intervalu 1 až 1,7.



Zdroj: Autorkine výpočty

Obr. 6: Graf rodovej segregácie – ženské odvetvia.



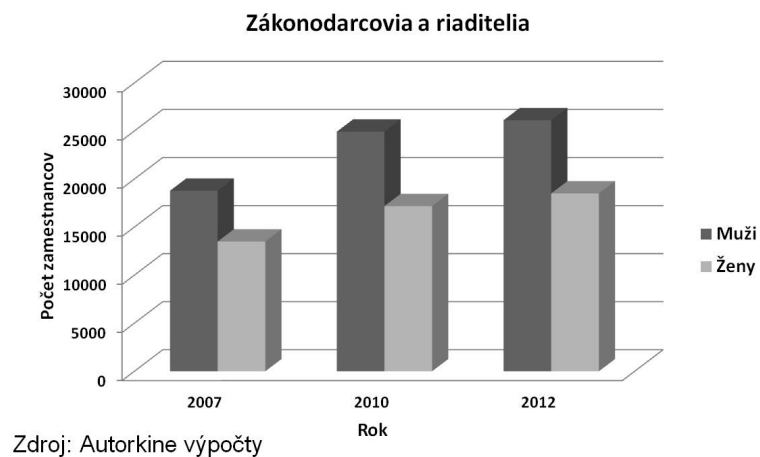
Zdroj: Autorkine výpočty

Obr. 7: Graf rodovej segregácie – mužské odvetvia.

ktorej z celkového počtu zamestnancov tvoria muži 68 až 70 percent.

Ak sa na situáciu ohľadom rodovej segregácie pozrieme v prípade odvetví, tak zároveň uvidíme prepojenie s podielmi mužov a žien vo vyššie uvedených zamestnaniach. V rámci vzdelávania, zdravotníctva, sociálnej pomoci, umenia, zábavy a rekreácie tvoria ženy 72 až 73 percent. Taktiež verejné služby sú odvetvie s prevahou žien, ktorých podiel v priebehu rokov 2007 až 2012 klesol zo 61 na 58 percent. Na druhej strane priemysel je viac mužským odvetvím. Z celkového počtu zamestnancov tvoria muži 62 až 64 percent. Rovnako sme očakávali, že aj v poľnohospodárstve pracuje viac mužov ako žien. Ich podiel bol 76 až 77 percent v priebehu rokov 2007 až 2012.

Vplyvom rodovej segregácie sú ženy zamestnávajú najmä v tzv. "ženských" povolaniach, napríklad ako administratívne pracovníčky. Dochádza tak k efektu skleneného stropu, čiže zamedzeniu dosiahnuť vyššie pozície s lepším príjmom, ktoré sú prevažne obsadené mužmi. V rámci našej vzorky máme triedu zamestnaní, do ktorej patria zákonodarcovia, vedúci a riadici zamestnanci, v ktorej tvoria muži 58 až 59 percent. Z toho vyplýva, že



Obr. 8: Graf skleného stropu.

v Slovenskej republike stále prevláda vyšší počet mužov na vedúcich pozíciách.

5 Empirické výsledky

5.1 Špecifikácia modelu

V bakalárskej práci [18] sme skúmali vplyv pohlavia a ostatných individuálnych a firemných charakteristík na podmienenú strednú hodnotu logaritmu mzdy prostredníctvom klasickej metódy najmenších štvorcov. Ako model sme použili upravenú Mincerovu rovnicu

$$\ln(w_i) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i, \quad (21)$$

kde $\ln(w_i)$ predstavuje logaritmus priemernej hodinovej mzdy i -teho zamestnanca, β_k je k -ty parameter, x_{ik} označuje k -tu vysvetľujúcu premennú i -teho zamestnanca a ε_i je náhodná chyba. Ako vysvetľujúce premenné v našom modeli sme si zvolili pohlavie, najvyššie dosiahnuté vzdelanie, vek, vek² a druh zamestnania jednotlivcov a región, odvetvie, vlastníctvo firmy a počet zamestancov. Všetky premenné okrem veku a veku² mali formu dummy premenných.

V tejto práci budeme analyzovať vplyv jednotlivých premenných v rôznych kvantiloch príjmového rozdelenia prostredníctvom kvantilovej regresie. Ak by bol náš model naozaj lokačným modelom, v zmysle, že zmeny vo vysvetľujúcich premenných spôsobujú len zmeny v umiestnení rozdelenia mzdy a nie v tvare rozdelenia, potom by boli všetky koeficienty sklonu rovnaké pre všetky kvantily $\theta \in (0, 1)$.

Kvantilový regresný model má tvar:

$$\begin{aligned} \ln(w_i) &= x_i' \beta_\theta + u_{\theta_i} \\ x_i' \beta_\theta &= Q_\theta(\ln w_i | x_i) \end{aligned} \quad (22)$$

kde X_i je vektor vysvetľujúcich premenných, β_θ je vektor parametrov a $Q_\theta(\ln w_i | x_i)$ je podmienený θ -kvantil logaritmu mzdy daný X , s $0 < \theta < 1$. Kvantilovú regresiu použijeme na odhad upravenej Mincerovej rovnice (21), pričom vysvetľujúce premenné ponecháme rovnaké. Vynecháme len premennú vlastníctvo firmy, pretože sa ukázalo, že bez tejto premennej model lepšie popisuje naše dáta.

Významnú úlohu pri modelovaní mzdy zohrávajú skúsenosti. Vzhľadom na to, že naša databáza neobsahuje informácie o skúsenostiach priamo, museli sme si zvoliť alternatívne možnosti. V literatúre je často využívaná premenná vek mínus šesť mínus počet rokov štúdia, poprípade vek umocnený na druhú a na tretiu. Rozhodli sme sa použiť druhú

možnosť, kedy vysvetľujúce premenné vek a vek² aproximujú skúsenosti. Umožní nám to preskúmať, či má naozaj vekovo–zárobová funkcia konkávny tvar. Ak bude koeficient pri skúsenostiach záporný, tak sa nám tento predpoklad potvrdí.

Zároveň chceme v našej práci podrobne preskúmať ako sa rozdiel v príjme mužov a žien, a teda platové znevýhodnenie žien, mení pozdĺž mzdového rozdelenia. Na tento účel sme si zvolili Mellyho dekompozičnú techniku.

Pre porovnanie odhadneme náš model aj pomocou metódy najmenších štvorcov a prostredníctvom Oaxaca–Blinder dekompozície, pretože skúmame, či sa vplyv jednotlivých faktorov naozaj mení pozdĺž mzdového rozdelenia.

5.2 Regresná analýza

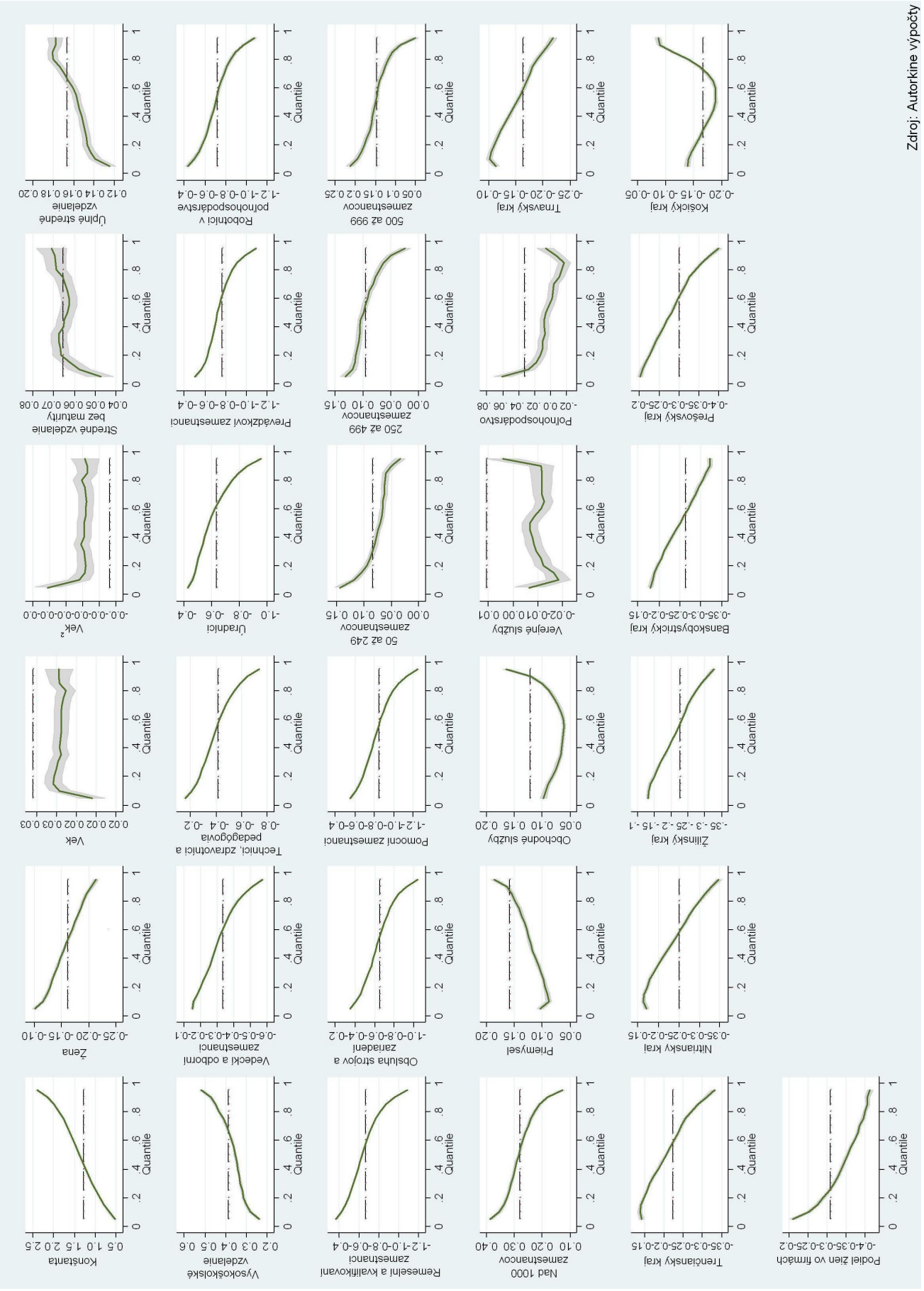
5.2.1 Výsledky regresíí

V tejto časti popíšeme vplyv jednotlivých individuálnych a firemných charakteristík na výšku priemernej hodinovej mzdy, ktorý sme odhadli pomocou kvantilovej regresie pre roky 2007, 2010 a 2012. Tieto odhady sme vypočítali prostredníctvom príkazu *qreg* v štatistickom softvéri Stata. Zároveň porovnáme vývoj týchto výnosov s odhadom pomocou metódy najmenších štvorcov, ktorá nám poskytuje len priemerný efekt.

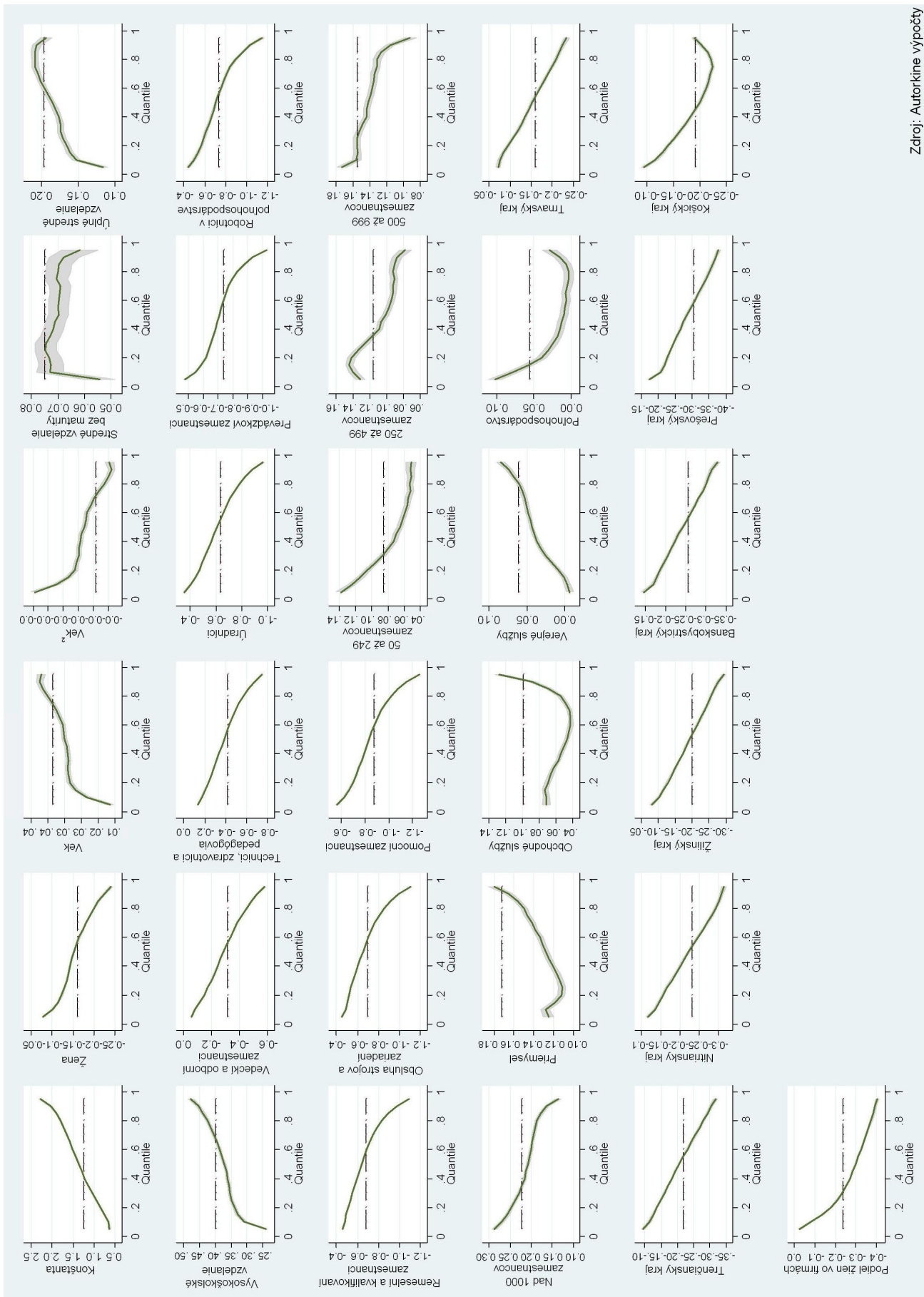
Na obrázkoch č. 9, 10 a 11 a v Prílohe D na tabuľkách č. 3 až 8 môžeme vidieť výsledky odhadov pomocou kvantilovej regresie a metódy najmenších štvorcov pre roky 2007, 2010 a 2012. Pre každú z vysvetľujúcich premenných sme vykreslili odhady koeficientov pre jednotlivé θ –kvantily, kde θ patrila do intervalu $(0, 1)$. Každý graf má vertikálnu os s vplyvmi jednotlivých premenných na výšku logaritmu hodinovej mzdy a horizontálnu os so stupnicou pre θ –kvantily od 0.01 po 0.99. Sivá plocha okolo odhadnutej krivky predstavuje 95–percentný interval spoľahlivosti. Bodkočiarkovaná čiara označuje odhad koeficientov metódou najmenších štvorcov.

