

## Kvantilová dekompozice *public-private pay gap* v České republice<sup>1</sup>

Jakub PICKA\* – Stanislav KLAZAR\*\*

---

### Public-private Pay Gap in the Czech Republic: Evidence from Quintile Analysis

#### Abstract

*This article analyses the public-private pay gap in the Czech Republic using quantile (decomposition) regression. Quantile decomposition analysis showed that all along the distribution, public sector employees are better equipped (have better characteristics) but up from lowest decile, they have worse return on them (lower regression coefficients). Overall earnings are better in the public sector in the lower segments of wage distribution, but worse in the upper. This is due to the effect of coefficients that weigh more heavily upon the effect of characteristics up from the fifteenth percentile.*

**Keywords:** *public-private pay gap, quantile analysis, discrimination, decomposition, public sector*

**JEL Classification:** J31, J45, J70, C12

---

#### Úvod

*Public-private pay gap* je problém, který je spolu s ostatními „gapy“ (*gender, racial, union* apod.) ve světě intenzivně zkoumán. V České republice (ČR) mu není doposud věnována přílišná pozornost, a tak zde není v současnosti příliš rozebrán ani teoreticky, ani empiricky.

---

\* Jakub PICKA, Univerzita obrany, Centrum jazykového vzdělávání, Kounicova 65, 602 00 Brno, Česká republika; e-mail: jakub.picka@unob.cz

\*\* Stanislav KLAZAR, Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví, Katedra veřejných financí, Nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3, Žižkov, Česká republika; e-mail: klazar@vse.cz

<sup>1</sup> Text článku byl připraven zčásti v rámci projektu institucionální podpory IP100040 na Fakultě financí a účetnictví Vysoké školy ekonomické v Praze.

Výjimku tvoří analýza provedená v Picka (2014), která na datech z čtvrtletního šetření o průměrném výdělku IV/2012 na průměrných hodnotách mezd a platů ukazuje, že *gap* mezi veřejným a soukromým sektorem v zásadě neexistuje (rozdíl mezi výdělky se v obou sektorech pohybuje do tří procent (TREXIMA, 2012)). Domníváme se, a zahraniční literatura nás v tom podporuje (viz např. Melly, 2005), že právě na „průměru“ došlo k tomu, že tzv. efekt koeficientů (působení proměnných mimo model, které ovlivňují výši výdělku a mohou mít podobu neměřených vlastností zaměstnanců nebo také diskriminace)<sup>2</sup> v neprospěch zaměstnanců veřejného sektoru a tzv. efekt charakteristik (působení lepších vlastností produktivity vedoucích k vyššímu výdělku) v jejich prospěch se vzájemně vyrovnávají. Je to zřejmě způsobeno tím, že průměrná mzda v soukromém sektoru slouží jako referenční hodnota pro stanovení průměrné výše platu ve veřejném. K získání celkového obrazu je proto potřeba provést výzkum v rámci celého rozdělení výše výdělku. V České republice kvantilovou regresní a dekompoziční analýzu rozdílu ve výdělku zaměstnanců veřejného a soukromého sektoru dosud nikdo neprovedl, i když její vhodnost pro zkoumání výše výdělku už někteří autoři zmínili (viz např. Mysíková, 2012).

Cílem tohoto článku je proto provést kvantilovou analýzu rozdílu ve výdělku zaměstnanců veřejného a soukromého sektoru a ověřit hypotézu, že příčiny rozdílu ve výdělku mezi zaměstnanci veřejného a soukromého sektoru se v rámci rozdělení významně liší od průměrných hodnot. Obě příčiny, tzv. efekt koeficientů (případná diskriminace) v neprospěch zaměstnanců veřejného sektoru a efekt charakteristik v jejich prospěch se následně pokoušíme kvantifikovat. *Efekt charakteristik* v tomto článku chápeme situaci, kdy vyšší výdělek jedné skupiny zaměstnanců je výsledkem jejich lepších vlastností produktivity (vzdělání, praxe a dalších), *efekt koeficientů* pak chápeme situaci, kdy vyšší výdělek jedné skupiny zaměstnanců je vysvětlen lepšími regresními koeficienty u stejných proměnných ve srovnání se zbytkem populace (za stejné vzdělání, praxi apod. dostávají dva zaměstnanci různou odměnu). Lepší regresní koeficienty nelze vysvětlit použitým modelem a jsou tedy výsledkem nepozorovaných vlastností zaměstnanců nebo jejich diskriminace. Dílčí hypotézou je existence „skleněného stropu“ (viz např. Albrecht, Björklund a Vroman, 2003) u zaměstnanců veřejného sektoru. Tento článek metodologicky vychází z prací Mellyho (2005) a dále Chernozhukova, Fernández-Vala a Mellyho (2013), navazuje na dekompoziční analýzu provedenou v ČR na průměru Pickou (2014).

---

<sup>2</sup> Použitá metodologie předpokládá, že pokud by všechny potenciální faktory mající vliv na výši odměny zaměstnanců byly zahrnuty (vlastnosti zaměstnanců i zaměstnání, jejich psychologický postoj k zaměstnání jako zdroji výdělku), koeficienty by byly pro všechny zaměstnance stejné a rozdíl v koeficientech by představovala právě diskriminace.

