PROBLÉM „PUBLIC-PRIVATE PAY GAP“ V ČESKÉ REPUBLICE

Jakub Picka, Vysoká škola ekonomická v Praze*

1. Úvod

Výdaje na platy zaměstnanců veřejného sektoru, které v České republice (dále jen ČR) dosahují ročně kolem 200 mld. Kč, představují zásadní kategorii veřejných financí. Zůstává proto otázkou, proč se zkoumání jejich velikosti a struktury nikdo podrobně nevěnuje. Ve světě se můžeme setkat s tím, že se různí autoři zamýšlejí nad jejich výší a to především ve srovnání se mzdami zaměstnanců v soukromém sektoru. Při srovnání platů ve veřejném a mezd v soukromém sektoru se tito autoři nezaměřují jen na velikost jejich rozdílu, ale především na rozklad tohoto rozdílu na složku přičítanou rozdílu ve vlastnostech zaměstnanců obou sektorů a složku, kterou rozdíly ve vlastnostech zaměstnanců vysvětlit nelze. Druhá uvedená složka může mít podobu diskriminace. Tento článek se zaměřuje na analýzu rozdílu ve výděлку zaměstnanců veřejného a soukromého sektoru.

Cílem tohoto článku je tedy provést analýzu rozdílu ve výděлку zaměstnanců veřejného a soukromého sektoru a ověřit hypotézu, že: „zaměstnanci veřejného sektoru jsou ve výši výděлку ve srovnání se zaměstnanci soukromého sektoru diskriminováni“. Jejich případnou diskriminaci pak kvantifikovat.

Tento článek metodologicky vychází z prací Janna (2008) a Sinninga, Hahna, Bauera (2008), použitými metodami pro prostředí ČR navazuje na práci Mysíkové (2007 a 2011), Jurajdy (2003 a 2005) a Münicha et al. (2005a a 2005b), tematicky pak na práce Depala, Giordana, Papapetrou (2013) a Christopoulou, Monastiriotise (2013).

Struktura článku je následující. Kapitola 2 s názvem „Současný stav poznání v oblasti public-private pay gap“ uvádí poznatky různých autorů ve zkoumané oblasti. Kapitola 3 s názvem „Public-private pay gap v ČR“ ukazuje, jaké rozdíly existují ve výděлку mezi veřejným a soukromým sektorem a to jak na úrovni průměru a mediánu, tak v závislosti na věku, pohlaví, vzdělání nebo obvyklém místě výkonu zaměstnání. Kapitola 4 s názvem „Základní východiska“ popisuje ekonometrický model a použité metody. Kapitola 5 s názvem „Popis ekonometrického modelu a proměnných“ popisuje použité proměnné, data a jejich hlavní vlastnosti. Kapitola 6 nazvaná „Analýza“ uvádí výsledky provedené dekompoziční a regresní analýzy, tzn., odpovídá na položenou výzkumnou otázku a uvádí výsledek ověření hypotézy. V článku jsou použity běžné obecně-vědní metody, ze speciálně-vědních metod stojí za zmínku především dekompoziční analýza provedená na průměru.

* Článek je zpracován jako jeden z výstupů v rámci řešení výzkumného projektu IGA VŠE F1/2/2013 „Veřejné finance ve vyspělých zemích“ a záměru/projektu rozvoje organizace „Ekonomická laboratoř“ UO.

2. Současný stav poznání v oblasti public-private pay gap

Problém „public-private pay gap“ nebo „prémie veřejného sektoru“ je ve světové literatuře často řešený a teoreticky dobře uchopený. Výzkum v této oblasti probíhá již několik desítek let a k tématu existuje nespočet prací. Jako příklad lze uvést práce Smitha (1976) nebo Borjase (2002) zabývající se Spojenými státy, práce Dustmanna a Van Soesta (1997) zabývající se Německem, Panizy a Kua (2005) věnující se zemím Latinské Ameriky, Anghela et al. (2011) věnující se zemím OECD a Lassibilla (1998) nebo Garcii-Pereze a Jimena (2007) věnovaným Španělsku. Tyto práce provádí analýzu rozdílů ve výdělku mezi veřejným a soukromým sektorem na úrovni průměr, což jak později uvidíme, nemusí vždy přinášet reprezentativní výsledky. Z poslední doby se jako nejzásadnější v této oblasti jeví práce Depala, Giordana, a Papapetrou (2013) a Christopoulou a Monastiriote (2013) řešící rozdíl ve výdělku mezi sektory v evropských státech.

V ČR se s obdobnou studií zaměřující se primárně na srovnání veřejného a soukromého sektoru setkat zatím nelze, nejbližší této problematice jsou práce Mysíkové (2007, 2012), Jurajdy (2003, 2005) a Münicha et al. (2005a, b) které sice využívají obdobnou metodologii, ale jsou orientované genderově (sledují primárně rozdíl ve výdělku žen a mužů s případným přihlédnutím k příslušnosti k veřejnému, resp. soukromému sektoru) nebo sledují vývoj ohodnocení lidského kapitálu.

Výše uvedení zahraniční autoři dospěli ke shodě v následujících zjištěních: 1) ve veřejném sektoru existuje pozitivní premie výdělku pro pracovníky mužského pohlaví s nízkou kvalifikací, ale negativní pro vysoce kvalifikované, 2) premie výdělku ve veřejném sektoru pro ženy zůstává pozitivní v rámci celého rozdělení, 3) rozdělení výdělku je ve veřejném sektoru více zhuštěné, to znamená, že veřejný sektor nedokáže odměnit nejproduktivnější pracovníky.

Některé z prací také dospěly k závěru, že regresní a dekompoziční analýza provedená na úrovni průměrného výdělku poskytuje pouze nekompletní nebo zkreslující obraz, protože podmínky práce zaměstnanců se v rámci celého rozdělení liší. V reakci na tyto závěry pak několik autorů aplikuje metody kvantilové regrese za účelem analýzy celkového rozdělení rozdílů ve výdělku mezi sektory.

Z těchto autorů např. Mueller (1998) použil kvantilovou regresi k odhadu velikosti mzdové premie ve veřejném sektoru Kanady. Zjistil, že platové rozdíly ve veřejném sektoru mají tendenci být vyšší pro zaměstnance federální vlády, ženy a jednotlivce na spodním konci distribuce mezd. K podobným výsledkům došli i Cai a Liu (2008) v případě Austrálie. S využitím kvantilové regresní analýzy ukazují, že mzdová premie ve veřejném sektoru klesá s růstem mzdové distribuce a stává se negativní v případě mužských pracovníků v její horní polovině. Melly (2005) měří a rozkládá rozdíly v příjmové distribuci mezi pracovníky veřejného a soukromého sektoru v Německu v letech 1984–2001. Premie veřejného sektoru je nejvyšší na dolním konci distribuce a monotónně klesá směrem k hornímu konci. Jeho zjištění jsou stabilní v průběhu 80. a 90. let. Bargain a Melly (2008) odhadují rozdíl ve veřejných mzdách ve Francii za období 1990–2002 na průměru i různých kvantilech mzdové distribuce pro obě pohlaví.

Papapetrou (2006) s použitím mikrodát z domácností European Community Household Panel Survey pro Řecko zjistila, že průměrné výdělky jsou vyšší ve veřejném sektoru než v sektoru soukromém a mzdový rozdíl mezi zaměstnanci ve veřejném a soukromém sektoru na spodním konci mzdové distribuce je vyšší a ve vyšších kvantilech se snižuje. K obdobným závěrům dochází také Boyle et al. (2004) nebo Foley a O'Callaghan (2009), kteří k tomu použili mikrodát z roku 2007 z National Employment Survey. Z dalších studií stojí za zmínku např. Poterba a Rueben (1995), Nielsen a Rosholm (2001) a Jürgens (2002).

Z relevantní literatury nejčastěji plyne, že rozdíl mezi veřejným a soukromým sektorem existuje, ale že se v rámci rozdělení mění od pozitivní premie v dolních kvantilech po negativní premii v horních kvantilech a také, že se liší pro muže a ženy.

