

Univerzita Karlova v Praze
Fakulta sociálních věd
Institut ekonomických studií

Bakalářská práce

2004

Petr Jablonský

**Univerzita Karlova v Praze
Fakulta sociálních věd**

Institut ekonomických studií

BAKALÁŘSKÁ PRÁCE

**ROZDÍLY VE MZDÁCH V ČESKÉ REPUBLICE
PODLE POHLAVÍ A VĚKU**

**Vypracoval: Petr Jablonský
Konzultant: Ing. Vladislav Flek CSc.
Akademický rok: 2003 / 2004**

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem bakalářskou práci vypracoval samostatně a použil pouze uvedené prameny a literaturu.

V Praze dne

podpis studenta

Na tomto místě bych chtěl vyjádřit své díky všem, kteří mě v psaní práce jakkoli podporovali a kteří mají nedocenitelné zásluhy na tom, že tato práce vůbec spatřila svit denního světla: rodiče, přátelé, učitelé...

Zvláštní poděkování pak patří panu Vladislavovi Flekovi za ochotu vést tuto práci, panu Martinovi Netukovi za trpělivost při mých četných konzultacích a panu Jiřímu Večerníkovi za důvěru při zpracování dat.

Abstrakt

Cílem práce je klasickou regresní metodou nejmenších čtverců analyzovat rozdělení příjmů mezi muži a ženami na českém trhu práce v roce 1996. Stejným způsobem je nahlíženo také na vliv věku na determinaci mezd. Rozdělení příjmů porovnáváno podle pohlaví je navíc doplněno o dekompozici mezd (Binder, Oaxaca), která umožňuje odpovědět na otázku, zda na českém trhu práce existovala v roce 1996 mzdová diskriminace podle faktoru pohlaví a případně určit její velikost.

Veškeré výpočty jsou prováděny na cross-sectional Microcenzových datech sbíraných za rok 1996, pro který je moje práce platná.

Klíčové výrazy: rozdělení příjmů, pohlaví, věk, diskriminace, Česká republika, 1996.

Abstract

The aim of this work is to analyze the allocation of wages between men and women on the Czech labor market in the year 1996. For doing that, the classical regression method of the least squares will be used. The same approach will be taken into account while analyzing the influence of the factor age on the wages' determination. The allocation of wages according to the gender is supplemented by the decomposition of wages (Binder, Oaxaca), which enables to answer the question, whether there was some discrimination by gender on the Czech labor market in 1996. In case that yes, we will as well try to quantify the level of this discrimination.

The whole calculation has been done on the cross-sectional Mikrocensus' data file, which was created in the year 1996, which is this work valid for.

Key words: Earnings' distribution, gender, age, discrimination, Czech republic, 1996.

OBSAH

1 ÚVOD	3
2 TEORETICKÁ VÝCHODISKA	5
2.1 Determinace mezd v CPE.....	6
2.2 Vliv transformace na determinaci mezd.....	7
2.3 Ekonometrická teorie.....	8
2.3.1 Test statistické signifikance.....	9
2.3.2 Koeficient determinace.....	10
2.3.3 Loglineární regrese, odhad beta koeficientů.....	11
2.3.3.1 Dummy proměnné.....	11
2.3.3.2 Regresní rovnice.....	11
2.3.4 Mzdová diskriminace, dekompozice mezd.....	13
2.4 Popis použitých dat.....	15
3 PERCENTILOVÉ ROZDĚLENÍ PŘÍJMŮ	16
3.1 Analýza percentilového rozdělení příjmů.....	16
3.1.1 Deskripce použité metody.....	17
3.1.2 Interpretace výsledků.....	17
3.1.2.1 Celková suma kumulovaných příjmů vyjádřená v procentech.....	17
3.1.2.2 Srovnání absolutních hodnot jednotlivých percentilů.....	20
3.1.2.3 Poměr absolutních hodnot hrubých hodinových mezd žen ku mzdám mužů.....	22
3.1.2.4 Diskuse otázky nerovnosti v rozdělení příjmů – poměr 90/10.....	22
3.1.2.5 Nerovnost v rozdělení příjmů – hodnota percentilu jako procento mediánu.....	24
3.1.2.6 Mezinárodní komparace poměru mediánu příjmů žen a mužů.....	26
3.2 Procentuelní zastoupení mužů a žen v příjmových percentilech.....	28
3.2.1 Popis použité metody.....	28
3.2.2 Interpretace výsledků.....	29
3.2.2.1 Stabilita odhadnutých koeficientů.....	30
3.2.2.2 Nerovnost v rozdělení příjmů.....	30

4 ROZDĚLENÍ PŘÍJMŮ PODLE POHLAVÍ	32
4.1 Rozdělení příjmů podle pohlaví, naivní regresní model.....	32
4.1.1 Interpretace výsledků pro ženskou část populace.....	33
4.1.2 Interpretace výsledků pro mužskou část populace.....	34
4.1.3 Relativní velikost mzdy žen ve vztahu ku mzdě mužů.....	34
4.1.4 Grafická interpretace výsledků.....	35
4.2 Rozdělení příjmů podle pohlaví, sofistikovaný regresní model.....	37
4.2.1 Interpretace výsledků.....	38
4.2.2 Porovnání výsledků získaných naivním a sofistikovaným regresním modelem.....	39
4.2.3 Mezinárodní komparace dosažených výsledků.....	41
4.3 Mzdová diskriminace, dekompozice příjmů.....	42
4.3.1 Interpretace výsledků.....	43
5 VLIV FAKTORU VĚK NA DETERMINACI MEZD	45
5.1 Diferenciace mezd podle výše věku.....	45
5.1.1 Interpretace výsledků.....	46
5.2 Diferenciace mezd podle věkových skupin.....	48
5.2.1 Interpretace výsledků.....	49
6 ZÁVĚR	53
7 SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY	56
8 PŘÍLOHY	58
8.1 Deskriptivní část.....	59
8.2 Grafická interpretace výsledků.....	62
8.3 Projekt bakalářské práce.....	65

Motto:

Jestliže žena podává stejný pracovní výkon jako muž, měla by za to pravděpodobně dostávat i stejnou odměnu.

1 ÚVOD

Za posledních 14 let absolvovala Česká republika zásadní změny v mnoha směrech politického i hospodářského života. V souvislosti s ekonomickou transformací a přechodem z centrálně plánované na tržní ekonomiku došlo k markantní proměně téměř všech celospolečenských poměrů, přičemž stranou nezůstal ani trh práce. Státem direktivně předepsané mzdové tarify upadly v zapomnění a mzda začala být po více než čtyřiceti letech opět determinována tržními faktory jakými mohou být například produktivita práce, nabytá zkušenost či vzdělání. Tato na jednu stranu velmi blahodárná skutečnost však na stranu druhou přináší i nové druhy nerovností v příjmech. Reakcí na tuto skutečnost se nejpalcivějším fenoménem doby stává analýza nerovného rozdělení příjmů mezi muže a ženy.

Relativní postavení žen na českém trhu práce roku 1996, otázka existence mzdové diskriminace podle faktoru pohlaví doplněno analýzou determinace mezd podle faktoru věk jsou klíčové body a zásadní výzvy této práce. Především, že k analýze těchto problémů bylo použito standardních nástrojů ekonometrické analýzy jakými jsou odhady klasickou regresní metodou nejmenších čtverců a dekompozice příjmů.

První část práce se zabývá teoretickými předpoklady a východisky vlastního výzkumu, který následuje v dalších kapitolách. Nejprve ze všeho je diskutováno určení mezd v centrálně plánované ekonomice. Po nastínění tohoto problému následuje obdobná diskuse nad vlivem ekonomické transformace na determinaci mezd. Po této kapitole se dostáváme k teoretickému jádru práce, v němž jsou jednak zmíněny zásadní ekonometrické definice a jednak dochází k podrobnému určení a rozebrání relevantních regresních rovnic a ekonometrických modelů, které budou využity pro vlastní výzkum. Celá první část práce je zakončena deskripcí poskytnutého datového souboru z mikrocensového šetření za rok 1996, na němž byly veškeré výpočty prováděny.

Druhá část práce týkající se již konkrétně vlastního výzkumu, je pro vyšší přehlednost rozdělena do tří kapitol. První z nich se zabývá analýzou percentilového rozdělení hrubých příjmů, která umožňuje získat představu o rozdělení mezd ve společnosti. V téže kapitole je diskutována otázka nerovnosti rozdělení příjmů a to jak v rámci různých zkoumaných skupin osob, tak mezi muži a ženami. Závěry této kapitoly jsou navíc vystaveny mezinárodnímu srovnání, konkrétně byl porovnáván poměr mediánů hrubých příjmů mužů a žen za Českou republiku a dalších sedmnáct států s převážně vyspělou tržní ekonomikou.

Další kapitola je věnována analýze determinace příjmů podle faktoru pohlaví. Pomocí několika přístupů je nahlíženo na různou výši hrubých hodinových příjmů mužů a žen, stejně tak jako na vliv samotného faktoru pohlaví na determinaci mezd. Závěr této kapitoly se zabývá otázkou existencí a případnou kvantifikací výše mzdové diskriminace podle faktoru pohlaví. Tu umožnila realizovat dekompozice mezd ve smyslu navrženém pány Binderem Oaxacou.

Třetí a poslední část věnující se vlastnímu provedenému výzkumu se zabývá analýzou determinace mezd podle faktoru pohlaví. K tomuto byly provedeny dvě regresní rovnice zkoumající změnu hrubých příjmů způsobenou zestárnutím jedince o pouhý jeden jediný rok i vliv příslušnosti jedince k určité věkové skupině (kde byl zvolen systém odstupňování po pěti letech) na determinaci mezd.

V poslední více relevantní osmé kapitole uzavírající celou práci lze najít přílohové materiály. Do první části této kapitoly byl umístěn popis všech proměnných v práci použitých, dále způsob vytváření zkoumaných skupin populace a nakonec i výpis konkrétních proměnných použitých v jednotlivých regresních rovnicích. Druhá část přílohové kapitoly pak obsahuje grafickou interpretaci některých výsledků dosažených v hlavních částí práce. Toto vše pak slouží k vyšší přehlednosti a ke zkvalitnění celé práce.

2 TEORETICKÁ VÝCHODISKA

Základem každého výzkumu je kvalitní teoretický aparát pevný v základech, o něž se může opřít a od něž se může odrazit se k velkým objevům. Samotná ryzí teorie, však není vše. Zároveň si je třeba být vědom skutečnosti, že bez znalosti a poučení z minulosti můžeme přítomnosti porozumět jen ve velmi omezeném rozsahu. Zvláště pak v případě České republiky, která za poslední půl století prošla několikerými změnami celkového politického i ekonomického systému, které na našem hospodářství ale stejně tak i na determinaci mezd zanechaly na dlouhá léta nesmazatelné stopy.

S ohledem na tato fakta, se v první části této kapitoly budeme stručně zabývat determinací mezd v centrálně plánované ekonomice, na níž plynule naváže část druhá diskutující vliv ekonomické transformace na určení mezd. Konečně ve třetí části této kapitoly se dostaneme k vlastnímu ekonometrickému jádru práce. V něm lze nalézt jak definice běžných ekonometrických nástrojů, tak popis použitých specifických ekonometrických modelů, na nichž je celá práce postavena. Následuje deskripce použitého datového souboru, která zároveň celou tuto kapitolu uzavírá.

2.1 DETERMINACE MEZD V CPE

Po dlouho připravované únorové revoluci roku 1948 se v Československé republice dostala k moci rudá komunistická strana, jejímž ideálem mělo být zavedení rovnosti a odstranění sociálních rozdílů mezi lidmi. Není dokonalých lidí, a tak následných 40 let temna s ekonomickým systémem založeným na direktivách, kompletní redistribuci všech příjmů a netransparentnosti celého systému, ve kterém nebylo příliš patrné co je kam, v jakém množství a na úkor koho přesouváno, postupně deformovalo všechny části našeho hospodářství. Negativní změna samozřejmě nezůstala stranou ani u determinace mezd, resp. zavedených mzdových tarifů, které hrály v komunistické redistribuci jednu z klíčových rolí, a tak lze v průběhu éry komunismu pozorovat několik následujících trendů:

1. Nadprůměrný nárůst reálných mezd ve výrobním sektoru a naopak nedostatečný růst mezd v “neproduktivním“ sektoru služeb.
2. Posun vrcholu mzdové křivky ve prospěch starších generací pracovníků.
3. Stírání rozdílů mezi oceněním různých druhů vzdělání a následný pokles relativního platového postavení vysokoškolsky vzdělaných lidí.

Co víc, třídní příslušnost, oddanost k vládnoucí straně a věk determinovali mzdy více než faktory, které jsou běžné v tržní ekonomice a jakými jsou například produktivita práce, vzdělání či zkušenost. Toto vše vytvářelo demotivující a neefektivní systém, který pomalu mířil ke zkáze. Ovšem dříve, než se tak stalo, uplynulo moře času, československé hospodářství bylo kompletně rozvráceno a dílo zkázy dokonáno.

2.2 VLIV TRANSFORMACE NA DETERMINACI MEZD

Po sametové revoluci na podzim roku 1989 se Československá federativní republika vydala cestou ekonomické transformace k tržní ekonomice se všemi jejími světlými i temnými stránkami. Trh začal postupně pracovat a plnit své základní funkce, nehospodárnost již nebyla více tolerována a pro neúspěšné podnikatele přestalo být na trhu místo. I z těchto důvodů by mělo být v zájmu každého zaměstnavatele zvolit takové zdroje, které budou co možná nejoptimálnější. Ekonomická teorie tuto situaci definuje tak, když se cena mezního produktu práce, který daný zaměstnanec vyrobí, rovná mzdě tohoto pracovníka (H. R. Varian, 1995).