Struktura článku je následující. Po úvodní části, zdůrazňující především originalitu přístupu na datech za Českou republiku, následuje část 1.1, která poskytuje přehled literatury, popisuje metodu kvantilové dekompoziční analýzy a uvádí její výsledky u různých autorů, které s její pomocí získali v různých zemích. Část 1.2 popisuje ekonometrický model, použité proměnné a zdroje dat. Výsledky provedené kvantilové dekompoziční analýzy shrnujeme v části 2. V článku jsou použity běžné obecně-vědní metody; ze speciálně-vědních metod stojí za zmínku především kvantilová regresní a kvantilová dekompoziční analýza podle Chernozhukova, Fernandez-Vala a Mellyho (2013).

## 1. *Public-private pay gap* a kvantilová dekompozice v praxi

### 1.1. Přehled literatury

Dekompozice rozdílu ve výdělku mezi zaměstnanci veřejného a soukromého sektoru má ve světové literatuře bohatou tradici a z pohledu tohoto článku je především zásadní, že různí autoři se shodli, že regresní a dekompoziční analýza provedená na úrovni průměrného výdělku poskytuje pouze nekompletní nebo zkreslující obraz, protože podmínky práce zaměstnanců i jejich vlastnosti se v rámci celého rozdělení liší. V reakci na tyto závěry pak autoři aplikují metodu *kvantilové regrese* za účelem analýzy celkového rozdělení rozdílu ve výdělku mezi sektory. K tomuto postupu se přikláníme také v tomto článku.

První, kdo kvantilovou regresi využili ke studiu rozdílů ve výdělku zaměstnanců veřejného a soukromého sektoru, byli Poterba a Ruben (1995), kteří zkoumali rozdíl ve výdělku zaměstnanců státní správy i samosprávy a soukromého sektoru v letech 1982 až 1993 v USA. Dospěli k závěru, že bez ohledu na pohlaví se s rostoucí úrovní distribuce rozdíl v neprospěch veřejného sektoru prohlubuje. Za zmínku stojí dále například Mueller (1998), který použil kvantilovou regresi k odhadu velikosti mzdové prémie ve veřejném sektoru Kanady a zjistil, že *gap* ve prospěch veřejného sektoru má tendenci být vyšší pro zaměstnance federální vlády, ženy a zaměstnance na spodním konci rozdělení výdělku. S rostoucí úrovní rozdělení se výdělek opět vyvíjí ve prospěch soukromého sektoru.

K podobným výsledkům došli i Cai a Liu (2008) v případě Austrálie. S využitím kvantilové regresní analýzy ukazují, že mzdová prémie 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. Prémie veřejného sektoru je podle jeho zjištění

nejvyšší na dolním konci distribuce a monotónně klesá směrem k hornímu konci. Jeho zjištění jsou stabilní v průběhu 80. a 90. let a z pohledu srovnání s ČR je zajímavé, že v Německu existuje prémie veřejného sektoru v rámci celého rozdělení, a to zřejmě z důvodu, že je tam veřejná služba vědomě zvýhodněna. Dalším jeho zajímavým zjištěním je skutečnost, že více diskriminační z pohledu pohlaví je soukromý sektor, což je v rozporu s Beckerovou hypotézou, a dále to, že veřejný sektor stírá rozdíly nejen mezi skupinami zaměstnanců (např. podle vzdělání), ale i v rámci nich.

Melly dále společně s Bargainem (viz Bargain a Melly, 2008) odhadují rozdíl ve výdělků mezi sektory ve Francii v období mezi roky 1990 a 2002 na průměru i různých úrovních distribuce pro obě pohlaví a zjišťují, že zatímco pro ženy existuje prémie veřejného sektoru v rámci téměř celého rozdělení, u mužů jen do osmnáctého percentilu v případě společné (*pooled*) regrese, v případě zohlednění fixních efektů je tento rozdíl pro obě pohlaví v rámci celé distribuce mírně pozitivní až do úrovně třetího decilu.

Dále pak například Giordano a kol. (2011) na datech z italského *Survey of Household Income and Wealth* z let 1998 – 2008 pomocí kvantilové regrese ukazují, že na průměru statisticky významná prémie veřejného sektoru (14 % pro ženy a 4 % pro muže) existuje a pro ženy je v rámci celého rozdělení zhruba konstantní, zatímco pro muže podstatně klesá až k nule na úrovni zhruba osmdesátého percentilu.

Tito autoři dále ukazují, že pro muže je s rostoucí úrovní rozdělení prémie veřejného sektoru při zohlednění jednotlivých regionů Itálie i se zohledněním povahy zaměstnání (*blue vs. white collar*) klesající, i když pro jednotlivé skupiny různě, zatímco pro ženy je v rámci rozdělení pro uvedené skupiny konstantní, i když v rozdílné výši. Mezi muži a ženy v rámci těchto skupin existuje relativní rozdíl, když například větší prémie veřejného sektoru je pro ženy u „bílých“, zatímco u mužů u „modrých límečků“.