Z dostupných zdrojů dále vyplývá, že problém „public-private pay gap“ lze uchopit trojím způsobem. Lze jednak provést regresní analýzu, a to buď na průměru nebo kvantilovou, a sledovat hodnotu a statistickou významnost vysvětlující dummy proměnné, která představuje příslušnost zaměstnance k sektoru. Dále pak lze provést dekompoziční analýzu na průměru některou ze známých metod a rozložit i neexistující rozdíl ve výdělku mezi sektory na složku připadající na rozdílné vlastnosti zaměstnanců v obou sektorech a složku nevysvětlenou rozdílnými vlastnostmi, tzn. případnou diskriminací. Protože dekompozice uvedeného rozdílu na průměru nepřináší často smysluplné výsledky, je vhodné provést také kvantilovou dekompozici a sledovat, jak se rozklad rozdílu mezi sektory vyvíjí v rámci celého rozdělení. Pro účely tohoto článku budou využity všechny uvedené možnosti s výjimkou kvantilové dekompozice, která svým rozsahem tento článek překračuje.

3. Public-private pay gap v ČR

Jedním z důvodů, proč je rozdíl mezi výdělkem ve veřejném a soukromém sektoru předmětem zájmu, je předpoklad, že zaměstnanci veřejného sektoru dostávají určitou nedefinovanou premii. Ta může mít rozdílný původ. Obvykle je přičítána zvýšené schopnosti zaměstnanců veřejného sektoru vyjednat si lepší podmínky a to buď proto, že veřejný sektor se od určité úrovně prolíná s politikou a zaměstnanci veřejného sektoru tak představují do určité míry i svého zaměstnavatele, stát, nebo proto, že představují homogenní skupinu voličů a politici mají snahu se této skupině zavděčit, což se pak projeví ve výši jejich platů.

Výchozí otázkou tohoto článku pak tedy je, zda podobná premie ve prospěch veřejného sektoru existuje i v ČR. Nejjednodušším a zároveň nejvíce zavádějícím způsobem jak toto posoudit, je porovnat výdělky v obou sektorech a to jak medián, tak průměr.¹ Výsledky tohoto srovnání ukazuje obrázek 1 níže, který zobrazuje rozdíl v průměru a mediánu hodinového výdělku mezi veřejným a soukromým sektorem v letech 2008 až 2012 v ČR.

1 Veřejný a soukromý sektor v tomto článku ztotožňujeme s platovou (PLS) a mzdovou (MZS) sférou definovanou v rámci Informačního systému o průměrném výdělku (ISPV). Toto ztotožnění není sice úplně přesné, pro účely tohoto článku je ale postačující.

Obrázek 1

Rozdíl ve výdělku mezi veřejným a soukromým sektorem v letech 2008 až 2012

Zdroj: Upraveno podle ISPV (2013). Na ose y vidíme rozdíl mezi hodinovým výdělkem ve veřejném a soukromém sektoru v Kč.

Z obrázku je patrné, že na úrovni průměru není mezi sektory v rámci sledovaného období statisticky významný rozdíl. Na úrovni mediánu je patrná zmiňovaná prémie na straně veřejného sektoru.

Pro podrobnější srovnání byla provedena analýza rozdílů ve výdělku ve veřejném a soukromém sektoru také v závislosti na vzdělání, pohlaví, věku a dalších, která ale svým rozsahem přesahuje tento článek, a vzhledem k tomu, že převážně potvrdila úvodní zjištění vyvozená ze srovnání průměru a mediánu (ve veřejném sektoru existuje ve výdělku prémie), uvádíme zde pouze rozdíl v příjmech mezi veřejným a soukromým sektorem v závislosti na místě výkonu zaměstnání (NUTS3 CZ).² Ten ukazuje obrázek 2 níže.

2 Pro podrobné výsledky této analýzy viz Kubátová (2012).

Obrázek 2

Rozdíl ve výdělku mezi veřejným a soukromým sektorem v roce 2012 v závislosti na místě výkonu zaměstnání

Zdroj: Upraveno podle ISPV (2013). Na ose y vidíme rozdíl mezi hodinovým výdělkem ve veřejném a soukromém sektoru v KČ. Kladná hodnota znamená, že je výdělek vyšší ve veřejném sektoru.

Obrázek 2 ukazuje, že na úrovni průměru je výdělek vyšší ve veřejném sektoru všude kromě Středočeského kraje a hlavního města Prahy. Na úrovni mediánu je výdělek ve veřejném sektoru ve všech krajích vyšší a kromě hlavního města Prahy a Středočeského kraje významně.

Vzhledem ke zjištěním z provedených analýz budeme tedy předpokládat existenci prémie na straně veřejného sektoru a hypotézu o diskriminaci zaměstnanců tohoto sektoru uvedenou v úvodu tohoto článku upravíme na „Zaměstnanci veřejného sektoru jsou pozitivně diskriminováni, tzn. existuje prémie, která je součástí jejich výdělku a kterou nelze vysvětlit jejich vlastnostmi.“

4. Základní východiska

Základním východiskem analýzy „public-private pay gap“ jsou mzdové rovnice, založené na práci Mincer (1974). Tyto mzdové rovnice jsou využity v regresní i dekompoziční analýze. V tomto článku bude mít mzdová rovnice následující podobu

$$\ln W = \alpha + \beta X + \gamma \text{VEREJNY_SEKTOR} + \varepsilon \quad (1)$$

kde W představuje průměrný hrubý hodinový výdělek, α konstantu, β vektor regresních koeficientů, X vektor vysvětlujících proměnných, γ regresní koeficient vysvětlující

proměnné určující příslušnost k veřejnému sektoru, *VEREJNY_SEKTOR* zmiňovaná dummy proměnná a ε reziduum.

Dekompoziční analýza, ve které budou tyto mzdové rovnice využity, je v literatuře známá jako Blinder-Oaxacův rozklad (Blinder 1973; Oaxaca 1973).³ Rozdíl ve výděлку u dvou skupin zaměstnanců rozkládá na část, která je vysvětlena skupinovými rozdíly ve vlastnostech produktivity, jako jsou vzdělání nebo pracovní zkušenosti, a zbývající (reziduální) část, kterou nelze vysvětlit rozdíly v determinantech výděлку (vlastnostech produktivity zaměstnanců). Tato „nevysvětlená“ část je často používána jako měřítko pro diskriminaci, což ale není správně, protože zahrnuje i vliv skupinových rozdílů v nepozorovaných (nesledovaných) prediktorech. V případě modelů s nízkým koeficientem determinace je tedy zcela nesprávné mluvit o diskriminaci.

Samotná dekompozice je prováděna tak, že jsou dány dvě skupiny A a B , vysvětlovaná proměnná Y a vektor vysvětlujících proměnných X . V tomto článku to budou konkrétně zaměstnanci veřejného (A) a soukromého sektoru (B), přirozený logaritmus hrubého hodinového výděлку jako vysvětlovaná proměnná a celá řada ukazatelů lidského kapitálu jako vzdělání a pracovní zkušenosti a další vlastnosti zaměstnance i zaměstnání coby vysvětlující proměnné. Smyslem této dekompozice je určit, jak velká část rozdílu v průměrném výděлку R , kde

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) \quad (2)$$

a kde $E(Y)$ označuje očekávanou hodnotu vysvětlované proměnné, je vysvětlena skupinovými rozdíly ve vlastnostech (charakteristikách).

Na základě lineárního modelu

$$Y_i = X'_i \beta_\ell + \varepsilon_\ell, \quad E(\varepsilon_\ell) = 0, \quad \ell \in \{A, B\}, \quad (3)$$

kde X je vektor obsahující prediktory a konstantu, β je vektor obsahující koeficienty, ε je chyba, může být rozdíl v průměrném výděлку vyjádřen následujícím způsobem:

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) = E(X_A)' \beta_A - E(X_B)' \beta_B, \quad (4)$$

kde

$$E(Y_\ell) = E(X'_\ell \beta_\ell + \varepsilon_\ell) = E(X'_\ell \beta_\ell) + E(\varepsilon_\ell) = E(X_\ell)' \beta_\ell$$

za předpokladu, že $E(\beta_\ell) = \beta_\ell$ a $E(\varepsilon_\ell) = 0$.

