

Vliv pohlaví manažera na genderovou mzdovou mezeru v podniku

Habilitační práce

Obsah

1	Integrovaný komentář k odborným publikacím Vliv pohlaví manažera na genderovou mzdovou mezeru v podniku	3
1.1	Úvod do problematiky a cíl práce	3
1.2	Struktura habilitační práce	4
1.3	Teoretické ukotvení habilitační práce	7
1.3.1	Mzdové rozdíly mezi muži a ženami	7
1.3.2	Příčiny mzdových rozdílů	10
1.3.3	Nevysvětlená genderová mzdová mezera v České republice	16
1.3.4	Vliv žen v managementu na genderové mzdové rozdíly	29
1.4	Metodologický aparát habilitační práce	35
1.4.1	Oaxaca–Blinderův rozklad	35
1.4.2	Průměrný efekt zacházení (ATT)	38
1.4.3	Odhad rozšířené mzdové funkce	41
1.5	Stěžejní výsledky a závěry habilitační práce	43
1.5.1	Stěžejní výsledky předloženého souboru článků	43
1.5.2	Vlastní přínos předložené habilitační práce	50
1.6	Seznam použité literatury	52
2	Genderová mzdová mezera – aplikace ve vybraném podniku	57
3	Genderová mzdová mezera ve vybraném podniku veřejného sektoru	71
4	Jsou ženy skutečně mzdově diskriminovány na trhu práce? Analýza zohledňující dělbu práce v domácnosti	78
5	Sektorově specifická genderová mzdová mezera: aplikace na země Evropské unie	86
6	Vliv žen v managementu na genderové mzdové rozdíly	102

1 Integrovaný komentář k odborným publikacím Vliv pohlaví manažera na genderovou mzdovou mezeru v podniku

1.1 Úvod do problematiky a cíl práce

Předkládaná habilitační práce je věnována problematice mzdových rozdílů mezi muži a ženami v podniku. Postavení žen na trhu práce a jejich potenciální diskriminace jsou velmi aktuálním a stále diskutovaným tématem. Jsou ženy na trhu práce diskriminovány? Je jejich šance uspět ve výběrovém řízení na danou pracovní pozici stejná jako u mužů a dostávají ženy stejnou odměnu za stejnou práci jako muži?

Rovný přístup a nediskriminace založená na pohlaví patří mezi základní lidská práva. Stejný přístup k mužům a ženám a právo získat stejnou odměnu za stejnou či ekvivalentní práci patří k základním právům deklarovaným ve Smlouvě o fungování Evropské unie a v Listině základních práv Evropské unie. V české legislativě je tato oblast dále upravena zejména v zákoníku práce (zákon č. 262/2006 Sb., zákoník práce) a antidiskriminačním zákonu (zákon č. 198/2009 Sb., zákon o rovném zacházení a o právních prostředcích ochrany před diskriminací). Přestože podmínka nediskriminace je zakotvena v legislativě, ať již národní či nadnárodní, stále narážíme na rozdílný přístup k mužům a ženám a rozdíly v odměňování, a to nejen v České republice, ale také v ostatních členských zemích Evropské unie. Diskriminace neznamena jen nerespektování základních lidských práv, nese s sebou i ekonomické souvislosti a dopady. Diskriminace žen na pracovním trhu vede k plýtvání lidským kapitálem v podobě plného nevyužití talentu a potenciálu žen. Smith a Bettio (2008) uvádějí, že vyšší rovnost mužů a žen přináší výhody v podobě vyššího ekonomického růstu, vyšších daňových příjmů, a to v podmínkách udržitelné míry porodnosti.

V posledních letech se v Evropě objevují snahy o posílení zastoupení žen v managementu. Evropským průkopníkem v této oblasti je Norsko, které v roce 2003 zavedlo povinnou 40procentní kvótu na podíl žen ve vedení podniků. Snahy o zvýšení podílu žen ve vedení jsou patrné i na úrovni Evropské unie. Důkazem toho je návrh směrnice Evropské unie z roku 2012 na zavedení povinných kvót na 40procentní zastoupení žen ve vedení velkých firem. Návrh nakonec nebyl úspěšně přijat, nicméně povinné kvóty na zastoupení žen ve vedení vybraných firem můžeme najít

v legislativě Belgie, Francie, Itálie, Nizozemska, Španělska, Portugalska, Dánska, Finska, Řecka, Rakouska a Slovinska (Deloitte, 2015).

Nabízí se hned několik otázek. Jaký vliv má vyšší podíl žen ve vedení na výkonnost podniku? A vede vyšší podíl žen ve vedení také ke zmírnění genderových mzdových rozdílů? A jaká je situace v České republice? Právě na poslední dvě otázky se snaží poskytnout odpověď tato habilitační práce.

Cílem předložené habilitační práce je identifikace výše potenciální mzdové diskriminace žen na trhu práce v České republice a zhodnocení vlivu žen v managementu na genderové mzdové rozdíly. Poznatky jsou prezentovány pomocí souboru pěti odborných článků, které autorka publikovala k dané problematice.

Otázkám mzdových rozdílů mezi muži a ženami se autorka intenzivně věnuje již řadu let. V roce 2010 publikovala svou první studii k této problematice následovanou řadou odborných článků a konferenčních příspěvků zaměřených na identifikaci „nevysvětlené“ části mzdové mezery mezi muži a ženami. Zvláštní pozornost potom autorka věnovala faktorům, které ovlivňují výši mzdové diskriminace, zejména problematice vlivu kvality legislativy a vlivu pohlaví manažera na genderové mzdové rozdíly.

1.2 Struktura habilitační práce

Habilitační práce je tvořena souborem pěti článků, které autorka publikovala k problematice genderových mzdových rozdílů a vlivu pohlaví manažera na mzdovou diskriminaci žen na trhu práce. Jedná se o následující články publikované v odborných časopisech v období 2011–2017:

1. HEDIJA, V. a MUSIL, P., 2011. Gender pay gap – application in the specific enterprise. *Národohospodářský obzor/Review of Economic Perspectives*, **11**(4), 223-236. (v době vydání pozitivní seznam, dnes J_{SC})
2. HEDIJA, V. a MUSIL, P., 2012. Gender Wage Differences in the Selected Czech Public Sector Company. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, **60**(7), 81-88. (J_{SC}, SJR 2012: 0,202)

3. HEDIJA, V., 2014. Do Women Really Face Wage Discrimination on the Labor Market? An Analysis Using Intra-household Specialization. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, **62**(6), 1279-1286. (J_{sc}, SJR 2014: 0,250)
4. HEDIJA, V. 2017. Sector Specific Gender Pay Gap: Evidence from European Union Countries. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, **30**(1), 1804-1819. (J_{imp}, IF 2016: 0,742)
5. HEDIJA, V., 2015. The Effect of Female Managers on Gender Wage Differences. *Prague Economic Papers*, **24**(1), 38-59. (J_{imp}, IF 2015: 0,825)

V habilitační práci je postupováno od kvantifikace potenciálně diskriminačního mzdového rozdílu (nevysvětlené části genderové mzdové mezery) v České republice k posouzení vlivu pohlaví manažera na „diskriminační“ genderové mzdové rozdíly. Každému článku je v habilitační práci věnována samostatná kapitola.

První kapitola habilitační práce obsahuje teoretické ukotvení habilitační práce a popis aplikovaných metod. Druhá a třetí kapitola jsou věnovány kvantifikaci nevysvětlené části genderové mzdové mezery. Statistická data ukazují, že mzdové rozdíly mezi muži a ženami v České republice existují. Dle údajů Eurostatu ženy v České republice pobírají v průměru o více než 20 procent nižší mzdu než muži a v evropském kontextu se Česká republika řadí k zemím s nejvyššími mzdovými rozdíly mezi muži a ženami (Eurostat, 2017). Důvodů, proč ženy v průměru vydělávají méně než muži, může být více. Existuje řada empirických studií, které se této problematice přímo věnují. Tyto studie potvrzují, že část mzdových rozdílů lze vysvětlit rozdílnými charakteristikami mužů a žen, zejména potom horizontální a vertikální segregací, část rozdílů ovšem zůstává nevysvětlena a bývá přičítána existenci mzdové diskriminace žen na trhu práce (například Jurajda, 2003). Odhadnutý nevysvětlený mzdový rozdíl mezi muži a ženami se potom v jednotlivých studiích liší, a to v závislosti na užitém vzorku dat, aplikované metodě a počtu známých charakteristik mužů a žen, se kterými je pracováno. Pro Českou republiku se odhad efektu diskriminace pohybuje mezi 3 až 26 procenty v neprospěch žen (například Mysíková, 2007 a 2012; Gottvald, Vašková a Janíková, 2012; Filipová a kol., 2012; Eriksson, Pytliková a Warzynski 2013 nebo Balcar a Gottvald, 2016).

Závěry empirických studií nicméně mohou být do jisté míry zkresleny mírou zobecnění, se kterou je pracováno. Jen obtížně kvantifikovatelné jsou skutečné znalosti a schopnosti jednotlivých pracovníků. Také náplň jednotlivých pracovních pozic se v různých podnicích může značně lišit. Rozdílné také mohou být nároky kladené na muže a ženy pracující na stejné pozici, stejně jako jejich výkonnost. Při vysoké míře zobecnění tak mzdové rozdíly způsobené těmito faktory zůstanou nevysvětleny a jsou přičítány právě mzdové diskriminaci.

Druhá a třetí kapitola habilitační práce prezentují odhady potenciální mzdové diskriminace žen ve vybraných podnicích. Tento přístup umožňuje mikropohled na věc a identifikaci rozdílů ve výši mzdy, kterou jedinci obdrží za stejnou či velmi podobnou práci v rámci konkrétního podniku. V kapitole 2 „*Genderová mzdová mezera – aplikace ve vybraném podniku (Gender pay gap – application in the specific enterprise)*“ je potenciální mzdová diskriminace odhadována pro podnik soukromého sektoru, v kapitole 3 „*Genderová mzdová mezera ve vybraném podniku veřejného sektoru (Gender Wage Differences in the Selected Czech Public Sector Company)*“ pro vybraný podnik veřejného sektoru.

Nižší mzda žen ve srovnání s muži může být „spravedlivou“ odměnou za jejich nižší pracovní nasazení a výkonnost ve srovnání s muži. To může souviset s rozdílnými prioritami žen a jejich dominantním postavením v péči o děti a rodinu. Zohlednění těchto faktorů při odhadu nevysvětleného mzdového rozdílu je věnována čtvrtá kapitola habilitační práce nazvaná „*Jsou ženy skutečně mzdově diskriminovány na trhu práce? Analýza zohledňující dělbu práce v domácnosti (Do Women Really Face Wage Discrimination on the Labor Market? An Analysis Using Intra-household Specialization)*“. Odhad efektu diskriminace je v této kapitole založen na odhadu nevysvětleného mzdového rozdílu jen pro jednotlivce, kteří vydělávají více než jejich partner, a lze tedy předpokládat, že role těchto jedinců (mužů a žen) v péči o domácnost a děti bude rovnocenná či spíše minoritní. Pracovní nasazení a výkonnost těchto jedinců by tak neměla být tolik ovlivněna péčí o rodinu.

Pátá a šestá kapitola habilitační práce je věnována faktorům, které mohou ovlivňovat mzdovou diskriminaci žen na trhu práce. Závěry empirických studií potvrzují, že nevysvětlená genderová mzdová mezera existuje, liší se v rámci

jednotlivých odvětví či jednotlivých podniků. Faktorů, které mohou být příčinou těchto odlišností, je více. Významnou roli může hrát míra regulace mezd v jednotlivých odvětvích, velikost podniku, zastoupení žen v jednotlivých odvětvích či podnicích a jejich vnímání mužskými protějšky a v neposlední řadě také podíl žen ve vedení podniku (například Hedija, 2014a). A právě poslednímu zmíněnému faktoru, tedy pohlaví manažera a jeho vlivu na genderové mzdové rozdíly, jsou věnovány poslední dvě kapitoly habilitační práce. Kapitola 5 nese název „*Sektorově specifická genderová mzdová mezera: aplikace na země Evropské unie (Sector Specific Gender Pay Gap: Evidence from European Union Countries)*“. Kapitola prezentuje odhad nevysvětlené složky genderové mzdové mezery na úrovni jednotlivých sektorů (dle Klasifikace ekonomických činností Revize 2) a na sektorové úrovni zkoumá také vliv vybraných faktorů, včetně pohlaví manažera na mzdové rozdíly. Kapitola 6 „*Vliv žen v managementu na genderové mzdové rozdíly (The Effect of Female Managers on Gender Wage Differences)*“ zkoumá vliv žen v managementu na genderovou mzdovou mezeru s užitím dat konkrétních podniků (nemocnic). Užitá data obsahují mimo jiné informace o pohlaví přímého nadřízeného (vedoucího oddělení) a podrobné členění jednotlivých pracovních pozic.

1.3 Teoretické ukotvení habilitační práce

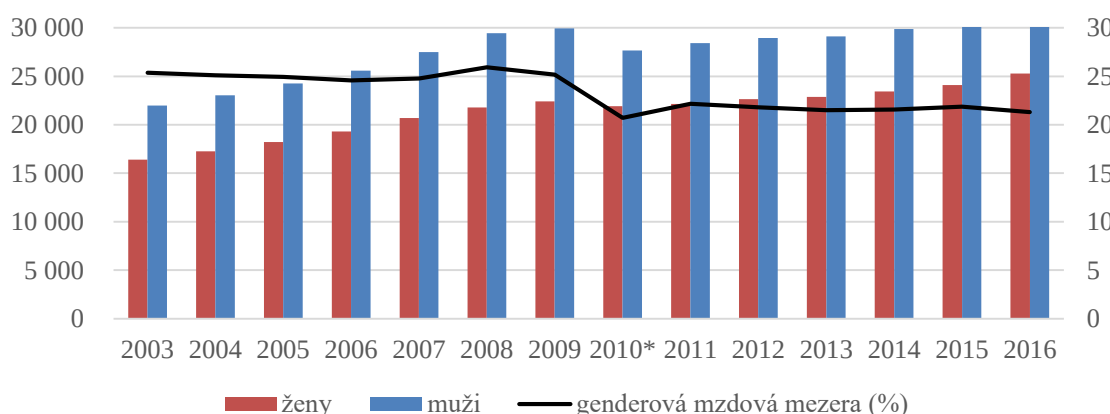
Následující kapitola teoreticky ukotvuje habilitační práci. V první části jsou představeny a do evropského kontextu usazeny existující mzdové rozdíly mezi muži a ženami v České republice. V druhé části jsou prezentovány teorie, které vysvětlují mzdové rozdíly mezi muži a ženami, s úzkým zaměřením na efekt diskriminace. Třetí část je věnována empirickým studiím, které odhadují míru potenciální mzdové diskriminace žen na českém pracovním trhu. Závěr kapitoly je zaměřen na teoretické argumenty, proč by mohlo mít pohlaví manažera vliv na relativní mzdy mužů a žen, a jsou zde představeny závěry empirických studií testujících vztah mezi pohlavím manažera a genderovou mzdovou mezerou v podniku.

1.3.1 Mzdové rozdíly mezi muži a ženami

Existence mzdových rozdílů mezi muži a ženami je známý fakt. Statistické údaje ukazují, že ženy ve srovnání s muži pobírají v průměru nižší mzdu. Dle údajů Českého

statistického úřadu (2017) byla v roce 2016 průměrná hrubá měsíční mzda žen v České republice o více než 20 procent nižší ve srovnání s muži. Výši mzdových rozdílů mezi muži a ženami v České republice a vývoj v čase zachycuje graf 1 a graf 2. V grafech lze vidět vývoj průměru a mediánu hrubé měsíční mzdy mužů a žen v období 1996–2016 a genderovou mzdovou mezeru. Ta je vypočítána jako procentní podíl absolutního rozdílu mzdy mužů a žen na mzdě mužů. Průměrná hrubá mzda mužů byla v celém sledovaném období nad úrovní průměrných hodnot dosahovaných ženami a mzdový rozdíl se pohyboval v rozmezí 21–28 procent v neprospěch žen. V roce 2010 lze v grafu vysledovat výrazný pokles genderové mzdové mezery, která se od tohoto roku začala pohybovat kolem 21 procent. Tento pokles lze vysvětlit změnami v metodice výpočtu hrubé průměrné mzdy, ke kterým došlo v roce 2011 (data pro rok 2010 byla zpětně přepočítána dle nové metodiky).¹

Graf 1: Průměrná hrubá měsíční mzda dle pohlaví (v CZK) a genderová mzdová mezera (v %) v České republice



*Poznámka: *Od roku 2010 přepočítáno v nové metodice. Genderová mzdová mezera je vypočítána jako procentní podíl rozdílu průměrné hrubé měsíční mzdy mužů a průměrné hrubé měsíční mzdy žen na průměrné hrubé měsíční mzdě mužů.*

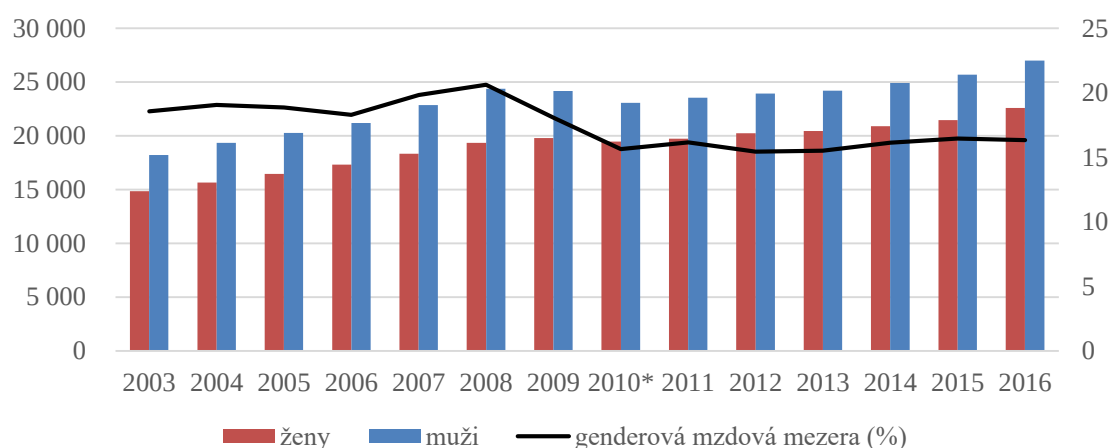
Pramen: Český statistický úřad (2017), vlastní výpočty

Graf 2 zachycuje mzdový medián. Medián na rozdíl od průměru vyjadřuje prostřední hodnotu při seřazení hodnot od nejnižší k nejvyšší a lépe vypovídá o střední hodnotě mzdy v případech, kdy malá skupina pobírá velmi nízkou nebo naopak velmi vysokou mzdu. Medián hrubé měsíční mzdy byl v celém sledovaném období jak v případě mužů,

¹ Od roku 2011 zahrnuje výběrový vzorek celou zaměstnaneckou populaci. Do vzorku jsou nově zahrnuti dříve nesledovaní zaměstnanci z podniků s méně než 10 zaměstnanci, zaměstnanci neziskových institucí a podnikatelů – fyzických osob.

tak žen nižší než průměrná mzda. Zatímco průměrná mzda mužů v roce 2016 dosahovala 32 134 korun, mzdový medián byl o více než 5 000 korun nižší a činil 26 974 korun (Český statistický úřad, 2017). V případě žen nebyl rozdíl mezi průměrnou mzdou a mzdovým mediánem tak dramatický. Průměrná mzda žen dosahovala v roce 2016 hodnoty 25 283 korun a mzdový medián 22 573 korun (Český statistický úřad, 2017). Nižší mzdový medián ve srovnání s průměrem vypovídá o nerovnoměrném rozdělení mezd a o vysokém příjmu úzké skupiny mužů a žen. V případě mzdového mediánu je v našem případě nižší také genderová mzdová mezera. Ta se v období 2010–2016 pohybovala kolem 16 procent v neprospěch žen.

Graf 2: Medián hrubé měsíční mzdy dle pohlaví (v CZK) a genderová mzdová mezera (v %) v České republice

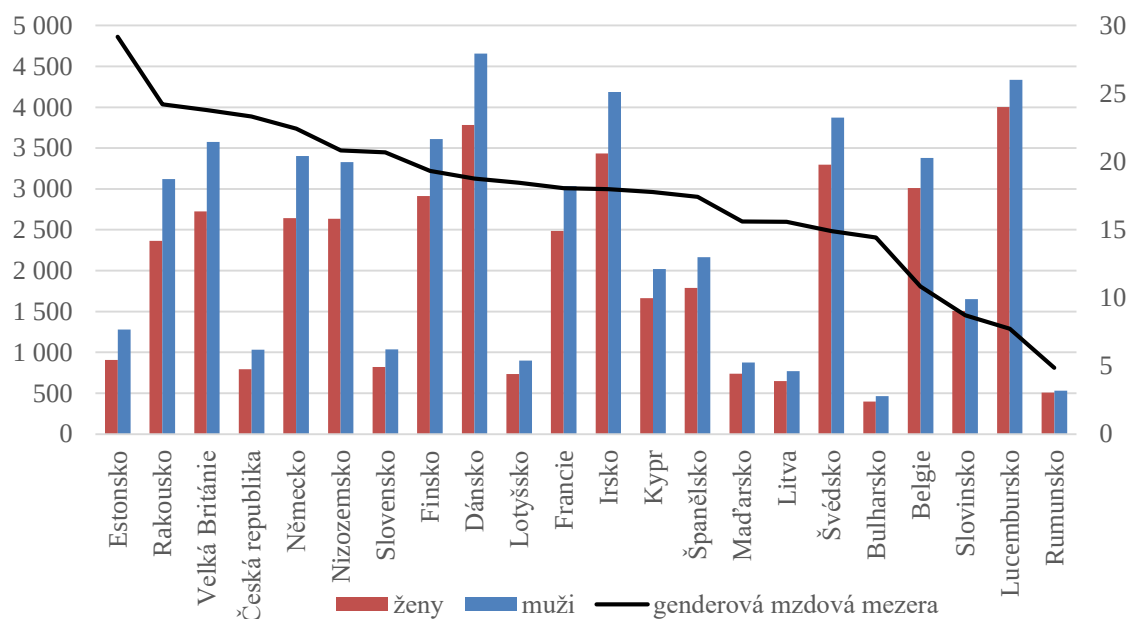


Poznámka: *Od roku 2010 přepočítáno v nové metodice. Genderová mzdová mezera je vypočítána jako procentní podíl rozdílu mediánu hrubé měsíční mzdy mužů a mediánu hrubé měsíční mzdy žen na mediánu hrubé měsíční mzdy mužů.

Pramen: Český statistický úřad (2017), vlastní výpočty

Pokud budeme mzdové rozdíly mezi muži a ženami hodnotit v kontextu členských zemí Evropské unie, jsou genderové mzdové rozdíly v České republice relativně vysoké. Situaci ilustruje graf 3. Zachycuje průměrnou hrubou měsíční mzdu (v eurech) mužů, žen a genderovou mzdovou mezeru ve vybraných zemích Evropské unie v roce 2014 (novější data bohužel nebyla k dispozici). Země jsou v grafu pro přehlednost seřazeny sestupně dle výše vykázané genderové mzdové mezery. V rámci Evropské unie dosahovala Česká republika v roce 2014 čtvrté nejvyšší genderové mzdové mezery. Vyšší mzdový rozdíl mezi muži a ženami zaznamenalo jen Estonsko, Rakousko a Velká Británie (Eurostat, 2017).

Graf 3: Průměrná hrubá měsíční mzda dle pohlaví (v eurech) a genderová mzdová mezera (v %) v zemích Evropské unie v roce 2014



Poznámka: Průměrná měsíční mzda je uváděna jen pro průmysl, stavebnictví a služby, s výjimkou veřejné správy a obrany (NACE B–S bez O), a pro podniky s více než 10 zaměstnanci. Genderová mzdová mezera je vypočítána jako procentní podíl rozdílu průměrné hrubé měsíční mzdy mužů a průměrné hrubé měsíční mzdy žen na průměrné hrubé měsíční mzdě mužů.

Pramen: Databáze Eurostat (2017), vlastní výpočty

V kontextu výše uvedených zjištění se nabízí řada otázek. Proč ženy vydělávají v průměru méně než muži? A proč se mzdová mezera v jednotlivých zemích liší? Na tyto otázky částečně odpoví další kapitola.

1.3.2 Příčiny mzdových rozdílů

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 je přirozený a oprávněný. Jako jedna z možných příčin mzdových diferencí mezi muži a ženami se tak nabízí právě jejich rozdílná produktivita. Ta potom úzce souvisí s rozdílnými výkonnostními charakteristikami pracovníků. Ekonomická teorie ovšem přináší i jiná vysvětlení mzdových rozdílů mezi muži a ženami, kterými jsou 1) rozdílný lidský kapitál,

2) segregace na trhu práce a 3) mzdová diskriminace (Jacobsen, 2007; Ehrenberg a Smith, 2012).

Lidský kapitál

Dle teorie lidského kapitálu lze mzdové rozdíly vysvětlit rozdíly v lidském kapitálu a investicích do lidského kapitálu jednotlivců. Za zakladatele teorie lidského kapitálu je často označován Gerry Becker, který ve své knize *Human Capital* přináší ucelený výklad této problematiky. Becker (1964) vymezuje lidský kapitál jako schopnosti, dovednosti a odpovídající motivace tyto schopnosti a dovednosti uplatnit.

Základním způsobem navyšování lidského kapitálu je investice do něj, zejména v podobě vzdělávání, pracovních školení, zdravotní péče, geografické migrace a hledání relevantních informací. V souladu s teorií lidského kapitálu vedou vyšší investice do lidského kapitálu k vyšší produktivitě práce, a tedy vyššímu příjmu. Becker (1964) zároveň podporuje teorii empirickými daty a potvrzuje existenci pozitivní korelace mezi investicemi do lidského kapitálu, zejména v podobě vzdělání a zdraví, a výší příjmu.

Právě rozdíly v investicích do lidského kapitálu, zejména *vzdělání a pracovní školení*, jsou jedním z argumentů, které jsou používány k vysvětlení mzdových rozdílů mezi muži a ženami. Teorie lidského kapitálu k vysvětlení rozhodování o výši investic do lidského kapitálu užívá tradiční nástroje neoklasické školy v podobě porovnání nákladů a výnosů plynoucích z investice do lidského kapitálu. Každý jedinec přitom usiluje o maximalizaci vlastního užitku. Při rozhodování o výši investice do lidského kapitálu nižší investice do vzdělání a pracovního školení žen jsou v souladu s touto teorií dobrovolným rozhodnutím žen, které usilují o maximalizaci svého užitku. Důvodem je, v porovnání s muži, nižší *očekávaná délka pracovního života*, a tedy i nižší očekávaný příjem získaný po dobu pracovního života. Tradiční rozdělení rolí mezi muže a ženy v rodině jsou vysvětlením, proč ženy dobrovolně volí nižší úroveň vzdělání ve srovnání s muži. Náklady a výnosy investic do lidského kapitálu nemusí nést jen jednotlivec, ale také zaměstnavatel. Tak je tomu zejména v případě pracovního školení. Z důvodu *pravděpodobného přerušení práce* a nejistého návratu do zaměstnání v případě žen jsou očekávané výnosy z investice do pracovního školení žen nižší než v případě mužů. To je také důvod, proč zaměstnavatel při školení upřednostňuje muže (Blau, Ferber a Winkler, 2010). Závěry empirických studií potvrzují, že ženám není speciální školení poskytováno tak často jako mužům

(Altonji a Spletzer, 1991; Olsen a Sexton, 1996). Ženy kvůli přerušení práce z důvodu mateřství a péče o děti mohou vykazovat také méně let praxe, a tedy i nižší zkušenosti. K nižší akumulaci zkušeností žen ve srovnání s muži vede také fakt, že ženy častěji pracují na částečný úvazek, což může být další možné vysvětlení nižších mezd žen ve srovnání s muži (Blau, Ferber a Winkler, 2010; Jacobsen, 2007).

Segregace na pracovním trhu

Dalším důvodem mzdových rozdílů mezi muži a ženami je horizontální a vertikální segregace na trhu práce. Jinými slovy, ženy jsou koncentrovány v méně výdělečných odvětvích či na nižších pracovních pozicích s nižšími pravomocemi a odpovědností, a tedy i hůře placených (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973; European Commission, 2002).

Vysvětlení segregace žen je více. Z pohledu neoklasické teorie je segregace žen výsledkem jejich záměrného a dobrovolného rozhodnutí s cílem maximalizovat vlastní užitek. Tradičním argumentem pro segregaci žen na trhu práce jsou *biologické faktory* v podobě rozdílných fyzických a povahových rysů. V souladu s tím si potom ženy volí povolání umožňující maximalizovat užitek, který není výsledkem jen očekávaného výdělku, ale také celkového uspokojení plynoucího z práce (Blau, Ferber a Winkler, 2010; Jacobsen, 2007).

Významnou roli při volbě povolání hraje také role ženy jako matky. Kvůli *očekávanému přerušení pracovního života* z důvodu mateřství a péče o děti si ženy volí pracovní pozice a obory, které nepodléhají tak rychlému vývoji a nedochází v nich k dramatickým změnám. Návrat do těchto odvětví a na takové pracovní pozice je pro ženy po mateřské dovolené jednodušší a není spojen s dalšími náklady v podobě dodatečného pracovního tréninku. Ženy si také mohou dobrovolně volit méně produktivní, a tedy i hůře placené obory či pozice (zdravotnictví, školství), ve kterých jim je nižší výdělek kompenzován vyšší mírou uspokojení, případně dalšími výhodami v podobě většího množství času a možnosti skloubit rodinný a pracovní život (Blau, Ferber a Winkler, 2010; Jacobsen, 2007).

Mezi další argumenty užívané k vysvětlení existující segregace na trhu práce patří sociokulturní faktory v podobě *stereotypů a socializace, neviditelných bariér vstupu a očekávané diskriminace*. Tyto faktory mohou ženy přirozeně odrazovat od vstupu do

„mužských“ odvětví. Existující genderové stereotypy v oblasti vzdělání, zaměstnání, pracovních pozic a role v rodině spolu se socializací (výchova jedinců v souladu s těmito stereotypy) silně ovlivňují jednotlivce, jejich vnímání sama sebe, své role ve společnosti a genderově vhodného a nevhodného chování. Ženy se tak koncentrují v pro ně vhodných oborech a povoláních, kdy negativní postoj okolí (rodiny, přátel, partnera) v případě volby společensky nevhodného oboru či povolání, přináší nepeněžní náklady, které snižují subjektivní hodnotu této investice. Dalším důvodem pro volbu genderově vhodného oboru či povolání je přesvědčení žen, že v mužských oborech by byly jednoduše méně úspěšné, což snižuje jejich očekávané výnosy. Nižší očekávaný úspěch žen v „mužských profesích“ nemusí pramenit jen z jejich nižšího sebevědomí (které může být důsledkem kulturně-sociálních faktorů), ale může souviset s očekávanou diskriminací či existujícími neviditelnými překážkami pro vstup do mužských odvětví a povolání (málo ženských vzorů, problematické zařazení do neformálních sítí) (Blau, Ferber a Winkler, 2010; Jacobsen, 2007).

Diskriminace na pracovním trhu

Dalším důvodem mzdových rozdílů mezi muži a ženami může být diskriminace žen na trhu práce. K průkopníkům teorie diskriminace na pracovním trhu patří Gery Becker, který ve své knize „The Economics of Discrimination“ podává první ucelený výklad této problematiky. Becker uvádí, že diskriminace na pracovním trhu existuje, „*when two equally qualified individuals are treated differently solely on the basis of their gender (race, age, disability, etc.)*“ (Blau, Ferber a Winkler, 2010, s. 193). Obdobné definice lze nalézt v současné odborné literatuře věnující se trhu práce. Dle Jacobsena (2007, s. 265) 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 Ehrenberg a Smith (2012, s. 398): „*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*“. Zároveň rozlišují mezi dvěma základními formami diskriminace: *mzdovou diskriminací* (wage discrimination) a *diskriminací při výběru zaměstnanců* (occupational discrimination). Ke mzdové diskriminaci dochází, pokud mzda placená zaměstnancům se stejnými produktivními charakteristikami se systematicky liší v závislosti na demografické skupině. O diskriminaci při výběru zaměstnanců hovoříme,

pokud jsou možnosti volby zaměstnání přímo omezeny, nebo jsou jednotlivci se stejnými produktivními charakteristikami při ucházení se o pracovní pozici rozdílně hodnoceni v závislosti na demografické skupině (Ehrenberg a Smith, 2012). Na základě těchto definic si dovoluji volný překlad. Za diskriminaci na trhu práce tedy považujeme situaci, *kdy jedinci, patřící k různé demografické skupině, jsou bez objektivních příčin rozdílně hodnoceni.*

Ekonomická teorie nabízí vícero modelů, které vysvětlují diskriminační chování na trhu práce. K nejstarším patří model Geryho Beckera založený na *preferencích k diskriminaci* (taste for discrimination) (Becker, 1957). Beckerův model je neoklasickým modelem, který vychází z předpokladu, že jednotlivci usilují o maximalizaci užitku, a jejich chování je v souladu s tímto cílem. V Beckerově modelu jsou zdrojem diskriminace osobní preference zaměstnavatelů, zaměstnanců a zákazníků. Rozlišuje tak diskriminaci zaměstnavatelem (employer discrimination), zaměstnanci (employee discrimination) a zákazníky (customer discrimination). Uvádí, že u jednotlivců, kteří preferují na určitých pozicích muže, protože je daná pozice vnímána jako společensky nevhodná pro ženy, je zaměstnání žen spojeno s dodatečnými náklady. Tyto náklady jsou vyjádřeny koeficientem diskriminace, který je peněžním oceněním újmy (zaměstnavatele, ostatních zaměstnanců nebo zákazníků), pramenící ze zaměstnání žen. Kvůli preferencím k diskriminaci jsou diskriminující zaměstnavatelé ochotni zaměstnat ženy za nižší mzdu, která je rovna mzdě mužů snížené o diskriminační koeficient. Ten je jim kompenzací za újmu, kterou utrpí za to, že tolerují na dané pozici ženy. Diskriminace nicméně nemusí vycházet jen ze strany zaměstnavatelů. Jejím zdrojem mohou být preference ostatních pracovníků či zákazníků. Pokud ostatní pracovníci preferují mezi sebou muže, tak v případě, že součástí pracovního kolektivu budou také ženy, jim to přináší újmu. Takto diskriminující pracovníci budou v takovém kolektivu ochotni pracovat jen v případě vyšší mzdy, která by jim tuto újmu kompenzovala. Jejich mzda tak musí být vyšší minimálně o jejich koeficient diskriminace. To motivuje zaměstnavatele k tomu, jedince z diskriminované skupiny nezaměstnat. Třetím zdrojem diskriminace mohou být zákazníci, a to v případě, že preferují produkty vyrobené či poskytované určitou skupinou. Pokud zákazník diskriminuje ženy, potom cena, za kterou si bude ochoten zboží koupit, bude muset být nižší minimálně o jeho koeficient diskriminace (újmu způsobenou tím, že kupuje od ženy). Z toho pramení nižší mzda pro ženy, které jsou tak

v očích zaměstnavatele méně produktivní (Blau, Ferber a Winkler, 2010; Ehrenberg a Smith, 2012).

Dle neoklasické teorie by diskriminace zaměstnavatelem na konkurenčním trhu neměla dlouhodobě přetrvávat. Tržní síly povedou k tomu, že na trhu, kde dochází k diskriminaci žen, vzroste mzda mužů a poklesne mzda žen. Zaměstnavatelé, kteří nediskriminují, budou zaměstnávat ženy pracující za nižší mzdu. Jejich náklady budou nižší a budou moci prodávat za nižší cenu, čímž vytlačí z trhu diskriminující zaměstnavatele. Nicméně pokud na trhu existuje zároveň diskriminace zaměstnanci a zákazníci, bude diskriminace na trhu přetrvávat i v dlouhém období. Budou-li zákazníci ochotni za zboží vyrobené preferovanou skupinou připlatit, nebudou potom působit síly, které by diskriminující zaměstnavatele z trhu vytlačily. Diskriminace zaměstnanci navíc tlačí na zaměstnavatele, kteří sami nediskriminují, aby zaměstnávali členy jen preferované skupiny (Blau, Ferber a Winkler, 2010; Ehrenberg a Smith, 2012).

Další teoretický přístup k vysvětlení diskriminace na pracovním trhu představuje teorie *statistické diskriminace*. Za autora této teorie je považován Edmund Phelps a jeho model je založen na nedokonalých informacích, které jsou zdrojem diskriminace. Zaměstnavatel při rozhodování o tom, kterého zaměstnance přijme, nemá k dispozici dokonalé informace o daném jedinci, ale rozhoduje se v podmínkách nejistoty. Získávání dodatečných informací s sebou nese náklady, stejně jako špatné rozhodnutí (školení, hledání nového zaměstnance). Zaměstnavatel se tak rozhoduje na základě informací vyvoditelných z dostupných dat o určité skupině nebo z obecných charakteristik skupiny, do které zaměstnanec spadá. Posuzuje tak ženy na základě průměru a svých očekávání. Důvodů pro nižší odměny žen ve srovnání s muži je z hlediska teorie statistické diskriminace více. Prvním je role ženy jako matky, kdy zaměstnavatel očekává, že žena odejde na mateřskou dovolenou a on bude muset hledat náhradu, což je spojeno s dodatečnými náklady. Ženy, které mají děti, také více absentují v práci než mužští kolegové. Dalším důvodem upřednostnění spíše mužů je očekávání, že ženy neusilují tolik o kariéru jako muži a nemají pro výkon některých povolání vhodné vlastnosti (psychická odolnost, cílevědomost, pracovní výkonnost). V těchto povoláních jsou potom méně výkonné (Blau, Ferber a Winkler, 2010; Ehrenberg a Smith, 2012).

Arrow (1973) v této souvislosti upozorňuje na *sebenaplnující se efekt diskriminace* (feedback effect), kdy jedinci z nepreferovaných skupin neinvestují tolik do lidského

kapitálu, neusilují o vyšší pozice, a to z důvodu, že očekávají, že budou stejně v průměru hůře hodnoceni než členové preferovaných skupin. Očekávání zaměstnavatelů jsou tak potvrzena a oni nemají podnět ke změně svého chování.

Dosud zmíněné modely, tedy preference k diskriminaci a statistická diskriminace, patří k nejčastěji užívaným modelům vysvětlujícím mzdovou diskriminaci žen na trhu práce.

Alternativní vysvětlení diskriminace nabízejí teorie založené na nekonkurenčních trzích a omezené mobilitě žen na trhu práce. Jedním z těchto modelů je model profesního vytěsnění, jehož autorkou je Barbara Bergmanová. *Model profesního vytěsnění* (crowding či overcrowding model) vysvětluje nižší mzdy žen ve srovnání s muži segregací na pracovním trhu, koncentrací žen do určitých odvětví a bariérami přesunu žen mezi mužskými a ženskými povoláními. Nižší mzda žen je pak výsledkem střetu nabídky a poptávky na trhu ženských povolání, kdy přesun žen do mužských povolání (s motivací vyšší mzdy) je omezen. Důvody, které brání mobilitě žen na pracovním trhu, může být více: stereotypy, socializace či osobní preference žen. S obdobnými argumenty pracuje také model *diskriminace monopsonem*. Nižší mobilita žen je zde vysvětlována existencí nákladů spojených s hledáním nového zaměstnání či s výkonem jiné práce. Právě existence rozdílných nákladů dovoluje firmě rozdělit zaměstnance do skupin dle jejich elasticity nabídky. Každé skupině je pak vyplácena rozdílná mzda. Vyšší mzda je vyplácena skupině s vyšší elasticitou nabídky, druhé skupině, která má elasticitu nabídky nižší, je vyplácena mzda nižší. Kvůli vyšším nákladům spojeným se změnou zaměstnání a menším příležitostem (ať již díky předsudkům, péči o děti a rodinu či preferencím) je elasticita nabídky práce žen nižší než elasticita nabídky práce mužů. Jejich mzda je tak ve srovnání s muži nižší (Blau, Ferber a Winkler, 2010 nebo Ehrenberg a Smith, 2012)

1.3.3 Nevysvětlená genderová mzdová mezera v České republice

Řada empirických studií je věnována dekompozici mzdových rozdílů mezi muži a ženami a odhadu „efektu diskriminace“. K průkopnickým pracím v oblasti odhadu míry mzdové diskriminace žen patří studie autorů Oaxacy (1973) a Blindera (1973), kteří odhadují nezávisle na sobě výši diskriminační složky mzdové mezery ve Spojených státech amerických. Autoři pracují s rozdílnými daty a charakteristikami, kterými se snaží

vysvětlit existující mzdový rozdíl mezi muži a ženami. Oba autoři dospívají k závěru, že rozdílnými charakteristikami mužů a žen lze vysvětlit přibližně polovinu existující genderové mzdové mezery. Zbylou část lze považovat za diskriminační.