Determinace mezd se proto mění a staré státem předepsané mzdové tarify buďto upadají v zapomnění (soukromý sektor) nebo doznávají značných změn (státní sektor). Pomyslné nůžky nerovného rozdělení mezd se začínají rozevírat a mzda začíná být opět určována celkovou výkonností a produktivitou každého člověka. Z tohoto důvodu dochází k rychlému nárůstu důležitosti vzdělání a znalosti různých specifických schopností a dovedností jednotlivých osob (Večerník, 1999). Ovšem není těžké si domyslet, že na určení velikosti mezd mají vliv i jiné než několik výše jmenované faktory. Může jimi být znalost cizích jazyků, zkušenosti z práce v daném oboru, velikost firmy, v níž dotyčný pracuje, lokalita bydliště, rizikovost dané práce a v neposlední řadě i skutečnost, zda je daná osoba zaměstnána v soukromém nebo ve veřejném sektoru. Všechny tyto navzájem různé faktory mají jednu společnou vlastnost a sice to, že je v případě nespokojenosti v síle každého z nás tyto determinanty nějakým způsobem ovlivnit nebo přímo změnit.

Na druhou stranu je rozumné předpokládat i to, že hodnota hrubé mzdy může být ovlivněna také skutečnostmi, které nikdo změnit ani ovlivnit nedokáže. Tím je především příslušnost každého jedince k jednomu nebo k druhému pohlaví a jeho věk.

V práci bude proto především hledána odpověď na otázku, zda je mzda determinována faktorem pohlaví a věkem jednotlivých osob, kteréžto vlastnosti každý jedinec jednou nabyt a nic proti nim nezmůže, i kdyby se sebevíc snažil. Pokud se existence vztahu mezi velikostí mzdy a těchto faktorů prokáže, bude následným úkolem práce pokusit se tyto vztahy kvantifikovat.

2.3 EKONOMETRICKÁ TEORIE

Cílem této kapitoly je ozřejmit čtenáři nástroje ekonometrické analýzy, které budou relevantní pro vlastní výzkum a následné vyvození závěrů z výzkumu vyplývajících, které následuje v dalších částech práce.

V první části této kapitoly je pozornost věnována obecně platným modelům, které jsou podstatné pro vyvození závěrů v části druhé. Jmenovitě se jedná o studentův t-test statistické signifikance vysvětlujících veličin a o koeficient determinace. Druhá část této kapitoly se již přímo zabývá problematikou rozdělení příjmů. S ohledem na velké množství různých, které již byly na téma rozdělení příjmů provedeny (viz. seznam použité literatury), bylo zjištěno, že na příjmová data se z jednoduchých rozdělení hodí nejlépe logaritmicko-normální rozdělení (E. R. Berndt, 1990). Z tohoto důvodu budou používané regresní modely postaveny převážně právě na log-normálním rozdělení. Poslední částí této podkapitoly je popis zkoumání mzdové diskriminace metodou dekompozice příjmů ve smyslu, který navrhly pánové Binder a Oaxaca.

Celá kapitola je záměrně koncipována tak, aby se práce stala přístupnou i pro čtenáře, kteří mají v ekonometrické teorii určité nedostatky. Ostatní čtenáře, tzv. osoby ovládající ekonometrický aparát na dostatečně vyspělé úrovni, tímto žádám o drobné strpení a kapku trpělivosti při čtení triviálních a základních definic, jichž ekonometrická analýza využívá a jakými studentův t-test nebo koeficient determinace bez sebemenších pochyb jsou.

2.3.1 TEST STATISTICKÉ SIGNIFIKANCE

Předpokládejme, že máme vytvořený ekonometrický model a zajímá nás, zda jsou použité vysvětlující proměnné pro tento model významné nebo nikoli, tzv. zda mají použité vysvětlující proměnné na proměnnou vysvětlovanou nějaký vliv. Odpověď na tuto otázku získáme analýzou s využitím **studentova t-testu**.

Věta 1: Necht' $\{E_i\}_{i=1}^{\infty}$ je posloupnost nezávislých normálně rozdělených náhodných veličin s $E(E_i) = 0$ a $Var(E_i) = \sigma^2 \in (0, \infty)$. Potom $\{L\{\beta_i^{(LS,n)} - \beta_i^0\} = N(O, \sigma^2 (X^T X)^{-1})\}$.

Položme $t_i(\omega) = s^{-1} \left[(X^T X)^{-1} \right]_{ii}^{-\frac{1}{2}} (\beta_i^{(LS,n)}(\omega) - \beta_i^0)$.

Potom $L(t_i) = t_{n-p}$ tj. t_i je rozděleno jako studentovo t o $(n-p)$ stupních volnosti.

(J. Á. Víšek, 1997)

Na základě této věty je založen test statistické signifikance jednotlivých parametrů v jakémkoli uvažovaném modelu splňujícím předpoklady věty 1 o nezávislosti a normálnosti rozdělení náhodných složek pozorování.

Samotný test spočívá ve vyvrácení (resp. nezamítnutí) hypotézy o nulovosti a tudíž statistické nevýznamnosti zkoumaných parametrů. Jinými slovy předpokládáme hypotézu, že zkoumaný koeficient nabývá v modelu nulové hodnoty a v případě, že tuto hypotézu na základě t-testu odmítneme, prokazujeme statistickou důležitost dané vysvětlující proměnné.

V matematickém zápisu: Pokud platí $P(t_{(n-p)} > t_i) < \alpha$, tak na α procentní hladině významnosti zamítáme hypotézu o nulovosti parametru β_i a i -tá vysvětlující proměnná se jeví jako statisticky významná.

2.3.2 KOEFICIENT DETERMINACE

Na základě věty 1 můžeme otestovat, zda jsou odhadované regresní koeficienty nulové či nenulové, resp. zda jsou zkoumané parametry statisticky signifikantní či nikoli. Tato informace však neříká vůbec nic o tom, jak je model kvalitní jako celek. Pokud nás tedy zajímá skutečnost, jak kvalitní námi navržený model je, tzv. jak dobře model dokáže vysvětlit vývoj vysvětlované (závislé) proměnné, tak se studentovým t-testem nevystačíme a musíme použít jinou metodu. Za tu je jako standardní považován koeficient determinace.

Definice:

Nechť model obsahuje absolutní člen, pak položíme $R_0^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, kde $\bar{Y} = n^{-1} \sum_{i=1}^n Y_i$.

Pokud model neobsahuje absolutní člen, tak položíme $R_0^2 = \sum_{i=1}^n Y_i^2$.

Koeficientem determinace pak rozumíme $R^2 = \frac{R_0^2 - S_R^2}{R_0^2}$,

kde S_R^2 značí residuální součet čtverců, tzv. $S_R^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - x_i^T \beta^{(LS,n)})^2$.

(J. Á. Víšek, 1997)

Jak je patrné z definice, je koeficient determinace založen na součtu čtverců reziduí. Pokud je model dobře navržen, jsou rezidua malá a umocněním se ještě zmenší, velikost velkých reziduí se naopak umocněním ještě více zvýrazní. Z definice je dále zřejmé, že koeficient determinace nabývá hodnoty pouze z intervalu (0,1), přičemž platí, že čím vyšší tato hodnota je, tím má model větší vypovídací schopnost, tj. tím více jsou vysvětlující proměnné schopny objasnit vývoj závislé vysvětlované proměnné. Pokud je R^2 roven jedničce, tak jsou v modelu obsaženy všechny relevantní informace (a naopak).

Toto je ovšem ideální stav, ke kterému se modely snaží přiblížit. Otázkou proto je, jak vysoký by měl koeficient determinace být, aby mohl být model považován za rozumně postavený. Obecně platí, že pro modely z oblasti věd technického zaměření, by měl koeficient determinace dosahovat alespoň sedmdesáti až osmdesáti procent. V oblasti sociálních věd, kde výraznou roli hrají nekvantifikovatelné faktory jako například vrozené schopnosti a různé přirozené dispozice zkoumaných jedinců, jsou za rozumné považovány již modely s koeficientem determinace s hodnotou kolem třiceti procent.

Nyní již známe dost silné prostředky k tomu, abychom byli schopni vyhodnotit jak vlivnost jednotlivých vysvětlujících veličin na veličinu vysvětlovanou, tak celkovou kvalitu navržených modelů, jejichž popis je podstatou dalších částí kapitoly.

2.3.3 LOGLINEÁRNÍ REGRESE, ODHAD BETA KOEFICIENTŮ

Ekonometrická literatura determinant mezd je obvykle založena na regresní rovnici tvaru:

$$\ln y_i = f(s_i, x_i, z_i) + u_i \quad \text{pro } i = 1, \dots, n \quad (1)$$

kde $\ln y_i$ je přirozený logaritmus příjmů i -tého jednotlivce, s_i je míra dosaženého vzdělání, x_i značí zkušenosti lidského kapitálu, z_i jsou další faktory ovlivňující příjmy jako jsou například rasa, pohlaví, geografická poloha a u_i jsou náhodné poruchy jako jsou neprozkoumané či dokonce neprozkoumatelné schopnosti a vrozené charakteristiky dotyčného jedince. Dodejme, že v literatuře lze tuto rovnici často nalézt pod názvem *statistická příjmová funkce* (Berndt, 1995).

2.3.3.1 Dummy proměnné

Pro vlastní zkoumání vlivu pohlaví na velikost mzdy vyjdeme z rovnice (1), jejímiž argumenty bude na jedné straně vysvětlovaný příjem, na straně druhé nezávislé reálné vysvětlující proměnné ale i dummy proměnné. Ty se při zkoumání rozdělení příjmů využívají v případech, kdy existuje identifikovatelná podskupina populace, pro níž je ceteris paribus z mnoha různých důvodů příjmová úroveň odlišná od zbytku populace. Klíčovou dummy proměnnou se v práci stává proměnná s označením D_{FE} , kterou využijeme pro optimální vystihnutí faktoru pohlaví ($D_{FE} = 1$, pokud je jedinec mužem a $D_{FE} = 0$ pokud je jedinec ženou).

Tím však výčet dummy proměnných zdaleka nekončí. Další z použitých dummy proměnných mají vztah k dosažené úrovni vzdělání, k oboru zaměstnání, k zaměstnavateli, ke kraji, v němž dotyčný pracuje, a v neposlední řadě i k příslušnosti k určité věkové skupině, jíž je dotyčný členem. Celkový výčet všech použitých dummy proměnných, stejně tak jako všech ostatních proměnných použitých v této práci, je podrobně popsán v příloze na straně 58 v tabulce s označením Tab.P.1.

2.3.3.2 Regresní rovnice

Nyní se konečně dostáváme ke konkrétnějšímu vyjádření regresních rovnic, které budou v práci využívány. Pro zjištění vlivu faktoru pohlaví na určení výše hrubé hodinové mzdy budou použity celkem dvě regresní rovnice. První z nich, která umožní analyzovat velikost očekávané mzdy mužů a žen je následujícího tvaru:

$$(2) \quad y = y_0 + \beta D_{FE} + u$$

kde y značí vektor hrubých hodinových mezd pro jednotlivá pozorování, y_0 značí intercept, D_{FE} zastupuje dummy proměnnou pro faktor pohlaví (muž = 1, žena = 0) a u je vektorem náhodných

složek reziduí. Tato rovnice je velmi triviální, a tak model, který ji bude využívat, nazveme **naivním**. Už na tomto místě si uvědomme, že intercept není ničím jiným než průměrnou mzdou žen a beta koeficient rozdílem průměrné mzdy mužů a žen.

Pokud se nechceme omezit na pouhou analýzu aritmetických průměrů výdělků mužů a žen a chceme zjistit, jaký vliv má na determinaci mzdy samotný faktor pohlaví, tak musíme rovnici (2) rozšířit o další vysvětlující proměnné. Proto definujeme novou **sofistikovanou** regresní rovnici:

$$(3) \quad \ln y = \ln y_0 + \alpha D + \beta X + u$$

kde $\ln y$ značí vektor logaritmů hrubé mzdy, $\ln y_0$ je interceptem, D je matice pozorování všech vysvětlujících dummy proměnných, X je matice pozorování pro všechny ostatní použité vysvětlující proměnné a u vektor náhodných složek reziduí.

Počet použitých proměnných v této regresi (3) je výrazně vyšší než v naivní regresi (2). Celkový výčet všech použitých proměnných v tomto modelu je přehledně vypsán v příloze 8.1 v tabulce Tab.P.4.

Kromě analýzy determinace mezd podle pohlaví má práce i druhý cíl, kterým je popsat a určit rozsah diferenciací mezd podle faktoru věk. K tomuto předpokládejme dva různé případy.

V prvním z nich hledá aplikovaná regresní rovnice odpověď na otázku vlivu skutečnosti zestárnutí jedince o pouhý jeden jediný rok na determinaci mezd. V tomto případě nejsou zkoumaní jedinci rozděleni do žádných speciálních věkových podskupin (tzv. jedná se o celou populaci). Naproti tomu v druhém případě již zkoumaní jedinci do skupin rozděleni jsou, a sice do sedmi věkových podskupin odstupňovaných po pěti letech a popsanych v příloze 8.1 v tabulce Tab. P.2. Druhá regresní rovnice se proto bude ptát na otázku, jaký má na determinaci mezd vliv faktor bytí příslušníkem určité věkové skupiny osob.

To, co bude dále jednotlivé regrese od sebe odlišovat, jsou trochu odlišné použité vysvětlující proměnné. Ty jsou taktéž podrobně popsány v příloze 8.1, tentokrát v tabulce s označením Tab. P.6, resp. Tab. P.7.