K identifikaci přínosu skupinových rozdílů v prediktorech k celkovému rozdílu výděлку lze upravit rovnici (4) například následujícím způsobem (viz Winsborough a Dickinson (1971), Jones a Kelley (1984), Daymont a Andrisani (1984)):

$$E(Y_\ell) = E(X'_\ell \beta_\ell + \varepsilon_\ell) = E(X'_\ell \beta_\ell) + E(\varepsilon_\ell) = E(X_\ell)' \beta_\ell. \quad (5)$$

3 Pro podrobný výklad problematiky viz Jann (2008).

Tento rozklad je označován jako trojitý (threefold), protože rozdíl výstupu je rozdělen na tři části:

$$R = E + C + I,$$

kde E je efektem rozdílu ve vlastnostech obou skupin zaměstnanců, C je efektem rozdílného oceňování vlastností zaměstnanců a I představuje interakci mezi oběma efekty.

První sčítanec z rovnice (5), tzn. E se rovná části rozdílu, která je výsledkem skupinových rozdílů v prediktorech (vlastnostech, např. dosažené úrovni vzdělání), (dále jen „efekt charakteristik“). Druhý sčítanec z rovnice (5), tzn. C , měří přínos rozdílů koeficientů, včetně rozdílů v hodnotě konstanty (dále jen „efekt koeficientů“). Třetí sčítanec z rovnice (5), tzn. I je výraz vysvětlující fakt, že rozdíly ve vlastnostech a koeficientech existují současně a dochází k interakci mezi těmito dvěma efekty.

Kromě tohoto základního rozkladu lze také provést rozklad podle Neumarka (Oaxaca-Ransome) nebo Daymonta a Andrisaniho, který se oproti předchozímu liší v tom, že v prvním případě rozdíl rozkládá na složku vysvětlenou a složku nevysvětlenou modelem (twofold) a v druhém případě na složku vysvětlenou modelem a na složku nevysvětlenou modelem připadající první skupině zaměstnanců a složku nevysvětlenou modelem připadající druhé skupině zaměstnanců.

5. Popis ekonometrického modelu a proměnných

Tato kapitola popisuje proměnné ekonometrického modelu a data použitá pro analýzu rozdílu ve výdělku ve veřejném a soukromém sektoru.

5.1 Proměnné uvažované v ekonometrickém modelu

Tabulka 1 níže uvádí jednotlivé proměnné, které jsou využity v ekonometrickém modelu při analýze rozdílu ve výdělku zaměstnanců veřejného a soukromého sektoru. Jako závislá proměnná je použit hrubý hodinový výdělek, nezávislé proměnné jsou jednoduché ale i dummy s tím, že pro účely této analýzy je nejdůležitější dummy proměnná *VEREJNY_SEKTOR* určující příslušnost k sektoru národního hospodářství. Proměnné vycházejí z dat o pracovních poměrech – soubor MP, který je v rámci šetření ISPV získáván od subjektů mzdové i platové sféry.

Tabulka 1

Popis proměnných použitých v ekonometrickém modelu

proměnné modelu	popis
vysvětlovaná proměnná (Y)	
hrubý hodinový výdělek (HHV)	Je vypočtena jako podíl proměnné <i>měsíční výdělek</i> a <i>počet zaplacených odpracovaných i neodpracovaných hodin v měsíci</i> . Jedná se o veličinu typu průměr. Byla zvolena z toho důvodu, že odpracovaná doba se mezi veřejným a soukromým sektorem liší a zobrazuje tak skutečnost lépe, než měsíční odměna.
vysvětlující proměnná (X)	
druh zaměstnání (CZISCOi)	Je série dummy proměnných popisující druh zaměstnání podle klasifikace CZ-ISCO. Jednotlivé dummy proměnné jsou označovány čísly od 0 do 8 s tím, že třída 9 - pomocní pracovníci, byla vypuštěna a slouží jako referenční úroveň a to proto, že má nejnižší hodnotu a koeficienty ostatních proměnných z této skupiny tak budou mít pozitivní hodnotu. Číslo proměnné (<i>i</i>) odpovídá standardnímu označení hlavních tříd CZ-ISCO: 0 - zaměstnanci v ozbrojených silách, 1 - zákonodárci a řídící pracovníci, 2 - specialisté, 3 - technici a odborní pracovníci, 4 - úředníci, 5 - pracovníci ve službách a prodeji, 6 - kvalifikovaní pracovníci v zemědělství, lesnictví a rybářství, 7 - řemeslníci a opraváři, 8 - obsluha strojů a zařízení, montéři.
místo výkonu zaměstnání (KRAJi)	Je série dummy proměnných popisující obvyklé místo výkonu práce v členění podle krajů (NUTS3). Jednotlivé dummy proměnné jsou označeny čísly od 1 do 14 s tím, že je vypuštěna proměnná označená číslem 1, tzn. Praha, která slouží jako referenční úroveň. Ta byla vybrána, protože koeficienty ostatních krajů mají pak všechny zápornou hodnotu. Další kraje představují proměnné označené následujícím způsobem (<i>i</i>): 2 - Středočeský, 3 - Jihočeský, 4 - Plzeňský, 5 - Karlovarský, 6 - Ústecký, 7 - Liberecký, 8 - Královéhradecký, 9 - Pardubický, 10 - Jihomoravský, 11 - Vysočina, 12 - Olomoucký, 13 - Moravskoslezský, 14 - Zlínský.
vzdělání zaměstnance (VZDELANIi)	Je série dummy proměnných, kde proměnné odpovídající jednotlivým úrovním vzdělání jsou označovány čísly (<i>i</i>) od 0 do 4 a popisuje stupeň nejvyššího dosaženého vzdělání (dle číselníku KKO). Byla vypuštěna proměnná označená hodnotou 0, tzn. základní vzdělání, která slouží jako referenční úroveň. Vzhledem ke skutečnosti, že odměna ve veřejném sektoru je v zásadě funkcí vzdělání, jedná se o zásadní proměnnou modelu.
vysvětlující proměnná (X)	popis
pohlaví zaměstnance (MUZ)	Dummy proměnná, která nabývá hodnoty 1 pro muže a 0 pro ženu.
řídící pozice (VEDOUCi)	Dummy proměnná, která vychází z údaje <i>vedení</i> souboru MP a nabývá hodnoty 1 v případě vedení nebo řízení dalších zaměstnanců, 0 v ostatních případech.
délka úvazku (UVAZEK)	Dummy proměnná, která vychází z údaje <i>fondsje</i> souboru MP a nabývá hodnoty 1 v případě plného úvazku, 0 v ostatních případech.

