

Jsou ženy v České republice mzdově diskriminovány? Závěry z vybraného podniku

Veronika HEDIJA, Petr MUSIL, College of Polytechnics Jihlava¹

Abstract

The paper examines the amount of gender pay gap (GPG) in the selected company to find out if the company wage discriminates women or not. To estimate the discriminatory component of gender pay gap, authors have used two methods: the Oaxaca-Blinder decomposition and the method of pair-wise comparison. The authors conclude that in selected companies the gender pay gap is about 19%. This pay gap cannot be explained by different performance characteristics of men and women in this company. By contrast, women have better characteristics compared to men. Their wages should be higher than the wage of men. Using the Oaxaca-Blinder decomposition, it was found that the effect of discrimination makes up more than 100% of GPG. The existence of wage discrimination against women in the company has been confirmed using method of pair-wise comparison too.

Keywords

Gender, gender pay gap, wage differences, wage discrimination.

JEL Classification: J16, J24

¹ Department of Economic Studies, College of Polytechnics Jihlava, Tolstého 16, 586 01 Jihlava, Czech Republic
vhedija@seznam.cz (corresponding author)

This article is a part of the results of the project no. 402/09/2057 *Measurement and management of the intangible assets impact on enterprise performance* financed by the Czech Science Foundation.

1. Úvod

Rozdílná výše mezd mužů a žen patří ke stále aktuálním a hojně diskutovaným tématům. Problematika rovného postavení mužů a žen a nediskriminace dle pohlaví je ukotvena v právu Evropské unie. Diskriminaci, založenou mimo jiné na pohlaví, přímo zakazuje Listina základních práv Evropské unie. Rovné zacházení pro muže a ženy je deklarováno také ve Smlouvě o fungování Evropské unie. Dle článku 8 této smlouvy usiluje Unie při všech svých činnostech o odstranění nerovností a podporuje rovné zacházení pro muže a ženy. Dle článku 153 Smlouvy o fungování Evropské unie potom Unie podporuje činnost členských států v oblasti rovných příležitostí mezi muži a ženami na trhu práce a rovného zacházení na pracovišti. Článek 157 zmíněné smlouvy upravuje otázky mzdové diskriminace na pracovním trhu. Dle tohoto článku

je úkolem každého členského státu zajistit uplatnění zásady stejné odměny mužů a žen za stejnou nebo rovnocennou práci. Nabízí se otázka, zda jsou tato legislativní opatření účinná. Dochází v České republice, která je jednou z členských zemí EU, ke mzdové diskriminaci, či nikoli? Pokud ano, tak v jaké míře?

Dle údajů Českého statistického úřadu v roce 2009 dosahovala průměrná hrubá měsíční mzda žen cca 75 % průměrné hrubé měsíční mzdy mužů (ČSÚ, 2010). Tento údaj ovšem ještě nic nevypovídá o existenci mzdové diskriminace na českém pracovním trhu. Ne každý existující mzdový rozdíl lze označit za diskriminační. Co lze vůbec považovat za diskriminaci na trhu práce? Kdy lze mzdový rozdíl mužů a žen označit za diskriminační a kdy tomu tak není?

Dle Ehrenberga a Smitha (2003) lze o diskriminaci na pracovním trhu hovořit, *if individual workers who have identical productive characteristics are treated differently because of the demographic groups to which they belong*. Volně přeloženo za diskriminaci na trhu práce lze označit situaci, kdy jedinci patřící k různé demografické skupině jsou bez objektivních příčin rozdílně hodnoceni. Za mzdovou diskriminaci žen lze tedy považovat situaci, kdy ženy pobírají bez objektivních příčin jinou mzdu než muži.

Z hlediska tradiční mikroekonomické teorie je výše mzdy závislá na produktivitě práce. Jedinec, který vykazuje vyšší produktivitu práce, tak z objektivních příčin pobírá vyšší hodinovou mzdu a naopak. Takto vzniklý mzdový rozdíl nelze označit za diskriminaci a je přirozený a oprávněný. Jako jedna z možných příčin popsaných mzdových diferencí se tak nabízí právě rozdílná produktivita práce mužů a žen. Tato potom úzce souvisí s rozdílnými výkonnostními charakteristikami pracovníků. Tradičně jsou mzdové rozdíly vysvětlovány rozdílným věkem, vzděláním a zkušenostmi, které přímo ovlivňují produktivitu jednotlivců (Becker, 1957). Pokud by tedy ženy v průměru dosahovaly nižšího vzdělání, vykazovaly nižší zkušenosti a byly v průměru mladší, pobíraly by oprávněně v průměru nižší mzdu než muži. Vzhledem k tomu, že průměrný věk mužů a žen v produktivním věku se v České republice dramaticky neliší a výrazně se neliší ani dosažené vzdělání či léta praxe, nelze ve většině případů těmito faktory vysvětlit celý existující mzdový rozdíl. Závěry empirických studií ukazují, že významným faktorem, kterým lze do značné míry vysvětlit existující mzdové rozdíly, je segregace trhu práce. Tedy fakt, že ženy jsou koncentrovány v méně výdělečných odvětvích či na pracovních pozicích s nižší odpovědností, a tedy hůře placených (např. European Commission, 2002). Jurajda (2003) uvádí, že v České republice lze koncentrací žen do nízkopříjmových povolání a firem vysvětlit přibližně jednu třetinu genderové mzdové mezery. Významnost horizontální a vertikální segregace pro vysvětlení mzdových rozdílů potvrzuje také Křížková a kol. (2008).

Cílem článku je popsat výši genderové mzdové mezery ve vytipovaném podniku a zjistit, zda v tomto podniku dochází ke mzdové diskriminaci žen či nikoli. K odhadu diskriminační složky mzdové mezery jsou v článku použity dvě metody. Jednou z nich je dekompozice mzdové mezery pomocí Oaxaca-Blinderova rozkladu, druhá metoda je založena na tzv. párovém srovnání.

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. Převážná část odborných studií, které se touto problematikou zabývají, vymezuje GPG jako rozdíl logaritmu průměrné mzdy mužů a průměrné mzdy žen. Pokud není uvedeno jinak, genderovou mzdovou mezerou je v článku rozuměn rozdíl logaritmů průměrné mzdy mužů a průměrné mzdy žen.¹

Úvodní část článku stručně mapuje současný stav poznání v oblasti odhadu diskriminační složky genderové mzdové mezery. V druhé části článku je popsán standardní přístup k analýze genderových mzdových nerovností a vymezen vlastní postup zkoumání. Genderové mzdové rozdíly jsou zkoumány ve vybraném podniku. K analýze genderové mzdové mezery jsou použity dva přístupy. Genderová mzdová mezera je nejdříve zkoumána s užitím Oaxaca-Blinderova rozkladu, následně je použita tzv. metoda párového srovnání. Výsledky zjištěné s užitím obou metod jsou v závěru shrnuty a vzájemně srovnány.

2. Genderová mzdová mezera a mzdová diskriminace žen

K průkopnickým pracím v oblasti odhadu míry mzdové diskriminace žen patří práce autorů Oaxacy (1973) a Blindera (1973), kteří odhadují nezávisle na sobě výši diskriminační složky mzdové mezery ve Spojených státech amerických. Autoři pracují s rozdílným panelem dat a také s rozdílnými charakteristikami, kterými se snaží vysvětlit existující mzdový rozdíl mezi muži a ženami. Oaxacovi (1973) se rozdílností charakteristik mužů a žen nepodařilo vysvětlit 52,9 % mzdové mezery a Blinderovi (1973) 65,7 %. Oba autoři dospívají k závěru, že rozdílnými charakteristikami mužů a žen lze vysvětlit více než polovinu existující genderové mzdové mezery. Zbylou část lze potom považovat za diskriminační.