Tímto máme definovaný dostatečně silný a efektivní ekonometrický aparát k tomu, abychom mohli analyzovat vliv jak faktoru pohlaví, tak věk na determinaci mezd. Zbývá tedy analýza mzdové diskriminace podle faktoru pohlaví, která je náplní dalšího oddílu této druhé kapitoly.

2.3.4 MZDOVÁ DISKRIMINACE, DEKOMPOZICE MEZD

Díky rovnici (3) již jsme v otázce determinace hrubých příjmů schopni separovat vliv pohlaví od ostatních relevantních faktorů. Pokud se ale tážeme na otázku existence a případnou výši mzdové diskriminace podle faktoru pohlaví, je rovnice (3) opět nepostačující. To, co je pro určení mzdové diskriminace mezi dvěma heterogenními skupinami zkoumané populace zásadní, je možnost oddělit (dekomponovat) rozdíl ve výši příjmů mezi těmito skupinami na efekt odrážející rozdílné kapitálové vybavení průměrného člena daných populací a na reziduální složku, která přímo odráží velikost vlastní diskriminace. Toto vše lze určit prostřednictvím metody dekompozice příjmů, kterou společně navrhli pánové Binder a Oaxaca, a jejíž deskripce následuje.

Mějme dvě od sebe navzájem různé skupiny jedinců, necht' první z nich je skupinou preferovaných jedinců, v které budou zastoupeni pouze muži, a necht' druhá je skupinou diskriminovaných jedinců, v které budou zastoupeny výhradně ženy. Metodou nejmenších čtverců odhadněme statistické příjmové funkce pro tyto dvě skupiny, tzv. pro preferovanou skupinu jedinců odhadněme parametry v rovnici

$$(4) \ln y^* = X^* \beta^* + u^*$$

pro diskriminovanou skupinu osob pak parametry v rovnici

$$(5) \ln y_* = X_* \beta_* + u_*$$

kde y je vektor hrubých mezd, u je vektor náhodných disturbancí a X je matice pozorování vysvětlujících proměnných. Použité vysvětlující proměnné jsou téměř totožné s proměnnými z regresní rovnice (3). Jedinou změnou je nezahrnutí proměnné pohlaví mezi vysvětlující proměnné a sice z důvodu vyplývajícího z vlastní definice dvou zkoumaných skupin, které jsou rozděleny právě podle faktoru pohlaví.

Dále necht' b_* je vektor odhadů regresních koeficientů β_* z regrese (4) a b^* vektor odhadů regresních koeficientů β^* z regrese (5). Všimněme si, že výběrový rozptyl $(b^* - b_*)$ je roven $\text{Var}(b^*) + \text{Var}(b_*)$ (pro $\text{Cov}(b^*, b_*)=0$).

Ze základních vlastností metody nejmenších čtverců vyplývá, že

$$\overline{\ln y^*} = \overline{X^*} b^* \text{ a } \overline{\ln y_*} = \overline{X_*} b_* \quad (6)$$

Rozdíl očekávaných hodnot logaritmů mezd mezi preferovanou a diskriminovanou skupinou je roven výrazu:

$$\overline{\ln y^*} - \overline{\ln y_*} = \overline{X^*} b^* - \overline{X_*} b_* \quad (7)$$

Δb necht' je označení pro rozdíl mezi vektory odhadů regresních koeficientů mezi oběma skupinami, tzv.

$$\Delta b = (b^* - b_*), \quad \text{což vyjádřeno v } b_* \text{ je: } b_* = b^* - \Delta b \quad (8)$$

Dosazením rovnice (8) do rovnice (7) konečně získáme podobu rovnice pro měření mzdové diskriminace:

$$\overline{\ln y^*} - \overline{\ln y_*} = b^* (\overline{X^*} - \overline{X_*}) + \overline{X_*} \Delta b \quad (9)$$

Rovnice (9) je velmi důležitá, neboť rozdíl středních hodnot logaritmů mezd mezi preferovanou a diskriminovanou skupinou rozkládá na efekt rozdílného kapitálového vybavení průměrného jedince dané skupiny a na efekt mzdové diskriminace. Upřesněme, že první člen " $b^* (\overline{X^*} - \overline{X_*})$ " odráží efekt rozdílného kapitálového vybavení, zatímco člen druhý " $\overline{X_*} \Delta b$ " vyjadřuje efekt samotné mzdové diskriminace.

Více než absolutní velikost těchto členů je ale podstatný jejich poměr ku rozdílu logaritmů mezd, tj. poměr s výrazem $\overline{\ln y^*} - \overline{\ln y_*}$. Potom výraz $\overline{X_*} \Delta b / (\overline{\ln y^*} - \overline{\ln y_*}) \times 100\%$ přímo vyjadřuje procentuelní velikost mzdové diskriminace podle faktoru pohlaví.

Na závěr tohoto oddílu dodejme, že se k jednotlivým výše uvedeným regresním rovnicím na počátku každé z následujících kapitol (tzv. před vlastní interpretací dosažených výsledků) ještě vrátíme. Důvodem, proč platíme daň za decentralizaci ekonometrické teorie do více částí práce, je snaha o lepší porozumění právě používaným modelům a efektivnější propojení ekonometrické teorie s výsledky, které nám tato teorie umožňuje získávat.

2.4 POPIS POUŽITÝCH DAT

Veškeré analýzy provedené v této práci čerpají z individuálních dat mikrocensového šetření provedeného Českým statistickým úřadem na počátku roku 1997 s příjmy zjišťovanými za rok 1996. Toto šetření bylo provedeno na jednoprocenním výběru domácností České republiky, což znamená přesně 28148 domácností, jedná se tedy o tzv. cross-sectional data. Mikrocensová šetření v sobě nesou podrobné údaje o počtu, demografické struktuře a finanční situaci různých typů domácností reprezentujících celou českou populaci. Konečný a úplný výčet všech proměnných, které jsou v práci používány, je uveden v příloze 8.1 v tabulce Tab. P.1.

S ohledem na cíle práce, kterými je analýza rozdělení příjmů (hrubých hodinových mezd) v České republice za rok 1996, byl poskytnutý datový soubor před započítáním samotných výpočtů zúžen tak, aby více vyhovoval požadavkům výzkumu. Z původního souboru dat figurují v nově získaném souboru všechny osoby, jež vykázaly nenulovou výši hodinových příjmů ze zaměstnání a jejichž věk není menší než 25 let a zároveň není větší než 59 let. Tyto hranice byly záměrně zvoleny tak, aby většina ze zkoumaných jedinců měla ukončené vzdělání a aby zároveň lidé ještě příliš neodcházely do důchodu¹. Řečeno jinými slovy, do nového souboru dat nebyli zahrnuti jednak lidé s nulovou výší příjmů ze zaměstnání (nezaměstnaní, matky/otcové v domácnosti, rentiéři, lidé žijící ze státního důchodu aj.) a jednak lidé s věkem pod 24 let včetně, resp. nad 60 let včetně. Kromě tohoto bylo odhlédnuto od dalších osmi pozorování², která s ohledem na širší pracovní doby vykazovala nerealisticky vysoké hodnoty příjmů ze zaměstnání.

V konečném a u všech výpočtů používaném souboru dat je zastoupeno 27797 osob, z nichž je 12739 žen a 15058 mužů. Ti dobře reprezentují celkovou populaci pracujících mužů a žen, a proto se platnost výsledků vynesných v této práci nemusí omezit pouze na zkoumané osoby a lze ji rozšířit na celou populaci všech pracujících mužů a žen na českém trhu práce v roce 1996.

Pro vlastní potřeby výzkumu vznikne z výchozího souboru dat několik subpopulací, které jsou popsány v tabulce Tab. P.2 uveřejněné v příloze 8.1. Prvním třídícím kritériem se pro tyto skupiny stane věk, podle kterého vznikne sedm skupin (*) odstupňovaných vždy po pěti letech³. Jindy bude vhodným kritériem vytváření dvou subpopulací podle faktoru pohlaví. Často bude rozdělení podle věku a pohlaví kombinováno, což umožní porovnat mzdovou diferenciaci mužů a žen v rámci věkových skupin (*). Posledním a nejjednodušším způsobem bude regrese aplikovaná na celou zkoumanou populaci.

¹ Toto se týká především žen, jejichž odchod do důchodu je časnější než v případě mužů.

² Jednalo se o osm nejvyšších hodnot hrubých hodinových mezd.

³ První skupina bude tvořena jedinci od 25-ti do 29-ti let a poslední skupinu utvoří lidé ve věku od 55 do 59 let.

3 PERCENTILOVÉ ROZDĚLENÍ PŘÍJMŮ

V následujících kapitolách se konečně dostáváme k jádru celé práce, kterým je vlastní výzkum a interpretace jednotlivých dosažených výsledků. Jako první metody analýzy rozdělení mezd, které je věnována tato kapitola, bylo použito percentilové rozdělení příjmů (Kapitola 3.1) následované rozborem procentuálního zastoupení mužů a žen v jednotlivých příjmových percentilech (Kapitola 3.2).

V následující čtvrté kapitole je hledána odpověď na otázku vlivu faktoru pohlaví na determinaci mezd. Ve stejné kapitole je zároveň diskutována existence diskriminace žen na českém trhu práce. Na závěr se šestá kapitola zabývá problémem věkové diferenciaci mezd.

3.1 ANALÝZA PERCENTILOVÉHO ROZDĚLENÍ PŘÍJMŮ

Percentilového rozdělení hrubých hodinových mezd řazených vzestupně podle velikosti poskytuje první představu o rozdělení příjmů ve společnosti. Z tohoto důvodu začneme analýzu příjmů na českém trhu práce roku 1996 právě touto metodou.

Seřadíme hrubé hodinové mzdy vzestupně podle velikosti. Dále definujme celkovou sumu všech kumulovaných příjmů náležících danému zvolenému percentilu x jako součet všech hrubých hodinových mezd ležících pod tímto percentilem. Celkovou sumou kumulovaných příjmů náležící témuž percentilu vyjádřenou v procentech pak mějme na mysli poměr výše definované celkové sumy kumulovaných příjmů ležících pod zvoleným percentilem x ku sumě všech hodinových příjmů v rámci dané zkoumané populace.

Pokud jsou příjmy ve společnosti rozloženy stejnoměrně a neexistují nerovnosti ve mzdách, je grafem závislosti celkové sumy kumulovaných příjmů vyjádřené v procentech, chápané podle definice uvedené v minulém odstavci, na percentilech lineární přímka s jedničkovým sklonem. To jinými slovy znamená, že například pod desátým percentilem se nachází právě 10% množství všech příjmů celé společnosti, pod dvacátým percentilem právě 20% a tak dále, až pod devadesátým devátým percentilem najdeme 99% množství všech příjmů a samozřejmě pod stým percentilem všech 100%. Tuto situaci je možné vidět i graficky, neboť je znázorněna na straně 19 křivkou černé barvy na grafu s označením G.1.

3.1.1 DESKRIPTIVE POUŽITÉ METODY

Pro zkoumání nerovnosti v distribuci příjmů v České republice za rok 1996 pomocí percentilového rozdělení, byl použit první a poslední decil a tři kvartily (tzv. percentily s čísly 10, 25, 50, 75 a 90). K těmto percentilům byla nejprve ze všeho vztažena, dle definice uvedené výše, celková suma kumulovaného množství jednotlivých vzestupně řazených hrubých hodinových mezd vyjádřená v procentech. Poté byla percentilová analýza rozšířena o porovnávání absolutních hodnot hrubých hodinových příjmů náležících konkrétnímu percentilu a o jejich vzájemné srovnání. K tomu byl použit poměr absolutních velikostí relevantních hodinových příjmů žen a mužů. Pro každý zkoumaný percentil byla takto získána velikost mzdy žen v relativním vyjádření ku mzdě mužů náležící samozřejmě stejnému percentilu a stejné zkoumané věkové skupině osob. Nakonec byl v rámci každé skupiny vypočítán poměr posledního a prvního decilu, jakožto jedno z měřítek nerovného rozdělení příjmů ve společnosti.

Zbývá dodat, že analýza percentilového rozdělení byla provedena na celkové populaci všech osob, všech mužů a všech žen. Následuje stejná analýza aplikovaná na subpopulacích vytvořených podle věkového kritéria (*), které jsou ještě dále diferencovány podle pohlaví. Závěry z této části výzkumu shrnují tabulky T.1 (str. 20) a T.2 (str.25), jejichž komentář lze stejně jako obě tyto tabulky nalézt na následujících stránkách.

3.1.2 INTERPRETACE VÝSLEDKŮ

Jak tedy vypadalo rozdělení příjmů na Českém trhu práce v roce 1996? Bylo rovnoměrné nebo nikoli? A pokud nebylo a existovala nerovnost v rozdělení příjmů, což se dá vzhledem k povaze mezd a jejich rozdělení více než očekávat (ale nepředjímeje závěry), tak jakým směrem a do jaké míry bylo rozdělení příjmů deformováno? A jak si český trh práce stojí při kritickém pohledu za hranice České republiky? Na všechny tyto otázky se v následujících kapitolách pokusíme nalézt odpověď.

3.1.2.1 Celková suma kumulovaných příjmů vyjádřená v procentech

Existovala na českém trhu práce v roce 1996 nerovnost v rozdělení příjmů? Na tuto základní otázku můžeme najít odpověď při pohledu na celkovou sumu kumulovaných příjmů vyjádřenou v procentech a vztaženou k jednotlivým percentilům. Přitom si navíc uvědomme, že procentuální

vyjádření umožňuje snadné porovnávání získaných výsledků v rámci navzájem heterogenních skupin. Učiňme tak tedy a všimněme si zejména vysoké stability vypočítaných hodnot u jednotlivých percentilů v rámci většiny ze zkoumaných skupin. Například hodnoty vztažené k prvnímu kvartilu se u téměř všech skupin pohybují v rozmezí 12,5 +/- 0,5 %, u třetího kvartilu pak naprostá většina hodnot není menší než 56% a naopak větší než 58% a podobné závěry by bylo možno vynést i o ostatních percentilech. Ovšem dříve, než vyneseme konkrétní důsledky této skutečnosti, připusťme, že existují i určité výjimky.