Na zmíněné práce navazuje řada dalších autorů, kteří užívají Oaxaca–Blinderův rozklad či jeho modifikace. Přehled vybraných studií a jejich závěrů lze najít například v práci autorů Hedija a Musil (2010). Závěry jednotlivých studií se liší v závislosti na zemi, pro kterou je dekompozice prováděna, zdroji dat, která jsou počita, počtu zahrnutých vysvětlujících proměnných a aplikované metodě dekompozice. Závěry těchto studií nicméně 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, tj. koncentrací žen v méně placených odvětvích a na pozicích s nižší mírou pravomocí a odpovědnosti, a tedy i hůře placených. Velká část mzdové mezery navíc zůstává nevysvětlena (Hedija a Musil, 2010).

Existují studie, které odhadují potenciální diskriminační složku genderové mzdové mezery v České republice. A právě jim a jejich závěrům je věnována tato kapitola. Mezi takové studie lze zařadit práce Pailha (2000), Jurajdy (2003), Mysíkové (2007, 2012), Gottvalda, Vaškové a Janíkové (2012), Filipové a kol. (2012), Erikssona, Pytlíkové a Warzynského (2013), Hediji (2014a a 2015) a Balcara a Gottvalda (2016).

Studie Pailha (2000) je unikátní v tom, že analyzuje mzdové rozdíly mezi muži a ženami v zemích Visegradské čtyřky (V4) na počátku ekonomické transformace. Studie pracuje s daty, která pochází z Průzkumu sociální stratifikace ve východní Evropě 1993 (Social Stratification Survey in Eastern Europe 1993) a obsahují potřebné údaje za rok 1992 o výši měsíční mzdy, pohlaví, vzdělání, věku, rodinném stavu, zaměstnání, odvětví a další pro zahrnuté osoby. Finální vzorek pro Českou republiku obsahuje data téměř 3 tisíc osob. K dekompozici mzdových rozdílů je užita Oaxaca–Blinderova dekompozice, ve které je rovnovážná mzda vypočítána z celého vzorku zaměstnanců (tzv. Oaxaca–Ransomova dekompozice či Neumarkova varianta). Odhadnutá hrubá genderová mzdová mezera vypočítaná jako rozdíl logaritmu průměrné mzdy mužů a žen činila 0,296. Muži tak pobírali přibližně o 30 procent vyšší mzdu než ženy. Rozdílné charakteristiky mužů a žen potom vysvětlovaly přibližně polovinu mzdového rozdílu, druhá polovina zůstala

nevysvětlena. Při vysvětlení mzdového rozdílu hrály dominantní roli sektor, pracovní pozice a zodpovědnost. Tyto faktory společně vysvětlovaly přibližně třetinu mzdového rozdílu. Studie tak upozorňuje na relativně významné mzdové rozdíly mezi muži a ženami již na počátku ekonomické transformace.

Jurajda (2003) zkoumá mzdové rozdíly mezi muži a ženami v České republice a na Slovensku, a to zvláště pro soukromý a veřejný sektor. Ve své studii pracuje s daty z Informačního systému o průměrném výdělku za rok 1998, která obsahují mzdové informace poskytnuté vybranými středními a velkými podniky. K dekompozici mzdových rozdílů i on užívá Oaxaca–Blinderův rozklad, ve kterém je rovnovážná mzda vypočítána z celého vzorku zaměstnanců. Studie ukazuje, že mzdový rozdíl mezi muži a ženami je vyšší v soukromém sektoru, ve kterém dosahuje přibližně 30 procent, ve veřejném se pohybuje kolem 24 procent. Liší se také nevysvětlená část mzdové mezery. Ve veřejném sektoru bylo možno rozdílnými charakteristikami mužů a žen vysvětlit přibližně dvě třetiny mzdových rozdílů, kde hlavním faktorem vysvětlujícím mzdové rozdíly byla horizontální a vertikální segregace a dosažená úroveň vzdělání. Přibližně jedna třetina mzdových rozdílů zůstala nevysvětlena a může být důsledkem mzdové diskriminace žen na trhu práce. V soukromém sektoru byla situace dramaticky odlišná. Rozdílné charakteristiky obou pohlaví vysvětlovaly jen třetinu mzdových rozdílů. Klíčovou roli při vysvětlení hrála i zde horizontální a vertikální segregace. Téměř dvě třetiny mzdových rozdílů ovšem zůstaly nevysvětleny.

Ve prospěch existence mzdové diskriminace žen na českém trhu práce hovoří také závěry Mysíkové (2007 a 2012). Ve své studii z roku 2007 autorka využívá data pocházející z Výběrového šetření příjmů a životní úrovně domácností (EU–SILC) za rok 2005. K dekompozici genderové mzdové mezery využívá Oaxaca–Blinderův rozklad a Heckmanův postup, jehož cílem je eliminace zkreslení výběrem vzorku. Pro větší robustnost závěrů aplikuje více variant rovnovážné mzdy (mzdu mužů a Cottonovu variantu). Zjištěná mzdová mezera, vyjádřená jako rozdíl logaritmu mzdy mužů a žen, představovala 0,21. Ženy tak v České republice pobíraly cca 80 procent mezd mužů. Odhadnutý efekt vybavení byl záporný, což znamená, že pokud by byli muži a ženy za své charakteristiky stejně odměňováni, byla by průměrná mzda žen vyšší než mzda mužů. Efekt diskriminace potom představoval více než 100 procent genderové mzdové mezery, a to pro obě aplikované varianty rozkladu. Existenci významného „efektu diskriminace“

potvrzuje autorka také v článku z roku 2012 (Mysíková, 2012). V této studii je pracováno s daty z EU–SILC 2008 a s užitím Oaxaca–Blinderovy dekompozice a Heckmanova postupu jsou zde zkoumány příčiny mzdových diferencí mezi muži a ženami v zemích V4. Závěry se od předešlé studie mírně liší, nicméně nevysvětlený mzdový rozdíl je i zde vysoký. Rozdílné charakteristiky mužů a žen vysvětlovaly přibližně 10 procent existující genderové mzdové mezery, zbytek zůstal nevysvětlen.

Gottvald, Vašková a Janíková (2012), Eriksson, Pytliková a Warzynski (2013) a Balcar a Gottvald (2016) užívají data z Informačního systému o průměrném výdělku. Ve svých studiích odhadují mzdovou funkci pro Českou republiku a zkoumají hlavní determinanty mezd. Jako jedno z vysvětlujících proměnných je v těchto člancích použito také pohlaví zaměstnance, což umožňuje identifikovat nevysvětlenou genderovou mzdovou mezeru, a tedy i potenciální efekt mzdové diskriminace dle pohlaví.

V prvním zmiňovaném článku jsou užitá data pro rok 2006 a 2011 a mzdová funkce je odhadována zvláště pro soukromý a veřejný sektor. Jako vysvětlující proměnné je mimo pohlaví pracovníka užito: vzdělání, věk, občanství, zaměstnání, typ smlouvy, region, odvětví, vlastnictví, velikost firmy a kolektivní vyjednávání. Odhadnutá nevysvětlená mzdová mezera se v obou zkoumaných letech pohybovala kolem 20 procent v soukromém sektoru a 14 procent v sektoru veřejném. Při zahrnutí fixního efektu firmy nevysvětlená mzdová mezera v obou sektorech poklesla, nicméně nezmizela úplně. V soukromém sektoru se pohybovala kolem 18 a ve veřejném kolem 10 procent. Balcar a Gottvald (2016) užívají data za období 2008–2014, pracují s obdobným setem vysvětlujících proměnných jako předešlá studie a dospívají k obdobným závěrům. Pokud autoři zohlednili jen osobní charakteristiky, nevysvětlený mzdový rozdíl mezi muži a ženami činil v celém zkoumaném období přibližně 23 procent. Při zahrnutí fixního efektu firmy se odhadnutá nevysvětlená genderová mzdová mezera snížila a pohybovala se kolem 16 procent. Eriksson, Pytliková a Warzynski (2013) pracují se staršími daty, a to za období 1998–2006 a užívají užší set vysvětlujících proměnných. Pokud autoři zohlednili vybrané osobní charakteristiky (věk a vzdělání) a firemní charakteristiky (odvětví, region, velikost firmy a vlastnictví), pohybovala se nevysvětlená mzdová mezera ve zkoumaném období v rozmezí 22–25 procent. Po zahrnutí fixního efektu firmy nevysvětlený mzdový rozdíl poklesl na 18–21 procent.

Hedija (2014a) odhaduje nevysvětlenou mzdovou mezeru v jednotlivých sektorech české ekonomiky s užitím základní klasifikace NACE Rev. 2. Ve studii pracuje s daty z EU-SILC pro rok 2010 a nevysvětlený mzdový rozdíl odhaduje pomocí průměrného efektu zacházení (average treatment effect on the treated), který je obdobou Oaxaca–Blinderovy dekompozice. Z výsledků vyplývá, že nevysvětlený genderový mzdový rozdíl se v jednotlivých odvětvích velmi lišil. Nejnížší byl v sektoru činností v oblasti realit, profesních, vědeckých a technických činností a administrativní a podpůrné činnosti (NACE L–N). Zde byl nevysvětlený mzdový rozdíl zanedbatelný a dosahoval jen 0,4 procenta v neprospěch žen. Na druhou stranu nejvyšší nevysvětlený mzdový rozdíl mezi muži a ženami vykazoval sektor maloobchodu a velkoobchodu a opravy motorových vozidel (sektor G). Zde byl nevysvětlený mzdový rozdíl více než 30 procent v neprospěch žen.

Filipová a kol. (2012) identifikují významně nižší nevysvětlenou mzdovou mezeru ve srovnání s předcházejícími studiemi. V tomto článku je pracováno s daty, která autoři získali vlastním dotazníkovým šetřením. Data pochází z roku 2011 a obsahují kromě běžných osobních a firemních charakteristik také podrobné údaje o rodinné situaci a osobních preferencích (například kdo je hlava rodiny, preference ohledně zaměstnání, dělba práce v domácnosti) a v úvahu jsou brány také psychologické faktory (například psychická odolnost, soutěživost, sebevědomí). Finální vzorek zahrnuje údaje o 1 984 jednotlivcích. Autoři odhadují nevysvětlenou genderovou mzdovou mezeru s užitím mzdové funkce, Oaxaca–Blinderovy dekompozice a Juhn–Murphy–Pierceovy dekompozice, která pracuje s odhady nevysvětlené části genderové mzdové mezery pro jednotlivé kvantily. Celková mzdová mezera se pohybovala kolem 25 procent. Nevysvětlená část mzdové mezery potom dosahovala přibližně jen 3,5 procenta. Nejvyšší nevysvětlený mzdový rozdíl byl identifikován v dolním decilu a horním kvartilu, kde se pohyboval kolem 6–7 procent (reprezentoval cca 20 procent genderové mzdové mezery).

Nižší hodnoty nevysvětlené mzdové mezery prezentuje ve svém článku také Hedija (2015a). Autorka užívá EU-SILC data z roku 2010 a k odhadu nevysvětlené části genderové mzdové mezery užívá průměrný efekt zacházení (average treatment effect on the treated). Ve snaze odfiltrovat vliv péče o rodinu a děti odhaduje mzdovou mezeru pro tři rozdílné vzorky mužů a žen – pro celý zkoumaný vzorek, pro vzorek mužů a žen žijících ve společné domácnosti s partnerem a pro muže a ženy, kteří vydělávají více než

jejich partner. Celkový nevysvětlený mzdový rozdíl činil přibližně 20 procent v neprospěch žen a narůstal na 23 procent, pokud byl odhadnutý jen pro muže a ženy mající partnera. Naopak, pokud byl nevysvětlený mzdový rozdíl odhadnutý jen pro muže a ženy, kteří vydělávají více než partner, činil tento rozdíl přibližně jen 10 procent v neprospěch žen.

Závěry posledních dvou zmíněných studií tedy naznačují, že významnou roli při vysvětlení mzdových rozdílů patrně hrají preference žen a jejich dominantní role v péči o rodinu a děti. Nevysvětlený (diskriminační) mzdový rozdíl tak sice existuje, ale reprezentuje přibližně polovinu či méně než polovinu skutečného mzdového rozdílu.

Některé studie zaměřené na Českou republiku mají užší zaměření a zkoumají mzdové rozdíly v rámci vybrané skupiny zaměstnanců. Řada prací se věnuje genderovým mzdovým rozdílům v managementu. Mezi tyto práce patří například studie Erikssona, Gottvalda a Mrázka (2000), Erikssona (2005), Jurajdy a Paligorove (2009) nebo Stupnytskeho (2007).

Mezi první studie kvantifikující potenciální diskriminaci mezi manažerskými pracovníky v České republice patří studie autorů Eriksson, Gottvald a Mrázek (2000). Cílem této studie bylo zjištění příčin mzdových rozdílů mezi manažery v České republice. K analýze determinant mezd čerpají data z Informačního systému o průměrném výděлку (ISPV) z roku 1998. K odhadu vlivu jednotlivých faktorů na výši mezd užívají odhad mzdové funkce, kde jako jedna z vysvětlujících proměnných vystupuje také pohlaví manažera. Jako další vysvětlující proměnné užívají věk, vzdělání, odvětví, region, velikost firmy, typ vlastnictví, pozici firmy na trhu a typ manažerské pozice. Odhadnutý nevysvětlený mzdový rozdíl mezi muži a ženami se pohyboval kolem 17,5 procent. Autoři dále zjistili, že mzdový rozdíl se výrazně lišil mezi soukromým a veřejným sektorem. V soukromém sektoru ženy na manažerských pozicích pobíraly bez objektivních příčin o 20,1 procent nižší mzdu než muži, ve veřejném sektoru byl nevysvětlený mzdový rozdíl výrazně nižší a činil 10,8 procent. Odhad nevysvětlené genderové mzdové mezery mezi manažery nabízí také studie Erikssona (2005), ve které autor zkoumá determinanty mezd manažerů v České republice a na Slovensku. Užívá data z ISPV za období 1998–2000 a aplikuje obdobnou metodiku jako v předešlém článku. Odhadnutá nevysvětlená genderová mzdová mezera pro zaměstnance na manažerských

pozicích se ve sledovaném období pohybovala v České republice v průměru kolem 20 procent.

Jurajda a Paligorova (2009) se zaměřují ve své studii primárně na odhad potenciální mzdové diskriminace žen v managementu. Stejně jako předešlé studie pracují s daty z ISPV, a to za období 2000–2004. K odhadu nevysvětlené části genderové mzdové mezery užívají Oaxaca–Blinderovu dekompozici a odhad průměrného efektu zacházení (average treatment effect on the treated) doplněného o párování. Celkový odhadnutý mzdový rozdíl mezi muži a ženami v managementu byl vysoký a činil cca 55 procent ve vrcholovém a 43 procent v nižším managementu v neprospěch žen. Při vysvětlování příčin mzdových rozdílů hrály významnou roli osobní charakteristiky (vzdělání a věk), které vysvětlovaly v případě vrcholového managementu přibližně 33 procent a nižšího 37 procent mzdového rozdílu. Po zohlednění vybraných osobních a firemních charakteristik (věk, vzdělání, velikost firmy, vlastnictví, odvětví a průměrná mzda ve firmě) zůstal nevysvětlený mzdový rozdíl v neprospěch žen 29 procent ve vrcholovém managementu a 20 procent v managementu nižším. Při zahrnutí fixního efektu firmy tento rozdíl poklesl a pohyboval se v obou případech pod hranicí 20 procent (17 pro top management a 18 pro nižší management). Obdobné byly výsledky založené na odhadu průměrného efektu zacházení doplněného o párování. Nevysvětlený mzdový rozdíl se pohyboval pod úrovní 20 procent a byl drobně vyšší v top managementu.

Mzdové rozdíly mezi muži a ženami v managementu zkoumá také Stupnytskyy (2007). I on pracuje s daty z ISPV a na datech z roku 2000 a 2005 zkoumá mzdové rozdíly manažerů v soukromém a veřejném sektoru. K dekompozici mzdových rozdílů užívá tradiční Oaxaca–Blinderův rozklad. Jako vysvětlující proměnné užívá vybrané osobní charakteristiky (věk, vzdělání) a firemní charakteristiky (odvětví, velikost firmy, podíl žen, zaměstnání). Také on dospívá k obdobným závěrům jako autoři předchozích studií. Nevysvětlený mzdový rozdíl mezi muži a ženami v managementu se v roce 2000 i 2005 pohyboval kolem 20 procent v neprospěch žen v soukromém a 5 procent v sektoru veřejném.

Někteří autoři se ve své práci zaměřují na odhad potenciální mzdové diskriminace žen s užitím dat konkrétních podniků. Mezi tyto studie patří zejména články, kterých jsem autorka či spoluautorka (viz kapitola 2 a kapitola 3 této habilitační práce nebo Hedija

a Musil, 2012a). Odhad nevysvětlené mzdové mezery je v tomto případě očištěn o rozdíly v náplni práce na konkrétních pozicích mezi jednotlivými podniky. Tyto studie potvrzují existenci nevysvětleného mzdového rozdílu mezi muži a ženami a také potvrzují fakt, že nevysvětlený mzdový rozdíl je v soukromém sektoru ve srovnání se sektorem veřejným vyšší. Podrobně jsou závěry zmíněných studií popsány v kapitole 1.5 Stěžejní výsledky a závěry habilitační práce.

Přehled jednotlivých studií, užitá metody a jejich hlavní závěry shrnuje tabulka 1. Empirické studie zkoumající genderovou mzdovou mezeru v České republice tak potvrzují, že určitou část mzdového rozdílu mezi muži a ženami nelze vysvětlit rozdílnými charakteristikami mužů a žen, a lze jej přičítat mzdové diskriminaci žen na trhu práce. V odborných studiích se odhadnutý nevysvětlený mzdový rozdíl pohybuje mezi 3–26 procenty v neprospěch žen v závislosti na užitém vzorku, metodě a počtu známých osobních a firemních charakteristik. Závěry studií také ukazují, že se nevysvětlený mzdový rozdíl liší mezi jednotlivými sektory a odvětvími. Obecně je nevysvětlený mzdový rozdíl nižší ve veřejném sektoru ve srovnání se sektorem soukromým. Diskriminační složka genderové mzdové mezery se také liší mezi jednotlivými podniky či odděleními v rámci podniků.

A jaká je výše nevysvětlené mzdové mezery v České republice v kontextu ostatních členských zemí Evropské unie? Odhad potenciální diskriminační složky mzdové mezery ve vybraných zemích Evropské unie lze najít například ve studii autorů Christofides, Polycarpou a Vrachimis (2013). Ti k odhadu nevysvětlené genderové mzdové mezery užívají EU–SILC data pro rok 2006 a odhadují nevysvětlenou genderovou mzdovou mezeru pro 26 evropských zemí. K odhadu užívají Oaxaca–Ransomův rozklad doplněný o Heckmanovu proceduru. Odhadnutý nevysvětlený mzdový rozdíl se pohyboval v rozmezí od 0,198 do 0,066 a nejvyšších hodnot nabýval právě pro Českou republiku. Nejnižší byl naopak v Belgii. Po doplnění rozkladu o Heckmanovu proceduru se nevysvětlená genderová mzdová mezera v České republice pohybovala kolem 18 procent a byla nad průměrem srovnávaných zemí.

Tabulka 1: Přehled studií zabývajících se rozkladem genderových mzdových rozdílů pro Českou republiku

Studie	Data	Období	Velikost vzorku	Metoda odhadu ¹⁾	Vysvětlující proměnné ve mzdových funkcích	Hrubý genderový mzdový rozdíl ²⁾	Nevysvětlená genderová mzdová mezera
Pailhe (2000)	Průzkum sociální stratifikace ve východní Evropě	1992	2 871	O–B rozklad – Neumarkova varianta	Věk, vzdělání, zkušenosti, léta ve firmě, rodinný stav, zaměstnání, odvětví, region, typ vlastnictví, manažerská pozice	0,296	0,15
Eriksson, Gottvald a Mrázek (2000)	Informační systém o průměrném výdělku – data pro manažery	1998	7 383	Mzdová funkce	Věk, vzdělání, pohlaví, odvětví, region, velikost firmy, typ vlastnictví, úroveň manažerské pozice, pozice firmy na trhu	-	0,175 – celý vzorek 0,201 – soukromý sektor 0,108 – veřejný sektor
Jurajda (2003)	Informační systém o průměrném výdělku	1998	726 635	O–B rozklad – Neumarkova varianta	Věk, vzdělání, zaměstnání, odvětví, velikost firmy, typ vlastnictví, region	0,297 – soukromý sektor 0,241 – veřejný sektor	0,190 – soukromý sektor 0,092 – veřejný sektor
Eriksson (2005)	Informační systém o průměrném výdělku – data pro manažery	1998-2000	3 422	Mzdová funkce	Věk, vzdělání, pohlaví, odvětví, region, velikost firmy, typ vlastnictví, úroveň manažerské pozice	-	0,231 – rok 1998 0,239 – rok 2000
Mysíková (2007)	Výběrové šetření příjmů a životní úrovně domácností	2004	3 732	O–B rozklad – rovnovážná mzda mužů, Cottonova varianta, Heckmanova procedura	Vzdělání, pracovní zkušenosti, typ smlouvy, region, zaměstnání	0,210	0,211– O–B muži 0,220 – O–B Cotton 0,251 – O–B muži + Heckman

							0,260 – O–B Cotton + Heckman
Stupnytskyy (2007)	Informační systém o průměrném výdělku – data pro manažery	2000 a 2005	51 479 (rok 2000) 103 555 (rok 2005)	O–B rozklad – Cottonova varianta	Věk, vzdělání, odvětví, velikost firmy, podíl žen, úroveň managementu	0,56 – soukromý sektor, rok 2000 0,57 – soukromý sektor, rok 2005 0,38 – veřejný sektor, rok 2000 0,26 – veřejný sektor, rok 2005	0,23 – soukromý sektor, rok 2000 0,21 – soukromý sektor, rok 2005 0,05 – veřejný sektor, rok 2000 0,04 – veřejný sektor, rok 2005
Jurajda a Paligorova (2009)	Informační systém o průměrném výdělku – data pro manažery	2000–2004	37 744	O–B rozklad –rovnovážná mzda mužů, průměrný efekt zacházení (ATT), párování	Věk, vzdělání, velikost firmy, vlastnictví, odvětví, průměrná mzda ve firmě, fixní efekt (FE) firmy	0,55 – vrcholový management 0,43 – nižší management	0,17 – O–B rozklad – vrcholový management 0,19–0,22 – ATT + párování – vrcholový management 0,18 – O–B rozklad – nižší management 0,17–0,19 – ATT + párování – nižší management
Hedija a Musil (2011) – kapitola 2	Data vybraného podniku	2010	62	O–B rozklad – Reimersova varianta, Cottonova varianta, Neumarkova varianta	Vzdělání, pohlaví, pracovní zkušenosti, leta ve firmě, rodinný stav, počet dětí, pracovní pozice	0,181	0,211 – Reimersova varianta 0,210 – Cottonova varianta

							0,170 – Neumarkova varianta
Hedija a Musil (2012) – kapitola 3	Data vybraného podniku	2010	2 604	O–B rozklad – rovnovážná mzda mužů	Věk, vzdělání, pracovní pozice, typ úvazku, přesčasové hodiny, nemoc, léta ve firmě, oddělení	0,188	0,026
Hedija a Musil (2012a)	Data vybraného podniku	2010	62	O–B rozklad – rovnovážná mzda mužů, rovnovážná mzda žen, párování	Vzdělání, věk, pracovní zkušenosti, leta ve firmě, rodinný stav, počet dětí, pracovní pozice	0,181	0,184 – rovnovážná mzda muži 0,217 – rovnovážná mzda ženy
Mysíková (2012)	Výběrové šetření příjmů a životní úrovně domácností	2007	7 727	O–B rozklad a Heckmanova procedura – rovnovážná mzda mužů	Vzdělání, pracovní zkušenosti, typ smlouvy, region, zaměstnání, manažerská pozice, velikost firmy	0,256	0,231
Gottvald, Vašková a Janíková (2012)	Informační systém o průměrném výdělku	2006 a 2011	1 990 759 (rok 2006) 2 091 795 (rok 2011)	Mzdová funkce	Pohlaví, vzdělání, věk, občanství, zaměstnání, typ smlouvy, region, fixní efekt firmy	0,268 – soukromý sektor, rok 2006 0,166 – veřejný sektor, rok 2006 0,256 – soukromý sektor, rok 2011 0,137 – veřejný sektor, rok 2011	0,176 – soukromý sektor, rok 2006 0,107 – veřejný sektor, rok 2006 0,170 – soukromý sektor, rok 2011 0,098 – veřejný sektor, rok 2011
Filipová a kol. (2012)	Vlastní dotazníkové šetření	2011	1 984	Mzdová funkce, O–B rozklad – rovnovážná mzda	Věk, děti, rodinný stav, národnost, vzdělání,	0,253	0,032 – mzdová funkce 0,035 – O–B rozklad

				mužů, Juhn–Murphy– Piercův rozklad	vzdělání rodičů, známka z matematiky, léta ve firmě, mateřská dovolená, zkušenosti, zaměstnání, odvětví, velikost firmy, typ vlastnictví, flexibilita pracovní doby, pracovní nasazení, vztah s nadřízeným, pohlaví nadřízeného, postavení v rodině, povahové vlastnosti, zdraví, vzhled...		Juhn–Murphy–Piercův rozklad: První decil – 0,071 První kvartil – 0,038 Medián – 0,039 Poslední kvartil – 0,061 Poslední decil – 0,043
Eriksson, Pytliková a Warzynski (2013)	Informační systém o průměrném výdělku	1998– 2006	790 389 – 1 475 725 (průměr 1 046 583)	Mzdová funkce	Pohlaví, vzdělání, věk, region, velikost firmy, typ vlastnictví, odvětví, region, fixní efekt firmy		0,217 – 0,245 (průměr 0,229) 0,180 – 0,209 (průměr 0,191) – fixní efekt firmy
Hedija (2014a)	Výběrové šetření příjmů a životní úrovně domácností	2010	6 328	Průměrný efekt zacházení pro jednotlivé sektory (NACE Rev. 2)	Věk, vzdělání, pracovní zkušenosti, nemoc, děti, partner, zaměstnání, velikost firmy, typ smlouvy, manažerská pozice	0,24	0,195 (0,004 – 0,352) 0,004 – sektor N–L 0,352 – sektor G
Hedija (2015a)	Výběrové šetření příjmů a životní úrovně domácností	2010	6 317	Průměrný efekt zacházení	Věk, vzdělání, nemoc, děti, zaměstnání, sektor, velikost	0,244	0,196 – celý vzorek 0,234 – jedinci mající partnera

					firmy, typ smlouvy, manažerská funkce		0,101 – jedinci vydělávající více než partner
Balcar a Gottvald (2016)	Informační systém o průměrném výdělku	2008- 2014	1 426 944 – 1 515 660 (průměr 1 466 051)	Mzdová funkce	Pohlaví, vzdělání, věk, zkušenosti, občanství, zaměstnání, manažerská pozice, typ smlouvy, region, fixní efekt firmy	-	0,158 – 0,163 (průměr 0,160)

Poznámka: 1) O–B rozklad označuje Oaxaca–Blinderův rozklad, 2) rozdíl logaritmu průměrné mzdy mužů a logaritmu průměrné mzdy žen

1.3.4 Vliv žen v managementu na genderové mzdové rozdíly

V předešlé kapitole bylo ukázáno, že část mzdových rozdílů mezi muži a ženami nelze vysvětlit rozdíly v jejich známých charakteristikách. Nevysvětlená genderová mzdová mezera v České republice existuje a liší se v rámci jednotlivých sektorů, odvětví a jednotlivých podniků. Faktorů, které mohou být příčinou těchto odlišností, je více. Jedním z těch, které mohou stát v pozadí těchto rozdílů, může být rozdílný podíl žen ve vedení podniků.

Teoretické argumenty, proč by mohlo mít pohlaví manažera vliv na výši mzdových nerovností podřízených osob, jsou vedeny více směry. Je pracováno zejména s ekonomickými a sociálně-psychologickými argumenty (blíže Hultin a Szulkin, 2003 a Hensvik, 2014).

První linie argumentů je vedena směrem k diskriminačním teoriím, které byly zmiňovány již dříve. Tyto modely vysvětlují nejen mzdovou diskriminaci žen jako takovou, ale lze je užít i jako argument, proč by ženy manažerky mohly vykazovat nižší tendence ke mzdové diskriminaci žen. K nejčastěji zmiňovaným diskriminačním modelům patří model *preference k diskriminaci* (taste for discrimination) a model *statistické diskriminace* (statistical discrimination model). V obou modelech jsou hlavním důvodem mzdové diskriminace osobní preference a stereotypy. Dá se předpokládat, že osobní preference žen manažerek mzdově diskriminovat ženy (tedy jedince stejného pohlaví) budou nižší než v případě jejich mužských protějšků. Stejně tak lepší znalost skutečných schopností žen může být důvodem, proč ženy manažerky nebudou oceňovat podřízené ženy na základě zaběhlých stereotypů.

Další argumenty pro nižší mzdovou diskriminaci žen ze strany ženských manažerek přináší *teorie sociální identity* (social identity theory). Tato sociálně-psychologická teorie uvádí, že jednotlivci tendují k upřednostňování členů své vlastní skupiny proti členům skupin jiných (Tajfel, 1982; Tajfel a Turner, 1979). Pokud jsou jednotlivci při identifikaci sebe samého s určitou skupinou vedeni primárně pohlavím, potom by dle této teorie ženy manažerky lépe hodnotily podřízené ženského pohlaví ve srovnání s podřízenými muži. Další teorií, která podporuje tyto závěry je *teorie přitažlivosti stejných jedinců* (similarity-attraction theory), která říká, že jedinci jsou více přitahováni lidmi, kteří jsou jim podobní, popř. k nim zaujímají celkově pozitivnější přístup (Byrne, 1971). Ženy ve vedení mohou

tak nejen lépe odměňovat ženy, ale také si je záměrně vybírat a umožnit jim přístup na lépe placené pozice, což může taktéž přispívat ke snižování mzdových rozdílů. V literatuře je také diskutována role *sociálních norem a genderových rolí* a jejich vývoj v čase (Goldin, 2006; Ochsensfeld, 2014). Rostoucí zastoupení žen ve vedení firem může postupně měnit pohled na tradiční role mužů a žen ve společnosti a motivovat ženy k tomu, aby následovaly vzory a více se ucházely o manažerské posty.

Proti výše zmíněným teoriím stojí *teorie sebeposílení* (self-enhancement drive theory), která postuluje, že jednotlivci ze skupiny s nižším statusem mají tendenci se identifikovat se skupinou s vyšším společenským statusem (Graves a Powell, 1995; Burkley a Blanton, 2005). V souladu s touto teorií se budou ženy manažerky identifikovat se skupinou manažerů, ve které převládají muži, a budou následovat jejich chování. V tomto případě vyšší zastoupení žen v managementu nepovede k redukci genderových mzdových rozdílů.

Nabízí se otázka: Mají skutečně ženy v managementu vliv na genderové mzdové rozdíly? Závěry empirických studií nejsou v této oblasti zcela jednoznačné. Většina studií pozitivní vliv žen v managementu na pokles genderových mzdových rozdílů potvrzuje (například Hultin a Szulkin, 1999 a 2003; Cardoso a Winter-Ebmer, 2010 nebo viz kapitola 6). Existují ovšem i studie, které platnost této hypotézy zpochybňují (Hensvik, 2014). Stručný přehled studií a jejich závěrů zachycuje tabulka 2.

K prvním empirickým studiím, které se zabývají vlivem žen v managementu na mzdové rozdíly mezi muži a ženami v podniku, patří práce autorů Hultin a Szulkin (1999). Tato studie zkoumá vliv genderových charakteristik manažerů na mzdy podřízených pracovníků ve Švédsku na datech z roku 1991. Zkoumaný vzorek zahrnuje 1 450 zaměstnanců soukromého a veřejného sektoru. K zachycení vlivu žen v managementu na mzdovou strukturu je užít odhad mzdové funkce mužů a žen, kde jako jedna z vysvětlujících proměnných vystupuje procentní podíl mužů v managementu daného podniku. Mzdová funkce je odhadována pro celý soubor podniků a následně také zvlášť pro soukromý a veřejný sektor. Autoři ve studii dospívají k závěru, že pohlaví vedoucího pracovníka má statisticky významný vliv na mzdy podřízených žen, kdy při vyšším zastoupení mužů v managementu vykazovaly mzdy žen pokles. Tento efekt byl silnější v soukromém sektoru ve srovnání se sektorem veřejným. Rozdíly mezi

soukromým a veřejným sektorem přičítají autoři větší volnosti při tvorbě mezd v soukromém sektoru, protože mzdy ve veřejném sektoru podléhají určitému stupni mzdové regulace.

Stejní autoři zkoumají vliv pohlaví manažera na mzdy podřízených pracovníků také ve své pozdější studii z roku 2003. Hultin a Szulkin (2003) v ní pracují s nesrovnatelně větším vzorkem zaměstnanců švédských firem, přičemž finální vzorek obsahuje údaje o více než 157 tisících zaměstnancích. Užívají opět data z roku 1991, ale tentokrát se omezují jen na soukromý sektor. Rozdílná je také metodika odhadu. Autoři aplikují víceúrovňový model a zkoumají efekt žen v managementu na genderové mzdové rozdíly zvlášť pro manuální pracovníky (blue-collar workers) a administrativní pracovníky (white-collar workers). Jejich závěry jsou v souladu se závěry jejich předešlé studie. S vyšším zastoupením mužů v managementu roste genderová mzdová mezera a tyto závěry jsou platné pro obě zkoumané skupiny pracovníků. Dále konstatují, že významnější vliv na genderové mzdové rozdíly má genderové složení nižšího managementu ve srovnání s top managementem. Vysvětlují to tím, že nižší management je hierarchicky níže, a má tak na mzdy přímo podřízených pracovníků větší vliv.

K obdobným závěrům dospívají také Cohen a Huffman (2007) pro Spojené státy americké. Autoři užívají data z roku 2000 a k odhadu vlivu pohlaví manažera na mzdy podřízených pracovníků užívají lineární víceúrovňový model. Dosavadní poznatky prohlubují tím, že model rozšiřují o potenciální vliv manažerek na mzdy (relativní status ženských manažerek). Ve své studii konstatují, že vyšší zastoupení žen v managementu vede ke snižování mzdových rozdílů mezi podřízenými muži a ženami. Zároveň je tento efekt silnější, pokud je status manažerek vyšší. Slabou stránkou této studie je skutečnost, že užitá data neobsahují přímou vazbu mezi nadřízenými a podřízenými pracovníky v rámci jednotlivých firem, ale je pracováno s agregací na úrovni jednotlivých odvětví.

Cardoso a Winter-Ebmer (2010) pracují se vzorkem dat portugalských firem za období 1987–2000 a na rozdíl od předešlých studií se zaměřují na vlastnickou strukturu podniku. Zkoumají vliv vyššího zastoupení žen ve vedení podniku (vlastníků) na mzdy podřízených pracovníků. Autoři rozdělují firmy do dvou skupin. Firmy, ve kterých představují více než 50 procent vlastníků ženy, jsou označeny za firmy vedené ženami, zbylé firmy jsou firmy vedené muži. Ke kvantifikaci efektu žen ve vedení na mzdy užívají

mzdovou funkci mužů a žen, kde jako jednu z vysvětlujících proměnných přidávají umělou proměnnou pro firmu vedenou ženami. Autoři dospívají k závěru, že ve firmách vedených ženami je genderová mzdová mezera nižší.

Shin (2012) se zaměřuje pouze na vrcholové vedení podniku. Zkoumá vztah mezi zastoupením žen ve vrcholovém vedení a relativními mzdami mužů a žen v top managementu. Užívá data 831 velkých amerických firem za období 1998–2005 a k odhadu vlivu žen ve vrcholovém vedení na mzdy manažerů užívá rozšířenou mzdovou funkci. Dospívá k závěru, že genderové složení vrcholového vedení podniku ovlivňuje genderovou mzdovou mezeru. Růst podílu žen ve vrcholovém vedení podniku vede k růstu relativních mezd žen v top managementu. Na druhou stranu pohlaví výkonného ředitele podniku se ukázalo jako nevýznamný faktor. Pokud byla výkonným ředitelem žena, tato skutečnost sama o sobě neovlivňovala mzdy žen ve vrcholovém managementu.

První studií, která zkoumá tuto problematiku s užitím dat pro Českou republiku, je má studie a je součástí této habilitační práce (viz kapitola 6). Ve studii dospívám k závěru, že vyšší podíl žen ve vedení přispívá k poklesu mzdového rozdílu mezi muži a ženami. Podrobně jsou závěry této studie popsány v kapitole 1.5 Stěžejní výsledky a závěry habilitační práce.

Na rozdíl od závěrů výše prezentovaných prací Hensvik (2014) nalézá jen slabý vztah mezi pohlavím manažera a genderovou mzdovou mezerou. Ve své studii pracuje s daty švédských zaměstnanců v soukromém sektoru za období 1996–2008. Při odhadu vlivu žen v managementu na genderovou mzdovou mezeru pracuje s rozšířenou mzdovou funkcí a dospívá k závěru, že vyšší zastoupení žen v managementu vedlo k poklesu genderové mzdové mezery přibližně o 1–2 procentní body. Nicméně pokud byl model rozšířen o fixní efekt zaměstnance, pozitivní efekt žen v managementu na genderovou mzdovou mezeru výrazně poklesl a neukázal se statisticky významný. Autorka to vysvětluje koncentrací schopných žen pracujících pod vedením žen manažerek. Schopné ženy spíše vyhledávají ženské manažerky, a to například z důvodu, že očekávají lepší ohodnocení své práce či snadnější kariérní postup. Původně odhadnuté genderové mzdové mezery tak nezohledňovaly skutečné kvality pracovníků a mohly být tímto zkreslené.