Na zmíněné práce navazuje řada autorů, kteří užívají Oaxaca-Blinderův rozklad či jeho modifikace. Přehled vybraných studií a jejich závěrů lze najít například v práci Hedija a Musil (2010). Odhad diskriminační složky GPG v Evropské unii a vybraných členských zemích lze najít ve studii autorů Grimshawa a Ruberyho (2002) či Beblo a kol. (2003). Řada studií je věnována také odhadu efektu míry mzdové diskriminace v transformačních ekonomikách. Například Adamchik a Bedi (2001) zkoumají existenci mzdové diskriminace v Polsku, Jolliffe a Campos (2005) v Maďarsku, Jurajda (2003) na Slovensku.

¹ $GPG = \ln(W_m) - \ln(W_f)$, kde W_m je průměrná mzda mužů a W_f je průměrná mzda žen.

Odhad diskriminační složky GPG v České republice lze potom najít například v pracích Jurajdy (2003, 2005) či Mysíkové (2007). Jurajda (2003) s užitím dat z roku 1998 dospívá k závěru, že v České republice nelze vysvětlit rozdílnými charakteristikami mužů a žen ani rozdílnými charakteristikami jejich zaměstnavatelů dvě třetiny existující mzdové mezery. Dle závěrů autora (Jurajda, 2005) nemělo ani přijetí antidiskriminační legislativy v České republice významnější vliv na pokles diskriminace žen na trhu práce. Ve prospěch existence mzdové diskriminace na českém trhu práce hovoří také závěry Mysíkové (2007). Autorka užívá Oaxaca-Blinderův rozklad na dekompozici genderové mzdové mezery v České republice v roce 2005. Efekt diskriminace potom dle autorky představuje 100,7 % zjištěné genderové mzdové mezery. Pokud by tedy byli muži a ženy za své charakteristiky stejně odměňováni, byla by mzda žen dokonce vyšší než mzda mužů.

3. Metodika

K odhalení potenciální mzdové diskriminace ve vybraném podniku jsou použity dvě metody. První spočívá v rozkladu mzdové mezery na část přiřítanou rozdílným charakteristikám mužů a žen a část, kterou rozdíl v charakteristikách nelze vysvětlit a kterou lze s trochou opatrnosti přiřítat diskriminaci. K rozkladu GPG je zde užito Oaxaca-Blinderova rozkladu. Druhá metoda je založena na tzv. párovém srovnání. V rámci podniku jsou vytipovány páry (muž a žena), které mají v ideálním případě zcela identické charakteristiky. Existující mzdový rozdíl u takto vytipovaných párů je potom odrazem mzdové diskriminace.

3.1 Dekompozice genderové mzdové mezery

Jak již bylo zmíněno, k dekompozici genderové mzdové mezery je využit Oaxaca-Blinderův rozklad (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973), který patří k nejčastěji užívaným metodám odhadu diskriminační složky genderové mzdové mezery. Tento umožňuje rozložit existující genderovou mzdovou mezeru na část, kterou lze vysvětlit rozdílnými charakteristikami mužů a žen, a nelze ji tedy považovat za diskriminační, a na část, která zůstává nevysvětlena. Nevysvětlenou část mzdové mezery lze potom označit za potenciálně diskriminační.

K aplikaci Oaxaca-Blinderova rozkladu je nejdříve nutno odhadnout mzdové funkce mužů a žen. Ty jsou odhadnuty následovně:

$$\ln(W_i)_m = \beta_m (X_i')_m + (u_i)_m, \text{ pro } i = 1, \dots, n, \quad (1)$$

$$\ln(W_i)_f = \beta_f (X_i')_f + (u_i)_f, \text{ pro } i = 1, \dots, n. \quad (2)$$

Kde $(W_i)_m$ je mzda i -tého muže, $(X_i')_m$ je vektor vybraných charakteristik mužů pro i -tého muže, $(W_i)_f$

je mzda i -té ženy, $(X_i')_f$ je vektor vybraných charakteristik žen pro i -tou ženu, β_m, β_f jsou vektory koeficientů mzdových funkcí mužů a žen a u_i je náhodná složka.

Studie, které aplikují Oaxaca-Blinderův rozklad, pracují s rozdílným počtem vysvětlujících proměnných, kterými se snaží vysvětlit rozdílnou výši mzdy mužů a žen. Blinder (1973) i Oaxaca (1973) pracují s dvanácti vysvětlujícími proměnnými. Oaxaca (1973) užívá jako vysvětlující proměnnou zkušenosti, vzdělání, typ zaměstnance, odvětví, pracovní zařazení, zdravotní stav, výši úvazku, migraci, rodinný stav, děti, velikost sídla a region. Blinder (1973) užívá věk, region, vzdělání, zaměstnání, odborný výcvik, členství v odborech, veteránství, zdraví, podmínky na místním trhu práce, migraci, sezónnost zaměstnání a léta ve firmě. Grimshaw a Rubery (2002) do mzdových funkcí zařazují čtrnáct vysvětlujících proměnných: věk, vzdělání, rodinný stav a děti, přerušování zaměstnání, praxi, pracovní úvazek, pracovní smlouvu, veřejný či soukromý sektor, velikost firmy, odvětví, zaměstnání, pracovní roli a genderovou koncentraci. Jolliffe a Campos (2005) a Mysíková (2007) pracují pouze s pěti vysvětlujícími proměnnými, a to vzděláním, zkušenostmi, regionem; v případě Mysíkové potom typem úvazku a zaměstnání a v případě dvojice autorů Jolliffe a Campos velikostí firmy a odvětvím.

Vysvětlovanou proměnnou je v našem případě hrubá hodinová mzda, která je vypočítána tak, že roční hrubá mzda zaměstnance je vydělena počtem odpracovaných hodin (zahrnující i počet hodin čerpané dovolené). Takto upravená hrubá mzda zajistí očištění od zkreslení, které by mohl způsobit různý počet odpracovaných hodin jednotlivých pracovníků.

Na druhou stranu je nutno vzít v úvahu, že pracovníci, kteří odpracují více hodin, mohou být pro podnik přínosnější, a tedy mohou pobírat vyšší hodinovou mzdu. Tento fakt nelze považovat za diskriminaci. Vyšší přínos pro firmu lze jednak vysvětlit lepšími znalostmi a zkušenostmi těchto pracovníků díky většímu počtu odpracovaných hodin, a tedy jejich vyšší produktivitou, jednak faktem, že pracovníci mohli odpracovat více přesčasových hodin, které jsou lépe placeny, a v neposlední řadě také tím, že zaměstnavatel si takových pracovníků váží více díky jejich spolehlivosti, nechce o ně přijít, a proto jim vyplácí vyšší mzdu. Toto pak může pro ostatní pracovníky být motivační. Z tohoto pohledu se tedy jeví vhodné do mzdové funkce jako vysvětlující proměnnou zařadit počet odpracovaných hodin a počet přesčasových hodin. Počet odpracovaných hodin umožňuje zohlednit absence pracovníků, kdy pracovníci, kteří odpracovali méně hodin, mohou pobírat nižší hodinovou mzdu. Zohlednění počtu odpracovaných přesčasových

hodin zase postihuje fakt, že tyto mohou být lépe placeny.

My jsme do modelu zmíněné vysvětlující proměnné nezahrnuli. Důvodem je fakt, že v námi zvoleném podniku je vykonáváno minimum práce přesčas. Pokud k této dochází, není tato pracovníkům přímo proplácena, ale je řešena náhradním volnem pracovníka. Výrazně se neliší ani počet odpracovaných hodin pracovníků ve zkoumaném vzorku. Absence ať již z důvodu nemoci, či jiných jsou minimální a pracovníci toto řeší čerpáním řádné dovolené, případně (pokud je to možné) domluvou s jiným pracovníkem, který je dočasně zastoupí. Po návratu do práce potom příslušný počet hodin za tohoto pracovníka odpracují.

Jako vysvětlující proměnné jsou ve mzdových funkcích užity vzdělání, zkušenosti, léta ve firmě, pracovní pozice, počet dětí a rodinný stav. Všechny tyto faktory mají úzkou vazbu na produktivitu práce pracovníků, a tedy i výši jejich mzdy. Mzdové rozdíly jsou zkoumány v podniku, který můžeme zařadit do sektoru služeb. Předmětem činnosti podniku je velkoobchod a zásobování elektromateriálem. Produktivita práce jednotlivých pracovníků je v tomto podniku velmi obtížně měřitelná a vedení podniku nemá stanovená jasná kritéria, podle kterých výkonnost konkrétních pracovníků posuzuje. Zahrnutí takových kritérií do mzdových funkcí není proto možné.