Ty lze pozorovat u dvou krajních zkoumaných skupin⁴, kde se vypočítané procentuelní hodnoty kumulovaných příjmů výrazněji odchyľují od hodnot získaných u ostatních zkoumaných skupin. Všimněme si, že tyto distorze dosahují relativně vyšších hodnot u nižších zkoumaných percentilů a jejich výskyt je pro ženskou část populace častější než pro část mužskou. U poslední věkové skupiny, pak dochází k pohybu hodnot percentilů už pouze pro ženskou část populace, zatímco hodnoty u mužů zůstávají více méně stabilní. Otázkou tedy je, čím jsou popsány distorze způsobené.

Důvodů lze nalézt hned několik. Nestálost koeficientů u první zkoumané skupiny je způsobena tím, že velké množství mladých osob ještě nalézá své stálé zaměstnání a výše pravidelné mzdy se u nich proto teprve utváří⁵. Druhým aspektem je mateřská dovolená, která má taktéž svůj nezanedbatelný vliv na výši mzdy a kterou velké množství žen podstupuje právě mezi 25. a 30. rokem života. Zbývá zodpovědět na otázku pohybu hodnot percentilů u starších generací žen. Ten je vysvětlitelný velmi snadno započatým odchodem velkého počtu žen do starobního důchodu. Přičemž je vysoce pravděpodobné, že ženy vykonávající vysoce specializovaná a finančně lépe ohodnocená zaměstnání (často duševního charakteru) budou pro odchod do penze motivovány méně, než ženy s nízkými příjmy. Tato skutečnost zároveň vysvětluje relativní stálost či dokonce pokles hodnot u vyšších ze zkoumaných percentilů žen, tzv. nejbohatší část zkoumané populace žen ve srovnání s ostatními s rostoucím věkem nechudne, ba naopak.

Co z výše uvedených skutečností vyplývá? Předně to, že nerovnoměrné rozdělení příjmů existuje v rámci všech zkoumaných subpopulací. Odhlédneme-li navíc od první zkoumané věkové skupiny a od poslední skupiny žen, můžeme prohlásit, že distribuce příjmů je v rámci všech zkoumaných skupin téměř identická. To v praxi znamená, že nejchudších 10% osob z jakékoli ze zkoumaných subpopulací získá zhruba 3,5 % všech příjmů, nejchudších 25% osob získá kolem 12% všech příjmů, první polovina (nejchudších) osob dosáhne zhruba na 31%

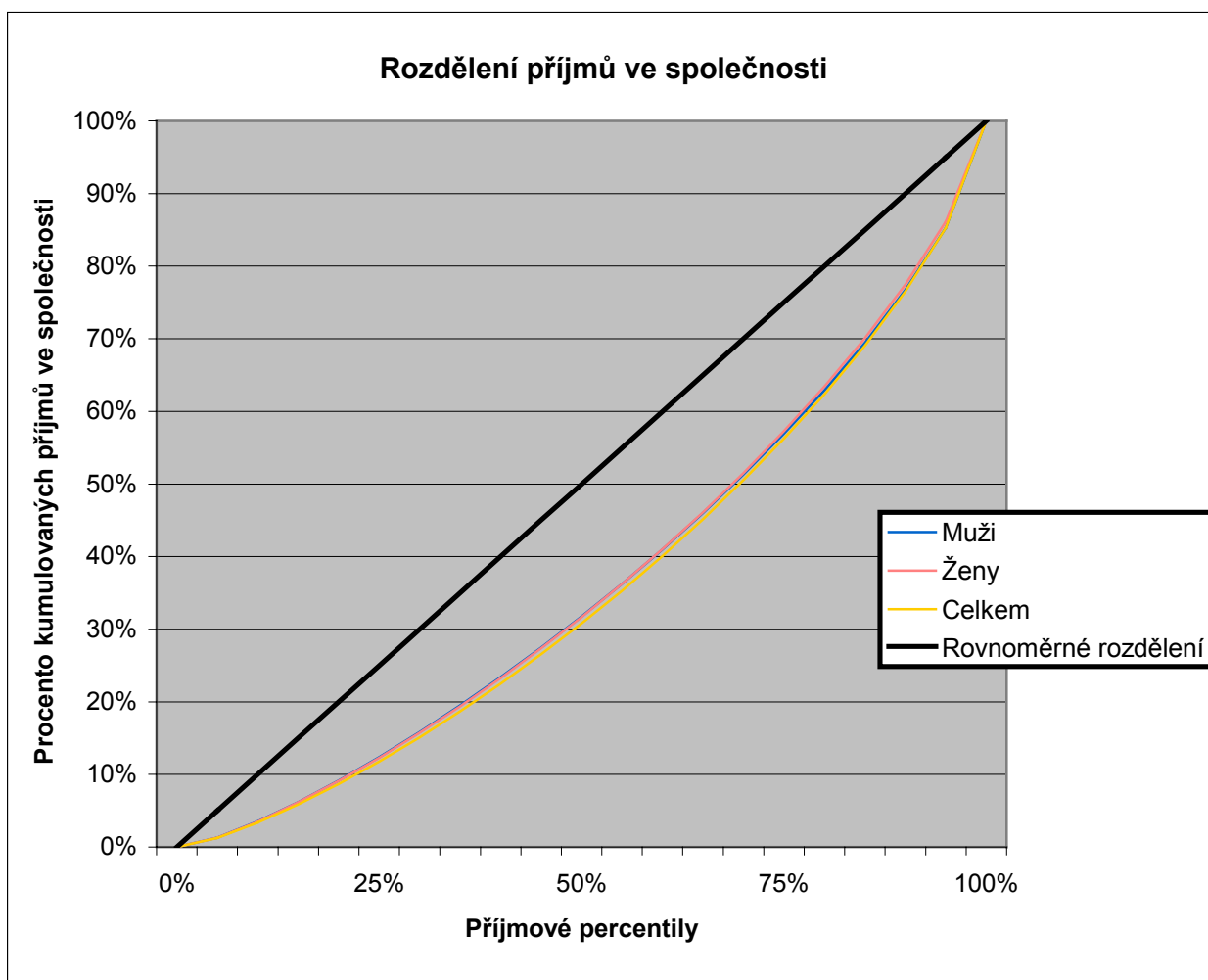
⁴ Tzv. u jedinců ve věkové skupině s označením 25-29 let, resp. 55-59 let.

⁵ Více se k tomuto aspektu vyjádříme v následující kapitole 3.1.2.2

příjmů celé společnosti, 75. percentil odpovídá přibližně 57% všech příjmů dané společnosti a konečně poslední devátý decil, jemuž náleží téměř 77% všech příjmů. Jinými slovy řečeno, nejbohatších 10% osob získává téměř 23% všech příjmů dané společnosti. Na závěr ještě jednou zdůrazněme, že tyto skutečnosti až na čestné výjimky platí více méně shodně pro všechny zkoumané skupiny uveřejněné na následující straně v tabulce T.1.

Tyto závěry jsou navíc graficky dokumentovány na grafu G.1, kde jsou proti jednotlivým percentilům vynášeny hodnoty kumulovaných příjmů ve společnosti (samozřejmě řazených vzestupně podle velikosti). S ohledem na téměř shodné hodnoty u všech pozorovaných subpopulací v tabulce T.1 jsou do tohoto grafu vyneseny pouze křivky za celkovou populaci, dále celkovou populaci mužů a celkovou populaci žen. K možnosti porovnání s ideálním světem jsou tyto tři křivky doplněny o přímkou s jednotkovým sklonem odrážející stejnoměrné rozdělení příjmů ve společnosti.

Graf G.1 Percentilová analýza rozdělení příjmů ve společnosti



Pozn. Grafy "Muži", "Ženy" a "Celkem" jsou hůře čitelné, neboť splývají v téměř jednu křivku. Gini koeficient nerovnosti nabývá pro jednotlivé křivky hodnoty 0,27 (Celkem) a 0,26 (Muži i ženy).

Tabulka T.1 Diferenciace mezd podle percentilů (procenta a absolutní hodnoty)

Skupiny	Kumulované příjmy podle percentilů [%]					Absolutní hodnoty jednotlivých percentilů [Kč/hod.]					Poměr 90/10	90-10 spread
	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90		
Sk. 25-29	3,3	11,9	31,4	57,1	77,6	27,3	37,8	51,0	69,1	90,3	3,31	63,0
muži	3,9	13,0	32,7	58,3	78,0	34,0	44,1	58,0	75,6	97,0	2,85	63,0
ženy	3,1	11,7	31,5	57,4	78,0	21,6	30,9	42,2	56,3	74,1	3,43	52,5
Poměr F/M	0,79	0,90	0,96	0,98	1,00	0,64	0,70	0,73	0,74	0,76		
Sk. 30-34	3,3	11,5	30,3	55,9	76,4	27,9	38,9	53,1	73,1	98,3	3,52	70,4
muži	3,5	12,3	32,0	57,6	77,6	34,4	46,6	63,0	82,3	109,6	3,19	75,2
ženy	3,4	12,1	31,4	56,6	76,2	23,7	33,0	43,7	57,3	75,8	3,20	52,1
Poměr F/M	0,97	0,98	0,98	0,98	0,98	0,69	0,71	0,69	0,70	0,69		
Sk. 35-39	3,3	11,6	30,4	55,6	75,8	28,1	38,9	53,1	72,2	96,8	3,44	68,7
muži	3,5	12,1	31,1	56,1	76,0	34,4	46,2	61,7	81,7	111,3	3,24	76,9
ženy	3,6	12,2	31,2	57,2	77,2	25,2	33,8	45,6	60,9	80,0	3,17	54,8
Poměr F/M	1,03	1,01	1,00	1,02	1,02	0,73	0,73	0,74	0,75	0,72		
Sk. 40-44	3,4	11,9	31,0	56,4	76,6	29,4	39,3	53,8	71,8	96,6	3,29	67,2
muži	3,3	12,2	31,6	56,9	76,6	34,2	46,8	61,5	81,3	108,6	3,18	74,4
ženy	3,7	12,7	32,3	57,9	77,9	26,7	34,9	46,4	61,7	80,2	3,00	53,5
Poměr F/M	1,12	1,04	1,02	1,02	1,02	0,78	0,75	0,75	0,76	0,74		
Sk. 45-49	3,4	11,9	31,0	56,3	76,3	28,8	39,3	53,1	71,0	95,8	3,33	67,2
muži	3,4	12,3	31,7	56,4	76,3	34,2	47,0	60,9	78,8	108,4	3,17	74,4
ženy	3,6	12,6	32,1	57,6	77,7	26,3	35,1	45,8	61,5	80,2	3,05	53,5
Poměr F/M	1,06	1,02	1,01	1,02	1,02	0,77	0,75	0,75	0,78	0,74		
Sk. 50-54	3,5	12,0	30,9	56,4	76,7	29,2	39,1	53,6	72,7	98,3	3,37	69,1
muži	3,6	12,4	31,6	56,5	76,4	34,4	46,8	61,1	81,3	109,8	3,19	75,4
ženy	3,8	12,6	31,9	57,8	78,5	26,0	34,2	45,8	62,6	83,2	3,20	57,2
Poměr F/M	1,06	1,02	1,01	1,02	1,03	0,76	0,73	0,75	0,77	0,76		
Sk. 55-59	3,3	11,6	30,9	56,3	76,7	28,8	41,0	55,7	73,9	102,1	3,55	73,3
muži	3,6	12,6	32,1	57,3	77,2	32,6	45,8	59,4	78,1	107,5	3,30	74,9
ženy	3,0	10,9	29,0	54,5	76,1	22,7	31,5	44,7	63,4	91,1	4,01	68,4
Poměr F/M	0,83	0,87	0,90	0,95	0,99	0,70	0,69	0,75	0,81	0,85		
Celkem	3,3	11,8	30,8	56,2	76,5	28,4	39,1	53,3	71,8	96,6	3,40	68,2
muži	3,5	12,4	31,7	56,9	76,7	34,0	46,2	60,7	80,0	107,5	3,16	73,5
ženy	3,5	12,3	31,7	57,3	77,5	25,2	33,6	45,2	60,5	80,2	3,18	55,0
Poměr F/M	1,00	0,99	1,00	1,01	1,01	0,74	0,73	0,74	0,76	0,75		

Pozn. *Poměr F/M* vyjadřuje podíl hodnot u jednotlivých daných percentilů pro ženy a muže

Poměr 90/10 vyjadřuje podíl hodnot devátého a prvního decilu

90-10 spread vyjadřuje absolutní rozdíl hodnot devátého a prvního decilu

Skupina *Celkem* zahrnuje všechny muže a ženy ve věku od 25 do 59 let

3.1.2.2 Srovnání absolutních hodnot jednotlivých percentilů

Jestliže bylo porovnání relativních kumulovaných příjmů pro většinu subpopulace shodné, je srovnání absolutních hodnot hrubých hodinových mezd příslušejících k jednotlivým percentilům pro různé skupiny odlišné. I přes tento fakt však můžeme ve vývoji hrubých mezd u některých

subpopulací najít podobné prvky. Pro tuto chvíli se tedy zaměříme zejména na subpopulace mužů a žen v rámci různých věkových skupin v tabulce T.1.