Tabulka 1 – pokračování

kolektivní smlouva (KOLSML)	Dummy proměnná, která nabývá hodnoty 1 v případě, že v ekonomickém subjektu je uzavřena kolektivní smlouva.
doba u současného zaměstnavatele (DOBAZAM)	Popisuje délku zaměstnání v daném ekonomickém subjektu v letech. Kromě vlivu vysvětlovanou proměnnou je významná také tím, že umožňuje srovnat jistotu zaměstnání v obou sektorech. Do modelu byla zařazena také „na druhou“ a to z důvodu ekonomického předpokladu klesání mzdy, pokud doba zaměstnání přesáhne určitou hranici (potvrzeno modelem, stejně jako praxe).
délka praxe zaměstnance (PRAXE)	Jedná se o aproximaci postavenou na věku a vzdělání konkrétního zaměstnance vypočtenou následujícím způsobem: věk - doba vzdělání (přiřazeno podle členění KKV) - 6 pro muže a - 8 pro ženy. Do modelu byla zařazena tato proměnná také „na druhou“ a to z toho důvodu, že je obsažena i v původní Mincerově mzdové rovnici a z důvodu ekonomického předpokladu klesání mzdy, pokud praxe zaměstnance přesáhne určitou hranici.
velikost zaměstnavatele (POCPREPQ)	Proměnná, která vychází z údaje <i>počpreq</i> souboru MP a zohledňuje velikost ekonomického subjektu v počtu zaměstnanců. Na základě předchozích studií lze předpokládat, že výdělek bude s velikostí ekonomického subjektu rostoucí.
příslušnost k veřejnému sektoru (VEREJNY_SEKTOR)	Dummy proměnná, která nabývá hodnoty 0 pro soukromý sektor a hodnoty 1 pro veřejný sektor. Jedná se o zásadní proměnnou modelu, kde nás zajímá jednak její statistická významnost a hodnota v regresní analýze, dále pak je využita při dekompoziční analýze pro posouzení diskriminace zaměstnanců veřejného sektoru.

Zdroj: Vlastní.

V souvislosti s analýzou byl proveden také výpočet párových korelačních koeficientů za účelem posouzení možné multikolinearity. Jako hranice, od kdy je multikolinearita pro účely tohoto článku považována za závažnou, byla stanovena absolutní hodnota korelačního koeficientu větší než 0,8.⁴ Tuto hranici překročil korelační koeficient pouze pro proměnné *PRAXE* a *PRAXE*² a *DOBAZAM* a *DOBAZAM*², což je logické. U ostatních dvojic proměnných je hodnota párových korelačních koeficientů hluboko pod stanovenou hranicí, ve většině případů dokonce pod 0,1.

5.2 Popis datových souborů

Protože výběrové šetření s omezenou velikostí vzorku přináší výsledky velmi ovlivněné „efektem výběru“, byla pro účely analýzy v tomto článku použita data, získaná v rámci v podstatě plošného statistického šetření ISPV, konkrétně pak v rámci čtvrtletního šetření o průměrném výdělku IV/2012. Toto čtvrtletní šetření o průměrném výdělku je zařazeno do programu statistických zjišťování stanovených Českým statistickým úřadem (ČSÚ) na daný kalendářní rok a jeho gestorem je Ministerstvo práce a sociálních věcí.

⁴ Viz např. Hušek (2007), s. 97.

Hlavními ukazateli použitými v ISPV jsou hrubá měsíční mzda (plat), hodinový výdělek a odpracovaná a neodpracovaná doba. Hrubá měsíční mzda je vztažena k celému sledovanému období a je složena ze mzdy, náhrady mzdy a odměn za pracovní pohotovost. Přepočítává se na zaměstnance s plným úvazkem a plně placenou dobou.

Hlavním kritériem pro členění výsledků šetření ISPV je rozdělení na soukromý a veřejný sektor, resp. na mzdovou a platovou sféru. Do mzdové sféry spadají zaměstnavatelé vyplácející zaměstnancům mzdu na základě § 109, odst. 2 zákona č. 262/2006 Sb., zákoníku práce, ve znění pozdějších předpisů. Do platové sféry patří zaměstnavatelé vyplácející zaměstnancům plat na základě § 109, odst. 3 zákona č. 262/2006 Sb., zákoníku práce, ve znění pozdějších předpisů.

Členění výsledků ISPV pro jednotlivé sektory se dále řídí socioekonomickými znaky zaměstnanců (pohlaví, věk, vzdělání, zaměstnání podle klasifikace CZ-ISCO), zaměstnavatelů (odvětví ekonomické činnosti CZ-NACE) a součástí je také například Regionální statistika ceny práce zaměřená na úroveň odměňování zaměstnanců v jednotlivých krajích.

V soukromém sektoru (mzdové sféře) se provádí výběrové šetření, tzv. jednostupňový stratifikovaný výběr. Ekonomické subjekty se do šetření vybírají na základě výběrových podílů odvíjejících se od jejich velikosti. Například ekonomické subjekty s 250 a více zaměstnanci jsou do šetření zahrnovány všechny.⁵

Ve veřejném sektoru (platové sféře) se provádí plošné šetření využívající soubor ekonomických subjektů definovaný Automatizovaným rozpočtovým informačním systémem (ARIS), kde je zdrojem dat Informační systém o platech Ministerstva financí. (TREXIMA, 2012)

Velikost vzorku byla 1 904 340 platných pozorování, z nichž 507 547 připadalo na veřejný a 1 396 793 na soukromý sektor. Průměrný hrubý hodinový výdělek ve veřejném sektoru zde vyšel na 146,5 Kč a v soukromém na 156,1 Kč. Ostatní vlastnosti vzorku ukazuje podrobně Tabulka 2 níže, která je členěna v zásadě ve struktuře použitých proměnných regresního modelu.

5 Ze subjektů mzdové sféry jsou do výběrového šetření zapojeny ty s 1–9 zaměstnanci 1,2 %, ze subjektů s 10–49 zaměstnanci 4,5 %, ze subjektů s 50–249 zaměstnanci 15 % a ze subjektů s více než 250 zaměstnanci 100 %.

	veřejný sektor			soukromý sektor		
věk⁷	44,06			40,95		
doba u zaměstnavatele	11,80			8,58		
potenciální délka praxe	22,84			20,96		
pohlaví	průměr (Kč)⁸	pozorování	procent	průměr (Kč)	pozorování	procent
ženy	137,7	341 057	67,20	134,6	562 362	40,26
muži	164,5	166 489	32,80	170,6	834 430	59,74
CZ-ISCO	průměr (Kč)	pozorování	procent	průměr (Kč)	pozorování	procent
0 – ozbrojené síly	135,7	17 321	3,45	---	---	---
1 – zákonodárci a řídící	233,9	25 065	5,16	313,2	56 338	5,00
2 – specialisté	163,8	164 077	32,29	250,2	168 203	10,79
3 – technici a odborníci	154,5	143 449	28,87	184,0	256 350	18,58
4 – úředníci	131,1	32 791	6,43	139,7	126 129	8,63
5 – služby a prodej	109,5	71 743	14,16	97,3	158 142	10,38
6 – zemědělství, lesnictví	96,0	1 220	0,26	105,3	5 164	1,09
7 – řemeslníci a opraváři	108,9	6 388	1,34	131,1	226 969	18,82
8 – obsluha strojů...	112,6	9 178	1,84	124,9	320 887	20,76
9 – pomocní pracovníci	73,3	36 315	6,19	90,8	78 611	5,94

6 Hodnoty uvedené u vlastností zaměstnanců „věk“, „doba u zaměstnavatele“ a „potenciální délka praxe“ představují průměrný počet let.