V každom kvantile sa môžeme spýtať, aký vplyv má jednotlivá vysvetľujúca premenná na výšku logaritmu hodinovej mzdy. Vzhľadom na to, že sa v našej práci zaujímate najmä o rodový mzdový rozdiel a vplyv individuálnych charakteristík, tak podrobnejšie popíšeme efekt pohlavia, veku, vzdelania a zamestnania.

V priebehu rozdelenia sa prehlbuje rozdiel medzi príjmami mužov a žien. V roku 2007 mali ženy v 10. kvantile o 12,3 percent nižší príjem ako muži. V 90. kvantile mal rozdiel takmer dvojnásobnú hodnotu. Každých 10 kvantilov sa tento rozdiel zvýšil o 1,1

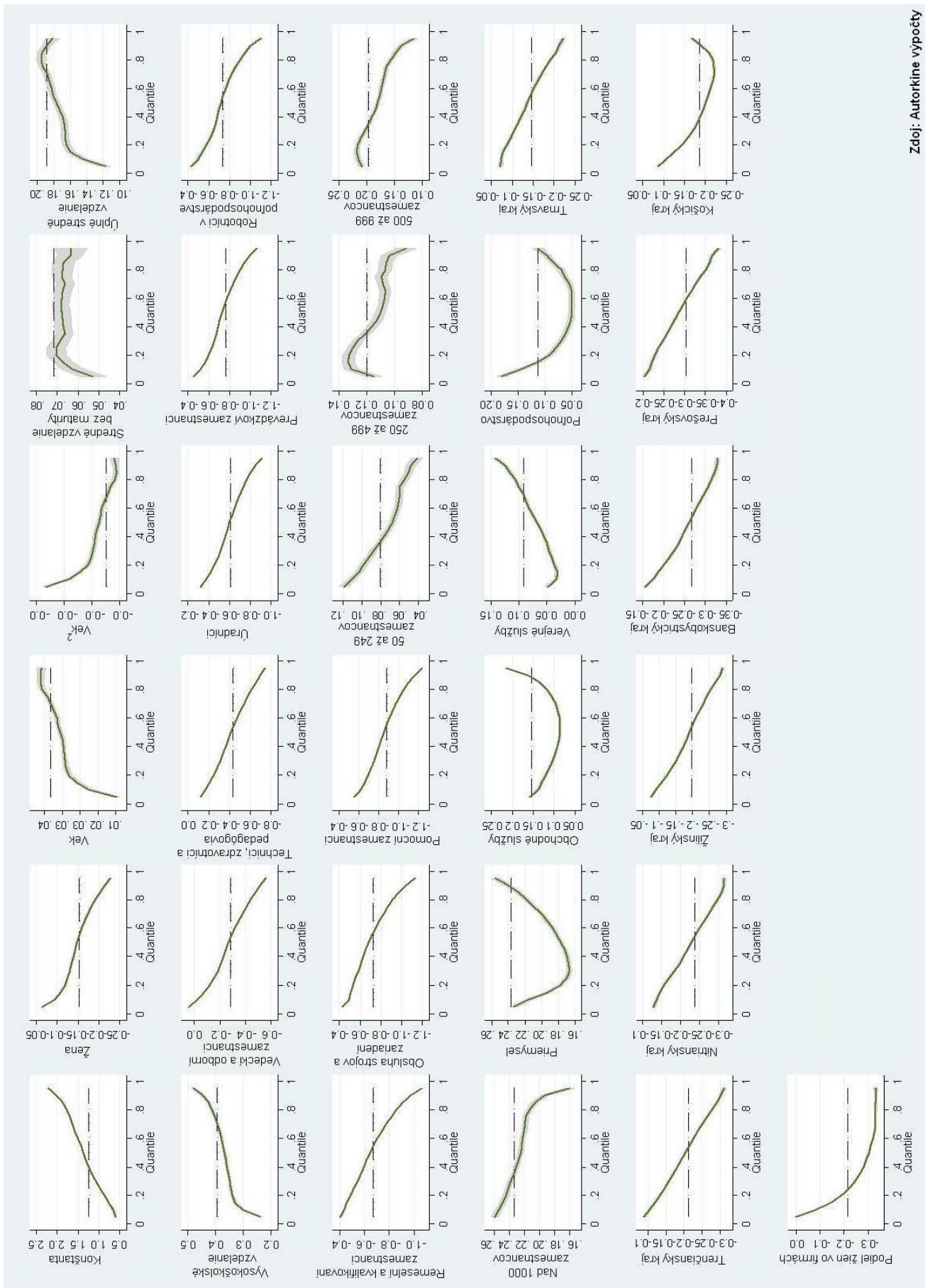


Obr. 9: Graf odhadov kvantilovej regrese a metódy najmenších štvorcov pre rok 2007.



Zdroj: Autorkine výpočty

Obr. 10: Graf odhadov kvantilovej regresie a metódy najmenších štvorcov pre rok 2010.



Zdroj: Autorkine výpočty

Obr. 11: Graf odhadov kvantilovej regresie a metódy najmenších štvorcov pre rok 2012.

až 1,9 percenta. V roku 2010 mal vývoj mzdového rozdielu strmší priebeh. V 10. kvantile mal hodnotu 10,6 percent, no v 90. kvantile až okolo 25 percent, čo je dokopy takmer o 4 percentá vyšší rozdiel medzi 10. a 90. kvantilom oproti roku 2007. Aj rozdiel medzi každým desiatym kvantilom bol vyšší a mal rozsah od 0,9 do 3 percent, pričom najvyšší bol medzi prvými a poslednými desiatkami kvantilov. V roku 2012 mal rodový mzdový rozdiel podobný priebeh ako v roku 2010, avšak o niečo nižšie hodnoty. V 10. kvantile sa rovnal 9,75 percentám a v 90. kvantile mal hodnotu 23,7 percent. O podobnosti sklonu svedčí aj takmer rovnaký rozdiel medzi každým desiatym kvantilom rozdelenia. Pri pohľade na odhad metódou najmenších štvorcov si môžeme všimnúť, že sa pretína s kvantilovou funkciou odhadu približne okolo 50. kvantilu. To znamená, že rovnako ako to bolo ukázané vo viacerých prácach, tak metóda najmenších štvorcov aj v tomto prípade nadhodnocuje mzdový rozdiel v spodnej časti rozdelenia a podhodnocuje vo vrchnej časti.

Pri odhade metódou najmenších štvorcov sme zistili, že s každým ďalším rokom života stúpala priemerná hodinová mzda o 0,28 percent v roku 2007, o 0,34 percent v roku 2010 a o 0,33 percent v roku 2012. Pri pohľade na obrázky č. 9, 10 a 11 však vidíme, že vplyv veku síce nebol vysoký, avšak nemôžeme ho považovať za konštantný. V roku 2007 mal najvyšší vplyv približne okolo 28. roku života, kedy prinášal najvyšší nárast v mzde – okolo 0,26 percent a v ďalšom priebehu rozdelenia mal takmer konštantný vplyv. V roku 2010 do 32. roku efekt veku výrazne stúpol a mal hodnotu 0,28 percent a potom ďalej rástol až do konca rozdelenia, kedy v 90. kvantile dosiahol hodnotu 0,37 percent. Rovnaký vývoj sme zaznamenali aj v roku 2012. Vo všetkých rokoch bol koeficient pre premennú vek² záporný, čo súhlasí s konkávnym priebehom vekovo–zárobkovej funkcie (pozri obrázok č. 2).

Efekt vzdelania je taktiež signifikantný. Zamestnanec so stredným vzdelaním bez maturity mal v roku 2007 približne o 6 až 7 percent vyšší príjem ako keby mal iba základné vzdelanie. Tento rozdiel na začiatku rozdelenia vzrástol a potom sa len mierne menil pozdĺž mzdového rozdelenia. V roku 2010 sa rozdiel zvýšil približne na 7,7 percenta, taktiež najprv prudko vzrástol a potom od 30. kvantilu začal postupne mierne klesať. Výnos zo stredného vzdelania bez maturity v roku 2012 mierne klesol na 6,5 až 7,3 percent. Po prudkom náraste nasledoval takmer lineárny priebeh výnosu od 35. kvantilu takmer do konca rozdelenia. Pri úplnom strednom a vysokoškolskom vzdelaní si môžeme všimnúť, že vplyv vzdelania v priebehu rozdelenia rástol. Na začiatku rozdelenia rýchlejšie a potom pomalšie. Avšak v oboch prípadoch bola rozdielna rýchlosť rastu aj veľkosť

rozdielu oproti základnému vzdelaniu. Jednotlivci s úplným stredným vzdelaním mali v roku 2007 medzi 10. kvantilom a 90. kvantilom rozdiel v náraste hodinovej mzdy oproti základnému vzdelaniu 4,7 percent. V roku 2010 bol sklon o niečo strmší a rozdiel mal hodnotu 6,5 percent. V roku 2012 rýchlosť rastu mierne poklesla a rozdiel medzi 10. a 90. kvantilom mal hodnotu 6,15 percent. Výnos z vysokoškolského vzdelania oproti základnému mal v roku 2007 v 10. kvantile hodnotu 32 percent a do 90. kvantilu narástol tento výnos takmer dvojnásobne. V roku 2010 bol sklon miernejší a výnos mal v 10. kvantile hodnotu 36,1 percent a v 90. kvantile až 57,3 percent. V roku 2012 mal výnos podobný sklon ako v roku 2010, len hodnota v 10. a 90. kvantile poklesla približne o 1 percento. Vo všetkých troch prípadoch taktiež odhady metódou najmenších štvorcov vo viac než polovici rozdelenia nadhodnocovali výnosy zo vzdelania.

Vývoj vplyvu zamestnania mal oproti referenčnej kategórii, zákonodarným a riadiacim zamestnancom, podobný tvar vo všetkých ostatných kategóriách zamestnaní v rokoch 2007, 2010 aj 2012, líšil sa len v hodnotách odhadnutých koeficientov. Negatívny rozdiel sa výrazne prehĺbil pozdĺž rozdelenia až natoľko, že vo väčšine kategórií zamestnaní bol v 90. kvantile rozdiel v hodinovom príjme oproti zákonodarným a riadiacim zamestnancom približne 90 až 180 percent. Rozdiel vo vplyvoch zamestnania medzi 10. a 90. kvantilom rástol postupne s jednotlivými kategóriami. Najmenší bol pre vedeckých a odborných zamestnancov, naopak najvyšší bol pre pomocných a nekvalifikovaných zamestnancov. Rovnako aj v prípade zamestnaní sa potvrdilo, že metóda najmenších štvorcov nadhodnocovala rozdiel v spodnej časti rozdelenia a podhodnocovala vo vrchnej časti.

V prípade firemných charakteristík sa zaoberáme počtom zamestnancov, krajom, v ktorom sa firma nachádza, odvetvím, ktorému sa venuje a podielom žien v jednotlivých firmách. Všetky skupiny veľkostí podnikov mali v roku 2007 voči referenčnej kategórii, do 49 zamestnancov, podobný priebeh efektov. V rokoch 2010 a 2012 sa zachoval podobný sklon, ale tvar sa v jednotlivých skupinách odlišoval. Rovnaký charakter mal aj vývoj výnosov jednotlivých krajov oproti Bratislavskému kraju v rokoch 2007, 2010 aj 2012. Výnimkou bol v tomto prípade len Košický kraj, kde rozdiel v hodinovom príjme rástol približne do 50. kvantilu a potom opäť klesal až do konca rozdelenia. V roku 2010 a 2012 sa zmena sklonu posunula na takmer 80. kvantil. Najrozličnejší vývoj výnosov sme zaznamenali v jednotlivých kategóriách odvetví pre všetky sledované roky. Oproti skupine ostané, do ktorej patrí vzdelávanie, zdravotníctvo a sociálna pomoc, umenie, zábava a

rekreácia, mal najbližšie k lineárnemu vývoju v roku 2007 výnos v prípade priemyslu a v rokoch 2010 a 2012 to bolo u verejných služieb. V týchto kategóriách výnos postupne rástol v priebehu rozdelenia. V roku 2007 mal efekt obchodných služieb konvexný charakter, v prípade poľnohospodárstva mal klesajúci priebeh a vo verejných službách sa rozdiel v priemernom hodinovom príjme oproti skupine ostatné v priebehu rozdelenia neustále menil. V rokoch 2010 a 2012 konvexný charakter výnosov nadobudli poľnohospodárstvo, obchodné služby a na začiatku rozdelenia aj priemysel. V roku 2010 začali v prípade poľnohospodárstva výnosy stúpať až od 80. kvantilu, no výnos z obchodných služieb mal rastúci charakter už od 60. kvantilu. V roku 2012 začal stúpajúci trend od 60. kvantilu v obchodných službách aj v poľnohospodárstve. Podiel žien vo firmách mal vo všetkých troch rokoch negatívny vplyv na výšku hodinovej mzdy. Čím bol podiel vyšší, tým bol hodinový príjem nižší oproti zamestnancom vo firmách s vyšším podielom mužov.