Hospido a Moral-Benito (2012) na datech finančních úřadů ze Španělska dále ukazují, že efekt koeficientů ve prospěch zaměstnanců veřejného sektoru je ve Španělsku velice významný, a to převážně v rámci celého rozdělení. Ukázali, že pro vysoce vzdělané muže i ženy začíná tento efekt (ve prospěch veřejného sektoru) na úrovni dolního decilu na 0,15, resp. 0,3 log bodech a snižuje se k nule na úrovni mediánu pro muže a vrcholu rozdělení pro ženy, zatímco u málo vzdělaných začíná na 0,45 log bodu pro muže i ženy a u mužů se k nule snižuje na vrcholu rozdělení, zatímco u žen i na vrcholu rozdělení zůstává pozitivní, a to ve výši téměř 0,25 log bodů. Málo vzdělaní zaměstnanci veřejného sektoru, kteří pracují manuálně, pak mají premii veřejného sektoru v rámci celého rozdělení na úrovni okolo 0,2 log bodů.

Depalo, Giordano a Papapetrou (2013) zkoumají celou řadu evropských zemí (Rakousko, Belgie, Německo, Španělsko, Francie, Řecko, Irsko, Itálie, Portugalsko a Slovinsko) na datech od roku 1999 a zjišťují, že *public-private pay gap* se velmi liší v rámci rozdělení, když na jeho dolním konci je zpravidla ve prospěch veřejného sektoru, na jeho horním konci ve prospěch soukromého. Dekompoziční analýza pak ukazuje, že ve všech zkoumaných zemích je *gap* na dolním konci distribuce součtem stejnosměrného působení obou efektů (koeficientů a charakteristik), na jejím horním konci převládá efekt koeficientů, který protisměrný efekt charakteristik zcela převažuje. Dále zjistili, že efekt koeficientů je výsledkem převážně rozdílného ohodnocení vzdělání a zkušeností v obou sektorech, a to v rámci celé distribuce, i když v jejím horním konci je toto působení mnohem významnější.

Z relevantní literatury nejčastěji plyne, že rozdíl mezi veřejným a soukromým sektorem existuje, ale že v rámci rozdělení se mění. V zemích, jako je Francie, Španělsko, Řecko, ale i Německo, je pozitivní prémie (a efekt koeficientů ve prospěch) veřejného sektoru v rámci celého rozdělení (i když klesající), v ostatních zemích je pozitivní v dolních kvantilech a rychle klesá k negativní prémii v horních kvantilech. Pro ženy a méně kvalifikované pracovníky a v chudších regionech je zpravidla větší. Na základě těchto poznatků jsme se rozhodli provést kvantilovou dekompozici kromě celého trhu i samostatně pro muže a ženy a lze očekávat – na základě posouzení, jak se *gap* i oba efekty budou vyvíjet –, že ČR se pravděpodobně při neexistenci zákona o státní službě bude řadit do druhé skupiny zemí.

## 1.2. Model a vstupní údaje

Základním východiskem analýzy *public-private pay gap* v tomto článku je regresní analýza postavená na Mincerových (1974), ale především Smithových (1976) mzdových rovnicích. Tyto mzdové rovnice mají v tomto článku následující podobu

$$\ln W = \beta X + \gamma VER\_SEKTOR + \varepsilon \quad (1)$$

kde

$W$	– hrubý hodinový výdělek (mzdu, nebo plat),
$\beta$	– vektor regresních koeficientů,
$X$	– vektor vysvětlujících proměnných (podrobně popsanych níže),
$\gamma$	– regresní koeficient vysvětlující proměnné určující příslušnost k veřejnému sektoru,
$VER\_SEKTOR$	– zmiňovaná <i>dummy</i> proměnná,
$\varepsilon$	– reziduum.

Kvantilová dekompoziční analýza provedená v tomto článku, ale na rozdíl od dekompozičních metod prováděných na průměru (Blinder-Oaxacův rozklad viz Blinder, 1973; Oaxaca, 1973<sup>3</sup> a dalších) není triviální (pro podrobnější technickou analýzu postupu viz Příloha 1).

Jako vysvětlovaná proměnná byl v modelu zvolen přirozený logaritmus hrubého hodinového výdělku, mzdy nebo platu (*HHV*), který je vypočten pro každého zaměstnance jako podíl hrubého měsíčního výdělku a počtu odpracovaných hodin. Vysvětlující proměnné jsou v modelu následující:

*CZISCOm* je *dummy* proměnná popisující příslušnost zaměstnance k hlavní třídě zaměstnání v členění CZ-ISCO ČSÚ, takže *m* nabývá hodnot 0 až 9.<sup>4</sup>

*KRAJm* je *dummy* proměnná zohledňující místo výkonu zaměstnání v členění NUTS 3, tzn. na jednotlivé kraje České republiky, *m* nabývá hodnot 1 až 14.<sup>5</sup>

*VZDELANIm* je *dummy* proměnná určující nejvyšší dosažené vzdělání zaměstnance, *m* nabývá hodnot od 1 do 4.<sup>6</sup>

*MUZ* je *dummy* proměnná, která nabývá hodnoty 1, pokud je zaměstnanec muž.

*MANAGER* je *dummy* proměnná, která nabývá hodnoty 1, pokud zaměstnanec vede podřízené.

*PLNY\_UVAZEK* je *dummy* proměnná, která nabývá hodnoty 1, pokud je zaměstnanec zaměstnán na plný úvazek.

*KOL\_SML* je *dummy* proměnná, která nabývá hodnoty 1, pokud je u zaměstnavatele uzavřena kolektivní smlouva.