Z mikroekonomické teorie ale i z intuitivní představy vyplývá, že vyšší produktivita práce je po zásluze odměněna vyšší mzdou. Otázkou tedy zůstává, čím lze produktivitu práce zvýšit u lidského kapitálu. Mimo jiné to může být objemem zkušeností, které dotyčný člověk nabyl. Z praxe je dobře známo, že nejvíce zkušeností člověk získává ihned po nástupu do nového zaměstnání, popř. během prvních pár let praxe, a proto je možné nejdynamičtější nárůst platu očekávat právě u mladších generací. Tuto jednoduchou teorii použijí k objasnění vývoje absolutních hodnot hodinových mezd jednotlivých percentilů pro mužskou a ženskou část populace v rámci různých věkových skupin.

(i) Subpopulace mužů a absolutní hodnoty jednotlivých percentilů

U mužské části populace můžeme u všech pozorovaných percentilů sledovat prudký nárůst hodinové mzdy mezi první (25-29 let) a druhou (30-34 let) věkovou skupinou. Ten je podle výše uvedené teorie způsoben nástupem většiny osob z první jmenované skupiny do stálého zaměstnání a následným rapidním nárůstem zkušeností, který se odráží do růstu příjmů. Po tomto prvotním skoku se ovšem vývoj mužských mezd zastavuje a v rámci všech ostatních skupin zůstává strnulým, přičemž absolutní velikost mezd se výrazně neodlišuje od úrovně druhé věkové skupiny.

(ii) Srovnání absolutních hodnot jednotlivých percentilů pro subpopulace žen

V případě žen je situace poněkud odlišná. Stejně jako u mužů lze i u zde pozorovat počáteční nárůst mezd následovaný jejich ustrnutím, ovšem tento nárůst je ještě o jedno období posunut. Tzv. zatímco v případě mužů mzdy rostly mezi první a druhou věkovou skupinou (25-34 let), v případě žen je tomu jinak a kvůli předcházejícím mateřským povinnostem mzdy rostou až do 40. roku života, tzv. mezi třemi skupinami s označením 25-30, 30-35 a 35-39 let.

Toto ovšem není ještě vše. Další změnu ve velikosti mezd, která u mužské části populace nenastává, lze pozorovat mezi předposlední (50-54let) a poslední (55-59 let) zkoumanou skupinou. Konkrétně dochází k poklesu mezd u prvního decilu a naopak k nárůstu mezd u devátého decilu, tzv. chudší ženy se staly chudšími, bohatší bohatšími a nůžky nerovnosti se tak o něco více pootevřely, samozřejmě bráno z relativního hlediska.⁶

⁶ To, zda došlo i ke změně absolutní velikosti mezd u jednotlivých osob nám bohužel takto provedená percentilová analýza nemůže dokázat, a tak se k této otázce ještě vrátíme v rámci dalších kapitol.

Pro vysvětlení této skutečnosti nemusíme chodit daleko. Jak již bylo uvedeno v kapitole 3.1.2.1, je všeobecně známo, že ženy odchází do důchodu o několik let dříve než muži. Tato skutečnost pak evidentně ovlivňuje percentilové rozdělení ženských mezd. S ohledem na výsledky z téže kapitoly je patrné, že ženy odcházejí do důchodu asymetrickým způsobem, tj. ukončení pracovní činnosti z důvodu odchodu do starobního důchodu dosahuje u žen z vyšších příjmových skupin relativně menšího rozsahu než u žen ze skupin s nízkými příjmy. Tento fakt způsobí snížení, resp. zvýšení mezd odpovídajících prvnímu, resp. devátému decilu, přičemž absolutní hodnota jednotlivých mezd se samo o sobě měnit nemusí. Tuto skutečnost ještě podrobně rozebereme v další části práce.

3.1.2.3 Poměr absolutních hodnot hrubých hodinových mezd žen ku mzdám mužů

Poměrem absolutní hodnoty hrubé hodinové mzdy žen ku mzdě mužů u jednotlivých percentilů získáme číslo, které vyjadřuje relativní velikost hrubé mzdy žen jakožto mzdu mužů. Tento poměr se pohybuje na hranici 74% a u většiny percentilů je opět velmi stabilní. Jedinou výjimkou je opět první, druhá a poslední pozorovaná skupina, v nichž tento poměr nabývá většího rozptylu a v závislosti na právě zkoumané skupině se pohybuje od 64-ti do 75-ti %, resp. od 69-ti do 85-ti %. Důvod změny zkoumaného poměru u těchto skupin (tzv. 25-30, 30-34 a 55-59 let) oproti ostatním subpopulacím vyplývá z předchozích kapitol, z jejichž závěrů je patrné, že k největším změnám v pohybu mezd dochází v případě mužů u první věkové skupiny a v případě žen u první, druhé a poslední věkové skupiny. Vzájemná neproporcionalita těchto změn se pak promítne do nestability zkoumaného poměru velikosti mezd žen ku mzdám mužů v čase.

Na závěr tohoto oddílu dodejme, že skutečnost pouhého 74 procentního podílu mzdy žen na mzdě mužů ještě nemusí znamenat diskriminaci v rozdělení příjmů mezi zástupci mužské a ženské populace. Stejně jako v předchozím případě se proto budeme této otázce v další části práce podrobně věnovat.

3.1.2.4 Diskuse otázky nerovnosti v rozdělení příjmů – poměr 90/10

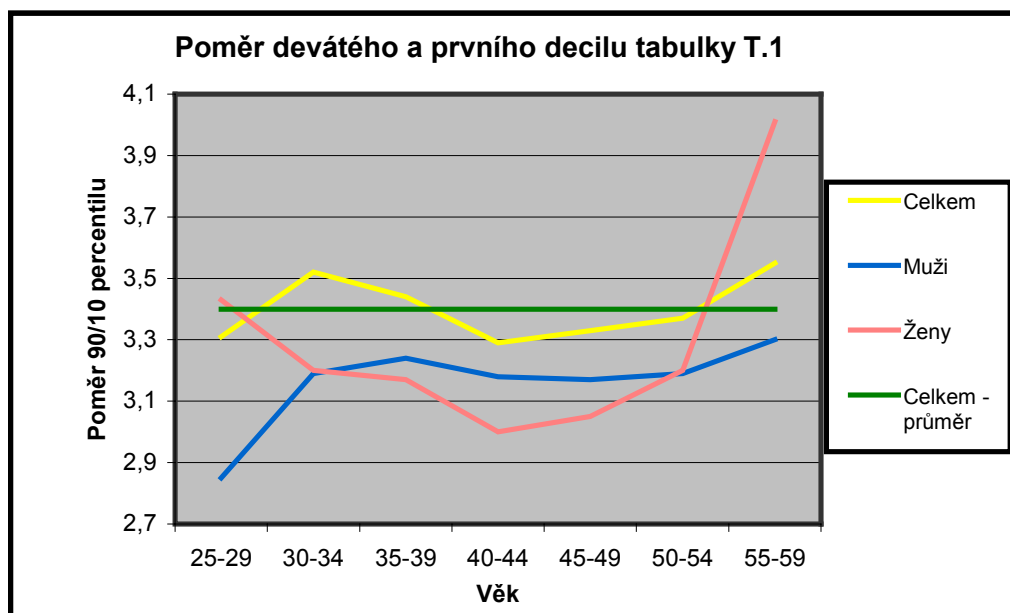
Jak již bylo uvedeno v úvodu, lze na nerovnost v rozdělení mezd v rámci jedné zkoumané skupiny mimo jiné nahlédnout i prostřednictvím poměru hodnot odpovídajících poslednímu a prvnímu decilu (tzv. 90. a 10. percentilu). Čím větší nerovnost v rozdělení mezd bude existovat, tím vyšší číslo takto získáme. Pro mužské subpopulaci jsou závěry stejné jako v předchozím případě, tj. po nárůstu koeficientu mezi prvními dvěmi věkovými skupinami následuje relativní stabilita, kdy se zkoumaný poměr pohybuje přibližně na úrovni odpovídající číslu 3,20. V případě

žen je situace komplikovanější, a tak lze po prvotním postupném poklesu tohoto koeficientu (z hodnoty 3,43 na 3,00) po 50. roku života žen sledovat jeho opětovný nárůst (z 3,00 na 4,01).

Srovnání vypočítaných koeficientů pro stejné věkové skupiny mužů a žen, vychází častěji příznivěji a tedy i celkově lépe pro ženy. Až na první a poslední zkoumanou skupinu je poměr posledního a prvního decilu v případě žen nižší než v případě mužů, a proto se rozdělení mezd náležících ženám v tomto směru častěji jeví jako více rovnostářské než v případě mužů.

Na druhou stranu při porovnání celkové populace všech žen a mužů bez ohledu na jejich věk lze zjistit, že podíl devátého a prvního decilu je pro oba dva případy téměř stejný a sice na úrovni čísla 3,16 (muži), resp. 3,18 (ženy). Nerovnost v rámci populace všech mužů a všech žen je proto z tohoto hlediska téměř totožná, muži zde dopadají dokonce o něco lépe než ženy, ovšem velkou roli zde pravděpodobně hrají pozorování v poslední věkové skupině žen (viz předchozí odstavec).

Graf G.2 Nerovnost v rozdělení příjmů, poměr devátého a prvního decilu



Pro vyšší přehlednost byly hodnoty poměru devátého a prvního decilu z tabulky T.1 vyneseny do grafu nesoucího označení G.2. V grafu lze nalézt hodnoty zkoumaného poměru pro různé věkové skupiny mužů (červená křivka), žen (žlutá křivka) i pro celkové skupiny mužů i žen dohromady (modrá křivka). Tyto tři křivky jsou navíc doplněny konstantní funkcí zelené barvy odrážející poměr devátého a prvního decilu pro celkovou populaci všech mužů a žen bez ohledu na jejich věk. Na závěr této kapitoly dodejme, že z grafu G.1 je patrné, že zkoumaný poměr je pro velké populace (“Celkem“) vyšší než pro menší subpopulace (“Muži“, resp. “Ženy“). Tato skutečnost je způsobena tím, že malé dobře diferencované populace mají menší rozptyl příjmů než populace velké.

3.1.2.5 Nerovnost v rozdělení příjmů – hodnota percentilu jako procento mediánu

Poněkud jiný pohled na analýzu nerovnosti v rozdělení příjmů ve společnosti nabízí vyjádření hodnot připadajících jednotlivým percentilům jako velikost mediánu dané zkoumané skupiny. Výhodou této analýzy je, že medián přímo říká, kolik pobíral zaměstnanec uprostřed rozdělení příjmů seřazených od nejnižší po nejvyšší mzdu. Tato mzda prostředního zaměstnance není, na rozdíl od aritmetického průměru hodnot, příliš zatížena extrémů a je to mzda skutečného člověka, nikoli vypočtené číslo.

Na tuto analýzu bylo nahlíženo ze dvou úhlů pohledu lišících se v použitém mediánu hodnot, kterým byly váženy hodnoty ostatních percentilů. V prvním případě bylo za relevantní medián vybráno jednoduše prostřední pozorování právě zkoumané subpopulace. Výsledky získané touto metodou vypovídají o nerovnosti rozdělení příjmů v rámci dané zkoumané skupiny a jsou shrnuty v první části tabulky T.2.

V druhé metodě byl k porovnávání zvolen medián celé věkové skupiny. Jím pak byly děleny hodnoty všech zkoumaných percentilů v rámci subpopulací mužů a žen vzniklých rozdělením původní věkové skupiny podle faktoru pohlaví. Takto získané poměry vypovídají o hodnotě jednotlivých příjmových percentilů mužů a žen ve vztahu ke mzdě prostředního člověka celé věkové již dále nediverzifikované skupiny.

(i) Hodnota percentilu jako procento mediánu

Uvědomme si, že první z těchto analýz, tzv. vyjádření hodnoty percentilů jako procenta mediánu hodnot dané zkoumané skupiny, má velmi blízko k již provedené analýze kumulovaných příjmů vyjádřených v procentech (Kap. 3.1.2.1).

I v tomto případě tedy nejprve interpretujme první (25-29 let) zkoumanou věkovou skupinu pro muže i ženy a následně poslední skupinu žen (55-59 let), které se z důvodů nabírání nových zkušeností ze zaměstnání u mladých lidí, resp. odchodu do důchodu u starších generací žen, velmi odlišují od ostatních zkoumaných subpopulací. Hned u první věkové skupiny a konkrétně v případě mužů pozorujeme nejmenší rozptyl mezd ze všech provedených pozorování. To znamená, že v případě mužů ve věku od dvaceti pěti do dvaceti devíti let lze pozorovat nejnižší nerovnosti ve mzdách mezi všemi zkoumanými věkovými skupinami osob. Toto však není až tak neočekávatelné a pouze dokumentuje skutečnost, že se mzdy u mladých lidí ještě nestačily plně diferencovat.

V případě žen a první věkové skupiny dochází oproti ostatním věkovým skupinám k jedinému výraznému rozdílu hned u prvního decilu, který nabývá hodnoty pouze 51,2 %. To znamená, že 10 % nejchudších žen ve věku od dvaceti pěti do dvaceti devíti let dosahuje o něco

nižší relativní příjmové úrovně než ženy v ostatních věkových skupinách, kde desátý decil odpovídá zhruba padesáti pěti procentům. Dodejme, že u ostatních zkoumaných percentilů první věkové skupiny jsou hodnoty konzistentní s ostatními pozorováními.