Pre každý zo sledovaných rokov sa potvrdilo, že rodový mzdový rozdiel sa v priebehu rozdelenia prehĺbuje, s rastúcim vzdelaním stúpajú aj výnosy zo vzdelania a zvyšujúci sa podiel žien vo firmách negatívne ovplyvňuje ich príjem. Pri firemných aj individuálnych charakteristikách sa potvrdil predpoklad, že metóda najmenších štvorcov na jednej časti rozdelenia odhady podhodnocuje, v druhej nadhodnocuje. Zároveň si môžeme všimnúť, že odhady pre jednotlivé vysvetľujúce premenné mali pre roky 2010 a 2012 podobný priebeh, ktorý sa v niektorých prípadoch výraznejšie odlišoval od výsledkov pre rok 2007.

5.2.2 Výsledky dekompozícií

V tejto časti popíšeme výsledky dekompozícií, ktoré sme vypočítali pomocou Mellyho metódy pre jednotlivé roky. Na výpočet sme použili príkaz *rqdeco* v štatistickom softvéri Stata. V tabuľke č. 1 uvádzame pre roky 2007, 2010 a 2012 odhadnuté hodnoty hrubého rozdielu v hodinovom príjme, podiel vysvetlenej a nevysvetlenej časti z rozdielu a taktiež percentuálne hodnoty podielu, ktorý vieme vysvetliť pomocou individuálnych a firemných charakteristik, a podielu, ktorý pomocou nich nedokážeme vysvetliť a označujeme ho ako diskrimináciu. Zároveň pre porovnanie v tabuľke č. 1 nájdeme aj odhad rodového rozdielu v príjme pomocou dekompozičnej techniky Oaxaca–Blinder.

Dekompozície sme počítali na desaťpercentnej náhodnej vzorke kvôli extrémnej časovej

náročnosti výpočtov. Dĺžka výpočtu sa so zväčšovaním vzorky predlžovala exponenciálne. Výbery sme vytvorili z našej databázy náhodným výberom bez opakovania, takže reprezentatívnosť vzorky sa zachovala.²⁰ Použili sme na to príkaz *sample 10*. Výsledky dekompozícií uvádzame pre každý desiaty kvantil počnúc desiatym a končiac deväťdesiatym kvantilom.

Obrázok č. 12 zobrazuje vývoj hrubého rodového mzdového rozdielu spolu s vývojom vysvetlenej a nevysvetlenej časti pre roky 2007, 2010 a 2012, ktorý sme odhadli pomocou Oaxaca–Blinder a Mellyho dekompozičných techník.

Z tohoto obrázku si môžeme všimnúť, že vývoj rodového mzdového rozdielu sa v priebehu rokov menil. Spoločnou vlastnosťou výsledkov je, že v každom roku mal vývoj rodového mzdového rozdielu podobný priebeh ako podiel nevysvetlenej časti z celkového rozdielu, ale vývoj vysvetlenej časti z rozdielu bol v každom roku odlišný. V roku 2007 mal klesajúci priebeh, v roku 2010 naopak rastúci a v roku 2012 bol takmer konštantný až na začiatok a koniec rozdelenia.

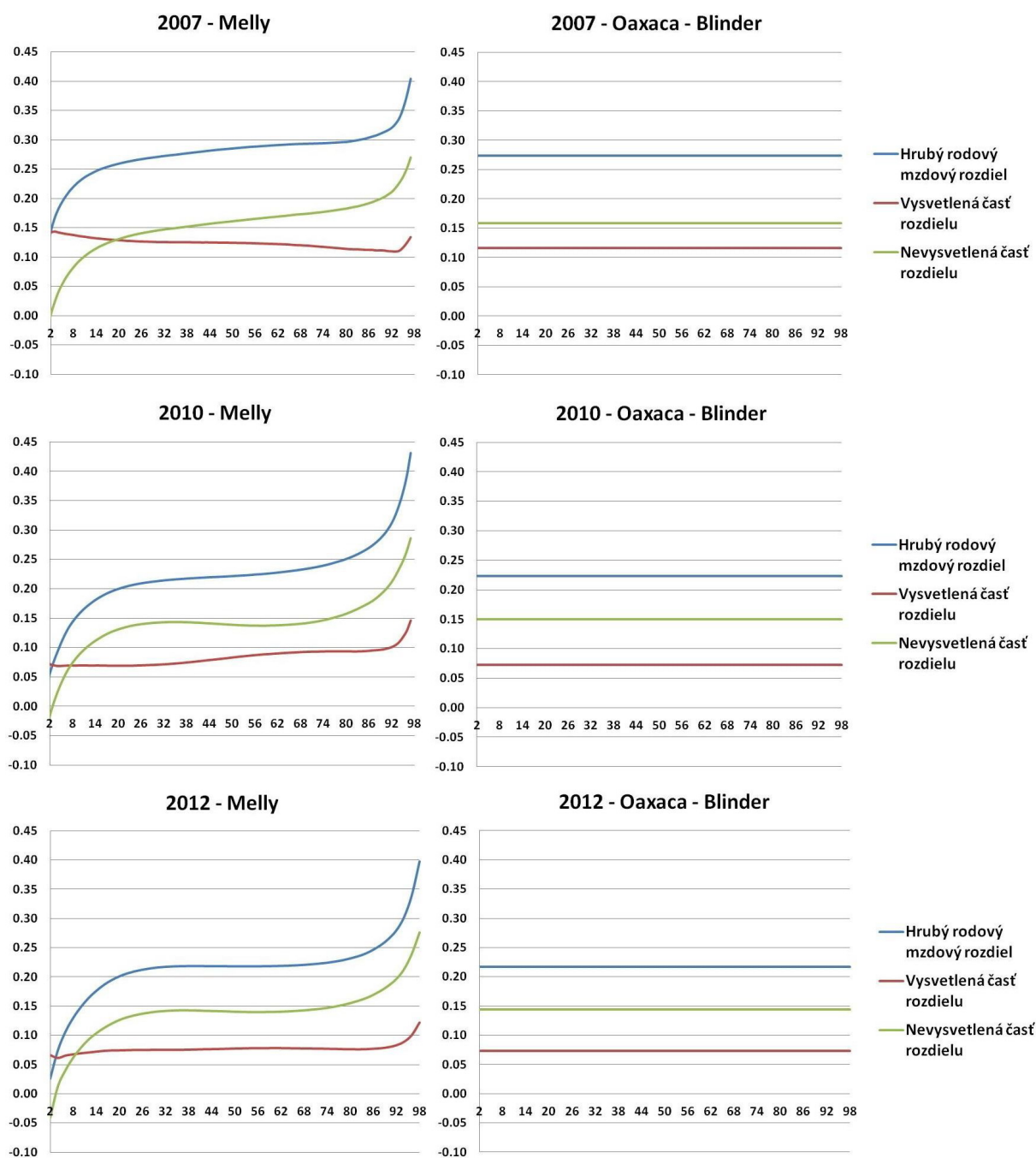
V roku 2007 sme odhadli rodový mzdový rozdiel pomocou Oaxaca–Blinder dekompozície na 27,4 percent. Podobnú hodnotu sme prostredníctvom Mellyho metódy dosiahli v 35. kvantile. Mediánový odhad (50. kvantil) bol o 1 percento vyšší ako výsledok Oaxaca–Blinder techniky. V danom roku hrubý rozdiel medzi priemernými hodinovými príjmami mužov a žien vzrástol z 22,68 percent v 10. kvantile až na 31,05 percent v 90. kvantile. Podiel vysvetlenej časti z celkového rozdielu mal klesajúci priebeh, ale na vrchnom konci rozdelenia okolo 95. kvantilu začal opäť rásť. Pomocou individuálnych a firemných charakteristík sme vedeli vysvetliť 36 až 60 percent celkového rozdielu, pričom v prípade Oaxaca–Blinder dekompozície to bolo 42,4 percent. Ak na obrázku č. 12 porovnáme vývoj jednotlivých podielov medzi Mellyho a Oaxaca–Blinder dekompozíciou, tak si môžeme všimnúť, že podobné hodnoty nadobúda vysvetlený podiel oboch metód pri konci rozdelenia a nevysvetlený podiel okolo 44. kvantilu. Z toho vyplýva, že pre podrobnejší prieskum vývoja mzdového rozdelenia a jeho vlastností nie je Oaxaca–Blinder dekompozícia postačujúcim prostriedkom.

V roku 2010 sme zaznamenali výrazný pokles rodového mzdového rozdielu v každom kvantile a to približne o 2,5 až 7,5 percent. V prípade Oaxaca–Blinder dekom-

²⁰Náhodný výber bez opakovania – pozorovania sú vyberané náhodne, takže každé pozorovanie má rovnakú pravdepodobnosť výberu, pričom vybrané pozorovanie sa nevracia naspäť, to znamená, že môže byť vybrané len jedenkrát.

Tabuľka 1: Výsledky Oaxaca–Blinder a Mellyho dekompozície pre rok 2007, 2010 a 2012.

	2007	2010	2012
Oaxaca - Blinder dekompozícia	Efekt	Efekt	Efekt
Hrubý rodový mzdový rozdiel	0.2740	0.2230	0.2170
Vysvetlená časť rozdielu	0.1160	0.0730	0.0730
Nevysvetlená časť rozdielu	0.1580	0.1500	0.1440
Vysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	42.4000	32.6000	33.6000
Nevysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	57.6000	67.4000	66.4000
Mellyho dekompozícia			
10. kvantil			
Hrubý rodový mzdový rozdiel	0.2268	0.1519	0.1484
Vysvetlená časť rozdielu	0.1364	0.0692	0.0697
Nevysvetlená časť rozdielu	0.0903	0.0826	0.0788
Vysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	60.1411	45.5563	46.9330
Nevysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	39.8589	54.4437	53.0670
20. kvantil			
Hrubý rodový mzdový rozdiel	0.2578	0.1973	0.2009
Vysvetlená časť rozdielu	0.1291	0.0689	0.0747
Nevysvetlená časť rozdielu	0.1288	0.1284	0.1262
Vysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	50.0776	34.9214	37.1673
Nevysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	49.9224	65.0786	62.8327
30. kvantil			
Hrubý rodový mzdový rozdiel	0.2700	0.2119	0.2161
Vysvetlená časť rozdielu	0.1257	0.0702	0.0754
Nevysvetlená časť rozdielu	0.1442	0.1417	0.1407
Vysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	46.5556	33.1288	34.9024
Nevysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	53.4444	66.8712	65.0976
40. kvantil			
Hrubý rodový mzdový rozdiel	0.2779	0.2177	0.2184
Vysvetlená časť rozdielu	0.1251	0.0750	0.0761
Nevysvetlená časť rozdielu	0.1528	0.1426	0.1423
Vysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	45.0162	34.4511	34.8467
Nevysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	54.9838	65.5489	65.1533
50. kvantil			
Hrubý rodový mzdový rozdiel	0.2847	0.2210	0.2179
Vysvetlená časť rozdielu	0.1243	0.0821	0.0777
Nevysvetlená časť rozdielu	0.1604	0.1389	0.1402
Vysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	43.6600	37.1493	35.6497
Nevysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	56.3400	62.8507	64.3503
60. kvantil			
Hrubý rodový mzdový rozdiel	0.2898	0.2256	0.2184
Vysvetlená časť rozdielu	0.1226	0.0885	0.0785
Nevysvetlená časť rozdielu	0.1673	0.1370	0.1399
Vysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	42.3050	39.2287	35.9491
Nevysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	57.6950	60.7713	64.0509
70. kvantil			
Hrubý rodový mzdový rozdiel	0.2931	0.2333	0.2215
Vysvetlená časť rozdielu	0.1195	0.0924	0.0777
Nevysvetlená časť rozdielu	0.1737	0.1409	0.1438
Vysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	40.7711	39.6057	35.0696
Nevysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	59.2289	60.3943	64.9304
80. kvantil			
Hrubý rodový mzdový rozdiel	0.2961	0.2482	0.2315
Vysvetlená časť rozdielu	0.1142	0.0933	0.0766
Nevysvetlená časť rozdielu	0.1818	0.1549	0.1549
Vysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	38.5681	37.5907	33.0725
Nevysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	61.4319	62.4093	66.9275
90. kvantil			
Hrubý rodový mzdový rozdiel	0.3105	0.2854	0.2653
Vysvetlená časť rozdielu	0.1111	0.0959	0.0801
Nevysvetlená časť rozdielu	0.1994	0.1895	0.1852
Vysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	35.7810	33.6020	30.1872
Nevysvetlený podiel z hrubého rozdielu v %	64.2190	66.3980	69.8128



Zdroj: Autorkine výpočty

Obr. 12: Graf rodového mzdového rozdielu odhadnutého pomocou Mellyho a Oaxaca–Blinder dekompozície pre roky 2007, 2010 a 2012

pozičnej techniky sme ho odhadli na hodnotu 22,3 percent, čo je o 5,1 percent menej ako to bolo v roku 2007. Bola to približne rovnaká hodnota ako odhad mediánového rozdielu (50. kvantil) prostredníctvom Mellyho metódy. Mohli by sme teda povedať, že Oaxaca–Blinder dekompozícia nám poskytuje len približne priemerný rodový mzdový rozdiel. V priebehu rozdelenia vzrástol rozdiel v príjme mužov a žien od 10. do 90. kvantilu z 15,19 na 28,54 percent. Oproti roku 2007 nastala zmena aj vo vývoji vysvetleného podielu z celkového rozdielu. V roku 2010 mal rastúci trend, aj keď oproti roku 2007 sme vedeli vysvetliť menšiu časť z mzdového rozdielu a to 33 až 45 percent. Tento podiel klesol aj pre Oaxaca–Blinder dekompozíciu, kde mal hodnotu 32,6 percent. Je to o 10 percent nižšia hodnota. Mohli by sme to odôvodniť aj tým, že v danom období sa prejavila ekonomická kríza. Z pohľadu na obrázok č. 12 môžeme povedať, že pri porovnaní výsledkov z Mellyho a Oaxaca–Blinder dekompozície sú nevysvetlený a vysvetlený podiel z celkového rozdielu na určitej časti rozdelenia podobnejšie ako to bolo v roku 2007. Vysvetlený podiel Mellyho techniky sleduje približne do 30. kvantilu takmer rovnaký trend ako pri Oaxaca–Blinder metóde. Od 30. do 75. kvantilu sú podobné vývoje nevysvetleného podielu u oboch dekompozícií.

