



WORKING PAPER č. 12/2010

Genderová mzdová mezera

Veronika Hedija, Petr Musil

prosinec 2010



Řada studií Working Papers Centra výzkumu konkurenční schopnosti české ekonomiky je vydávána s podporou projektu MŠMT výzkumná centra 1M0524.

ISSN 1801-4496



GENDEROVÁ MZDOVÁ MEZERA

Abstract:

The main goal of this paper is to introduce the specific model that submits one of the explanations of pay gap between men and women. The model (Oaxaca-Blinder decomposition) will be used in further research of gender pay gap (GPG) in the Czech Republic. To these intents and purposes this paper is the first step of the analysing the GPG on the Czech labour market.

Abstrakt:

Cílem příspěvku je představení vybraného modelu, který vysvětluje mzdové rozdíly mezi muži a ženami. Model (Oaxaca-Blinderův rozklad) bude využit v dalším zkoumání tzv. genderové mzdové mezery (GPG) v České republice. V tomto slova smyslu je předkládaný příspěvek prvním krokem na cestě analýzy GPG na českém trhu práce.

ÚVOD

Otázka mzdové diferenciacie medzi mužmi a ženami je pomerně diskutovanou, a to nejen v rámci ekonomie. Diskuse o rozdílných mzdových úrovních mužů a žen probíhají i mezi odborníky na jiné vědní disciplíny. K této problematice mají jistě co říci sociologové či psychologové. Mzdové rozdíly mužů a žen jsou neméně „populární“ v relativně mladém vědním oboru, který se zabývá genderovými studii.

Ekonomie má však v této oblasti do jisté míry výsadní postavení, neboť se mzdové rozdíly mezi muži a ženami snaží vysvětlit, zjednodušeně řečeno, bez emocí, pomocí čistě pozitivních metod, bez vynášení normativních soudů, a to i přesto, nebo právě proto, že se jedná o společensky pomerně citlivou otázku.

Cílem tohoto příspěvku je představit model, vysvětlující mzdovou diferencii v odměňování mužů a žen: Oaxaca-Blinderův rozklad. Tento model bude využit pro další výzkum mzdových rozdílů mezi muži a ženami v podmínkách české ekonomiky, respektive českého trhu práce. Vedle představení modelu budou také zmíněny výsledky vybraných studií na toto téma.

Úvodní část práce je věnována popisu mzdových diferencí mužů a žen v České republice a zhodnocení mzdové mezery v kontextu ostatních členských zemí Evropské unie. Další část je zaměřena na Oaxaca-Blinderovu dekompozici, která je užívána k odhadu diskriminační části mzdové mezery. Oaxaca-Blinderův model je nejprve představen a vysvětlen, dále jsou pak obsaženy závěry vybraných studií aplikujících Oaxaca-Blinderův rozklad.

1. MZDOVÉ DIFERENCE MUŽŮ A ŽEN V ČESKÉ REPUBLICE

O rozdílném odměňování mužů a žen se hovoří v zásadě při jakékoli příležitosti, kdy je řeč o rozdílech mezi muži a ženami. Často slyšíme, že mzdy mužů jsou o „x“ procent vyšší než mzdy žen. Méně často se pak hovoří o příčinách mzdových rozdílů, respektive za jedinou příčinu bývá považována diskriminace žen.

Co je mzdová mezera a kdy lze mzdové rozdíly mezi muži a ženami označit za diskriminační?

Dle Jacobsena (1994, s. 310) k diskriminaci na pracovním trhu dochází, „when two persons who have equal productivity and tastes for work conditions, but who are members of different groups, receive different outcomes in the workplace in terms of the wages they are paid and/or of their access to jobs“.

Obdobně vymezují diskriminaci Ehrengerg a Smith (2003, s. 382). Ti vymezují diskriminaci na trhu práce takto: „Labor market discrimination is said to exist if individual workers who have identical productive characteristics are treated differently because of the demographic groups to which they belong“.

Diskriminací na trhu práce lze tedy vymezit jako situaci, kdy jedinci, patřící k různé demografické skupině, jsou bez objektivních příčin rozdílně hodnoceni.

Značnou část mzdových rozdílů mužů a žen lze vysvětlit jejich rozdílnými charakteristikami. Tradičně jsou mzdové rozdíly vysvětlovány rozdílným lidským kapitálem, zejména věkem, vzděláním a zkušenostmi (Becker, 1957). Závěry empirických studií ukazují, že významným faktorem, kterým lze vysvětlit genderové mzdové rozdíly, je segregace trhu práce. Ženy jsou koncentrovány v méně výdělečných odvětvích či na pracovních pozicích s nižší odpovědností a tedy hůře placených (např. Oaxaca, 1973; Blinder, 1973; European Commission, 2002a).

Ke kvantifikaci mzdových diferencí mužů a žen je užíván ukazatel genderová mzdová mezera (GPG). Tato bývá vyjadřována různými způsoby. Jednou z možností je vyjádření GPG jako podílu průměrné mzdy žen ku průměrné mzdě mužů. Druhým způsobem je stanovení rozdílu mzdy mužů a žen jako procenta mzdy mužů či žen. V mnoha studiích je GPG definována jako rozdíl logaritmu mzdy mužů a žen. Mzda mužů a žen je nejčastěji určena jako průměrná hrubá hodinová mzda. V příspěvku je GPG rozuměn rozdíl logaritmu průměrné mzdy mužů a žen.

V této části příspěvku se blíže seznámíme s velikostí mzdových rozdílů mezi muži a ženami, a to jak v rámci České republiky, tak v porovnání

s ostatními zeměmi Evropské unie, a představíme základní mikroekonomický model, pomocí kterého bývá mzdová diference mužů a žen vysvětlována.

1.1. Genderová mzdová mezera v České republice a Evropské unii

Výše uvedené úvahy pramení ze statistických dat, ze kterých skutečně vyplývá, že mzdy mužů jsou obecně na znatelně vyšší úrovni než mzdy žen. Tabulka č. 1 podává přehled o mzdové diferenciaci mužů a žen v České republice za rok 2009 v členění podle jednotlivých tříd KZAM.

V tabulce lze vidět údaje, týkající se průměrné mzdy a mzdového mediánu. Porovnáme-li mzdovou úroveň mužů a žen podle průměrné mzdy, pak vidíme, že za celé národní hospodářství ČR dosahovala průměrná mzda žen přibližně tři čtvrtin průměrné mzdy mužů. U mzdového mediánu je mzdová mezera menší, a to necelých 20 %.

Podrobnější srovnání nám nabízí pohled na jednotlivé třídy KZAM. Jak u průměrné mzdy, tak u mzdového mediánu je mzdová mezera nejmenší u příslušníků armády (u mediánu mezd jsou ženy odměňovány dokonce lépe než muži). Relativně malé mzdové rozdíly byly zaznamenány také u nižších administrativních pracovníků a kvalifikovaných dělnických profesí v primárním sektoru.