Jestliže lze o první věkové skupině mužů prohlásit, že dosahuje nejnižší nerovnosti ve mzdách ze všech zkoumaných skupin, tak o poslední pozorované skupině žen (55-59 let) lze prohlásit pravý opak. Započatý odchod do důchodu zamíchal relativním rozdělením mezd, a tak hodnoty zkoumaných percentilů nabývají na obou stranách extrémních hodnot, konkrétně 50,8 % u prvního decilu a 203,6 % u decilu devátého, nerovnost v rozdělení příjmů u této subpopulace pracujících žen proto nabývá vskutku nebývale vysokých hodnot.

Tabulka T.2 Hodnota zkoumaného percentilu jako procento mediánu

Skupiny	Hodnota percentilu jako procento mediánu [%]					Hodnota percentilu jako procento mediánu celé věkové skupiny [%]				
	10	25	50	75	90	10	25	50	75	90
Sk. 25-29	53,5	74,1	100,0	135,5	177,1	-	-	-	-	-
muži	58,6	76,0	100,0	130,3	167,2	66,7	86,5	113,7	148,2	190,2
ženy	51,2	73,2	100,0	133,4	175,6	42,4	60,6	82,7	110,4	145,3
Sk. 30-34	52,5	73,3	100,0	137,7	185,1	-	-	-	-	-
muži	54,6	74,0	100,0	130,6	174,0	64,8	87,8	118,6	155,0	206,4
ženy	54,2	75,5	100,0	131,1	173,5	44,6	62,1	82,3	107,9	142,7
Sk. 35-39	52,9	73,3	100,0	136,0	182,3	-	-	-	-	-
muži	55,8	74,9	100,0	132,4	180,4	64,8	87,0	116,2	153,9	209,6
ženy	55,3	74,1	100,0	133,6	175,4	47,5	63,7	85,9	114,7	150,7
Sk. 40-44	54,6	73,0	100,0	133,5	179,6	-	-	-	-	-
muži	55,6	76,1	100,0	132,2	176,6	63,6	87,0	114,3	151,1	201,9
ženy	57,5	75,2	100,0	133,0	172,8	49,6	64,9	86,2	114,7	149,1
Sk. 45-49	54,2	74,0	100,0	133,7	180,4	-	-	-	-	-
muži	56,2	77,2	100,0	129,4	178,0	64,4	88,5	114,7	148,4	204,1
ženy	57,4	76,6	100,0	134,3	175,1	49,5	66,1	86,3	115,8	151,0
Sk. 50-54	54,5	72,9	100,0	135,6	183,4	-	-	-	-	-
muži	56,3	76,6	100,0	133,1	179,7	64,2	87,3	114,0	151,7	204,9
ženy	56,8	74,7	100,0	136,7	181,7	48,5	63,8	85,4	116,8	155,2
Sk. 55-59	51,7	73,6	100,0	132,7	183,3	-	-	-	-	-
muži	54,9	77,1	100,0	131,5	181,0	58,5	82,2	106,6	140,2	193,0
ženy	50,8	70,5	100,0	141,8	203,8	40,8	56,6	80,3	113,8	163,6
Celkem	53,3	73,4	100,0	134,7	181,2	-	-	-	-	-
muži	56,0	76,1	100,0	131,8	177,1	63,8	86,7	113,9	150,1	201,7
ženy	55,8	74,3	100,0	133,8	177,4	47,3	63,0	84,8	113,5	150,5

Pozn. Pro výpočet jednotlivých hodnot bylo vycházeno z hodnot tabulky Tab. T.1

U všech ostatních a dosud nezmiňovaných věkových skupin můžeme pozorovat vývoj, který se vzájemně liší pouze minimálně. Konkrétně u prvního decilu dosahuje příjem hodnoty kolem 55% příjmu prostředního člověka, u prvního kvartilu 75%, třetí kvartil odpovídá zhruba 132-133%, devátý decil je pak roven hodnotě kolem 177%, přičemž rozptyl skutečně pozorovaných hodnot od právě uvedených se zvyšuje s rostoucí hodnotou percentilů. Pro upřesnění však dodejme, že zkoumané percentily dosahují pro muže lehce vyšších hodnot než pro ženy (zejména pak u vyšších percentilů), což znamená vyšší nerovnosti v případě rozdělení příjmů mužů než v případě žen.

(ii) Hodnota percentilu jako procento mediánu celé věkové skupiny

Na závěr se ještě stručně vyjádříme k druhé použité metodě analýzy využívající medián příjmů a tentokrát zkoumající postavení mužů a žen v rámci celé zkoumané věkové skupiny. S odhlédnutím od prvních a posledních věkových skupin, které se opět chovají atypicky ve smyslu relativně lepšího postavení žen na škále rozdělení příjmů v porovnání s ostatními pozorovanými skupinami, můžeme opět pozorovat velmi podobné dosažené hodnoty.

S ohledem na tabulku T.1 již jistě není překvapivé, že jsou tyto hodnoty nižší pro subpopulace žen, než pro subpopulace mužů, konkrétně nabývají jednotlivé percentily v případě žen kolem 75 % hodnot případů mužů. U těch pak osoby na prvním decilu rozdělení mužských příjmů dosahují zhruba 64 % hodnoty mediánu příjmů celé pohlavně nediversifikované skupiny, první mužský kvartil odpovídá 86 % mediánu hodnot celé skupiny, pro medián rozdělení příjmů mužů pozorujeme hodnoty kolem 114 %, třetí kvartil odpovídá 150 % a konečně poslední decil, jehož hodnota se jen lehce pohybuje nad 200 % hodnoty mediánu příjmů celé skupiny.

Veškeré tyto závěry pouze podporují již dosažené výsledky, neboť z poněkud jiného hlediska opět dokumentují nerovné postavení mužů a žen ve společnosti, přesněji řečeno na českém trhu práce roku 1996.

3.1.2.6 Mezinárodní komparace poměru mediánu příjmů žen a mužů

Jak bylo slíbeno v úvodu k této kapitole, završíme diskusi nad percentilovým rozdělením příjmů mezinárodní komparací. Pro tyto účely vyjdeme z poměru hodnot mediánu příjmů žen a mužů ze sedmnácti zemí. Dodejme, že výsledky jsou platné za rok 1993-1994, kdy byla data vytvořena a že ve výpočtech platných pro zahraniční země bylo vycházeno z týdenních hrubých

příjmů ze zaměstnání. Mzdy tedy nejsou přepočteny na odpracované hodiny, ale na druhou stranu byli do výzkumu zahrnuti pouze lidé pracující na plný zaměstnanecký úvazek. Přesto je třeba zdůraznit, že ženy i tak tráví v zaměstnání méně času než muži a získané údaje tak mohou být oproti skutečnosti lehce podhodnocené. Závěry z této pasáže pak shrnuje tabulka T.3.

Tabulka T.3 Mezinárodní srovnání poměru mediánu příjmů žen a mužů

Název země	Poměr mediánů (Ž/M)	Název země	Poměr mediánů (Ž/M)
Belgie	0,901	Německo (záp.)	0,755
Francie (net příjem)	0,899	Švýcarsko	0,752
Austrálie	0,868	Velká Británie	0,749
Švédsko	0,835	Česká republika	0,745
Itálie	0,833	Irsko	0,745
Nový Zéland	0,814	Španělsko	0,711
Finsko	0,799	Kanada	0,698
Nizozemí	0,769	Rakousko	0,692
Spojené státy	0,763	Japonsko	0,636

Pozn. Hodnoty pro jednotlivé země jsou vyjma České republiky (1996) platné pro období let 1993-1994.

Jak si tedy stojí transitivity Česká republika v porovnání se sedmnácti zeměmi, v nichž má tržní ekonomika pevné institucionální základy stejně tak jako dlouholetou tradici? Jak je vidět z tabulky T.3, kde jsou jednotlivé země řazeny sestupně podle hodnoty poměru mediánu hrubých mezd žen a mužů, patří Česká republika do zemí, v nichž je tato hodnota spíše nižší. Z tohoto důvodu dosahuje většina zemí západní Evropy rovnějších mediánů příjmů mužů a žen (a tedy vyšší hodnoty poměru těchto mediánů) než Česká republika.

Naopak nižších hodnot než Česká republika dosahuje v evropských zemích pouze Španělsko a Rakousko (Irsko dosahuje stejné hodnoty jako Česká republika). S pohledem za hranice Evropské unie, pak nižších hodnot dosahuje například i Kanada nebo Japonsko. Musíme ale vzít v úvahu již zmíněnou skutečnost o možném podhodnocení tohoto poměru pro všechny zmíněné cizí země, což by mohlo mít důsledek v dalším poklesu postavení České republiky na tomto žebříčku.

Mezi osmnácti zkoumanými zeměmi obsadila Česká republika třináctou příčku. Lze tedy říci, že ženy si ve vztahu k mužům v České republice vydělávají většinou relativně méně než ženy ve vyspělých tržních ekonomikách. Ovšem na tomto místě je třeba ještě jednou zdůraznit, že v případě, kdy by se do výzkumu cizích zemí zohlednil počet odpracovaných hodin mužů a žen, by se mohlo postavení České republiky ještě o něco zhoršit.

3.2 PROCENTUELNÍ ZASTOUPENÍ MUŽŮ A ŽEN V PŘÍJMOVÝCH PERCENTILECH

Až po tuto chvíli bylo na percentilové rozdělení nahlíženo přímo z pohledu mezd, když byly proti jednotlivým percentilům vynášeny hodnoty hrubých hodinových příjmů a to jak v absolutním, tak v relativním úhlu pohledu. Percentilové rozdělení lze ovšem využít i k dalšímu způsobu znázornění nerovnosti rozdělení příjmů mezi muži a ženami. Toho lze dosáhnout porovnáním procentuálního zastoupení mužů a žen v každém ze zkoumaných percentilů.

3.2.1 POPIS POUŽITÉ METODY

Pro sedm subpopulací vytvořených pouze podle věkového kritéria (tzv. populace již nejsou dále rozděleny podle pohlaví) a pro celkovou populaci zkoumaných osob znejme absolutní velikosti mezd odpovídajících jednotlivým percentilům. Uvědomme si, že tyto informace jsou patrné z tabulky T.1. Nyní se zajímejme o to, kolik procent ze všech žen příjmově nedosáhne na jednotlivé zkoumané percentily. Totéž poté provedme i pro muže.

Pokud je rozdělení příjmů mezi muži a ženami rovnoměrné, měly by být ženy i muži v každém percentilu zastoupeny relativně stejně, tj. kumulované hodnoty⁷ procentuálního zastoupení mužů i žen v daných percentilech by měly přibližně odpovídat daným percentilům. Jinými slovy, 10% nejchudších žen stejně jako 10% nejchudších mužů mzdově nepřesáhne hodnotu desátého percentilu atd. Ovšem již z předchozí analýzy je patrné, že se velikost mzdy žen pohybuje někde na úrovni 70 – 80 % mzdy mužů, a tak hypotéza o rovnoměrném rozdělení příjmů pravděpodobně nebude naplněna.

Závěry z analýzy procentuelního zastoupení mužů a žen v jednotlivých percentilech shrnuje tabulka T.4. V té lze kromě kumulovaných hodnot procentuelního zastoupení mužů a žen v jednotlivých percentilech v rámci každé subpopulace opět najít i poměr hodnot odpovídajících devadesátému a desátému percentilu jakožto jednoduché měřítko nerovnosti. Vše je navíc podpořeno i grafickým znázorněním.

⁷ Kumulovanou hodnotou zde rozumějme podíl počtu osob (mužů resp. žen), které mzdově nedosahují na daný percentil, ku počtu všech osob (mužů resp. žen) v rámci dané populace.

3.2.2 INTERPRETACE VÝSLEDKŮ

Již z prvního pohledu je opět patrné, že rozdělení příjmů mezi muži a ženami není rovnoměrné. Zatímco přibližně 15% všech žen nedosáhne na hodnotu prvního decilu mezd v rámci celé společnosti, v případě mužů je to pouze necelých 6%. Téměř dvě třetiny všech žen nedosáhnou na medián hodinových mezd celé společnosti, na druhou stranu u téměř dvou třetin mužů velikost hodinové hrubé mzdy hodnotu mediánu převyšuje. Při analýze posledního devátého decilu lze zjistit, že pouze necelých 5% osob z populace žen mzdově přesáhne devátý decil, zatímco v případě mužů a stejného decilu se tato hodnota pohybuje až kolem 14%. Nerovné rozdělení mezd tedy existuje a navíc dosahuje značně velkých rozměrů.

Tabulka T.4 Procentuelní zastoupení mužů a žen v jednotlivých percentilech

Skupiny	Zastoupení mužů a žen v jednotlivých percentilech [%]					Poměr 90/10	90-10 spread
	10	25	50	75	90		
Sk. 25-29							
muži	4,9	15,5	38,4	67,3	86,5	17,7	81,6
ženy	18,1	40,0	68,2	87,1	95,4	5,3	77,3
Sk. 30-34							
muži	5,4	14,3	34,8	64,7	85,7	15,9	80,3
ženy	15,9	38,7	69,4	88,2	95,6	6,0	79,7
Sk. 35-39							
muži	6,0	14,7	36,2	64,5	85,3	14,2	79,3
ženy	14,2	35,8	64,5	86,0	94,9	6,7	80,7
Sk. 40-44							
muži	6,5	15,0	36,4	64,9	85,6	13,2	79,1
ženy	13,6	35,5	64,2	85,5	94,6	7,0	81,0
Sk. 45-49							
muži	6,3	14,9	36,2	65,6	85,1	13,5	78,8
ženy	13,7	34,9	63,5	84,2	94,8	6,9	81,1
Sk. 50-54							
muži	6,0	14,7	37,6	66,2	85,9	14,3	79,9
ženy	14,3	36,0	63,3	84,4	94,4	6,6	80,1
Sk. 55-59							
muži	6,5	17,9	43,8	72,0	88,7	13,7	82,2
ženy	19,4	43,9	66,4	83,0	93,4	4,8	74,0
Celk. muži	6,0	15,2	37,2	66,1	86,0	14,3	80,0
Celk. ženy	14,7	37,0	65,3	85,5	94,7	6,4	80,0

Pozn. Čísla vyjadřují procento osob z populací mužů a žen, které nedosáhnou na daný percentil.