Vývoj hrubého mzdového rozdielu bol v roku 2012 približne do 50. kvantilu takmer totožný s vývojom z roku 2010, čo vidíme aj na obrázku č. 12. V ďalšej časti rozdelenia bol mzdový rozdiel pre rok 2012 nižší. Zaujímavým faktom je, že priebeh hrubého mzdového rozdielu aj jednotlivých podielov bol takmer konštantný v priebehu 30. až 75. kvantilu, dokonca v prípade vysvetleného podielu by sme o takomto charaktere mohli hovoriť takmer v celom priebehu rozdelenia až na prvých a posledných 10 kvantilov. Taktiež si môžeme všimnúť, že tieto takmer konštantné úseky majú približne rovnakú hodnotu ako odhad pomocou Oaxaca–Blinder dekompozície, ktorý bol rovný 21,7 percent pre hrubý mzdový rozdiel a vedeli sme z neho vysvetliť 33,6 percent. Pomocou Mellyho dekompozície sme odhadli výšku mzdového rozdielu na 14,84 až 26,53 percent v priebehu 10. až 90. kvantilu, z čoho sa nám podarilo prostredníctvom individuálnych a firemných charakteristík vysvetliť 30 až 47 percent.

Celkove teda môžeme povedať, že rodový mzdový rozdiel v priebehu sledovaných rokov klesol, avšak znížil sa aj podiel, ktorý dokážeme vysvetliť pomocou individuálnych a firemných charakteristík. Najvýraznejšiu zmenu spomínaných hodnôt sme zaznamenali medzi rokmi 2007 a 2010, kedy sa zrejme prejavila ekonomická kríza. Zároveň z pohľadu na obrázok č. 12 vidíme, že odhady vývojev mzdového rozdielu, vysvetleného a

Tabuľka 2: Identifikácia skleného stropu pre Slovenskú republiku v rokoch 2007, 2010 a 2012.

	2007			2010			2012		
	Rozdiel			Rozdiel			Rozdiel		
	50. a 90. kvantil	75. a 90. kvantil	75. a 92. kvantil	50. a 90. kvantil	75. a 90. kvantil	50. a 90. kvantil	75. a 90. kvantil	75. a 90. kvantil	
Hodnota rozdielu	2.58	1.63	2.22	6.44	4.61	4.74	4.03		
Sklený strop	áno	nie	áno	áno	áno	áno	áno		

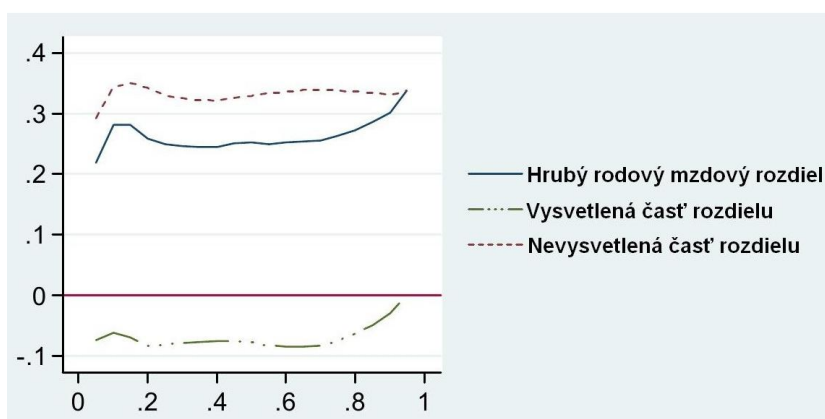
Zdroj: Autorkine výpočty

nevysvetleného podielu pre Oaxaca–Blinder a Mellyho dekompozíciu sú si najpodobnejšie pre rok 2012.

V každom so skúmaných rokov rozdiel v príjme mužov a žien na začiatku rozdelenia prudko stúpal, približne do 20. kvantilu, potom mal lineárny až mierne rastúci priebeh a následne, približne okolo 80. kvantilu, začal opäť prudko stúpať. Ak je hrubý mzdový rozdiel vo vrchnej časti rozdelenia vyšší ako hodnoty vo zvyšnej časti rozdelenia, tento jav nazývame sklený strop, v anglickej literatúre známy pod pojmom "glass ceiling". Naopak výrazne vyššiu hodnotu hrubého rodového rozdielu v spodnej časti rozdelenia v porovnaní s ostatnými hodnotami označujeme ako jav známy pod pojmom "sticky floor". Christofides a kol. (2010) definujú vo svojej práci existenciu skleného stropu, ak sa hodnota rodového mzdového rozdielu v 90. kvantile líši od ostatných hodnôt minimálne o 2 percentá. Prítomnosť "sticky floor" identifikujú, ak je minimálne dvojpercentný rozdiel medzi 10. kvantilom a ostatnými. Zároveň uvádzajú tabuľku, v ktorej rozčleňujú identifikáciu skleného stropu a "sticky floor" do troch kategórií. Ak je rozdiel medzi 50. a 90. kvantilom, 75. a 90. kvantilom a 90. kvantilom a ostatnými kvantilmi vyšší ako 2 percentá, tak to naznačuje prítomnosť skleného stropu. Naopak viac než dvojpercentný rozdiel medzi 10. a 25. kvantilom, 10. a 50. kvantilom a 10. kvantilom a ostatnými predstavuje existenciu "sticky floor".

Pri pohľade na obrázok č. 12 vidíme, že v našom prípade je prítomný sklený strop, keďže rodový mzdový rozdiel výrazne stúpa len na konci rozdelenia. Jav "sticky floor" by sa na Slovensku vyskytoval len v prípade, že by vývoj rodového mzdového rozdielu nadobudol tvar písmena U. V tabuľke č. 2 uvádzame výsledky identifikácie skleného stropu pre Slovenskú republiku v rokoch 2007, 2010 a 2012 pomocou rozdielov medzi 50. a 90. kvantilom a 75. a 90. kvantilom. V prípade všetkých troch rokov sa potvrdilo, že na Slovensku máme prítomný fenomén skleného stropu. Ak porovnáme hodnoty rozdielov

medzi kvantilmi, tak v roku 2010 bol sklený strop najvýraznejší. Naopak v roku 2007 sa potvrdil len podľa najmiernejšieho kritéria a to rozdielom medzi 50. a 90. kvantilom. Medzi 75. a 90. kvantilom bol rozdiel nižší ako 2 percentá. Avšak z obrázku č. 12 je evidentné, že hrubý rodový mzdový rozdiel prudko rastie od 90. kvantilu. Vzhľadom na to sme posunuli pre rok 2007 hornú hranicu kritéria pre sklený strop (90. kvantil) najprv o 1 a následne o 2 kvantily, kde sa už prítomnosť skleneného stropu prejavila. Rodový mzdový rozdiel síce v priebehu rokov 2007 až 2010 klesol, avšak sklený strop sa zvýraznil. V roku 2012 hodnota rozdielu medzi kvantilmi klesla, ale sklený strop naďalej pretrvával. Jeho efekt sa však zmiernil, pretože rozdiely medzi 50. a 90. kvantilom a 75. a 90. kvantilom sa líšia len o 0,71 percent, pričom v roku 2010 to bolo až o 1,83 percent.



Zdroj: Christofides a kol. (2010)

Obr. 13: Graf rodového mzdového rozdielu z práce Christofides a kol. (2010)

V práci Christofides a kol. (2010) skúmali javy skleneného stropu a "sticky floor" v Európskej únii na dátach EU–SILC 2007 taktiež pomocou Mellyho dekompozície. V prípade Slovenskej republiky sa potvrdila nielen existencia skleneného stropu podľa všetkých troch kritérií, ale aj prítomnosť "sticky floor". Ich výsledný graf pre hrubý mzdový rodový rozdiel, ktorý uvádzame na obrázku č. 13, sa výrazne odlišoval od nášho v spodnej časti rozdelenia. Vývoj vysvetleného a nevysvetleného podielu mal v ich prípade úplne iný tvar aj hodnoty ako naše výsledky.

6 Záver

V našej práci sme sa zaoberali analýzou rodového mzdového rozdielu v Slovenskej republike. Použili sme na to dáta z databázy Informačného systému o cene práce (ISCP) z posledných kvartálov rokov 2007, 2010 a 2012. Efekt vplyvu pohlavia a ostatných individuálnych a firemných charakteristík na výšku mzdy jednotlivcov sme modelovali prostredníctvom kvantilovej regresie.

Pomocou kvantilovej regresie sme zistili, že rozdiel v príjme žien a mužov sa v priebehu rozdelenia výrazne prehĺbil. Medzi 10. a 90. kvantilom bol v roku 2007 takmer dvojnásobný rozdiel a v rokoch 2010 a 2012 presiahol odhad v 90. kvantile dvojnásobnú hodnotu odhadu v 10. kvantile. Môžeme však povedať, že mzdový rozdiel v priebehu rokov mierne klesol, čo súhlasí s deskriptívnymi výsledkami.

Odhadnutý záporný koeficient vysvetľujúcej premennej vek², ktorá spolu s premenou vek aproximuje skúsenosti, potvrdil konkávny tvar vekovo–zárobkovej funkcie.

Výsledky deskriptívnej analýzy odhalili výrazné nerovnosti v príjme mužov a žien. Muži so základným vzdelaním mali vyšší príjem ako ženy so stredným vzdelaním bez maturity. Vo veku 32 až 50 rokov zarábali muži so stredným vzdelaním bez maturity viac ako ženy s úplným stredným vzdelaním. Platilo to pre všetky tri skúmané roky. Zároveň sme zistili, že príjem sa zvyšoval s rastúcim vzdelaním, čo nám potvrdili aj výsledky kvantilovej regresie.

V prípade skupín zamestnania odhalili výsledky kvantilovej regresie v priebehu rozdelenia veľmi výrazný nárast rozdielu v príjme. Na konci rozdelenia mal rozdiel v priemernej hodinovej mzde medzi referenčnou skupinou, zákonodarnými a riadiacimi zamestnancami, a ostatnými skupinami zamestnaní hodnotu približne 90 až 180 percent pre roky 2007, 2010 aj 2012.

Rastúci podiel žien vo firmách mal negatívny vplyv na výšku príjmu. Súhlasí to s ekonomickou teóriou, ktorá hovorí, že v tzv. ”ženských” zamestnaniach, ako napríklad v prípade administratívnych pracovníčiek, majú zamestnanci nižší príjem ako v tzv. ”mužských” povolaniach.

V prípade všetkých vysvetľujúcich premenných sa potvrdilo, že odhady metódou najmenších štvorcov v jednej časti mzdového rozdelenia nadhodnocujú a v druhej časti podhodnocujú efekty jednotlivých charakteristík. Prípadne jedna z týchto variánt platí pre celé príjmové rozdelenie.

Pomocou Mellyho dekompozičnej techniky sme zaznamenali pokles rodového mzdového rozdielu pozdĺž celého rozdelenia v priebehu sledovaných rokov. Najvýraznejšia zmena nastala medzi rokmi 2007 a 2010, kedy sa pravdepodobne prejavila ekonomická kríza. Z celkového rozdielu sme dokázali vysvetliť v každom roku viac než 30 percent pomocou individuálnych a firemných charakteristík. Pri porovnaní Mellyho a Oaxaca–Blinder dekompozície sme si všimli, že Oaxaca–Blinder metóda nám poskytuje len približne priemerný odhad rodového mzdového rozdielu. Taktiež sme zistili, že v priebehu sledovaných rokov sa vývoj odhadu rozdielu Mellyho metódou približoval odhadu prostredníctvom Oaxaca–Blinder techniky, keď mali v roku 2012 približne rovnaký priebeh od 30. do 75. kvantilu.

Výrazný nárast rodového mzdového rozdielu na konci rozdelenia naznačoval prítomnosť skleneného stropu, ktorý sa potvrdil v prípade všetkých troch rokov. Najvýraznejší sklenený strop sme zaznamenali v roku 2010, naopak v roku 2007 sme ho identifikovali len podľa miernejšieho kritéria a to rozdielom medzi 50. a 90. kvantilom.

Celkove teda môžeme konštatovať, že problém diskriminácie žien v Slovenskej republike naďalej pretrváva, avšak hodnota rodového mzdového rozdielu v priebehu sledovaného obdobia poklesla. K tomuto záveru sme dospeli pomocou všetkých použitých metód – deskriptívnej analýzy, kvantilovej regresie, metódy najmenších štvorcov, Oaxaca–Blinder dekompozície a taktiež Mellyho dekompozičnej metódy.