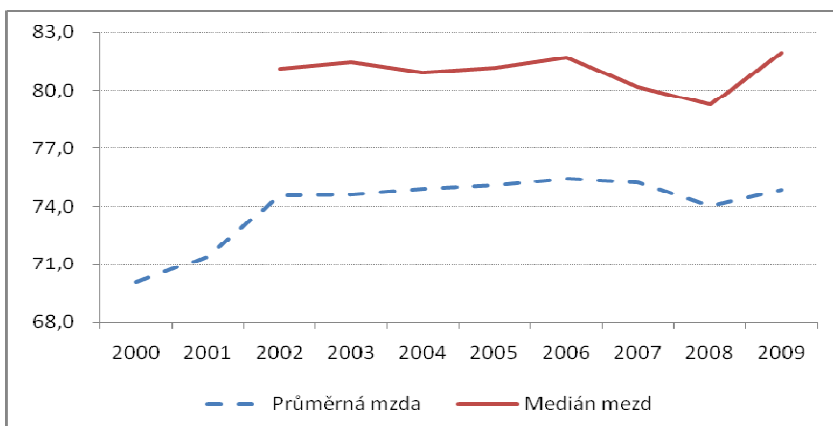
Tabulka č. 1: Údaje o měsíční mzdě mužů a žen v ČR podle hlavních tříd KZAM v roce 2009

ZAMĚSTNÁNÍ	Průměrná mzda v Kč				Medián mezd v Kč			
	celkem	muži	ženy	ženy/muži v %	celkem	muži	ženy	ženy/muži v %
C E L K E M	26 677	29 953	22 414	74,8	22 229	24 158	19 797	81,9
v tom hlavní třídy KZAM:								
příslušníci armády	26 486	26 624	25 421	95,5	24 743	24 592	25 444	103,5
zákonodárci, vedoucí a řídicí pracovníci	56 522	64 585	39 467	61,1	38 708	43 335	30 573	70,6
vědečtí a odborní duševní pracovníci	36 347	42 931	30 519	71,1	29 707	35 437	26 963	76,1
techničtí, zdravotničtí, pedagogičtí pracovníci	28 721	32 720	25 151	76,9	25 705	29 470	23 195	78,7
nižší administrativní pracovníci	21 084	23 702	20 064	84,7	19 542	21 504	18 869	87,7
provozní pracovníci ve službách a obchodě	16 318	19 094	14 822	77,6	14 559	17 311	13 885	80,2
kvalifikovaní dělníci v zemědělství, lesnictví a ryb.	17 587	18 851	16 251	86,2	16 720	18 148	15 578	85,8
řemeslníci, kvalifikovaní výrobci a zpracovatelé	21 278	22 513	15 512	68,9	20 286	21 500	14 610	68,0
obsluha strojů a zařízení	20 805	22 176	16 865	76,0	20 094	21 433	16 334	76,2
pomocní a nekvalifikovaní pracovníci	14 429	16 204	13 088	80,8	13 222	15 544	12 248	78,8

Zdroj: ČSÚ (2010), vlastní výpočty

Na následujícím obrázku je zobrazen vývoj mzdové mezery mužů a žen mezi lety 2000–2009 za celé národní hospodářství České republiky. Mzdová mezera je vyjádřena jako procentuální podíl mzdové úrovně žen ku mzdové úrovni mužů.

Graf č. 1: Mzdová mezera v ČR v letech 2000–2009 (mzda žen jako % mezd mužů)



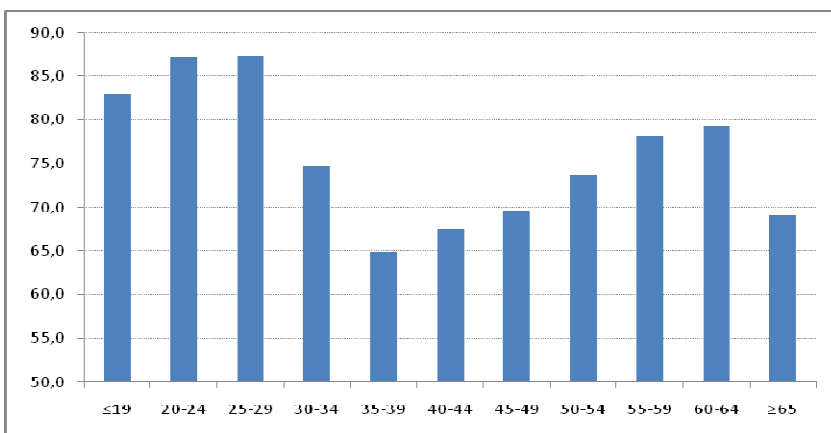
Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

V období, kde jsou data k dispozici jak pro průměrnou mzdu, tak pro mzdový medián si můžeme všimnout poměrně stabilního vývoje, tj. v letech 2002–2009 je mzdová mezera u obou ukazatelů v zásadě stabilní. V letech 2000–2002 si lze všimnout snížení mzdové mezery, počítané pomocí průměrné mzdy. Jednou z příčin může být relativně rychlé hospodářské oživení v té době, což mohlo vést k tomu, že zaměstnavatelé byli ochotni zvýšit mzdu relativně více ženám než mužům.

Na mzdové rozdíly mezi muži a ženami lze nahlížet také pomocí podrobnějšího členění. Následující tři grafy zobrazují členění podle věku, vzdělání a podle vybraných mzdových percentilů.

Z grafu č. 2 je patrné, že nejnižší rozdíly ve mzdách mezi muži a ženami se vyskytují ve věkovém rozmezí 19–29 let. Tato skutečnost může být dána tím, že hodnota lidského kapitálu mužů a žen v dané věkové skupině je z hlediska zaměstnavatelů srovnatelná. Naopak největší mzdová mezera se nachází ve věku 35–49 let, kdy lidský kapitál žen může být pro zaměstnavatele méně hodnotný z důvodu určité „absence“ v pracovním procesu díky péči o děti. V tomto období je možné, že se lidský kapitál žen rozvíjí zřetelně pomaleji než lidský kapitál mužů, což může být po návratu do práce ohodnoceno zaměstnavateli právě nižší úrovní mzdy.

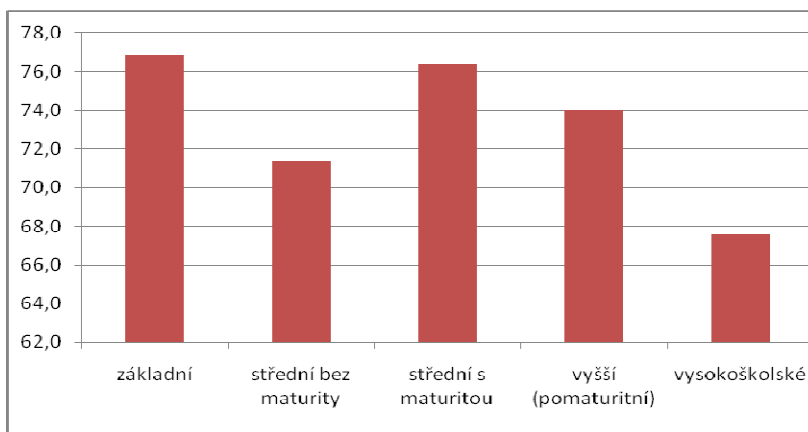
Graf č. 2: Mzdová mezera v ČR v roce 2008 podle věku (mzda žen jako % mezd mužů v dané věkové skupině)