Mzdové rozdíly mužů a žen jsou v článku zkoumány v rámci jedné firmy. Zahrnutí velikosti firmy, regionu, velikosti sídla firmy či oboru, ve kterém firma působí, je tedy v tomto případě zbytečné.

Vzdělání a zkušenosti jsou tradiční faktory, které determinují výši mzdy. Vyšší dosažené vzdělání umožňuje jedincům vykonávat práci, která je lépe ohodnocena. Obdobně roste mzdové ohodnocení s nabytými zkušenostmi, kdy léty praxe získává pracovník další znalosti a schopnosti, které potom vedou k lepšímu pracovnímu výkonu, vyšší produktivitě, a tedy lepšímu ohodnocení. Vztah mezi výší mzdy a výší zkušeností nemusí být ovšem čistě lineární, ale tempo růstu se může s věkem zpomalovat. Důvodem je fakt, že zaměstnanci v předdůchodovém věku mají horší uplatnění na trhu práce, což může být důvodem mzdových diferencí. My jsme do mzdové funkce, jak již bylo řečeno, dále zahrnuli další čtyři faktory, které mají či do jisté míry mohou mít vliv na produktivitu jedinců, a tedy i výši mzdy a zároveň jsou relativně dobře zjištělné. Těmito jsou léta ve firmě, pracovní pozice, počet dětí a rodinný stav. Léta strávená ve firmě jsou obdobou zkušeností pracovníka. Tato ovšem lépe vypovídají o zkušenostech, které jsou relevantní vzhledem k vykonávanému zaměstnání. Pokud má například jedinec 10 let praxe jako řidič a začne vykonávat práci jinou, praxí nabyté znalosti a dovednosti mohou být v novém zaměstnání jen málo

využitelné, a tyto tak patrně výkon ani výši mzdy pozitivně neovlivní. Pro zahrnutí počtu dětí a rodinného stavu hovoří argument, že lidé, kteří mají rodinu (jsou vdaní či ženatí) a starají se o děti, nevěnují práci tolik času a myšlenek jako lidé, kteří jsou svobodní a bezdětní. Starost o děti s sebou může nést také více absencí v práci a tím také nižší zkušenosti pracovníka ve srovnání s ostatními.

Konkrétní mzdové funkce pro muže a ženy v našem případě nabývají tohoto tvaru:

$$\begin{aligned} \ln(W_i)_m = & \beta_0 + \beta_1(VZDELANI)_m + \\ & + \beta_2(ZKUSENOSTI)_m + \beta_3(ZKUSENOSTI^2)_m \\ & + \beta_4(LETA_VE_FIRME)_m + \beta_5(POZICE_2)_m + \\ & + \beta_6(POZICE_3)_m + \beta_7(POZICE_4)_m + \\ & + \beta_8(DETI)_m + \beta_9(RODINNY_STAV_2)_m + \\ & + \beta_{10}(RODINNY_STAV_3)_m + (u_i)_m, \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \ln(W_i)_f = & \beta_0 + \beta_1(VZDELANI)_f + \\ & + \beta_2(ZKUSENOSTI)_f + \beta_3(ZKUSENOSTI^2)_f + \\ & + \beta_4(LETA_VE_FIRME)_f + \beta_5(POZICE_2)_f + \\ & + \beta_6(POZICE_3)_f + \beta_7(POZICE_4)_f + \\ & + \beta_8(DETI)_f + \beta_9(RODINNY_STAV_2)_f + \\ & + \beta_{10}(RODINNY_STAV_3)_f + (u_i)_f. \end{aligned} \quad (4)$$

Zde W_i je hrubá hodinová mzda. Tato je vypočítána jako roční hrubá mzda zaměstnance vydělená počtem odpracovaných hodin ve sledovaném roce zvýšeném o počet dnů čerpané řádné dovolené.

Vysvětlující proměnná $VZDELANI$ je vyjádřena v letech strávených při daném stupni dosaženého vzdělání standardně ve vzdělávacím zařízení. Pokud dosáhl jedinec základního vzdělání, nabyvá proměnná hodnoty 8, při středním odborném 11, v případě úplného středního odborného vzdělání dosahuje hodnoty 12, při bakalářském vysokoškolském vzdělání 15 a v případě magisterského vysokoškolského vzdělání 17.

$ZKUSENOSTI$ vyjadřují léta zkušeností daného pracovníka. Proměnná je vypočítána tak, že od věku pracovníka je odečten počet let vzdělání a hodnota 6 (věk nástupu na základní školu). U žen je navíc odečtena pravděpodobná doba strávená na mateřské a rodičovské dovolené (počet dětí vynásobený třemi), kdy přesné údaje nejsou bohužel známy. Tento postup postihuje to, že ženy ve stejném věku a se stejným vzděláním mohou mít nižší zkušenosti než muži, a to z důvodu péče o dítě. Díky tomuto zjednodušení se nelze bohužel vyhnout určitému zkreslení. Do mzdové funkce je zahrnuta také druhá mocnina zkušeností, která odráží fakt, že vztah mezi zkušenostmi a výší mzdy nemusí být čistě lineární, ale jejich vliv na výši mzdy může s rostoucím věkem slábnout.

LETA_VE_FIRME vyjadřují počet let, po která je pracovník ve firmě zaměstnaný. Zde již není počet let u žen snížen o dobu strávenou na mateřské či rodičovské dovolené a to z důvodu nedostupnosti informací, kdy ženy tuto dovolenou čerpaly.

POZICE je umělá proměnná, která reprezentuje pracovní pozici, kterou pracovník zastává. Pracovní pozice jsou rozčleněny do 4 kategorií dle odpovědnosti a stupně řízení. *POZICE_1* zahrnuje v našem případě řidiče, prodavače a skladníky. Jedná se o pozici bez podřízených osob s relativně nízkou odpovědností. *POZICE_2* zahrnuje pracovní pozice účetní, odborný technik, referent a obchodní zástupce. Jedná se taktéž o pozici bez podřízených osob, ale s vyšší odpovědností. *POZICE_3* zahrnuje pracovní pozice vedoucí účetní a vedoucí skladu. Tito pracovníci již mají určitý počet podřízených osob. *POZICE_4* je pozicí, kterou zastává vrcholové vedení podniku. Patří sem jednotliví ředitelé. Proměnná *POZICE* je umělou proměnnou, která nabývá hodnoty 0 či 1. Hodnoty 0 nabývá tehdy, pokud pracovník nevykonává danou práci, hodnoty 1 nabývá pro pozici, kterou pracovník zastává.

Vysvětlující proměnná *DETI* odráží počet dětí, které daná osoba má, a to bez ohledu na jejich věk. Vyšší vypovídací schopnost by patrně mělo zahrnutí jen dětí do věku cca 10 let, kdy péče o dítě klade zvýšené nároky na rodiče. Nicméně údaje o stáří dětí jsme neměli bohužel k dispozici. Tento fakt tedy může vést k určitému zkreslení závěrů modelu a při jejich interpretaci je toto nutno zohlednit.

RODINNY_STAV je opět umělou proměnnou. Tento je rozčleněn do tří kategorií: *RODINNY_STAV_1*, *RODINNY_STAV_2* a *RODINNY_STAV_3*, které znamenají, že muž či žena je svobodný/á, ženatý/vdaná, respektive rozvedený/á či vdovec/vdova. Tato proměnná nabývá hodnoty 0 či 1. Hodnoty 0 tehdy, pokud pracovník nesplňuje danou charakteristiku, hodnoty 1 v případě, kdy pracovník charakteristiku splňuje.