7 Hodnoty ve sloupci označeném „průměr (Kč)“ představují průměrný hodinový výdělek dané skupiny zaměstnanců v Kč.

Tabulka 2 – pokračování

	veřejný sektor			soukromý sektor		
místo výkonu práce (kraj)	průměr (Kč)	pozorování	procent	průměr (Kč)	pozorování	procent
1 – Hl. m. Praha	170,0	107 472	21,11	208,8	264 634	17,74
2 – Středočeský	138,5	41 623	8,13	158,7	139 890	9,55
3 – Jihočeský	137,8	28 112	5,51	139,3	78 965	5,65
4 – Plzeňský	145,9	27 212	5,42	144,1	80 136	5,94
5 – Karlovarský	142,1	12 753	2,47	127,5	33 406	2,62
6 – Ústecký	137,0	34 340	6,64	147,1	93 218	5,98
7 – Liberecký	137,6	16 079	3,16	144,9	51 251	3,52
8 – Královéhradecký	143,7	24 878	5,00	142,5	70 352	4,96
9 – Pardubický	134,7	20 632	4,09	138,4	66 364	5,50
10 – Jihomoravský	143,3	59 546	11,82	152,1	140 728	11,21
11 – Vysočina	140,5	24 673	4,87	135,7	56 279	4,57
12 – Olomoucký	141,5	32 931	6,61	135,3	72 359	4,97
13 – Moravskoslezský	140,5	54 384	10,74	148,7	179 853	11,89
14 – Zlínský	134,6	22 912	4,43	134,4	69 358	5,90
Vzdělání	průměr (Kč)	pozorování	procent	průměr (Kč)	pozorování	procent
Základní	82,0	19 539	3,55	103,2	104 672	6,40
střední bez maturity	94,9	77 530	15,22	121,2	554 008	42,22
střední s maturitou	139,8	210 537	42,14	161,4	496 908	35,22
bakalářské	159,1	41 550	8,06	190,4	46 554	3,01
magisterské a vyšší	185,0	158 391	31,02	271,8	194 651	13,15
úvazek	průměr (Kč)	pozorování	procent	průměr (Kč)	pozorování	procent
částečný	112,3	28 116	4,32	129,3	122 356	5,53
plný	148,0	479 431	95,68	157,7	1 274 437	94,47
kolektivní smlouva	průměr (Kč)	pozorování	procent	průměr (Kč)	pozorování	procent
bez smlouvy	145,4	448 564	87,93	149,1	424 900	46,68
se smlouvou	154,5	58 983	12,07	162,2	971 893	53,32
státní občanství⁹	průměr (Kč)	pozorování	procent	průměr (Kč)	pozorování	procent
ostatní	166,3	4 137	0,83	166,4	68 654	3,71
ČR	146,3	503 410	99,17	155,7	1 328 139	96,29
podřízenost	průměr (Kč)	pozorování	procent	průměr (Kč)	pozorování	procent
podřízený	136,0	428 147	83,40	145,5	1 282 918	90,09
vedoucí	199,3	79 400	16,60	253,1	113 875	9,91

Zdroj: Vlastní výpočet, data čtvrtletní šetření o průměrném výdělku IV/2012.

8 Pro podrobné vysvětlení problematiky ekonomické migrace viz např. Tepperová a Klazar (2012).

6. Analýza

Tato kapitola uvádí výsledky provedených analýz a to regresní, kvantilové regresní a dekompoziční.

6.1 Regresní a kvantilová regresní analýza

Provedená celková regresní analýza potvrdila existenci statistické významnosti proměnné *VEREJNY_SEKTOR*, potvrzuje se tedy, že mezi sektory existuje statisticky významný rozdíl nevysvětlený charakteristikami vzorku. Na druhou stranu, v rozporu s očekáváním, regresní analýza provedená na průměru ukazuje, že hodnota regresního koeficientu proměnné *VEREJNY_SEKTOR* je záporná a má relativně vysokou hodnotu, což znamená, že příslušnost k veřejnému sektoru je v otázce výše výdělků diskriminující. Regrese provedené samostatně pro soukromý a veřejný sektor ukazují, že soukromý sektor lépe hodnotí manažery a specialisty, zatímco veřejný sektor ostatní třídy zaměstnanců v členění CZ-ISCO. Dále je vidět, že výdělek je v soukromém sektoru mnohem více citlivý na místo výkonu zaměstnání. Překvapivým zjištěním je, že veřejný sektor hůře ohodnocuje všechny druhy vzdělání s výjimkou středního bez maturity. Soukromý sektor také ve výdělků mnohem méně zohledňuje skutečnost, že zaměstnanec vede podřízené. Pohlaví je naopak v rozporu s Beckerovou hypotézou o diskriminaci významnější v soukromém sektoru. Délka úvazku má v obou sektorech stejně jako kolektivní smlouva srovnatelnou váhu. Doba v zaměstnání je významnější v soukromém sektoru. Váha praxe je v obou sektorech srovnatelná.

Provedené regresní analýzy také ukazují rozdílnou vysvětlovací schopnost modelu pro veřejný a soukromý sektor, kde se koeficient determinace liší 0,67 ku 0,54, a zároveň váhu soukromého sektoru, kdy vysvětlovací schopnost modelu pro oba sektory dohromady je jen nepatrně vyšší než pro soukromý sektor samotný. Stejně tak hodnoty střední kvadratické chyby ukazují, že rozdíl mezi skutečnými a predikovanými hodnotami proměnných je zanedbatelný a mezi sektory se liší obdobně jako koeficient determinace, kde je tato hodnota menší ve veřejném sektoru. Pro kompletní výsledky provedených regresních analýz viz tabulka P1, která je přílohou tohoto článku.

Z pohledu rozdílu mezi sektory jsou důležitější výsledky kvantilové regresní analýzy a to především vývoj hodnoty koeficientu proměnné zohledňující příslušnost k veřejnému sektoru (*VEREJNY_SEKTOR*). Vývoj hodnoty tohoto koeficientu v rámci příjmové distribuce pro celý trh práce a samostatně pro muže a ženy uvádí tabulka 3 níže.⁹

9 Kompletní výsledky provedených kvantilových regresních analýz svým rozsahem překračují tento článek, zde je proto uvedena jen jejich zásadní část, tzn. hodnota regresního koeficientu proměnné *VEREJNY_SEKTOR*.

Tabulka 3

Vývoj vlivu proměnné VEREJNY_SEKTOR v rámci rozdělení výše výdělku

γ	dolní decil	dolní kvartil	medián	průměr	horní kvartil	horní decil
trh	0,05 *** (0,00)	-0,02 *** (0,00)	-0,11 *** (0,00)	-0,12 *** (0,00)	-0,19 *** (0,0009)	-0,25 *** (0,00)
ženy	0,06 *** (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,09 *** (0,00)	---	-0,16 *** (0,0011)	-0,23 *** (0,0015)
muži	0,00 (0,00)	-0,07*** (0,00)	-0,14 *** (0,00)	---	-0,22 *** (0,00)	-0,30 *** (0,00)

Zdroj: Vlastní výpočet, data čtvrtletní šetření o průměrném výdělku IV/2012.

Pozn.: Tabulka ukazuje hodnotu regresního koeficientu dummy proměnné *VEREJNY_SEKTOR* na různých úrovních příjmového rozdělení a to pro celý trh, muže i ženy. Regresní koeficienty jsou výsledky regresní analýzy provedené podle modelu popsaného v páté části tohoto článku, tzn. s kontrolou pro všechny vlastnosti zaměstnanců. Hodnoty v tabulce tedy udávají, o kolik log bodů by se změnil průměrný hodinový výdělek konkrétního zaměstnance, kdyby byl zaměstnán namísto v soukromém, ve veřejném sektoru. Výpočet předpokládá shodné odměňování ostatních vlastností zaměstnanců v obou sektorech. Jedna hvězdička znamená p-hodnotu nižší než 0,05, dvě nižší než 0,01 a tři 0,001. Hodnota v závorce udává standardní chybu.

Z tabulky 3 vyplývá, že na úrovni dolního decilu má regresní koeficient kladnou hodnotu a to jak pro celý trh práce, tak pro muže i ženy. Zaměstnanci veřejného sektoru jsou tak pozitivně diskriminováni (existuje veřejná prémie). U mužů je však tato prémie téměř nulová a sama proměnná statisticky nevýznamná. S rostoucím kvantilem se hodnota koeficientu proměnné dostává do záporných hodnot a příslušnost k veřejnému sektoru je tak penalizována. Nejsilněji je tato skutečnost viditelná u mužů.

Provedená regresní analýza tedy vede k odmítnutí stanovené hypotézy a odpovědi na výzkumnou otázku, že: „*Zaměstnanci veřejného sektoru, pokud jsou pozitivně diskriminováni, pak jen do úrovně zhruba dolního decilu s tím, že toto neplatí samostatně pro muže, a od dolního decilu výše jsou naopak za svoji příslušnost k veřejnému sektoru penalizováni.*“ Tato penalizace má rostoucí tendenci.

Pro podrobnější posouzení této skutečnosti a její vysvětlení byla dále provedena dekompoziční analýza, jejíž výsledky uvádí následující kapitola.