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

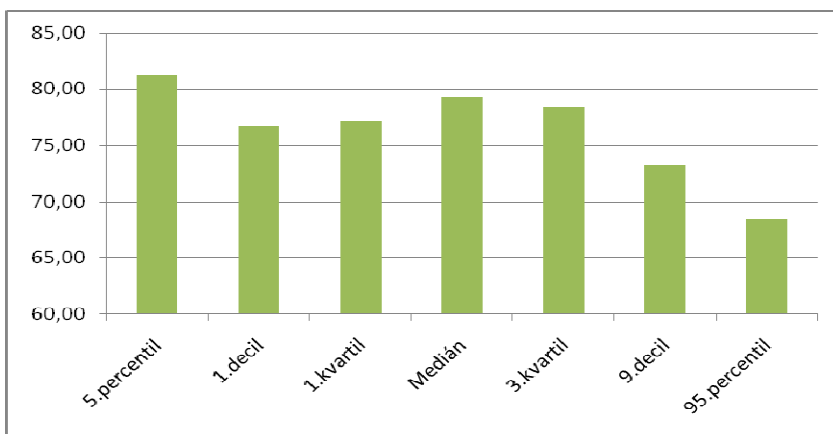
Podíváme-li se na mzdovou mezeru podle dosažené úrovně vzdělání (graf č. 3), pak si můžeme všimnout, že mzdy žen za mzdami mužů zaostávají nejvíce u vysokoškolsky vzdělané pracovní síly. Tento fakt může souviset s tím, o čem se obecně hovoří v souvislosti s diskriminací žen na trh práce – nikoli nutně různě vysoké mzdy na srovnatelných pozicích, ale spíše to, že pozice vyššího managementu mohou být výrazně častěji obsazeny muži. Nemusí se tedy jednat o problém mzdové diskriminace, ale spíše segregace pracovní síly podle pohlaví. Potenciálně větší zastoupení mužů v lépe hodnocených pracovních pozicích potom vytvoří v rámci skupiny „vysokoškolsky vzdělaní pracovníci“ větší mzdovou mezeru než např. u středoškoláků.

Graf č. 3: Mzdová mezera v ČR v roce 2008 podle vzdělání (mzda žen jako % mezd mužů v dané vzdělanostní skupině)



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Graf č. 4: Mzdová mezera v ČR v roce 2008 podle mzdových percentilů (mzda žen jako % mezd mužů v daném percentilu)

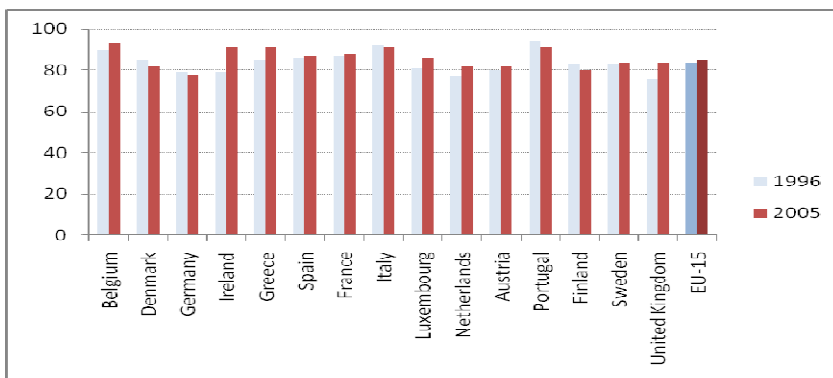


Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Mzdová mezera mužů a žen podle jednotlivých percentilů mezd v zásadě kopíruje předchozí graf. Mzdová mezera v jednotlivých percentilech tak může jen potvrzovat domněnku, že s rostoucím percentilem mezd roste zastoupení mužů a navíc, ve vyšších mzdových percentilech roste zastoupení vysokoškolsky vzdělané pracovní síly, a to v pozicích, které jsou relativně více obsazeny muži.

Nyní se podíváme, jaká mzdová mezera existuje v ostatních zemích Evropské unie.

Graf č. 5: Mzdová mezera v zemích EU-15 v letech 1996 a 2005 (mzda žen jako % mezd mužů)



Zdroj: Eurostat

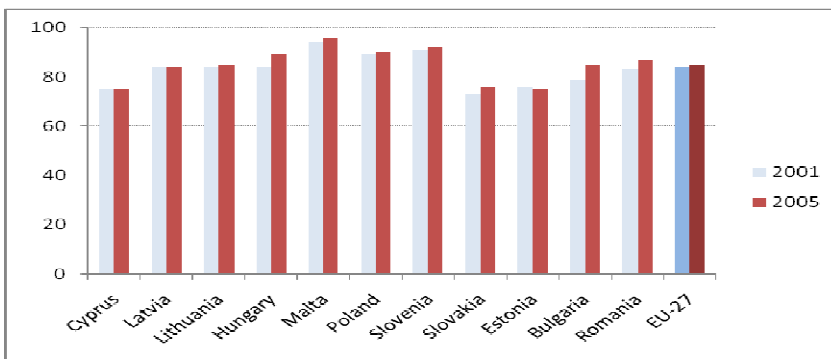
Graf č. 5 zobrazuje mzdovou mezera v zemích EU-15, tj. ve "starých" členských zemích Evropské unie. Nejprve je třeba říci, že roky 1996 a

2005 byly vybrány z důvodu, že v těchto dvou letech byly k dispozici údaje pro všechny sledované země.

Průměr EU-15 se v obou sledovaných letech pohybuje těsně nad 80 % hranicí, tj. ženy pobíraly v průměru za celé národní hospodářství EU-15 o něco více než 80 % průměrné mzdy mužů. V jednotlivých zemích se však mzdová mezera poměrně výrazně liší. Například v Německu ženy nepobíraly ani 80 % mezd mužů (a to dokonce v obou letech). Podobně je na tom i Velká Británie, Finsko, Nizozemí, ba dokonce ani Švédsko nepatří k zemím, kde by panovala rovnost v odměňování mužů a žen. Suverénně „nejrovnější“ zemí v rámci EU-15 je z tohoto pohledu Portugalsko, kde se mzdy žen v obou sledovaných letech pohybují nad 90 % mezd mužů. Podobné výsledky vykazuje Belgie či Itálie. Země jako Irsko nebo Řecko zaznamenaly v daném období výrazné snížení mzdové mezery a v roce 2005 byly mzdy žen rovněž nad 90 % úrovní mezd mužů.

Pokud se zaměříme na nové členské země EU, pak by se dalo říci, že nejvyspělejší země má rovněž nejmenší mzdovou mezera. Touto zemí je Malta. V ostatních zemích však již mzdovou mezera různou ekonomickou vyspělostí nevysvětlíme. Například Bulharsko a Rumunsko je v tomto ohledu před Slovenskem, Estonskem či Kypru. Mezi ekonomickou vyspělostí a mzdovou mezerou zřejmě nebude žádný významný vztah. Situaci ilustruje Graf č. 6 .

Graf č. 6: Mzdová mezera v nových členských zemích EU v letech 2001 a 2005 (mzda žen jako % mezd mužů)



Zdroj: Eurostat

2. DEKOMPOZICE MZDOVÝCH ROZDÍLŮ

Při zjištění potenciální existence mzdové diskriminace, je nutné očistit existující mzdovou mezeru o část, kterou lze vysvětlit rozdílnými charakteristikami zkoumaných skupin, v našem případě mužů a žen. Nevysvětlenou část mzdové mezery, lze potom označit jako potenciálně diskriminační.

K relativně jednoduchým metodám dekompozice mzdové mezery patří Oaxaca-Blinderův rozklad. Právě tomuto je věnována následující část práce. V úvodu kapitoly je přestavena Oaxaca-Blinderůva metoda dekompozice existující mzdové mezery na efekt vybavení a efekt diskriminace, druhá část shrnuje závěry vybraných empirických studií, které Oaxaca-Blinderův rozklad aplikovaly.