K odhadu výše diskriminační části mzdové mezery je užito rozšířené formy Oaxaca-Blinderova rozkladu. Tento má tvar:

$$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\beta^* + (\hat{\beta}_m - \beta^*)\bar{X}_m + (\beta^* - \hat{\beta}_f)\bar{X}_f. \quad (5)$$

\bar{W}_m je průměrná hodinová hrubá mzda mužů, \bar{W}_f je průměrná hodinová hrubá mzda žen, \bar{X}_m jsou vybrané charakteristiky mužů, \bar{X}_f značí vybrané charakteristiky žen, $\hat{\beta}_m, \hat{\beta}_f$ jsou koeficienty mzdových funkcí mužů a žen a β^* značí vektor koeficientů mzdové funkce v případě neexistence diskriminace (rovnovážné mzdy).

Výraz $\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f)$ je mzdová mezera, vyjádřená jako rozdíl logaritmu průměrné mzdy mužů a žen. Výraz $(\bar{X}_m - \bar{X}_f)\beta^*$ je část mzdové mezery vysvětlená rozdílnými charakteristikami mužů a žen. Tato vypovídá o mzdovém rozdílu za předpokladu neexistence diskriminace. Tuto část budeme nazývat efektem vybavení. Výraz $(\hat{\beta}_m - \beta^*)\bar{X}_m + (\beta^* - \hat{\beta}_f)\bar{X}_f$ je nevysvětlená část mzdové mezery. První část výrazu značí diskriminaci ve prospěch mužů. Tato část odráží rozdíl mezi mzdou, kterou muži pobírají, a mzdou, kterou by pobírali v případě neexistence diskriminace. Druhá část značí diskriminaci v neprospěch žen. Zachycuje rozdíl mezi mzdou, kterou by ženy pobíraly za předpokladu neexistence diskriminace, a mzdou, kterou skutečně pobírají.

Součet těchto dvou složek budeme, po vzoru Oaxacy (1973) a Blindera (1973), označovat efektem diskriminace, i když toto označení může být do značné míry zavádějící.² Výsledky modelu je vždy nutno interpretovat opatrně. Efektem diskriminace je zde totiž označována ta část mzdové mezery, kterou nelze vysvětlit zvolenými charakteristikami (vysvětlujícími proměnnými). Nelze se tak vyhnout zkreslení, které plyne z toho, že do modelu nebyly zahrnuty veškeré relevantní vysvětlující proměnné, a to ať už z důvodu nedostupnosti dat, či obtížné kvantifikace veškerých relevantních charakteristik.

Průměrná hodinová hrubá mzda mužů a žen je ve vzorci (5) odhadnuta ze mzdových funkcí mužů a žen:

$$\ln(\bar{W}_f) = \hat{\beta}_f(\bar{X}'_f), \quad (6)$$

$$\ln(\bar{W}_m) = \hat{\beta}_m(\bar{X}'_m). \quad (7)$$

\bar{W}_m je průměrná hodinová hrubá mzda mužů, \bar{W}_f je průměrná hodinová hrubá mzda žen, \bar{X}'_m je vektor průměrných charakteristik mužů, \bar{X}'_f značí vektor průměrných charakteristik žen a $\hat{\beta}_m, \hat{\beta}_f$ jsou vektory odhadnutých koeficientů mzdových funkcí mužů a žen.

² Oaxaca (1973) první část mezery označuje 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 (2007) hovoří o vysvětlené a nevysvětlené části mzdových rozdílů.

Při samotném rozkladu jsou použity dvě varianty rovnovážné mzdy. Jako rovnovážná mzda je použita jednak mzda mužů, jednak mzda žen. Tento postup volí ve své práci Oaxaca (1973). V případě, že za rovnovážnou mzdu považujeme mzdu mužů, nabývá rozklad následující podoby:

$$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\hat{\beta}_m + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)\bar{X}_f. \quad (8)$$

Výraz $(\bar{X}_m - \bar{X}_f)\hat{\beta}_m$ je efektem vybavení a vypovídá o mzdovém rozdílu za předpokladu neexistence diskriminace. Výraz $(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)\bar{X}_f$ je efektem diskriminace a vypovídá o mzdovém rozdílu za předpokladu, že by muži a ženy měli stejné charakteristiky (charakteristiky žen).

V případě, že za rovnovážnou mzdu považujeme naopak mzdu žen, lze rozklad zapsat takto:

$$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\hat{\beta}_f + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)\bar{X}_m. \quad (9)$$

Výraz $(\bar{X}_m - \bar{X}_f)\hat{\beta}_f$ je efektem vybavení a výraz $(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)\bar{X}_m$ je efektem diskriminace a vypovídá o mzdovém rozdílu za předpokladu, že by muži a ženy měli stejné charakteristiky (charakteristiky mužů).

3.2 Párové srovnání

Další možností, jak odhadnout výši diskriminační mzdové mezery, je metoda tzv. párového srovnání. V rámci párového srovnání je hledána dvojice pracovníků (vždy muž a žena), kteří mají v ideálním případě totožné, nebo alespoň co nejvíce podobné charakteristiky – věk, praxi, vzdělání, počet let ve firmě, pracovní pozice atd. Pokud je či jsou takové dvojice nalezeny, potom z případného mzdového rozdílu můžeme usuzovat, že tento nelze vysvětlit rozdílnou hodnotou lidského kapitálu poměřovaných pracovníků. Lze jej přičítat diskriminaci. Závěry o výši takto zjištěné diskriminační složky mzdové mezery je ovšem nutno vykládat opatrně. Většinou je nelze zobecnit a vztáhnout na podnik jako celek. Důvodem je ve většině případů velmi malý počet takto nalezených dvojic.

Abychom závěry zjištěné výše uvedeným postupem podepřeli o další důkazy, je výše GPG dále zkoumána v rámci zvolených párových skupin pracovníků. Pracovníci jsou přiřazováni do skupin na základě alespoň jedné shodné charakteristiky. Jako rozhodující charakteristika je vybrána ta, kterou lze považovat při vysvětlování mzdových rozdílů za nejvýznamnější. Mzdová mezera je pak vypočítána v rámci každé skupiny, a to z průměrných mezd mužů a žen, kteří do této skupiny spadnou. V práci bude postupováno tak, že jako rozhodující třídící charakteristika pro utváření skupin poslouží ta, která nabývá nejvyššího významu při vysvětlení mzdových rozdílů mužů a žen při užití Oaxaca-Blinderova rozkladu.

I zde je nutno závěry vykládat opatrně. Musíme vzít v úvahu fakt, že při vysvětlování nemusely být zohledněny veškeré relevantní vysvětlující proměnné, a to ať již z důvodu jejich nedostupnosti, obtížné zjistitelnosti, či kvantifikace.

4. Data

Mzdová mezera je v článku odhadnuta pro konkrétní firmu. Jedná se o firmu, která působí na českém trhu od roku 1991 a předmětem jejího podnikání je velkoobchod a zásobování elektromateriálem. Při sběru dat jsme se ovšem zavázali, že veškeré údaje, které by mohly firmu identifikovat, zůstanou v anonymitě. Pro představu však můžeme uvést, že mezi největší konkurenty této firmy patří firmy Elfetex, Qstel či Elkov.

Firma má 82 zaměstnanců. Podíl mužů a žen je téměř shodný, což se jeví jako velmi příhodné pro analýzu genderové mzdové mezery. Genderová mzdová mezera je odhadnuta na základě dat za rok 2009. Zjišťovány byly následující údaje: výše roční hrubé mzdy, počet odpracovaných hodin za daný rok, počet hodin čerpané dovolené, typ vztahu se zaměstnavatelem (pracovní poměr, dohoda o pracovní činnosti či provedení práce), věk, vzdělání, typ vykonávané práce, léta, která zaměstnanec působí ve firmě, počet dětí a rodinný stav.