6.2 Dekompoziční analýza

Dekompoziční analýza byla provedena standardními dekompozičními metodami, tzn. Blinder-Oaxaca, Neumark (Oaxaca-Ransome) a Daymont-Andrisani.¹⁰ Její výsledky uvádí tabulka 4 níže.

10 Dekompoziční analýza byla provedena v programu STATA a byl pro ni použit příkaz *oaxaca* s úpravami pro poslední dvě zmiňované dekompozice. Pro syntax příkazu viz Jann (2008).

Tabulka 4
Dekompoziční analýza

pay gap		Blinder-Oaxaca		Neumark (Oaxaca-Ransome)		Daymont-Andrisani	
veřejný sektor	4,92*** (0,0005)	efekt charakteristik	0,14*** (0,00)	vysvětlený	0,12*** (0,0016)	vysvětlený	0,09*** (0,00)
soukromý sektor	4,92*** (0,00)	efekt koeficientů	-0,14*** (0,00)	nevysvětlený	-0,12*** (0,0020)	nevysvětlený 1	-0,07*** (0,00)
rozdíl	0,00 (0,00)	interakce	-0,00 (0,00)	---		nevysvětlený 2	-0,02*** (0,00)

Zdroj: Vlastní výpočet, data čtvrtletní šetření o průměrném výdělku IV/2012.

Pozn.: Tabulka ukazuje, jaká část rozdílu ve výdělku zaměstnanců mezi sektory (v log bodech) připadá na rozdíl v pozorovaných vlastnostech zaměstnanců a jakou část rozdílu odlišnostmi v těchto vlastnostech zaměstnanců vysvětlit nelze a to s využitím různých dekompozičních metod (sl. 2 až 4). Jedna hvězdička znamená p-hodnotu nižší než 0,05, dvě nižší než 0,01 a tři 0,001. Hodnota v závorce udává standardní chybu.

Tabulka 4 uvádí výsledky dekompoziční analýzy z pohledu zaměstnanců soukromého sektoru (proměnná *VEREJNY_SEKTOR* nabývá hodnoty 0). Zaměstnanci soukromého sektoru jsou tedy referenční skupina a jejich regresní koeficienty jsou používány pro srovnání. V části tabulky „pay gap“ vidíme regresní koeficienty veřejného a soukromého sektoru, v jejím posledním řádku pak především, že na úrovni průměru je rozdíl mezi sektory statisticky nevýznamný. Tato skutečnost ale neznamená, že zaměstnanci jednoho ze sektorů nejsou v oblasti výdělku diskriminováni, resp. rozdíl v něm nelze použitým modelem vysvětlit, což ukazují další sloupce tabulky. Dekompozice provedená podle Blindera-Oaxacy totiž ukazuje, že skupina, která je ve výši výdělku na průměru negativně diskriminovaná, jsou zaměstnanci veřejného sektoru, protože výše výdělku zaměstnanců soukromého sektoru by při použití koeficientů veřejného sektoru poklesla o 0,14 log bodů (efekt koeficientů).¹¹ Tato dekompozice zároveň ukazuje, že pokud by měli zaměstnanci soukromého sektoru stejné vlastnosti jako ti z veřejného, jejich mzda by vzrostla o 0,14 log bodů (efekt charakteristik).¹² Celkový efekt je tedy téměř nulový. Dekompozice podle Neumarka ukazuje, že model vysvětluje vyšší mzdu zaměstnanců veřejného sektoru o 0,12 log bodů (lepší vlastnosti) a zároveň není schopený vysvětlit její snížení o stejnou hodnotu (diskriminace nebo proměnné mimo model).¹³ Poslední dekompozice provedená podle Daymonta-Andrisaniho ukazuje, že model vysvětluje vyšší mzdu zaměstnanců veřejného sektoru v hodnotě 0,09 log bodů a zároveň nevysvětluje snížení mzdy veřejného sektoru v rozsahu 0,07 log bodů a zvýšení platu v soukromém sektoru v rozsahu 0,02 log bodů.

11 To znamená, že regresní koeficienty u proměnných jsou v soukromém sektoru průměrně vyšší než ve veřejném.

12 To znamená, že zaměstnanci veřejného sektoru jsou průměrně vzdělanější, mají vyšší praxi atd.

13 Rozdíl je tedy způsoben proměnnými mimo model nebo je důsledkem diskriminace.

Z provedené dekompoziční analýzy lze dospět k následujícím závěrům:

- 1) použití příkazu *oaxaca* v programu STATA pro dekompozici rozdílu ve výši odměny ve veřejném a soukromém sektoru není vhodné, protože tento příkaz provádí dekompozici na průměru, kde jsou oba sektory srovnatelné (výše odměny veřejného sektoru je nastavována podle průměrných hodnot soukromého sektoru). V dalším výzkumu proto považují za vhodné provést také kvantilovou dekompozici např. s využitím příkazu *cdeco*,
- 2) přestože na průměru neexistuje mezi sektory rozdíl, ukázalo se, že zaměstnanci veřejného sektoru mohou být negativně diskriminováni, a to proto, že celkově jsou regresní koeficienty odpovídající jejich vlastnostem nižší než ty u zaměstnanců soukromého sektoru. Tento závěr je do jisté míry překvapivý, protože při pohledu na výsledky regresní analýzy se zdá, že veřejný sektor má koeficienty, pokud ne lepší, tak alespoň srovnatelné. Předpoklad pozitivní diskriminace veřejného sektoru vycházel také z výsledků analýzy popisných statistik uvedené v úvodu tohoto článku. Zde provedená dekompoziční analýza tedy ukázala, že váha vybraných vyšších koeficientů soukromého sektoru (Praha, CZ-ISCO třídy 1 a 2, úplné vysokoškolské vzdělání) je tak zásadní, že zvrátí celkové výsledky ve prospěch soukromého sektoru, i když by případné dílčí analýzy (jednotlivé kraje apod.) zřejmě ukázaly opak.

7. Závěr

Cílem tohoto článku bylo provést analýzu rozdílu ve výši výdělku zaměstnanců veřejného a soukromého sektoru a ověřit hypotézu, že zaměstnanci veřejného sektoru jsou ve výši výdělku ve srovnání se zaměstnanci soukromého sektoru diskriminováni. Jejich případnou diskriminaci pak kvantifikovat. Porovnání výše hodinového výdělku ve veřejném a soukromém sektoru naznačilo, že pokud by byli zaměstnanci veřejného sektoru ve výši hodinového výdělku diskriminováni, pak asi pozitivně, když je jejich výdělek na úrovni průměru vyšší všude kromě hlavního města Prahy a Středočeského kraje a na úrovni mediánu je vyšší dokonce i v těchto regionech.

Provedená analýza skutečně potvrdila, že dummy proměnná *VEREJNY_SEKTOR* zohledňující příslušnost k veřejnému sektoru (prémie veřejného sektoru) je statisticky významná. V rozporu s očekáváními se ale ukázalo, že její hodnota je kladná (0,05 log bodů), tzn., že prémie veřejného sektoru je kladná jen do úrovně zhruba patnáctého percentilu. Od této úrovně je záporná a s rostoucím kvantilem její velikost roste (až po -0,25 log bodu v případě horního decilu). To znamená, že pokud by byli zaměstnanci veřejného sektoru diskriminováni, pak v převážné části rozdělení výše výdělku negativně.

Dekompoziční analýza na průměru tento závěr potvrdila, když ukázala, že na průměru, i když je zde rozdíl ve výdělku mezi sektory díky lepším vlastnostem zaměstnanců veřejného sektoru statisticky nevýznamný, by hrubý hodinový plat těchto zaměstnanců, pokud by byli odměňováni shodně jako zaměstnanci sektoru soukromého, vzrostl (o 0,14 log bodu).