Tabulka 2: Přehled studií zabývajících se odhadem vlivu žen ve vedení na genderovou mzdovou mezeru

Studie	Země	Období	Velikost vzorku	Metoda odhadu	Vysvětlující proměnné	Zjištěné závěry
Hultin a Szulkin (1999)	Švédsko – Swedish Es- tablishment Survey	1991	1 450	Odhad mzdové funkce mužů a žen – odhad pro celý vzorek, soukromý sektor a veřejný sektor	Podíl manažerů mužů v podniku, zkušenosti, vzdělání, potřebné vzdělání na daný post, délka zaškolení, léta ve firmě, procento žen v podniku, sektor (veřejný a soukromý)	Růst podílu žen v managementu má pozitivní vliv na mzdy žen (růst podílu žen v managementu o 50 % vede k růstu mzdy žen přibližně o 5 %).
Hultin a Szulkin (2003)	Švédsko – Swedish Es- tablishment Survey	1991	157 150	Víceúrovňový model – odhad zvláště pro administrativní a manuální pracovníky	Pohlaví, vzdělání, zkušenosti, léta ve firmě, podíl žen ve firmě, velikost firmy, odvětví, podíl manažerů mužů v podniku	Vyšší zastoupení žen v managementu vede k poklesu genderové mzdové mezery (růst podílu žen v managementu o 50 % vede k poklesu mzdového rozdílu o přibližně 5,5 p. b.).
Cohen a Huffman (2007)	USA – 2000 U.S. Census Public Use Microdata files	2000	1,32 mil.	Víceúrovňový model	Pohlaví, národnost, vzdělání, rodinný stav, místo narození, děti, znalost jazyka, procento žen v daném povolání, podíl částečných úvazků, požadavky na danou pozici, podíl žen manažerek v daném odvětví, relativní status manažerek, podíl žen v daném odvětví, podíl manažerů na celkovém počtu zaměstnanců...	Vyšší zastoupení žen v managementu vede k poklesu genderové mzdové mezery. Efekt roste s růstem statusu manažerek.
Cardoso a Winter- Ebmer (2010)	Portugalsko – Ministry of Employment in Portugal	1987– 2000	8 530 061	Mzdová funkce mužů a žen	Věk, vzdělání, léta ve firmě, velikost firmy, odvětví, region, právní forma, vlastnictví, rok, firma řízená ženami, podíl žen ve firmě, fixní efekt firmy	Genderová mzdová mezera je ve firmách vedených ženami nižší (pokud je firma vlastněná ženami, je genderová mzdová mezera o 1,5 p. b. nižší).

Shin (2012)	USA – Standard and Poor's ExecuComp database	1998– 2005	7 711	Rozšířená mzdová funkce	Pohlaví, pozice, věk, léta ve firmě, podíl žen ve vrcholovém vedení, podíl žen v komisi pro odměňování, rentabilita aktiv, celkový výnos na akcii, velikost firmy, podíl členů vrcholového vedení a odměňovací komise jmenovaných posledním výkonným ředitelem, podíl externích členů vrcholového vedení, rok, odvětví	Vyšší podíl žen ve vrcholovém vedení vede k poklesu genderové mzdové mezery ve mzdách manažerů (růst podílu žen v komisi pro odměňování o 50 % vede k poklesu genderové mzdové mezery o cca 17 p. b.).
Hensvik (2014)	Švédsko – Swedish wage register	1996– 2008	5 098 299	Rozšířená mzdová funkce	Pohlaví, podíl žen v managementu, věk, vzdělání, zkušenosti, léta ve firmě, sídlo, závod, rok, oddělení, odvětví, podíl žen v daném oddělení, fixní efekt pracovníka	Vyšší podíl žen ve vedení vede k poklesu genderové mzdové mezery (růst žen ve vedení o 50 % vede k poklesu mzdové mezery o cca 0,8 p. b.). Při zohlednění fixního efektu pracovníka je vliv zanedbatelný.
Hedija (2015) – kapitola 6	Česká republika – data získaná z vybraných nemocnic	2010	8 662	Rozšířená mzdová funkce, průměrný efekt zacházení	Pohlaví, věk, léta ve firmě, vzdělání, úvazek, nemoc, přesčas, pracovní pozice, firma, oddělení, pohlaví nadřízené osoby	Růst žen ve vedení podniku vede k poklesu genderové mzdové mezery (pokud je oddělení vedeno ženou, je genderový mzdový rozdíl o 6 p. b. nižší).

1.4 Metodologický aparát habilitační práce

V habilitační práci jsou k odhadu nevysvětlené genderové mzdové mezery a k identifikaci vlivu pohlaví manažera na genderové mzdové rozdíly užity ekonometrické modely. K dekompozici mzdové mezery a odhadu „efektu diskriminace“ je užit *Oaxaca–Blinderův rozklad* a odhad *průměrného efektu zacházení* (average treatment effect on the treated), který je obdobou efektu diskriminace v Oaxaca–Blinderově rozkladu. K odhadu vlivu pohlaví manažera na genderovou mzdovou mezeru je užita *rozšířená mzdová funkce Mincerova typu*, ve které jako další vysvětlující proměnné figurují pohlaví manažera a interakce mezi pohlavím manažera a pohlavím podřízeného pracovníka. Tato kapitola aplikované metody podrobněji popisuje.

1.4.1 Oaxaca–Blinderův rozklad

Jak již bylo zmíněno, ve studiích přímo zaměřených na analýzu mzdových rozdílů mezi muži a ženami je nejčastěji pracováno s Oaxaca–Blinderovým rozkladem a jeho modifikacemi. Tento rozklad je také někdy označován jako Oaxacův rozklad nebo Blinder–Oaxacův rozklad či dekompozice. Rozklad vychází z prací Oaxacy (1973) a Blindera (1973), kteří nezávisle na sobě rozložili mzdovou mezeru na dvě složky. Složku, kterou lze vysvětlit rozdílnými charakteristikami mužů a žen (ať již rozdíly v pracovním kapitálu, či zastávané pracovní pozici), a složku, kterou těmito rozdíly vysvětlit nelze. Ta bývá potom označována za diskriminační.

Oaxaca–Blinderův rozklad lze zapsat takto:

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

kde $\bar{W}_m$ je průměrná mzda mužů, $\bar{W}_f$ je průměrná mzda žen, $\bar{X}_m$ je vektor průměrných charakteristik mužů, $\bar{X}_f$ značí vektor průměrných charakteristik žen, $\hat{\beta}_m, \hat{\beta}_f$ jsou vektory koeficientů mzdových funkcí mužů a žen a β^* značí vektor koeficientů mzdové funkce v případě neexistence diskriminace.

Výraz $\ln(\overline{W}_m) - \ln(\overline{W}_f)$ je mzdová mezera, vyjádřená jako rozdíl logaritmů průměrné mzdy mužů a žen. První složka výrazu na pravé straně, tedy výraz $(\overline{X}_m - \overline{X}_f) \cdot \beta^*$, je část mzdové mezery, kterou lze vysvětlit rozdílným vybavením mužů a žen (vypovídá o mzdovém rozdílu za předpokladu neexistence diskriminace). Druhá složka, konkrétně výraz $(\hat{\beta}_m - \beta^*) \cdot \overline{X}_m$, zahrnuje diskriminaci ve prospěch mužů a třetí člen $(\beta^* - \hat{\beta}_f) \cdot \overline{X}_f$ diskriminaci v neprospěch žen. Celkový efekt diskriminace je součtem efektu diskriminace ve prospěch mužů a diskriminace v neprospěch žen.

V odborné literatuře jsou pro jednotlivé části dekompozice užívána rozdílná označení. Například 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 a kol. (2003) rozlišuje mezi efektem vybavení (endowment effect) a efektem odměny (remuneration effect). Jacobsen (2007) hovoří o vysvětlené a nevysvětlené části mzdových rozdílů.

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

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

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

kde $(W_i)_m$ je hrubá mzda i -tého muže, $(X_i)_m$ je vektor vybraných charakteristik pro i -tého muže, $(W_i)_f$ je hrubá mzda i -té ženy, $(X_i)_f$ je vektor vybraných charakteristik žen pro i -tou ženu, $\alpha_f, \alpha_m, \beta_m, \beta_f$ jsou koeficienty (resp. vektory koeficientů) mzdových funkcí mužů a žen a ε_i je náhodná složka.

Při odhadu mzdových funkcí mužů a žen je vycházeno z Mincerovy mzdové funkce (podrobněji níže), která je rozšířena o další vysvětlující proměnné v podobě osobních

a firemních charakteristik (rodinný stav, odvětví, zaměstnání, velikost firmy atd.). Počet zahrnutých vysvětlujících proměnných se v jednotlivých studiích značně liší a závisí především na dostupnosti dat (Hedija a Musil, 2010).

Dalším důležitým krokem při aplikaci Oaxaca–Blinderova rozkladu je stanovení rovnovážné (nediskriminační) mzdy. Pojetí rovnovážné mzdy se u autorů, kteří pracují s Oaxaca–Blinderovým rozkladem, liší.

Blinder (1973) při odhadu míry diskriminace používá jako nediskriminační (rovnovážnou mzdu) mzdu mužů. Výsledný rozklad v tomto případě nabývá následující podoby:

$$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \cdot \hat{\beta}_m + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \cdot \bar{X}_f. \quad (4)$$

Oaxaca (1973) odhaduje míru mzdové diskriminace s užitím jednak mzdy mužů jako rovnovážné mzdy (rovnice 4), jednak mzdy žen. Z předpokladu, že je pracováno s rovnovážnou mzdou žen, lze celý rozklad zjednodušit takto:

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

kde v obou případech (rovnice 4 a 5) lze první část výrazu na pravé straně označit jako efekt vybavení a vypovídá o výši mzdové mezery, kterou je možné vysvětlit rozdílným vybavením mužů a žen, druhá složka je nevysvětlenou částí mzdové mezery a bývá označována jako efekt diskriminace.

Reimers (1983) přisuzuje regresním koeficientům mzdové funkce mužů a žen stejnou váhu. Rovnovážná mzda je potom stanovena takto:

$$\beta^* = \frac{\hat{\beta}_m + \hat{\beta}_f}{2}, \quad (6)$$

kde β^* je vektor koeficientů rovnovážné mzdy, $\hat{\beta}_m, \hat{\beta}_f$ jsou vektory koeficientů mzdových funkcí mužů a žen, které jsou odhadnuty z rovnic 2 a 3.

Cotton (1988) určuje váhy při výpočtu rovnovážné mzdy dle podílu mužů a žen na celkové pracující populaci. V jeho pojetí je rovnovážná mzda určena následovně:

$$\beta^* = \frac{m}{m+f} \cdot \widehat{\beta}_m + \frac{f}{m+f} \cdot \widehat{\beta}_f, \quad (7)$$

kde β^* je opět vektor koeficientů rovnovážné mzdy, $\widehat{\beta}_m, \widehat{\beta}_f$ jsou vektory koeficientů mzdových funkcí mužů a žen, které jsou odhadnuty z rovnic 2 a 3, m je počet mužů v pracující populaci (zkoumaném vzorku), f je počet žen v pracující populaci (zkoumaném vzorku).

Neumark (1988) odhaduje β^* jako vektor koeficientů mzdové funkce společně pro muže i ženy. Stejný postup jako Neumark volí také Oaxaca a Ransom (1994). Právě tato varianta rozkladu je velmi často užívána a bývá označována jako Neumarkova varianta nebo častěji jako Oaxaca–Ransomův rozklad. Vektor koeficientů rovnovážné mzdy je v tomto případě odhadnut následovně:

$$\ln W_i = \alpha + \beta^* \cdot X_i' + \varepsilon_i, \quad (8)$$

kde W_i je hrubá mzda i -tého pracovníka, X_i' je vektor vybraných charakteristik pro i -tého pracovníka, α, β^* jsou koeficienty (resp. vektor koeficientů) mzdové funkce, ε_i je náhodná složka.

V habilitační práci je pro větší robustnost výsledků pracováno s více variantami Oaxaca–Blinderova rozkladu. V kapitole 2 je k odhadu nevysvětlené části mzdové mezery užit Oaxaca–Blinderův rozklad se třemi variantami rovnovážné mzdy: Raimersova varianta (Reimers, 1983), Cottonova varianta (Cotton, 1988) a Neumarkova varianta (Neumark, 1988). V kapitole 3 je potom užitá mzda mužů jako rovnovážná mzda.

1.4.2 Průměrný efekt zacházení (ATT)

V kapitolách 4, 5 a 6 je k odhadu nevysvětlené části genderové mzdové mezery užit průměrný efekt zacházení, který je obdobou Oaxaca–Blinderova rozkladu, ve kterém je

jako rovnovážná mzda užita mzda mužů. Výhodou této metody je její jednoduchost a přehlednost. Často bývá také doplněna o metodu párování. K odhadu nevysvětlené části genderové mzdové mezery tuto metodu užívá například Jurajda a Paligorova (2009).

Průměrný efekt zacházení vyjadřuje průměrný prospěch či újmu plynoucí z toho, že jedinec je členem vybrané skupiny (being treated) (podrobněji například Wooldridge, 2002). Průměrný efekt zacházení lze zapsat takto:

$$ATT = E(y_i(1) - y_i(0)|T_i = 1), \quad (9)$$

kde T je binární indikátor zacházení ($T = 1$ znamená být ve vybrané skupině, $T = 0$ ostatní), $y(1)$ je potenciální výstup plynoucí z členství ve vybrané skupině a $y(0)$ je potenciální výstup bez členství. Pro účely odhadu nevysvětlené genderové mzdové mezery předpokládáme, že i jsou pracovníci a vybranou skupinou jsou ženy.

Daný výraz můžeme dále upravit takto:

$$ATT = E(\ln W_i(1)|T_i = 1) - E(\ln W_i(0)|T_i = 1), \quad (10)$$

kde ATT představuje nevysvětlený genderový mzdový rozdíl. Výraz $E(\ln W_i(1)|T_i=1)$ je průměr logaritmu hrubé mzdy žen a výraz $E(\ln W_i(0)|T_i=1)$ je průměr logaritmu hrubé mzdy žen v případě, že by byly muži. První výraz na pravé straně rovnice lze vypočítat z dostupných dat, druhý výraz je potřeba odhadnout. K tomu je užit regresní model.

Nejdříve jsou odhadnuty koeficienty mzdové funkce mužů:

$$(\ln W_i|T_i = 0) = \beta_0 \cdot X_i + \varepsilon_i, \quad (11)$$

kde W_i je hrubá mzda i -tého muže, β_0 je vektor koeficientů mzdové funkce, X_i je vektor zvolených osobních a firemních charakteristik i -tého muže a ε_i je náhodná složka.

Následně jsou odhadnuté regresní koeficienty použity k odhadu mzdy žen v případě, že by byly odměňovány stejně jako muži:

$$E(\ln W_i(0)|T_i = 1) = E(\beta_0 \cdot X_i), \quad (12)$$

kde $E(\beta_0 \cdot X_i)$ je průměr mzdy (resp. logaritmu hrubé mzdy) predikované pro každou ženu ve vzorku.

Nakonec je odhadnut efekt zacházení jako rozdíl mezi průměrem logaritmu skutečné hrubé mzdy žen a průměrem logaritmu predikované mzdy žen vypočítané pomocí mzdové funkce mužů:

$$ATT = E(\ln W_i(1)|T_i = 1) - E(\beta_0 \cdot X_i|T_i = 1). \quad (13)$$

Takto odhadnuté ATT reprezentuje nevysvětlený genderový mzdový rozdíl. Znaménko minus potom značí, že mzda žen je ve srovnání s muži nižší.

Odhad průměrného efektu zacházení je ve studiích často doplněn o proceduru tzv. párování (matching). Tak je tomu i v kapitole 6 této habilitační práce. Pokud jsou charakteristiky zkoumaných mužů a žen velmi odlišné, budou odhadnuté koeficienty mzdových funkcí tímto faktem ovlivněny a koeficienty mzdové funkce žen budou s velkou pravděpodobností velmi odlišné od hypotetické mzdové funkce mužů. Párování vychází z myšlenky, že nejjednodušší a nejméně kontroverzní způsob, jak stanovit diskriminační složku mezd, je srovnání mezd mezi muži a ženami, které vykazují přesně stejné vlastnosti. Cílem párování je vytvoření co nejhomogennějšího vzorku mužů a žen (Ho a kol., 2007). Existuje více metod párování, přičemž mezi základní patří metoda přesné shody (exact matching), metoda nejbližšího souseda (nearest neighbour matching) a metoda hrubé shody (coarsen exact matching) (Stuart, 2010; Iacus, King a Porro, 2012).

Metoda přesné shody patří k nejjednodušším metodám párování. Je založena na tom, že ze vzorku jsou vyřazeny ženy, jejichž charakteristiky se neshodují s žádným mužem, a naopak. Nevýhodou této metody je skutečnost, že její podmínky jsou velmi omezující, a často vede k velké redukci vzorku. Metoda hrubé shody navazuje na metodu přesné shody a snaží se překonat její nedostatky. Podstatou této metody je vytvoření širších kategorií pro jednotlivé charakteristiky mužů a žen a následně aplikování metod přesné shody. Konečně metoda nejbližšího souseda spočívá v tom, že ke každému jedinci je

přiřazen v našem případě jedinec opačného pohlaví, který je mu svými charakteristikami nejbližší. Nejnížší vzdálenost je potom určována pomocí zvolené metody, nejčastěji na základě míry pravděpodobnosti nebo s užitím Mahalanobis vzdálenosti (Stuart, 2010; Iacus, King a Porro, 2012).

1.4.3 Odhad rozšířené mzdové funkce

Další relativně frekventovanou metodou odhadu míry potenciální mzdové diskriminace je odhad mzdové funkce, která je rozšířena o pohlaví pracovníka. Při odhadu mzdové funkce je primárně vycházeno z Mincerovy mzdové funkce (Mincer, 1974), kdy vysvětlující proměnné jsou vzdělání a zkušenosti.

Mincerovu mzdovou funkci lze zapsat následovně:

$$\ln W_i = \alpha + \beta_1 \cdot s_i + \beta_2 \cdot e_i + \beta_3 \cdot e_i^2 + \varepsilon_i, \quad (14)$$

kde W_i je hrubá mzda i -tého pracovníka, s_i je vzdělání i -tého pracovníka v letech, e_i jsou zkušenosti i -tého pracovníka v letech. Zkušenosti jsou ve funkci určeny následovně $e_i = (A_i - s_i - b_i)$, kde A_i je věk i -tého pracovníka, s_i je počet let vzdělání i -tého pracovníka a b_i je věk, ve kterém jedinec nastupuje do základní školy. $\alpha, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ jsou koeficienty mzdové funkce a ε_i je náhodná složka.

Mincerova rovnice je následně rozšířena a jako jedna z vysvětlujících proměnných v mzdové funkci vystupuje pohlaví zaměstnance. Odhadovaná mzdová funkce má následující tvar:

$$\ln W_i = \alpha + \beta_1 \cdot F_i + \beta_2 \cdot X_i' + \varepsilon_i, \quad (15)$$

kde W_i je hrubá mzda i -tého pracovníka, F_i je pohlaví i -tého pracovníka ve formě umělé proměnné ($F = 1$, pokud je pracovník žena, a $F = 0$, pokud je pracovník muž), X_i' je vektor vybraných osobních a firemních charakteristik i -tého pracovníka, α, β_1, β_2 jsou koeficienty (resp. vektory koeficientů v případě β_2) mzdové funkce a ε_i je náhodná

složka. Z hlediska odhadu nevysvětlené genderové mzdové mezery je klíčový parametr β_1 . Ten odráží procentní změnu mzdy vyvolanou tím, že pracovník je žena.

Mezi vysvětlující proměnné, které jsou velmi často zahrnovány do mzdové funkce, patří, kromě proměnných postihujících lidský kapitál (věk, vzdělání, praxe), také charakteristiky, které reprezentují zaměstnání (odvětví, zaměstnání, odpovědnost, pracovní úvazek, velikost firmy, léta ve firmě, odbory), region (region, velikost sídla) a rodinnou situaci (rodinný stav, děti).

V habilitační práci je rozšířená mzdová funkce primárně užita k odhadu vlivu pohlaví manažera na mzdové rozdíly mezi muži a ženami. V tomto případě je Mincerova mzdová funkce, kromě pohlaví pracovníka a vybraných osobních a firemních charakteristik, rozšířena také o pohlaví manažera a interakci pohlaví pracovníka a pohlaví manažera.

Odhadovaná mzdová funkce má následující tvar:

$$\ln W_i = \alpha + \beta_1 \cdot F_i + \beta_2 \cdot FM_i + \beta_3 \cdot F_i \cdot FM_i + \beta_4 \cdot X'_i + \varepsilon_i, \quad (16)$$

kde i je pracovník, který nezastává manažerský post, W_i je hrubá mzda i -tého pracovníka, F_i je pohlaví i -tého pracovníka ve formě umělé proměnné ($F = 1$, pokud je pracovník žena, a $F = 0$, pokud je pracovník muž), FM_i je pohlaví nadřízeného pracovníka ($FM = 1$, pokud je nadřízený pracovník žena, a $FM = 0$, pokud je nadřízený pracovník muž), X'_i je vektor vybraných osobních a firemních charakteristik i -tého pracovníka, $\alpha, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ jsou koeficienty (resp. vektory koeficientů v případě β_4) mzdové funkce a ε_i je náhodná složka. Z hlediska vlivu pohlaví manažera na genderovou mzdovou mezeru je klíčový parametr β_3 . Ten odráží vliv žen manažerek na relativní mzdu mužů a žen.

Obdobnou metodiku ve svých studiích užívají například Hultin a Szulkin (2003) nebo Hensvik (2014) a je užita také v poslední části habilitační práce (kapitola 6).

1.5 Stěžejní výsledky a závěry habilitační práce

Cílem habilitační práce byla identifikace výše potenciální mzdové diskriminace žen na trhu práce v České republice a zhodnocení vlivu žen v managementu na genderové mzdové rozdíly. Poznatky autorky v této oblasti jsou prezentovány pomocí souboru odborných článků, které autorka publikovala k dané problematice. V následující části jsou nejdříve prezentovány základní poznatky, ke kterým autorka dochází v jednotlivých člancích, v závěru je potom shrnut celkový přínos autorky.

1.5.1 Stěžejní výsledky předloženého souboru článků

První dvě předložené studie jsou věnovány odhadu diskriminační složky genderové mzdové mezery na úrovni konkrétních vybraných podniků. Tento přístup umožňuje mikropohled na problematiku. Výhoda spočívá ve vytipování a výběru podniků, ve kterých jsou ženy a muži hojně zastoupeni, a kde muži a ženy zastávají stejné pracovní pozice. Umožňuje také pracovat s podrobnějším členěním pracovních pozic ve srovnání s oficiální klasifikací zaměstnání. Je zde také zajištěno, že pracovní náplň těchto pozic je totožná či alespoň srovnatelná. Právě nerovnoměrná distribuce mužů a žen mezi jednotlivá odvětví a pracovní pozice a rozdílná pracovní náplň mužů a žen, kteří zastávají stejnou pracovní pozici, může být důvodem i výrazných zkreslení při odhadu nevysvětlené části genderové mzdové mezery.

První z předložených studií zkoumá genderovou mzdovou mezeru ve vybraném podniku soukromého sektoru. Jedná se o následující článek:

1. HEDIJA, V., MUSIL, P., 2011. Gender pay gap – application in the specific enterprise. *Národohospodářský obzor/Review of Economic Perspectives*, **11**(4), 223-236. (kapitola 2)

Tato studie se zaměřuje na podnik, který se zabývá velkoobchodní činností s elektroinstalačním materiálem. V článku je pracováno s unikátními daty získanými přímo z vybraného podniku, která obsahují informace o průměrném hodinovém výdělku, vzdělání, pohlaví, pracovních zkušenostech zaměstnanců, letech ve firmě, rodinném stavu, počtu dětí a konkrétní pracovní pozici v podniku. Tento podnik byl vybrán záměrně

z toho důvodu, že pracovní náplň pracovníků (mužů a žen) na jednotlivých pracovních pozicích je zde srovnatelná a v podniku jsou téměř ve stejné míře zastoupeni muži i ženy. Celkový vzorek obsahoval údaje o 62 zaměstnancích – 29 ženách a 33 mužích.

K odhadu nevysvětlené části genderové mzdové mezery byly, pro větší robustnost výsledků, užity tři varianty Oaxaca–Blinderova rozkladu. Jako rovnovážná mzda byla v rozkladu užita nejdříve rovnovážná mzda dle Reimerse (Reimers, 1983), následně Cottonova varianta (Cotton, 1988) a konečně Neumarkova varianta (Neumark, 1988).

Odhadnutý hrubý mzdový rozdíl představoval přibližně 19 procent v neprospěch žen. Muži v tomto podniku tedy pobírali přibližně o 19 procent vyšší hodinovou hrubou mzdu než ženy. Následně byl mzdový rozdíl pomocí Oaxaca–Blinderovy dekompozice rozložen na vysvětlenou a nevysvětlenou část mzdové mezery. Bylo zjištěno, že nevysvětlený mzdový rozdíl (efekt diskriminace) představoval v podniku přibližně 20 procent v neprospěch žen, a to relativně nezávisle na užitém způsobu dekompozice mzdové mezery. Rozdílnými charakteristikami mužů a žen se tak nepodařilo vysvětlit ani část mzdového rozdílu v neprospěch žen. Distribuce zkoumaných výkonnostních charakteristik mezi muže a ženy byla v podniku velmi podobná. Reimersova a Cottonova varianta rozkladu dokonce ukázaly, že při zohlednění pouze pozorovaných charakteristik mužů a žen a při neexistenci mzdové diskriminace by ženy (zejména díky zastávané pracovní pozici) vydělávaly o 2–3 procenta více než muži.

Druhá studie z předloženého souboru článků se zaměřuje na odhad nevysvětlené části genderové mzdové mezery v podniku veřejného sektoru, konkrétně ve vybrané nemocnici:

2. HEDIJA, V., MUSIL, P., 2012. Gender Wage Differences in the Selected Czech Public Sector Company. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, **60**(7), 81-88. (kapitola 3)

Také zde bylo pracováno s unikátními daty získanými přímo z vytipovaného podniku. Získaná data zahrnovala informace o výši hrubé mzdy, pohlaví, přesčasových hodinách, absencích z důvodu nemoci, čerpané dovolené, typu úvazku, počtu let ve firmě, věku, vzdělání, konkrétní pracovní pozici a oddělení, na kterém je pracovník zaměstnán.

Zkoumaný vzorek obsahoval data o 2 604 zaměstnancích, z toho 590 mužích a 2 014 ženách. K dekompozici mzdového rozdílu byl opět užit Oaxaca–Blinderův rozklad. Jako rovnovážná mzda byla v článku použita mzda mužů.

Odhadnutý hrubý mzdový rozdíl mezi muži a ženami představoval přibližně 19 procent v neprospěch žen. Na rozdíl od předešlé studie zde většinu mzdového rozdílu bylo možno vysvětlit rozdílnými charakteristikami mužů a žen. Mezi hlavní faktory patřilo dosažené vzdělání, pracovní pozice a odpracované přesčasové hodiny. Nevysvětlený mzdový rozdíl se pohyboval jen kolem 4 procent v neprospěch žen. Z tohoto pohledu byly zjištěné závěry velmi zajímavé.

Předložené studie tak potvrzují, že nevysvětlený mzdový rozdíl se v jednotlivých podnicích liší, a je obecně nižší ve veřejném sektoru. Závěry také ukazují, že ženy se stejnými pozorovatelnými charakteristikami jako muži dostávají za stejnou (či obdobnou) práci zpravidla nižší mzdu než muži. Existenci „diskriminačního mzdového rozdílu“ tak nelze bagatelizovat, a to zejména v soukromém sektoru.

Argumentem pro nižší mzdu žen ve srovnání s muži může být faktická nižší výkonnost a nižší pracovní nasazení žen. Tyto charakteristiky zůstávají v předložených studiích nepozorované. V druhé studii je toto do jisté míry aproximováno absencemi a přesčasovými hodinami, které vystupují v této studii jako jedna z vysvětlujících proměnných v odhadované mzdové funkci. Ukazuje se, že zjištěný nevysvětlený mzdový rozdíl mezi muži a ženami je v tomto případě výrazně nižší. Nižší mzda žen tak může být „spravedlivou“ odměnou za nižší pracovní nasazení a nižší výkonnost žen, která může souviset s rozdílnými prioritami žen a jejich dominantnímu postavení v péči o děti a rodinu. Těmito otázkami se zabývá třetí předložená studie, která se snaží zmíněné faktory zakomponovat do odhadu potenciální mzdové diskriminace.

3. HEDIJA, V., 2014. Do Women Really Face Wage Discrimination on the Labor Market? An Analysis Using Intra-household Specialization. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, **62**(6), 1279-1286. (kapitola 4)

Studie je založena na odhadu nevysvětleného mzdového rozdílu jen pro jednotlivce, kteří vydělávají více než partner. Je zde vycházeno z předpokladu, že role jedinců (mužů a žen), kteří vydělávají více než partner, bude, pokud jde o péči o domácnost a děti, rovnocenná s partnerem či spíše minoritní. Jejich pracovní nasazení by tak mohlo být obdobné. Tato použitá metoda je unikátní, i když má samozřejmě své slabiny. Silný je předpoklad o dělbě rolí v rodině v závislosti na příjmu, tedy že v rodinách, kde žena vydělává více než partner, pečuje o děti a rodinu zejména partner a pracovní nasazení ženy tak může být srovnatelné s mužem.

Ve studii je pracováno s daty z Výběrového šetření příjmů a životní úrovně domácností (EU-SILC) pro 19 členských zemí Evropské unie (Rakousko, Belgie, Kypr, Česká republika, Německo, Estonsko, Řecko, Španělsko, Chorvatsko, Itálie, Lucembursko, Lotyšsko, Nizozemsko, Polsko, Portugalsko, Rumunsko, Slovinsko, Slovensko a Velká Británie). Finální vzorek obsahuje data o více než 59 tisících zaměstnancích, z toho je 35 tisíc mužů a 23 tisíc žen. Vzorek, zúžený na muže a ženy, kteří vydělávají více než partner, obsahuje údaje o téměř 20 tisících zaměstnancích, z toho o 13 tisících mužích a téměř 7 tisících ženách. Při odhadu nevysvětlené mzdové mezery je pracováno s daty o průměrném hodinovém výdělku, pohlaví, věku, vzdělání, pracovních zkušenostech, rodinném stavu, počtu nezaopatřených dětí, absencích z důvodu nemoci, odvětví, zaměstnání, velikosti firmy, manažerské pozici (zda má pracovník podřízené osoby), typu úvazku a země.

K odhadu nevysvětlené mzdové mezery je užit odhad průměrného efektu zacházení. K zajištění vyšší vypovídací schopnosti výsledků je tato metoda doplněna o párování metodou hrubé shody (coarsened exact matching). Tato metoda ze vzorku vyřazuje jedince, kteří nemají vzhledem ke svým charakteristikám odpovídající protějšek u opačného pohlaví (například pokud ve vzorku zastávají dané zaměstnání jen ženy, jsou vyřazeny a naopak).

Vypočítaný hrubý mzdový rozdíl u celého zkoumaného vzorku byl vysoký a představoval 35 procent v neprospěch žen. Pokud byly zohledněny rozdílné charakteristiky mužů a žen ve zkoumaném vzorku, mzdový rozdíl poklesl na přibližně 18 procent v neprospěch žen.

U vzorku zahrnujícího pouze jedince, kteří vydělávají více než partner, byly výsledky značně rozdílné. Hrubý mzdový rozdíl představoval pouze 3 procenta v neprospěch žen, a to zejména díky vyššímu zastoupení žen na lépe placených pozicích. Nevysvětlený mzdový rozdíl se potom pohyboval kolem 10 procent v neprospěch žen.

I tyto závěry tak mluví ve prospěch faktu, že ženy čelí na trhu práce mzdové diskriminaci. Nevysvětlený mzdový rozdíl se potom pohybuje kolem 10 procent v neprospěch žen.

Závěry empirických studií potvrzují, že nevysvětlená genderová mzdová mezera existuje a liší se v rámci jednotlivých odvětví či jednotlivých podniků. Faktorů, které mohou být příčinou těchto odlišností, je více. Významnou roli může hrát míra regulace mezd v jednotlivých odvětvích, zastoupení žen v jednotlivých odvětvích či podnicích a jejich vnímání mužskými protějšky, velikost podniku a v neposlední řadě také podíl žen ve vedení podniku (například Hedija, 2014a). A právě zhodnocení vlivu posledního zmíněného faktoru, tedy pohlaví manažera na genderové mzdové rozdíly, jsou věnovány poslední dvě studie předložené v rámci habilitační práce.

Čtvrtá předložená studie je věnována odhadu nevysvětlené složky genderové mzdové mezery na úrovni jednotlivých sektorů. Ve studii jsou zkoumány příčiny zjištěných mezisektorových rozdílů. Jako jeden z potenciálních faktorů ovlivňujících výši genderové mzdové mezery a vysvětlujících mezisektorové rozdíly je zkoumán také podíl žen v managementu:

4. HEDIJA, V. 2017. Sector Specific Gender Pay Gap: Evidence from European Union Countries. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*. **30**(1), 1804-1819. (kapitola 5)

V předloženém článku je pracováno s daty z Výběrového šetření příjmů a životní úrovně domácností (EU-SILC) pro 24 členských zemí Evropské unie (Rakousko, Bulharsko, Kypr, Česká republika, Německo, Dánsko, Estonsko, Řecko, Španělsko, Finsko, Francie, Maďarsko, Itálie, Litva, Lucembursko, Lotyšsko, Nizozemsko, Polsko, Portugalsko, Rumunsko, Švédsko, Slovinsko, Slovensko a Velká Británie). Zkoumaný vzorek obsahuje data pro více než 123 tisíc zaměstnanců. Využity jsou údaje o hodinové

hrubé mzdě, pohlaví, věku, vzdělání, rodinném stavu, absencích z důvodu nemoci, odvětví, zaměstnání, velikosti firmy, manažerské pozici (zda má pracovník podřízené osoby), typu úvazku.

K odhadu nevysvětlené části genderové mzdové mezery je stejně jako v předchozí studii užit průměrný efekt zacházení. Ke kvantifikaci vlivu jednotlivých faktorů na mzdové rozdíly je následně užit lineárně regresní model. Do něj jako vysvětlovaná proměnná vstupuje odhadnutá nevysvětlená genderová mzdová mezera na úrovni jednotlivých odvětví. Jako vysvětlující proměnné potom vlastnictví (soukromý x veřejný sektor), podíl žen v odvětví, podíl žen v managementu (na úrovni odvětví), podíl malých firem v odvětví a dále je kontrolováno pro zemi. Právě tyto faktory by dle ekonomické teorie mohly hrát klíčovou roli při vysvětlení mezisektorových rozdílů v genderové mzdové mezeře.

Závěry článku ukazují, že nevysvětlený genderový mzdový rozdíl se liší v rámci jednotlivých zemí Evropské unie i v rámci jednotlivých odvětví. Mezi významné faktory, které vysvětlují rozdíly v genderové mzdové mezeře mezi jednotlivými odvětvími, patří vlastnictví a podíl žen v odvětví. Bylo zjištěno, že genderová mzdová mezera je obecně nižší ve veřejném sektoru. Je také nižší v sektorech s vyšší genderovou diverzitou. V sektorech s velmi nízkým či naopak vysokým podílem žen genderová mzdová mezera naopak roste. Tyto závěry nejsou překvapivé a jsou v souladu s dosavadními poznatky a ekonomickou teorií.

Z hlediska cíle habilitační práce přináší článek zjištění, že vyšší podíl žen v managementu by mohl vést k poklesu nevysvětlené genderové mzdové mezery, nicméně vztah není statisticky významný. Jedním z důvodů statistické nevýznamnosti může být relativně velká míra zobecnění, se kterou je v článku pracováno. Vztah je zkoumán na úrovni sektorů, nikoli jednotlivých podniků a není zde pracováno s přímou vazbou nadřízený a podřízený, ale procentním podílem žen manažerek v daném odvětví. To může závěry do jisté míry zkreslovat.

Studie ukazuje, že nevysvětlená genderová mzdová mezera se liší v rámci odvětví. Mezi hlavní faktory, vysvětlující meziodvětvové rozdíly, patří vlastnictví a podíl žen ve zkoumaném odvětví. Genderová mzdová mezera je obecně nižší ve veřejném sektoru

a v odvětvích s vyšší genderovou diverzitou. Podíl žen v managementu se zde neukázal jako statisticky významný faktor vysvětlující mezisektorové rozdíly, a tedy ani systematicky ovlivňující genderovou mzdovou mezeru.

Pátá předložená studie zkoumá vliv žen v managementu na genderovou mzdovou mezeru s užitím dat konkrétních podniků (nemocnic). Na rozdíl od předešlé studie je zaměřena pouze na Českou republiku a pracuje s velmi podrobnými daty:

5. HEDIJA, V., 2015. The Effect of Female Managers on Gender Wage Differences. *Prague Economic Papers*, **24**(1), 38-59. (kapitola 6)

Užitá data jsou unikátní a jsou získaná přímo ze dvou oslovených jihomoravských nemocnic. Použitý data set obsahuje údaje o nemocnici (ve které je pracovník zaměstnán), oddělení, na kterém pracuje, pohlaví, hrubé mzdě, věku, vzdělání, létech ve firmě, výši pracovního úvazku, absencích z důvodu nemoci, čerpané dovolené, přesčasových hodinách, pracovní pozici a pohlaví přímo nadřízené osoby. Z hlediska cíle studie jsou klíčové údaje o přímé vazbě nadřízený a podřízený pracovník. Tyto údaje tak umožňují přímo identifikovat a ve studii zohlednit pohlaví přímo nadřízeného vedoucího pracovníka, v našem případě vedoucího konkrétního oddělení. Finální vzorek obsahuje údaje o 8 662 zaměstnancích, z toho 7 026 ženách a 2 592 mužích.

K odhadu vlivu pohlaví manažera na genderovou mzdovou mezeru jsou užity dvě metody. První metodou je rozšířená mzdová funkce, ve které jako jedna z vysvětlujících proměnných vystupuje pohlaví zaměstnance, pohlaví manažera a interakce mezi pohlavím zaměstnance a manažera. Druhou metodou je odhad pomocí průměrného efektu zacházení, který je z důvodu vyšší vypovídací schopnosti doplněn o metodu párování. Ta očistí vzorek o ženy, které vzhledem k vybraným charakteristikám nemají ve vzorku odpovídající mužský protějšek, a opačně. V případě efektu zacházení je odhadnut nevysvětlený mzdový rozdíl zvláště pro oddělení vedená muži a oddělení vedená ženami a ten je následně vzájemně srovnán.

Bylo zjištěno, že genderová mzdová mezera je ve zkoumaných nemocnicích nižší na odděleních, která vedou ženy. Z regresní analýzy potom plyne, že přítomnost ženy v čele oddělení vede k poklesu genderového mzdového rozdílu, a to přibližně o 6 procentních

bodů. Obdobný pokles genderové mzdové mezery byl zjištěn také s užitím metody průměrného efektu zacházení. Zjištěné závěry o vlivu žen ve vedení na pokles genderové mzdové mezery jsou tak nezávislé na aplikované metodě.

Tato studie mluví ve prospěch faktu, že vyšší podíl žen ve vedení podniku vede k poklesu genderové mzdové mezery. Na druhou stranu je potřeba tyto závěry brát s jistou rezervou, protože vztah byl testován s užitím dat jen vybraných firem. Vhodné je tedy jeho ověření na reprezentativním vzorku.

1.5.2 Vlastní přínos předložené habilitační práce

Vlastní přínos předložené habilitační práce spatřuji ve dvou klíčových oblastech:

- (1) v kvantifikaci nevysvětlených mzdových nerovností mezi muži a ženami,
- (2) v posouzení vlivu žen v managementu na genderové mzdové rozdíly.

Problematicke *mzdových rozdílů mezi muži a ženami* se v České republice věnuje či věnovalo více autorů (například Filipová, Pytlíková, Balcar, Gottvald, Jurajda, Paligorova, Mysíková). Tito autoři odhadují genderové mzdové rozdíly s užitím dat z Informačního systému o průměrném výdělku (ISPV), Výběrového šetření příjmů a životní úrovně domácností (EU-SILC), případně z dat z vlastního šetření. Závěry těchto studií, které čerpají data z ISPV či EU-SILC, mohou být do jisté míry zkresleny kvůli zobecnění a kategorizaci, se kterou je při sběru dat pracováno. Vlastní přínos zde vidím v užití maximálního mikropohledu a odhadu genderových mzdových rozdílů na úrovni jednotlivých firem. První firma reprezentuje soukromý sektor (kapitola 2 habilitační práce), druhá firma zastupuje sektor veřejný (kapitola 3 habilitační práce). Tento přístup umožňuje srovnání mzdy mužů a žen, kteří pracují v jednom podniku a jejichž náplň práce je zcela totožná či velmi podobná. Na druhou stranu má tento přístup také své slabiny. Vybraný podnik se může vymykat průměru a závěry jsou tak jen obtížně zobecnitelné na celou Českou republiku a sektor, který reprezentuje. Svůj další přínos spatřuji v tom, že jako první prezentuji odhady genderové mzdové mezery jen pro skupinu jednotlivců, kteří vydělávají více než partner (kapitola 4 habilitační práce). Vycházím zde z předpokladu, že dominantní roli v péči o domácnost a rodinu zastává partner, který vydělává méně. Pracovní nasazení mužů a žen, kteří vydělávají více než

partner, tak bude pravděpodobně v průměru obdobné. Předkládám tak relativně jednoduchý způsob, jak s užitím dostupných dat očistit dosavadní odhady o vlivu péče o rodinu a děti.