2.1. Oaxaca-Blinderův rozklad

Odborná literatura nabízí vícero postupů, jak určit míru potenciální mzdové diskriminace. Přehledný a relativně ucelený přehled metod lze najít např. v díle Beblo et.al. (2003). Mezi nejužívanější metody odhadu míry mzdové diskriminace patří Oaxaca-Blinderův rozklad (dekompozice).

Rozklad vychází z prací Oaxaca (1973) a Blindera (1973), kteří nezávisle na sobě rozložili mzdovou mezeru na dvě složky. Složku způsobenou rozdílným lidským kapitálem a složku, kterou rozdílným lidským kapitálem vysvětlit nelze. Tuto potom autoři označují za diskriminační.

Rozklad nabývá následující podoby

$$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \cdot \hat{\beta}_m + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \cdot \bar{X}_f \quad (1)$$

Kde \bar{W}_m je hodinová hrubá mzda mužů, \bar{W}_f je hodinová hrubá mzda žen, \bar{X}_m jsou vybrané charakteristiky mužů, \bar{X}_f značí vybrané charakteristiky žen, a $\hat{\beta}_m$, $\hat{\beta}_f$ jsou koeficienty mzdových funkcí mužů a žen.

Výraz $\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f)$ je mzdová mezer, vyjádřená jako rozdíl logaritmu hodinové hrubé mzdy mužů a žen. Výraz $(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \cdot \hat{\beta}_m$ je část mzdové mezery vysvětlená rozdílným vybavením mužů a žen (vypovídá o mzdovém rozdílu za předpokladu neexistence diskriminace). Výraz $(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \cdot \bar{X}_f$ je nevysvětlená část mzdové mezery. Vypovídá o mzdovém rozdílu za předpokladu, že by muži a ženy měli stejné charakteristiky.

V odborné literatuře jsou pro jednotlivé části dekompozice užívána rozdílná označení. Například Oaxaca (1973) první část mezery

odznačuje efektem rozdílných charakteristik (effects of differences in individual characteristics) druhou část efektem diskriminace (effects of discrimination). Blinder (1973) hovoří o části rozdílů přiřítané rozdílnému vybavení (portion of differential attributable to differing endowments), a části, vyvolané diskriminací (portion of the differential attributable to discrimination). Beblo et al. (2003) rozlišuje mezi efektem vybavení (endowment effect) a efektem odměny (remuneration effect). Jacobsen (2003) hovoří o vysvětlené a nevysvětlené části mzdových rozdílů.

K dekompozici genderové mzdové mezery je nezbytný odhad mzdových funkcí mužů a žen. Ty jsou odhadnuty následovně:

$$\ln(W_i)_f = \beta_m \cdot (X_i \wedge)_f + (\varepsilon_i)_f \quad (2)$$

$$\ln(W_i)_m = \beta_f \cdot (X_i \wedge)_m + (\varepsilon_i)_m \quad (3)$$

Kde $(W_i)_m$ je průměrná hodinová hrubá mzda i-tého muže, $(X_i \wedge)_m$ je vektor vybraných charakteristik pro i-tého muže, $(W_i)_f$ je průměrná hodinová hrubá mzda i-té ženy, $(X_i \wedge)_m$ je vektor vybraných charakteristik žen pro i-tou ženu, β_m, β_f jsou vektory koeficientů mzdových funkcí mužů a žen a ε_i je náhodná složka.

Při odhadu mzdových funkcí mužů a žen je často vycházeno z Mincerovy mzdové funkce (Mincer, 1974), kdy vysvětlující proměnné jsou vzdělání a zkušenosti.

Mincerovu mzdovou funkci lze zapsat takto:

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot s_i + \beta_2 \cdot e_i + \beta_3 \cdot e_i^2 + \varepsilon_i \quad (4)$$

Kde W je výše hodinové hrubé mzdy, s je vzdělání v letech, e jsou zkušenosti v letech. Zkušenosti jsou ve funkci určeny následovně $e=(A-s-b)$, kde A je věk, s jsou roky vzdělání a b je věk, ve kterém jedinec nastupuje do základní školy, ε_i je náhodná složka.

Mincerova rovnice je ve studiích rozšířena o další vysvětlující proměnné. Počet zahrnutých vysvětlujících proměnných se v jednotlivých studiích značně liší. S velmi širokou paletou proměnných pracuje Blinder (1973), Oaxaca (1973) či European Commission (2002a). Tyto studie pracují s 12 a více vysvětlujícími proměnnými. Naopak Elder (2009) do mzdové funkce zahrnuje pouze 3 vysvětlující proměnné (věk, vzdělání a zaměstnání). Mezi velmi často zahrnované vysvětlující proměnné patří, kromě proměnných zachycujících lidský kapitál (věk, vzdělání, praxe), charakteristiky, které postihují zaměstnání (odvětví, pracovní místo, odpovědnost, pracovní úvazek,

velikost firmy, léta ve firmě, odbory), region (region, velikost sídla) a rodinnou situaci (rodinný stav, děti).¹

K odhadu koeficientů mzdových funkcí je velmi často užívána metoda nejmenších čtverců (např. Oaxaca (1973), Blinder (1973), Harkness (1996), European Commission (2002a)). Převážná část studií tuto metodu doplňuje o odhad založený na Heckmanově postupu (Heckman, 1979), který umožňuje eliminovat problém zkreslení výběrem vzorku.

V případě použití Heckmanova postupu je v Oaxaca-Blinderově dekompozici rozlišováno mezi třemi efekty, kdy ke dvěma již zmíněným efektům je přidáván efekt výběru. Rozklad má následující tvar:

$$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \cdot \hat{\beta}_m + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \cdot \bar{X}_f + (\hat{\theta}_m \cdot \bar{\lambda}_m + \hat{\theta}_f \cdot \bar{\lambda}_f) \quad (5)$$

Kde $\hat{\theta}$ je odhad výrazu $\rho\sigma_\varepsilon$. Kde ρ je koeficient korelace mzdy a participační funkce, $\bar{\lambda}$ je průměr odhadnutých λ_i . Ty jsou získány odhadem pravděpodobnosti, že jednotlivec pracuje.²

První člen na pravé straně rovnice je efektem vybavení, druhý člen zachycuje efekt diskriminace a třetí člen je označován efektem výběru.

Řada studií, které pracují s Heckmanovým postupem, převádí efekt výběru na levou stranu rovnice.

$$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) - (\hat{\theta}_m \cdot \bar{\lambda}_m + \hat{\theta}_f \cdot \bar{\lambda}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \cdot \hat{\beta}_m + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \cdot \bar{X}_f \quad (6)$$

Levá strana rovnice (6) je potom označována jako hypotetická či potenciální mzdová mezera (např. Miller (1987)). Na pravé straně rovnice je první složka opět efektem vybavení, druhá složka efektem diskriminace.

Další posun v odhadu diskriminační složky mzdové mezery se nesl ve znamení kritiky pojetí rovnovážné mzdy. Oaxaca (1973) uvádí, že při odhadu nediskriminačního mzdového poměru mužů a žen lze využít koeficienty mzdových funkcí mužů nebo koeficienty mzdových funkcí žen. Reimers (1983) uvádí, že diskriminace může vést nejen k nižším mzdám žen, ale i vyšším mzdám mužů ve srovnání s rovnovážnou mzdou.