Na základě zjištěných údajů byli někteří pracovníci ze zkoumaného vzorku vyřazeni. Jednalo se o pracovníky, kteří ve firmě pracovali nárazově na základě dohody o provedení práce nebo dohody o pracovní činnosti. U těchto nebylo možno přesně vypočítat hodinovou hrubou mzdu. Ze vzorku byli také vyloučeni pracovníci, kteří se typem prováděné práce a svou charakteristikou zcela vymykali ostatním pracovníkům. Jednalo se o jednu zaměstnankyni na pozici uklízečka. Tento post zastávala důchodkyně, která práci vykonávala za více méně symbolickou částku. Dále jde o pracovnice, které čerpaly či nastoupily mateřskou či rodičovskou dovolenou, a zaměstnance, kteří byli dlouhodobě nemocní. Těchto zaměstnanců nebylo mnoho (3 osoby) a jejich výrazné absence byly oprávněným důvodem (jak již bylo uvedeno výše), proč se jejich mzda mohla odlišovat od zbytku pracovníků. Zbylí pracovníci absence z důvodu nemoci či jiných nevykazovali. Nakonec tak byl zkoumaný vzorek zúžen na 29 žen a 33 mužů. Průměrné charakteristiky zkoumaného vzorku mužů a žen jsou uvedeny v tabulce 1.

Tabulka 2 zachycuje průměrnou hodinovou hrubou mzdu zvoleného vzorku mužů a žen a mzdový medián mužů a žen. Průměrná hodinová hrubá mzda je vypočítána tak, že roční hrubá mzda zaměstnance je vydělena počtem odpracovaných hodin a hodin řádné

dovolené. V tabulce lze vidět, že hodinová hrubá mzda mužů, vypočítaná jako prostý aritmetický průměr i zjištěná pomocí mediánu, byla vyšší než v případě žen. Genderová mzdová mezera činila v případě užití průměru 19 %, v případě užití mzdového mediánu potom cca 15 %.

Tabulka 1 Průměrné charakteristiky užitých dat

Proměnná	Muži	Ženy	Zaměstnanci
Hodinová hrubá mzda (v Kč)	118,39	97,93	108,82
Vzdělání (v letech)	12,00	11,86	11,95
Věk (v letech)	37,21	40,86	38,92
Zkušenosti	19,18	19,48	19,32
Léta ve firmě	6,61	6,21	6,42
Pracovní pozice 1	0,52	0,31	0,42
Pracovní pozice 2	0,33	0,59	0,45
Pracovní pozice 3	0,09	0,10	0,10
Pracovní pozice 4	0,06	0,00	0,03
Děti	1,00	1,17	1,08
Rodinný stav 1	0,33	0,24	0,29
Rodinný stav 2	0,58	0,66	0,61
Rodinný stav 3	0,09	0,10	0,10
Počet osob ve zkoumaném vzorku	33	29	62

Tabulka 2 Průměrná mzda a mzdový medián

	Průměrná hodinová hrubá mzda	Mzdový medián
Muži	118,39 Kč	116,11 Kč
Ženy	97,93 Kč	99,84 Kč
GPG (%)	18,99 %	15,09 %

Tabulka 3 Mzdová funkce 1

lnW	Parametry mzdové funkce			Průměrné charakteristiky	
	muži	ženy	$(\beta_m - \beta_f)$	ženy	muži
konstanta	4,588 64*** (0,045 844 8)	4,380 63*** (0,065 177 9)	0,208 01	1,000 0	1,000 0
LETA VE FIRMĚ	0,007 495 03 (0,005 823 47)	0,011 045 8* (0,005 863 3)	-0,003 550 77	6,206 9	6,606 1
POZICE_2	0,163 288*** (0,058 082 9)	0,140 396** (0,066 589 8)	0,022 892	0,586 2	0,333 3
POZICE_3	0,175 972* (0,099 385 0)	0,329 521*** (0,111 601)	-0,153 549	0,103 4	0,090 9
POZICE_4	0,632 157*** (0,117 433)	0,000 000	0,632 157	0,000 0	0,060 6
R ²	0,619 857	0,404 040			
$\ln(W_m) - \ln(W_f)$	0,181 312 335				

Poznámka: * značí významnost na 10% hladině, ** na 5% hladině a *** na 1% hladině významnosti. V závorce jsou uvedeny směrodatné chyby odhadu parametrů.

5. Výsledky a jejich interpretace

V následující kapitole je odhadována výše diskriminační složky genderové mzdové mezery v námi vybraném podniku. V první části kapitoly je k odhadu potenciální mzdové diskriminace žen užit Oaxaca-Blinderův rozklad, v druhé části metoda párového srovnání.

5.1 Dekompozice genderové mzdové mezery

Prvním krokem v dekompozici mzdové mezery s užitím Oaxaca-Blinderova rozkladu je odhad mzdových funkcí mužů (3) a žen (4) ve zvolené firmě. Při odhadu mzdových funkcí se ne všechny zvolené vysvětlující proměnné ukázaly jako statisticky významné.

Pomocí postupného vypouštění irelevantních vysvětlujících proměnných jsme nakonec dospěli ke dvěma možným podobám mzdových funkcí. V prvním případě jsou jako vysvětlující proměnné použita léta ve firmě a pracovní pozice, ve druhém případě zkušenosti a pracovní pozice. Parametry obou mzdových funkcí zachycují tabulky 3 a 4.

Při odhadu mzdových funkcí se jako nevýznamné vysvětlující proměnné ukázaly vzdělání, počet dětí a rodinný stav. Nevýznamnost počtu dětí a rodinného stavu není až takovým překvapením. U počtu dětí bohužel nebyly k dispozici údaje o jejich věku. Většina pracovníků tak mohla mít (a dle svého věku taky patrně měla) děti starší 10 let, které se o sebe dokážou postarat v mnoha oblastech samy a nevyžadují zvýšenou péči. V případě nemoci dětí tak většinou není třeba, aby některý z rodičů z důvodu péče o nemocné dítě absentoval v zaměstnání. Stejně tak péče o tyto děti není tak časově náročná. Dalším faktorem, který svědčí o nevýznamnosti počtu dětí, je možná péče o tyto děti ze strany prarodičů jak v případě nemoci dítěte, tak zvýšené pracovní vyčerpání rodičů. Počet

děti tak díky těmto faktorům nemusí mít vliv na pracovní výkon mužů, a dokonce ani žen, a tedy ani na mzdu jimi pobíranou. Nicméně fakt, že nebyly k dispozici údaje o věku dětí, mohl vést ke zkreslení významu této proměnné. V případě rodinného stavu lze nevýznamnost vysvětlit povahou vykonávané práce. Ve zkoumané firmě je práce, kterou převážná část pracovníků vykonává, dobře slučitelná s osmihodinovou pracovní dobou. Nejedná se o činnosti, kterým by bylo nutno věnovat více času, než je běžná pracovní doba. Práce tak do soukromého života pracovníků ve většině případů nezasahovala. Proto svobodní bezdětní jedinci nepodávali lepší pracovní výkony či nevěnovali práci více času než jedinci ženatí/vdaní. Na výši odměny tak rodinný stav neměl žádný vliv. Relativním překvapením je skutečnost, že k nevýznamným vysvětlujícím proměnným patří v našem případě také vzdělání. To lze vysvětlit tím, že ve zkoumaném podniku má většina zaměstnanců úplně střední odborné vzdělání. Jen dva pracovníci mají vzdělání vysokoškolské. Výše pobírané mzdy se ovšem mezi pracovníky se stejným dosaženým stupněm vzdělání i výrazně liší. Dosaženým stupněm vzdělání tak tyto rozdíly vysvětlit nelze.

Genderová mzdová mezera vypočítaná s pomocí obou odhadnutých mzdových funkcí (dle vzorce 6 a 7) dosahovala hodnoty 0,181. Ženy ve zkoumaném podniku pobíraly 83,4 % hrubé hodinové mzdy mužů. S pomocí Oaxaca-Blinderova rozkladu jsme rozložili genderovou mzdovou mezera na efekt vybavení a efekt diskriminace. Jako rovnovážnou mzdu jsme užili mzdu mužů (8) a následně mzdu žen (9). Výsledky rozkladu zachycuje tabulka 5.