Významný vlastní přínos vidím také v druhé zmiňované oblasti, tedy v oblasti *kvantifikace vlivu manažera na genderovou mzdovou mezeru*. Podle mých znalostí se problematice vlivu pohlaví manažera na genderové mzdové rozdíly v České republice přímo věnuji pouze já (kapitola 5 a 6 habilitační práce). Mnou zjištěné závěry o vlivu pohlaví manažera na genderovou mzdovou mezeru jsou tak prvním odhadem pro Českou republiku. Významné jsou také v celosvětovém měřítku, a to tím, že je při odhadech pracováno s přímou vazbou mezi nadřízeným a podřízeným pracovníkem. Autoři dosavadních studií tyto informace neměli a pracují s procentním podílem manažerek ve firmě či odvětví. To může závěry do jisté míry zkreslovat. I zde je nutno připustit, že můj dosavadní výzkum v této oblasti má svá omezení. Vliv pohlaví manažera na genderovou mzdovou mezeru byl odhadován na datech vybraných podniků veřejného sektoru. Závěry jsou tak jen obtížně zobecnitelné na celou Českou republiku. Při odhadu také nebylo pracováno s podrobnými výkonnostními charakteristikami mužů a žen (kognitivní a nekognitivní schopnosti), které mohou mít významný vliv na výši mzdy. Ty jsou částečně aproximovány vzděláním, věkem a délkou praxe, nicméně toto hrubé zachycení výkonnostních charakteristik může ovlivnit zjištěné závěry, kdy svou roli může hrát efekt výběru.

Cílem dalšího výzkumu je proto:

- (1) Odhad vlivu žen v managementu na genderovou mzdovou mezeru na reprezentativním vzorku firem. To zajistí, že závěry budou platné pro celou Českou republiku.
- (2) Lepší zachycení skutečných výkonnostních charakteristik mužů a žen. Při odhadu nevysvětlené mzdové mezery tak bude mzdová funkce rozšířena o proměnné odrážející kognitivní a nekognitivní schopnosti jednotlivých pracovníků (IQ test, povahové rysy, schopnost týmové práce atd.). Tento postup zajistí, že výsledky budou do jisté míry očistěny o efekt pozitivního výběru, kdy „schopnější ženy“ mohou být koncentrovány pod vedení žen manažerek.

1.6 Seznam použité literatury

- [1] ALTONJI, J.G. a SPLETZER, J.R., 1991. Worker Characteristics, Job Characteristics, and the Receipt of on-the-Job Training. *Industrial and Labor Relations Review*, **45**(1), 58-79.
- [2] ARROW, K.J., 1973. The theory of discrimination. In: O. Ashenfelter and A.R. Rees, eds. *Discrimination in Labor Markets*. Princeton NJ: Princeton University Press, s. 3-33.
- [3] BALCAR, J. a GOTTVALLD, J., 2016. Wage Determinants and Economic Crisis 2008 – 2014: Evidence from the Czech Republic. *Ekonomický časopis*, **64**(1), 3-21.
- [4] 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.
- [5] BECKER, S.G., 1957. *The economics of discrimination*. First edition, Chicago: The University of Chicago Press.
- [6] BECKER, S.G., 1964. *Human Capital*. First edition, New York: Columbia University Press.
- [7] BLAU, F.D., FERBER, M.A. a WINKLER, A.E., 2010. *The Economics of Women, Men and Work*. Sixth Edition, Boston: Pearson Education.
- [8] BLINDER, A., 1973. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, **8**(4), 436-455.
- [9] BURKLEY, M. a BLANTON, H., 2005. When Am I My Group? Self-Enhancement Versus Self-Justification Accounts of Perceived Prototypicality. *Social Justice Research*, **18**(4), 445-463.
- [10] BYRNE, D., 1971. *The Attraction Paradigm*. New York: Academic Press.
- [11] CARDOSO, A.R. a WINTER-EBMER, R., 2010. Female-Led Firms and Gender Wage Policies. *Industrial and Labour Relations Review*, **64**(1), 143-163.
- [12] ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD, 2017. *Zaostřeno na ženy a muže – 2017*. [online]. 2017 [vid. 5. leden 2018]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/zaostreno-na-zeny-a-muze-2017>
- [13] CHRISTOFIDES, L., POLYCARPOU, A. a VRACHIMIS, K., 2013. Gender wage gaps, 'sticky floors' and 'glass ceilings' in Europe. *Labour Economics*, 21(April 2013), 86-102.

- [14] COHEN, P. a HUFFMAN, M., 2007. Working for the Woman? Female Managers and the Gender Wage Gap. *American Sociological Review*, **72**(5), 681-704.
- [15] COTTON, J., 1988. On the decomposition of Wage Differentials. *The Review of Economics and Statistics*, **70**(4), 236-243.
- [16] DELOITTE, 2015. *Women in the boardroom: A global perspective* [online]. 2015 [vid. 4. září 2017]. Dostupné z: <https://www2.deloitte.com/content/dam/Deloitte/global/Documents/Risk/gx-ccg-women-in-the-boardroom-a-global-perspective4.pdf>
- [17] EHRENBERG, R.G. a SMITH, R.S., 2012. *Modern Labour Economics: Theory and Public Policy*. Eleven edition, Boston: Pearson Education.
- [18] ERIKSSON, T., 2005. Managerial pay and executive turnover in the Czech and Slovak republics. *Economics of Transition*, **13**(4), 659-677.
- [19] ERIKSSON, T., GOTTVALLD, J. a MRÁZEK, P., 2000. *Determinants of Managerial Pay in the Czech Republic*. WDI Working paper No. 310, Michigan: WDI of University Michigan.
- [20] ERIKSSON, T., PYTLIKOVÁ, M. a WARZYNSKI, F., 2013. Increased sorting and wage inequality in the Czech Republic: New evidence using linked employer–employee dataset. *Economics of Transition*, **21**(2), 357-380.
- [21] EUROPEAN COMMISSION, 2002. *Employment in Europe in 2002*. Luxembourg: European Commission.
- [22] EUROSTAT, 2017. *Eurostat Database - Mean monthly earnings by sex, economic activity and collective pay agreement* [online]. 2017 [vid. 5. ledna 2018]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=earn_ses14_19&lang=en.
- [23] FILIPOVÁ, L., PYTLIKOVÁ, M., BALCAR, J. a GOTTVALLD, J., 2012. Reinvestigating the Determinants of Gender Wage Gap: Evidence from Survey. In: M. PYTLIKOVÁ et al., eds. *Gender wage gap and discrimination in the Czech Republic*. Ostrava: VŠB-TU Ostrava, s. 57-83.
- [24] GOLDIN, C., 2006. The quiet revolution that transformed women's employment, education, and family. *American Economic Review*, **96**(2), 1-22.
- [25] GOTTVALLD, J., VAŠKOVÁ, P. a JANÍKOVÁ, L., 2012. Determinants of Individual Wages in the Czech Republic. In: M. PYTLIKOVÁ et al., eds. *Gender wage gap and discrimination in the Czech Republic*. Ostrava: VŠB-TU Ostrava, s. 35-56.

- [26] GRAVES, L.M. a POWELL, G.N., 1995. The Effect of Sex Similarity on Recruiters' Evaluations of Actual Applicants: A Test of the Similarity–Attraction Paradigm. *Personnel Psychology*, **48**(1), 85-98.
- [27] HEDIJA, V. a MUSIL, P., 2010. *Genderová mzdová mezera*. Working Paper CVKSČE No. 12/2010, Brno: CVKSČE MU.
- [28] HEDIJA, V. a MUSIL, P., 2011. Gender pay gap – application in the specific enterprise. *Národohospodářský obzor/Review of Economic Perspectives*, **11**(4), 223-236.
- [29] HEDIJA, V. a MUSIL, P., 2012. Gender Wage Differences in the Selected Czech Public Sector Company. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, **60**(7), 81-88.
- [30] HEDIJA, V. a MUSIL, P., 2012a. Jsou ženy v České republice mzdově diskriminovány? Závěry z vybraného podniku. *Ekonomická revue*, **15**(4), 27-40.
- [31] HEDIJA, V., 2014. Do Women Really Face Wage Discrimination on the Labor Market? An Analysis Using Intra-household Specialization. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, **62**(6), 1279-1286.
- [32] HEDIJA, V., 2014a. Gender Pay Gap in Different Sectors of Czech Economy. In: *32nd International Conference Mathematical Methods in Economics 2014*. Olomouc: Palacky University. 2014. s. 275-280.
- [33] HEDIJA, V., 2015. The Effect of Female Managers on Gender Wage Differences. *Prague Economic Papers*, **24**(1), 38-59.
- [34] HEDIJA, V., 2015a. Gender Wage Differences in V4 Countries: An Analysis Using Intra-Household Specialization. In: *33rd International Conference Mathematical Methods in Economics 2015*. Plzeň: University of West Bohemia, s. 225-230.
- [35] HENSVIK, L.E., 2014. Manager Impartiality: Worker-Firm Matching and the Gender Wage Gap. *Industrial and Labor Relations Review*, **6**(2), 395-421.
- [36] HO, D.E., IMAI, K., KING, G., STUART, E.A., 2007. Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference. *Political Analysis* **15**, 199-236.
- [37] HULTIN, M. a SZULKIN, R., 1999. Wages and Unequal Access to Organizational Power: An Empirical Test of Gender Discrimination. *Administrative Science Quarterly*, **44**(3), 453-472.

- [38] HULTIN, M. a SZULKIN, R., 2003. Mechanisms of Inequality Unequal Access to Organizational Power and the Gender Wage Gap. *European Sociological Review*, **19**(2), 143-159.
- [39] IACUS, S. M., KING, G., PORRO, G., 2012. Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching. *Political Analysis* **20**, 1-24.
- [40] JACOBSEN, J.P., 2007. *The Economics of Gender*. Third edition, Oxford: Blaskwell Publishing.
- [41] JURAJDA, Š. a PALIGOROVA, T., 2009. Czech female managers and their wages. *Labour Economics*, **16**(3), 342-351.
- [42] JURAJDA, Š., 2003. Gender Wage Gap and Segregation in Enterprises and the Public Sector in Late Transition Countries. *Journal of Comparative Economics*, **31**(2), 199-222.
- [43] Listina základních práv Evropské unie [online]. [vid. 15. října 2017]. Dostupné z: <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/CS/TXT/?uri=CELEX%3A12012P%2FTXT>.
- [44] MINCER, J., 1974. *Schooling, Experience and Earnings*. New York: National Bureau of Economic Research.
- [45] MYSÍKOVÁ, M., 2007. *Trh práce žen: Gender Pay Gap a jeho determinanty*. IES Working Paper No. 13/2007. Praha: IES FSV Charles University.
- [46] MYSÍKOVÁ, M., 2012. Gender Wage Gap in the Czech Republic and Central European Countries. *Prague Economic Papers*, **21**(3), 328-346.
- [47] NEUMARK, D. 1988. Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *The Journal of Human Resources*, **13**(3), 279-295.
- [48] OAXACA, R. a RANSOM, M.R., 1994. On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials. *Journal of Econometrics*, **61**, 5-21.
- [49] OAXACA, R., 1973. Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets. *International Economic Review*, **14**(3), 693-709.
- [50] OCHSENFELD, F., 2014. Why Do Women's Fields of Study Pay Less? A Test of Devaluation, Human Capital, and Gender Role Theory. *European Sociological Review*, **30**(4), 536-548.
- [51] OLSEN, R.N. a SEXTON, E.A., 1996. Gender Differences in the Returns to and the Acquisition of on-the-Job Training. *Industrial Relations*, **35**(1), 59-77.
- [52] PAILHE, A., 2000. Gender Discrimination in Central Europe during the Systemic Transition. *Economics of Transition*, **8**(2), 505-535.

- [53] REIMERS, C., 1983. Labour Market Discrimination Against Hispanics and Black Men. *Review of Economics and Statistics*, **65**(4), 570-579.
- [54] SHIN, F., 2012. The Gender Gap in Executive Compensation: The Role of Female Directors and Chief Executive Officers. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, **639**(1), 258-278.
- [55] SMITH, M. a BETTIO, F., 2008. *Analysis Note: The economic case for gender equality* (EGGE – European Commission's Network of Experts on Employment and Gender Equality issues – Fondazione Giacomo Brodolini) [online]. 2008 [vid. 5. května 2017]. Dostupné z: <http://eurogender.eige.europa.eu/documents/analysis-note-economic-case-gender-equality>.
- [56] Smlouva o fungování Evropské unie (konsolidované znění) [online]. [vid. 15. října 2017]. Dostupné z: <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/CS/TXT/?uri=celex%3A12012E%2FTXT>.
- [57] STUART, E.A., 2010. Matching Methods for Causal Inference: A Review and a Look Forward. *Statistical Science*, **25**(1), 1-21.
- [58] STUPNYTSKYI, O. 2007. *Struktura rozdílů ve výdělcích mužů a žen v managementu*. Praha: VÚPSV.
- [59] TAJFEL, H. a TURNER, J.C., 1979. An Integrative Theory of Intergroup Conflict. In: W.G. AUSTIN a S. WORCHEL, eds. *The Social Psychology of Intergroup Relations*. Monterey, CA: Brooks-Cole, s. 33-47.
- [60] TAJFEL, H., 1982. Social Psychology of Intergroup Relations. *Annual Review of Psychology*, **33**(1), 1-39.
- [61] WOOLDRIDGE, J., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.
- [62] Zákon č. 198/2009 Sb., zákon o rovném zacházení a o právních prostředcích ochrany před diskriminací [online]. [vid. 15. října 2017]. Dostupné z: <https://www.zakonyprolidi.cz/cs/2009-198>.
- [63] Zákon č. 262/2006 Sb., zákoník práce [online]. [vid. 15. října 2017]. Dostupné z: <https://www.zakonyprolidi.cz/cs/2006-262>.

GENDER PAY GAP – APPLICATION IN THE SPECIFIC ENTERPRISE¹

Veronika Hedija,² Petr Musil³

Introduction

The question of an even attitude between men and women and a potential discrimination in the labour market is still an up-to-date topic. According to Eurostat data, women in the Czech Republic earned 76.4 % of men's average hour wage. This fact raises a lot of questions (especially in the public). Are women in the Czech labour market under the wage discrimination? Why is women's wage is lower (in average) in comparison to the men's wage? Where are the main factors of existing wage differences?

What do we mean by the term of wage discrimination? As wage discrimination we usually understand a situation if women earn without objective causes a lower wage than men (Ehrenberg, Smith 2003, p. 382). The objective causes usually are: education, experience, productivity, or responsibility. For example, a situation, when a woman (who earns 50% a man's wage) worked the same number of hours as a man but her performance was by 50 % lower than the man's, cannot be called wage discrimination. In this case the wage difference can be explained with the different productivity, not with wage discrimination.

From the standard microeconomic theory point of view, the wage is dependent on productivity of an individual. An individual whose productivity is bigger earns significantly higher wage. Such a wage difference cannot be labelled as wage discrimination but it is natural and eligible.

Different productivity of men and women seems to be a possible factor of the wage differences mentioned above. The different productivity is probably a result of different characteristics of men and women. Wage differences are traditionally explained by different age, education, experience etc., which directly influences productivity of individuals (Becker, 1957). If there were women on average less educated, less experienced and younger than men, it would be natural for them to get lower wages than men. But there is no crucial difference of the average wage between men and women, and also the average level of education of men and women, or the number of years of practice is more or less the same. Conclusions of some empirical studies (see below) show that labour market segregation is the relevant factor of wage differences between men and women – a fact that women are generally concentrated on working positions

¹ 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

² Department of Economic Studies, College of Polytechnics Jihlava, Tolstého 16, 586 01 Jihlava, Czech Republic, vhedija@seznam.cz

³ Department of Economic Studies, College of Polytechnics Jihlava, Tolstého 16, 586 01 Jihlava, Czech Republic, petrmusil1977@gmail.com

(or in industries) with lower responsibility and lower wages (i.e. European Commission, 2002).

There are other papers estimating the wage discrimination effect. For example Grimshaw and Rubery (2002) and Beblo et al. (2003) examined the discrimination component of GPG (Gender Pay Gap) in specific member states of the EU. There are also studies of rate of discrimination effect in the transition countries; i.e. Adamchik and Bedi (2001) searched for the discrimination effect in Poland; Jolliffe and Campos (2005) in Hungary, or Jurajda (2003) in Slovakia. Jurajda and Mysíková (i.e. Mysíková 2007) are well-known authors making the research in the field of wage discrimination in the Czech Republic. Jurajda (2003) concluded that two thirds of the pay gap can be explained neither by the means of different characteristics of men and women, nor by their employers. Mysíková (2007) uses the Oaxaca-Blinder decomposition to analyze the gender pay-gap in the Czech Republic in 2005. We can also mention one of the most up-to-date papers of Eriksson and Pytliková (2011). The authors search for the relationship between wage on one side, and productivity and company ownership on the other in the Czech Republic in 2006. They found out that 21 % of the gender pay gap cannot be explained with objective factors.

In order to enounce a conclusion about the possible women's wage discrimination in the Czech Republic, we have to keep in mind relevant factors inducing natural differences in wages of men and women. Taking these factors into consideration and their quantification is not an easy task. Probably the best survey on the existence or absence of wage discrimination would be acquired if we could find some men and women with totally equal characteristics (wage, education, working position, experience, productivity, number of children, withdrawing from work), and find wage differences of those pairs. The entire eventual wage difference could be then labeled as discrimination. To find enough pairs with identical characteristics and across the whole national economy to generalize the conclusion is a mere vision. Economic research often uses the Oaxaca-Blinder decomposition to estimate the discrimination component of the gender pay gap (GPG). The estimation of GPG using this decomposition is very demanding on the data. The available data are not often detailed enough, especially data about the real working position (its real filling – competences, responsibility, wage policy etc.), which might lead to certain distortions.

The aim of the paper is to describe the size of the gender pay gap in the specific enterprise, identify factors that could be used to explain the wage differences between men and women in this enterprise, and to assess possible wage discrimination of women.

The size of the gender wage gap is estimated using the Oaxaca-Blinder decomposition. Making the decomposition, the authors worked with three alterations of the decomposition. Those alterations vary with the used equilibrium wage. Generally, the gender pay gap is understood as a differential of logarithm of the men's and women's average wage.¹

¹ $GPG = \ln(W_m) - \ln(W_f)$, W_m = men's average wage, W_f = women's average wage.

Decomposition of gender pay gap

The Oaxaca-Blinder decomposition of gender pay gap (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973) allows to spread out the existing wage gap into a part which could be explained with different characteristics of women and men, and a part which is not explained. The unexplained part of the wage difference could be pronounced as potentially discriminating.

Before we apply the Oaxaca-Blinder decomposition, we have to estimate the men's and women's wage functions, as follows:

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

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

$(W_i)_m$... the men's wage, $(X_i')_m$... the vector for men's characteristics

$(W_i)_f$... the women's wage, $(X_i')_f$... the vector of women's characteristics

β_m, β_f ... coefficient vectors of men's and women's wage functions

u_i ... random variable

The number of explanatory variables included into the wage function varies in different studies in the field of wage differences. The explanatory variables are mostly: wage, education, experience, working position, industry, responsibility, duty, the company size, number of years worked in the company, labour union membership, region, marital status and number of children (Hedija, Musil 2010).

In this paper we used the following as the explanatory variables:¹ education, practice, number of working years in the firm, working position, number of children, marital status. Wage differences are examined within one specific firm, so to use further variables like region, firm size, industry etc. is not relevant.

Education and experience are traditional factors determining the wage level. Higher education enables people to work on a position that is paid better. The wage also usually grows with growing experience or abilities leading to greater work achievements, and again to higher wage. We included the following 4 factors which more or less influence the level of wage in the wage function, and are possible to measure relatively well: number of years worked in the company, working position, marital status and the number of children. The number of years worked in the company is understood as the sum of experience. This variable tells us more about the experience in relation to the current working position than about the experience in general. If for example an individual works for 10 years as a driver, and he/she changes the working position, the experience of him as a driver seems not to be so useful for the new job; furthermore, the influence on the wage on the new working position is not so relevant either.

¹ We use variables that are standard used by the authors being engaged in the research of gender pay gap. Detailed list of variable usage see Hedija, Musil (2010).

The argument for including the “number of children” variable is based on the fact that we suppose people with children not to focus on their job to such an extent as people without them. The care of children may lead to more withdrawals from work, and finally, to less experience in comparison to the others.

The wage of an employee is a traditional variable. We did not include this variable as the explanatory one because of the multicollinearity. The correlation coefficient of wage and experience reached 0.99.

We estimated the following wage function of men and women:

$$\ln(W_i)_m = \beta_0 + \beta_1.(EDUCATION)_m + \beta_2.(EXPERIENCE)_m + \beta_3.(YEARSINFIRM)_m + \beta_4.(POSITION2)_m + \beta_5.(POSITION3)_m + \beta_6.(POSITION4)_m + \beta_7.(CHILDREN)_m + \beta_8.(MARSTATUS2)_m + \beta_9.(MARSTATUS3)_m + (u_i)_m \quad (3)$$

$$\ln(W_i)_f = \beta_0 + \beta_1.(EDUCATION)_f + \beta_2.(EXPERIENCE)_f + \beta_3.(YEARSINFIRM)_f + \beta_4.(POSITION2)_f + \beta_5.(POSITION3)_f + \beta_6.(POSITION4)_f + \beta_7.(CHILDREN)_f + \beta_8.(MARSTATUS2)_f + \beta_9.(MARSTATUS3)_f + (u_i)_f \quad (4)$$

W_i represents gross hourly wage which is computed as a ratio of the gross yearly wage and the number of hours worked in the specific year. Such a computed wage filters the different number of worked hours of particular employees.

Explanatory variable *EDUCATION* represents the number of years of studying according to the specific level of education. In the case of elementary education, this variable equals to 8, in the case of upper secondary education this variable equals to 12 etc.

The variable *EXPERIENCE* represents the years of experience of a particular employee. The variable is computed as a differential of the employee’s wage and studying years (according to the level of education). The years of experience among women are shortened by the number of years spent on maternity leave (number of children times 3). This takes into account the fact that some women may be less experienced as men of the same age.

YEARSINFIRM variable represents the number of working years in specific company. This variable is not shortened for women with children because we did not know when those women left for the maternity.

The *POSITION* variable is a dummy variable which represents the working position of a particular employee. There are 4 different positions. POSITION1 includes drivers, shop assistants and stock keepers. Employees on POSITION1 have no subordinates. POSITION2 includes accountants, technicians, officers, sales agents. These employees also have no subordinates, but bigger responsibility. POSITION3 includes head accountants and head stock keepers. These employees have a specific number of subordinates. POSITION4 includes top managers of a company. The variable *POSITION* is a dummy variable that assumes values 0 or 1. POSITION equals to 0 if an employee does not work at a specific position, and equals 1 if the employee does.

Explanatory variable *CHILDREN* represents the number of children of a particular employee, with no respect to the age of the children. It would be more relevant to include only children within 10 years of age but this data was not available.

Variable *MARSTATUS* is also a dummy variable which also assumes values 0 or 1, and there are three possible marital statuses: *MARSTATUS1* means that the employee is single, *MARSTATUS2* means that the employee is married, *MARSTATUS3* – employee is divorced or a widow/widower.

To estimate the discrimination component we used the extended Oaxaca-Blinder decomposition, which is:

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

$\bar{W}_m$... men's gross hourly average wage, $\bar{W}_f$... women's gross hourly average wage

$\bar{X}_m$... men's specific characteristics, $\bar{X}_f$... women's specific characteristics

$\hat{\beta}_m, \hat{\beta}_f$... coefficients of men's and women's wage functions, β^* coefficient vector of the equilibrium wage (non-discriminatory wage)

Expression $\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f)$ represents the wage gap as a differential of logarithms of men's and women's average wage. Expression $(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \cdot \beta^*$ represents the part of wage gap which is explained by different characteristics of men and women. This part of the wage gap explains the wage difference in the case without discrimination – we call this part “equipment effect”. Expression $(\hat{\beta}_m - \beta^*) \cdot \bar{X}_m + (\beta^* - \hat{\beta}_f) \cdot \bar{X}_f$ represents the unexplained part of the wage gap. The first part of the expression equals to the discrimination on men's behalf, the second one the discrimination on women's behalf. The sum of these parts was called “the discrimination effect”.

The men's and women's gross hourly wage in equation (5) is estimated on the basis of men's and women's wage functions:

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

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

$\bar{W}_m$... men's gross hourly wage, $\bar{W}_f$... women's gross hourly wage

$\bar{X}'_m$... vector of men's average characteristics, $\bar{X}'_f$... vector of women's average characteristics

$\hat{\beta}_m, \hat{\beta}_f$... vectors of estimated coefficients of men's and women's wage functions.

Several studies using the Oaxaca-Blinder decomposition understand the equilibrium wage differently. Blinder (1973) uses the men's wage as the equilibrium wage. Oaxaca (1973) uses both, men's and women's wage as the equilibrium wage. Reimers (1983)

weighs the regression coefficients of men's and women's wage functions equally ($\beta^*=(\beta_m+\beta_f)/2$). Cotton (1988) uses the weighted average of men's and women's wage, where the weights represent the share of men and women on the total employed population. Neumark (1988) estimates the equilibrium wage as the vector of wage function coefficients together for men and women (Hedija, Musil 2010).

We use three possible alterations of equilibrium wage. We apply the approach of Reimers (1983), Cotton (1988) and Neumark (1988). First, the equilibrium wage equals to the arithmetic average of men's and women's wage, secondly, as the weighted average of men's and women's wage, and finally, the equilibrium wage is understood as the wage of the entire sample of employees.

Concerning the first alteration, the arithmetic average of men's and women's wage, Reimers (1983) says that the equilibrium wage does not have to equal the men's or women's wage. Reimers (1983) says that discrimination may just lead to lower women's wage, or to higher men's wage in comparison to the average wage. He uses the equilibrium wage which results from the average of regression coefficients of men's and women's wage functions. Regression coefficients are set as the average of regression coefficients of men's and women's wage functions:

$$\beta^*=(\hat{\beta}_m+\hat{\beta}_f)/2 \quad (8)$$

β^* ... vector of equilibrium wage coefficients, $\hat{\beta}_m, \hat{\beta}_f$... vectors of coefficients of men's and women's wage functions.

Cotton (1988) presents another approach to the equilibrium wage. He sets the regression coefficients of equilibrium wage as a weighted average of coefficients of men's and women's wage functions, and uses the shares of men and women on the employed population as the weights. We set the weights as shares of men and women on the total number of employees in the company:

$$\beta^*=[m/(m+f)]\hat{\beta}_m+[f/(m+f)]\hat{\beta}_f \quad (9)$$

β^* ... vector of equilibrium wage coefficients,

$\hat{\beta}_m, \hat{\beta}_f$... vectors of coefficients of men's and women's wage functions,

m ... number of men in the sample of employees, f ... number of women in the sample of employees.

Finally, the third approach represents Neumark (1988). He estimates the equilibrium wage as a vector of coefficients of the wage function together for men and women. Coefficients of the equilibrium wage are estimated as:

$$\ln(W_i) = \beta^* \cdot X_i' + u_i, \text{ for } i = 1, \dots, n \quad (10)$$

W_i ... wage of particular employee,

β^* ... vector of coefficients of the employees' wage function,

X_i' ... vector of specific characteristics of particular employee,

u_i ... random variable.

If we use the Neumark alteration of wage function, we acquire:

$$\ln(W_i) = \beta_0 + \beta_1.EDUCATION_i + \beta_2.EXPERIENCE_i + \beta_3.YEARSINFIRM_i + \beta_4.POSITION2_i + \beta_5.POSITION3_i + \beta_6.POSITION4_i + \beta_7.CHILDREN_i + \beta_8.MARSTATUS2_i + \beta_9.MARSTATUS3_i + u_i \quad (11)$$

i ... particular employee (no care if man or woman).

The Data

In this paper, the pay gap is estimated for a specific company. This company has been operating in the Czech market since 1991 as a wholeseller of electric material. We promised that all the data that could identify this company shall not be disclosed. The company is anyway similar to other companies in this industry, such as Elfetex, Qestel or Elkov.

The company employs 82 employees, the ratio of men and women is almost 50:50. There are also no relevant differences between the work of men and women, which make this company a suitable candidate for our research.

The pay gap is estimated on the basis of data of 2009. We got the following data: gross yearly wage, number of hours worked per employee and year, the type of employment, age, education, working position, the number of years worked in the company, number of children, and marital status. On the basis of the data, some employees were set aside the sample – mostly employees without full-time employment, because it was impossible to get the proper hourly wage. We also put aside one employee whose working position was too unique – it was a charwoman (she was retired and worked for a very “symbolic” salary). The final sample consists of 33 men and 29 women.

The Table 1 shows the gross average hourly wage of the men’s and women’s sample, and their wage median. We can see that the average men’s wage and the wage median is higher than that of women. The pay gap of average wage reaches 19 %, and the pay gap of wage median reaches 15 %.

Table 1: Average wage and wage median

	Gross average hourly wage	Wage median
Men	118.39 CZK	116.11 CZK
Women	97.93 CZK	99.84 CZK
GPG (%)	18.99%	15.09%

Source: own calculations

As mentioned above, we used education, experience, years in the company, working position, children and marital status as explanatory variables. The Table 2 shows the average characteristics of the sample of employees.

Table 2: Average characteristics of men and women of the sample of employees

	Men	Women
EDUCATION	12.03	11.86
EXPERIENCE	19.18	19.48
YEARS IN FIRM	6.61	6.21
POSITION_1	0.52	0.31
POSITION_2	0.33	0.59
POSITION_3	0.09	0.10
POSITION_4	0.06	0.00
CHILDREN	1.00	1.17
MARITAL STAT.(1)	0.33	0.24
MARITAL STAT.(2)	0.58	0.66
MARITAL STAT.(3)	0.09	0.10

Source: own calculations

Men's and women's education, experience and years in the company are on average almost the same. Men and women spent on average 12 years in the education system, they have on average 19 years of experience, and have been working in the company for 6 years on average.

Very similar is also the family status of men and women. Men and women have on average 1 child, approximately 30 % men and women are single, 60 % married, and 10 % divorced or widowed.

The distribution of men and women among the working position is not uniform – 52 % of the men and 31 % of the women work on position 1 (driver, shop assistant or storekeeper), 33 % of the men and 59 % of the women work on position 2 (accountant, technician or sales agent), 9 % of the men and 10 % of the women work on position 3 (head accountant, head storekeeper), and 6 % of the men and no woman work on position 4 (top management).

Gender pay gap in the specific company

In the company we have selected, the gender pay gap reached approximately 19 %. In this part of the paper we use the Oaxaca-Blinder decomposition to disintegrate the existing pay gap on the equipment effect and the discrimination effect. In other words, we will purge the pay gap off the part which cannot be explained with the different characteristics of men and women, and which cannot be understood as the wage discrimination.

The estimation of wage functions of men and women for the specific sample of employees is the first step of the analysis. The wage functions are derived from the equations 3 and 4. For the decomposition we use step by step three alterations of Oaxaca-Blinder decomposition. To use the Neumark alteration we also had to estimate the wage function of the entire sample (equation 11). The table 3 shows the coefficients

of the estimated wage functions. Standard deviations of the parameters estimation are in the brackets.

Table 3: Wage functions parameters

lnW	men	women	men and women
a constant	4.59449*** (0.433626)	5.46709*** (1.31311)	4.47365*** (0.415194)
EDUCATION	2.35E-05 (0.0369359)	-0.113268 (0.114710)	0.0009376 (0.0350809)
EXPERIENCE	-0.00337161 (0.00376226)	0.00530953 (0.00540961)	-0.0005246 (0.00338857)
YEARS IN FIRM	0.00912836 (0.00799846)	0.00995681 (0.00745930)	0.0088378 (0.00569243)
POSITION_2	0.150688** (0.0608484)	0.257155*** (0.0885249)	0.0909778* (0.0507088)
POSITION_3	0.0603585 (0.133120)	0.424791*** (0.125178)	0.176604* (0.0989646)
POSITION_4	0.663563*** (0.122801)	-	0.704027** (0.136801)
CHILDREN	-0.0894461 (0.0679024)	0.0451091 (0.0515334)	-0.0454179 (0.0444714)
MARIT. STAT(2)	0.236574* (0.128159)	0.0616352 (0.115773)	0.149097 (0.0928859)
MARIT. STAT(3)	0.151771 (0.131020)	-0.107462 (0.165224)	0.076873 (0.112458)
R ²	0.673678	0.591528	0.481727
ln(W _m)- ln(W _f)	0.202901332		

*Note: * 10% significance level. ** 5% significance level. *** 1% significance level.*

Source: own calculations

While we estimated the wage functions, not all the variables came out as statistically relevant – especially education, number of children and marital status were irrelevant. The irrelevance of number of children and marital status is not so surprising (we did not have the data of the children's age). Most of the employees probably have already children older than 10 years of age, so there is no need to take care of it in the case of illness. Caring about these children is also not so time-consuming. Another factor of the number of children irrelevance is the possibility that grand-parents could take care of them in the case of illness etc. That is probably why the number of children does neither influence the working performance of men and women, nor the level of wage.

The irrelevance of marital status can be explained with the nature of the job. In the company we analyzed, the work the most employees do is relatively well compatible

with the 8 hours of working time. The job does mostly not influence the privacy of the employees. This can explain why singles do not work harder than married employees with children. We can then say that the marital status does not influence the level of wage.

What is relatively surprising is the irrelevance of the variable “education”, which can be explained by stating that most of the employees reached the upper secondary level of education. Just two employees have a university degree. But the level of wage among employees with the same education quite differs. Thus these differences cannot be explained by the level of education.

We omitted statistically irrelevant variables and we found out that the variables that explain the wage difference are: “experience” and “working position”. The table 4 shows the coefficients of the estimated wage functions. Standard deviations of the parameters estimation are in the brackets.

Table 4: Wage functions parameters

lnW	men	women	men and women
a constant	4.61280*** (0.0622380)	4.18894*** (0.0937903)	4.51311*** (0.0614251)
EXPERIENCE	0.000673520 (0.00262979)	0.00997808*** (0.00307273)	0.00240800 (0.0023242)
WORKING POSITION_2	0.178239*** (0.0585380)	0.187942*** (0.0622063)	0.106386** (0.0494623)
WORKING POSITION_3	0.225533** (0.0949453)	0.357390*** (0.0964850)	0.275793*** (0.0819802)
WORKING POSITION_4	0.680764*** (0.114317)	-	0.736225*** (0.133028)
R ²	0.598309	0.500607	0.428493
ln(W _m)- ln(W _f)	0.18131328		

*Note: * 10% significance level. ** 5% significance level. *** 1% significance level.*

Source: own calculations

The wage functions of men and women show that women earn lower wage than men regardless of their experience or working position. The constant of the men’s wage function is higher than that of the women. On the other hand, the growth of experience and the higher working position increases the women’s wage more than the men’s wage. We can also see that the gender pay gap reaches 0.181. Women in the analyzed sample of employees earned 83.4 % of men’s gross hourly wage.

To find out if wage discrimination exists in the company, we disintegrated the existing pay gap using the Oaxaca-Blinder decomposition (equation 5) in three different approaches – Reimers’s (equation 8), Cotton’s (equation 9) and Neumark’s (equation 10).

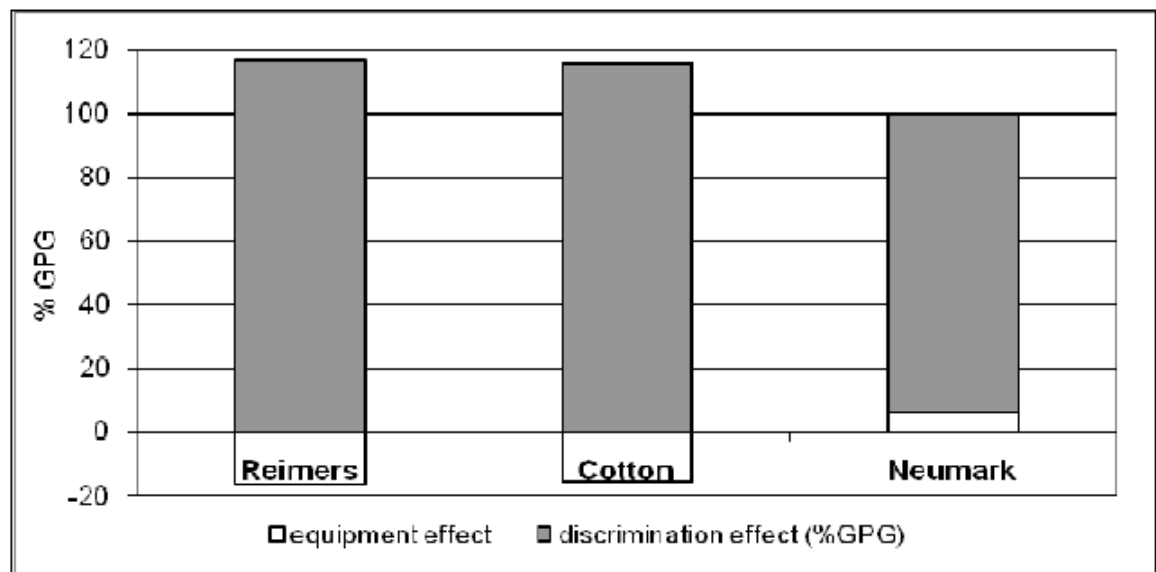
The table 5 shows results of the decomposition. Figure 1 shows the ratio of the equipment effect and the discrimination effect of the gender pay gap.

Table 5: Decomposition of the gender pay gap

$\ln(\bar{W}_f) - \ln(\bar{W}_m)$	Equilibrium wage	Equipment effect	Discrimination effect
0.181	Reimers	-0.030	0.211
	Cotton	-0.028	0.210
	Neumark	0.011	0.170

Source: own calculations

Figure 1: Equipment and discrimination effect (in % of GPG)



Source: own calculations

The equipment effect represents in the company –16.5 % to 6.2 % of existing GPG. The different characteristics of men and women, in this case different experience and working positions, explain –3 to 1.1 percent points of gender pay gap. We explain the negative values of equipment effect in the case of Reimers's and Cotton's approach to the decomposition by claiming that women have on average better characteristics than men, so women should earn higher wage in comparison to men.

116.5 % to 93.8 % of the gender pay gap cannot be explained with different characteristics of women and men. This part of GPG can be labeled as the discrimination effect. With a bit of simplification we can say that due to discrimination, women earned 17 % to 21.1 % lower wage than men.