Ďalšou možnosťou rozšírenia našej analýzy mzdovej diskriminácie by mohlo byť použitie ďalších dekompozičných techník spojených s kvantilovou regresiou. Ak by bola dostupná databáza, ktorá by okrem nami použitých vysvetľujúcich premenných obsahovala napríklad údaje o rodinnom stave, počte detí a podobne, tak by sme na ňu aplikovali metódy použité v tejto práci. Mohli by sme tak otestovať, či vieme pomocou takýchto rodinných charakteristík vysvetliť vyšší podiel z celkového mzdového rozdielu ako sme dosiahli v našej práci.

Literatúra

- [1] Albrecht, J., Bjorklund A., Vroman, S. *Is There a Glass Ceiling in Sweden?*. The Institute for the Study of Labor (IZA), Discussion Paper No. 282, 2001.
- [2] Arulampalam, W., Booth, A. L., Bryan, M. L. *Is There a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Pay Gap across the Wage Distribution*. Industrial and Labor Relations Review, Vol. 60, No. 2, Cornell University, 2007.
- [3] Barošová, M. *Rodový mzdový rozdiel na trhu práce*. Seminár: Implementovanie zásady rodovej rovnosti na pracovisku, Komisie rovnosti príležitostí žien a mužov KOZ SR, 2009.
- [4] Barrodale, I., Roberts, F. *An improved algorithm for discrete linear approximation*. SIAM Journal of Numerical Analysis, 1973.
- [5] Buhai, S. *Quantile Regression: Overview and Selected Applications*. 2004, s. 3–8.
- [6] Buchinsky, M. *Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research*. The Journal of Human Resources, Vol. 33, Issue 1, 2002, s. 94–100.
- [7] Cameron, A. C., Trivedi, P. K. *Microeconometrics Using Stata*. Stata Press Publication, StataCorp LP, College Station, Texas, 2009.
- [8] Document of the World Bank *The Quest for Equitable Growth in Slovak Republic*. Report No. 32433-SK, 2005, s. 83–84.
- [9] Ganguli, I., Terrel, K. *Wage Ceiling and Floors: The Gender Gap in Ukraine's Transitions*. International Policy Center Working Paper Series No. 78, 2005.
- [10] Harris, T. *Regression using minimum absolute deviations*. American Statistician 4, 1950.
- [11] Heinze, A. *Beyond the Mean Gender Wage Gap: Decomposition of Differences in Wage Distributions Using Quantile Regression*. Discussion Paper No. 10-043, Center for European Economic Research (ZEW), 2010.
- [12] Holubová, B. *Správa o stave rodovej rovnosti na Slovensku*. Inštitút pre výskum práce a rodiny, Bratislava, 2010.

- [13] Chamberlain, G. *Quantile Regression, Censoring and the Structure of Wages*. Advance in Econometrics: Sixth World Congress, Vol. 1, Cambridge University Press, 1994, s. 171–209.
- [14] Christofides, L. N., Polycarpou, A., Vrachimis, K. *The Gender Wage Gaps, 'Sticky Floors' and 'Glass Ceilings' of the European Union*. The Institute for the Study of Labor (IZA), Discussion Paper No. 5044, 2010.
- [15] *Informačný systém o priemerných zárobkoch*. II. štvrtrok 2010, Trexima Bratislava spol. s.r.o., 2010.
- [16] Jurajda, Š., Paligorova, T. *Czech Female Managers and Their Wages*. CERGE–EI, Bank of Canada, 2008.
- [17] Jurajda, Š. *Gender Segregation and Wage Gap: An East–West Comparison*, CERGE–EI, 2004.
- [18] Klaudíniová, M. *Ekonometrické modelovanie výnosov zo vzdelania*. Bakalárska práca, Univerzita Komenského, 2011.
- [19] Koenker, R. *Quantile Regression*. Econometric Society Monograph Series, Cambridge University Press, 2005.
- [20] Koenker, R., Bassett, G. *Regression Quantiles*. *Econometrica*, Vol. 46, No. 1, 1978, s. 33–50.
- [21] Koenker R., Hallock, K. F. *Quantile Regression*. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 4, 2001, s. 143–156.
- [22] *Komisia podniká kroky na odstránenie rozdielov v odmeňovaní mužov a žien*. [on-line]. [cit. 2013-03-14]. Dostupné na: http://europa.eu/rapid/press-release_IP-07-1115_sk.htm?locale=en, <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=COM:2009:0077:FIN:SK:PDF>.
- [23] Machado, J. A. F., Mata, J. *Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distribution Using Quantile Regression*. *Journal of Applied Econometrics*, 2005.

- [24] Melly, B. *Estimation of counterfactual distributions using quantile regression*. Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research (SIAW), University of St. Gallen, 2006.
- [25] Myšíková, M. *Gender Wage Gap in the Czech Republic and Central European Countries*. Prague Economic Papers, 2012.
- [26] OECD *Gender pay gaps for full-time workers and earnings differentials by educational attainment*. OECD – Social Policy Division – Directorate of Employment, Labour and Social Affairs. [on-line]. [cit. 2013-03-14]. Dostupné na: <http://www.oecd.org/social/family/LMF1.5%20Gender%20pay%20gaps%20for%20full%20time%20workers%20-%20updated%20081212.pdf>.
- [27] Paci, P., Reilly, B. *Does Economic Liberalization Reduce Gender Inequality in the Labor Market: The Experience of the Transition Economies of Europe and Central Asia*. Working Paper, World Bank, 2004.
- [28] Pastore, F., Verashchagina, A. *When Does Transition Increase the Gender Wage Gap? An Application to Belarus*. Belarusian Economic Research and Outreach Center (BEROC), Working Paper No. 009, 2010.
- [29] Pietruchová, O. *Rodový mzdový rozdiel*. Ministerstvo práce, sociálnych vecí a rodiny Slovenskej republiky, Odbor rodovej rovnosti a rovnosti príležitostí, 2012.
- [30] Plesník, J., Dupačová, J., Vlach, M. *Lineárne programovanie*. Bratislava: Alfa, 1990.
- [31] Portnoy, S., Koenker, R. *The gaussian hare and the laplacian tortoise: Computability of squared-error estimators, with discussion*. Statistical Science, 1997.
- [32] *qreg – Quantile Regression*. Dostupné na: <http://www.stata.com/support/errata/i/stata12/qreg.pdf>.
- [33] Rokicka, M., Ruzik, A. *The Gender Pay Gap in Informal Employment in Poland*. CASE Network Studies and Analysis No. 406, 2010.
- [34] Simón, H. *The Gender Pay Gap in Europe: An International Comparison with Matched Employer-Employee Data*. Journal of Economic Literature Classification Numbers: J16, J30, J31, J70, 2007.

- [35] SITA *Brusel začína kampaň proti rozdielom v odmeňovaní žien a mužov*. [on-line] SME, 2009 [cit. 2013-04-15]. ISSN 1335-4418 .Dostupné na: <http://www.sme.sk/c/4333166/brusel-zacina-kampan-proti-rozdielom-v-odmenovani-zien-a-muzov.html>.
- [36] Wagner, H. M. *Linear programming techniques for regression analysis*. Journal of the American Statistical Association 54, 1959.
- [37] Wahlberg, R. *The Gender Wage Gap across the Wage Distribution in the Private and Public Sectors*. Working Paper in Economics No. 317, University of Gothenburg, 2008.
- [38] European Commission. [on-line]. Dostupné na: http://ec.europa.eu/index_en.htm.
- [39] Eurostat. [on-line]. Dostupné na: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/>.
- [40] Štatistický úrad Slovenskej republiky. [on-line]. Dostupné na: <http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=4>.

7 Prílohy

7.1 Príloha A - Tabuľka hlavných tried zamestnaní – KZAM–R

Trieda	Zamestnanie
1	Zákonodarcovia, vedúci a riadiaci zamestnanci
2	Vedeckí a odborní duševní zamestnanci
3	Technickí, zdravotníci, pedagogickí zamestnanci a zamestnanci v príbuzných odboroch
4	Nižší administratívni zamestnanci (úradníci)
5	Prevádzkoví zamestnanci v službách a obchode
6	Kvalifikovaní robotníci v poľnohospodárstve, lesníctve a príbuzných odboroch (okrem obsluhy strojov a zariadení)
7	Remeselní a kvalifikovaní výrobcovia, spracovatelia a opravári (okrem obsluhy strojov a zariadení)
8	Obsluha strojov a zariadení
9	Pomocní a nekvalifikovaní zamestnanci

7.2 Príloha B - Tabuľka sekcií odvetví - SK NACE rev.2

Sekcia	Odvetvie
A	Poľnohospodárstvo
B	Ťažba a dobývanie
C	Priemyselná výroba
D	Dodávka elektriny, plynu, pary a studeného vzduchu
E	Dodávka vody; čistenie a odvod odpadových vôd, odpady a služby odstraňovania odpadov
F	Stavebníctvo
G	Veľkoobchod a maloobchod; oprava vozidiel a motocyklov
H	Doprava a skladovanie
I	Ubytovacie a stravovacie služby
J	Informácie a komunikácia
K	Finančné a poisťovacie činnosti
L	Činnosti v oblasti nehnuteľností
M	Odborné, vedecké a technické činnosti
N	Administratívne a podporné služby
O	Verejná správa a obrana; povinné sociálne zabezpečenie
P	Vzdelávanie
Q	Zdravotníctvo a sociálna pomoc
R	Umenie, zábava a rekreácia
S	Ostatné činnosti

7.3 Príloha C - Sumárne štatistiky pre všetky premenné pre roky 2007, 2010 a 2012

	2007			2010			2012		
	Spolu	Muži	Ženy	Spolu	Muži	Ženy	Spolu	Muži	Ženy
Celá vzorka									
Počet pozorovaní	680263	347990	332273	829469	422860	406609	853248	432906	420342
Priemerná hodinová mzda	4.572	5.229	3.885	5.135	5.777	4.467	5.579	6.26	4.878
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.787	47.787	47.731	49.375	49.375	49.127	51.889	51.89	51.84
Štandardná odchýlka	3.112	3.552	2.385	3.494	4.027	2.677	3.826	4.383	2.992
INDIVIDUÁLNE CHARAKTERISTIKY									
Vzdelanie									
Základné									
Priemerná hodinová mzda	3.003	3.533	2.693	3.253	3.718	2.954	3.481	3.999	3.138
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	36.981	36.981	25.297	43.681	43.681	35.71	51.878	51.878	26.613
Štandardná odchýlka	1.25	1.488	0.96	1.386	1.642	1.094	1.551	1.899	1.144
Stredné									
Priemerná hodinová mzda	3.594	4.085	2.837	3.894	4.381	3.146	4.173	4.699	3.362
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.32	47.32	35.17	47.576	47.5756	42.411	51.777	51.777	41.973
Štandardná odchýlka	1.556	1.653	0.995	1.701	1.832	1.123	1.847	1.999	1.195
Úplné stredné									
Priemerná hodinová mzda	4.464	5.199	3.891	4.963	5.654	4.392	5.286	5.998	4.675
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.069	47.069	45.524	49.32	49.32	47.358	51.728	51.728	49.876
Štandardná odchýlka	2.332	2.738	1.757	2.614	3.085	1.973	2.797	3.26	2.148
Vysokoškolské									
Priemerná hodinová mzda	7.345	8.192	6.306	7.914	9.044	6.767	8.339	9.65	7.134
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.787	47.787	47.731	49.375	49.375	49.127	51.886	51.886	51.84
Štandardná odchýlka	5.144	5.819	3.928	5.378	6.306	3.913	5.681	6.691	4.213
Zamestnanie									
Zákonnodarcovia a riaditelia									
Priemerná hodinová mzda	9.905	11.406	7.816	11.156	12.769	8.816	11.99	13.771	9.476
Minimum	1.566	1.566	1.68	1.768	1.768	1.985	1.886	1.886	1.948
Maximum	47.787	47.787	47.731	49.375	49.375	49.127	51.886	51.886	51.84
Štandardná odchýlka	7.272	7.813	5.834	7.957	8.537	6.337	8.605	9.192	6.964
Vedci a odborní zamestnanci									
Priemerná hodinová mzda	6.437	7.143	5.728	7.171	8.049	6.369	7.334	8.696	6.404
Minimum	1.582	1.582	1.601	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.591	47.591	47.435	49.327	49.327	48.49	51.62	51.62	50.86
Štandardná odchýlka	3.754	4.292	2.958	4.034	4.762	3.011	4.201	5.113	3.117
Technici, zdravotníci, pedagógovia									
Priemerná hodinová mzda	5.018	6.107	4.354	5.624	6.619	5.041	6.255	7.131	5.58
Minimum	1.547	1.548	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.342	47.342	41.228	49.361	49.361	45.98	51.728	51.728	47.494
Štandardná odchýlka	2.689	3.38	1.873	2.814	3.546	2.067	3.143	3.68	2.451
Úradníci									
Priemerná hodinová mzda	3.665	4.377	3.486	4.188	4.906	3.955	4.706	5.289	4.504
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	41.232	38.301	41.232	42.842	42.842	33.164	39.574	38.588	39.574
Štandardná odchýlka	1.618	2.22	1.371	1.857	2.5	1.523	2.096	2.592	1.851