Oaxaca-Blinderův model je tak rozšířen do tvaru:

$$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \cdot \beta^* + (\hat{\beta}_m - \beta^*) \cdot \bar{X}_m + (\beta^* - \hat{\beta}_f) \cdot \bar{X}_f \quad (7)$$

¹ Výčet vysvětlujících proměnných u vybraných studií naleznete v další kapitole.

² Blíže k Heckmanově postupu Heckman (1979) nebo Beblo (2003).

Kde β^* značí vektor koeficientů mzdové funkce v případě neexistence diskriminace. První část výrazu na levé straně odhaduje podíl rozdílného vybavení mužů a žen, druhá složka zahrnuje diskriminaci ve prospěch mužů a třetí člen diskriminaci v neprospěch žen. Celkový efekt diskriminace je součtem efektu diskriminace ve prospěch mužů a diskriminace v neprospěch žen.

Jednotlivé studie, které pracují s Oaxaca-Blinderovým rozkladem, se liší nejen v počtu vysvětlujících proměnných zahrnutých do mzdových funkcí mužů a žen, ale také v pojetí rovnovážné mzdy. Blinder (1973) při odhadu míry diskriminace používají jako nediskriminační (rovnovážnou mzdu) mzdu mužů. Oaxaca (1973) odhaduje míru mzdové diskriminace s užitím jednak mužské mzdy jako mzdy rovnovážné, jednak mzdy žen. Reimers (1983) přisuzuje regresní koeficientům mzdové funkce mužů a žen stejnou váhu ($\beta^* = (\beta_m + \beta_f)/2$). Cotton (1988) určuje váhy dle podílu mužů a žen na celkové pracující populaci a Neumark (1988) odhaduje β^* jako vektor koeficientů mzdové funkce společně pro muže i ženy.

2.2. Závěry vybraných empirických studií

Oaxaca-Blinderův rozklad patří k nejužívanějšímu způsobu dekompozice genderové mzdové mezery. Vybrané studie a jejich závěry zachycuje Tabulka č. 2.

Tabulka č. 2: Závěry vybraných studií aplikujících Oaxaca-Blinderův rozklad

Autor	Země (data z roku)	Rovnovážná mzda	Proměnné zahrnuté do mzdové funkce	GPG ($\ln W_m - \ln W_f$)	%GPG připadající diskriminaci (běloši)
Blinder (1973)	USA (1967)	muži	Věk, věk ² , region, vzdělání, zaměstnání, odborný výcvik, členství v odborech, veterán, zdraví, podmínky na místním trhu práce, migrace, sezónnost zaměstnání, léta ve firmě	0,458	65,7 %
Oaxaca (1973)	USA (1967)	muži	Zkušenosti (v letech), zkušenosti ² , vzdělání (v letech), vzdělání ² , typ zaměstnance, odvětví, pracovní zařazení,	0,4307	52,9 %
		ženy	zdravotní stav, výše úvazku, migrace, rodinný stav, děti, velikost sídla, region		

Miller (1987)	CAN (1980)	muži	Vzdělání, zkušenosti, zkušenosti ² , rodinný stav, složení rodiny, region, velikost sídla, etnikum a jazyk, zaměstnání, odvětví	0,351	45,3 %
Neumark (1988)	USA (1980)	muži ženy Neumark	Vzdělání, zkušenosti, věk, velikost sídla, bydliště, členství v odborech, rodinný stav, rasa	0,502	70 % 69 % 57 %
Ashraf, Ashaf (1993)	PK – Rawal pindi (1975)	Muži Ženy Cotton	Věk, rodinný stav, vzdělání, migrace, zkušenosti, zkušenosti ² , sektor	0,502	60 % 58 % 70 %
Harkness (1996)	UK (1974, 1983, 1992-1993)	ženy	Věk, věk ² , vzdělání, region, odvětví, zaměstnání, děti, velikost firmy, odbory, zkušenosti, zkušenosti ²	0,221 (r. 1992-3)	91,8 % (r. 1992-3)
European Commission (2002)	UK, NL, A, IRL, D, E, EL, F, DK, I, B, P, EU (1998)	Muži	Věk, věk ² , věk ³ , vzdělání, rodinný stav a děti, přerušení zaměstnání, praxe, praxe ² , praxe ³ , pracovní úvazek, pracovní smlouva, veřejný či soukromý sektor, velikost firmy, odvětví, zaměstnání, pracovní role, genderová koncentrace	UK: 0,278 NL: 0,237 A: 0,237 IRL: 0,221 D: 0,216 E: 0,154 EL: 0,142 F: 0,114 DK: 0,110 I: 0,090 B: 0,076 P: 0,061 EU: 0,177	UK: 68 % NL: 78 % A: 69 % IRL: 45 % D: 84 % E: 125 % EL: 68 % F: 69 % DK: 45 % I: 104 % B: 92 % P: 85 % EU: 79 %
Beblo et al. (2003)	EU, D (1998)	muži	Věk, vzdělání, zaměstnání, praxe, rodinný stav, výpadky ze zaměstnání, národnost, výše úvazku, region, velikost firmy	EU: 0,177 D: 0,236	EU: 78 % D: 46 %
González et al. (2005)	P (1985, 1991, 1995, 2000)	Muži Ženy Cotton Neumark	Vzdělání, odpracované roky ve firmě, odpracované roky ve firmě ² , zkušenosti, zkušenosti ² , velikost firmy, region, zaměstnání, odvětví, pracovní úvazek	0,238 (r.2000)	82 % (r.2000) 91 % (r.2000) 86 % (r.2000) 64 % (r.2000)
Elder et al. (2009)	USA (1985, 2001)	Muži ženy Neumark	Věk, věk ² , vzdělání, zaměstnání	0,372 (r.1985) 0,285 (r.2001)	93 % (r.85) 98 % (r.01) 104 % (r.85) 104 % (r.01)

					74 % (r.85)
					82 % (r.01)

Poznámka: GPG odhadnuta s pomocí Oaxaca-Blinderova rozkladu, mzdové funkce odhadnuty metodou OLS.

Použité zkratky: UK-Velká Británie, NL- Nizozemí, F-Francie, D-Německo, DK-Dánsko, IRL-Irsko, I-Itálie, B-Belgie, P-Portugalsko, A-Rakousko, E-Španělsko, EL-Řecko, CAN-Kanada, PK-Pákistán

Zdroj: citované zdroje, vlastní úprava

Oaxaca (1973) a Blinder (1973) odhadují výši diskriminační mzdové mezery ve Spojených státech amerických. Autoři pracují s rozdílným panelem dat, kdy Oaxaca čerpá data z roku 1967 ze „Survey of Economic Opportunity“, Blinder užívá data pro rok 1967 z „Panel Study of Income Dynamics“. Také vysvětlující proměnné, zařazené do mzdové funkce se liší. Oba autoři pracují s 12 vysvětlujícími proměnnými. Blinder (1973) na rozdíl od Oaxaca (1973) užívá jako vysvětlující proměnnou věk, členství v odborech, status veterána, sezónnost zaměstnání či podmínky panující na trhu práce. Oaxaca naopak zařazuje rodinný stav, počet dětí či velikost sídla. Rozdílné jsou také závěry obou autorů ohledně hlavních faktorů, vysvětlujících mzdové rozdíly efektem vybavení. Oaxaca (1973, s.705) za hlavní faktory považuje odvětví, zaměstnání a rodinný stav, dle Blindera (1973, s. 448) je klíčové zaměstnání, léta ve firmě a členství v odborech. Liší se také odhad efektu diskriminace. Oaxacovi (1973) se rozdílností charakteristik mužů a žen nepodařilo vysvětlit 52,9 % mzdové mezery a Blinderovi (1973) 65,7 % mzdové mezery. Efekt diskriminace je tak v případě Blinderova odhadu vyšší.