Příloha

Tabulka P1

Regresní analýza (regresní koeficienty, standardní chyba)

vysvětlující proměnná	celý trh práce	veřejný sektor	soukromý sektor
CZISCO0 (ozbrojené síly) ¹⁴	-0,01 (0,00)	0,16 *** (0,00)	---
CZISCO1 (zákonodárci a řídící)	0,64 *** (0,00)	0,55 *** (0,00)	0,67 *** (0,00)
CZISCO2 (specialisté)	0,50 *** (0,00)	0,42 *** (0,00)	0,56 *** (0,01)
CZISCO3 (technici a odborníci)	0,43 *** (0,00)	0,42 *** (0,00)	0,43 *** (0,00)
CZISCO4 (úředníci)	0,26 *** (0,00)	0,32 *** (0,00)	0,24 *** (0,00)
CZISCO5 (služby a prodej)	0,05 *** (0,00)	0,23 *** (0,00)	-0,01 (0,00)
CZISCO6 (zemědělství, lesnictví a rybářství)	0,11 *** (0,00)	0,13 *** (0,01)	0,12 *** (0,01)
CZISCO7 (řemeslníci a opraváři)	0,23 *** (0,00)	0,21 *** (0,00)	0,24 *** (0,00)
CZISCO8 (obsluha strojů a zařízení, montéři)	0,22 *** (0,00)	0,26 *** (0,00)	0,22 *** (0,00)
KRAJ2 (Středočeský)	-0,12 *** (0,00)	-0,13 *** (0,00)	-0,12 *** (0,00)
KRAJ3 (Jihočeský)	-0,21 *** (0,00)	-0,16 *** (0,00)	-0,22 *** (0,00)
KRAJ4 (Plzeňský)	-0,15 *** (0,00)	-0,11 *** (0,00)	-0,15 *** (0,00)
KRAJ5 (Karlovarský)	-0,18 *** (0,00)	-0,12 *** (0,00)	-0,19 *** (0,00)
KRAJ6 (Ústecký)	-0,17 *** (0,00)	-0,13 *** (0,00)	-0,18 *** (0,00)
KRAJ7 (Liberecký)	-0,16 *** (0,00)	-0,16 *** (0,00)	-0,15 *** (0,00)
KRAJ8 (Královéhradecký)	-0,19 *** (0,00)	-0,12 *** (0,00)	-0,20 *** (0,00)
KRAJ9 (Pardubický)	-0,23 *** (0,00)	-0,17 *** (0,00)	-0,24 *** (0,00)
KRAJ10 (Jihomoravský)	-0,17 *** (0,00)	-0,13 *** (0,00)	-0,18 *** (0,00)
KRAJ11 (Vysočina)	-0,22 *** (0,00)	-0,15 *** (0,00)	-0,24 *** (0,01)

14 Třída CZ-ISCO 0 jsou zaměstnanci v ozbrojených silách, tzn. že v soukromém sektoru se neuplatní.

vysvětlující proměnná	celý trh práce	veřejný sektor	soukromý sektor
KRAJ12 (Olomoucký)	-0,23 *** (0,00)	-0,14 *** (0,00)	-0,25 *** (0,01)
KRAJ13 (Moravskoslezský)	-0,18 *** (0,00)	-0,15 *** (0,00)	-0,18 *** (0,00)
KRAJ14 (Zlínský)	-0,22 *** (0,00)	-0,18 *** (0,00)	-0,23 *** (0,00)
VZDELANI2 (střední bez maturity)	0,04 *** (0,00)	0,03 *** (0,00)	0,05 *** (0,00)
VZDELANI3 (střední s maturitou)	0,17 *** (0,00)	0,23 *** (0,00)	0,16 *** (0,00)
VZDELANI4 (bakalářské)	0,27 *** (0,00)	0,33 *** (0,00)	0,27 *** (0,01)
VZDELANI5 (magisterské a vyšší)	0,38 *** (0,00)	0,42 *** (0,00)	0,40 *** (0,01)
MUZ (je muž)	0,18 *** (0,00)	0,15 *** (0,00)	0,18 *** (0,00)
VEDOUCI (vede podřízené)	0,14 *** (0,00)	0,18 *** (0,00)	0,12 *** (0,00)
PLNY_UVAZEK (pracuje na plný úvazek)	0,07 *** (0,00)	0,07 *** (0,00)	0,07 *** (0,00)
KOLSML (je uzavřena kolektivní smlouva)	0,08 *** (0,00)	0,07 *** (0,00)	0,07 *** (0,00)
DOBAZAM	0,02 *** (0,00)	0,01 *** (0,00)	0,02 *** (0,00)
DOBAZAM2	-0,00 *** (0,00)	-0,00 *** (0,00)	-0,00 *** (0,00)
PRAXE	0,01 *** (0,00)	0,01 *** (0,00)	0,01 *** (0,00)
PRAXE2	-0,00 *** (0,00)	-0,00 *** (0,00)	-0,00 *** (0,00)
POCPREPQ (velikost zaměstnavatele)	6,58e-06 *** (0,00)	1,67e-06 *** (0,00)	8,01e-06 *** (0,00)
VEREJNY_SEKTOR ¹⁵	-0,12 *** (0,00)	---	---
konstanta	4,10 *** (0,00)	4,02 *** (0,00)	4,24 *** (0,01)
pozorování	1 904 340	507 547	1 396 793
adj. R²	0,54	0,67	0,54
root MSE	0,32	0,21	0,33

Zdroj: Vlastní výpočet, data čtvrtletní šetření o průměrném výdělku IV/2012.

Pozn.: Jedna hvězdička znamená p-hodnotu nižší než 0,05, dvě nižší než 0,01 a tři 0,001.

15 Proměnná *VEREJNY_SEKTOR* se uplatní pouze při regresní analýze celého trhu práce, při analýze obou sektorů samostatně slouží pro jejich odlišení.

Tabulka P1 výše uvádí výsledky regresní analýzy provedené podle modelu z kapitoly 5 tohoto článku a to pro celý trh práce (první sloupec) i samostatně pro veřejný a soukromý sektor (druhý a třetí sloupec). Pro podrobný popis jednotlivých použitých proměnných viz tabulka 1.