Prevádzkoví zamestnanci	52917	17080	35837	76301	25796	50505	93650	33103	60547
Priemerná hodinová mzda	2.902	3.36	2.684	3.483	4.347	3.041	3.666	4.255	3.344
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	40.608	40.608	20.52	47.827	47.827	29.845	49.481	49.481	24.61
Štandardná odchýlka	1.145	1.504	0.842	1.639	2.185	1.023	1.644	2.129	1.187
Robotníci v poľnohospodárstve	4910	2728	2182	5536	3173	2363	5656	3253	2403
Priemerná hodinová mzda	2.871	3.085	2.602	3.246	3.46	2.959	3.498	3.695	3.231
Minimum	1.548	1.548	1.548	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	12.712	12.712	6.98	14.271	14.271	13.896	10.861	10.861	9.291
Štandardná odchýlka	0.953	1.076	0.684	1.013	1.12	0.759	1.156	1.241	0.969
Remeselní a kvalifikovaní pracovníci	116644	87108	29536	121177	91704	29473	113238	88080	25158
Priemerná hodinová mzda	3.967	4.381	2.745	4.38	4.78	3.132	4.873	5.265	3.5
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.32	47.32	17.194	29.828	29.828	23.059	26.229	26.229	23.795
Štandardná odchýlka	1.647	1.647	0.845	1.781	1.784	1.038	1.968	1.954	1.278
Obsluha strojov a zariadení	139392	94251	45141	162610	113135	49475	160291	110735	49556
Priemerná hodinová mzda	4.006	4.378	3.229	4.242	4.569	3.495	4.497	4.835	3.743
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	20.783	20.783	14.303	29.981	29.981	19.71	24.52	24.52	16.595
Štandardná odchýlka	1.646	1.733	1.098	1.702	1.8	1.143	1.749	1.863	1.148
Pomocní a nekvalifikovaní zam.	51810	20211	31599	65491	27837	37654	63679	26348	37331
Priemerná hodinová mzda	2.677	3.079	2.42	2.966	3.318	2.706	3.176	3.693	2.812
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	16.104	16.104	9.469	19.192	16.49	19.192	19.745	19.745	12.687
Štandardná odchýlka	0.937	1.055	0.747	1.044	1.186	0.835	1.209	1.41	0.876
FIREMNÉ CHARAKTERISTIKY									
Odvetvie	Spolu	Muži	Ženy	Spolu	Muži	Ženy	Spolu	Muži	Ženy
Ostatné	100187	27923	72264	144021	40249	103772	160434	42878	117556
Priemerná hodinová mzda	3.989	4.626	3.743	4.705	5.339	4.459	5.073	5.748	4.827
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	45.548	44.259	45.548	48.49	46.054	48.49	50.983	50.983	47.467
Štandardná odchýlka	2.201	2.964	1.761	2.477	3.261	2.043	2.814	3.749	2.336
Priemysel	301731	185845	115886	323996	204023	119973	322810	205753	117057
Priemerná hodinová mzda	4.602	5.219	3.613	5.188	5.806	4.137	5.693	6.34	4.556
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.693	47.693	46.643	49.375	49.375	48.795	51.886	51.886	51.727
Štandardná odchýlka	2.92	3.156	2.153	3.38	3.655	2.528	3.68	3.956	2.795
Obchodné služby	170913	82398	88515	216879	108879	108000	224767	113405	111362
Priemerná hodinová mzda	4.996	5.786	4.261	5.435	6.191	4.673	5.961	6.772	5.134
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.787	47.787	47.558	49.361	49.361	49.127	51.878	51.878	51.84
Štandardná odchýlka	3.948	4.635	2.996	4.248	4.955	3.213	4.716	5.443	3.654
Verejné služby	81885	32230	49655	116182	48244	67938	117395	49829	67566
Priemerná hodinová mzda	4.486	5.039	4.128	5.163	5.646	4.82	5.454	5.812	5.19
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.591	47.591	47.435	49	49	48.26	51.87	51.87	50.485
Štandardná odchýlka	2.899	3.466	2.395	3.509	4.242	2.828	3.688	4.317	3.118
Poľnohospodárstvo	25547	19594	5953	28391	21465	6926	27842	21041	6801
Priemerná hodinová mzda	3.942	4.143	3.279	4.308	4.523	3.64	4.621	4.825	3.992
Minimum	1.547	1.547	1.548	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.731	40.507	47.731	46.336	46.336	38.525	49.297	49.297	47.341
Štandardná odchýlka	1.998	1.99	1.877	2.151	2.192	1.869	2.282	2.29	2.136
Počet zamestnancov vo firme	Spolu	Muži	Ženy	Spolu	Muži	Ženy	Spolu	Muži	Ženy
1 až 49	26123	14505	11618	53516	27066	26450	61405	31144	30261
Priemerná hodinová mzda	4.098	4.42	3.695	4.571	4.951	4.183	4.893	5.283	4.492
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	45.877	45.877	44.059	49.048	49.048	48.572	51.171	51.171	48.876
Štandardná odchýlka	3.181	3.653	2.408	3.393	4.016	2.547	3.563	4.217	2.674
50 až 249	122775	63558	59217	207606	108491	99115	233638	118277	115361
Priemerná hodinová mzda	4.148	4.635	3.625	4.859	5.289	4.388	5.179	5.65	4.697
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.787	47.787	47.731	49.361	49.361	48.26	51.878	51.878	51.84
Štandardná odchýlka	3.07	3.574	2.302	3.475	4.006	2.702	3.659	4.254	2.846
250 až 499	114831	60401	54430	124413	63095	61318	118041	60224	57817
Priemerná hodinová mzda	4.266	4.762	3.716	5.002	5.656	4.33	5.391	6.092	4.662
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.66	47.66	47.435	49.255	49.255	49.127	51.87	51.87	51.62
Štandardná odchýlka	3.268	3.772	2.483	3.74	4.388	2.769	4.02	4.666	3.044

500 až 999	121160	53815	67345	132877	63538	69339	128590	61994	66596
Priemerná hodinová mzda	4.189	4.985	3.552	5.091	5.897	4.351	5.619	6.558	4.745
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.479	47.479	46.801	49.327	49.327	47.56	51.727	51.623	51.727
Štandardná odchýlka	2.875	3.445	2.115	3.594	4.225	2.693	3.882	4.518	2.918
Nad 1000	295374	155711	139663	311057	160670	150387	311574	161267	150307
Priemerná hodinová mzda	5.067	5.812	4.237	5.488	6.246	4.679	6.069	6.845	5.236
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.703	47.703	47.558	49.375	49.375	48.795	51.886	51.886	50.68
Štandardná odchýlka	3.084	3.387	2.453	3.342	3.742	2.621	3.838	4.249	3.135
Kraj	Spolu	Muži	Ženy	Spolu	Muži	Ženy	Spolu	Muži	Ženy
Bratislavský	132075	68360	63715	169515	87442	82073	183575	94851	88724
Priemerná hodinová mzda	6.154	6.85	5.408	6.866	7.579	6.106	7.427	8.188	6.614
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.787	47.787	47.558	49.375	49.375	49.127	51.886	51.886	51.037
Štandardná odchýlka	4.475	5.11	3.524	4.984	5.715	3.923	5.371	6.097	4.322
Trnavský	69473	35705	33768	82624	41402	41222	80017	39930	40087
Priemerná hodinová mzda	4.454	5.127	3.742	4.894	5.608	4.176	5.324	6.061	4.59
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	46.53	46.53	43.816	49.27	49.27	48.795	51.538	51.538	49.737
Štandardná odchýlka	2.675	3.03	2.007	2.99	3.51	2.127	3.246	3.771	2.405
Trenčiansky	86150	43539	42611	100875	50441	50434	102174	51654	50520
Priemerná hodinová mzda	4.105	4.82	3.375	4.592	5.273	3.911	5.034	5.764	4.288
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.254	47.254	46.643	48.49	48.343	48.49	51.727	51.46	51.727
Štandardná odchýlka	2.469	2.871	1.687	2.813	3.308	1.989	3.074	3.571	2.23
Nitriansky	74713	36866	37847	97149	48788	48361	98969	49727	49242
Priemerná hodinová mzda	3.906	4.435	3.391	4.547	5.14	3.948	4.89	5.48	4.293
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.007	47.007	45.675	49.327	49.327	45.94	51.777	51.777	45.852
Štandardná odchýlka	2.268	2.616	1.717	2.84	3.353	2.037	3.105	3.676	2.242
Žilinský	82292	40521	41771	100120	49385	50735	103079	50989	52090
Priemerná hodinová mzda	4.162	4.854	3.49	4.799	5.546	4.072	5.205	5.986	4.441
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.693	47.693	46.679	49.361	49.361	46.617	51.84	51.407	51.84
Štandardná odchýlka	2.568	3.045	1.755	2.914	3.462	2.005	3.116	3.645	2.244
Banskobystrický	69569	36824	32745	86355	44655	41700	89017	44848	44169
Priemerná hodinová mzda	4.099	4.547	3.594	4.529	4.946	4.082	4.821	5.249	4.385
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.731	47.66	47.731	49.011	49.011	46.187	51.81	51.81	51.62
Štandardná odchýlka	2.435	2.778	1.853	2.638	3.033	2.044	2.85	3.255	2.289
Prešovský	72107	33863	38244	81713	39335	42378	85728	41154	44574
Priemerná hodinová mzda	3.639	4.182	3.159	4.177	4.631	3.756	4.505	4.933	4.11
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	46.313	46.313	44.285	48.017	48.017	41.049	51.266	51.266	49.168
Štandardná odchýlka	2.049	2.379	1.552	2.336	2.709	1.828	2.547	2.929	2.057
Košický	93884	52312	41572	111118	61412	49706	110689	59753	50936
Priemerná hodinová mzda	4.82	5.525	3.932	5.159	5.77	4.404	5.608	6.317	4.776
Minimum	1.547	1.547	1.547	1.768	1.768	1.768	1.88	1.88	1.88
Maximum	47.538	47.538	41.355	48.879	48.879	46.186	51.801	51.801	48.982
Štandardná odchýlka	2.914	3.214	2.182	3.007	3.372	2.267	3.392	3.813	2.583

Podiel žien vo firme	2007	2010	2012
Počet pozorovaní	680263	829469	853248
Priemerná hodinová mzda	0.481	0.482	0.485
Minimum	0	0	0
Maximum	1	1	1
Štandardná odchýlka	0.281	0.277	0.279
Vek			
Počet pozorovaní	680263	829469	853248
Priemerná hodinová mzda	42.036	42.502	42.730
Minimum	24	24	24
Maximum	65	65	65
Štandardná odchýlka	10.180	10.504	10.563

7.4 Príloha D - Výsledky odhadov koeficientov pomocou kvantilovej regresie a metódy najmenších štvorcov pre roky 2007, 2010 a 2012

Tabuľka 3: Výsledky odhadov koeficientov pomocou kvantilovej regresie (QR) a metódy najmenších štvorcov (OLS) pre rok 2007 – individuálne charakteristiky. Závislou premennou v našom modeli je logaritmus priemernej hodinovej mzdy. Pre každú vysvetľujúcu premennú uvádzame v prvom riadku hodnotu koeficientu a v druhom riadku štandardnú chybu.

Vysvetľujúce premenné	OLS	10. kvantil	20. kvantil	30. kvantil	40. kvantil	50. kvantil	60. kvantil	70. kvantil	80. kvantil	90. kvantil
INDIVIDUÁLNE CHARAKTERISTIKY										
Žena	-0.161 0.0010	-0.116 0.0016	-0.128 0.0012	-0.138 0.0011	-0.148 0.0010	-0.159 0.0011	-0.170 0.0011	-0.180 0.0011	-0.190 0.0013	-0.205 0.0016
Vek	0.028 0.0004	0.026 0.0005	0.026 0.0004	0.026 0.0004	0.026 0.0003	0.026 0.0004	0.026 0.0004	0.026 0.0004	0.025 0.0005	0.026 0.0006
Vek ²	-0.0003 4.00E-06	-0.0003 6.00E-06	-0.0003 5.00E-06	-0.0003 4.00E-06	-0.0003 4.00E-06	-0.0003 4.00E-06	-0.0003 4.00E-06	-0.0003 4.00E-06	-0.0003 5.00E-06	-0.0003 7.00E-06
Vzdelanie (Základné vzdelanie - Referenčná premenná)										
Stredné vzdelanie bez maturity	0.066 0.0014	0.058 0.0027	0.067 0.0020	0.068 0.0019	0.065 0.0018	0.064 0.0019	0.063 0.0019	0.065 0.0020	0.069 0.0023	0.069 0.0028
Úplné stredné vzdelanie	0.167 0.0015	0.138 0.0029	0.147 0.0022	0.149 0.0020	0.152 0.0019	0.156 0.0020	0.160 0.0020	0.169 0.0021	0.180 0.0024	0.178 0.0029
Vysokoškolské vzdelanie	0.388 0.0023	0.281 0.0037	0.314 0.0027	0.329 0.0025	0.341 0.0024	0.355 0.0024	0.372 0.0025	0.396 0.0026	0.432 0.0030	0.470 0.0036
Zamestnanie (Zákonodarcovia, vedúci a riadiaci zamestnanci - Referenčná premenná)										
Vedeckí a odborní zamestnanci	-0.331 0.0032	-0.158 0.0033	-0.197 0.0025	-0.237 0.0024	-0.269 0.0023	-0.296 0.0024	-0.330 0.0024	-0.368 0.0025	-0.421 0.0030	-0.508 0.0036
Technici, zdravotníci a pedagógovia	-0.415 0.0031	-0.208 0.0034	-0.269 0.0025	-0.312 0.0024	-0.352 0.0022	-0.386 0.0022	-0.427 0.0023	-0.477 0.0024	-0.540 0.0027	-0.644 0.0033
Nižší administratívni zamestnanci (úradníci)	-0.630 0.0033	-0.459 0.0041	-0.490 0.0030	-0.516 0.0028	-0.549 0.0026	-0.578 0.0027	-0.622 0.0027	-0.679 0.0028	-0.746 0.0033	-0.855 0.0040
Prevádzkoví zamestnanci v službách a obchode	-0.764 0.0034	-0.566 0.0043	-0.623 0.0031	-0.660 0.0029	-0.694 0.0027	-0.721 0.0027	-0.757 0.0028	-0.802 0.0028	-0.863 0.0033	-0.981 0.0040
Robotníci v lesníctve a poľnohospodárstve	-0.717 0.0052	-0.495 0.0087	-0.571 0.0065	-0.623 0.0060	-0.662 0.0057	-0.703 0.0058	-0.736 0.0060	-0.783 0.0061	-0.848 0.0071	-0.968 0.0086
Remeselní a kvalifikovaní zamestnanci	-0.662 0.0033	-0.425 0.0039	-0.497 0.0029	-0.548 0.0027	-0.593 0.0025	-0.632 0.0025	-0.679 0.0026	-0.737 0.0027	-0.813 0.0031	-0.956 0.0037
Obsluha strojov a zariadení	-0.651 0.0032	-0.408 0.0039	-0.485 0.0029	-0.540 0.0026	-0.590 0.0024	-0.630 0.0025	-0.677 0.0025	-0.730 0.0026	-0.797 0.0030	-0.924 0.0036
Pomocní a nekvalifikovaní zamestnanci	-0.851 0.0033	-0.611 0.0043	-0.683 0.0032	-0.733 0.0029	-0.780 0.0027	-0.819 0.0028	-0.867 0.0028	-0.922 0.0029	-0.997 0.0034	-1.134 0.0040
R ² (OLS), Pseudo R ² (QR)	0.5502	0.2730	0.3090	0.3246	0.3348	0.3441	0.3545	0.3663	0.3787	0.3983
Počet pozorovaní	680263	680263	680263	680263	680263	680263	680263	680263	680263	680263

Tabuľka 4: Pokračovanie Tabuľky č. 3. Výsledky odhadov koeficientov pomocou kvantilovej regresie (QR) a metódy najmenších štvorcov (OLS) pre rok 2007 – firemné charakteristiky.