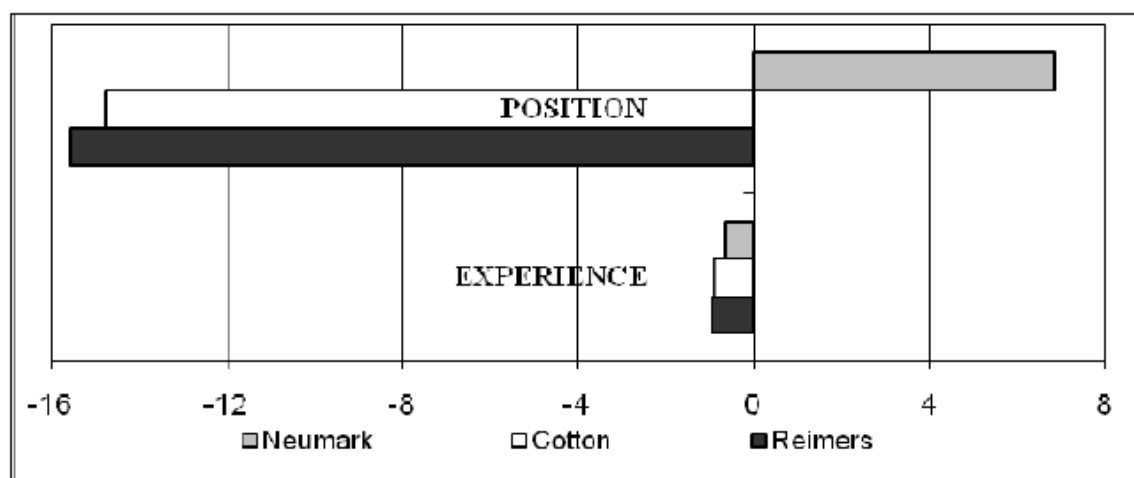
As we mentioned above, the size of equipment effect and discrimination effect depends on the approach used on the Oaxaca-Blinder decomposition. In the case of Reimers's and Cotton's alteration we get similar sizes of both effects. Based on Reimers, the equipment effect reaches – 16.5 % of GPG, discrimination effect 116.5 % of GPG. Based on Cotton, the equipment effect reaches – 15.7 % of GPG, the discrimination effect 115.7 % of GPG. Similar results of both alterations are not very surprising. It is

due to very similar numbers of men and women in the analyzed sample of employees. The equilibrium wages of both approaches (arithmetic average – Reimers, weighted average – Cotton) do not differ too much.

Based on the Neumark's approach both effects differ – equipment effect is positive. We can explain 6.2 % of existing wage gap with different characteristics of men and women. From the point of view of this approach, men's characteristics are better than women's in average. There is a bigger weight of men's better characteristics in comparison to the Reimer's and Cotton's approach. The discrimination effect represents 93.8 % of GPG.

Let us look now how the existing GPG is explained by the different characteristics of women and men, and which of the characteristics plays the dominant role. The situation shows figure 2.

Figure 2: Influence of men's and women's characteristics on GPG (in % of GPG)



Source: own calculations

Here we can see that the results depend on the used method of the decomposition as well. The influence of different experience of men and women based on all of the alterations is negative, around 1 % of GPG. Women should then due to bigger experience earn a 1 % higher wage than men. In this respect, working position is more relevant. The influence of this variable is now more significant depending on the used approach. Based on Reimers and Cotton the impact of working position is negative, it explains approx. 15 % of GPG. That means that if there is no discrimination, women should due to working position earn a 15 % higher wage than men. Neumark shows different results. It explains 6.9 % of GPG.

Conclusion

The goal of the paper is to analyze the size of the gender pay gap in a specific enterprise, discover what factors explain the eventual gender pay gap, and find out if there exists a wage discrimination of women or not.

The gender pay gap computed as the difference of logarithms of average gross wage of men and women reaches 19 % in the analyzed company. Women earned there in 2009 in average 82.7 % of men's gross hourly wage.

Having used the Oaxaca-Blinder decomposition, we can conclude that the existing wage difference cannot be fully explained with the different characteristics of men and women. It is very likely that wage discrimination of women does exist in the company. The estimated discrimination rate differs according to the used approach to the Oaxaca-Blinder decomposition. The relevant factors which could explain the pay gap are: experience and working position. These factors nevertheless explain only – 16.5 % to 6.2 % of GPG. The rest of the GPG can be (with a certain level of simplification) labelled as the effect of discrimination (93.8 % to 116.5 % of GPG).

References

- 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.
- 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.
- BECKER, S. G. (1957). *The economics of discrimination*. 1st Edition. Chicago: The University of Chicago Press, (ISBN 0-226-04115-8)
- BLINDER, A. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*. 8 (4), pp. 436–455.
- COTTON, J. (1988). On the decomposition of Wage Differentials. *The Review of Economics and Statistics*. 70 (4), pp. 236–243.
- EHRENBERG, R. G., SMITH, R. S. (2003). *Modern Labour Economics*. 8th Edition. London: Addison-Wesley, (ISBN 0-201-78577-3).
- ERIKSSON, T., PYTLIKOVÁ, M. (2011). Foreign ownership wage premia in emerging economies. Evidence from the Czech Republic. *Economics of Transition*, vol. 19, No. 2, 2011, pp. 371–395.
- 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 č.12/2010, Brno: Ekonomicko-správní fakulta MU, (ISSN 1801-4496).
- JOLLIFFE, D., CAMPOS, N. F. (2005). Does Market Liberalization Reduce Gender Discrimination? Econometric Evidence from Hungary, 1986-1998. *Labour Economics* 12:1–22.
- 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.

- MYSÍKOVÁ, M. (2007). Trh práce žen: Gender Pay Gap a jeho determinanty. *IES Working Paper No. 13/2007*. Praha: IES FSV Charles University.
- NEUMARK, D. (1988). Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *The Journal of Human Resources*. 13 (3), pp. 279–295.
- OAXACA, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets. *International Economic Review*. 14 (3), pp. 693–709.
- REIMERS, C. (1983). Labour Market Discrimination Against Hispanics and Black Men. *Review of Economics and Statistics*. 65 (4), pp. 570–579.

GENDER PAY GAP – APPLICATION IN THE SPECIFIC ENTERPRISE

Veronika Hedija. Petr Musil

Department of Economic Studies, College of Polytechnics Jihlava, Tolstého 16, 586 01 Jihlava, Czech Republic, vhedija@seznam.cz, petrmusil1977@gmail.com

Abstract: The paper analyzes the size of the gender pay gap (GPG) in the specific enterprise. The goal of the paper is to identify factors which could explain a possible wage difference between men and women, and to find out if there exists a wage discrimination of women or not. In order to estimate the discrimination, part of the GPG was used with the Oaxaca-Blinder decomposition. The authors conclude that wage discrimination of women really exists here. Different characteristics of men and women explain only – 16.5 % to 6.2 % of GPG. The rest of the GPG can be labelled (with a bit of simplification) as the effect of discrimination.

Key words: gender, gender pay gap, gender wage discrimination, Oaxaca-Blinder decomposition, wage differences,

JEL Classification: J16, J24

DOI: 10.2478/v10135-011-0014-y

3 Genderová mzdová mezera ve vybraném podniku veřejného sektoru

ACTA UNIVERSITATIS AGRICULTURAE ET SILVICULTURAE MENDELIANAE BRUNENSIS

Volume LX

9

Number 7, 2012

GENDER WAGE DIFFERENCES IN THE SELECTED CZECH PUBLIC SECTOR COMPANY

V. Hedija, P. Musil

Received: July 12, 2012

Abstract

HEDIJA, V., MUSIL, P.: *Gender wage differences in the selected Czech public sector company*. Acta univ. agric. et silvic. Mendel. Brun., 2012, LX, No. 7, pp. 81–88

The issue of wage disparity between men and women belongs to the current and widely discussed topics. The attention given to this subject also reflects the fact that the issue of the equality between women and men and non-discrimination by gender is incorporated in the law of the European Union. A number of studies are devoted to the gender wage disparities and the root cause of wage differences in the Czech Republic, however, only few of these deal with the gender wage differentials in the public sector. It is exactly this issue, which is discussed in this article, its aim being to identify the extent of the gender pay gap in the selected Czech public sector company. The article concentrates on finding the main causes for the existence of wage differences between men and women and determining whether the company inclines to wage discrimination against women. The Oaxaca-Blinder decomposition is used to define, which part of the gender pay gap can be attributed to the different characteristics of men and women and which part stays unexplained. It is this unexplained part that can be the result of wage discrimination against women.

gender, wage differences, public sector, gender pay gap, Oaxaca-Blinder decomposition, endowment effect, remuneration effect

The issue of equality between men and women is an area that, besides other disciplines, also deals with the economy. The current and frequently discussed topics include the question of wage differentials and wage discrimination against women on the labour market. The existence of wage differences between men and women is confirmed by empirical data.

According to the Czech Statistical Office data, the gender pay gap reached 24.9 percent in the Czech Republic in 2010. The gender pay gap varied in the different sectors of the national economy. It was 16.3 percent in public administration, 26.2 percent in education and 28.7 percent in the health sector (Czech Statistical Office, 2012). Where do the causes of existing differences stand? Do women face discrimination? And what is the situation in the public sector?

In terms of traditional microeconomic theory, a salary depends on the productivity of the individual. A person with higher productivity, for objective reasons, receives higher wages and vice versa. The resulting pay gap cannot be described as discrimination and is natural and legitimate.

Differences between average labour productivity between men and women could be one of the possible causes of a wage gap. These are closely related to the different characteristics of men and women. Traditionally, wage differences are explained by differences in age, education and experience, which directly affect the productivity of individuals (Becker, 1957). Nevertheless, empirical studies show that these factors play only a minor role and that the labour market segregation is a significant factor, which can explain a large part of the existing wage differences. This means that a significant reason why women receive lower wages is the fact that women are concentrated in fewer lucrative sectors or employed in positions with less responsibility and therefore are paid less (Plantenga and Remery, 2006).

There are a number of studies devoted to the gender wage disparities in the Czech Republic (Jurajda (2003), Mysíková (2007), Jurajda and Paligorova (2009), Hedija and Musil (2012) etc. However, only a few of these studies deal with the gender wage differentials in the public sector. Pailhé

(2000) examines the gender wage differences in the V4 countries during the first years of transition. In the Czech Republic, the main factors that set light to wage differences were qualification and the sector in which the employees worked. These two factors explained 26 percent of GPG. The ownership played only a small role, as it explained only 1.8 percent of GPG. Eriksson, Gottwald and Mrázek (2000) analysed the effect of discrimination of the gender pay gap among managerial employees in the public and private sector. The wage gap due to discrimination was 10.8 percent. Jurajda (2003) analysed the wage differences in the public and non-budgetary sector. The gender pay gap was larger in the non-budgetary sector. The estimated gender wage gap in the public sector was 0.24 percent and in the non-budgetary sector 0.30. He concluded that the main causes of gender wage differences in the Czech public sector were segregation and the different level of education. These factors explained two thirds of the existing pay gap. Over a third of the overall gender wage gap stayed unexplained and can be due to discrimination against women. The situation in the private sector is dramatically different. Here, almost two thirds of the gender wage differences stayed unexplained and potentially discrimination against women is larger when compared to the public sector.

The paper investigates wage differences between men and women in a chosen Czech public sector enterprise. The aim of the paper is to determine the size of the gender pay gap (GPG) in this enterprise, to identify factors that can explain this and to determine whether the company leads to wage discrimination against women. The Oaxaca-Blinder decomposition will be used to identify which part of the existing GPG can be explained by different characteristics of men and women, and which part cannot be explained by these. The unexplained part of GPG can be a result of the wage discrimination against women.

The first section of the paper discusses briefly the possible causes of the existence of wage differences between men and women, describes the technique of gender pay gap decomposition and discusses the data upon which the paper is based. The second section reports the results of the applied technique. The causes of the existing gender pay gap and the unexplained part of this gap are identified in the chosen company and discussed.

METHOD

A frequently used method to decompose wage differences is the Oaxaca-Blinder decomposition. This method allows us to divide the gender pay gap into the part which can be explained by different characteristics of men and women, and the part that remains unexplained (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973). The Oaxaca-Blinder decomposition will be used in this paper.

The extended form of the Oaxaca-Blinder decomposition has this form:

$$\ln(\bar{w}_m) - \ln(\bar{w}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\beta^* + (\hat{\beta}_m - \beta^*)\bar{X}_m + (\beta^* - \hat{\beta}_f)\bar{X}_f, \quad (1)$$

where $\bar{w}_m$ is the hourly wage rate of men, $\bar{w}_f$ is the hourly wage rate of women, $\bar{X}_m$ is a vector of average characteristics of men, $\bar{X}_f$ is a vector of average characteristics of women, $\hat{\beta}_m, \hat{\beta}_f$ are the vectors of the wage functions coefficients, β^* is the vector of wage functions coefficients in the absence of discrimination (equilibrium wage).

The term $\ln(\bar{w}_m) - \ln(\bar{w}_f)$ expresses the raw gender pay gap, which is defined as the difference in logarithmic mean wages of men and women. The phrase $(\bar{X}_m - \bar{X}_f)\beta^*$ represents the part of the gender pay gap, which is explained by different characteristics of men and women. This part of pay differences is known as the endowment effect. The phrase $(\hat{\beta}_m - \beta^*)\bar{X}_m + (\beta^* - \hat{\beta}_f)\bar{X}_f$ is the unexplained part of the gender pay gap. This is known as the remuneration effect or the effect of discrimination.

The Oaxaca-Blinder decomposition is based on an estimate of the wage functions for men and women. The OLS method is used. The wage equations for men and women are defined as follows:

$$\ln(w_i)_m = \beta_m (X_i')_m + (u_i)_m, \quad i = 1, \dots, n, \quad (2)$$

$$\ln(w_i)_f = \beta_f (X_i')_f + (u_i)_f, \quad i = 1, \dots, n, \quad (3)$$

where $(w_i)_m$ is the hourly wage rate of the i -th man, $(X_i')_m$ is a vector of chosen characteristics of the i -th man, $(w_i)_f$ is the hourly wage rate of the i -th woman, $(X_i')_f$ is a vector of chosen characteristics of the i -th woman, β_m, β_f are vectors of coefficients of wage functions for men and women and u_i is a disturbance term.

The final step in the application of the Oaxaca-Blinder decomposition is the choice of the equilibrium wage (β^*). In professional studies, working with the Oaxaca-Blinder decomposition we can find various concepts of the equilibrium wage. Blinder (1973) estimated the extent of discrimination using the wage of men as the equilibrium wage. To decompose the wage gap, Oaxaca (1973) used the wage of both men and women as the equilibrium wage. Reimers (1983) attributed the same weight to the regression coefficients of wage functions for men and women ($\beta^* = (\beta_m + \beta_f)/2$). Cotton (1988) used the weighted average wage of men and women, where, as weights he used the proportion of men and women in the total working population. Neumark (1988) estimated the equilibrium wage as a vector of coefficients of the wage function for both men and women (Hedija, Musil, 2010).

In this paper, the gender pay gap is estimated for the health sector firm, specifically an unnamed hospital in the Czech Republic. Firstly, the wage functions for men and women are estimated for this hospital. The logarithm of the hourly gross wage is a dependent variable. As explanatory variables the following characteristics are used: age, education, job, working time, overtime, sickness, years worked in the company and department. These characteristics include the traditional factors that can justify the existing wage differences between individuals in one company and that are observable and relatively easily quantifiable. A brief overview of the explaining variables, which the authors of selected studies used, can be found for example in the article Hedija, Musil (2012).

The explanatory variables are briefly described. *Age* is the age of the worker in years. *Education* is years of schooling completed. *Job* is a dummy variable. All jobs are divided into 11 groups according to the wage rates in the hospital. *Working time* is a dummy variable. It is 1 in the case of a full-time job and 0 otherwise. *Overtime* reflects the overtime hours per year. *Disease* denotes hours of sick leave per year. *Years in company* is the number of years the employee works in this hospital. *Department* is

a dummy variable. It denotes the department, where the employee works. In the hospital, there are 33 departments.

We use only the wage of men as the equilibrium wage. In this case, the decomposition takes this form:

$$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\beta}_m + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \bar{X}_f. \quad (4)$$

The term $(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\beta}_m$ represents the endowment effect. This shows the pay gap provided there is no discrimination. The phrase $(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \bar{X}_f$ is the remuneration effect. This indicates the wage differences in the case that women and men have the same characteristics.

DATA

As we stated above, the wage differences between men and women and the extent of the endowment and remuneration effects are estimated in the chosen public sector company. This is an unnamed hospital in the Czech Republic, which was willing to provide the necessary data. Data was provided

I: Average characteristics of men and women in the data set

Characteristic	men	women	Characteristic	men	women
Age (year)	43.066	41.797	Department_9	0.000	0.010
Education (year)	15.812	13.794	Department_10	0.010	0.006
Job_1	0.061	0.031	Department_11	0.083	0.143
Job_2	0.127	0.007	Department_12	0.003	0.017
Job_3	0.008	0.016	Department_13	0.000	0.014
Job_4	0.005	0.039	Department_14	0.008	0.016
Job_5	0.108	0.056	Department_15	0.000	0.001
Job_6	0.008	0.004	Department_16	0.003	0.002
Job_7	0.132	0.111	Department_17	0.015	0.040
Job_8	0.008	0.021	Department_18	0.014	0.033
Job_9	0.080	0.564	Department_19	0.003	0.005
Job_10	0.131	0.069	Department_20	0.049	0.020
Job_11	0.331	0.081	Department_21	0.000	0.008
Working_time_1 (full-time)	0.909	0.812	Department_22	0.019	0.037
Working_time_2 (otherwise)	0.091	0.188	Department_23	0.005	0.019
Overtime (hour per year)	239.63	66.560	Department_24	0.031	0.029
Disease (hour per year)	28.343	68.604	Department_25	0.032	0.049
Years_in_company	8.321	9.314	Department_26	0.015	0.020
Department_1	0.066	0.049	Department_27	0.037	0.042
Department_2	0.003	0.022	Department_28	0.014	0.015
Department_3	0.017	0.033	Department_29	0.025	0.032
Department_4	0.059	0.014	Department_30	0.031	0.014
Department_5	0.280	0.110	Department_31	0.054	0.062
Department_6	0.010	0.002	Department_33	0.017	0.029
Department_7	0.000	0.001	Hourly gross wage (% of men wage)	100	77.130
Department_8	0.092	0.098	N	590	2014

for year 2010. The employees, who were long-term ill, on maternity or parental leave or working in a business agreement were excluded. This left us with a sample of 2604 employees, of which 590 were males and 2014 females.

The data included: gender, age, the highest level of education, job, number of years that employee works in this hospital, working time (full-time means 1), department, where the employee works, hours worked per year, overtime hours, days of sick leave, days of leave and annual gross wage. The hourly gross wage for every employee was calculated as a ratio of annual gross wage and the sum of worked hours (including overtime) and hours of annual leave (days of annual leave*8*working time).

Tab. I shows the average characteristics of the male and female employees, which are used in the wage functions.

The average gross hourly wage is expressed as a percentage of the men's wage, because of the sensitivity of the data. In our hospital, women earn 77.1 percent of the men's wage. The gender pay gap, which is calculated as the difference between the average gross hourly earnings of the male employees and of the female employees as a percentage of the average gross hourly earnings of the male employees, is 22.87 percent.

RESULTS AND DISCUSSION

Firstly, the coefficients of male and female wage functions are estimated from the collected data. The equations (1) and (2) are used. The results are presented in Tab. II.

Not all the independent variables listed in the section "Method" were statistically significant. Statistically insignificant was the explanatory variable *working time*. The fact that the employees work full-time or part-time was irrelevant in the analysis of the wage differences between men and women. The variable *department* also played only a minor role.

We estimated two wage functions. In the first case, the *department* is not covered in the wage function as an independent variable. In the second case, the full-scale regression has been used. This approach is chosen because the variable *department* explained only a very small part of the wage differences, especially in the male wage function. In this function only 3 departments proved to be statistically significant from the 33 existing.

The explanatory variables explained 76.5 percent of the variability in logarithm of the male wage and 75.1 percent variability in the logarithm of the female wage in wage function 1 and 78.3 percent and 78.1 percent in the full-scale regression.

Tab. III presents the estimation of the results of the gender pay gap in the company. The row pay gap, calculated as the difference in logarithm of the male and female wage, was 18.81 percent.

The extent of the endowment and remuneration effect differed depending on the wage functions.

If we used wage function 1, the endowment effect represented 86.2 percent and the remuneration effect 13.8 percent of the gender pay gap. In the case of wage function 2, the endowment effect was 76.9 percent and the remuneration effect 23.1 percent of the gender pay gap. This means, that the selected characteristics of men and women failed to explain more than 13 percent of the existing gender pay gap in the first case and 23.1 percent in the second case. This part of GPG could be caused by factors that had not been identified or it could be a result of the discrimination against women.

The main causes of wage differences between men and women in the analysed company were the number of overtime hours, the level of education and the job. Other factors played a less significant role.

In wage function 1, more overtime hours of men compared with women explained about 31 percent of the existing GPG; the higher level of education of men explained 29 percent of GPG; the working position about 22.5 percent of GPG. The variance in age explained only 2.4 percent of GPG and absence because of illness or care for a family member 1.6 percent of GPG. Years in the company spoke in favour of women. Women work longer in average in the company. This explained -1.1 percent of GPG.

If we use wage function 2, the conclusions are very similar. The most important factors of wage differences between men and women were overtime hours, education and job. The larger number of overtime hours of men explained 28 percent of GPG, the higher level of education of men 27.1 percent and the work position 17.7 percent of the existing GPG. The higher age of men was able to explain 3.1 percent, the larger number of hours of absence of women 2.1 percent and the number of years in the company -1.1 percent of GPG. Departments where the employees worked explained only a very small part of the wage differences between men and women, specifically 0.04 percent of GPG.

As we concluded above, the main factors explaining the gender wage differences were the higher education level of men and the amount of overtime hours. Each of these factors explained almost 30 percent of the existing gender wage gap. The different jobs played a weaker role and explained about 20 percent of GPG. In the case of the influence of the different job and education, the conclusions are in accordance to the findings of Jurajda (2003). Jurajda (2003) stated that the different levels of education and segregation can explain about two third of the existing gender pay gap in the Czech public sector. He used data from the year 1998. In our case, the segregation and education play a similarly important role. These factors explained about 50 percent of GPG.

On the other hand, the unexplained part of the gender pay gap is smaller compared to Jurajda's (2003) findings. It can be explained by a more detailed dataset and a lot of factors included in the wage function.

II: *Wage functions*

	Wage function 1		Wage function 2	
	β_m	β_f	β_m	β_f
Constant	3.36761*** (0.147065)	3.34412*** (0.0621611)	3.42501*** (0.146303)	3.30433*** (0.0595017)
Age	0.0269311*** (0.00624840)	0.0283353*** (0.00243301)	0.0244917*** (0.00618191)	0.0296749*** (0.00230413)
Age ²	-0.0002192*** (6.71758e-05)	-0.0002591*** (2.80856e-05)	-0.0001859*** (6.68052e-05)	-0.0002664*** (2.65714e-05)
Education	0.0274648*** (0.00583066)	0.0254388*** (0.00229542)	0.0252154*** (0.00580406)	0.0244415*** (0.00222493)
Job_2	0.150358*** (0.0485540)	0.219363*** (0.0442815)	0.147215*** (0.0472673)	0.216896*** (0.0416553)
Job_3	0.527375*** (0.113749)	0.246780*** (0.0337600)	0.546809* (0.110905)	0.181763*** (0.0323176)
Job_4	0.270037* (0.142101)	0.232646*** (0.0270727)	0.267451*** (0.138162)	0.250712*** (0.0255374)
Job_5	0.564167*** (0.0580163)	0.435267*** (0.0260405)	0.542067*** (0.0572551)	0.409799*** (0.0245987)
Job_6	1.16163*** (0.118242)	0.969499*** (0.0571060)	1.06528*** (0.116478)	0.976329*** (0.0538391)
Job_7	0.180118*** (0.0485548)	0.100854*** (0.0222081)	0.191247*** (0.0481451)	0.105166*** (0.0210562)
Job_8	0.377042*** (0.116309)	0.420957*** (0.0318887)	0.388586*** (0.117463)	0.466126*** (0.0311752)
Job_9	0.438640*** (0.0571338)	0.516358*** (0.0221562)	0.481525*** (0.0588328)	0.538191*** (0.0209837)
Job_10	0.534626*** (0.0660364)	0.598659*** (0.0273304)	0.584654*** (0.0654519)	0.631579*** (0.0260852)
Job_11	0.736565*** (0.0646778)	0.691610*** (0.0308801)	0.779363*** (0.0648818)	0.730412*** (0.0294792)
Overtime	0.0003412*** (4.04876e-05)	0.0002983*** (2.82522e-05)	0.0003039*** (4.29593e-05)	0.0002857*** (2.82152e-05)
Disease	-7.54920e-05 (8.41381e-05)	5.8732e-05*** (1.76189e-05)	-9.97200e-05 (8.24193e-05)	5.9534e-05*** (1.65909e-05)
Years_in_company	0.0170939*** (0.00467712)	0.0135019*** (0.00136924)	0.0200967*** (0.00464286)	0.0147884*** (0.00129585)
Years_in_company ²	-0.0005656*** (0.000197214)	-0.0002241*** (4.93983e-05)	-0.0006810*** (0.000195100)	-0.0002747*** (4.66755e-05)
Department_2	-	-	0.154693 (0.163985)	-0.0746846*** (0.0221945)
Department_3	-	-	-0.000975986 (0.0790242)	0.0960121*** (0.0184361)
Department_10	-	-	0.532282*** (0.100697)	0.514017*** (0.0447169)
Department_14	-	-	-0.0228446 (0.105961)	-0.109386*** (0.0261108)
Department_16	-	-	-0.295560* (0.165142)	-0.227617*** (0.0733347)
Department_17	-	-	-0.0909288 (0.0798116)	-0.0657414*** (0.0179701)
Department_20	-	-	-0.0369049 (0.0494788)	-0.0857306*** (0.0237912)
Department_23	-	-	0.00533016 (0.135403)	-0.0839687*** (0.0238353)
Department_26	-	-	-0.0401052 (0.0784433)	-0.0422495* (0.0232913)
Department_30	-	-	-0.0860204 (0.0565174)	-0.113793*** (0.0277507)
Department_31	-	-	-0.136547*** (0.0461417)	-0.0644062*** (0.0140361)
Department_33	-	-	0.0281058 (0.169588)	-0.135716** (0.0549038)
R ²	0.765404	0.750621	0.783017	0.780831
n	590	2014	590	2014

Standard error in parentheses, ***significant at the 1% level, **significant at the 5% level, *significant at the 10% level.

	Wage function 1		Wage function 2	
	Absolute	Relative (% of GPG)	Absolute	Relative (% of GPG)
$\ln W_m - \ln W_f$	0.1881	-	0.1881	-
Endowment effect	0.1621	86.2	0.1447	76.9
• Age	0.0045	0.0237	0.0059	0.0312
• Education	0.0554	0.2946	0.0509	0.2705
• Job	0.0423	0.2247	0.0333	0.1773
• Overtime	0.0590	0.3140	0.0526	0.2796
• Disease	0.0030	0.0162	0.0040	0.0213
• Years in company	-0.0021	-0.011	-0.0021	-0.011
• Department	-	-	0.0001	0.0004
Remuneration effect	0.0260	13.8	0.0434	23.1

But we cannot say that more detailed data and more focus on only one company lead to the explanation of the gender wage differences. Hedija and Musil (2012) examined the existence of wage discrimination against women in a chosen firm of the private sector and concluded that the no part of the gender pay gap in this company could be explained by the different characteristics of men and women. Conversely, women had in average better characteristics than men, as is proven by the negative endowment effect. The extent of the explained part of the gender pay gap in the case of the public sector enterprise can be explained, to some extent, by the wage regulations governing the public sector. This issue requires further research. Extending the sample of studied companies enables to reach objective conclusions.

CONCLUSION

This paper researched the gender pay gap in the chosen public sector company, specifically in the selected Czech hospital. The raw gender pay gap reached 19 percent in this company. The observed pay gap was below the average gender wage difference in the Czech health-care sector. Statistically significant factors that explained wage

differences between men and women were age, education, job, overtime hours, illness and years in the company.

Departments, where the employees worked, explained a very small part of the wage differences between men and women. Not all departments were statistically significant for men. This is why we prefer the use of wage function 1.

We can conclude that approximately 86 percent of GPG was possible to explain by different characteristics of men and women. Different overtime hours, education level and job were the most important factors of justified gender wage differences. In our hospital, men in average worked more overtime, had a higher level of education and worked in better paid positions.

About 14 percent of GPG stayed unexplained. It represents only 2.6 percentage points of the gender pay gap. This part of the gender pay gap could be caused by factors that had not been identified, for example the talent of workers or it could be result of discrimination against women. From this point of view, the conclusions are satisfactory. Finally, we can say that the wage discrimination against women does not occur in the chosen company and if so, its rate is negligible.

SUMMARY

The paper investigates the wage differences between men and women in a chosen Czech public sector enterprise. The aim of the paper was to determine the amount of the gender pay gap in this enterprise, to identify factors that can explain this and to determine whether the company leads to wage discrimination against women. The Oaxaca-Blinder decomposition (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973) was used to separate the gender pay gap into the part which can be explained by different characteristics of men and women, and the part that cannot be explained and will be marked as the effect of discrimination. Micro-data from the chosen Czech hospital form the year 2010 was used. The estimated gender pay gap was about 19 percent, which was below the average in the Czech health sector. Approximately 86 percent of the gender pay gap could be explained by the different characteristics of men and women. Differences in the number of overtime hours, the education level and the job descriptions were the most important factors of justified gender wage differences. About 14 percent of the gender pay gap stayed unexplained which were only 2.6 percentage points of the total gender pay gap. Authors concluded, that in the examined hospital, there was either no or a negligible wage discrimination against women.

REFERENCES

- BECKER, S. G., 1957: *The Economics of Discrimination*. 1st Edition. Chicago: The University of Chicago Press, ISBN 0-226-04115-8.
- BLINDER, A., 1973: Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8, 4: 436–455.
- CZECH STATISTICAL OFFICE, 2011: *Zaostřeno na ženy a muže 2011*, [Online], [cit. 2012-4-15]. Available from www: http://www.czso.cz/csu/2011edicniplan.nsf/kapitola/1413-11-r_2011-14.
- ERIKSSON, T., GOTTWALD, J., MRÁZEK, P., 2000: *Determinants of Managerial Pay in the Czech Republic*. WDI Working paper No. 310, Michigan: WDI of University Michigan.
- HEDIJA, V., MUSIL, P., 2010: *Genderová mzdová mezera*. Working Paper CVKS č. 12/2010, Brno: Ekonomicko-správní fakulta MU.
- HEDIJA, V., MUSIL, P., 2012: Jsou ženy v České republice mzdově diskriminovány? Závěry z vybraného podniku. *Ekonomická revue*, 15, 1: 27–40.
- JURAJDA, S., 2003: Gender Wage Gap and Segregation in Enterprises and the Public Sector in Late Transition Countries. *Journal of Comparative Economics*, 31, 2: 199–222.
- JURAJDA, S., PALIGOROVÁ, T., 2009: Czech female managers and their wages, *Labour Economics*, 16, 3: 342–351.
- MYSÍKOVÁ, M., 2007: *Trh práce žen: Gender Pay Gap a jeho determinanty*, IES Working Paper No. 13/2007, Praha: IES Charles University.
- NEUMARK, D., 1988: Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *The Journal of Human Resources*, 13, 3: 279–295.
- OAXACA, R., 1973: Male-female wage differentials in urban labour markets. *International Economic Review*, 14, 3: 693–709.
- PAILHÉ, A., 2000: Gender Discrimination in Central Europe during the Systemic Transition. *Economics of Transition*, 8, 2: 505–535.
- PLANTENGA, J., REMERY, C., 2006: *The Gender Pay Gap – Origins and Policy Responses. A Comparative Review of 30 European Countries*. Luxembourg: European Commission, 2006. ISBN 92-79-02565-1.
- REIMERS, C., 1983: Labour Market Discrimination Against Hispanics and Black Men. *Review of Economics and Statistics*, 65, 4: 570–579.

4 Jsou ženy skutečně mzdově diskriminovány na trhu práce? Analýza zohledňující dělbu práce v domácnosti

ACTA UNIVERSITATIS AGRICULTURAE ET SILVICULTURAE MENDELIANAE BRUNENSIS

Volume 62

133

Number 6, 2014

<http://dx.doi.org/10.11118/actaun201462061279>

DO WOMEN REALLY FACE WAGE DISCRIMINATION ON THE LABOUR MARKET? AN ANALYSIS USING INTRA-HOUSEHOLD SPECIALIZATION

Veronika Hedija¹

¹ Department of Economic Studies, College of Polytechnics Jihlava, Tolstého 16, 586 01 Jihlava, Czech Republic

Abstract

HEDIJA VERONIKA. 2014. Do Women Really Face Wage Discrimination on the Labour Market? An Analysis Using Intra-household Specialization. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 62(6): 1279–1286.

This study aims to estimate the gender pay gap, cleansed at least partially of the effect of intra-household specialization on productivity. The estimate is based on EU-SILC data for 19 member countries of the European Union. We use an estimate of the average treatment effect on the treated, supplemented by a matching procedure to estimate the unexplained part of the gender pay gap and use a subsample of employees earning more than their partners, thus minimizing the impact of child- and family-care on the gender pay gap. We conclude that the unexplained gender pay gap amounts approximately 10 percent working to the disadvantage of women. If we assume that the dominant role in family- and child-care is taken up by the partner earnings a lower wage, then this difference could neither be explained by differences in the observed personal and company characteristics nor by the dominant role of women in care for the household and children and could actually be due to wage discrimination against women.

Keywords: average treatment effect on the treated, matching, gender pay gap, wage differences, labour market

INTRODUCTION

In our society women predominantly take care of the household, family and children. The reason is in part due to tradition and in part due to the fact that women earn in many cases less than men and therefore men take on the role of breadwinners. Due to the responsibilities of women in the care for the household and for the children, it is reasonable to assume that women cannot devote as much time and effort to their jobs as men, which can be a legitimate reason for their lower wages. Do women face wage discrimination or are the existing gender wage differences only a reflection of the dominant

position of women in the household and childcare? These questions are addressed in this paper.

A number of studies is devoted to the issue of wage inequality between men and women. Well known are the articles of Oaxaca (1973) and Blinder (1973). These authors focus on wage differences in the USA and decompose the existing wage differences into two parts: effects of the differences in the individual characteristics and effects of discrimination.¹ To explain the existing gender pay gap they use a wide range of personal and company characteristics. Despite this, more than one half of the wage gap stays unexplained. An estimate of the unexplained part of the gender

¹ Currently, these effects are mostly referred to as the endowment and remuneration effect or the explained and unexplained part of the gender pay gap

pay gap for European countries is presented in the studies of Beblo *et al.* (2003) and Christofides, Polycarpou and Vrachimis (2013). Differences in the characteristics of men and women explain only a small part of the gender pay gap in EU countries, if any. To clarify the causes of gender wage differences these and other studies work with a large number of explanatory variables, which are available and which could be the cause for the existing wage gap between men and women. These are mostly age, work experience, education, company size, occupation, industry of employment, managerial position, contract (permanent or temporary), region and sometimes marital status and number of children. The unexplained part of the gender pay gap could largely reflect the dominant role of women in caring for the household, family and children and loss of human capital during maternity leave. Unfortunately, official data reflecting the absence of women at work due to maternity leave and caring for children, and their different productivity in comparison to men are not available. It is difficult to quantify the effect of this on the gender wage differences but despite these difficulties, this area does not remain unnoticed.

A number of empirical studies is devoted to the issue of the impact of motherhood on the female wage. These studies estimate the wage difference between working mothers and women with no children, this often being known as the family or motherhood wage gap. They mostly estimate the Mincer type of wage function for women, using children as an explanatory variable and conclude that working mothers earn less than women with no children (Felfe, 2012). Caring for the family and children may not only be the cause of a lower wage for women with children, it may also influence the earnings of men with children. The studies show that the family penalty for women ranges from 10 to 15 percent. On the other hand, marriage and a family increase the wage of men by 10–15 percent. (Waldfogel, 1998) Bertrand, Godin and Katz (2010) confirm these results. They assess the gender pay gap for highly-educated workers in the U.S. corporate and financial sector. They conclude that the wages of men with children increase in contrast to a decline in the wages of women with children. They add that the wage differences between men and women depend on the level of earnings of the spouse of the women. Motherhood has a lower impact on the earnings of women with lower-earning spouses.

An original method of estimation of the gender wage differences is used by Montag (2014), where the effect of the difference in the individual levels

of unobserved characteristics of men and women is taken into account. He estimates the unexplained gender pay gap using a subsample of same-sex couples, assuming that the intra-household division of labour and its effects on market productivity cannot be sex-determined in this subpopulation. He concludes that the gender pay gap among gays and lesbians is much smaller than among the heterosexual population. According to these findings, intra-household division seems to be an important factor driving wage differences between men and women on labour market.

This study aims to estimate the gender pay gap, cleansed at least partially of the effect of intra-household specialization on productivity. To achieve this, we use a subsample of employees earning more than their partners.

We assume that the larger part of care for the household and children is taken up by the partner earning less. In cases, where the woman is earning more than the man, either the man assumes the role of the parent taking a larger share in the care for the children and household, or these families utilize the facilities of a day-care centre or nanny for the children and household (see Bertrand, Goldin and Katz (2010)). Women having a higher income than their partner can therefore be fully involved in work. This approach enables us to detect the unexplained part of the gender pay gap, which is at least partially adjusted for the care of the household and children. To estimate the unexplained part of the gender pay gap, we use an estimate of the average treatment effect on the treated (ATT), supplemented by matching.

The first section of the paper describes the data upon which the paper is based and the methods used. To estimate the unexplained part of the gender pay gap we calculate the average treatment effect on the treated. In order to improve the quality of the estimate the matching procedure is used, specifically coarsened exact matching. The estimate is based on data for 19 member countries of the European Union from EU-SILC 2011. The second part of the paper reports the obtained results and compares these with the findings of selected studies dealing with the same issue. The final section summarizes the obtained findings.

DATA

We use data from European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC). EU-SILC contains multidimensional micro-data on income, poverty, social exclusion and living conditions.² We use cross-sectional data for 2010, which can be found in EU-SILC 2011 and covers

2 EU-SILC provides two types of data: cross-sectional and longitudinal. The former includes data to the given time or a certain time period, the second contains individual-level changes over time. The reference populations in EU-SILC are all private households and their current members residing in the territory of the countries at the time of data collection. The personal data comes from household members aged sixteen and plus.

data from 30 European countries.³ Our study is based on EU-SILC data for 19 member states of the European Union (Austria, Belgium, Cyprus, Czech Republic, Germany, Estonia, Greece, Spain, Croatia, Italy, Luxembourg, Latvia, Netherlands, Poland, Portugal, Romania, Slovenia, Slovakia, United Kingdom), which contains all the required information. EU-SILC data does not contain information on hourly wages. It was therefore necessary to narrow down the sample to be able to calculate the hourly wage using the available data. We narrowed down the reference population sample to persons who: were employees during the reference period, worked all twelve months in a full-time job, had no other jobs and earned an income. We excluded the self-employed, as we are interested in wages and the potential different evaluation of male and female employees by the employer.

We use data based on the selected personal and company characteristics of the employee: education level (highest attained education level according to ISCED-97), sickness (temporary inability to work due to sickness during the income reference year), partnership (having a partner living in the same household), dependent children (having at least one economic inactive child under 24 years), occupation (according to the classification ISCO-88), sector (economic activity using the classification NACE Rev.2), company size (number of persons working at the local unit), contract (having a work contract of limited duration), managerial position (having a formal responsibility supervising a group of other employees), work experience (number of years spent in paid work), gross hourly wage and gross hourly wage of the partner. The gross hourly wage is calculated as the employee's cash and non-cash incomes per year divided by the number of hours usually worked per year (including overtime).

A brief overview of the data set and the individual subsamples is presented in Tab. I. Tab. I firstly shows the average of selected observed characteristics of men and women using the whole sample. We then went on to choose a subsample of men and women, who earn more than their partners. The average characteristics of men and women in the defined subsample are shown in the fourth and fifth columns of Tab. I.

When looking at the whole sample we can see that the gender pay gap calculated as the difference in the logarithm of the gross hourly wage amounts to 0.35 (35 percent). When we reduce the sample, choosing only the subsample of individuals who earn more than their partners, the wage differences between men and women significantly decrease.