Při užití mzdové funkce 1 je možno vysvětlit při aplikaci rovnovážné mzdy mužů $-0,2$ p. b. a při užití rovnovážné mzdy žen $-3,5$ p. b. mzdového rozdílu rozdílnými charakteristikami mužů a žen. V tomto

případě rozdílným počtem let ve firmě a pracovní pozici. Záporné hodnoty efektu vybavení lze interpretovat tak, že ženy mají v průměru lepší charakteristiky než muži, a měly by tak pobírat v prvním případě o 0,2 % a v druhém o 3,5 % vyšší mzdu než muži. Efekt diskriminace představoval v prvním případě 18,4 p. b. a v druhém 21,7 p. b. GPG. Díky diskriminaci žen (či rozdílným charakteristikám mužů a žen, které ovšem nejsou známy) pobíraly ženy v prvním případě o 18,4 % a v druhém o 21,7 % nižší mzdu než muži.

Tabulka 5 Genderová mzdová mezera

$(\ln \bar{W}_f - \ln \bar{W}_m)$	Rovnovážná mzda	Efekt vybavení	Efekt diskriminace
<i>Mzdová funkce 1</i>			
0,181	muži	-0,002	0,184
	ženy	-0,035	0,217
<i>Mzdová funkce 2</i>			
0,181	muži	-0,007	0,188
	ženy	-0,053	0,234

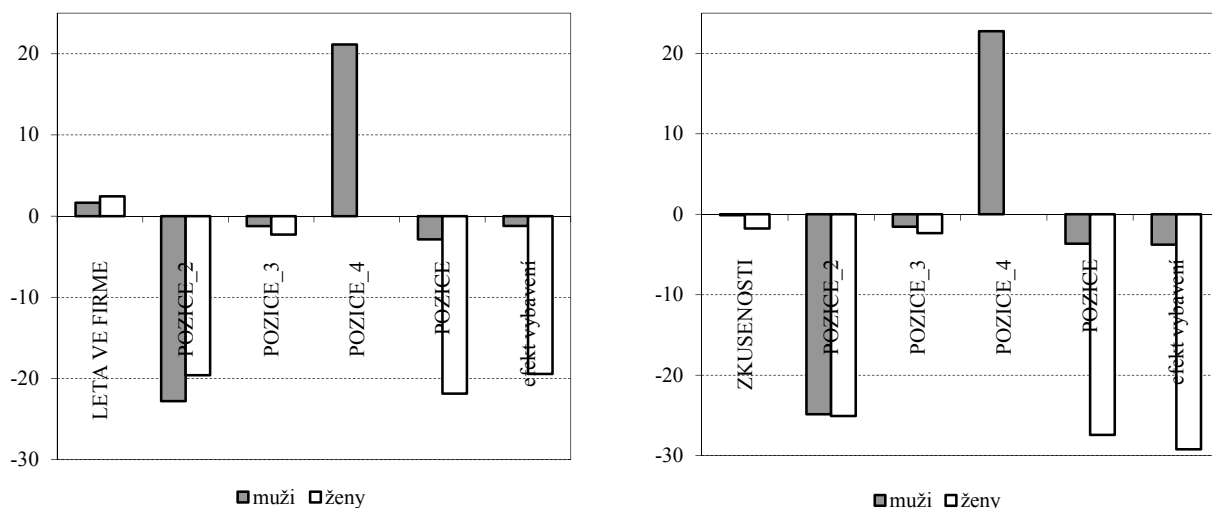
S pomocí mzdové funkce 2 dospějeme k obdobným závěrům. Rozdílné zkušenosti a pracovní pozice vysvětlují při použití rovnovážné mzdy mužů $-0,7$ p. b. a při použití rovnovážné mzdy žen $-5,3$ p. b. mzdového rozdílu. Efekt diskriminace představoval v prvním případě 18,8 p. b. a v druhém 23,4 p. b. GPG. Je možno si povšimnout, že při použití mzdy žen jako mzdy nediskriminační je efekt mzdové diskriminace v neprospěch žen v obou případech vyšší.

Při užití mzdové funkce 2, kde je jednou z vysvětlujících proměnných výše zkušeností jedinců, je nutno vzít v úvahu, že díky zjednodušení, se kterým bylo pracováno při odhadu míry zkušeností mužů a žen, mohlo dojít k určitému zkreslení diskriminační složky GPG. Při vyčíslení výše zkušeností mužů a žen bylo vycházeno z předpokladu, že každá žena strávila na

Tabulka 4 Mzdová funkce 2

lnW	Parametry mzdové funkce			Průměrné charakteristiky	
	muži	ženy	$(\beta_m - \beta_f)$	ženy	muži
konstanta	4,612 80*** (0,062 238 0)	4,188 94*** (0,093 790 3)	0,423 86	1,000 0	1,000 0
ZKUSENOSTI	0,000 673 520 (0,002 629 79)	0,009 978 08*** (0,003 072 73)	-0,009 304 56	19,482 8	19,181 8
POZICE_2	0,178 239*** (0,058 538 0)	0,187 942*** (0,062 206 3)	-0,009 703	0,586 2	0,333 3
POZICE_3	0,225 533** (0,094 945 3)	0,357 390*** (0,096 485 0)	-0,131 857	0,103 4	0,090 9
POZICE_4	0,680 764*** (0,114 317)	0,000 000	0,680 764	0,000 0	0,060 6
R ²	0,598 309	0,521 336			
$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f)$	0,181 313 28				

Poznámka: * značí významnost na 10% hladině, ** na 5% hladině a *** na 1% hladině významnosti. V závorce jsou uvedeny směrodatné chyby odhadu parametrů.



Obrázek 1 Podíl jednotlivých charakteristik na GPG (v %)

mateřské dovolené s každým dítětem právě tři roky a muži rodičovskou dovolenou nečerpali. Vezmeme-li v úvahu fakt, že ženy na mateřské a rodičovské dovolené nestrávily počet let rovný trojnásobku počtu dětí, ale pravděpodobně dobu kratší (dětí mají s menším věkovým odstupem než 3 roky), mohlo zde dojít k určitému podhodnocení efektu diskriminace. Nezhledněni možnosti, že rodičovskou dovolenou mohou čerpat i muži k výraznému zkeslení patrně nevedlo, a to díky faktu, že případy, kdy na rodičovskou dovolenou nastoupí muž, jsou relativně vzácné.

K určitému zkeslení mohlo dojít i u první mzdové funkce, která pracuje s léty strávenými ve firmě, a to díky ignorování absencí jednotlivých zaměstnanců. Jediní, kteří více absentovali či čerpali mateřskou či rodičovskou dovolenou, ve firmě odpracovali méně. Vezmeme-li v úvahu, že rodičovskou dovolenou čerpají ve většině případů ženy, mohlo zde dojít naopak k určitému nadhodnocení efektu diskriminace.

Nyní se pojdme podívat na to, jakou část existující GPG v našem případě vysvětlují rozdílné charakteristiky mužů a žen a která ze zkoumaných charakteristik hraje při vysvětlení mzdových rozdílů největší roli. Míru vysvětlení mzdových rozdílů zvolenými charakteristikami pracovníků zachycuje obrázek 1. Vlevo je zachycen podíl jednotlivých charakteristik na vysvětlení GPG při užití mzdové funkce 1, vpravo s užitím mzdové funkce 2. V případě mzdové funkce 1 lze rozdílnými léty ve firmě vysvětlit cca 1,7 % GPG a rozdílnou pracovní pozicí potom -2,9 % GPG (v případě rovnovážné mzdy mužů) nebo cca 2,4 % a -21,9 % GPG (v případě rovnovážné mzdy žen). Ženy by tedy měly při neexistenci diskriminace pobírat vyšší mzdu než muži, a to zejména díky pracovním pozicím, které zastávají. K obdobným závěrům bychom dospěli při použití mzdové funkce 2. I zde je

nejvýznamnějším faktorem vysvětlujícím mzdové rozdíly pracovní pozice.

Pro větší přehlednost zachycuje obrázek 2 procentní podíl efektu vybavení a diskriminace na GPG. Vlevo je zachycen procentní podíl obou efektů na GPG v případě užití mzdové funkce 1, vpravo potom s užitím mzdové funkce 2. Efekt diskriminace se v případě obou mzdových funkcí při užití rovnovážné mzdy mužů pohyboval slabě přes 100 % GPG. Rozdílnými charakteristikami tak bylo možno vysvětlit jen nepatrnou část existující mzdové mezery, a to navíc ve prospěch žen. V případě užití rovnovážné mzdy žen efekt diskriminace představoval 119–129 % GPG.