*PRAXE* je proměnná, která udává potenciální délku praxe zaměstnance a  $PRAXE^2$  její druhá mocnina, zařazená do modelu z důvodu předpokladu nelineárního vlivu praxe zaměstnance na výši jeho výdělku. Vzhledem k tomu, že data tuto informaci neobsahují,

<sup>3</sup> Pro podrobný výklad problematiky viz Jann (2008).

<sup>4</sup> CZ-ISCO člení zaměstnance podle druhu vykonávané práce a úrovní dovedností do deseti hlavních tříd. Toto členění v našem článku zachováváme, takže: 0 – zaměstnanci ozbrojených sil; 1 – zákonodárci a řídicí pracovníci; 2 – specialisté; 3 – techničtí a odborní pracovníci; 4 – úředníci; 5 – pracovníci ve službách a prodeji; 6 – kvalifikovaní pracovníci v zemědělství, lesnictví a rybnářství; 7 – řemeslníci a opraváři; 8 – obsluha strojů a zařízení, montéři; 9 – pomocní a nekvalifikovaní pracovníci. Poslední uvedená skupina slouží jako referenční úroveň a je vynechána z důvodu kolinearit.

<sup>5</sup> Česká republika je v členění NUTS 3 rozdělena na čtrnáct krajů. *Dummy* proměnné v použitém modelu jsou číslovány následovně: 1 – Praha; 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. Hlavní město Praha slouží jako referenční úroveň, a to proto, že se předpokládá, že regresní koeficienty všech ostatních *dummy* proměnných budou negativní. Tato proměnná je také vynechána z důvodu kolinearit.

<sup>6</sup> Nejvyšší dosažené vzdělání zaměstnanců je rozděleno do pěti skupin v členění podle KKO: 1 je žádné nebo základní vzdělání (A, B, C); 2 je střední odborné bez maturity (D, E, H, J); 3 je střední odborné s maturitou (K, L, M); 4 je neúplné vysokoškolské (N, R); 5 je úplné vysokoškolské a vyšší (T, V). Jako referenční úroveň a vynechána z důvodu kolinearit je první uvedená skupina. Písmena v závorce představují konkrétní úrovně vzdělání podle KKO, takže například ve skupině 4 jsou zahrnuti zaměstnanci s vyšším odborným vzděláním (N) a bakalářským (R).

jedná se o aproximaci určenou jako “*věk zaměstnance minus délka vzdělání zaměstnance v letech minus šest pro muže a minus osm pro ženy*”.<sup>7</sup>

*DOBA\_ZAM* je proměnná, která udává počet let u konkrétního zaměstnavatele a *DOBA\_ZAM^2* její druhá mocnina, do modelu zařazená ze stejných důvodů jako *PRAXE^2*.

*VELIKOST* udává počet zaměstnanců u daného zaměstnavatele a do modelu je zařazena z toho důvodu, že bylo prokázáno, že s velikostí zaměstnavatele roste výdělek.

*VER\_SEKTOR* je zásadní *dummy* proměnná modelu, která nabývá hodnoty 1, pokud je zaměstnanec zaměstnán ve veřejném sektoru (platové sféře).

Předpokládáme, že vysvětlující sílu modelu by zvýšily další vysvětlující proměnné popisující podmínky práce a osobní nebo rodinné poměry zaměstnance (zaměstnanecké benefity, rodinný stav, počet dětí, postavení rodiny zaměstnance, její bohatství a další). Použitá data tyto informace ale bohužel neobsahují.

V souvislosti s analýzou byl proveden také výpočet párových korelačních koeficientů za účelem posouzení možné multikolinearity. Jako hranice, odkdy je multikolinearita pro účely tohoto článku považována za závažnou, byla stanovena absolutní hodnota korelačního koeficientu větší než 0,8 (viz např. Hušek, 2007, s. 97). 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.

Pro výpočty byla použita data získaná ze šetření o průměrném výdělku IV/2012 realizovaném v rámci Informačního systému o průměrném výdělku MPSV (pro podrobný popis způsobu šetření viz <http://www.ispv.cz/>). Velikost vzorku byla 1 904 340 platných pozorování, z nichž 507 547 připadalo na veřejný a 1 396 793 na soukromý sektor. Vlastnosti vzorku ukazuje podrobně tabulka 2 v Picka (2014), která je členěna v zásadě ve struktuře použitých proměnných regresního modelu.