Literatura

- ANGHEL, B.; de la RICA, S.; DOLADO, J. 2011. *The Effect of Public Sector Employment on Women's Labour Market Outcomes*. [FEDEA Working Paper No. 2011-08.] 2011.
- BARGAIN, O.; MELLY, B. 2008. Public sector pay gap in France: New evidence using panel data. [Discussion Paper Series No. 3427] IZA DP, 2008.
- BLINDER, A. S. 1973. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*. 1973, Vol. 8, No. 4, pp. 436–455.
- BORJAS, G. 2002. The Wage Structure and the Sorting of Workers into the Public Sector. [Working Paper 9313]. NBER, 2002.
- BOYLE, G.; McELLIGOTT, R.; O'LEARY, J. 2004. Public-private Wage Differentials in Ireland, 1994–2001. ESRI Quarterly Economic Commentary, Special Article. Dublin: The Economic and Social Research Institute, 2004.
- CAI, L.; LIU, A. Y. C. 2008. Public-private Wage Gap in Australia: Variation along the Distribution. [Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 581], Canberra, Australia: The Australian National University. 2008.
- CAMPOS, M.; PEREIRA, C. 2009. Wages and Incentives in the Portuguese Public Sector. *Economic Bulletin*, Banco de Portugal, summer 2009, pp. 57–77.
- DAYMONT, T. N.; ANDRISANI, P. J. 1984. Job Preferences, College Major, and the Gender Gap in Earnings. *Journal of Human Resources*. 1984, Vol. 19, No. 3, pp. 408–428.
- DEPALO, D.; GIORDANO, R.; PAPAPETROU, E. 2013. Public-private Wage Differentials in Euro Area Countries: Evidence from Quantile Decomposition Analysis. [Working Paper Number 907]. 2013. ISSN 2281-3950.
- DUSTMANN, C.; van SOEST, A. 1997. Wage Structures in the Private and Public Sectors in West Germany. *Fiscal Studies*. 1997, Vol. 18, No. 3, pp. 225–247.
- FOLEY, P.; O'CALLAGHAN, F. 2007. Investigating the Public-private Wage Gap in Ireland Using Data from the National Employment Survey 2007. Statistical and Social Inquiry Society. 2009.
- GARCIA-PAEREZ, I.; JIMENO, J. 2007. Public Sector Wage Gaps in Spanish Regions. *The Manchester School*. 2007, Vol. 75, No. 4, pp. 501–531.
- GIORDANO, R. et al. 2011. The Public Sector Pay Gap in a Selection of Euro Area Countries. [online]. 2011 [cit. 2013-05-26]. [Working Paper Series No. 1406]. Dostupné na www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1406.pdf.
- HUŠEK, R. *Ekonomická analýza*. 2007. Praha: Oeconomica, 2007. ISBN 978-80-245-1300-3.
- CHRISTOPOULOU, R.; MONASTIRIOTIS, V. 2013. The Greek Public Sector Wage Premium before the Crisis: Size, Selection and Relative Valuation of Characteristics. *British Journal of Industrial Relations*. 2013, Vol. 52, No. 3, pp. 579–602.
- JANN, B. 2008. A Stata Implementation of the Blinder-Oaxaca Decomposition. *The Stata Journal*. 2008, Vol. 8, No. 4, pp. 453–479.
- JONES, F. L.; KELLEY, J. 2002. Decomposing Differences between Groups. A Cautionary Note on Measuring Discrimination. *Sociological Methods and Research*. 1984, Vol. 12, No. 3, pp. 323–343.
- JURAJDA, S. 2003. Gender Wage Gap and Segregation in Enterprises and the Public Sector in Late Transition Countries. *Journal of Comparative Economics*. 2003, Vol. 31, No. 2, pp. 199–222.
- JURAJDA, S. 2005. Czech Returns to Schooling: Does the Short Supply of College Education Bite? *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a úvěr)*. 2005, Vol. 55, No. 1-2, pp. 83–95.

- JÜRGES, H. 2002. The Distribution of the German Public-Private Wage Gap. *Labour*. 2002, Vol. 16, No. 2, pp. 347–381.
- KUBÁTOVÁ, K. et al. 2012. *Vliv daňových a výdajových nástrojů na mikroekonomickou a makroekonomickou efektivnost*. 1. vyd. Praha: Wolters Kluwer, 2012. 152 s. ISBN 978-80-7357-979-1.
- LASSIBILLE, R. 1998. Wage Gaps between the Public and Private Sectors in Spain. *Economics of Education Review*. 1998, Vol. 17, No. 1, pp. 83–92.
- MELLY, B. 2005. Public-private Sector Wage Differentials in Germany: Evidence from Quantile Regression. *Empirical Economics*. 2005, Vol. 30, No. 2, pp. 505–520.
- MINCER, J. 1974. *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: National Bureau of Economic Research; distributed by Columbia University Press, 1974, xv, 152 p. ISBN 08-701-4265-8.
- MUELLER, R. E. 1998. Public-private Sector Wage Differentials in Canada: Evidence from Quantile Regressions. *Economics Letters*. 1998, Vol. 60, No. 2, pp. 229–235.
- MÜNICH, D.; TERRELL, K.; SVEJNAR, J. 2005a. Returns to Human Capital from the Communist Wage Grid to Transition: Retrospective Evidence from Czech Micro Data. *Review of Economics and Statistics*, 2005, Vol. 87, No. 1, pp. 100–123.
- MÜNICH, D.; TERRELL, K.; SVEJNAR, J. 2005b. Is Women's Human Capital Valued More by Markets than by Planners? *Journal of Comparative Economics*, No. 33, 2005, pp. 278–299.
- MYSÍKOVÁ, M. 2012. Gender Wage Gap in the Czech Republic and Central European Countries. *Prague Economic Papers*. 2012, Vol. 21, No. 3, pp. 328–346.
- MYSÍKOVÁ, M. 2007. Women Labor Market: Gender Pay Gap and Its Determinants. [Working Papers 2007/13] IES, 2007.
- NEUMARK, D. 1988. Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *The Journal of Human Resources*. 1988, Vol. 23, No. 3, pp. 279–295.
- NIELSEN, H.; ROSHOLM, M. 2001. The Public-Private Sector Wage Gap in Zambia in the 1990s: A Quantile Regression Approach. *Empirical Economics*. 2001, Vol. 26, No. 1, pp. 169–182.
- OAXACA, R. L.; RANSOM, M. R. 1994. On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials. *Journal of Econometrics*. 1994, Vol. 61, No. 1, pp. 5–21.
- OAXACA, R. L.; RANSOM, M. R. 1988. Searching for the Effect of Unionism on the Wages of Union and Non-union Workers. *Journal of Labor Research*. 1988, Vol. 9, No. 2, pp. 139–148.
- OAXACA, R. 1973. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*. 1973, Vol. 14, No. 3, pp. 693–709.
- PANIZZA, U.; QIANG, C. 2005. Public-private Wage Differential and Gender Gap in Latin America: Spoiled Bureaucrats and Exploited Women? *The Journal of Socio-Economics*. 2005, Vol. 34, No. 6, pp. 810–833.
- PAPAPETROU, E. 2006. The Public-private Sector Pay Differential in Greece. *Public Finance Review*. 2006, Vol. 35, No. 4, s. 450–473.
- POTERBA, J.; RUEBEN, K. 1995. The Distribution of Public Sector Wage Premia: New Evidence Using Quantile Regression Methods. [Working Paper No. 4734]. NBER, 1995.
- SINNING, M.; HAHN, M.; BAUER, T. K. 2008. The Blinder–Oaxaca Decomposition for Nonlinear Regression Models. *The Stata Journal*. 2008, Vol. 8, No. 4, pp. 480–492.
- SMITH, S. 1976. Pay Differentials between Federal Government and Private Sectors Workers. *Industrial and Labour Relations Review*. 1976, Vol. 29, No. 4, pp. 233–257.
- TEPPEROVÁ, J.; KLAZAR, S. 2012. Vliv sociálních systémů a jejich koordinace na ekonomickou migraci. *Politická ekonomie*, 2012, Vol. 60, No. 4, pp. 505–522.
- TREXIMA, spol. s r. o. 2012. *Informační systém o průměrném výděлку: Mzdová a platová sféra IV/2012*. Praha: Ministerstvo práce a sociálních věcí, statistické šetření ISPV. [online] [cit. 2012-09-20]. Dostupné na www.ispv.cz.
- WINSBOROUGH, H. H.; DICKINSON, P. 1971. Components of Negro-White Income Differences. In *Proceedings of the Social Statistics Section*. Washington, DC: American Statistical Association, 1971, pp. 6–8.

THE PUBLIC-PRIVATE PAY GAP IN THE CZECH REPUBLIC

Jakub Picka, Department of Public Finance, University of Economics, Prague,
nám. W. Churchilla 4, CZ – 130 00 Praha 3 (jakub.picka@centrum.cz)

Abstract

This article analyzes the public-private pay gap in the Czech Republic. To prove the existence of this pay gap and measure for its decomposition, we used Mincer wage equations and Blinder-Oaxaca-based decomposition techniques. Using data from the IV/2012 Quarterly Survey of Average Earnings, an econometrical model intended for regression and decomposition analyses was set. The most important part of the model is the dummy variable representing pertinence to the public sector of the national economy. We found that this dummy was statistically significant throughout the wage distribution, and that the value of its coefficient was negative and rising. This means that public sector employees up from the lowest deciles can be discriminated against in their salaries, and that this potential for discrimination increases as we look at the higher deciles. This finding was further examined by decomposition analysis which showed that on average, public sector employees are better equipped (have better characteristics) but have worse return on them (lower regression coefficients).

Keywords

public-private pay gap, wage equations, discrimination, Blinder-Oaxaca, decomposition, public sector

JEL Classification

J31, J45, J70, C12