Vysvetľujúce premenné	OLS	10. kvantil	20. kvantil	30. kvantil	40. kvantil	50. kvantil	60. kvantil	70. kvantil	80. kvantil	90. kvantil
FIREMNÉ CHARAKTERISTIKY										
Počet zamestnancov (Do 49 zamestnancov - Referenčná premenná)										
50 až 249 zamestnancov	0.084 0.0026	0.118 0.0034	0.096 0.0026	0.084 0.0024	0.077 0.0023	0.070 0.0024	0.066 0.0025	0.063 0.0026	0.062 0.0030	0.050 0.0036
250 až 499 zamestnancov	0.096 0.0026	0.119 0.0035	0.113 0.0026	0.108 0.0025	0.106 0.0023	0.100 0.0024	0.092 0.0025	0.081 0.0026	0.070 0.0030	0.051 0.0037
500 až 999 zamestnancov	0.148 0.0026	0.196 0.0035	0.178 0.0026	0.164 0.0025	0.157 0.0023	0.149 0.0024	0.144 0.0025	0.132 0.0026	0.117 0.0030	0.089 0.0037
Nad 1000 zamestnancov	0.282 0.0025	0.354 0.0033	0.328 0.0025	0.312 0.0023	0.299 0.0022	0.284 0.0023	0.270 0.0023	0.251 0.0024	0.227 0.0029	0.181 0.0035
Odvetvie (Ostatné - Referenčná premenná)										
Priemysel	0.159 0.0015	0.088 0.0024	0.095 0.0018	0.102 0.0017	0.113 0.0015	0.121 0.0016	0.128 0.0016	0.137 0.0016	0.149 0.0019	0.164 0.0023
Obchodné služby	0.122 0.0015	0.094 0.0023	0.082 0.0017	0.071 0.0016	0.065 0.0015	0.062 0.0015	0.062 0.0016	0.071 0.0017	0.087 0.0019	0.121 0.0024
Verejné služby	0.011 0.0016	-0.018 0.0024	-0.012 0.0018	-0.010 0.0017	-0.008 0.0016	-0.007 0.0017	-0.011 0.0017	-0.011 0.0018	-0.012 0.0021	-0.011 0.0025
Poľnohospodárstvo	0.033 0.0025	0.028 0.0042	0.013 0.0031	0.010 0.0029	0.008 0.0027	0.006 0.0028	-0.002 0.0029	-0.004 0.0030	-0.013 0.0034	-0.007 0.0041
Kraj (Bratislavský kraj - Referenčná premenná)										
Trnavský kraj	-0.163 0.0016	-0.100 0.0025	-0.109 0.0019	-0.121 0.0017	-0.137 0.0016	-0.151 0.0017	-0.164 0.0017	-0.175 0.0018	-0.189 0.0021	-0.210 0.0025
Trenčiansky kraj	-0.223 0.0015	-0.138 0.0023	-0.148 0.0017	-0.164 0.0016	-0.185 0.0015	-0.207 0.0016	-0.228 0.0016	-0.247 0.0017	-0.271 0.0020	-0.311 0.0024
Nitriansky kraj	-0.250 0.0015	-0.163 0.0024	-0.172 0.0018	-0.188 0.0017	-0.210 0.0016	-0.233 0.0016	-0.255 0.0017	-0.276 0.0017	-0.301 0.0020	-0.330 0.0025
Žilinský kraj	-0.226 0.0015	-0.131 0.0023	-0.148 0.0017	-0.168 0.0016	-0.192 0.0015	-0.213 0.0016	-0.232 0.0016	-0.250 0.0017	-0.274 0.0020	-0.308 0.0024
Banskobystrický kraj	-0.262 0.0016	-0.185 0.0024	-0.197 0.0018	-0.213 0.0017	-0.231 0.0016	-0.251 0.0017	-0.270 0.0017	-0.288 0.0018	-0.305 0.0021	-0.323 0.0025
Prešovský kraj	-0.300 0.0016	-0.208 0.0024	-0.226 0.0018	-0.243 0.0017	-0.262 0.0016	-0.282 0.0017	-0.299 0.0017	-0.318 0.0018	-0.343 0.0021	-0.379 0.0025
Košický kraj	-0.167 0.0016	-0.141 0.0022	-0.153 0.0017	-0.167 0.0016	-0.181 0.0015	-0.190 0.0015	-0.189 0.0016	-0.174 0.0016	-0.140 0.0019	-0.089 0.0022
Podiel žien vo firmách	-0.307 0.0020	-0.251 0.0034	-0.290 0.0024	-0.318 0.0022	-0.338 0.0020	-0.354 0.0021	-0.372 0.0021	-0.386 0.0021	-0.401 0.0024	-0.407 0.0029
Konštanta	1.293 0.0084	0.666 0.0128	0.886 0.0096	1.071 0.0089	1.230 0.0083	1.376 0.0085	1.526 0.0087	1.682 0.0090	1.873 0.0104	2.150 0.0125
R ² (OLS), Pseudo R ² (QR)	0.5502	0.2730	0.3090	0.3246	0.3348	0.3441	0.3545	0.3663	0.3787	0.3983
Počet pozorovaní	680263	680263	680263	680263	680263	680263	680263	680263	680263	680263

Tabuľka 5: Výsledky odhadov koeficientov pomocou kvantilovej regresie (QR) a metódy najmenších štvorcov (OLS) pre rok 2010 – individuálne charakteristiky. Závislou premennou v našom modeli je logaritmus priemernej hodinovej mzdy. Pre každú vysvetľujúcu premennú uvádzame v prvom riadku hodnotu koeficientu a v druhom riadku štandardnú chybu.

Vysvetľujúce premenné	OLS	10. kvantil	20. kvantil	30. kvantil	40. kvantil	50. kvantil	60. kvantil	70. kvantil	80. kvantil	90. kvantil
INDIVIDUÁLNE CHARAKTERISTIKY										
Žena	-0.161 0.0009	-0.101 0.0014	-0.123 0.0012	-0.135 0.0011	-0.143 0.0010	-0.152 0.0010	-0.165 0.0011	-0.181 0.0011	-0.200 0.0012	-0.224 0.0015
Vek	0.034 0.0003	0.024 0.0005	0.028 0.0004	0.029 0.0004	0.029 0.0003	0.030 0.0003	0.031 0.0004	0.032 0.0004	0.035 0.0004	0.037 0.0005
Vek ²	-0.0004 4.00E-06	-0.0002 5.00E-06	-0.0003 5.00E-06	-0.0003 4.00E-06	-0.0003 4.00E-06	-0.0003 4.00E-06	-0.0003 4.00E-06	-0.0004 4.00E-06	-0.0004 5.00E-06	-0.0004 6.00E-06
Vzdelanie (Základné vzdelanie - referenčná premenná)										
Stredné vzdelanie bez maturity	0.075 0.0015	0.073 0.0026	0.073 0.0022	0.074 0.0020	0.072 0.0019	0.070 0.0019	0.070 0.0020	0.069 0.0020	0.070 0.0023	0.068 0.0028
Úplné stredné vzdelanie	0.196 0.0016	0.152 0.0028	0.165 0.0024	0.174 0.0021	0.177 0.0020	0.185 0.0020	0.196 0.0021	0.205 0.0021	0.209 0.0024	0.206 0.0029
Vysokoškolské vzdelanie	0.400 0.0022	0.308 0.0033	0.340 0.0028	0.355 0.0026	0.361 0.0023	0.372 0.0024	0.387 0.0025	0.404 0.0025	0.425 0.0029	0.453 0.0035
Zamestnanie (Zákonodarcovia, vedúci a riadiaci zamestnanci - referenčná premenná)										
Vedeckí a odborní zamestnanci	-0.312 0.0028	-0.078 0.0027	-0.146 0.0024	-0.196 0.0024	-0.242 0.0021	-0.285 0.0022	-0.333 0.0023	-0.380 0.0023	-0.448 0.0027	-0.525 0.0032
Technici, zdravotníci a pedagógovia	-0.414 0.0027	-0.172 0.0029	-0.237 0.0025	-0.286 0.0023	-0.336 0.0021	-0.384 0.0021	-0.435 0.0022	-0.489 0.0022	-0.566 0.0025	-0.672 0.003
Nižší administratívni zamestnanci (úradníci)	-0.633 0.0030	-0.406 0.0035	-0.471 0.0030	-0.516 0.0027	-0.563 0.0025	-0.608 0.0025	-0.655 0.0026	-0.709 0.0026	-0.780 0.0030	-0.881 0.0036
Prevádzkoví zamestnanci v službách a obchode	-0.737 0.0030	-0.548 0.0036	-0.616 0.0030	-0.649 0.0027	-0.680 0.0024	-0.708 0.0025	-0.737 0.0026	-0.769 0.0026	-0.829 0.0029	-0.931 0.0036
Robotníci v lesníctve a poľnohospodárstve	-0.736 0.0048	-0.495 0.0078	-0.568 0.0068	-0.612 0.0062	-0.661 0.0057	-0.704 0.0057	-0.752 0.0060	-0.807 0.0061	-0.892 0.0068	-1.029 0.0083
Remeselní a kvalifikovaní zamestnanci	-0.681 0.0030	-0.479 0.0034	-0.514 0.0029	-0.553 0.0026	-0.598 0.0024	-0.642 0.0024	-0.688 0.0025	-0.744 0.0025	-0.833 0.0028	-0.976 0.0034
Obsluha strojov a zariadení	-0.698 0.0029	-0.490 0.0033	-0.521 0.0028	-0.557 0.0025	-0.605 0.0023	-0.653 0.0023	-0.705 0.0024	-0.765 0.0024	-0.857 0.0027	-0.991 0.0033
Pomocní a nekvalifikovaní zamestnanci	-0.873 0.0030	-0.629 0.0037	-0.704 0.0031	-0.750 0.0028	-0.795 0.0026	-0.835 0.0026	-0.882 0.0027	-0.937 0.0027	-1.020 0.0031	-1.150 0.0037
R ² (OLS), Pseudo R ² (QR)	0.5243	0.2455	0.2861	0.3030	0.3132	0.3222	0.3327	0.3455	0.3618	0.3857
Počet pozorovaní	829469	829469	829469	829469	829469	829469	829469	829469	829469	829469

Tabuľka 6: Pokračovanie Tabuľky č. 5. Výsledky odhadov koeficientov pomocou kvantilovej regresie (QR) a metódy najmenších štvorcov (OLS) pre rok 2010 – firemné charakteristiky.