## 2. Výsledky kvantilové dekompozice

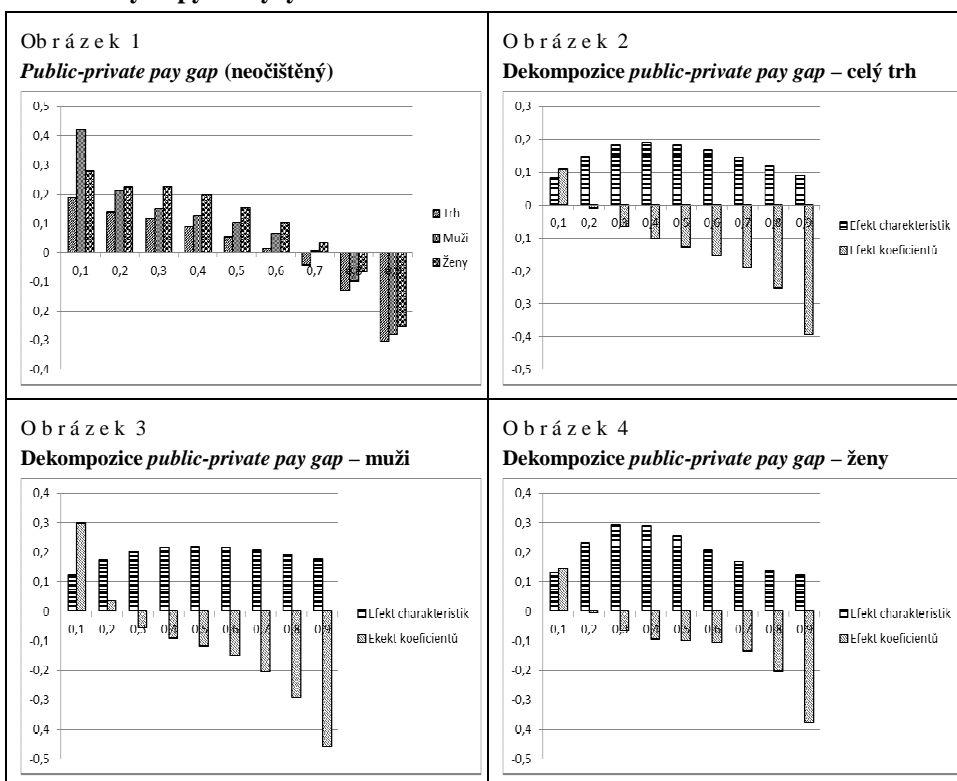
Jak již bylo konstatováno různými autory, dekompozice provedená na průměru dává pouze nekompletní obraz rozdílů ve výdělku zaměstnanců veřejného a soukromého sektoru i jeho příčin. Z tohoto důvodu je pro hodnocení a smysluplné srovnání výdělků ve veřejném a soukromém sektoru nutné provést také kvantilovou dekompoziční analýzu. Závěry různých autorů nás také vedou k názoru, že kvalitu výsledkům přidá provedení analýzy nejen pro celý trh práce, ale také samostatně pro muže a ženy. Výsledky provedených dekompozičních analýz zobrazují obrázky 1 až 4 ve schématu 1.

<sup>7</sup> Takto stanovený rozdíl v praxi u mužů a žen je postaven na odhadu autorů postaveném na počtu dětí na ženu a délce strávené na rodičovské dovolené.

Obrázek 1 ukazuje, jak se vyvíjí neočištěný rozdíl ve výdělku mezi veřejným a soukromým sektorem, tzn. *pay gap*, a to jak pro celý trh, tak samostatně pro muže i ženy. Referenční skupinu zde představují zaměstnanci soukromého sektoru a jejich regresní koeficienty, protože lze předpokládat, že se utvářejí přirozeně na trhu práce. Obrázky 2 až 4 ukazují rozklad rozdílu zobrazeného na obrázku 1, to znamená, jak se vyvíjí příčiny tohoto rozdílu, konkrétně tedy rozdíl ve vlastnostech zaměstnanců obou sektorů, a také rozdíl v tom, jak jsou tyto jejich vlastnosti odměňovány (efekt charakteristik a efekt koeficientů). Právě rozdíl v koeficientech, tedy skutečnost, že například vzdělání je ve veřejném a soukromém sektoru odměňováno rozdílně, může ukazovat na případnou diskriminaci některé skupiny zaměstnanců.

### Schéma 1

#### Grafické výstupy analýzy



*Poznámka:* Obrázek 1 – *Public-private pay gap* (neočištěný) – na různých úrovních rozdělení výše výdělku ukazuje, o kolik log bodů je vyšší výdělek ve veřejném, než soukromém sektoru a to celkově a zvlášť pro muže a pro ženy. Obrázek 2 – *Public-private pay gap* – celý trh – ukazuje, jakou část z rozdílu ve výdělku mezi veřejným a soukromým sektorem lze pro celý trh práce připsat lepším vlastnostem zaměstnanců veřejného sektoru a jakou část rozdílu nelze modelem vysvětlit (může se tedy jednat o diskriminaci jedné ze skupin zaměstnanců). Obdobně platí pro obrázky 3 a 4.

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



Na obrázku 1 tedy můžeme například vidět, že na úrovni dolního decilu mají zaměstnanci veřejného sektoru vyšší výdělek, a to bez ohledu na to, zda je vnímáme jako celek, nebo nás zajímají samostatně muži nebo ženy. V případě mužů mají zaměstnanci ve veřejném sektoru na úrovni dolního decilu výdělek vyšší o 0,42 log bodů než zaměstnanci v soukromém sektoru, v případě žen pak o 0,28 log bodů. Z obrázku 1 vyplývá, že zaměstnanci ve veřejném sektoru mají v rámci uvedených kategorií vyšší výdělek až do úrovně šestého decilu, od této úrovně mají postupně vyšší výdělek zaměstnanci v soukromém sektoru. Na úrovni horního decilu mají všechny tři skupiny zaměstnanců vyšší výdělek v soukromém sektoru, a to o více než 0,25 log bodů.