Miller (1987) užívá Oaxaca-Blinderovu dekompozici k odhadu výše efektu diskriminace v Kanadě v roce 1980. K odhadu mzdových funkcí mužů a žen užívá jednak metodu OLS, jednak Heckmanovu metodu. Jako vysvětlující proměnné jsou užity: vzdělání, zkušenosti, rodinný stav, složení rodiny, region, velikost sídla, etnikum a jazyk, zaměstnání a odvětví. Při odhadu mzdové funkce metodou nejmenších čtverců je rozdílnými charakteristikami mužů a žen vysvětleno 54,7 % existující mzdové mezery. Zbýlých 45,3 % vysvětleno není a lze je tak přičítat efektu diskriminace. K nejvýznamnějším faktorům, které vysvětlují existující mzdové rozdíly efektem vybavení patří složení rodiny (konkrétně počet let manželství a věk vychovávaných dětí). To vysvětluje více než 35 % existujícího mzdového rozdílu. Dalšími významnějšími vysvětlujícími proměnnými je odvětví a zaměstnání. Užití Heckmanova postupu vede k mírně odlišným závěrům. Rozdílné charakteristiky vysvětlují jen 40,4 % potenciální mzdové mezery, zbylých 59,6 % je nevysvětleno. I zde zůstává nejvýznamnější položkou, která vysvětluje mzdové rozdíly složení rodiny. To i v tomto případě vysvětluje více než 30 % mzdového rozdílu.

Srovnání potenciálního efektu diskriminace ve vybraných zemích Evropské unie umožňuje studie Evropské komise z roku 2002 (European Commission, 2002a). Autoři k odhadu mzdových funkcí mužů a žen užívají metody nejmenších čtverců a rozkládají mzdovou mezeru pro 12 členských zemí Evropské unie (Velká Británie, Irsko, Belgie, Nizozemí, Rakousko, Francie, Německo, Itálie, Španělsko, Portugalsko, Řecko, Dánsko) a EU jako celek. Pracováno je s daty z „European Community Household Panel“ (ECHP) pro rok 1998. Do mzdové funkce je zahrnuto 13 vysvětlujících proměnných: věk (včetně druhé a třetí mocniny věku), vzdělání, rodinný stav a děti, přerušeni zaměstnání (nezaměstnanost, mateřská dovolená), praxe (včetně druhé a třetí mocniny praxe), pracovní úvazek, pracovní smlouva (na dobu určitou či neurčitou), rozlišení, zda dotyčný pracuje ve veřejném či soukromém sektoru, velikost firmy, odvětví, zaměstnání, pracovní pozice (zda je dotyčný řídicí či jen výkonná osoba), genderová koncentrace (podíl žen v daném zaměstnání). Mezi nejvýznamnější faktory, které vysvětlují mzdové rozdíly v EU rozdílným vybavením mužů a žen patří genderová koncentrace, odvětví, ve kterém je pracovník zaměstnán a pracovní pozice. Ze závěrů studie plyne, že jak genderová mzdová mezera jako taková, tak její nevysvětlená část se v jednotlivých zemích EU značně liší. Nejvyšší efekt diskriminace (jako % GPG) byl zjištěn ve Španělsku, Itálii a Belgii. Naopak relativně nízký je efekt diskriminace v Dánsku a Irsku. Pokud budeme efekt diskriminace hodnotit v absolutním vyjádření (GPG snižená o efekt vybavení), potom nejsilnější je efekt diskriminace ve Španělsku a Německu. Ze studie vyplývá, že díky působení tohoto efektu mají ženy ve Španělsku 82,5 % a ženy v Německu 83,4 % mzdy mužů.

Se stejným panelem dat, jako výše zmíněná studie, pracuje také Beblo et al. (2003). Kromě metody nejmenších čtverců užívají autoři k odhadu mzdových funkcí také Heckmanův postup. Oba postupy aplikují na EU a Německo. Vysvětlující proměnné se od předešlé studie ovšem liší. Je pracováno s 10 vysvětlujícími proměnnými: věk, vzdělání, zaměstnání, praxe, rodinný stav, výpadky ze zaměstnání, národnost, výše úvazku, region a velikost firmy. V případě EU dospívá studie k obdobným závěrům jako výše zmíněná studie Evropské komise z roku 2002. Efektu diskriminace je přičítáno více než 70 % GPG. V případě Německa se ovšem závěry významně liší, kdy efektem diskriminace je vysvětlováno jen 46 % existující mzdové mezery. Tento rozdíl lze vysvětlit rozdílně zvolenými vysvětlujícími proměnnými. K obdobným závěrům autoři dospívají i při užití Heckmanova postupu. V EU připadá na efekt diskriminace 80 % a v Německu 43 % mzdového rozdílu.

González et al. (2005) zkoumají genderovou mzdovou mezeru v Portugalsku a hodnotí její vývoj v období 1985–2000. Data čerpají z „Quadros de Pessoal“. K odhadu mzdových funkcí užívají metodu OLS a pracují s 8 vysvětlujícími proměnnými. Při rozkladu mzdové mezery na efekt vybavení a efekt diskriminace pracují s více variantami. Za

nediskriminační mzdu je považována mzda mužů, mzda žen, Cottonova a nakonec Neumarkova varianta. Pro rok 2000 dospívají autoři k následujícím závěrům. V případě, že je jako nediskriminační užitá mzda mužů, tvoří efekt diskriminace 82 % GPG, při užití mzdy žen je podíl tohoto efektu 91 %, při Cottonově variantě 86 % a při Neumarkově jen 64 %. Zajímavý je závěr autorů ohledně vývoje efektu diskriminace. Zatímco genderová mzdová mezera měla tendenci mírně klesat, podíl efektu diskriminace při použití všech variant rovnovážné mzdy rostl.

Také Elder et al. (2009) pracuje ve své studii s více variantami rovnovážné mzdy. Autoři užívají mzdu mužů, žen a Neumarkovu variantu. Efekt diskriminace odhadují pro Spojené státy americké v letech 1985 a 2001, data čerpají z „Current Population Survey“. Také oni, stejně jako Oaxaca (1973) a Gonzáles (2005) dospívají k závěru, že při použití mzdy žen, jako rovnovážné mzdy, je efekt diskriminace vyšší než v případě užití mzdy mužů. Při použití Neumarkovy varianty je efekt diskriminace naopak znatelně slabší ve srovnání s užitím rovnovážné mzdy mužů a žen. Ke stejnému závěru ohledně Neumarkovy varianty dospívají také Neumark (1988) či Gonzáles (2005). Pokud jde o vývoj GPG mezi lety 1985 a 2001, v USA se GPG v tomto období snižovala, efekt diskriminace, jako procento existující GPG, ovšem narůstal.