In such a subsample gender wage differences are negligible. The gender pay gap is approximately 0.03 (3 percent). This data indicates that the dominant role of women in caring for the household and children could play an important role in the explanation of the gender wage differences. On the other hand, the decrease in gender pay differences could be to some extent caused by the better characteristics of women compared to men in the subsample. The representation of men and women in the age categories, occupations and sectors is very similar in both samples. It is important to note that in comparison to the whole sample, in the subsample of employees earning more than their partner a larger proportion of women attained tertiary education, worked in larger companies and attained managerial positions. In order to take this into account, we estimate the part of the wage gap that cannot be explained by different characteristics of men and women in our subsample using an estimate of the average treatment effect on the treated.

METHODS

To estimate the unexplained part of the gender pay gap we use an estimate of the average treatment effect on the treated. *'The average treatment effect on the treated is the mean effect for those who actually participated in the programme'*. (Wooldridge, 2002, p. 605) In our case, the ATT will be the mean effect for women in the form of a lower wage resulting from being a woman. We use this formula for the calculation of the average treatment effect on the treated

$$ATT = E(y_i(1) - y_i(0) | T_i = 1). \quad (1)$$

Where T is the binary treatment indicator, $T = 1$ denotes treatment and $T = 0$ otherwise, $y(1)$ is the potential outcome with treatment and $y(0)$ is the potential outcome without treatment. In our case, to be treated means to be a woman. We can rewrite the ATT as

$$ATT = E(y_i(1) | T_i = 1) - E(y_i(0) | T_i = 1). \quad (2)$$

Where ATT represents the gender pay gap, which cannot be explained by the different characteristics of men and women. The term is the sample average of the logarithm of the gross wage of women and the term is the sample average of the logarithm of the gross wage of women, should they be men. From our sample we know the first term on the right-side of equation 5, which is the sample average of the logarithm of the gross hourly wage of women. The second term, the average of the logarithm

3 Austria, Belgium, Bulgaria, Switzerland, Cyprus, Czech Republic, Germany, Denmark, Estonia, Greece, Spain, Finland, France, Croatia, Hungary, Iceland, Italy, Luxembourg, Lithuania, Latvia, Malta, Netherlands, Norway, Poland, Portugal, Romania, Sweden, Slovenia, Slovakia, United Kingdom.

I: Average of characteristics of men and women (in percent unless otherwise stated)

	Whole sample		Earning more than partner	
	men	women	men	women
Log gross hourly wage	2.32	1.97	2.24	2.21
Age	44.58	43.23	43.39	42.10
Education (ISCED-97)				
Pre-primary education	0.10	0.04	0.06	0.03
Primary	1.60	3.96	4.94	2.90
Lower secondary	11.72	8.45	9.20	6.29
Upper secondary	50.65	47.01	51.98	40.93
Post-secondary non tertiary	3.90	4.45	3.30	4.81
Tertiary education	28.23	36.09	30.97	45.03
Sickness	14.55	15.08	12.36	13.58
Partnership (having partner)	95.54	95.18	93.69	95.51
Children (having dependent children)	77.08	72.17	75.82	72.15
Occupation (ISCO-88)				
Legislators, senior officers and managers	8.61	4.88	9.28	6.65
Professionals	14.90	21.59	15.78	28.8
Tech. and associate professionals	15.97	21.20	17.18	23.75
Clerks	7.48	17.48	6.62	16.19
Service and sales workers	7.21	16.60	6.95	11.37
Skilled agricultural and fishery workers	1.50	0.58	0.85	0.50
Craft and related trades workers	21.76	4.22	21.24	3.35
Plant and machine operators and assemblers	16.64	4.71	16.25	3.69
Elementary occupations	5.96	9.16	4.27	6.26
Armed forces	1.25	0.12	1.57	0.16
Sector (NACE Rev. 2)				
Agriculture, forestry and fishing (A)	2.50	1.42	2.38	1.29
Mining, manufacturing, ...(B-E)	29.26	16.68	30.52	14.87
Construction (F)	11.68	1.70	10.88	1.97
Wholesale and retail trade... (G)	10.49	13.74	9.76	10.85
Transportation and storage (H)	9.21	3.23	9.53	3.39
Accommodation and food service ...(I)	1.96	3.86	1.92	2.80
Information and communication (J)	3.23	1.70	3.21	2.10
Financial and insurance activities (K)	3.69	4.55	4.9	6.41
Real estate activities, professional... (L-N)	6.2	6.76	5.35	6.40
Public admin. and defence, ...(O)	11.47	11.6	12.10	12.25
Education (P)	4.74	17.19	4.97	19.3
Human health and social activities (Q)	3.40	14.44	3.17	15.64
Art, entertainment, recreation ...(R-U)	2.34	3.68	2.11	3.1
Company size				
0-10 employees	17.74	21.87	15.94	17.16
11-19 employees	12.40	13.30	12.39	12.84
20-49 employees	15.87	18.5	16.00	17.78
50+ employees	49.27	42.87	50.59	48.69
Unknown but less than 11	1.22	1.00	1.20	0.80
Unknown but more than 10	3.50	2.91	3.88	2.72
Contract (temporary)	5.60	6.60	4.94	6.18
Managerial position	32.67	20.29	33.20	24.42
Work experience (years)	24.08	20.94	22.73	20.05
N	35371	23886	13006	6753

Source: Eurostat: EU-SILC microdata 2011, rev. 1, August 2013

of a woman's gross hourly wage if she were a man, needs to be somehow estimated. There are more ways to estimate this. For more details see Wooldridge (2002) and Ho *et al.* (2007). We estimate this using the regression model.

First, we estimate the coefficients of the wage function of men

$$(y_i|T_i=0)=\beta_0.X_i+u_i, \quad i=1, \dots, n_m. \quad (3)$$

Where, is the logarithm of the male gross hourly wage, is the vector of the coefficients of the wage function, X is the vector of the chosen observed characteristics of men and u is a disturbance term. As explanatory variables we use country, education level, work experience, sickness, partnership, dependent children, occupation, sector, company size, contract and managerial position.

We then use the estimated coefficients of the male wage function to calculate the average of the logarithm of the gross hourly wage of women, should they be men

$$E(y_i(0)|T_i=1)=E(\beta_0.X_i), \quad i=1, \dots, n_f. \quad (4)$$

Where is the mean of the predicted wages (the logarithm of the gross hourly wage) of every woman in the sample. Finally, we estimate the average treatment effect on the treated as the difference between the average of the logarithm of the gross hourly wage of women and the average of the predicted values of the wages calculated from the male wage function

$$ATT=E(y_i(1)|T_i=1)-E(\beta_0.X_i|T_i=1). \quad (5)$$

The calculated unexplained part of the gender pay gap could not perfectly reflect the level of wage discrimination against women. This is due to the fact that the estimate of the unexplained gender pay gap is based only on the observed characteristics of women and men, which are available. One of the reasons for the lower wage of the individual could be due to the responsibilities

in the care for the household and children. It is reasonable to assume that working women or men, caring for a household and children, cannot devote as much time and effort to their job as individuals without or with a smaller portion of these obligations. This may be a legitimate reason for their lower earnings. We assume that the partner who earns less takes on a larger responsibility for the household and child-care. We estimate the ATT using the subsample of individuals, who earn more than their partners. This enables us to detect the unexplained part of the gender pay gap, which is at least partially adjusted for the care for the household and children. To be able to make a comparison, we also estimate the ATT for the entire sample of men and women.

To reduce potential bias resulting from the samples of men and women being too different, we use in this case matching as a preprocessing procedure as proposed by Ho *et al.* (2007). Many matching procedures exist. We use coarsened exact matching (CEM), which performs exact matching on coarsened data. It coarsens variables into groups and goes on to exclude untreated units, whose coarsened characteristics do not match with any treated units and vice versa. Finally, it returns uncoarsened data from observations that were matched. (Blackwell *et al.*, 2009) The matching procedure, in our case coarsened exact matching, enables us to create subsamples of men and women, these being as homogeneous as possible.

We calculate the ATT after the matching procedure is complete, using the original samples and subsamples.

RESULTS AND DISCUSSION

We calculate the ATT using the subsample of individuals earning more than their partners and for the purpose of comparison we also estimate this for the whole sample of men and women. The results are shown in Tab. II.

II: Unexplained gender pay gap: Estimate of the average treatment effect on the treated

	Without matching	Coarsened exact matching	Coarsened exact matching_1
Whole sample			
Average treatment effect on the treated	-0.1777*** (0.0042)	-0.1517*** (0.0076)	-0.1504*** (0.0054)
N	59257	10310	21816
Men	35371	5363	11675
Women	23886	4947	10141
Employees earning more than their partners			
Average treatment effect on the treated	-0.1128*** (0.0068)	-0.1017*** (0.0164)	-0.0913*** (0.0108)
N	19759	1964	4641
Men	13006	1071	2598
Women	6753	893	2043

Note: ***significant at the 1 per cent level, **significant at the 5 per cent level, *significant at the 10 per cent level, robust standard errors in brackets

Firstly, we estimate the wage function for men using equation 3. As explanatory variables we use country of residence, education, work experience, sickness, partnership, dependent children, occupation, sector, company size, contract and managerial position. We then go on to estimate the ATT from equation 5 as the difference between the average female wage and the female wage should women be men. The results are shown in the second column of Tab. II.

The unexplained part of the gender pay gap calculated for the whole sample of men and women amounts to -0.18. Women earn 18 percent less than men and this wage difference cannot be explained by differences in the observed personal and company characteristics (country of residence, education, work experience, sickness, partnership, dependent children, occupation, sector, company size, contract and managerial position). The legitimate reason for a lower female wage can be attributed to the dominant role of women in caring for the household and family. To minimize this effect we calculated the ATT for the subsample of men and women earning more than their partners. The unexplained gender pay gap amounts to -0.11. This implies that women from this group earn approximately 11 percent less than men.

To reduce potential bias resulting from the samples of men and women being too different, we use coarsened exact matching as a preprocessing procedure to be able to work with a more homogenous sample of men and women. We first match men and women in the sample using a wide range of observed characteristics, which could affect the wage: age, work experience, country, education, sickness, partnership (only for the whole sample), dependent children, occupation (1digit), sector, contract, company size and managerial position.⁴ This coarsened exact matching procedure is referred to as Coarsened exact matching. Due to the fact that strict matching by use of a wide range of observed characteristics causes a big reduction of the samples we also match the samples using only key personal and company observed characteristics: age, work experience, country, education, occupation (1digit) and sector.⁵ This coarsened exact matching procedure is referred to as Coarsened exact matching_1. We apply this procedure on both samples (the whole sample and the subsample of employees earning more than their partners).

Matching caused the unexplained gender pay gap to decrease. The unexplained gender pay gap calculated for the subsample of men and women

earning more than their partners decreased by 1–2 percentage points. The women in this group earn approximately 10 percent less than the men. A similar decrease in the ATT is achieved when the whole sample of men and women is used. The ATT, which indicates the unexplained gender pay gap, amounts to -0.15 percent.

A number of studies deals with the issue of the unexplained part of the gender pay gap in countries of the European Union. Christofides, Polycarpou and Vrachimis (2013) apply the Oaxaca-Ransom decomposition and estimate the unexplained gender pay gap for 24 of the member countries of the European Union. They use EU-SILC 2007 data and identify an unexplained gender pay gap of 0.33, where the advantages for males amount to 0.15 and the disadvantages for females to 0.18. Beblo *et al.* (2003) use The European Community Household Panel 1998 data and apply several methods to decompose the gender pay gap. Using the Oaxaca-Blinder decomposition they find an unexplained gender pay gap of 0.16. Compared to these studies, we identify a significantly smaller unexplained gender pay gap, especially after the adjustment for family and child-care. The differences in the estimate are due to the use of alternative methods, the used data, the number of explanatory variables including the wage function and mainly due to the consideration of family and child-care.

We find that family and child-care play an important role in the explanation of the wage differences between men and women but despite this the part of gender pay gap, which amounts to approximately 0.1, stays unexplained. The cause for the unexplained gender wage differences could be loss of human capital during maternity leave, an unobservable difference in productivity or work effort of men and woman or the differences could be a reflection of the wage discrimination against women (see for example Felfe, 2012 and Hedija, 2014).

CONCLUSION

The raw gender pay gap, calculated as the difference in the logarithm of the female average hourly wage and the male average hourly wage and counted for the whole sample of employees, amounts to 0.35 and, calculated for the subsample of individuals earning more than their partners, to 0.03. This implies that on average women earn approximately 35 per cent less than men, and women, who earn more than

4 The variable 'age' is coarsened into nine conventional groups (< 20, 20–24, 25–29, 30–34, 35–39, 40–44, 45–50, 50–54, 55–60 and 60+) and the variable 'company size' into two groups (less than 11 employees and more than 10 employees). To coarsen 'work experience' we apply Sturgen's rule. The variables: country, education, occupation, sector, partnership, dependent children, contract, managerial position, and sickness are matched exactly.

5 The variable 'age' is coarsened into nine conventional groups (< 20, 20–24, 25–29, 30–34, 35–39, 40–44, 45–50, 50–54, 55–60 and 60+). To coarsen 'work experience' we apply Sturgen's rule. The variables: country, education, occupation and sector are matched exactly.

their partners, earn only approximately 3 percent less than men. Part of the wage differences can be explained by the differences in the characteristics of men and women in the sample. To take this into account we calculate the average treatment effect on the treated, which indicates the unexplained part of gender pay gap. To get a more homogenous sample of men and women we use coarsened exact matching as a preprocessing procedure.

These calculations show that the ATT counted for the subsample of employees earning more than their partners is significantly lower than the ATT calculated for the whole sample of men and women. The ATT calculated for the subsample of employees earning more than their partners ranges from -0.09 to -0.11, depending on the applied method. The ATT counted for the whole sample of men and women is

higher by approximately 6 percentage points. There can be more reasons for this. Firstly, this could be due to the effect of children and family-care, where the key role in family-care is taken up by the partner who earns less. Secondly, the women who earn more than their partners could act more like men or can be on average more capable and productive when compared to other women independent of family-care. Whatever the reason may be, 10 percent of the wage gap between men and women remains unexplained. Under the assumption that the dominant role in family-care is taken up by the partner earning less and the knowledge and abilities of women and men in our subsample are on average equal, then we can safely say that this pay gap can be attributed to wage discrimination against women on the labour market.

SUMMARY

This paper addresses the issue of wage differences between men and women. It aims to estimate the gender pay gap cleansed at least partially of the effect of intra-household specialization on productivity. We use data from EU-SILC 2011 and assume that the larger part of household and child-care is taken up by the partner earning less. To minimize the impact of the household and children on the wage differences, we estimate the unexplained part of the gender pay gap using a subsample of employees, who earn more than their partners. We calculate the average treatment effect on the treated to estimate the part of the gender pay gap, which could not be explained by different observed characteristics of men and women in this subsample. To minimize potential bias resulting from a greater difference in the composition of the group of men and women, we use matching as the preprocessing procedure, specifically coarsened exact matching. We conclude that the average treatment effect on the treated amounts to -0.1. This implies that in our subsample the earnings of men are on average approximately 10 percent higher than those of women. This difference could not be explained by differences in the observed personal and company characteristics, specifically country of residence, education, work experience, sickness, dependent children, occupation, sector, company size, contract and managerial position nor the dominant role of woman in the care for the household and children. If we assume that the dominant role in family and child-care is taken up by the partner earning less and the knowledge and abilities of women and men in our subsample are on average at least equal, then this pay gap can be attributed to wage discrimination against women on the labour market.

REFERENCES

- BEBLO, M., BENINGER, D., HEINZE, A. and 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, 2003.
- BERTRAND, M., GOLDIN, C. and KATZ, L. 2010. Dynamics of the Gender Gap for Young Professionals in the Financial and Corporate Sectors. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(3): 228–55.
- BLACKWELL, M., IACUS, S., KING, G. and PORRO, G. 2009. CEM: Coarsened exact matching in Stata. *The Stata Journal*, 9(4): 524–546.
- BLINDER, A. 1973. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4): 436–455.
- CHRISTOFIDES, L., POLYCARPOU, A. and VRACHIMIS, K. 2013. Gender wage gaps, 'sticky floors' and 'glass ceilings' in Europe. *Labour Economics*, 21(2): 86–102.
- FELFE, C. 2012. The motherhood wage gap: what about job amenities? *Labour Economics*, 19(1): 59–67.
- HEDIJA, V. 2014. The Effect of Female Managers on Gender Wage Differences. *Prague Economic Papers*, 2014(4): in print.
- HO, D. E., IMAI, K., KING, G. and STUART, E. A. 2007. Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference. *Political Analysis*, 15(3): 199–236.
- MONTAG, J. 2014. *What Drives the Gender Gap? An Analysis Using Sexual Orientation*. CERGE-EI Working Paper No. 505, 2014.

OAXACA, R. 1973. Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets. *International Economic Review*, 14(3): 693–709.

WALDFOGEL, J. 1998. Understanding the “Family Gap” in Pay for Women with Children. *Journal of Economic Perspectives*, 12(1): 137–156.

WOOLDRIDGE, J. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.

5 Sektorově specifická genderová mzdová mezera: aplikace na země Evropské unie

ECONOMIC RESEARCH-EKONOMSKA ISTRAŽIVANJA, 2017
VOL. 30 NO.1, 1804–1819
<https://doi.org/10.1080/1331677X.2017.1392886>

 **Routledge**
Taylor & Francis Group

 OPEN ACCESS 

Sector-specific gender pay gap: evidence from the European Union Countries

Veronika Hedija

Department of Economic Studies, College of Polytechnics Jihlava, Jihlava, Czech Republic

ABSTRACT

The study aims to determine whether the unexplained gender wage gap varies in the different sectors of the economy and to identify the possible causes of these differences. Firstly, we estimate average treatment effect on the individual sectors to identify the unexplained part of gender pay gap. To identify the possible causes of observed variability in unexplained gender wage differences, we use a linear regression model. Using European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) data for 24 European Union (EU) members, we conclude that the unexplained gender pay gap in the individual sectors varies both within the individual EU countries and among the countries. The most important factors in explaining the differences in the gender pay gap among the individual sectors are ownership and the proportion of women in the sector. On the other hand, the proportion of female managers and the proportion of small companies are not statistically significant factors for the explanation of the variation in the sector-specific gender pay gaps. To the best of my knowledge, this study is the first to present fully comparable estimates of the unexplained sector-specific gender pay gap for the 24 EU countries and to identify the causes of the differences in the unexplained gender pay gap at the sectoral level.

ARTICLE HISTORY

Received 21 December 2016
Accepted 16 August 2017

KEYWORDS

Discrimination; human capital; gender; gender pay gap; labour market; wage differences

JEL CLASSIFICATIONS

J31; J71; M5

Introduction

The fact that, on average, women earn less than men is well known and accepted in economic literature. Many studies are devoted to the issue of wage differences between men and women and to the classification of the causes of the existing disparities. To identify the causes of the gender wage differences, these studies mainly use Oaxaca-Blinder decomposition or its modification. These enable us to distinguish the part of the gender pay gap which could be explained by differences in known observed personal and company characteristics of men and women, from that which could not be explained by this and which is often known as the 'remuneration effect', 'effect of discrimination' or simply 'the unexplained part of gender pay gap'. The results of these studies depend on the used data set, the number of explanatory variables and the applied method of decomposition (for more detail see Beblo,

CONTACT Veronika Hedija  veronika.hedija@vspj.cz

© 2017 The Author(s). Published by Informa UK Limited, trading as Taylor & Francis Group.

This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Beninger, Heinze, & Laisney, 2003). However, all of these conclude that part of the gender wage differences remain unexplained.

Empirical studies also show that the raw gender pay gap and its unexplained part vary significantly by country. Christofides, Polycarpou, and Vrachimis (2013) use European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) data and estimate the unexplained part of the gender pay gap for 26 European countries using Oaxaca-Ransom decomposition. The unexplained gender pay gap ranges from 0.198 in the Czech Republic to 0.066 in Belgium. The gender pay gap also differs depending on the sector (public/private). Jurajda (2003) analyses the gender pay gap in the Czech and Slovak private and public sectors and concludes that the unexplained gender pay gaps differ dramatically between both sectors. Similar conclusions are presented in the paper by Chatterji, Mumford, and Smith (2011) using British data.

Applying Statistical Classification of Economic Activities in the European Community (NACE) shows that the raw gender pay gap varies, not only in the private and public sector of the economy, but also in the individual sectors of the economy. An estimate of the sector-specific unexplained gender pay gap for Italy and Spain is shown in the study conducted by Pena-Boquete, De Stefanis, and Fernandez-Grela (2010). Using Oaxaca-Blinder decomposition and the discrimination index, the authors identify the significant differences in the unexplained part of the gender pay gap among the individual sectors by use of NACE classification and also between both countries. In this context a number of questions arise: what part of the gender wage differences remain unexplained in the individual sectors in the EU member states? How do sector-specific unexplained gender pay gaps vary across European countries? What are the causes of the existing disparity?

The aim of this study is to determine whether and to what extent the unexplained gender wage gap varies in the different sectors of the economy of EU members and to identify the possible causes of these differences.

The first section of the article describes the current knowledge in the field of gender pay differences and their causes. The second section is devoted to the used methods and data sets. To estimate the unexplained part of the gender pay gap we calculate the average treatment effect on the treated (ATT) for the individual sectors of the selected European countries. We identify the significant variability in the unexplained gender pay gap calculated for the individual sectors and countries. We attempt to explain this variability using the linear regression model with the ATT as a dependent variable. For explanatory variables we use ownership, the proportion of women and the proportion of female managers in the sector and the proportion of small companies. The final section of the article summarises the obtained results. We conclude that the unexplained gender pay gap is lower: (1) in the public sector when compared to the private sector; (2) in industries employing a similar proportion of men and women; (3) in industries having a higher proportion of female managers; and (4) in industries containing a lower share of small companies. These factors provide an explanation of at least part of the differences in the sector-specific gender pay gaps.

The main contribution of this study is its aim to identify the causes of the differences in the unexplained gender pay gap among the individual sectors of the economy. Existing studies are largely devoted to differences in the raw gender pay gap among sectors or to the differences in the unexplained part of the gender wage gap among countries. This study also brings a valuable contribution in presenting fully comparable estimates of the unexplained portion of the sector-specific gender pay gap for the selected 24 EU member states.

Unexplained wage differences between men and women

The literature dealing with the issue of wage differences between men and women is very broad. There are a large amount of studies that are devoted to the identification of the causes of the existing gender wage differences. Despite many differences among the individual studies, they all conclude that a certain part of the wage differences between men and women remains unexplained (for example Oaxaca, 1973; Blinder, 1973; Pena-Boquete et al., 2010; Mysíková, 2012; Hedija, 2014). The existence of the unexplained portion is then attributed to unobservable differences in the characteristics of men and women, household-specific factors or to discrimination against women.

The results of the empirical studies show that the unexplained gender pay gap varies among the individual regions. Therefore, several empirical studies are devoted to the identification of the differences in the unexplained gender pay gap across countries and to the explanation of the causes of the existing disparity. These studies confirm the importance of the role of institutions in explaining the variation in country specific gender pay gaps. Blau and Kahn (2003) use micro-data from the International Social Survey Programme for 22 countries over the period 1985–1994 and conclude that the extent of collective-bargaining has a significant negative effect on the gender pay gap. From this point of view, wage-setting institutions have an important effect on the gender pay gap. Arulampalam, Booth, and Bryan (2007) analyse gender pay gaps across wage distribution in 11 countries using micro-data from the European Community Household Panel over the period 1995–2001. They extend the range of involved institutional factors and use the work–family reconciliation index, wage dispersion and union coverage as factors explaining the variation in the country specific gender pay gaps. They conclude that differences in childcare provision and wage setting institutions across EU countries may to a certain degree account for the variation in the unexplained gender pay gap. Similar conclusions are also shown by Christofides et al. (2013). They use data for 26 European countries from EU-SILC 2007 and confirm the quantitatively important relationship between the unexplained gender pay gap and country specific policies and institutions.

The unexplained gender pay gap differs not only across countries and regions but also within the individual industries and between the public and private sectors. Chatterji et al. (2011) examine the public–private sector gender pay gap using data for Britain in 2004 and Oaxaca-Ransom decomposition. They conclude that the unexplained gender pay gap in the private sector is more than two times higher when compared to the public sector. Studies by Antón and Muñoz de Bustillo (2013) and by Rahona-López, Murillo-Huertas, and Salinas-Jiménez (2016) using Spanish Wage Structure Survey data also identify higher unexplained gender wage differences in the private sector. Rahona-López et al. (2016) examine the wage differences by sector (public/private) and by gender. They use a modification of the Oaxaca-Blinder decomposition to isolate wage differences occurring due to differences in personal, occupational and company characteristics and the unexplained part of the gender wage gap. Regarding the public–private sector gender wage differences, they conclude that both the raw gender pay gap and its unexplained part are higher in the private sector. Separately, both sectors show that an increase in wage distribution leads to an increase in the unexplained wage differences. The conclusions of Antón and Muñoz de Bustillo (2013) are similar.

Pena-Boquete et al. (2010), using NACE classification, estimate the unexplained part of the gender pay gap not only for the private and public sectors but also for the individual sectors of the economy. They use data for Italy and Spain and identify the significant variations in the unexplained wage differences across the individual sectors as well as between countries. This study is primarily focused on the distribution of wage discrimination and therefore does not analyse the causes of variability in the sector-specific gender pay gap. The contribution of our study is firstly, to estimate the sector-specific unexplained gender pay gap for 24 European countries and secondly, to identify the possible causes of the existing variability.

Data

The data used are provided by EU-SILC (Eurostat, 2012). EU-SILC covers multidimensional micro-data on income, poverty, social exclusion and living conditions. We use cross-sectional data for 2011, which comes from EU-SILC 2012 and covers data from 30 European countries. Our study is based on EU-SILC data for 24 member states of the EU (Austria, Bulgaria, Cyprus, the Czech Republic, Germany, Denmark, Estonia, Greece, Spain, Finland, France, Hungary, Italy, Lithuania, Luxembourg, Latvia, the Netherlands, Poland, Portugal, Romania, Sweden, Slovenia, Slovakia and the United Kingdom), which contains all the required information.

EU-SILC data do not contain information on hourly wages. It is therefore necessary to narrow the sample to be able to calculate the hourly wages using available data. We narrow the reference population sample to persons who were employees in the reference period, worked all 12 months in a full-time job, had no other jobs and earned an income. We exclude the self-employed, as we are interested in wages and the potential different evaluation of male and female employees by the employer.

We use the following variables on selected personal and company characteristics of the employee: age, level of education (highest attained level of education according to the International Standard Classification of Education (ISCED-97), sickness (temporary inability to work due to sickness in the income reference year), partnership (having a partner in a common household), occupation (according to the International Standard Classification of Occupations (ISCO-08)), sector (economic activity using classification NACE Rev.2), company size (less than 11 employees and 11+ employees), contract (having a work contract of limited duration), managerial position (having formal responsibility for supervising a group of other employees) and hourly gross wage. The hourly gross wage is calculated as the employee's cash and non-cash incomes per year divided by the number of hours usually worked per year (including overtime).

The raw wage differences between men and women in the individual sectors of the economy using NACE classification are shown in Table 1. The reported raw gender pay gap is calculated as the difference between the log average gross hourly wage of women and the log average gross hourly wage of men. We can see that the wage differences vary in the individual countries. Overall, the gender pay gap ranges from -0.037 to -0.325 . The smallest differences in earnings are identified in Poland, Lithuania and Slovenia; on the other hand, the largest raw gender pay gap is in Estonia, Cyprus and the Czech Republic. From this perspective, it is worth mentioning the fact that the transformation economies occur both at the top and at the bottom of the list, though it was expected that a common

Table 1. Raw gender pay gap in the individual sectors of EU countries.

	AT		BG		CY		CZ		DE		DK	
	GPG	N	GPG	N	GPG	N	GPG	N	GPG	N	GPG	N
a	0.234	28	-0.246	188	-0.558	32	-0.159	243	-0.341	91	-0.125	24
b-e	-0.303	720	-0.320	1191	-0.416	432	-0.292	2325	-0.313	2327	-0.062	341
f	0.019	348	0.098	299	-0.175	412	-0.006	474	0.029	405	0.095	96
g	-0.267	484	-0.240	660	-0.374	803	-0.411	737	-0.286	568	-0.139	279
h	-0.101	208	-0.152	279	-0.264	175	-0.208	480	0.028	393	-0.067	88
i	-0.088	145	-0.192	238	-0.279	318	-0.282	236	-0.300	130	0.052	23
j	-0.304	108	-0.340	98	-0.074	125	-0.365	158	-0.244	419	-0.188	91
k	-0.367	132	0.071	76	-0.364	266	-0.343	178	-0.255	382	-0.226	106
l-n	-0.310	248	0.113	223	-0.191	349	-0.239	357	-0.241	508	-0.188	242
o	-0.138	334	-0.178	378	-0.212	539	-0.226	508	-0.166	1138	-0.063	169
p	-0.275	313	-0.338	359	-0.205	326	-0.247	531	-0.227	578	-0.014	250
q	-0.228	304	-0.079	298	-0.414	196	-0.247	471	-0.298	768	-0.171	444
r-u	-0.286	113	-0.353	96	-1.237	413	-0.213	143	-0.174	248	-0.039	103
All	-0.178	3485	-0.198	4383	-0.260	4386	-0.239	6841	-0.235	7955	-0.096	2256
	EE		EL		ES		FI		FR		HU	
	GPG	N	GPG	N	GPG	N	GPG	N	GPG	N	GPG	N
a	-0.228	264	-0.684	15	-0.221	196	-0.098	64	-0.287	119	-0.046	349
b-e	-0.363	1216	-0.298	274	-0.140	1418	-0.125	654	-0.211	1447	-0.254	2300
f	-0.263	407	-0.053	68	0.058	423	0.163	246	0.004	764	0.304	535
g	-0.415	535	-0.142	290	-0.227	835	-0.292	381	-0.175	663	-0.223	1017
h	-0.387	350	-0.317	84	-0.105	372	-0.055	241	0.049	454	-0.125	607
i	-0.517	120	-0.146	121	-0.127	371	-0.071	93	0.053	171	-0.303	251
j	-0.268	112	-0.455	45	-0.153	217	-0.147	183	-0.288	286	-0.197	171
k	-0.408	52	-0.382	85	-0.271	254	-0.301	82	-0.254	243	-0.335	173
l-n	-0.206	223	-0.018	89	-0.114	541	-0.224	317	-0.084	644	-0.008	384
o	-0.052	375	0.002	378	-0.069	914	-0.139	221	-0.100	653	-0.022	977
p	-0.356	496	-0.158	258	-0.155	655	-0.269	321	-0.177	830	-0.206	959
q	-0.293	269	-0.142	162	-0.275	724	-0.373	636	-0.181	779	-0.139	645
r-u	-0.413	154	-0.032	56	-0.227	371	-0.263	128	-0.204	203	0.081	199
All	-0.325	4573	-0.068	1925	-0.072	7291	-0.198	3567	-0.137	7256	-0.111	8567
	IT		LT		LU		LV		NL		PL	
	GPG	N	GPG	N	GPG	N	GPG	N	GPG	N	GPG	N
a	-0.236	217	0.175	183	-0.748	35	-0.186	199	-0.417	24	-0.138	197
b-e	-0.192	2597	-0.284	818	-0.209	521	-0.255	800	-0.119	376	-0.254	2786
f	0.055	566	0.084	321	0.241	544	0.132	280	-0.287	130	0.216	869
g	-0.077	1156	-0.177	590	-0.209	429	-0.324	639	-0.102	273	-0.212	1298
h	0.120	549	0.048	368	-0.205	379	-0.022	443	-0.265	130	-0.002	585
i	-0.165	343	-0.122	87	-0.177	204	-0.250	123	-0.402	27	-0.230	206
j	-0.108	276	-0.139	66	-0.386	127	-0.232	101	-0.099	110	-0.190	146
k	-0.154	424	-0.427	72	-0.208	415	-0.267	110	-0.353	112	-0.259	216
l-n	-0.147	710	-0.021	242	-0.447	425	0.067	305	-0.080	231	0.045	538
o	-0.105	1029	-0.055	316	-0.084	491	0.005	447	-0.030	298	-0.106	777
p	-0.069	1020	-0.078	554	-0.203	363	-0.204	574	-0.221	182	-0.129	971
q	-0.213	889	-0.290	399	-0.079	396	-0.157	295	-0.092	311	-0.215	648
r-u	-0.332	406	-0.153	116	-0.453	288	-0.061	178	-0.008	51	-0.144	211
All	-0.076	10,182	-0.038	4132	-0.142	4617	-0.129	4494	-0.073	2255	-0.037	9448
	PT		RO		SE		SI		SK		UK	
	GPG	N	GPG	N	GPG	N	GPG	N	GPG	N	GPG	N
a	-0.231	87	0.113	154	-0.043	74	0.020	22	-0.232	151	-0.337	29
b-e	-0.315	836	-0.180	1355	-0.057	420	-0.181	968	-0.223	1521	-0.208	910
f	0.206	291	0.078	474	-0.040	149	-0.018	177	0.010	380	-0.177	305
g	-0.205	581	-0.238	768	-0.213	242	-0.169	473	-0.263	723	-0.182	642
h	0.168	180	-0.053	312	-0.235	137	0.095	182	-0.156	390	-0.120	242
i	-0.166	293	-0.168	110	0.038	38	-0.109	109	-0.144	225	-0.148	194
j	-0.232	80	-0.126	95	-0.276	95	-0.138	102	-0.225	159	-0.127	195
k	-0.109	91	-0.156	82	-0.165	50	-0.193	108	-0.196	144	-0.449	258
l-n	-0.182	252	0.180	186	-0.132	301	-0.069	293	-0.135	273	-0.192	619

Continued

Table 1. (Continued)

	PT		RO		SE		SI		SK		UK	
	GPG	N	GPG	N	GPG	N	GPG	N	GPG	N	GPG	N
o	0.086	441	-0.180	309	-0.102	150	-0.051	270	-0.194	801	-0.219	494
p	-0.187	494	-0.055	267	-0.097	264	-0.224	387	-0.152	510	-0.203	553
q	-0.461	435	-0.232	240	-0.217	454	-0.312	251	-0.204	380	-0.140	830
r-u	-0.398	151	-0.185	86	-0.134	106	-0.244	70	-0.183	115	-0.116	188
All	-0.064	4212	-0.124	4438	-0.156	2480	-0.059	3412	-0.173	5772	-0.174	5459

Note: The raw gender pay gap is calculated as the difference between the log average gross hourly wage of women and the log average gross hourly wage of men, a - agriculture, forestry and fishing; b-e - mining and quarrying, manufacturing, electricity, gas, steam and air-conditioning supply, water supply, sewerage, waste management and remediation activities; f - construction; g - wholesale and retail trade, repair of motor vehicles and motorcycles; h - transportation and storage; i - accommodation and food service activities; j - information and communication; k - financial and insurance activities; l-n - real estate activities, professional, scientific and technical activities, administrative and support service activities; o - public administration and defence, compulsory social security; p - education; q - human health and social work activities; r-u - arts, entertainment and recreation, other service activities, activities of households as employers, undifferentiated goods- and services-producing activities of households for own use and activities of extraterritorial organisations and bodies.

Source: Eurostat (2012), author's computations.

trend in these countries would be found. With regards to the raw gender pay gap in the individual sectors, we can generally state that the lowest wage differences can be observed in the construction, transportation and storage and public administration and defence sectors. On the contrary, the largest raw gender pay gap can be found in financial and insurance activities. However, the sector-specific wage differences vary in the individual countries.

The variability in wage differences between the individual EU countries is demonstrated in Figure 1, which shows the coefficient of variance in the sector-specific raw gender pay gap within the individual EU countries. It is calculated as the proportion of the average raw gender pay gap in the individual EU countries and the standard deviation and is reported in per cent. The smallest variation in wage differences among EU countries is in wholesale and retail trade, where the coefficient of variation reaches 37.7%. On the other hand, the differences are largest in construction, where the coefficient of variation totals 465%.

The variation in the sector-specific raw gender pay gap differs when focusing on the individual countries. Figure 2 shows the variation in the sector-specific raw gender pay gap within the individual EU countries. The smallest number of differences in the sector-specific raw gender pay gap is reported in Estonia, Slovakia and the Czech Republic, the largest in Hungary, Lithuania and Romania.

The variation in the sector-specific raw gender pay gap differs when focusing on the individual countries. Figure 2 shows the variation in the sector-specific raw gender pay gap within the individual EU countries. The smallest number of differences in the sector-specific raw gender pay gap is reported in Estonia, Slovakia and the Czech Republic, the largest can be found in Hungary, Lithuania and Romania.

The data show that the wage differences between men and women vary in the individual sectors and significant differences are identified also among the individual countries. However, these results are only indicative. The observed gender wage differences may predominantly be the result of the different characteristics of men and women working in the various sectors and do not express the extent of wage discrimination against women in the labour market.

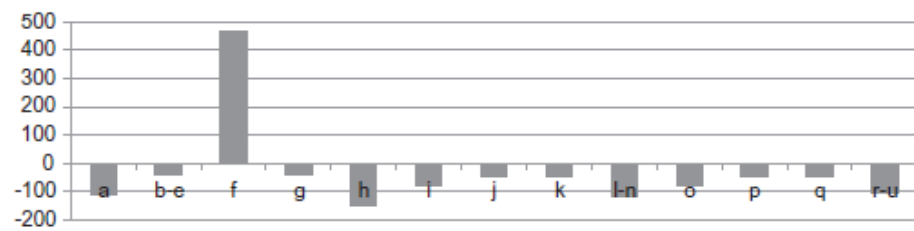


Figure 1. Variation in the sector-specific raw gender pay gap within the individual EU countries. Source: Eurostat (2012), author's computations.



Figure 2. Variation in the sector-specific raw gender pay gap between individual EU countries. Source: Eurostat (2012), author's computations.

Methods

To identify the differences in the unexplained part of the gender pay gap in the individual sectors and to find the potential causes of its variability, we firstly estimate the unexplained part of the gender pay gap in the individual sectors of the economy for the selected EU countries. In the second step, we use the regression model with the sector-specific unexplained part of the gender pay gap as a dependent variable.

To establish the unexplained part of the gender pay gap, we estimate the ATT, as did Jurajda and Paligoro (2009) or Hedija (2014, 2015), for example. ATT reflects the part of the raw gender pay gap which could not be explained by differences in the known observed characteristics of men and women in the sample and which could be the result of wage discrimination against women. The ATT is the average benefit resulting from being treated. In our case the ATT is the mean effect for women in the form of a lower wage resulting from being a woman. For more detail about the used method see Wooldridge (2002).

We counted the ATT for the individual sectors of the economy according to NACE Rev. 2 for 24 EU member states (we received the sector-specific ATT for 24 countries). For the calculation of the ATT we use the following formula

$$ATT = E(y_i(1) - y_i(0) | T_i = 1). \quad (1)$$

Where T is the binary treatment indicator, $T=1$ denotes treatment and $T=0$ otherwise, $y(1)$ is the potential outcome with treatment and $y(0)$ is the potential outcome without treatment. In our case, to be treated means to be a woman. We can rewrite the ATT as

$$ATT = E(y_i(1) | T_i = 1) - E(y_i(0) | T_i = 1). \quad (2)$$

Where the ATT represents the gender pay gap, which cannot be explained by the different characteristics of men and women. The term $E(y_i(1)|T_i=1)$ is the sample average of the logarithm of the gross wage of women and the term $E(y_i(0)|T_i=1)$ is the sample average of the logarithm of the gross wage of women, if they were men. From our sample, we know the first term on the right side of equation 2 – the sample average of the logarithm of the hourly gross wage of women. The second term – the average of the logarithm of the women hourly gross wage if they were men, we must in some manner estimate. There are more ways to carry out this estimation. We chose to use the regression model.