Rozdíl ve výdělků zaměstnanců obou sektorů sám o sobě nic neříká, protože může mít celou řadu příčin. K těm nejvýznamnějším může patřit rozdíl ve vlastnostech jednotlivých skupin zaměstnanců, nebo diskriminace některé z těchto skupin. Dalším vysvětlením rozdílu může být, že použitý model neobsahuje některou významnou proměnnou, která v rámci vzorku nabývá významně rozdílných hodnot. Rozdíl tak může být způsobený rozdílnou produktivitou práce ve veřejném a soukromém sektoru. Tomuto vysvětlení nahrává skutečnost, že koeficient determinace, tj. vysvětlující schopnost modelu se mezi sektory významně liší, a to tak, že pro veřejný sektor vysvětluje model 67,40 % variability vysvětlované proměnné, zatímco pro soukromý pouze 53,96 %.

Kvantilová dekompoziční analýza umožňuje rozložit uvedený rozdíl na efekt charakteristik a na zbytek, tj. efekt koeficientů, který je vyvolán diskriminací i proměnnými mimo model. Rozklad rozdílu na uvedené efekty zobrazují obrázky 2 až 4.

Na obrázku 2 můžeme vidět, že zaměstnanci ve veřejném sektoru mají jako celek lepší vlastnosti produktivity, které by při shodném ocenění těchto vlastností v obou sektorech vedly k vyššímu výdělků, a to od 0,08 log bodů na úrovni dolního decilu až po 0,09 log bodů na úrovni horního decilu. Z obrázku 2 je dále patrné, že uprostřed rozdělení, tj. mezi třetím a šestým decilem jsou vlastnosti zaměstnanců veřejného sektoru relativně ještě lepší. Zároveň zde můžeme vidět, že efekt koeficientů, tj. diskriminace, nebo proměnné mimo model působí již od úrovně druhého decilu v jejich neprospěch. Kombinace obou těchto efektů je do úrovně šestého decilu ve prospěch zaměstnanců veřejného, dále již ve prospěch zaměstnanců soukromého sektoru.

Na obrázku 3 pak můžeme vidět, že ve srovnání s veřejným sektorem jako celkem působí na muže ve veřejném sektoru silnější jak efekt charakteristik, tak efekt koeficientů. Na rozdíl od celého trhu má pro muže efekt charakteristik hodnoty od 0,12 log bodů na úrovni dolního decilu až po 0,18 na úrovni horního decilu s vrcholem mezi čtvrtým a šestým decilem na úrovni 0,22 log bodů. Efekt

koeficientů je zde také intenzivnější, a to o síle 0,3 log bodů ve prospěch veřejného sektoru na dolním decilu až po 0,46 v neprospěch veřejného sektoru na úrovni horního decilu.

Na obrázku 4 vidíme, že v případě žen je silnější efekt charakteristik, a to především kolem třetího a čtvrtého decilu, efekt koeficientů je významně slabší, a to jak ve srovnání s trhem jako celkem, tak ve srovnání s muži.

Kvantilová dekompoziční analýza tedy nezamítá stanovenou hypotézu, že rozdíl ve výdělku mezi veřejným a soukromým sektorem je mimo průměr statisticky významný. Stejně tak se potvrdilo, že oba efekty, které rozdíl vytváří, se v rámci rozdělení vyvíjí. Ukázalo se, že efekt charakteristik je pro celé rozdělení i všechny samostatně sledované skupiny ve prospěch zaměstnanců veřejného sektoru, liší se jen částečně v síle a těžišti v rámci rozdělení, když pro muže je jeho vrchol posunut spíše k mediánu a pro ženy a celý trh blíže třetímu a čtvrtému decilu. Oproti hodnotě zjištěné dekompoziční analýzou provedenou na průměru (0,14 log bodů) se ale neliší nijak dramaticky. Naopak efekt koeficientů se ve všech třech sledovaných případech vyvíjí v rámci rozdělení dramaticky a na jejich jednotlivých úrovních se od hodnoty stanovené dekompoziční analýzou provedenou na průměru (−0,14 log bodů) liší velmi významně. Vyvíjí se obdobně jako hodnota koeficientu *dummy* proměnné *VER\_SEKTOR*, když v dolní části rozdělení působí ve prospěch veřejného sektoru (0,12 log bodů pro celý trh; 0,3, resp. 0,15 pro muže a ženy), jeho síla se snižuje směrem k druhému decilu, kolem kterého je pro sledované skupiny zaměstnanců nulový a za kterým začíná působit ve prospěch zaměstnanců soukromého sektoru. Tento efekt sílí až k hodnotám −0,4 log bodů na úrovni horního decilu.

## Závěr

Provedená kvantilová dekompoziční analýza ukázala, že efekt koeficientů ve prospěch zaměstnanců veřejného sektoru v rámci rozdělení se vyvíjí od hodnot 0,11 (0,3, resp. 0,15) log bodů na úrovni dolního decilu až po −0,39 (−0,46, resp. −0,37) log bodů na úrovni horního decilu pro celou populaci (muže, resp. ženy). Efekt charakteristik je pak v rámci rozdělení v zásadě konstantní okolo 0,15 log bodů s tím, že nejprve je rostucí a následně klesající, s vrcholem kolem čtvrtého decilu. Celkový rozdíl mezi sektory existuje ve prospěch veřejného sektoru až po úroveň zhruba průměru (který se nachází mezi šestým a sedmým decilem), od této úrovně je pak celkový rozdíl ve prospěch soukromého sektoru (výdělky srovnatelných pracovníků jsou nyní vyšší v soukromém sektoru). To je způsobeno tím, že přestože koeficienty pro soukromý sektor jsou již od úrovně přibližně patnáctého percentilu lepší a dále

se vylepšují, efekt lepších vlastností zaměstnanců veřejného sektoru až do této úrovně (průměru) převládá.