2.3. Empirické studie věnované zemím V4

Odhad mzdové mezery v České republice, Polsku a Maďarsku s užitím Oaxaca-Blinderova rozkladu můžeme najít například ve studiích Mysíková (2007), Adamchik a Bedi (2001) a Jolliffe a Campos (2005). Studii, kvantifikující efekt diskriminace na Slovensku, se nám bohužel nepodařilo najít. Závěry uvedených prací shrnuje Tabulka č. 3.

Tabulka č. 3: Závěry vybraných studií aplikujících Oaxaca-Blinderův rozklad v zemích V4

Autor	Země (data z roku)	Rovnovážná mzda	Proměnné zahrnuté do mzdové funkce	GPG ($\ln W_m - \ln W_f$)	%GPG připadající diskriminaci
Mysíková (2007)	CZ (2005)	Muži	Vzdělání, zkušenosti,	0,21	100,7 %
		Cotton	zkušenosti ² , smlouva (dobu určitou či neurčitou), region, zaměstnání		104,8 %
Jolliffe- Campos (2005)	HU (1986- 1998)	Neumark	Vzdělání, zkušenosti, zkušenosti ² , odvětví, velikost firmy, region	0,31 (r.1986) 0,18 (r.1998)	68 % (r.1986) 47 % (r.1998)

Adamchik-Bedi (2001)	PL (1993-97)	Muži ženy Neumar	vzdělání, zkušenosti, rodinný stav, hlava rodiny, velikost sídla, odvětví, pracovní pozice, léta ve firmě, léta ve firmě ² , velikost firmy	0,218 (r.1997)	68,8 % (r.1997) 95,4 % (r.1997) 46,8 % (r.1997)
----------------------	--------------	----------------------------	--	----------------	---

Poznámka: GPG odhadnuta s pomocí Oaxaca-Blinderova rozkladu, mzdové funkce odhadnuty metodou OLS.

Použité zkratky: CZ – Česká republika, HU - Maďarsko, PL- Polsko

Zdroj: citované zdroje, vlastní úprava

Mysíková (2007) užívá Oaxaca-Blinderův rozklad na dekompozici mzdové mezery v České republice v roce 2005. K odhadu mzdových funkcí mužů a žen užívá jednak metodu OLS, jednak Heckmanův postup. Zjištěná mzdová mezera vyjádřená jako rozdíl logaritmu mzdy mužů a žen představuje 0,21. Ženy tak v České republice pobírají cca 81 % mezd mužů. Při užití metody OLS a aplikaci rovnovážné mzdy mužů, dospívá autorka k závěru, že zvolené vysvětlující proměnné objasňují -0,7 % mzdové mezery. Pokud by byly muži a ženy za své charakteristiky stejně odměňováni, byla by mzda žen vyšší. Efekt diskriminace potom představuje 100,7 % GPG. Při použití Cottonovy varianty efekt diskriminace narůstá na 104,8 % GPG. Při použití Heckmanova postupu, který umožňuje očištění vzorku o efekt zkreslení výběrem, dospívá autorka k relativně vysokému zápornému efektu výběru (18,2 % GPG). Pokud by neparticipující část populace vstoupila na pracovní trh, mzdové rozdíly by se tak výrazně zvýšily. Potenciální mzdový rozdíl vyjádřený jako rozdíl logaritmu mezd mužů a žen by činil 0,25 (očištěnou o efekt výběru). Pokud bychom tento rozložili na efekt vybavení a diskriminace (s použitím rovnovážné mzdy mužů), představovala by diskriminace 100,6 % potenciální mzdové mezery.

Adamchik a Bedi (2001) zkoumají výši efektu diskriminace v Polsku v období 1993–1997. Pracují s 9 vysvětlujícími proměnnými mzdových rozdílů mužů a žen. K odhadu mzdové funkce užívají jednak metodu nejmenších čtverců, jednak Heckmanův postup. V roce 1997 je celková genderová mzdová mezera, vyjádřená jako rozdíl logaritmu mzdy mužů a žen, rovna 0,218. Autoři s užitím metody OLS a rovnovážné mzdy mužů dospívají k závěru, že 31,2 % této mezery lze vysvětlit efektem vybavení, 68,8 % GPG je potom přičítáno efektu diskriminace. Při užití Heckmanova postupu je v roce 1997 zjištěn záporný efekt výběru. Tento tvoří cca 21 % GPG. Zahrnutím neparticipující části populace by tak genderová mzdová mezera výrazně vzrostla. Pokud potenciální mzdovou mezeru rozložíme na efekt vybavení a efekt diskriminace, je možno efektem vybavení vysvětlit 52 % a efektem diskriminace 48 % této mezery. Za nejvýznamnější faktory, vysvětlující nižší mzdu žen efektem vybavení,

označují autoři odvětví, v němž je jedinec zaměstnán, skutečnost, zda je jedinec hlavou rodiny či nikoli a pracovní pozici. Pokud jde o vývoj GPG a její diskriminační složky v čase, zjistili autoři, že GPG vyjádřená jako rozdíl logaritmu průměrné mzdy mužů a žen se v celém sledovaném období pohybovala kolem hodnoty 0,2. Mzda žen tak dosahovala v průměru 82 % mzdy mužů. Relativně stabilní byl také podíl efektu vybavení a efektu diskriminace.

Odhad diskriminační složky mzdové mezery v Maďarsku můžeme najít ve studii Jolliffe a Campos (2005). Stejně jako v předešlých studiích, i zde je k odhadu mzdové funkce užita metoda OLS i Heckmanův postup. Jako vysvětlující proměnné jsou použity vzdělání a zkušenosti. Mzdová mezera je analyzována v období 1986-1998 a jako nediskriminační mzda je užita Neumarkova varianta. V roce 1998 je GPG v Maďarsku, vyjádřená jako rozdíl logaritmu průměrné mzdy mužů a žen, rovna 0,18, efekt diskriminace představuje 44 %. S použitím Heckmanova postupu pak tvoří efekt diskriminace v roce 1998 cca 53 % potenciální mzdové mezery. Stejně jako v předešlých studiích, i zde je efekt výběru záporný. Ve srovnání s Českou republikou a Polskem je ovšem znatelně slabší. Pokud by neparticipující část populace vstoupila na pracovní trh, vedlo by to k růstu mzdové mezery jen o 5-10 %.³ Studie hodnotí také vývoj mzdové mezery v čase. Mezi lety 1986 a 1998 genderová mzdová mezera klesá a klesá také efekt diskriminace (absolutně i vyjádřený jako % GPG). Mezi nejvýznamnější faktory, které vysvětlují existující mzdový rozdíl rozdílným vybavením mužů a žen patří odvětví a velikost firmy.

2.4. Shrnutí závěrů empirických studií

Oaxaca-Blinderův rozklad patří k nejužívanějšímu způsobu dekompozice genderové mzdové mezery. Studie, které pracují s Oaxaca-Blinderovou metodou, se značně liší a liší se také jejich závěry. Důvodů je více.

Jedním z nich je samozřejmě rozdílný panel dat, s nimiž je pracováno. Dále také fakt, že autoři studií pracují s rozdílnými mzdovými funkcemi, kdy zahrnuté vysvětlující proměnné či způsob práce s nimi se liší. Nicméně závěry empirických prací potvrzují, že rozdílný lidský kapitál v podobě vzdělání a zkušenosti vysvětluje ve vyspělých tržních ekonomikách jen nepatrnou část existující genderové mzdové mezery. Významnější část mzdových rozdílů je vysvětlena horizontální a vertikální segregací. Tedy koncentrací žen v méně placených odvětvích a na pozicích s nižší mírou pravomocí a odpovědnosti a tedy hůře placených. Významnou roli hraje také rodinná situace.