Firstly, we estimate the coefficients of the wage function of men

$$(y_i|T_i = 0) = \beta_0.X_i + u_i. \quad (3)$$

Where y_i is the logarithm of the male gross hourly wage, β_0 is the vector of the coefficients of the wage function, X is the vector of the chosen observed characteristics of men and u is a disturbance term. As explanatory variables we use age, age squared, education level, sickness, partnership, occupation, company size, contract and managerial position. This set of explanatory variables is available in EU-SILC microdata and is frequently used in studies estimating the wage function (for example Christofides et al., 2013; Balcar & Gottvald, 2016). For more detail regarding individual explanatory variables see 'Data' section.

We then go on to use the estimated coefficients of the male wage function to compute the average of the logarithm of the gross hourly wage of women, if they were men.

$$E(y_i(0)|T_i = 1) = E(\beta_0.X_i). \quad (4)$$

Where $E(\beta_0.X_i)$ is the mean of the predicted wages (the logarithm of the gross hourly wage) of every woman in the sample. Finally, we estimate the ATT as the difference between the average of the logarithm of the gross hourly wage of women and the average of the predicted values of wages computed from the male wage function.

$$ATT = E(y_i(1)|T_i = 1) - E(\beta_0.X_i|T_i = 1). \quad (5)$$

The estimated ATT represents the unexplained gender pay gap. The negative sign indicates that women receive relatively lower wages compared to men. The results obtained are the same as those found when using the Oaxaca-Blinder decomposition with men's wages as the equilibrium wage.

We then construct the linear regression model using the sector-specific ATT as a dependent variable.

$$ATT_{ij} = \alpha + \beta_1.public_{ij} + \beta_2.women_{ij} + \beta_3.femalemanagers_{ij} + \beta_4.smallfirms_{ij} + \beta_5.country_j + u_{ij} \quad (6)$$

Where i denotes the sector, j is the country, $public_{ij}$ is the dummy for the public sector, $women_{ij}$ is the share of women in sector i and country j , $femalemanagers_{ij}$ denotes the share of female managers in sector i and country j , $smallcompanies_i$ is the proportion of small companies in sector i and country j , $country_j$ is the country dummy and u_{ij} is a disturbance term.

As explanatory variables we use the public sector, the proportion of women, the proportion of female managers, the proportion of small companies and country. A description of the variables and the arguments for their inclusion follows. There are many empirical studies concluding that the unexplained gender pay gap is lower in the public sector when compared to the private sector (see for example, Jurajda, 2003; Chatterji et al., 2011). The reason may be attributed to the different wage setting mechanisms in both sectors and a simple implementation of the anti-discrimination policy in the public sector, which is regulated. We use a dummy variable for the public sector; this denotes the sectors with a dominant share of public ownership (NACE o, p and q).

Another explanation for the differences in the sector-specific gender pay gap could be variation in the representation of women in leadership. Several empirical studies confirm the fact that the presence of female managers lead to a decrease in the gender pay gap (Hultin & Szulkin, 1999, 2003; Cardoso & Winter-Ebmer, 2010; Hedija, 2015). These conclusions are in accordance with the social identity theory. This theory states that individuals tend to favour members of their own group over other group members (Tajfel, 1982; Tajfel & Turner, 1979). Hence, women in managerial positions, that can affect the wage of their subordinates, are likely to evaluate female employees better than male employees. Taking this into consideration, we use the proportion of female managers as the other control variable. This is calculated as the share of female managers on all managers using classification of occupation ISCO-08, where managerial employees have ISCO code 1.

The unexplained gender pay gap may also be affected by the proportion of women in the sector. If the proportion of women is low, the women may in some sense be different to the standard woman, i.e., having more male characteristics. There is also a certain likelihood that they could be part of the male teams and may be perceived as men. This can also be applied to their salaries. To capture the effect of the proportion of women on the unexplained gender pay gap, we use this as the other control variable in the model. The proportion of women is calculated as the share of women on all the employees in the sector.

The proportion of small companies is another factor that could possibly determine the size of the gender pay gap. Wage discrimination of women should be more difficult to implement in small companies in comparison to their larger counterparts. The employees of small businesses know each other better and may also disclose the size of their wages. To maintain a good working environment and good relationships at work, imposing wage discrimination against women is more difficult for employers in these companies. The proportion of small companies is calculated as the share of companies with a maximum of 10 employees.

To estimate the coefficients of the model we use ordinary least squares (OLS) with robust standard errors.

Empirical results and discussion

We calculated the sector-specific unexplained gender pay gap using equation 5. Firstly, we estimated the wage function of men using equation 3. As explanatory variables we used age, age squared, partnership, education, occupation, company size, contract, managerial position and sickness. We then estimated the ATT from equation 5 as the difference between the average female wage and the female wage if the women were men. The results are shown in Table 2.

Table 2. ATT in the individual sectors of the EU countries.

	AT	BG	CY	CZ	DE	DK	EE	EL
a	–	–0.459***	–	–0.199***	–0.164	–	–0.153*	–
b–e	–0.150**	–0.314***	–0.396***	–0.268***	–0.217***	–0.107***	–0.333***	–0.201***
f	0.007	–0.243**	–0.392**	0.073	–0.086	0.182	–0.511***	0.228
g	–0.159***	–0.186***	–0.241***	–0.283***	–0.216***	–0.128**	–0.321***	–0.113***
h	–0.128	–0.282***	0.060	–0.107*	–0.082	–0.017	–0.443***	–0.281
i	–0.062	–0.402***	–0.115	–0.299***	–0.374***	–	–0.630**	–0.316***
j	–0.192	–0.405**	–0.285***	–0.507***	–0.106*	–0.219***	–0.389**	–0.108
k	–0.223***	0.617**	–0.057	–0.269***	–0.120**	–0.227***	–2.115	–0.161*
l–n	–0.188*	–0.296***	0.015	–0.159***	–0.115**	–0.149***	–0.273***	0.170
o	–0.082	–0.281***	–0.153***	–0.249***	–0.081***	–0.060	–0.191***	–0.034
p	–0.178**	–0.302***	–0.087	–0.099***	–0.144***	0.004	–0.405***	0.020
q	–0.135***	–0.174**	–0.232	–0.187**	–0.093**	–0.016	–0.615***	0.235***
r–u	–0.154	–0.096	–0.570***	–0.190**	–0.103	0.060	–0.715***	–
	ES	FI	FR	HU	IT	LT	LU	LV
a	–0.381***	–0.192	–0.227	–0.408***	–0.115	–0.079	–	–0.018
b–e	–0.182***	–0.104**	–0.180***	–0.178***	–0.189***	–0.302***	–0.303***	–0.172**
f	–0.156	–0.213*	0.001	–0.094	–0.244**	–0.008	–0.059	–0.454**
g	–0.144***	–0.287***	–0.095**	–0.207***	–0.060*	–0.121**	–0.178***	–0.301***
h	–0.122**	–0.146**	0.002	–0.168**	0.057	–0.038	–0.202***	–0.426**
i	–0.128**	0.626	–0.017	–0.170**	–0.109*	–	–0.102**	0.076
j	–0.156**	–0.137**	–0.184**	0.060	–0.027	0.086	–0.451***	0.043
k	–0.184***	0.071	–0.069	–0.266***	–0.068*	–0.457**	–0.105**	–0.175
l–n	–0.133***	–0.121**	–0.026	–0.077	–0.010	–0.001	–0.120*	–0.076
o	–0.053*	–0.067	–0.117***	–0.129**	–0.061**	–0.307***	–0.144***	–0.235***
p	–0.055	–0.267***	–0.118***	–0.225***	–0.034	–0.160**	–0.034	–0.124
q	–0.166***	–0.119	–0.322***	–0.223***	–0.070**	–0.214***	–0.173***	–0.513***
r–u	–0.020	–0.110	–0.102	–0.056	–0.069	–0.360***	–0.274***	–0.010
	NL	PL	PT	RO	SE	SI	SK	UK
a	–	–0.046	–0.171	–0.041	–0.533***	–	–0.159**	–
b–e	–0.094*	–0.211***	–0.244***	–0.197***	0.019	–0.194***	–0.197***	–0.182***
f	–0.475**	–0.400***	–0.031	–0.203**	–0.185	–0.289**	–0.045	–0.181**
g	–0.113	–0.133***	–0.172***	–0.199***	–0.118	–0.247***	–0.258***	–0.132***
h	–0.139	–0.173**	0.119	–0.086	–0.304***	–0.265*	–0.137**	0.039
i	–	–0.302***	–0.122**	–0.070	–	–0.128	–0.110*	–0.304***
j	0.082	–0.317**	–0.410***	–0.045	–0.411***	–0.071	–0.290***	–0.144*
k	–0.215***	–0.062	–0.008	–0.427***	0.446	–0.284**	0.176	–0.166**
l–n	–0.043	–0.190***	0.030	0.055	–0.149**	0.006	–0.113*	–0.118***
o	–0.071**	–0.075*	–0.143***	–0.238***	–0.203***	0.008	–0.206***	–0.150***
p	–0.067	–0.039	–0.074**	–0.100	–0.156***	–0.265***	–0.191***	–0.203***
q	0.011	–0.173	–0.224***	–0.045	–0.214***	–0.275**	–0.453***	–0.138***
r–u	–	–0.201	–	–0.118	–0.209**	–0.129	0.162*	–0.080

Source: Eurostat (2012), author's computations.

**Figure 3.** Average unexplained gender pay gap in the individual sectors. Note: Only ATT significant at a minimum level of 10 percent. Source: Eurostat (2012), author's computations.

On average, the lowest ATT is in public administration and defence (o), real estate, professional, scientific and technical activities, administrative and support service activities (l–n) and financial and insurance activities (k). Here the average unexplained gender pay gap

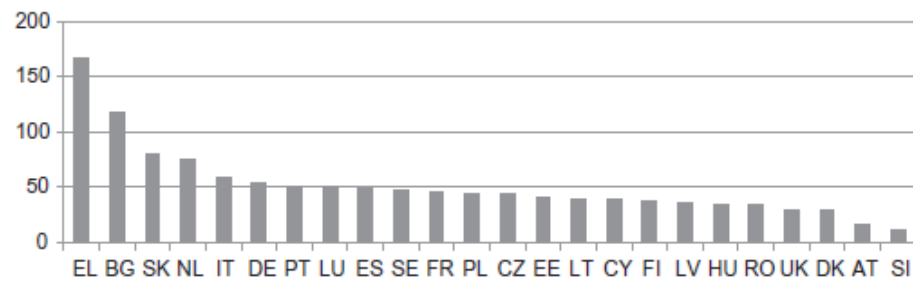


Figure 4. Variation in the sector-specific unexplained gender pay gap within the individual EU countries. Note: Only the ATT significant at a minimum level of 10%. The coefficient of variation for the individual country is calculated as a proportion of the standard deviation and the average value of the sector-specific ATT expressed in percent of the country ATT. Source: Eurostat (2012), author's computations.

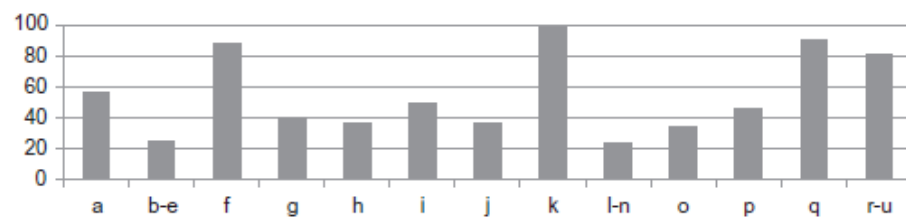


Figure 5. Variation in the sector-specific unexplained gender pay gap between the individual EU countries. Note: Only the ATT statistically significant at a minimum level of 10%. The coefficient of variation for the individual sectors is calculated as a proportion of the standard deviation and the average value of the sector-specific ATT in the individual EU countries expressed in percent of the country ATT. Source: Eurostat (2012), author's computations.

reaches approximately 16%, to the disadvantage of women. On the other hand, the largest average unexplained gender pay gap is identified in construction (f), agriculture, forestry and fishing (a) and arts, entertainment and recreation (r-u). The average unexplained gender wage differences are more than 30% to the disadvantage of women. The average ATT for the individual sectors is shown in Figure 3.

We conclude that the estimated sector-specific unexplained gender pay gap varies both within and among the individual EU countries. To assess the variability, we present the coefficient of variation in the sector-specific ATT among the countries and within the individual countries. To enable a comparison of the results among the individual countries, we use for the purpose of this calculation the ATT for the individual sectors as a percentage of the countries' ATT. Figure 4 shows the coefficient of variation in the sector-specific ATT within the individual EU countries. It ranges from 166.8 in Greece to 11.5% in Slovenia, exceeding 60% in only four countries. The variability of the sector-specific ATT among the individual EU countries is shown in Figure 5. The proportion of the sector-specific ATT on the country ATT varies among the individual EU countries. The largest variability is observed in financial and insurance activities (k), human health and social work activities (q), construction (f) and arts, entertainment and recreation, etc. (r-u) where the coefficient of variation reaches more than 80%. The coefficient of variation is less than 50% in the other sectors, with the exception of agriculture, forestry and fishing (a).

To explain the existing differences in the unexplained gender pay gap among the individual sectors of the economy, we regress the statistically significant sector-specific ATT.

For explanatory variables we use a dummy for the public sector, the proportion of women, the proportion of female managers and the proportion of small companies in the individual sectors. The results are shown in Table 3.

The most important factor explaining the differences in the existing wage differences between men and women among the individual sectors is ownership and the proportion of women in the sector.

The unexplained gender pay gap in the public sector is at a minimum 4 percentage points lower in comparison to the private sector. These results are not surprising and are in accordance with the conclusions of the previous studies (for example Jurajda, 2003; Chatterji et al., 2011). The lower unexplained wage gap in the public sector can be attributed to the difference in the wage setting power in the private and public sectors, where the public sector faces state regulation in the area of earnings. Therefore, managers have less space for the application of wage discrimination against women. Another factor that may play a role could be the stricter application of anti-discrimination legislation in the public sector.

The results also show that the unexplained gender pay gap is lower in sectors, where the proportion of women is 30–70%. On the other hand, the markedly high and low representation of women in the sector increases the gender differences in earnings. The gender pay gap in sectors with 30–70% of women is lower by approximately 5 percentage points when compared to sectors containing 0–30% of women and by 10 percentage points in comparison to sectors containing 70%, and higher, of women. This can be explained by the fact that wages in industries with a high proportion of women are lower and men working in the sector must be offered higher wages comparable with salaries in other sectors. Consequently, the wage gap is higher in comparison to the sectors with a lower proportion of women. We also have to conclude that the hypothesis, stating a lower gender wage gap is in sectors with a low proportion of women, has not been confirmed. Women working in these sectors earn relatively more than men, which is the case in sectors with a very high proportion of women, but less in comparison with industries employing 30–70% women. To some extent this may be due to the relatively small sample and diversity of work by women and men in these sectors. Verification regarding the validity of this hypothesis would deserve further research.

The proportion of female managers and the proportion of small companies are not statistically significant factors explaining the variation in the unexplained gender pay gap between the individual sectors of the economy.

Nevertheless, the analysis shows that the gender pay gap was lower in the sectors with a higher proportion of female managers. The gender pay gap in sectors with less than 30% female managers was higher approximately by 2 percentage points in comparison with the sectors having 30–70% female managers and by 4 percentage points compared to sectors having more than 70% female managers. These conclusions support the thesis that women in leadership tend to implement lower wage discrimination against women and are in accordance to the results of previous studies, which confirm the negative relationship between the size of the gender pay gap and the proportion of women in leadership (for example Cardoso & Winter-Ebmer, 2010; Hedija, 2015).

When analysing the proportion of small companies in the industry, the results reveal that the unexplained gender pay gap is higher in sectors with a higher proportion of small companies. The wage differences between men and women in sectors containing less than 30% of small companies is smaller by 5 percentage points in comparison with industries

Table 3. Model of the ATT differences by sector: evidence from OLS.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Public	0.045** (0.020)	0.040 (0.029)	0.084*** (0.025)	0.070** (0.029)	0.076*** (0.026)	0.045 (0.037)	0.044 (0.035)
Women	-	0.019 (0.072)	-	-	-	-	-
30-70%	-	-	0.058*** (0.020)	0.046** (0.021)	0.054*** (0.020)	0.059*** (0.020)	0.062*** (0.020)
70% plus	-	-	-0.053 (0.033)	-0.082* (0.046)	-0.070* (0.039)	-0.057 (0.039)	-0.053 (0.039)
Female managers	-	-	-	0.088 (0.099)	-	-	-
30-70%	-	-	-	-	0.011 (0.024)	0.019 (0.027)	0.021 (0.027)
70% plus	-	-	-	-	0.042 (0.054)	0.050 (0.055)	0.044 (0.055)
Small companies	-	-	-	-	-	-0.114 (0.079)	-
30-70%	-	-	-	-	-	-	-0.045* (0.027)
70% plus	-	-	-	-	-	-	-0.091 (0.114)
Country	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Constant	-0.187*** (0.014)	-0.196*** (0.036)	-0.230*** (0.031)	-0.240*** (0.034)	-0.226*** (0.032)	-0.188*** (0.040)	-0.204*** (0.037)
R ²	0.278	0.278	0.348	0.354	0.351	0.361	0.368
F-test	3.60***	3.59***	6.60***	5.99***	6.03***	5.74***	5.78***
N	189	189	189	189	189	189	189

*** significant at the 1% level.

** significant at the 5% level.

* significant at the 10% level, robust standard errors in brackets.

Source: Eurostat (2012), author's computations.

containing 30–70% of small companies and smaller by 9% when compared to industries containing more than 70% of small companies. The explanation could be that the larger companies may have internal wage regulations. The fact that larger companies are most often owned by foreigners could also play a role, as these put much more emphasis on compliance with anti-discrimination legislation.

The findings of the analysis show that even though the condition of non-discrimination is anchored in legislation, wage differences between men and women still persist in the EU countries and they vary in individual sectors of the economy. The analysis shows that women's work is undervalued in comparison with the work of men which may provide the competitive advantage to countries having higher level of wage discrimination of women resulting in lower labour costs. On the other hand, equality of women on the labour market brings benefits in the better use of women skills and talent that could improve a businesses' performance and effectiveness. Smith and Bettio (2008) report that greater equality of women brings advantages in the form of higher economic growth, higher tax revenues and sustainable fertility rates. There is a space for the governments of the individual EU countries to motivate and force the firm to respect the anti-discriminatory legislation.

Some limitations of this study could be the data used. We employ the micro-data from EU-SILC 2012. The data do not cover the direct employee–employer relationship and also information about real abilities and skills of the individual employees. To some extent the estimated unexplained part of gender pay gap could be biased due to these facts. Other limitations could be the age of the data used. EU-SILC micro-data are provided with some lag. Nevertheless, the situation on the field of wage differences and gender wage inequality does not change dramatically from year to year. Therefore, we are not afraid to say that the conclusions of this study are still valid in general.

Conclusion

The aim of this study was to determine whether and to what extent the unexplained gender wage gap varies in the different sectors of the economy of the member states of the EU and to identify the possible causes of these differences.

We use EU-SILC data for 24 EU member states for the year 2011 and estimate the unexplained part of the gender pay gap applying the ATT. We conclude that not only the raw gender pay gap, but also its unexplained part, vary both in the individual sectors of the surveyed countries and among the individual countries.

Considering only statistically significant estimates of the ATT, the average unexplained gender pay gap for the individual sectors ranges from -0.16 in public administration and defence (o) to -0.33 in construction (f) and agriculture, forestry and fishing (a). However, there are significant differences among the individual countries. The largest variability in the sector-specific ATT is observed in financial and insurance activities (k), where the coefficient of variation is approximately 98%. On the other hand, smaller differences in the sector-specific ATT are in real estate, professional, scientific and technical, administrative and support service activities (l–n), where the coefficient of variation reaches 24%. The unexplained gender pay gap in the individual sectors also differs within the individual countries. The coefficient of variation in the sector-specific ATT within the individual EU countries ranges from 166.8 in Greece to 11.5% in Slovenia and it nears 40% in most other countries.

The possible causes of the existing differences in the unexplained gender pay gap among the individual sectors could be attributed to ownership in the sense of domination of the private or public sector, the proportion of female managers in the sector, the predominant company size and the proportion of women in the sector. We examine the impact of these factors on the differences in the sector-specific ATT and conclude that the ownership and the proportion of women in the sector have a significant effect on explaining the differences in the unexplained gender pay gap among the individual sectors of the economy. In sectors with a dominant public sector, the unexplained gender pay gap is lower by approximately by 4 percentage points when compared to the private sector. It is also higher in the sectors employing a higher proportion of women, where the lowest gender wage differences are in sectors with a similar proportion of men and women.

Finally, the results show that the unexplained gender pay gap is lower in sectors with a higher proportion of female managers and in sectors with a lower proportion of small companies. However, the predominant company size and the proportion of female managers are not statistically significant factors in explaining the variability of the ATT between sectors.

Funding

This work was supported by the College of Polytechnics Jihlava [grant number 1200/4/61353, The Relationship Among Firm Size, Firm Growth and Gender Characteristics].

Disclosure statement

No potential conflict of interest was reported by the author.

References

- Antón, J., & Muñoz de Bustillo, R. (2013). Public-private sector wage differentials in Spain. An updated picture in the midst of the Great Recession (MPRA Paper No. 48986). Retrieved from <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/48986>
- Arulampalam, W., Booth, A., & Bryan, M. (2007). Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution. *Industrial & Labor Relations Review*, 60(2), 163–186.
- Balcar, J., & Gottvald, J. (2016). Wage determinants and economic crisis 2008–2014: Evidence from the Czech Republic. *Journal of Economics*, 64(1), 3–21.
- Beblo, M., Beninger, D., Heinze, A., & Laisney, F. (2003). *Methodological issues related to the analysis of gender gaps in employment, earnings and career progression* (Final Report, October 29, 2003). Retrieved from <http://ec.europa.eu/social/BlobServlet?docId=2142&langId=en>
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2003). Understanding international differences in the gender pay gap. *Journal of Labor Economics*, 21(1), 106–144.
- Blinder, A. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455.
- Cardoso, A. R., & Winter-Ebmer, R. (2010). Female-led firms and gender wage policies. *Industrial and Labour Relations Review*, 64(1), 143–163.
- Chatterji, M., Mumford, K., & Smith, P. N. (2011). The public-private sector gender wage differential in Britain: Evidence from matched employee-workplace data. *Applied Economics*, 43(26), 3819–3833.
- Christofides, L., Polycarpou, A., & Vrachimis, K. (2013). Gender wage gaps, 'sticky floors' and 'glass ceilings' in Europe. *Labour Economics*, 21, 86–102.
- Eurostat. (2012). European union statistics on income and living condition 2012 [Micro-data].

- Hedija, V. (2014). Do women really face wage discrimination on the labor market? An analysis using intra-household specialization. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 62(6), 1279–1286.
- Hedija, V. (2015). The effect of female managers on gender wage differences. *Prague Economic Papers*, 24(1), 38–59.
- Hultin, M., & Szulkin, R. (1999). Wages and unequal access to organizational power: An empirical test of gender discrimination. *Administrative Science Quarterly*, 44(3), 453–472.
- Hultin, M., & Szulkin, R. (2003). Mechanisms of inequality unequal access to organizational power and the gender wage gap. *European Sociological Review*, 19(2), 143–159.
- Jurajda, Š. (2003). Gender wage gap and segregation in enterprises and the public sector in late transition countries. *Journal of Comparative Economics*, 31(2), 199–222.
- Jurajda, Š., & Paligorova, T. (2009). Czech female managers and their wages. *Labour Economics*, 16(3), 342–351.
- Mysíková, M. (2012). Gender wage gap in the Czech Republic and central European countries. *Prague Economic Papers*, 21(3), 328–346.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labour markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709.
- Pena-Boquete, Y., De Stefanis, S., & Fernandez-Grela, M. (2010). The distribution of gender wage discrimination in Italy and Spain: A comparison using the ECHP. *International Journal of Manpower*, 31(2), 109–137.
- Rahona-López, M., Murillo-Huertas, I., & Salinas-Jiménez, M. (2016). Wage differentials by sector and gender: A quantile analysis for the Spanish case. *Journal of Economic Policy Reform*, 19(1), 1–19. doi:10.1080/17487870.2015.1028936
- Smith, M., & Bettio, F. (2008). *Analysis note: The economic case for gender equality* (EGGE – European Commission's Network of Experts on Employment and Gender Equality issues – Fondazione Giacomo Brodolini). Retrieved from <http://eurogender.eige.europa.eu/documents/analysis-note-economic-case-gender-equality>
- Tajfel, H. (1982). Social psychology of intergroup relations. *Annual Review of Psychology*, 33, 1–39.
- Tajfel, H., & Turner, J. C. (1979). An integrative theory of intergroup conflict. In W. G. Austin & S. Worchel (Eds.), *The social psychology of intergroup relations* (pp. 33–47). Monterey: CA Brooks-Cole.
- Wooldridge, J. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press.

6 Vliv žen v managementu na genderové mzdové rozdíly

THE EFFECT OF FEMALE MANAGERS ON GENDER WAGE DIFFERENCES

Veronika Hedija*

Abstract:

The paper is devoted to gender wage differences; it especially focuses on the impact of the gender characteristics of the manager on gender wage disparity. Under the social identity theory, women in managerial positions, that can affect the wage of their subordinates, are likely to evaluate female employees better than male employees. The purpose of this paper is to investigate the effect of the gender characteristics of middle managers on the wages of directly subordinated rank-and-file employees using a variation within the firm. We have used two methods to consider the effect of the manager gender characteristics on subordinates: the estimation of the wage function and the average treatment effect on the treated, both supplemented by a matching procedure. We concluded that women in middle management in comparison to their male counterparts have a lower tendency to apply wage discrimination against women. The presence of a female head of department led to a decrease in the gender pay gap by almost 7 percentage points.

Keywords: average treatment effect on the treated, gender pay gap, labour market, female managers, matching, wage differences

JEL Classification: J16, J24, J71

1. Introduction

The equal behaviour towards men and women and the right to receive equal compensation for the same or equivalent work belong to the basic rights as declared by the Treaty on the Functioning of the European Union and the Charter of Fundamental Rights of the European Union. Even though the condition of non-discrimination is anchored in legislature, differences in wages between men and women still exist in the countries of the European Union. Part of these wage differences can be attributed to the differences in personal or company characteristics of men and women. Part of the wage differences yet still remain unexplained and are usually attributed to the wage discrimination of women.

The gender wage differences and the trend in the gender pay gap are widely discussed in literature. The results of the studies show that in developed market economies the main cause for the existence of wage differences between men and women is the vertical and horizontal segregation (Oaxaca, 1973; Plantenga *et al.*, 2006). The different characteristics of men and women cannot explain the entire wage difference and a part stays unexplained and is often attributed to the wage discrimination of women on the labour market. A large number of studies is dedicated to the proportion of women in management and the wage

* Veronika Hedija, Department of Economic Studies, College of Polytechnics, Jihlava, Czech Republic (veronika.hedija@vspj.cz).

differences of men and women in managerial positions (Bertrand and Hallock, 2001; Jurajda and Paligorová, 2009).

A smaller number of papers analyses the issue of wage discrimination of women from the opposite angle. This does not look at the wage differences between men and women as such, but at the influence of the gender composition of the management and the existing gender wage differences. It analyses whether a larger number of women in managerial positions leads to a decrease in the gender wage difference or not. According to the social identity theory, individuals tend to favour members of their own group from other group members (Tajfel, 1982; Tajfel and Turner, 1979). Under this theory, women in managerial positions, that can affect the wage of their subordinates, are likely to evaluate female employees better than male employees. The vast majority of empirical studies confirms the negative impact of the higher proportion of men in the management on the female wage (Hultin and Szulkin, 1999 and 2003; Cohen and Huffman, 2007; Cardoso and Winter-Ebmer, 2010). And it is exactly this issue to which the following study is devoted.

The purpose of the paper is to consider the effect of the gender characteristics of middle managers on the wages of rank-and-file employees using a variation within a firm and to find out whether women in management show a lower tendency of using wage discrimination against women.

Our approach is different to that of the published studies, as none of these explore the influence of the gender characteristics of the middle management on the wages of direct subordinates using the direct link superior-subordinate on the level of individual companies. Our analysis uses data from two specific Czech hospitals, which are sited in the same town. We analyse the influence of the gender of the managers of the individual departments on the gender pay gap. In the study, the middle managers are the leaders of the individual departments in the hospitals and their positions and influence on the wages of their subordinates are fully comparable. This approach enables to minimise the distortion, which could result from a possible difference in the ranking of middle managers within a company and also when comparing individual companies from various sectors and their different influence on wage formation.

Our approach also differs in the focus on the public sector. The majority of authors engaging in this issue uses data from the private sector, the reason for this being that not only the managers in comparison to the public sector do have more freedom when determining the wage of their subordinates but also due to the fact that data for the public sector is not available. An exception is the study by Hultin and Szulkin (1999), where the authors used very small data set. The gender pay gap and also the influence of managers in determining the level of the wages of subordinates are lower in the public sector in comparison to the private sector, the reason for this being the regulation of wages, to which the wages in this sector are subject to. Our study provides the answer to the question, whether women in managerial positions have a tendency to a lower discrimination of women and whether this tendency also appears in the public sector, where there is generally less room for wage discrimination.

Considerable is also the contribution of the paper in the area of examination of the influence of the gender composition of management on the gender pay gap in the Czech Republic. To our knowledge, there are no previous studies that address this specific research question.

The first section of the paper maps the existing knowledge in the area of the impact of female managers on the gender pay gap. The second and third sections describe the data set and methodology. To capture the effect of the gender characteristics of managers on the wage and gender wage difference of subordinates we used the administrative data from two Czech hospitals. This data covers information related to the individual departments of the hospitals, the gender characteristics of the heads of departments and allows a very detailed look at the problem. Two different methods are used. The linear regression model and the average treatment effect on the treated are estimated and both supplemented by a matching procedure. The fourth section presents the empirical results and the final section of the article summarizes the obtained results and compares these with the findings of the selected works dealing with the same issue.

2. Gender Wage Differences: Results of the Selected Studies

The studies of Hultin and Szulkin (1999, 2003), Cohen and Huffman (2007), Cardoso and Winter-Ebmer (2010) or Shin (2012) are devoted to the impact of the manager's gender on the gender wage differences.

Hultin and Szulkin (1999) studied the impact of the gender characteristics of the manager on the wage of subordinates in Sweden. They used two sets of data: the Swedish Level of Living Survey and the Swedish Establishment Survey 1991 and analyzed the data of 1,450 employees. They estimated the wage function of women and men using the proportion of men among managers and supervisors as one of the explanatory variables and specified the wage functions separately for the private and public sector. The authors concluded that the gender of managers and supervisors had a significant effect on the wages of women. The proportion of men among managers and supervisors affected women's earnings negatively. The negative effect of the proportion of male managers and supervisors was stronger in the private sector. This could be explained by more freedom in determining wages in the private sector where wages are not subject to wage regulations. In the study by Hultin and Szulkin (2003), the authors used a significantly broader sample of employees. They used an employer-employee matched data set covering a large number of Swedish private sector firms. They applied a multi-level model to estimate the effect of the proportion of male managers and supervisors on the gender wage gap and explored the impact separately for blue collar and white collar employees. Their results were similar to those of their previous study. They concluded that gender wage gaps are wider the larger the proportion of male representation among organizational managers and supervisors. In the final part of the study they distinguished between managers (high-level decision makers) and supervisors (lower-level decision makers) and examined the effect of the gender composition on the gender pay gap separately for these two groups of leaders. Due to data limitations, they did this analysis only on the blue-collar subsample. It concluded a stronger impact of gender composition of supervisors than of managers, this being due to their hierarchic distance from the employees.

Cohen and Huffman (2007) studied whether the gender characteristics of managers and the female managerial status affect inequality for the non-managerial workers beneath them using data from the 2000 U.S. Census. They used the three-level hierarchical linear model and as one of the explanatory variables the proportion of females in the management of the local industry. They identified managers as those in management

occupations according to occupational classifications and used the index of net difference as the measurement of the female managerial status. The analysis suggested that the gender wage gap reduced with a greater representation of women in management. The impact of the gender characteristics of managers on the gender wage inequality was larger with the presence of high-status female managers.

Unlike Hultin and Szulkin (2003) and Cohen and Huffman (2007) we do not use as the explanatory variable the gender composition of managers but a dummy for the gender of the head of the department where the employee works. This approach matches the employee and the manager and allows to take into account the gender of the manager having a direct impact on the wage level.

The conclusions of the study by Cardoso and Winter-Ebmer (2010) are similar. The authors used data for Portugal and found that females profit from a female leading the firm. They estimated the Mincer-type female and male wage functions concentrating on the influence of the gender characteristics of the managers and reflecting the segregation of the workforce within the firms. Firms with more than a 50 per cent proportion of female owners (if this information was not available a similar procedure was used for top management or middle management) were classified as female-led firms. They concluded that women benefit more from higher wages in female-led firms than in male-led firms, as female leadership led to a reduction in the gender wage gap by 1.5 per cent, regardless of other characteristics. The impact of a female manager on the male and female wage is lower the higher the proportion of women in the firm.

Shin (2012) focused on the influence of female directors on the gender pay gap among executives in the United States of America. Using data from the Standard and Poor's ExecuComp database for 1998–2005, the hypothesis that women serving on the compensation committee are likely to evaluate female managers better when compared with the men on the compensation committee was evaluated. The empirical analysis supported this hypothesis. With an increase in the proportion of women on the compensation committee, the gender gap in executive compensation tended to reduce. But the gender pay gap in management did not depend on the gender of the chief executive officer. The presence of a female chief executive officer does not affect the compensation of female executives.

3. Data

The unexplained wage difference between men and women is evaluated in two Czech hospitals, which were willing to provide the necessary data. Both hospitals are located in the same town. The data comes from the year 2010 and is administrative. Employees with a long-term illness, on maternity or parental leave or working on a business agreement were excluded from the sample. The final data set covers the data of 8,662 employees, of which 1,636 are male and 7,026 female. 2,592 employees work in hospital 1 and 6,070 in hospital 2. In hospital 1, women represent about 77 per cent of employees and in hospital 2 almost 83 per cent.

In the hospitals the following characteristics of employees were measured: gender, age, highest level of education, occupation, number of years that the employee works in the hospital, working time (full-time means 1), department where the employee works, hours worked *per* year, overtime hours, days of sick leave, days of leave and annual gross wage. In the article, the hourly gross wage is used as the explained variable. This is calculated as a ratio of the annual gross wage (including bonuses) and the sum of worked hours (including overtime) and hours of annual leave (days of annual leave*8*working time).

A very important factor when examining the impact of the manager's gender on wage discrimination against women is the wage setting-power of managers. The greater the manager's flexibility in wage formation, the larger the effect of the different approach towards the remuneration of male and female subordinates. The wage-setting power of the department heads was also analysed. Wages in the Czech public health sector are regulated by Government Regulation No. 564/2006 on the salaries of employees in public service and administration. It defines the wage classes and grades and assigns workers to these and sets the base gross wage for the individual classes and grades. The maximum amount of permitted bonuses is not regulated as is also the case in our hospitals where the amount of assigned bonuses is not regulated even by the internal regulation. This means that the final gross wage of an employee including bonuses depends on the decision of the head of department, who is limited by the Government Regulation, which regulates only the minimum wage, and by the size of the budget assigned to him. This implies that the leaders of departments have a relative flexibility in wage formation. Table 1 shows the average characteristics of men and women in the data set.

Table 1
Average Characteristics of the Employees

Characteristic	Mean men	Mean women	Characteristic	Mean men	Mean women
Hospital			Occupation		
- hospital 1	0.3570	0.2858	- worker	0.2451	0.0384
- hospital 2	0.6430	0.7142	- technical and economic worker	0.1131	0.0929
Age	42.3753	39.4560	- orderly	0.1125	0.1073
Working time	0.9053	0.9410	- lower medical worker	0.0128	0.0309
Years in firm	9.4499	10.2542	- paramedical worker	0.0300	0.1110
Education			- medical laboratory technician	0.0134	0.0575
- lower secondary	0.0550	0.0511	- pharmaceutical assistant	0.0006	0.0108
- upper secondary – vocational without certificate	0.0018	0.0017	- midwife	0.0000	0.0238
- upper secondary - vocational certificate	0.2213	0.0884	- nurse	0.0410	0.3877
- upper secondary - school diploma	0.1767	0.5594	- another professional	0.0324	0.0253
- tertiary - higher professional education	0.0306	0.0844	- pharmacist	0.0018	0.0051
- tertiary – bachelor level	0.0159	0.0460	- doctor	0.3973	0.1092
- tertiary - master and doctoral level	0.4988	0.1691	Manager gender		
Sick leave	14.4078	37.6560	- male	0.8527	0.8071
Overtime	176.7223	58.5444	- female	0.1473	0.1929

The women in the sample, when compared to the men, were in average younger, worked in the firm more years, reached a lower level of education, spent more time on sick leave and worked less overtime. The distribution of men and women by jobs was also very different. Men dominated the occupations worker and doctor, whilst women dominated as nurses.

The gender pay gap calculated as the difference between the logarithm of the average gross hourly earnings of the male employees and female employees was 0.14 (14 per cent). Women earned in average 87 per cent of the male wage. The gender pay gap reached 0.2597 (25.97 per cent) in hospital 1. In hospital 2 the gender pay gap was significantly lower and reached 0.1038 (10.38 per cent).

Table 2 shows the gender wage differences in the individual departments. The second and seventh column capture the gender pay gap calculated as the difference between the logarithm of the average gross hourly earnings of male employees and female employees in the individual departments. The third and eighth column show whether the head of department is male or female. The head being a man is shown as the number 0, the head being a woman is shown as a 1. The fourth and ninth column capture the percentage of female employees in the department and the fifth and tenth column the number of employees in the department.