Dekompoziční analýza provedená zvlášť pro muže a zvlášť pro ženy přinesla obdobné výsledky s tím rozdílem, že diference mezi vlastnostmi ve veřejném a soukromém sektoru je u žen větší než u mužů (ženy ve veřejném sektoru jsou relativně lépe vybavené než muži) a naopak, rozdíl v koeficientech mezi veřejným a soukromým sektorem je větší u mužů. Lze taktéž říci, že hypotéza o „skleněném stropu“ mezi veřejným a soukromým sektorem není provedenou analýzou vyloučena.

Díky rozdílné hodnotě koeficientů v obou sektorech lze říci, že na trhu práce může mezi veřejným a soukromým sektorem existovat určitá diskriminace, je ale nutné zopakovat, že to, jestli „efekt koeficientů“ představuje diskriminaci, nebo ne, nelze bez dalšího výzkumu říci. Efekt koeficientů je způsobený proměnnými mimo model a těmi může být kromě diskriminace i například existence nesledovaných „kompenzačních diferenciálů“, jako jsou rozdílné benefity zaměstnanců v obou sektorech, rodinné poměry zaměstnanců, jejich psychologie a další. Problém endogenity a výběru nebyl v tomto článku řešen. Výsledky uvedené v tomto článku je tedy nutné chápat spíše jako srovnání výše výdělků mezi sektory, než jako důkaz jakékoliv kauzality.

Ohledně dalšího výzkumu lze doporučit úpravu použitého regresního modelu, to znamená provést analýzu samostatně pro Prahu a zbytek České republiky, protože už pohled na makrodata ukazuje, že rozdíl mezi veřejným a soukromým sektorem je zde nejvyšší a v rámci rozdělení se vyvíjí nejdramatičtěji. Lze předpokládat, že v Praze budou relativní podmínky práce ve veřejném sektoru významně horší než v ostatních krajích, kde možná bude práce ve veřejném sektoru dokonce hodnocena absolutně lépe. Další možností je použít odlišnou dekompoziční metodu, například Fortin, Lemieux and Firpo (2011), a získané výsledky následně porovnat. Poslední možností je provést analýzu v různých časových obdobích a tyto mezi sebou opět srovnávat. Zde je ale problém v tom, že srovnatelná data jsou přinejlepším k dispozici až od roku 2011, a v tak krátkém časovém období není důvod předpokládat dramaticky významné rozdíly.

## Literatura

- ALBRECHT, J. – BJÖRKLUND, A. – VROMAN, S. (2003): Is There a Glass Ceiling in Sweden? *Journal of Labor Economics*, 21, č. 1, s. 145 – 177.
- BARGAIN, O. – MELLY, B. (2008): Public Sector Pay Gap in France: New Evidence Using Panel Data. [Discussion Paper Series, No. 3427.] Bonn: IZA.
- BLINDER, A. S. (1973): Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, 8, č. 4, s. 436 – 455.

- 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.
- CHERNOZHUKOV, V. – FERNANDEZ-VAL, I. – MELLY, B. (2013): Inference on Counterfactual Distributions. [Online.] [Cit. 2014-04-14.] Dostupné z: <[http://www.econ.brown.edu/fac/blaise\\_melly/research\\_files/counterfactual.pdf](http://www.econ.brown.edu/fac/blaise_melly/research_files/counterfactual.pdf)>.
- DEPALO, D. – GIORDANO, R. – PAPAPETROU, E. (2013): Public-private Wage Differentials in Euro Area Countries: Evidence from Quantile Decomposition Analysis. [Working Paper, NO. 907.] Rome: Bank of Italy.
- FORTIN, N. – LEMIEUX, T. – FIRPO, S. (2011): Decomposition Methods in Economics. *Handbook of Labor Economics*, 4, č. 1, s. 1 – 102.
- GIORDANO, R. et al. (2011): The Public Sector Pay Gap in a Selection of Euro Area Countries. [Working Paper Series, No. 1406.] [Online.] [Cit. 2013-05-26.] Dostupné z: <<http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1406.pdf>>.
- HOSPIDO, L. – MORAL-BENITO, E. (2012): The Public Sector Wage Gap in Spain: Evidence from Income Tax Data. [Draft.] [Online.] [Cit. 2014-04-04.] Dostupné z: <[https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db\\_name=SAEe2012&paper\\_id=125](https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=SAEe2012&paper_id=125)>.
- HUŠEK, R. (2007): *Ekonomická analýza*. Praha: Oeconomica, 368 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
- JANN, B. A. (2008): Stata Implementation of the Blinder-Oaxaca Decomposition. *The Stata Journal*, 8, č. 4, s. 453 – 479.
- MELLY, B. (2005): Public-private Sector Wage Differentials in Germany: Evidence from Quantile Regression. *Empirical Economics*, 30, č. 2, s. 505 – 520.
- MINCER, J. (1974): *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: National Bureau of Economic Research, 152 s. ISBN 08-701-4265-8.
- MUELLER, R. E. (1998): Public-private Sector Wage Differentials in Canada: Evidence from Quantile Regressions. *Economics Letters*, 60, č. 2, s. 229 – 235.
- MYSÍKOVÁ, M. (2012): Gender Wage Gap in the Czech Republic and Central European Countries. *Prague Economic Papers*, 21, č. 3, s. 328 – 346.
- OAXACA, R. (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14, č. 3, s. 693 – 709.
- PICKA, J. (2014): Problém „public-private pay gap“ v České republice. *Politická ekonomie*, 2014, č. 5, s. 662 – 682.
- POTERBA, J. – RUEBEN, K. (1995): The Distribution of Public Sector Wage Premia: New Evidence Using Quantile Regression Methods. [Working Paper, No. 4734.] Cambridge: NBER.
- SMITH, S. (1976): Pay Differentials between Federal Government and Private Sectors Workers. *Industrial and Labour Relations Review*, 29, č. 2, s. 179 – 197.
- TREXIMA, spol. s r. o. (2012): Informační systém o průměrném výdělku: Mzdová a platová sféra IV/2012. Statistické šetření ISPV. Praha: Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR. [Online.] [Cit. 2012-09-20.] Dostupné z: <<http://www.ispv.cz/>>.