Poměr 90/10 vyjadřuje podíl hodnot devátého a prvního decilu

90-10 spread vyjadřuje absolutní rozdíl hodnot devátého a prvního decilu

Skupiny *Celk.muži* (resp. *ženy*) zahrnují všechny muže (resp. ženy) ve věku 25 - 59 let

3.2.2.1 Stabilita odhadnutých koeficientů

Diskutujeme stabilitu jednotlivých odhadnutých koeficientů v čase. Nejdříve si ale uvědomme, že změna velikosti příjmů u jednoho nebo druhého pohlaví se projeví do změny zkoumaného procentního koeficientu z tabulky T.4 u pohlaví obou dvou. Tato skutečnost vyplývá z vlastního způsobu utváření těchto koeficientů.

Z tabulky T.4 je patrné, že koeficienty u vyšších percentilů jsou stabilnější, než ty u percentilů nižších. Například hodnota devátého decilu se mění, a to ve prospěch žen, až při přechodu z předposlední do poslední zkoumané věkové skupiny (tzv. mezi lety (50)-54-59). V ostatních případech jsou hodnoty devátého decilu v čase stabilní.

U ostatních percentilových hodnot pozorujeme změny u počátečních (25 let a výše) a konečných (59 let a níže) věkových skupin, přičemž ostatní skupiny ((35)-40-50-(54) let) zůstávají stabilní. Tyto změny jsou stejně jako v případě oddílu 3.1 způsobeny ranným platovým nárůstem mužů (25-34 let) a o jedno období posunutým platovým nárůstem žen (30-39 let). Konečně změna u poslední věkové skupiny je opět způsobena časnějším odchodem žen do důchodu. Odůvodnění těchto posunů v rozdělení mezd lze najít v předchozím oddílu 3.1.

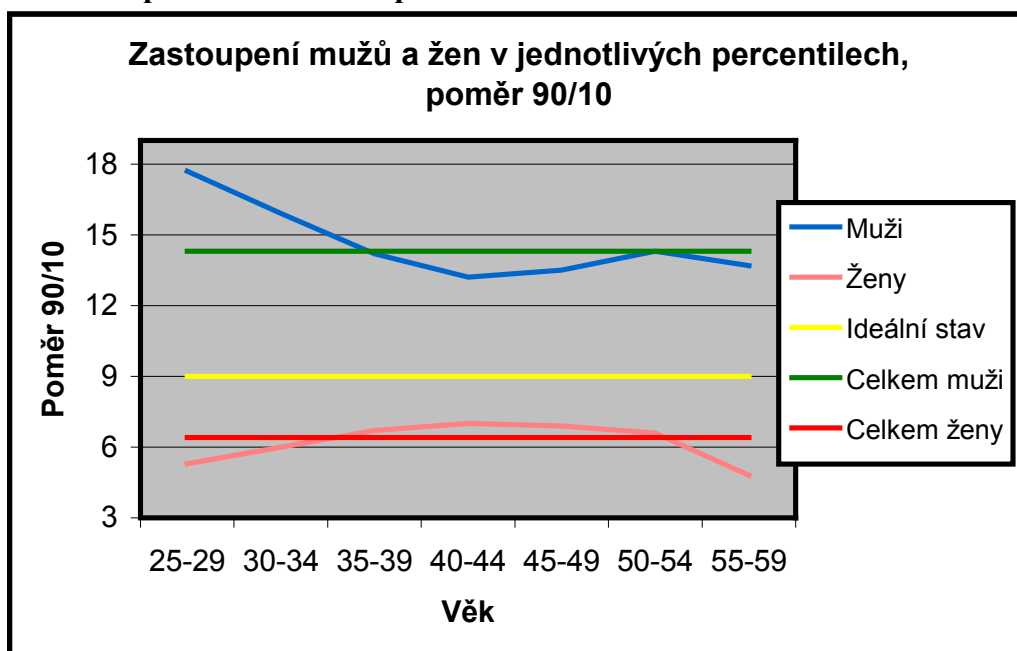
3.2.2.2 Nerovnost v rozdělení příjmů

Poslední skutečností, jíž se budeme s ohledem na tabulku T.4 zabývat, je poměr hodnot devátého a prvního decilu. Při dokonale rovnoměrném rozdělení příjmů by tento poměr nabýval hodnoty čísla 9 ($=90/10$), přičemž jakékoli odchýlení od této hodnoty je znamením vychýlení z rovnoměrného rozdělení mezd a to jak jedním, tak druhým směrem.

Naši pozornost nejprve věnujme analýze jednotlivých skupin vytvořených podle věkového kritéria. V případě žen se "poměr 90/10"⁸ se vzrůstajícím věkem pomalu zvyšuje z hodnot kolem čísla 5 na hodnoty kolem čísla 7, tzv. zkoumaný poměr se přibližuje k číslu 9 a rozdělení mezd se stává rovnějším, u poslední věkové skupiny můžeme pozorovat zpětný propad tohoto koeficientu a to až na hodnotu nižší než číslo 5. Důvody jsou opět patrné z informací již uvedených výše. V případě mužů je vývoj intuitivně přesně opačný, a proto se vzrůstajícím věkem nerovnost v rozdělení mezd v rámci mužské populace nejprve snižuje tak, jak zkoumaný poměr klesá z hodnoty 17,7 (skupina 25-29 let) až k hodnotě, která je jen o málo větší, než je číslo 13. Potom ovšem paralelně k vývoji koeficientu v případě žen následuje opětovný nárůst daného poměru a tím i nerovnosti v rozdělení mezd. Vše je opět možné názorně sledovat na přiloženém grafu G.3.

⁸ Tzv. poměr devátého a prvního decilu

Graf G.3 Zastoupení mužů a žen v jednotlivých příjmových percentilech poměr devátého a prvního decilu



4 ROZDĚLENÍ PŘÍJMŮ PODLE POHLAVÍ

Někteří lidé říkají, že ženy jsou diskriminovány tím, že jsou odměňovány hůře než muži. Cílem této kapitoly je proto analyzovat rozdělení mezd na českém trhu práce roku 1996 mezi muži a ženami, stanovit výši nerovnosti v rozdělení příjmů a nakonec se na tomto trhu prostřednictvím metody mzdové dekompozice pokusit o analýzu potenciálního výskytu a případné velikosti diskriminace příjmů podle faktoru pohlaví.

4.1 ROZDĚLENÍ PŘÍJMŮ PODLE POHLAVÍ NAIVNÍ REGRESNÍ MODEL

Pro zkoumání rozdělení příjmů podle faktoru pohlaví nejprve metodou nejmenších čtverců provedme jednoduchou regresi tvaru $y = y_0 + \beta_1 D_{FE} + u$ (2)⁹

Uvědomme si, že přestože se jedná o velmi triviální rovnici, přináší velmi důležité informace o rozdělení mezd, které v sobě ukrývá intercept y_0 a koeficient β_1 .

Součet hodnot interceptu y_0 a koeficientu β_1 není roven ničemu jinému než výši očekávané hrubé mzdy mužů.¹⁰ Samotný intercept je pak roven očekávané hodnotě velikosti hrubých mezd žen. Nyní je již snadné nahlédnout na význam koeficientu β_1 , který přímo odráží rozdíl očekávaných hodnot mezd mužů a žen. Konečně, výraz $y_0 / (y_0 + \beta_1)$ udává poměr očekávaných velikostí mezd žen a mužů, tzv. relativní velikost mzdy žen ku mzdě mužů.

Regrese (2) bude aplikována na celkovou populaci a poté i na sedm podskupin (*) vytvořených podle věkového kritéria a popsanych v oddíle 2.4. Přitom hlavní důraz je kladen na zjištění rozdílné úrovně příjmů typických mužských a ženských představitelů zkoumaných populací. Vliv samotného faktoru pohlaví na determinaci mezd je zjišťován v další části této práce. Nakonec dodejme, že interpretace jednotlivých dosažených výsledků je opět podpořena grafy, vše navíc na následující straně shrnuje tabulka T.5. Ta na rozdíl od předchozích tabulek T.1 a T.2 nemá vztah ke mzdě průměrného člena zkoumané skupiny (viz medián¹¹ v tabulce T.1), ale k průměrné hodnotě velikosti mzdy všech osob dané skupiny.

⁹ Jednotlivé proměnné jsou popsány v části 2.3.3

¹⁰ Snadno lze dokázat, že tato je očekávaná hodnota rovna aritmetickému průměru hodnot hrubých mezd mužů

4.1.1 INTERPRETACE VÝSLEDKŮ PRO ŽENSKOU ČÁST POPULACE

V případě ženské části zkoumané populace lze se vzrůstajícím věkem jedinců pozorovat neustálý pozvolný růst hrubých hodinových mezd. Jediná změna nastává v případě šesté věkové skupiny (50-54 let), kdy dochází ve výši mezd k nepatrnému poklesu. Tento pokles však nemá s ohledem na absolutní velikost mzdy příliš velkou váhu, neboť se pohybuje pouze v řádech několika desetin procent.

Za povšimnutí ovšem stojí velký, více než desetiprocentní, nárůst hodinové mzdy (z hodnoty 46,42 na 51,28 Kč/hod.) mezi první a třetí zkoumanou skupinou (25 – 29 a 35 – 39 let). Tuto ohromnou změnu v příjmech si opět vysvětlují ukončením mateřské dovolené u většiny žen následované nárůstem zkušeností z nového stálého zaměstnání, který se odrazí do platového růstu. V rámci ostatních zkoumaných věkových skupin již k dalšímu výraznému nárůstu platu nedochází, a tak zatímco se mzda mezi první a třetí zkoumanou skupinou zvýšila zhruba o 10,5%, tak se mzda mezi první a poslední skupinou nemění více než o pouhých 12%.

Vývoj velikosti hrubých hodinových mezd lze tedy v případě žen shrnout jako velký nárůst v bezprostředním období po ukončení mateřské dovolené, po kterém následuje už jen velmi pozvolný, téměř zanedbatelný růst dalších příjmů. Tuto skutečnost mimo jiné graficky dokumentují v příloze 8.2 grafy Gp.2 a Gp.4, resp. nevyhlazené grafy Gp.1 a Gp.3. Ke vše zmíněným grafům se později ještě vrátíme.

Tabulka T.5 Rozdělení příjmů podle faktoru pohlaví, naivní model

Skupiny	Intercept y		β_1 (D_{FE})		$(y + \beta_1)$	$y / (y + \beta_1)$
	Odhad interceptu	Stand. chyba	Odhad koeficientu	Stand. chyba		
Sk. 25-29	46,42	0,97	18,11	1,24	64,53	0,72
Sk. 30-34	49,38	0,95	20,59	1,27	69,97	0,71
Sk. 35-39	51,28	0,95	19,57	1,33	70,85	0,72
Sk. 40-44	51,80	0,82	18,01	1,15	69,81	0,74
Sk. 45-49	51,81	0,76	17,72	1,08	69,53	0,75
Sk. 50-54	51,76	0,90	18,42	1,25	70,18	0,74
Sk. 55-59	51,95	1,77	15,16	2,08	67,11	0,77
Celkem	50,84	0,35	18,18	0,48	69,02	0,74

Pozn. Závislou proměnnou je *hrubá hodinová mzda*.

Všechny uvedené odhadnuté koeficienty jsou signifikantní na 1% hladině významnosti.

Koeficient determinace je závislosti na jednotlivé skupině roven číslu 5 +/- 1%

Intercept y je roven očekávané velikosti hrubé hodinové mzdy žen.

¹¹ Medián = 50. percentil

Koeficient β_1 odráží rozdíl očekávané hodnoty hrubé hodinové mzdy mužů a žen. Hodnota výrazu $(y + \beta_1)$ je rovna očekávané velikosti hrubé hodinové mzdy mužů. Poměr $y / (y + \beta_1)$ vyjadřuje relativní velikost průměrné mzdy žen ku mzdě mužů.

4.1.2 INTERPRETACE VÝSLEDKŮ PRO MUŽSKOU ČÁST POPULACE

Vývoj velikosti hrubých mezd je v případě mužů v lecčem podobný tomu v případě žen. I přes tento fakt, v něm ale můžeme nalézt některé odlišnosti. Dodejme, že hodnota průměrné hrubé hodinové mzdy mužů je pro každou ze zkoumaných skupin zaznamenána v tabulce T.5 ve sloupci nesoucího označení $(y + \beta_1)$.

Stejně jako v minulém oddíle, je možné i zde u mužů pozorovat velký nárůst mezd mezi prvními zkoumanými věkovými skupinami. Dochází ale k drobné změně, kdy mzdy tentokrát rostou mezi skupinami s označením jedna a dva (tzv. 25-29 let a 30-34 let). To znamená, že oproti případu žen je nárůst mezd rychlejší a zkrácen o jedno celé období. Důvod této skutečnosti lze nalézt v mateřské povinnosti, resp. mateřské dovolené, kterou v České republice plní z naprosté většiny pouze a jedině ženy, které se do pracovního procesu často navracejí až kolem třicátého roku života.

Mezi všemi ostatními skupinami mužů už velikost hrubé mzdy, stejně jako v případě žen, pouze stagnuje. K radikálnímu obratu ovšem dochází u poslední zkoumané skupiny, kde dokonce pozorujeme absolutní pokles velikosti mzdy a to až pod úroveň druhé věkové skupiny (30-34 let). Připomeňme, že tuto skutečnost jsme v případě žen nezaznamenali.