Table 2
Wage Differences in the Individual Departments

Department	GPG	Head	Women (%)	Employees	Department	GPG	Head	Women (%)	Employees
Hospital 1					Dep 49	-0.1279	1	95.00	80
Dep 1	0.2396	0	71.32	138	Dep 50	0.4307	0	88.70	115
Dep 2	0.7852	0	95.45	46	Dep 51	0.1613	1	83.10	142
Dep 3	-0.3517	1	86.49	76	Dep 52	0.3870	0	76.67	150
Dep 4	-0.1826	1	45.16	64	Dep 53	0.6341	0	84.80	125
Dep 5	0.0821	0	57.51	388	Dep 54	0.3055	0	83.27	251
Dep 6	-	1	100	3	Dep 55	0.5779	0	78.52	149
Dep 7	0.4953	0	78.31	251	Dep 56	0.4418	0	84.21	57
Dep 8	-	1	100	20	Dep 57	0.6969	0	86.36	66
Dep 9	0.6288	0	66.67	18	Dep 58	0.1638	1	82.26	62
Dep 10	0.5376	0	85.50	338	Dep 59	0.1320	0	93.48	46
Dep 11	0.3921	0	94.59	37	Dep 60	-0.1371	1	94.33	141
Dep 12	-	1	100	29	Dep 61	0.3371	0	86.67	105
Dep 13	0.5022	0	86.49	37	Dep 62	0.1861	0	65.22	23
Dep 14	-	1	100	2	Dep 63	0.0358	0	99.11	112
Dep 15	0.0389	1	66.67	6	Dep 64	0.3113	0	83.12	77
Dep 16	0.2263	0	89.89	89	Dep 65	-0.1980	1	93.55	93
Dep 17	0.5811	0	89.33	75	Dep 66	-0.0687	0	96.77	93
Dep 18	0.2028	0	83.33	12	Dep 67	0.1712	0	89.61	77

Table 2 - Continuation

Dep 19	0.2504	0	58.57	70	Dep 68	0.2990	0	75.21	117
Dep 20	-	1	100	17	Dep 69	0.3189	1	99.14	116
Dep 21	0.2615	0	87.06	85	Dep 70	0.2978	0	70.83	24
Dep 22	0.6451	0	92.68	41	Dep 71	0.0419	1	88.46	26
Dep 23	0.4988	0	76.32	76	Dep 72	-0.0240	1	93.44	61
Dep 24	0.4825	0	83.90	118	Dep 73	-0.0396	0	81.55	103
Dep 25	0.3204	0	81.63	49	Dep 74	-0.4348	0	90.10	192
Dep 26	0.5381	0	79.44	107	Dep 75	0.0240	1	85.71	14
Dep 27	0.0559	1	79.49	39	Dep 76	-	1	100.00	6
Dep 28	0.4545	0	81.25	80	Dep 77	0.3620	0	68.97	29
Dep 29	0.1481	0	60.87	46	Dep 78	-0.0138	0	85.53	76
Dep 30	0.2102	0	79.62	157	Dep 79	0.4381	0	94.84	213
Dep 31	0.5667	0	85.51	69	Dep 80	0.2457	1	94.00	50
Dep 32	0.4480	0	77.78	9	Dep 81	0.0468	1	96.05	76
Hospital 2					Dep 82	0.2754	1	82.35	34
Dep 33	-0.1215	1	60.00	5	Dep 83	0.3567	0	29.57	115
Dep 34	0.3870	0	60.00	10	Dep 84	0.2032	0	92.31	39
Dep 35	-	1	100.00	3	Dep 85	0.5708	0	97.22	36
Dep 36	-	0	100.00	9	Dep 86	0.6814	0	89.58	96
Dep 37	-0.0516	1	67.41	135	Dep 87	0.1380	1	76.92	52
Dep 38	-0.0541	1	94.23	52	Dep 88	-0.0325	0	97.10	138
Dep 39	0.2006	0	38.91	550	Dep 89	-0.1086	0	95.65	23
Dep 40	0.2785	0	90.10	101	Dep 90	0.4728	0	94.29	70
Dep 41	-	0	100.00	11	Dep 91	-0.0166	0	97.06	34
Dep 42	-0.1321	1	27.27	44	Dep 92	0.3499	0	88.49	252
Dep 43	0.3330	1	73.68	19	Dep 93	0.3776	0	97.08	171
Dep 44	0.3041	0	76.38	199	Dep 94	0.1683	0	92.86	14
Dep 45	0.1298	0	86.84	266	Dep 95	-0.0495	1	95.83	24
Dep 46	0.4065	0	91.19	159	Dep 96	-0.8087	0	95.83	24
Dep 47	0.1005	0	92.66	109	Dep 97	0.8544	0	78.85	104
Dep 48	0.0489	1	88.57	105					

Women led 32 per cent of the departments. They headed eight departments in hospital 1 and twenty two departments in hospital 2. Women in leadership dominated in the departments with less than 10 employees. They led 75 per cent of these departments. In the departments with 10–19 employees, women led 37.5 per cent of these departments, in the departments with 20–49 employees 32 per cent, between 50–99 employees 40 per cent. Only 15 per cent of managers were women in the departments with 100 and more employees. Women predominantly led the smaller departments.

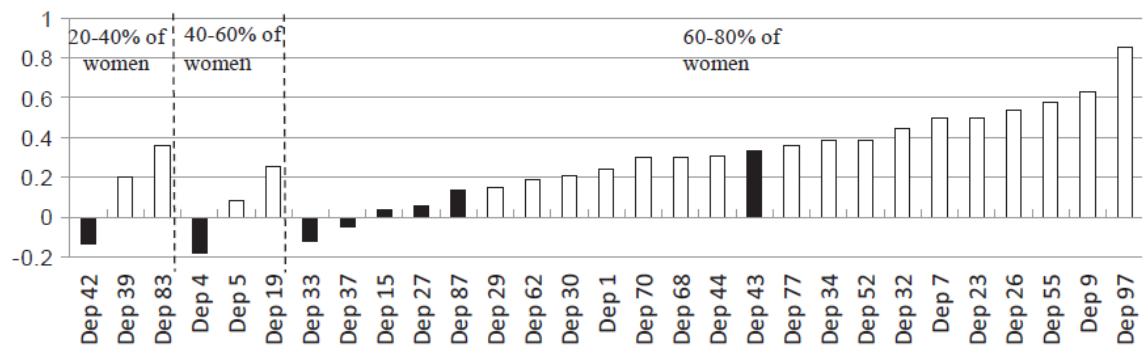
With regards to the gender constitution of the female-headed departments, in 55 per cent of the female-headed departments there were more than 90 per cent of female employees and 41 per cent of these departments consisted only of female employees. In comparison, only in 33 per cent of the male-headed departments were there more than 90 per cent of female employees, and 9 per cent of these had only female employees (excluding the manager). This means that women led a higher percentage of departments with a larger proportion of women.

These results are in the line with the general findings in the Czech Republic, showing that the ratio of female managers is higher in the lower level of management and in areas with a larger proportion of female employees (Vlach *et al.*, 2008).

The gender pay gap was higher in the departments with a larger proportion of women employees and in the male-headed departments. This fact is illustrated in Figure 1 and Figure 2. The departments are sorted according to the ratio of women in the departments. The gender pay gaps in the women-headed departments are black, the men-headed departments white.

Figure 1

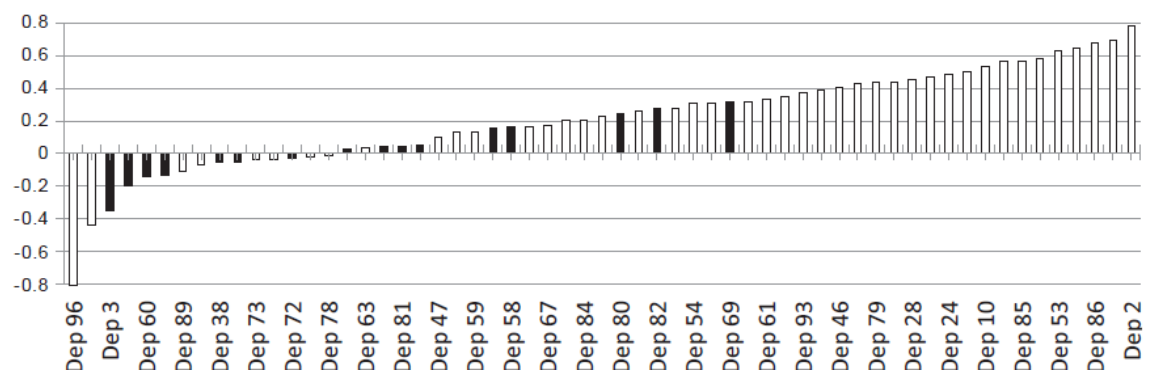
Gender Pay Gaps in the Individual Departments (20–80 per cent of women)



Note: Women-headed departments are black, men-headed departments are white.

Figure 2

Gender Pay Gap In the Individual Departments (80–99.9 per cent of women)



Note: Women-headed departments are black, men-headed departments are white.

The above data is very raw and rather indicative. It tells us only very little about the potential discrimination of women or men in the individual departments and the lower tendency of women managers to implement wage discrimination against women. It is probable that the existing gender wage differences or their part could be explained by the different characteristics of men and women in these departments.

4. Methodology

Several methods can be used to estimate the degree of the wage differences between men and women, which cannot be explained by the different characteristics of these. The simplest methods include the estimation of the wage function of the employees, where gender is one of the explanatory variables. A well-known and frequently used method is the Oaxaca-Blinder decomposition (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973), which allows a decomposition of the gender pay gap into two parts. One is known as the endowment effect, and it is the part of gender pay gap which can be explained by the different characteristics of men and women. The latter part is the one, which stays unexplained. This part of the gender pay gap is often called the remuneration effect or the effect of discrimination and in the language of ‘treatment literature’ we can mark this as the casual effect or the better average treatment effect on the treated (ATT). We use both of the noted methods.

Wage function estimation

To estimate the impact of the gender characteristics of middle managers on subordinates and the gender pay gap we estimate the Mincer-type wage function where one of the explanatory variables would be the gender, the gender of the manager and their interaction.

We use the linear regression model to estimate the coefficient of the wage function

$$y = \alpha + \beta_1.man + \beta_2.man.femalemanager + \beta_3.femalemanager + \gamma.X + u. \quad (1)$$

Where y is the logarithm of the gross hourly wages, man is the dummy for male employees, $female manager$ is the dummy for the female led departments, X is the vector of the selected personal and department’s characteristics of the employees and u is a disturbance term.

To capture the gender pay gap and the effect of the female managers on the wage and gender pay gap, we use a dummy for gender, a dummy for the manager’s gender and interaction between these two as explanatory variables. Man is the male dummy, $female manager$ is the dummy for the female head of department. An interaction of the man and $female manager$ dummy enables to measure the effect of the female managers on the wages of men relative to the wages of women.

Selected personal and department characteristics are used as other explanatory variables: age, age squared, years in the company, dummy for education, dummy for occupation, working times, overtime and sick leave and dummy for departments.

In accordance to the Mincer wage function (Mincer, 1973), a higher level of education and greater potential experience result in a higher wage. The explanatory variables age, age squared, years in the company and working time represent the potential experience of the employee. Age is the age of the employee in years, years in the company is the number of years the employee has been working in the hospital. Working time denotes the working

time of the employee in the hospital, where 1 is full-time and stands for 40 hours *per* week. Education represents the highest level of attained education. Dummy variables are used where seven stages of education are distinguished: lower secondary, upper secondary vocational education without certificate, upper secondary with vocational certificate, upper secondary with school diploma, tertiary higher professional education, bachelor level of tertiary education and master and doctoral level. Empirical studies confirm that occupation is one of the important determinants of the wage level (Jurajda, 2005, Stupnytskyy, 2007). Due to this, occupation is used as one of the explanatory variables. Occupation is a dummy variable where employees are divided into twelve groups: worker, technical and economic worker, orderly, lower medical worker, paramedical worker, medical laboratory technician, pharmaceutical assistant, midwife, nurse, other professional, pharmacist and doctor. The other explanatory variable is overtime. It denotes the number of hours which the employee works overtime. This is used as an explanatory variable due to the bonuses for overtime. More overtime hours result in a higher hourly wage. The explanatory variable sick leave represents the number of days which employees spent on sick leave. The more days spent on sick leave result in lower benefits and a lower hourly gross wage. To capture the potential wage differences among the individual departments, the dummy for the departments is used as an explanatory variable. There are altogether 97 departments in both hospitals.

To minimize the model's dependence and to receive more accurate results, we use matching as the pre-processing procedure as proposed (Ho *et al.*, 2007). The aim of the matching procedure is to create a sample of men and women, which is as homogeneous as possible. The matching procedure has also some weaknesses. It gives evidence only about the wage differences in the occupations, which are represented by both the male and female gender, and this must be taken into account when interpreting the results.

There are more matching methods: one-to-one matching, exact matching, propensity score matching, monotonic imbalance bounding. In this case we use coarsened exact matching and nearest neighbour matching.¹ The main idea of coarsened exact matching is to coarsen the variables into groups, and then to apply exact matching. This results in the original values of the matched data being retained. Besides using coarsened exact matching, we also apply nearest neighbour matching for comparison, allowing us to use a larger sample of employees. Nearest neighbour matching is based on propensity score matching. It matches women and men which are closest in terms of the propensity score. We use matching without replacement, where the analysed individuals can be used just once, to maintain the greatest sample of employees (Iacus *et al.*, 2012). Both methods are available using the freely available programme MatchIt (see Ho *et al.*, 2007).

Average treatment effect on the treated

The other method we use to find out the effect of the gender characteristics of the managers on the gender wage differences is the estimation of the average treatment effect on the treated. This method enables to determine the part of the gender pay gap which cannot be explained by the different characteristics of men and women. *'The average treatment effect on the treated is the mean effect for those who actually participated in the program'*.

¹ We tried to use exact matching but this produced very few matches.

(Wooldridge, 2002, p. 605) In our case the ATT is the mean effect for women in the form of a lower wage due to them being women. We use it in this way to estimate the unexplained part of the gender pay gap in our hospitals.

We use the following formula for the calculation of the average treatment effect on the treated

$$ATT = E(y_1 - y_0 | w = 1). \quad (2)$$

Where w is the binary treatment indicator, $w = 1$ denotes treatment and $w = 0$ otherwise, y_1 is the potential outcome with treatment and y_0 is the potential outcome without treatment. In our case, to be treated means to be a woman. The ATT can be rewritten as

$$ATT = E(y_1 | w = 1) - E(y_0 | w = 1). \quad (3)$$

Where ATT represents the gender pay gap, which cannot be explained by the different characteristics of men and women *i.e.* the remuneration effect in the language of the Oaxaca-Blinder decomposition. The term $E(y_1 | w = 1)$ is the sample average of the logarithm of the gross hourly wage of women and the term $E(y_0 | w = 1)$ is the sample average of the logarithm of the gross hourly wage of women, if they were men. It seems to be very easy to compute the ATT but in reality only one of the right-side terms is known. From our sample, we can compute the first term on the right-side of equation 3. The second term, the average of the logarithm of the gross hourly wage of women if they were men, has to be estimated in some way. There are more ways to estimate this. For more details see Wooldridge (2002) and Ho *et al.* (2007). We estimate this using the regression model and using simulation.

First, we estimate the coefficient of the wage function of men from the regression model.

$$y_0 = \beta_0 \cdot X_0 + u \quad (4)$$

Where, y_0 is the logarithm of the male gross hourly wage, β_0 is the vector of the coefficients of the wage function, X_0 is the vector of the chosen characteristics of men and u is a disturbance term.

We then use the estimated coefficients of the male wage function to compute the average wage of women, if they were men. To reduce the estimation and fundamental uncertainty we use simulation of estimating the parameters of the wage function and stochastic component working with thousand simulations. The first step involves estimating the parameters, the second step the simulation of the random component for all versions of parameters. (King *et al.*, 2000)

$$E(y_0 | X, w = 1) = E(\beta_0 \cdot X_{1i}). \quad (5)$$

Where $E(\beta_0 \cdot X_{1i})$ is the mean of the predicted wage of every woman in the sample after the simulation. Finally, we estimate the average treatment effect on the treated.

$$ATT = E(y_1 | w = 1) - E(\beta_0 \cdot X_{1i}). \quad (6)$$

In this case, the ATT expresses the unexplained part of the gender pay gap. We must be careful as the obtained results can be biased. If the characteristics of the treated and the control groups are too different, the coefficient of the women wage function will probably

be far enough from the coefficients of the hypothetical wage function of men. To reduce bias and model dependence, we used here matching as a pre-processing procedure as proposed Ho *et al.* (2007).

To find out whether the wage differences vary by hospital departments and whether the amount of the unexplained wage gap depends in some way on the gender of the department head, we estimate the ATT (equation 6) separately for the departments controlled by men and women. Firstly, the ATT is stated without matching. Then we use coarsened exact matching and nearest neighbour matching for comparison.

5. Empirical Results

Wage function estimation

To capture the effect the female managers on the wages of female and male subordinates, we estimated the wage function from equation 1 using dummy for man, dummy for female managers and an interaction of these. To estimate the coefficients of wage function we used the OLS method. Table 3 shows the results.

Table 3
Wage Function

	Without matching	Nearest neighbour matching	Coarsened exact matching
Constant	3.4090*** (0.0421)	3.3160*** (0.0759)	3.3680*** (0.2071)
Man	0.1221*** (0.0076)	0.1240*** (0.0097)	0.1009*** (0.0161)
Female manager x man	-0.0618*** (0.0176)	-0.0450* (0.0238)	-0.0543 (0.0490)
Female manager	0.0568 (0.0457)	0.0652 (0.1412)	-0.0945 (0.1473)
Age	0.0312*** (0.0015)	0.0373*** (0.0028)	0.0386*** (0.0071)
Age squared	-0.0003*** (0.0000)	-0.0003*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0001)
Working time	-0.0595*** (0.0129)	-0.0932*** (0.0215)	-0.0742 (0.0792)
Years in firm	0.0081*** (0.0004)	0.0103*** (0.0007)	0.0144*** (0.0020)
Occupation			
- technical and economic worker	0.3209*** (0.0175)	0.3542*** (0.0240)	0.2711*** (0.0501)
- orderly	0.1946*** (0.0198)	0.1048*** (0.0349)	0.0598 (0.1294)
- lower medical worker	0.5765*** (0.0244)	0.4810*** (0.0482)	0.4574*** (0.1359)
- paramedical worker	0.6565*** (0.0232)	0.4741*** (0.0438)	0.3347* (0.1730)

Table3 - Continuation

- medical laboratory technician	0.6309*** (0.0247)	0.5179*** (0.0525)	0.3207 (0.2165)
- pharmaceutical assistant	0.5197*** (0.0397)	0.4382*** (0.1458)	-0.0115 (0.1891)
- midwife	0.5691 (0.0309)	-	-
- nurse	0.7058*** (0.0214)	0.5690*** (0.0416)	0.4714*** (0.1331)
- other professional	0.6117*** (0.0280)	0.5048*** (0.0447)	0.1191 (0.1436)
- pharmacist	0.7945*** (0.0495)	0.6680*** (0.1112)	0.3728 (0.2301)
- doctor	0.7575*** (0.0251)	0.6550*** (0.0402)	0.2113 (0.1290)
Education			
- upper secondary – vocational without certificate	-0.0850 (0.0548)	-0.0061 (0.1078)	-
- upper secondary - vocational certificate	0.0354*** (0.0120)	0.0356* (0.0199)	0.0699 (0.0426)
- upper secondary - school diploma	0.1003*** (0.0141)	0.0698*** (0.0232)	0.1666*** (0.0550)
- tertiary - higher professional education	0.1276*** (0.0170)	0.1299*** (0.0362)	0.1947*** (0.0690)
- tertiary – bachelor level	0.1466*** (0.0185)	0.1690*** (0.0414)	0.2318*** (0.0852)
- tertiary - master and doctoral level	0.2729*** (0.0185)	0.2886*** (0.0308)	0.4923*** (0.0683)
Overtime	0.0004*** (0.0000)	0.0003*** (0.0000)	0.0004*** (0.0001)
Sick leave	0.00002 (0.00002)	-0.00002 (0.00006)	0.0001 (0.0003)
Department fixed effects	Yes	Yes	Yes
R ²	0.7078	0.758	0.7457
N	8,662	3,272	671

***significant at the 1 per cent level, **significant at the 5 per cent level, *significant at the 10 per cent level, standard error in brackets

The second column of Table 3 shows the estimated coefficients of the wage function. The unexplained gender pay gap was 0.1221. This means that being a man increased the earnings of the employee by about 12.2 per cent. The impact of the female gender manager characteristics on the wage of subordinates was 0.0567 and on the wage of male relative to female subordinates -0.0618. This means that having a female head of department caused a decrease in the gender pay gap by 6.18 percentage points.

Table 4
Average Characteristics of Men and Women after Matching

	Nearest neighbour matching		Coarsened exact matching	
Characteristics	Mean men	Mean women	Mean men	Mean women
Hospital				
- hospital 1	0.3570	0.3240	0.3401	0.3183
- hospital 2	0.6430	0.6760	0.6599	0.6817
Age	42.3753	41.2072	39.5306	36.0345
Working time	0.9054	0.8992	0.9538	0.9634
Years in firm	9.4501	8.9689	6.4336	5.5754
Education				
- lower secondary	0.0550	0.0617	0.0408	0.0398
- upper secondary – vocational without certificate	0.0018	0.0012	0.0000	0.0000
- upper secondary - vocational certificate	0.2213	0.1852	0.2993	0.2387
- upper secondary - school diploma	0.1767	0.2249	0.2313	0.3156
- tertiary - higher professional education	0.0306	0.0306	0.0544	0.0849
- tertiary – bachelor level	0.0159	0.0183	0.0170	0.0318
- tertiary - master and doctoral level	0.4988	0.4780	0.3571	0.2891
Sick leave	14.4078	20.3203	7.8605	9.9363
Occupation				
- worker	0.2451	0.1608	0.3367	0.2679
- technical and economic worker	0.1131	0.1339	0.1293	0.1194
- orderly	0.1125	0.1522	0.0578	0.0451
- lower medical worker	0.0128	0.0202	0.0272	0.0902
- paramedical worker	0.0300	0.0434	0.0340	0.0451
- medical laboratory technician	0.0134	0.0214	0.0136	0.0133
- pharmaceutical assistant	0.0006	0.0012	0.0034	0.0053
- midwife	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
- nurse	0.0410	0.0471	0.1122	0.1804
- other professional	0.0324	0.0520	0.0374	0.0371
- pharmacist	0.0018	0.0024	0.0034	0.0027
- doctor	0.3973	0.3655	0.2449	0.1936
Manager gender				
- male	0.8527	0.8154	0.8878	0.9045
- female	0.1473	0.1846	0.1122	0.0955
Overtime	176.7223	98.6190	88.6755	71.9570

The impact of female managers on the gender pay gap was statistically significant at a level of 1 per cent. This means that we can confirm the hypothesis that female managers tend to better evaluate female subordinates in comparison to male managers.

The other step was the use of matching as pre-processing. The matching procedure was applied using the following characteristics: age, working time, years in firm, occupation, level of education, over time, sick leave and department. The manager gender was omitted as it was already reflected in the departments. Using nearest neighbour matching we received a sample of 3,272 employees, of which 1,636 were women and 1,636 men. Using coarsened exact matching led to a greater loss of data, as after the matching procedure only a sample of 671 employees remained, of which 377 were women and 294 men. The average characteristics of men and women after matching are shown in Table 4. The matching enabled to create a more homogenous sample of men and women.

The coefficients of the wage functions, estimated from the samples after matching, are shown in third and the fourth column of Table 3. In the case of nearest neighbour matching, the unexplained gender pay gap was 0.124. The effect of women managers was positive on the wage of subordinates and negative on the gender pay gap. The fact that the employee had a women head of department reduced the wages of men in relation to women by 4.5 per cent. Also in this case, the effect of female managers on the gender pay gap was statistically significant. When using coarsened exact matching as pre-processing, the unexplained part of the gender pay gap decreased by 0.10 and both effects, the impact of women managers on earnings and on the gender pay gap, was negative. Having a female head of department decreased the gender pay gap by 5.4 percentage points. But it was not statistically significant. These results must be taken into account with caution due to the small sample of employees after coarsened exact matching, with only 97 female headed employees.

Average treatment effect on the treated

We used an alternative method to find out whether the gender of the manager influences the unexplained gender pay gap. We estimated the average treatment effect on the treated for men and women led employees. Firstly, using the least square method we estimated the ATT from the entire sample without matching. We estimated the wage functions of male employees (separately for men working in departments with a female head and for men working in departments with male heads). The result is shown in Table A1. We then calculated the average treatment effect on the treated from equation 6 using simulation in Zelig and the difference between the gender pay gap of male and female headed departments. The result is shown in Table 5.

The ATT was 0.0127 for female led employees and -0.0383 for male led employees. This means that women working in the departments headed by women received about a 1.27 per cent higher wage than men working in these departments and this wage difference could not be explained by different known characteristics of men and women. This result implies there is no discrimination against women. Conversely, it indicates low wage discrimination against men. But we must accept these results with caution as the estimated ATT was not statistically significant. On the other hand, women employed in the departments headed by men, were given a wage of about 3.83 per cent less than men due to their gender. The difference in the gender pay gap in male and female led departments was about 5.1 percentage points.

Table 5
Average Treatment Effect on the Treated

	Female manager	N	Male manager	N	Difference
Without matching	0.0127 (0.0352)	1,596	-0.0383* (0.0183)	7,066	-0.051* (0.0007)
Nearest neighbour matching	-0.0664* (0.0157)	482	-0.1329* (0.0077)	2,790	-0.0665* (0.0007)
Coarsened exact matching	-0.0519 (0.0360)	97	-0.0782* (0.0169)	599	-0.0263* (0.0030)

*significant at the 5 per cent level, standard error in brackets

When assessing the gender pay gap we must take into account that not all the characteristics of the male and female employees in the hospital were known and quantifiable. This implies that a part of the gender wage gap can be explained for example by more talent or work commitment of men. The conclusion can also be partially distorted by too many differences in the characteristics of men and women in the sample. To mitigate the effect of the latter problem, we used matching as pre-processing. We applied nearest neighbour matching and coarsened exact matching the same way as in the case of the wage function estimation.

Using nearest neighbour matching the ATT was negative for both groups of departments, male and female headed. But the unexplained gender pay gap was distinctly lower for the group of departments headed by women. The difference between the gender pay gaps of male and female headed departments was -0.0665. Having a female head of department decreased the gender pay gap by almost 6.7 percentage points. The ATT was in both cases statistically significant and the difference was statistically significant too.

Finally, we used coarsened exact matching to select subsamples of men and women with the most similar characteristics. The ATT reached values -0.0519 for female headed departments and -0.0782 for male headed departments. Also when using nearest neighbour matching, the ATT was negative for both groups of departments. Again, the unexplained gender pay gap was lower in the departments led by women. The women headed departments showed lower values of the gender pay gap by 2.6 percentage points.

To receive detailed results we calculated the ATT separately for groups of departments formed according to the proportion of female employees in the individual departments. In accordance with Cardoso and Winter-Ebmer (2010) findings, the impact of the female leaders on the male and female wage decreases with the higher proportion of women in the firm. We divided the departments into four groups. The first group covers departments with 20–40 per cent of female employees, the second group departments with 40–60 per cent, the third group departments with 60–80 per cent and the last group departments with 80–99.9 per cent of female employees. The ATT for each group is calculated in the same way as in the case of estimating the ATT for men and women headed departments. Because of the small number of employees in the case of coarsened exact matching, we did not estimate the wage function for men for the individual groups (equation 4) to estimate the potential wage of women if they were men. Instead of this, we used the wage functions of male employees

after coarsened exact matching. This means we applied the same wage functions as we used for the calculation the ATT for men and women controlled departments.

Firstly, we calculated the ATT without matching and then we used nearest neighbour matching and coarsened exact matching as pre-processing. Table 6 shows the results.

Table 6
ATT for Individual Groups by Percentage of Women Employees

Groups	Female manager	N	Male manager	N	Difference
Without matching					
20–40 per cent of women	0.0731 (0.1532)	44	-0.0323* (0.0153)	665	-0.1054* (0.0094)
40–60 per cent of women	0.1698* (0.0323)	64	-0.1285* (0.0268)	458	-0.2983* (0.0054)
60–80 per cent of women	-0.0551 (0.1170)	256	-0.1265* (0.0354)	1,607	-0.0714* (0.0042)
80–99.9 per cent of women	0.0563 (0.0487)	1,232	-0.0063 (0.0322)	4,336	-0.0626* (0.0012)
Nearest neighbour matching					
20–40 per cent of women	-0.0374 (0.4044)	24	-0.0313 (0.0165)	626	0.0061 (0.0225)
40–60 per cent of women	0.1588* (0.0376)	58	-0.1006* (0.0241)	388	-0.2594* (0.0052)
60–80 per cent of women	-0.0778 (0.0445)	146	-0.1335* (0.0194)	768	-0.0557* (0.0032)
80–99.9 per cent of women	-0.0535* (0.0248)	202	-0.1147* (0.0119)	930	-0.0612* (0.0016)
Coarsened exact matching					
20–40 per cent of women	0.5577* (0.0957)	5	-0.2493* (0.0266)	127	-0.807* (0.0207)
40–60 per cent of women	-	0	-0.0872* (0.0340)	152	-
60–80 per cent of women	-0.1125 (0.1642)	11	0.0903 (0.1160)	68	0.2028* (0.0536)
80–99.9 per cent of women	0.0040 (0.0427)	68	-0.0157 (0.0332)	203	-0.0197* (0.0065)

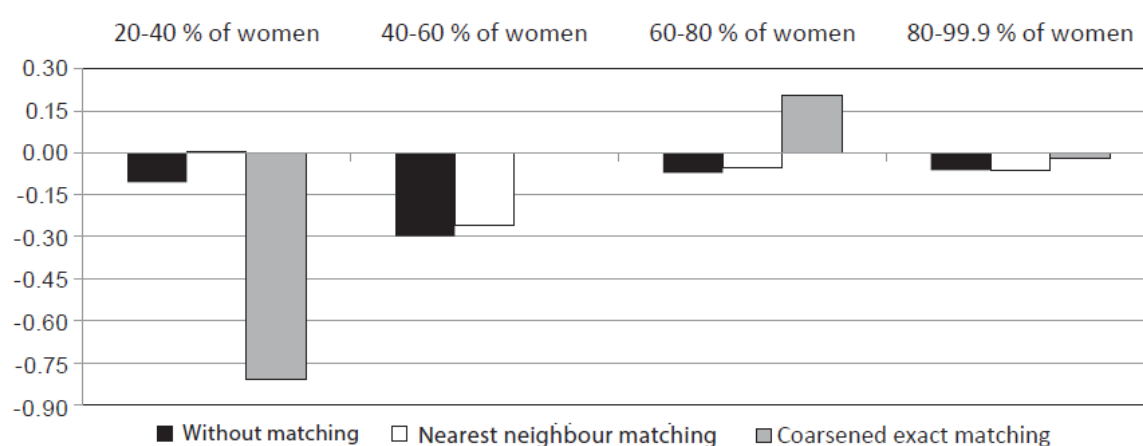
*significant at the 5 per cent level, standard error in brackets

The unexplained gender pay gap was only with a few exceptions lower in the women headed departments. The ATT was very similar (about 3 per cent) for the group with 20–40 per cent of female employees after using nearest neighbour matching as pre-processing and significantly higher for female headed departments in the group with 60–80 per cent of female employees after using coarsened exact matching. But these results were not statistically significant.

Figure 3 illustrates the difference in the ATT calculated for male and female headed departments. The difference in the ATT calculated for male and female headed departments

without matching and using nearest neighbour matching was minor. In both cases the women headed departments had a lower unexplained gender pay gap (differences were negative). In the group with 40–60 per cent of female employees, the difference in ATT for male and female headed departments was about -30 percentage points, in the departments with 60–80 and 80–99.9 per cent of female employees about -6 percentage points. The divergent differences in the ATT were visible in the department with 20–40 per cent of female employees, where this was -11 percentage points for the ATT calculated without matching and about 1 percentage point for the ATT estimated after nearest neighbour matching. The cause of these differences could be due to a relatively low sample of employees in this group. The results received for coarsened exact matching are strongly different. Using coarsened exact matching enabled to create a closely comparable sample of men and women. But it led to a large loss of data and to having a very small number of employees in the individual groups. Due to this the results have limited validity in this case.

Figure 3
Difference In ATT for Male and Female Headed Departments



The results observed for the four different groups of departments confirmed the hypothesis, that women in leadership have a lower tendency to apply wage discrimination against women than men. We can see a tendency that the difference in the gender pay gap between male and female heads of departments narrows with a higher proportion of women in the department.

6. Discussion and Conclusion

The aim of this article was to consider the effect of the gender characteristics of middle managers on the wage of rank-and-file employees using a variation within a firm and to find out whether women in leadership show a lower tendency to use wage discrimination against women. We used administrative data from two Czech hospitals. The gender pay gap calculated as the difference between the logarithm of the average gross hourly earnings of male employees and female employees was 0.14 (14 per cent). Women received on average about 87 per cent of the male wage. In our hospitals, women led 32 per cent of the departments and women headed departments had a lower gender pay gap.

To consider the effect of the female head of departments on the gender pay gap, we estimated the Mincer-type wage function of employees with a dummy for men, the female manager and the interaction of these two variables. The estimated gender pay gap of the complete sample reached about 12 per cent. The analysis suggests that having a female head of department caused a decrease in the gender pay gap by 6.18 percentage points. We used matching to get a more homogenous sample of male and female employees and to reduce bias and model dependency. When using matching as pre-processing, the effect of the female middle managers on the gender pay gap was also negative but slightly weaker.

We then used another method to confirm these findings – the average treatment effect on the treated estimation. We calculated the ATT separately for male and female headed departments and compared this identifying the unexplained gender pay gaps. We found that women, working in departments headed by women, received about a 1.27 per cent higher wage than men working in these departments and this wage difference could not be explained by different known characteristics of men and women. On the other hand, women employed in the departments headed by men received about a 3.83 per cent lower wage than men due to their gender. Among employees under female middle managers, the gender pay gap was about 5.1 percentage points lower compared to the employees with male middle managers.

The findings after using the matching procedure were similar. The unexplained gender pay gap was distinctly lower for the employees headed by women using nearest neighbour matching and coarsened exact matching as pre-processing. In the first case, the unexplained gender pay gap was about 6.7 percentage points lower for the group of departments headed by women and in the latter case about 2.6 percentage points.

Finally, we calculated the ATT for four different groups of departments defined by the proportion of female employees in the individual departments. There were only a few exceptions where the unexplained gender pay gap was not lower in the women headed departments. The difference between the male and female headed departments showed a tendency to decrease with the higher proportion of women in the departments.

Hultin and Szulkin (1999 and 2003), Cohen and Huffman (2007) and the study by Cardoso and Winter-Ebmer (2010) concluded that the gender wage gap reduced with a greater representation of women in management. Our findings are consistent with these.

We concluded that having a female middle manager led to a decrease in the gender pay gap of rank-and-file employees. The unexplained gender pay gap was lower among the employees under female middle managers and the effect of female managers on the wage was not negligible. The presence of a female head of department led to a decrease of the unexplained gender pay gap by almost 7 percentage points when compared to the male headed departments. As we use for our analysis firms in the public sector, where the wages are subject to specific government regulation, it can be expected that an analysis of the private sector would show an even stronger influence. These findings allow us to confirm the hypothesis that women in leadership have a lower tendency to apply wage discrimination against women than male managers.

References

- Bertrand, M., Hallock, K.** (2001), "The Gender Gap in Top Corporate Jobs." *Industrial and Labour Relations Review*, Vol. 55, No. 1, pp. 1–21.
- Cardoso, A. R., Winter-Ebmer, R.** (2010), "Female-Led Firms and Gender Wage Policies." *Industrial and Labour Relations Review*, Vol. 64, No. 1, pp. 143–163.
- Cohen, P., Huffman, M.** (2007), "Working for the Woman? Female Managers and the Gender Wage Gap." *American Sociological Review*, Vol. 72, No. 5, pp. 681–704.
- Ho, D. E., Imai, K., King, G., Stuart, E. A.** (2007), "Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference." *Political Analysis*, Vol. 15, No. 3, pp. 199–236.
- Hultin, M., Szulkin, R.** (1999), "Wages and Unequal Access to Organizational Power: An Empirical Test of Gender Discrimination." *Administrative Science Quarterly*, Vol. 44, No. 3, pp. 453–472.
- Hultin, M., Szulkin, R.** (2003), "Mechanisms of Inequality Unequal Access to Organizational Power and the Gender Wage Gap." *European Sociological Review*, Vol. 19, No. 2, pp. 143–159.
- Iacus, S. M., King, G., Porro, G.** (2012), "Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching." *Political Analysis*, Vol. 20, No. 1, pp. 1–24.
- Jurajda, S., Paligorová, T.** (2009), "Czech Female Managers and their Wages." *Labour Economics*, Vol. 16, No. 3, pp. 342–351.
- Jurajda, S.** (2005), "Gender Segregation and Wage Gap: an East–West Comparison." *Journal of the European Economic Association*, Vol. 3, No. 2–3, pp. 598–607.
- King, G., Tomz, M., Wittenberg, J.** (2000), "Making the Most of Statistical Analyses: Improving Interpretation and Presentation." *American Journal of Political Science*, Vol. 44, No. 2, pp. 341–355.
- Mincer, J.** (1974), *Schooling, Experience and Earnings*. New York: NBER Press.
- Oaxaca, R.** (1973), "Male-female Wage Differentials in Urban Labour Markets." *International Economic Review*, Vol. 14, No. 3, pp. 693–709.
- Plantenga, J., Remery, C. et al.** (2006), *The Gender Pay Gap. Origins and Policy Responses. A Comparative Review of Thirty European Countries*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Shin, F.** (2012), "The Gender Gap in Executive Compensation: The Role of Female Directors and Chief Executive Officers." *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, Vol. 639, No. 1, pp. 258–278.
- Stupnytskyy, O.** (2007), *Struktura rozdílů ve výdělcích mužů a žen v managementu*. Prague: VÚPSV.
- Tajfel, H., Turner, J. C.** (1979), "An Integrative Theory of Intergroup Conflict," in W. G. Austin, W. G. & Worchel, S., ed., *The Social Psychology of Intergroup Relations*. Monterey, CA: Brooks-Cole, pp. 33–47.
- Tajfel, H.** (1982), "Social Psychology of Intergroup Relations." *Annual Review of Psychology*, Vol. 33, No. 1, pp. 1–39.
- Vlach, J., Šnajdrová, Z., Kozelský, T., Musil, J.** (2008), *Gender v managementu*. Prague: VÚPSV.
- Wooldridge, J.** (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.

Appendix

Table A1. Men wage functions for ATT calculation

	Without matching and nearest neighbour matching		Coarsened exact matching	
	Female manager	Male manager	Female manager	Male manager
Constant	3.9887*** (0.3800)	3.4510*** (0.1111)	3.4365*** (0.9679)	3.0048*** (0.3749)
Age	0.0308*** (0.0094)	0.0443*** (0.0041)	0.0595 (0.0448)	0.0379*** (0.0117)
Age squared	-0.0003*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0008 (0.0005)	-0.0003** (0.0001)
Working time	-0.2106** (0.0927)	-0.1176*** (0.0332)	0.2553 (0.5264)	-0.0627 (0.1326)
Years in firm	0.0125*** (0.0027)	0.0077*** (0.0010)	0.0060 (0.0149)	0.0099*** (0.0032)
Occupation				
- technical and economic worker	0.0103 (0.2372)	0.3723*** (0.0346)	-0.3878 (0.5401)	0.1949** (0.0828)
- orderly	-0.0196 (0.2139)	-0.0860 (0.0620)	-0.2244 (0.4383)	0.4281 (0.2889)
- lower medical worker	0.2220 (0.2406)	0.2912*** (0.0885)	-0.2858 (0.3970)	0.5968* (0.3110)
- paramedical worker	0.2227 (0.2656)	0.2229*** (0.0731)	-0.8905* (0.4620)	0.3941 (0.3067)
- medical laboratory technician	0.2270 (0.2920)	0.2531*** (0.0917)	-0.2537 (0.4471)	0.5196 (0.3196)
- pharmaceutical assistant	-	-0.0276 (0.2534)	-	0.4334 (0.3882)
- midwife	-	-	-	-
- nurse	0.2780 (0.2415)	0.3492*** (0.0690)	-0.3267 (0.2848)	0.6053** (0.2800)
- other professional	0.2940 (0.2589)	0.2910*** (0.0675)	-0.2063 (0.2915)	0.4872* (0.2796)
- pharmacist	0.7122** (0.2905)	0.1672 (0.2616)	0.3489 (0.3132)	-
- doctor	0.4393* (0.2415)	0.5143*** (0.0618)	-	0.4676* (0.2589)
Education				
- upper secondary – vocational without certificate	-0.1763 (0.2162)	-0.1462 (0.1694)	-	-
- upper secondary - vocational certificate	-0.0209 (0.0543)	0.0684** (0.0326)	-	0.1721** (0.0687)

- upper secondary - school diploma	0.0270 (0.0690)	0.0976*** (0.0364)	0.1203 (0.2166)	0.2444*** (0.0871)
- tertiary - higher professional education	-0.0412 (0.1159)	0.1591*** (0.0574)	0.2162 (0.3032)	0.2895** (0.1201)
- tertiary – bachelor level	0.1778* (0.1014)	0.1872** (0.0777)	0.2889 (0.2380)	0.2820 (0.1743)
- tertiary - master and doctoral level	0.0648 (0.0894)	0.2807*** (0.0484)	0.4213** (0.1873)	0.5812*** (0.1164)
Overtime	0.0003* (0.0001)	0.0003*** (0.0000)	0.0001 (0.0012)	0.0006*** (0.0001)
Sick leave	-0.0001 (0.0002)	0.00001 (0.0001)	0.0138** (0.0055)	0.0002 (0.0004)
Departments	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.6817	0.7864	0.8754	0.7401
N	241	1,395	44	252

***significant at the 1 per cent level, **significant at the 5 per cent level, *significant at the 10 per cent level, standard error in brackets