## Příloha 1

### Technika kvantilové dekompoziční analýzy

Kvantilová dekompoziční analýza provedená v tomto článku vychází z pojetí, kde uvažujeme o rozdělení všech zaměstnanců ( $Z$ ) na dvě skupiny  $V$  (veřejný sektor) a  $S$  (soukromý sektor). Stejně jako Depalo, Giordano a Papapetrou (2013) předpokládáme, že výdělek  $y$  náhodně vybraného zaměstnance  $z$ , je rozdělen podle neznámé distribuční funkce  $F_{y_z}$  tak, že

$$y_z = g_z(x_z, u_z) \sim F_{y_z} \quad (2)$$

kde

- $g_z$  – neznámá funkce,
- $x_z$  – množina pozorovaných proměnných,
- $u_z$  – náhodná složka.

Nechť  $v$  je funkcional pod podmíněného společného rozdělení  $(y_V, y_S)|Z$ . Celkový rozdíl mezi proměnnou  $y$  ( $\Delta_y^v$ ) lze mezi oběma skupinami rozložit jako

$$\Delta_y^v = (v_S - v_c) + (v_c - v_V) = \Delta_\beta^v + \Delta_x^v \quad (3)$$

kde  $c$  představuje *counterfactual* (srovnávací základnu) a  $v_c$  získáme tak, že použijeme strukturu  $g_z(x_z, u_z)$  zaměstnanců veřejného sektoru na vlastnosti bzaměstnanců soukromého sektoru.  $\Delta_\beta^v$  je rozdíl v koeficientech obou skupin zaměstnanců (případná diskriminace) a  $\Delta_x^v$  je rozdíl ve vlastnostech zaměstnanců. V nejjednodušším případě, kdy je  $g_z(x_z, u_z)$  lineární, to znamená  $y_z = \beta_z x_z + u_z$  a  $v$  představuje průměr, dostáváme

$$y_S - y_V = x_S(\beta_S - \beta_V) + \beta_V(x_S - x_V) \\ \text{tzn. } \Delta_y = x_S \Delta_\beta + \beta_V \Delta_x \quad (4)$$

což je standardní rozklad podle Blinder-Oaxacy (1973).<sup>8</sup>

Pro účely tohoto článku je zásadní metoda, která umožňuje získat celé rozdělení *counterfactualu* odhadem  $F_{y_V^c} = \int F_{y_V|x_V}(y|x) dF_{x_S(X)}$ , což je struktura výdělků zaměstnanců veřejného sektoru s rozdělením vlastností zaměstnanců soukromého sektoru. Tento přístup, který navrhli Chernozhuko, Fernandez-Val a Melly (2013), je založen na manipulaci  $F_{y_V|x_V}(y/x)$  a integraci přes zaměstnance soukromého

<sup>8</sup> Popis metody použité v tomto článku vychází z Depalo, Giordano a Papapetrou (2013) a Chernozhukov, Fernandez-Val a Melly (2013).

sektoru. Podmíněné rozdělení  $F(y/x_V)$  může být odhadnuto regresováním všech možných hodnot závislé proměnné skrze spojující (link) funkci  $\Lambda$ , když counterfactual  $\hat{F}_{y_V^c}(y)$  je získán jako

$$\hat{F}_{y_V^c}(y) = \frac{1}{N_S} \sum_{i \in S} \Lambda(x_i, \alpha_V(\hat{y})) \quad (5)$$

kde  $\alpha_V(\hat{y})$  je vektor koeficientů, který nám umožňuje odhadnout proporce, tj. distribuční funkci. Pokud chceme zjistit hodnotu kvantilů, je potřeba invertovat odhadnutou distribuční funkci a tak získat  $\hat{Q}_{V,x}^c = F_{y_V^c}^{-1}(y)$ . Kromě tohoto přístupu existuje také přístup podle Fortin, Lemieux and Firpo (2011), který není – na rozdíl od již popsaného – *path-dependent*, v tomto článku ale vycházíme z prvního uvedeného, pro který je možné využít příkaz *cdeco* ve statistickém software STATA.