Vysvetľujúce premenné	OLS	10. kvantil	20. kvantil	30. kvantil	40. kvantil	50. kvantil	60. kvantil	70. kvantil	80. kvantil	90. kvantil
FIREMNÉ CHARAKTERISTIKY										
Počet zamestnancov (Do 49 zamestnancov - referenčná premenná)										
50 až 249 zamestnancov	0.086 0.0018	0.124 0.0024	0.105 0.0021	0.086 0.0019	0.073 0.0018	0.065 0.0018	0.060 0.0019	0.055 0.0019	0.053 0.0022	0.053 0.0027
250 až 499 zamestnancov	0.117 0.0020	0.140 0.0026	0.142 0.0022	0.126 0.0020	0.109 0.0019	0.101 0.0019	0.094 0.0020	0.092 0.0021	0.093 0.0023	0.088 0.0029
500 až 999 zamestnancov	0.156 0.0019	0.156 0.0026	0.156 0.0022	0.153 0.0020	0.144 0.0019	0.142 0.0019	0.137 0.0020	0.135 0.0021	0.132 0.0023	0.116 0.0028
Nad 1000 zamestnancov	0.222 0.0018	0.269 0.0024	0.247 0.0020	0.229 0.0019	0.215 0.0017	0.208 0.0017	0.201 0.0018	0.195 0.0019	0.186 0.0021	0.163 0.0026
Odvetvie (Ostatné - referenčná premenná)										
Priemysel	0.173 0.0014	0.128 0.0022	0.112 0.0018	0.114 0.0016	0.121 0.0015	0.128 0.0015	0.134 0.0015	0.142 0.0015	0.150 0.0017	0.165 0.0021
Obchodné služby	0.099 0.0013	0.071 0.0020	0.070 0.0017	0.063 0.0015	0.054 0.0014	0.047 0.0014	0.043 0.0015	0.044 0.0015	0.055 0.00176	0.089 0.0022
Verejné služby	0.061 0.0014	-0.003 0.0020	0.008 0.0017	0.025 0.0016	0.036 0.0015	0.044 0.0015	0.048 0.0016	0.053 0.0016	0.060 0.0018	0.074 0.0022
Poľnohospodárstvo	0.055 0.0024	0.078 0.0038	0.040 0.0033	0.024 0.0030	0.014 0.0027	0.009 0.0027	0.006 0.0029	0.005 0.0029	0.003 0.0033	0.015 0.0039
Kraj (Bratislavský kraj - referenčná premenná)										
Trnavský kraj	-0.160 0.0015	-0.075 0.0022	-0.095 0.0019	-0.118 0.0017	-0.136 0.0016	-0.152 0.0016	-0.170 0.0017	-0.189 0.0017	-0.209 0.0020	-0.225 0.0024
Trenčiansky kraj	-0.217 0.0014	-0.114 0.0021	-0.136 0.0019	-0.160 0.0016	-0.182 0.0015	-0.206 0.0015	-0.231 0.0016	-0.256 0.0016	-0.280 0.0019	-0.304 0.0023
Nitriansky kraj	-0.231 0.0014	-0.134 0.0020	-0.156 0.0018	-0.179 0.0016	-0.201 0.0015	-0.224 0.0015	-0.248 0.0016	-0.272 0.0016	-0.293 0.0019	-0.309 0.0023
Žilinský kraj	-0.200 0.0014	-0.103 0.0020	-0.127 0.0017	-0.150 0.0016	-0.173 0.0015	-0.193 0.0015	-0.215 0.0016	-0.236 0.0016	-0.256 0.0018	-0.278 0.0022
Banskobystrický kraj	-0.257 0.0015	-0.170 0.0021	-0.187 0.0018	-0.206 0.0017	-0.224 0.0015	-0.244 0.0016	-0.263 0.0017	-0.282 0.0017	-0.300 0.0019	-0.315 0.0023
Prešovský kraj	-0.303 0.0015	-0.206 0.0022	-0.226 0.0019	-0.244 0.0017	-0.265 0.0016	-0.284 0.0016	-0.308 0.0017	-0.330 0.0017	-0.351 0.0020	-0.369 0.0024
Košický kraj	-0.191 0.0014	-0.116 0.0019	-0.139 0.0017	-0.163 0.0016	-0.183 0.0014	-0.200 0.0014	-0.213 0.0015	-0.221 0.0015	-0.222 0.0017	-0.203 0.0021
Podiel zien vo firmách	-0.237 0.0020	-0.080 0.0031	-0.178 0.0025	-0.232 0.0022	-0.269 0.0020	-0.298 0.0020	-0.326 0.0021	-0.349 0.0021	-0.373 0.0023	-0.392 0.0028
Konštanta	1.245 0.0074	0.666 0.0110	0.849 0.0093	1.039 0.0085	1.223 0.0078	1.362 0.0078	1.513 0.0082	1.646 0.0084	1.799 0.0094	2.036 0.0115
R ² (OLS), Pseudo R ² (QR)	0.5243	0.2455	0.2861	0.3030	0.3132	0.3222	0.3327	0.3455	0.3618	0.3857
Počet pozorovaní	829469	829469	829469	829469	829469	829469	829469	829469	829469	829469

Tabuľka 7: Výsledky odhadov koeficientov pomocou kvantilovej regresie (QR) a metódy najmenších štvorcov (OLS) pre rok 2012 – individuálne charakteristiky. Závislou premennou v našom modeli je logaritmus priemernej hodinovej mzdy. Pre každú vysvetľujúcu premennú uvádzame v prvom riadku hodnotu koeficientu a v druhom riadku štandardnú chybu.

Vysvetľujúce premenné	OLS	10. kvantil	20. kvantil	30. kvantil	40. kvantil	50. kvantil	60. kvantil	70. kvantil	80. kvantil	90. kvantil
INDIVIDUÁLNE CHARAKTERISTIKY										
Žena	-0.153 0.0009	-0.093 0.0014	-0.119 0.0012	-0.130 0.0011	-0.138 0.0010	-0.147 0.0010	-0.158 0.0010	-0.172 0.0011	-0.191 0.0012	-0.213 0.0015
Vek	0.033 0.0003	0.023 0.0005	0.028 0.0004	0.029 0.0004	0.030 0.0003	0.031 0.0003	0.031 0.0003	0.033 0.0004	0.036 0.0004	0.036 0.0005
Vek ²	-0.0003 4.00E-06	-0.0002 5.00E-06	-0.0003 5.00E-06	-0.0003 4.00E-06	-0.0003 4.00E-06	-0.0003 4.00E-06	-0.0003 4.00E-06	-0.0004 4.00E-06	-0.0004 5.00E-06	-0.0004 6.00E-06
Vzdelanie (Základné vzdelanie - referenčná premenná)										
Stredné vzdelanie bez maturity	0.072 0.0016	0.063 0.0028	0.070 0.0024	0.068 0.0022	0.067 0.0020	0.068 0.0021	0.068 0.0020	0.066 0.0022	0.067 0.0026	0.064 0.0031
Úplné stredné vzdelanie	0.188 0.0017	0.144 0.0029	0.165 0.0026	0.167 0.0023	0.170 0.0021	0.177 0.0021	0.183 0.0020	0.188 0.0023	0.196 0.0026	0.188 0.0031
Vysokoškolské vzdelanie	0.395 0.0021	0.303 0.0033	0.342 0.0029	0.350 0.0026	0.360 0.0023	0.370 0.0024	0.380 0.0023	0.394 0.0026	0.414 0.0030	0.447 0.0036
Zamestnanie (Zákonodarcovia, vedúci a riadiaci zamestnanci - referenčná premenná)										
Vedeckí a odborní zamestnanci	-0.286 0.0027	-0.024 0.0027	-0.118 0.0024	-0.183 0.0022	-0.226 0.0020	-0.265 0.0021	-0.316 0.0020	-0.372 0.0022	-0.435 0.0026	-0.513 0.0031
Technici, zdravotníci a pedagógovia	-0.433 0.0027	-0.169 0.0029	-0.245 0.0025	-0.310 0.0022	-0.360 0.0020	-0.409 0.0021	-0.469 0.0020	-0.534 0.0022	-0.606 0.0025	-0.694 0.0031
Nižší administratívni zamestnanci (úradníci)	-0.612 0.0029	-0.374 0.0034	-0.451 0.0029	-0.513 0.0026	-0.558 0.0023	-0.597 0.0024	-0.646 0.0023	-0.697 0.0025	-0.758 0.0029	-0.844 0.0035
Prevádzkoví zamestnanci v službách a obchode	-0.763 0.0029	-0.517 0.0034	-0.598 0.0029	-0.652 0.0026	-0.688 0.0023	-0.724 0.0024	-0.774 0.0022	-0.830 0.0025	-0.897 0.0029	-0.991 0.0034
Robotníci v lesníctve a poľnohospodárstve	-0.732 0.0050	-0.493 0.0078	-0.577 0.0069	-0.645 0.0062	-0.680 0.0056	-0.714 0.0058	-0.762 0.0055	-0.817 0.0061	-0.896 0.0070	-1.001 0.0083
Remeselní a kvalifikovaní zamestnanci	-0.671 0.0029	-0.435 0.0034	-0.481 0.0029	-0.541 0.0026	-0.591 0.0023	-0.641 0.0024	-0.705 0.0023	-0.775 0.0025	-0.856 0.0029	-0.974 0.0034
Obsluha strojov a zariadení	-0.724 0.0029	-0.489 0.0033	-0.528 0.0028	-0.577 0.0025	-0.626 0.0022	-0.677 0.0023	-0.744 0.0022	-0.821 0.0024	-0.909 0.0027	-1.034 0.0032
Pomocní a nekvalifikovaní zamestnanci	-0.876 0.0030	-0.615 0.0036	-0.689 0.0032	-0.754 0.0028	-0.803 0.0025	-0.848 0.0026	-0.904 0.0025	-0.971 0.0027	-1.046 0.0031	-1.157 0.0037
R ² (OLS), Pseudo R ² (QR)	0.5311	0.2466	0.2866	0.3051	0.3162	0.3265	0.3377	0.3508	0.3683	0.3929
Počet pozorovaní	853248	853248	853248	853248	853248	853248	853248	853248	853248	853248

Tabuľka 8: Pokračovanie Tabuľky č. 7. Výsledky odhadov koeficientov pomocou kvantilovej regresie (QR) a metódy najmenších štvorcov (OLS) pre rok 2012 – firemné charakteristiky.

Vysvetľujúce premenné	OLS	10. kvantil	20. kvantil	30. kvantil	40. kvantil	50. kvantil	60. kvantil	70. kvantil	80. kvantil	90. kvantil
FIREMNÉ CHARAKTERISTIKY										
Počet zamestnancov (Do 49 zamestnancov - referenčná premenná)										
50 až 249 zamestnancov	0.080 0.0017	0.111 0.0023	0.099 0.0020	0.088 0.0018	0.077 0.0016	0.068 0.0017	0.063 0.0016	0.061 0.0018	0.055 0.0021	0.048 0.0026
250 až 499 zamestnancov	0.120 0.0019	0.132 0.0025	0.133 0.0022	0.127 0.0020	0.117 0.0018	0.111 0.0019	0.108 0.0018	0.109 0.0020	0.107 0.0024	0.104 0.0028
500 až 999 zamestnancov	0.197 0.0018	0.217 0.0025	0.217 0.0022	0.204 0.0020	0.192 0.0018	0.182 0.0019	0.175 0.0018	0.168 0.0020	0.158 0.0023	0.139 0.0028
Nad 1000 zamestnancov	0.233 0.0017	0.254 0.0023	0.244 0.0020	0.238 0.0018	0.231 0.0016	0.225 0.0017	0.222 0.0016	0.219 0.0018	0.213 0.0021	0.193 0.0025
Odvetvie (Ostatné - referenčná premenná)										
Priemysel	0.237 0.0014	0.216 0.0023	0.178 0.0019	0.166 0.0016	0.169 0.0015	0.177 0.0015	0.186 0.0014	0.200 0.0016	0.218 0.0018	0.240 0.0021
Obchodné služby	0.153 0.0014	0.136 0.0020	0.120 0.0017	0.102 0.0015	0.091 0.0014	0.086 0.0014	0.086 0.0014	0.095 0.0015	0.116 0.0018	0.161 0.0022
Verejné služby	0.091 0.0014	0.033 0.0020	0.036 0.0018	0.046 0.0016	0.055 0.0015	0.068 0.0016	0.082 0.0015	0.092 0.0016	0.107 0.0019	0.125 0.0023
Poľnohospodárstvo	0.114 0.0024	0.144 0.0039	0.091 0.0034	0.070 0.0030	0.057 0.0027	0.051 0.0028	0.050 0.0027	0.054 0.0030	0.070 0.0034	0.096 0.0040
Kraj (Bratislavský kraj - referenčná premenná)										
Trnavský kraj	-0.147 0.0015	-0.074 0.0022	-0.087 0.0019	-0.105 0.0017	-0.122 0.0016	-0.137 0.0016	-0.152 0.0016	-0.171 0.0017	-0.192 0.0020	-0.213 0.0024
Trenčiansky kraj	-0.211 0.0014	-0.104 0.0020	-0.133 0.0018	-0.158 0.0016	-0.181 0.0015	-0.204 0.0015	-0.227 0.0015	-0.252 0.0016	-0.280 0.0019	-0.303 0.0023
Nitriansky kraj	-0.236 0.0014	-0.137 0.0020	-0.155 0.0018	-0.184 0.0016	-0.207 0.0015	-0.228 0.0015	-0.249 0.0015	-0.274 0.0016	-0.297 0.0019	-0.313 0.0023
Žilinský kraj	-0.197 0.0014	-0.091 0.0020	-0.122 0.0018	-0.150 0.0016	-0.172 0.0014	-0.190 0.0015	-0.209 0.0014	-0.231 0.0016	-0.253 0.0019	-0.281 0.0022
Banskobystrický kraj	-0.267 0.0015	-0.176 0.0021	-0.201 0.0018	-0.225 0.0017	-0.244 0.0015	-0.262 0.0016	-0.278 0.0015	-0.298 0.0017	-0.315 0.0019	-0.328 0.0023
Prešovský kraj	-0.302 0.0015	-0.216 0.0021	-0.228 0.0019	-0.248 0.0017	-0.267 0.0015	-0.285 0.0016	-0.305 0.0015	-0.327 0.0017	-0.351 0.0020	-0.366 0.0024
Košický kraj	-0.187 0.0014	-0.107 0.0019	-0.143 0.0017	-0.170 0.0015	-0.188 0.0014	-0.201 0.0015	-0.212 0.0014	-0.222 0.0015	-0.218 0.0018	-0.191 0.0021
Podiel žien vo firmách	-0.214 0.0020	-0.083 0.0032	-0.189 0.0026	-0.246 0.0022	-0.281 0.0020	-0.303 0.0020	-0.321 0.0019	-0.331 0.0021	-0.331 0.0024	-0.332 0.0028
Konštanta	1.244 0.0073	0.669 0.0107	0.867 0.0094	1.078 0.0084	1.249 0.0076	1.381 0.0079	1.521 0.0075	1.647 0.0084	1.778 0.0097	2.024 0.0117
R ² (OLS), Pseudo R ² (QR)	0.5311	0.2466	0.2866	0.3051	0.3162	0.3265	0.3377	0.3508	0.3683	0.3929
Počet pozorovaní	853248	853248	853248	853248	853248	853248	853248	853248	853248	853248