Závěry jednotlivých studií jsou také ovlivněny pojetím rovnovážné mzdy, která vstupuje do rozkladu. Empirické studie ukazují, že pokud

³ O 5 % v roce 1992 a o 10 % v letech 1995 a 1998.

je, po vzoru Blindera (1973), jako rovnovážná mzda brán mzda mužů, je efekt diskriminace ve většině případů nižší, než za situace, kdy je za rovnovážnou mzdu považována mzda žen (Elder et al. (2009), Oaxaca (1973), Gonzáles (2005), Adamchik-Bedi (2001)). Neumark (1988) a Ashraf a Ashraf (1993) dospívají k závěru opačnému. V případě Neumarkovy varianty je efekt diskriminace znatelně slabší ve srovnání s užitím rovnovážné mzdy mužů a žen. Při použití Cottonovy varianty bývá efekt diskriminace ve srovnání s nediskriminační mzdou mužů potom silnější.

Liší se také užití metody odhadu koeficientů mzdových funkcí. K nejčastěji užívaným metodám patří metoda nejmenších čtverců a Heckmanův postup, který umožňuje eliminovat problém zkreslení výběrem vzorku. Ze závěrů studií je zřejmé, že v případě aplikace Heckmanova postupu je v mnoha případech efekt diskriminace (vyjádřený jako % potenciální mzdové mezery) vyšší (Miller (1987), Mysíková (2005), Adamchik-Bedi (2001), Jolliffe a Campos (2005)).

3. ZÁVĚR

Cílem příspěvku bylo zjistit základní fakta, týkající se rozdílů v odměňování mužů a žen, a to především v České republice. Pro srovnání uvedena také agregovaná data o mzdových rozdílech mužů a žen v ostatních zemích Evropské unie. Cílem také bylo představit jeden z modelů, pomocí kterého lze uspokojivě vysvětlit mzdové rozdíly mezi muži a ženami – Oaxaca-Blinderova dekompozice mzdových rozdílů. Nelze totiž jednoznačně říci, že pokud se mzda mužů a žen liší, že je to příčinou mzdové diskriminace nebo že jde o cílenou snahu zaměstnavatelů nadhodnocovat práci mužů (nebo v určitých případech práci žen). Oaxaca-Blinderova dekompozice slouží k tomu, abychom našli objektivní příčiny mzdových rozdílů, jako např. věk, vzdělání, pracovní zkušenosti, pracovní pozice apod. Teprve až když je zjištěna určitá část mzdové mezery, kterou nelze vysvětlit pomocí žádného objektivního kritéria, tak se lze domnívat, že právě tato nevysvětlená část mzdové mezery ukazuje na tzv. „efekt diskriminace“.

V dalším výzkumu se chceme zaměřit na aplikaci Oaxaca-Blinderovy dekompozice pro zjišťování příčin mzdových rozdílů mezi muži a ženami na pracovním trhu v České republice. Vedle Oaxaca-Blinderovy dekompozice se chceme také zaměřit na problematiku tzv. párového srovnávání, která spočívá v nalezení srovnatelných pracovníků – mužů a žen, a poté ve srovnávání jejich mezd.

Aplikaci Oaxaca-Blinderovy dekompozice chceme nejprve provádět na vzorku dat pocházejících z placené databáze EU-SILC (European Union Statistics of Income and Living Conditions).

Dále potom na námi nasbíraných datech na úrovni vybraných firem. Kdy tato poskytují lepší obraz o situaci v jednotlivé firmě a potenciální mzdové diskriminaci.

Argumentem pro toto tvrzení je fakt, zda data z databáze EU-SILC neposkytují údaje o počtu odpracovaných let ve firmě, je vycházeno z hrubého členění zaměstnání na 10 skupin dle klasifikace KZAM, nejsou k dispozici informace o mzdové politice firmy (např. do jaké míry váže odměňování na výkon pracovníka) atd. Tato data také neumožňují kvalitní provedení párového srovnání.

4. POUŽITÁ LITERATURA

Adamchik, V. A. – Bedi, A. S. (2001): Persistence of the Gender Pay Differential in a Transition Economy. Working Paper – General Series 349. Institute of Social Studies.

Ashraf, J. – Ashraf, B. (1993): Estimating the Gender Wage Gap in Rawalpindi City. The Journal of Development Studies, vol. 29, no. 2, pp. 365-376.

Beblo, M., et al. (2003): Methodological Issues Related to the Analysis of Gender Gaps in Employment, Earnings and Career Progression. Project carried out for the European Commission Employment and Social Affairs DG, 2003.

Becker, S. G. (1957): The economics of discrimination. The University of Chicago Press, 1957.

Becker, S. G. (1993): Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education. Third Edition, The University of Chicago Press, 1993.

Blinder, A. (1973): Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. The Journal of Human Resources, vol.8, no. 4, 1973, pp. 436-455.

Cotton (1988): On the decomposition of Wage Differentials. The Review of Economics and Statistics, vol. 70, no. 4, pp. 236-243.

Ehrenberg, R.G. – Smith, R.S. (2003): Modern Labour Economics. Person International Edition, 2003.

Elder, T. – Goddeeris, J. – Haider, S. (2009): Unexplained gaps and Oaxaca-Blinder decompositions. Labour Economics, vol. 17 (2010), no. 1, pp. 284-290.

European Commission (2002): The Adjusted Gender Pay Gap: A Critical Appraisal of Standard Decomposition Techniques. Report prepared by D. Grimshaw and J. Rubery as part of the work by the coordinating team of the Group of Experts on Gender and Employment commissioned by DG Employment and Social Affairs, Brussels, 2002.

European Commission (2002a): Employment in Europe in 2002. Luxembourg, 2002.

González, P. – Santos, M.C. – Santos, L.D. (2005): The Gender Wage Gap in Portugal: Recent Evolution and Decomposition. CEF.UP Working Paper no. 0505, Universidade do Porto, Faculdade de Economia do Porto.

Harkness, S. (1996): The Gender Earnings Gap: Evidence From the UK. Fiscal Studies, vol. 17, no. 2, 1996, pp. 1-36.

Heckman, J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error. Econometrica, vol. 47, no. 1, pp. 153-163.

Jacobsen, J. P. (1994): The Economics of Gender. Blackwell Publishers Inc, 1994.

Jolliffe, D. – Campos, N. F. (2005): Does market liberalization reduce gender discrimination? Econometric evidence from Hungary, 1986-1998. Labour Economics, vol. 12, no. 1, pp. 1-22.

Miller, P. W. (1987), Gender Differences in Observed and Offered Wages in Canada, 1980, The Canadian Journal of Economics, vol. 20, no. 2, pp. 225-244.

Mincer, J. (1974): Schooling, Experience and Earnings. New York: National Bureau of Economic Research, 1974.

Mysíková, M. (2007): Trh práce žen: Gender Pay Gap a jeho determinanty. IES Working Paper 13/2007. IES FSV. Charles University.

Neumark, D. (1988): Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. The Journal of Human Resources, vol. 13, no. 3, pp. 279-295.

Oaxaca, R. (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets. International Economic Review, vol. 14, no. 3, pp. 693-709.

Reimers, C. (1983): Labor Market Discrimination Against Hispanics and Black Men, Review of Economics and Statistics, vol. 65, no. 4, pp. 570-579.