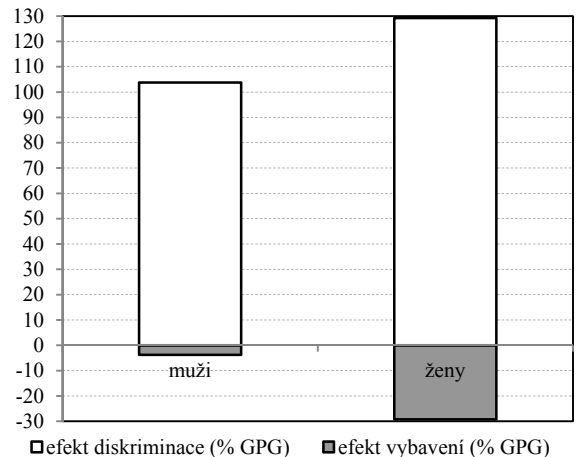
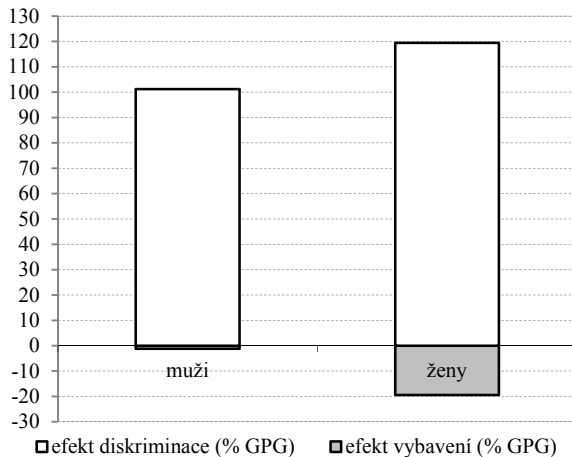
Zjištěné výsledky tak hovoří ve prospěch faktu, že v podniku dochází ke mzdové diskriminaci žen. Absolutní výši tohoto efektu je ovšem nutno brát s rezervou. Odhadnutá výše efektu diskriminace může být nadhodnocena či podhodnocena a to díky zjednodušením, se kterými je v užitém modelu pracováno.

5.2 Párové srovnání

V rámci párového srovnání jsme ve zkoumaném vzorku pracovníků hledali jedince různých pohlaví, kteří mají (v ideálním případě) zcela totožné výkonostní charakteristiky. Tedy jedince, kteří zastávají stejnou pracovní pozici, dosahují stejného věku, zkušeností, vzdělání, působí ve firmě stejný počet let, mají stejný rodinný stav a počet dětí.

Ve zkoumaném vzorku pracovníků jsme zaměstnance s nejvíce shodnými charakteristikami našli na pozici skladník/skladnice. Charakteristiky zvolených pracovníků zachycuje tabulka 6.

Z tabulky je patrné, že oba pracovníci se shodují prakticky ve všech charakteristikách, které ovlivňují kvalitu lidského kapitálu. Jediný rozdíl je v rodinném stavu a počtu dětí. Pokud připustíme obecný náhled na



Obrázek 2 Efekt vybavení a diskriminace (jako % GPG)

rodinný stav a počet dětí u žen jako na faktory, které ženy na pracovním trhu handicapují, pak můžeme konstatovat, že ve výše uvedeném případě by tyto faktory neměly mzdu ženy negativně ovlivnit. Žena je na rozdíl od muže svobodná a bezdětná. Genderová mzdová mezera této dvojice dosahovala 7 %. Skladnice s téměř shodnými charakteristikami pobírala v roce 2009 cca 93 % mzdy skladníka. Jelikož nelze tento mzdový rozdíl vysvětlit žádným relevantním faktorem (nebo žádný není znám), můžeme zjištěnou mzdovou mezeru přičíst efektu diskriminace.

Nyní se zaměříme na jednotlivé skupiny pracovníků, a to podle vybraných pracovních pozic. Ze zvolených charakteristik právě tyto vysvětlovaly nejvýznamnější část mzdových rozdílů. Nejdříve je třeba ze zkoumaného vzorku vybrat takové pracovní pozice, na kterých je srovnatelné zastoupení mužů a žen. Vedle pozice skladník/skladnice, která již byla analyzována výše, se jako relevantní pracovní pozice pro párové srovnání nabízí pozice vedoucí skladu, prodavač/prodavačka a skladový/skladová účetní. Počet mužů a žen na každé ze jmenovaných pozic a jejich charakteristiky zachycují tabulky 7, 8 a 9.

Pozici vedoucí skladu ve firmě zastávali 3 muži a 2 ženy. Genderová mzdová mezera vypočítaná jako rozdíl logaritmu průměrné mzdy mužů a žen na pozici vedoucí skladu činila v roce 2009 12,86 %. Byla tedy pod úrovní GPG podniku jako celku, kde GPG dosahovala 18,99 %.

Podíváme-li se blíže na charakteristiky jednotlivých pracovníků, pak si můžeme všimnout, že muži na uvedené pozici mají v průměru vyšší vzdělání. Také průměrný počet let strávených ve sledované firmě je u mužů vyšší. Muži strávili ve firmě v průměru 11,33 let, ženy potom 9,5 roku. Ve prospěch žen hovoří vyšší průměrný věk, který ukazuje na v průměru vyšší zkušenosti žen ve srovnání s muži. Díky těmto faktorům je tak pravděpodobné, že určitá

diskriminační složka bude v naměřené mzdové mezeře obsažena, ale bude zřejmě menší než celých 12,86 %.

Pracovní pozici prodavač/prodavačka zastávali ve firmě 3 muži a 4 ženy. Genderová mzdová mezera u této pracovní pozice dosahovala 20,37 %, což je o 1,38 p. b. více než GPG firmy jako celku. Ženy na pozici prodavačky pobíraly v průměru 81,6 % mzdy mužů vykonávajících stejnou práci. Nyní se opět podíváme blíže na charakteristiky jednotlivých pracovníků a pokusíme se alespoň část mzdového rozdílu jimi vysvětlit. Z tabulky 8 lze vyčíst, že vzdělání mužů a žen je velmi podobné, ženy dosahují v průměru vyššího vzdělání. Ženy jsou také v průměru starší než muži, což ukazuje na jejich vyšší zkušenosti ve srovnání s muži, a to i v případě, kdy zohledníme dosažené vzdělání a odhadnutou dobu strávenou na mateřské a rodičovské dovolené u žen. Zkušenosti mužů dosahují v průměru cca 19 let, žen 25 let. Na druhou stranu muži ve firmě strávili v průměru více let (8 let na rozdíl od 6,5 roku, které ve firmě v průměru strávily ženy). Tento rozdíl není ovšem nijak dramatický. Také počet dětí a rodinný stav je v případě mužů a žen velmi podobný. S výjimkou jednoho svobodného bezdětného muže mají všichni pracovníci 2 děti a jsou ženatí či vdané. Mzdovou mezeru ve výši více než 20 % tak lze rozdílnými charakteristikami jen těžko vysvětlit. Větší část z ní lze tak opět přičítat diskriminaci.

Posledním porovnávaným pracovním zařazením je pozice skladových účetních. Zde je situace odlišná. Mzdy mužů a žen jsou v zásadě shodné a GPG u této skupiny pracovníků činí jen 0,26 %.

Pokud se zaměříme na charakteristiky pracovníků, dojdeme k zajímavým závěrům. Rodinný stav i vzdělání mužů a žen jsou téměř totožné. Ovšem muž je ve srovnání s ženami starší a v podniku také pracuje déle, než je průměr žen. Dle těchto charakteristik by mu měla náležet vyšší mzda. Ve srovnání s ženou 1

Tabulka 6 Párové srovnání – jednotliví pracovníci

	Průměrná hodinová hrubá mzda (v Kč)	Zkušenosti	Věk	Léta ve firmě	Vzdělání	Rodinný stav	Počet dětí
Skladník	90,41	18	35	3	střední odborné	ženatý	2
Skladnice	84,29	18	35	3	střední odborné	svobodná	0
GPG (%)	7 %						

Tabulka 7 Párové srovnání – skupina pracovníků, vedoucí skladu

	Průměrná hodinová hrubá mzda (v Kč)	Zkušenosti	Věk	Léta ve firmě	Vzdělání	Rodinný stav	Počet dětí
Muž1	151,09	20	38	16	úplné střední odborné	ženatý	1
Muž2	139,35	25	48	16	vysokoškolské	ženatý	1
Muž3	98,87	5	23	2	úplné střední odborné	ženatý	1
Žena1	105,08	31	52	12	úplné střední odborné	rozvedená	1
Žena2	123,13	16	40	7	úplné střední odborné	vdaná	2
GPG (%)	12,86 %						

Tabulka 8 Párové srovnání – skupina pracovníků, prodavač/prodavačka

	Průměrná hodinová hrubá mzda (v Kč)	Zkušenosti	Věk	Léta ve firmě	Vzdělání	Rodinný stav	Počet dětí
Muž1	90,86	10	28	7	úplné střední odborné	svobodný	0
Muž2	89,40	34	52	10	úplné střední odborné	ženatý	2
Muž3	136,33	14	31	7	střední odborné	ženatý	2
Žena1	94,02	21	45	1	úplné střední odborné	vdaná	2
Žena2	90,66	31	54	8	střední odborné	vdaná	2
Žena3	81,53	31	55	9	úplné střední odborné	vdaná	2
Žena4	78,13	16	40	8	úplné střední odborné	vdaná	2
GPG (%)	20,37 %						

Tabulka 9 Párové srovnání – skupina pracovníků, skladoví účetní

	Průměrná hodinová hrubá mzda (v Kč)	Zkušenosti	Věk	Léta ve firmě	Vzdělání	Rodinný stav	Počet dětí
Muž	108,58	36	54	16	úplné střední odborné	ženatý	2
Žena1	99,84	23	44	16	úplné střední odborné	vdaná	1
Žena2	116,75	21	45	3	úplné střední odborné	vdaná	2
GPG (%)	0,26 %						

tomu tak skutečně je. Mzda druhé skladové účetní (žena 2), je ovšem ve srovnání se zbylými dvěma pracovníky vyšší, a to přesto, že tato pracuje ve firmě teprve 3 roky a vykazuje také nižší zkušenosti. Dá se však poměrně úspěšně předpokládat, že tato vzhledem ke svému věku disponuje určitým počtem let praxe v oboru účetnictví a může být také ve srovnání s ostatními dvěma pracovníky výkonnější či preciznější při práci. V tomto případě tedy lze s vysokou pravděpodobností říci, že v této skupině žádná diskriminační složka (a to ani ve prospěch žen) nebyla nalezena.

6. Závěr

Článek si kladl za cíl určit výši genderové mzdové mezery ve vybraném podniku a zjistit, zda v tomto podniku dochází ke mzdové diskriminaci žen či nikoli. K odhadu diskriminační složky mzdové mezery byly v článku použity dvě metody: dekompozice mzdové mezery pomocí Oaxaca-Blinderova rozkladu a metoda párového srovnání.

Genderová mzdová mezera vypočítaná jako rozdíl logaritmu průměrné hrubé mzdy mužů a žen dosahovala ve vybraném podniku 19 %. Ženy v podniku pobíraly v průměru 82,7 % průměrné hrubé mzdy mužů.

S užitím Oaxaca-Blinderova rozkladu jsme dospěli k závěru, že existující genderovou mzdovou mezera, a dokonce ani její část, nelze vysvětlit rozdílnými charakteristikami mužů a žen v podniku (rozdílnými zkušenostmi, léty strávenými ve firmě, zaměstnáním, počtem dětí a rodinnou situací), případně takové charakteristiky nebyly známy. Naopak, ženy vykazovaly v průměru lepší charakteristiky než muži, jejich mzda by tak měla být vyšší. K odhadu výše efektu diskriminace byly použity dvě varianty Oaxaca-Blinderova rozkladu. Dle užitých variant se efekt diskriminace pohyboval v rozmezí 101–129 % genderové mzdové mezery. Tyto závěry tak hovoří ve prospěch faktu, že v podniku dochází ke mzdové diskriminaci žen.

Existenci mzdové diskriminace v podniku potvrzuje také metoda párového srovnání. Ve sledovaném vzorku jsme našli muže a ženu, jejichž sledované charakteristiky (pracovní pozice, věk, léta ve firmě, vzdělání, rodinný stav a počet dětí) se jen nepatrně lišily. Odlišnost bylo možno najít jen v rodinném stavu a počtu dětí. Tyto charakteristiky se ovšem neukázaly při vysvětlování mzdových rozdílů významné, proto lze jejich vliv zanedbat. Genderová mzdová mezera této dvojice dosáhla 7 %. Tento mzdový rozdíl lze tedy celý přičítat efektu diskriminace. Existence diskriminace se potvrdila i při dalším srovnávání v rámci skupin pracovníků.

Literatura

ADAMCHIK, V. A., BEDI, A. S. (2001). Persistence of the gender pay differential in a transition economy. *ISS Working Paper* No. 349. Hague: Institute of Social Studies.

BEBLO, M., BENINGER, D., HEINZE, A., LAISNEY, F. (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. Mannheim: Centre for European Economic Research.

BECKER, S. G. (1957). *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.

BLINDER, A. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources* 8: 436–455.

<http://dx.doi.org/10.2307/144855>

EHRENBERG, R. G., SMITH, R. S. (2003). *Modern Labour Economics*. London: Addison-Wesley.

EUROPEAN COMMISSION (2002). *Employment in Europe in 2002*. Luxembourg: European Commission.

GRIMSHAW, D., RUBERY, J. (2002). *The Adjusted Gender Pay Gap: a Critical Appraisal of Standard Decomposition Techniques*. Manchester: EWERC Manchester School of Management.

HEDIJA, V., MUSIL, P. (2010). Genderová mzdová mezera. *Working Paper CVKS*, 12/2010. Brno: Masarykova univerzita.

JACOBSEN, J. P. (2007). *The Economics of Gender*. Oxford: Blackwell Publishers.

JOLLIFFE, D., CAMPOS, N. F. (2005). Does market liberalization reduce gender discrimination? Econometric evidence from Hungary, 1986–1998. *Labour Economics* 12: 1–22.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.labeco.2003.12.003>

JURAJDA, Š. (2003). Gender wage gap and segregation in enterprises and the public sector in late transition countries. *Journal of Comparative Economics* 31: 199–222. [http://dx.doi.org/10.1016/S0147-5967\(03\)00040-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0147-5967(03)00040-4)

JURAJDA, Š. (2005). Gender segregation and wage gap: an east-west comparison. *Journal of the European Economic Association* 3: 598–607.

KŘÍŽKOVÁ, A., PENNER, A. M., PETERSEN, T. (2008). Genderové nerovnosti v odměňování na stejné pracovní pozici: jeden z faktorů sociálního vyloučení žen. *Gender, rovné příležitosti, výzkum* 9: 55–66.

MYSÍKOVÁ, M. (2007). Trh práce žen: Gender Pay Gap a jeho determinanty. *IES Working Paper*, No. 13/2007. Praha: IES Charles University.

OAXACA, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labour markets. *International Economic Review* 14: 693–709.

<http://dx.doi.org/10.2307/2525981>

Další zdroje

ČSÚ (2010). *Zaostřeno na ženy a muže 2010*. [Online], [cit. 2011-8-30]. Dostupné z: <http://czso.cz/csu/2010edicniplan.nsf/publ/1413-10-#archiv>.

Konsolidované znění Smlouvy o fungování Evropské unie. [Online], [cit. 2011-5-9]. Dostupné z: <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:C:2010:083:0047:0200:CS:PDF>.

Listina základních práv Evropské unie. [Online], [cit. 2011-5-9]. Dostupné z: <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:C:2010:083:0389:0403:CS:PDF>.