4.1.3 RELATIVNÍ VELIKOST MZDY ŽEN VE VZTAHU KU MZDĚ MUŽŮ

Na velikosti parametru β_1 lze vidět absolutní rozdíl velikosti mezd mezi muži a ženami. Z tabulky T.5 je patrné, že tento rozdíl se s rostoucím věkem snižuje. To je na jedné straně způsobeno stagnací růstu a dokonce poklesem (skupina 54-59 let) absolutní hodnoty mezd v případě mužů a na druhé straně neustálým alespoň minimálním růstem hodnot mezd žen.

Jak klesá hodnota parametru β_1 , tak při téměř stále hodnotě interceptu y (velikost hrubé hodinové mzdy žen) automaticky dochází k nárůstu hodnoty výrazu $\beta_1 / (y + \beta_1)$ odrážejícího poměr mezd žen ku mzdě mužů. Ten je nejnižší u mladších zkoumaných generací, kdy jen lehce přesahuje hodnotu čísla 0,7 a s rostoucím věkem se postupně zvyšuje, přičemž průměrná hodnota se pohybuje kolem čísla 0,74. Svého maxima (0,774) daný poměr nabývá, díky výše uvedeným trendům ve vývoji mezd mužů a žen nikoli překvapivě, u poslední zkoumané skupiny. To jinými

slovy znamená, že průměrná mzda žen v rámci zkoumaných skupin nanejvýš dosáhla přibližně na 77 % hodnoty mzdy mužů, přičemž nerovnost ve mzdách se snižuje až s rostoucím věkem.

Vše je opět dokumentováno rovněž graficky, konkrétně na vyrovnaných hodnotách grafu Gp.6, resp. na nevyrovnaných hodnotách¹² grafu Gp.5. Na druhém jmenovaném grafu, je patrné, že se zkoumaný koeficient ve většině případů nalézá v intervalu 70 a 75%, z něž se jen málokdy odchýlí k jiným hodnotám. Otázkou mohou být vysoké fluktuace hodnot u starších generací, tzv. při vyšší hodnotě nezávislé proměnné věk. Ty jsou opět způsobeny tím, že většina žen odchází po padesátém pátém roku života pomalu do důchodu, což má za důsledek rapidní snížení počtu pracujících žen¹³ a zhoršení kvality dat včetně dosažených výsledků¹⁴. Celá skutečnost odchodu žen do důchodu je dobře patrná z grafů Gp.8, resp. Gp.7, kdy je oproti věkovým skupinám, resp. věku do grafu vynášen poměr pracujících žen a mužů.

Vraťme se ještě ke grafu Gp.6 a dodejme, že na klidnějších vyrovnaných hodnotách grafu Gp.6 lze s postupujícím věkem pozorovat drobné přibližování příjmů mezi muži a ženami, které razantně nabírá na síle po padesátém pátém roku života. I tento graf ovšem pouze dokumentuje a potvrzuje závěry vyřčené v předešlém textu.

4.1.4 GRAFICKÁ INTERPRETACE VÝSLEDKŮ

Pro vyšší přehlednost je tabulka T.5. doplněna několika, již zmíněnými, grafy Gp.1-Gp.8, které lze všechny najít v příloze 8.2. Na prvních dvou grafech „závislosti průměrného hodinového příjmu na věku daného jedince“ je vyobrazen vývoj průměrné hodnoty hrubé hodinové mzdy pro muže a ženy v závislosti na věku, resp. věkových skupinách zkoumaných jedinců. Oba grafy názorně dokumentují nárůst mezd mezi nižšími věkovými skupinami, resp. u mladších generací zkoumaných jedinců. Tento nárůst je později následován stagnací příjmů a v některých případech, při dosažení maximálních hodnot nezávislé proměnné, dokonce jejich poklesem.

Na dalších dvou grafech (Gp.3, Gp.4) lze opět jednotlivě pozorovat vývoj relativních mezd pro muže a ženy vyjádřený v hodnotě základního období (tzv. pro věk 25 let, resp. věkovou skupinu 25-29 let). V případě mužů lze i na tomto grafu po počátečním nárůstu pozorovat

¹²Nevyrovnané = výraz $y / (y + \beta_1)$ byl vynášen nikoli proti věkovým skupinám, ale přímo proti věku odstupňovaného po jednom roku, a tak nedošlo k dalšímu zprůměrování vypočítaných hodnot.

¹³ Bráno absolutním počtem i relativním vztahem k počtu pracujících mužů.

stagnaci příjmů s opětovným zpětným poklesem u nejvyšších věkových skupin, v případě žen pak příjmy neustále, i když velmi pomalu s postupujícím věkem rostou, v porovnání věkových skupin je jejich nárůst dokonce relativně vyšší než v případě mužů. To je způsobeno odlišnými vahami použitých při konstrukci obou grafů, kdy jednou je vahami průměrná velikost mzdy ve věku 25 let, podruhé pak průměr mezd za celou první věkovou skupinu (25-29 let). Závěry, které je možno vynést z obou dvou grafů, jsou plně v souladu s předešlými tvrzeními. Ostatní grafy (Gp.5 a Gp.6) již byly interpretovány v předešlém textu a ke grafům Gp.7 a Gp.8 se ještě dostaneme v další části práce.

Závěry vyřčené v předchozích odstavcích implikují hypotézu, že věk má v případě žen na velikost hrubé hodinové mzdy vliv kladný, i když pouze malý. V případě mužů je pak vliv věku na velikost hrubé mzdy více než sporný, pokud vůbec nějaký existuje, pak bude pouze minimálního rozsahu. Tuto skutečnost podrobněji rozeberu a prozkoumám v další části práce.

¹⁴ Tato skutečnost se ovšem týká pouze poslední věkové skupiny, a proto nijak nenarušuje předchozí interpretace.

4.2 ROZDĚLENÍ PŘÍJMŮ PODLE POHLAVÍ SOFISTIKOVANÝ REGRESNÍ MODEL

Pomocí regresního modelu (2) sice můžeme analyzovat rozdíly v průměrné velikosti hrubé hodinové mzdy mezi muži a ženami, ale bylo by chybou usuzovat z této regrese na cokoli konkrétnějšího ohledně vlivu faktoru pohlaví na velikost hrubé mzdy. V rovnici (2) totiž vystupuje jedna jediná vysvětlující proměnná a koeficient determinace dosahuje pouze velmi nízkých hodnot¹⁵. Tato skutečnost implikuje myšlenku, že na vysvětlovanou hrubou hodinovou mzdu mají pravděpodobně kromě pohlaví vliv i jiné, do modelu nezahrnuté, faktory. Toto je sice intuitivní záležitost, která ale má pro rovnici (2) dalekosáhlé důsledky. Jedním z nich je to, že koeficient β_1 odráží nejen to, jaký vliv má na určení hrubé hodinové mzdy faktor pohlaví, ale i vliv jiných, do modelu nezahrnutých, faktorů.

Pokud tedy chceme znát odpověď na otázku, jak velký vliv má samotný faktor pohlaví na determinaci hrubých mezd, tak s naivním modelem (2) již nevystačíme a musíme použít nějakou jinou, sofistikovanější, regresní analýzu. Ta by měla kromě pohlaví vzít v úvahu i další faktory, které mají vliv na formování mzdy u mužů a u žen. Zahrnutím dalších vysvětlujících proměnných, uveřejněných v tabulce P.1 v příloze 8.1, do modelu (2) tak vznikl nový regresní model popsáný v kapitole 2.3.3.2, který v porovnání se svým předchůdcem pravdivěji odráží vliv faktoru pohlaví na determinaci mezd:

$$(3) \quad \ln y = \ln y_0 + \alpha D + \beta X + u$$

Ovšem ještě dříve, než začneme interpretovat výsledky získané z regresní analýzy (3), provedme triviální úpravu a uvědomme si jednu věc.

Pokud platí $\ln y = \ln y_0 + \alpha D + \beta X + u$, pak z definice logaritmu vyplývá, že $y = e^{\ln y_0 + \alpha D + \beta X + u}$

Tento výraz upravme a získáme:

$$(10) \quad y = e^{\ln y_0} e^{\alpha D} e^{\beta X} e^u, \text{ tj. } y = y_0 e^{\alpha D} e^{\beta X} e^u$$

¹⁵ S ohledem na konkrétní analyzovanou skupinu je se hodnota koeficientu determinace pohybuje od pěti do šesti procent.

Výraz (10) se pro muže a ženy *ceteris paribus* liší pouze ve členu $e^{\beta_{FE}D_{FE}}$. Ten je pro skupinu žen roven číslu $e^{\beta_{FE}^0} = 1$ a pro skupinu mužů výrazu $e^{\beta_{FE}^1} = e^{\beta_{FE}}$. Význam tohoto výrazu spočívá v tom, že v relativních číslech porovnává rozdíl mzdy mužů a žen způsobený *ceteris paribus* pouze faktorem *pohlaví*, tzv. způsobený pouze tím, že daný jedinec je příslušníkem mužské, resp. ženské části zkoumané populace. Z tohoto důvodu se pro nás výraz $e^{\beta_{FE}D_{FE}}$ stává doslova klíčovým, neboť díky němu dokážeme odlišit samotný vliv faktoru pohlaví na determinaci mezd.

Na závěr dodejme užitečnou, obecně platnou a dokazatelnou skutečnost, která může být při interpretaci výsledků k prospěchu: v případě, kdy je vysvětlovaná proměnná v logaritmickém vyjádření, lze regresní koeficienty u vysvětlujících proměnných v logaritmickém vyjádření interpretovat přímo jako elasticity daných proměnných ve vztahu k vysvětlované proměnné.

4.2.1 INTERPRETACE VÝSLEDKŮ

Závěry z regrese (3) shrnuje tabulka T.6, v níž si obzvláště povšimněme sloupce “ $\exp \beta_1$ ” a následujícího sloupce “ $1 / \exp \beta_1$ ”. První z nich vyjadřuje přírůstek očekávané hrubé hodinové mzdy průměrného pracovníka, který je způsoben pouze a jedině tím, že daná osoba je muž, resp. tím, že není žena. Druhý sloupec charakterizovaný vztahem “ $1 / \exp \beta_1$ ” je prostou inverzí hodnot prvního sloupce a tudíž nese informaci o relativní velikosti mzdy žen vyjádřené poměrem ku mzdě mužů. Tentýž sloupec je zároveň o něco zajímavějším než sloupec předchozí, poněvadž umožňuje přímé srovnání výsledků s předchozí metodou (naivní regrese (2)). Nyní se tedy konečně podívejme na konkrétní hodnoty výsledků.

Tabulka T.6 Diferenciace příjmů podle faktoru pohlaví, sofistikovaný model (3)

Skupiny	Intercept y		β_1		$\exp \beta_1$	$1/(\exp \beta_1)$	R^2	Adj. R^2	F test
	Odhad interc.	Stand. chyba	Odhad koef.	Stand. chyba					
Sk. 25-29	3,18	0,51	0,37	0,02	1,44	0,69	0,28	0,27	<.0001
Sk. 30-34	2,53	0,50	0,31	0,02	1,37	0,73	0,35	0,34	<.0001
Sk. 35-39	3,62	0,44	0,30	0,02	1,35	0,74	0,34	0,34	<.0001
Sk. 40-44	3,06	0,59	0,24	0,02	1,27	0,78	0,35	0,34	<.0001
Sk. 45-49	4,83	0,80	0,23	0,01	1,25	0,80	0,39	0,38	<.0001
Sk. 50-54	3,54	1,04	0,24	0,02	1,27	0,79	0,41	0,41	<.0001
Sk. 55-59	4,72	2,29	0,28	0,03	1,32	0,76	0,39	0,37	<.0001
Celkem	3,36	0,10	0,28	0,01	1,32	0,76	0,35	0,35	<.0001

Pozn. Vysvětlovanou proměnnou je přirozený logaritmus hrubé hodinové mzdy.
Všechny uvedené odhadnuté koeficienty jsou signifikantní na 1% hladině významnosti.
 $\exp \beta_1$ je označením pro exponenciálu z čísla β_1
Poměr $1/(\exp \beta_1)$ vyjadřuje relativní velikost průměrné mzdy žen jakožto mzdy mužů.

Na určení velikosti příjmů mužů a žen má faktor pohlaví největší vliv u nejmladší věkové skupiny (25-29 let), kdy pouhá skutečnost býti mužem zvýší velikost příjmů průměrného muže oproti průměrné ženě o 44 %, tzv. očekávaná velikost mzdy žen se rovná 69% očekávané velikosti mzdy mužů. Z postupujícím věkem dochází k oslabování vlivu faktoru věk na determinaci mezd a to až do páté věkové skupiny (45-49 let). Ovšem i u této zkoumané subpopulace skutečnost býti mužem stále ještě zvyšuje hrubou mzdu o 25 % (velikost mzdy žen je proto na 80% úrovni velikosti mzdy mužů). U šesté věkové skupiny (50-54 let) můžeme pozorovat menší oslabení pozice žen, které nabírá razantněji na síle u poslední, sedmé, věkové skupiny (55-59 let). Muži zde získávají zpět výhodu třiceti dvou procentního nárůstu platu oproti ženám, jejichž mzda je sedmdesáti šesti procentní úrovni mzdy mužů.

Model (3) empiricky potvrdil intuitivní představu většiny lidí o tom, že faktor pohlaví pozitivně přispívá k velikosti mzdy u mužské části české populace a naopak negativně u části ženské¹⁶. Ke generalizaci předchozího odstavce můžeme použít výsledky stejné regrese, tentokrát ovšem aplikované na celou zkoumanou populaci všech mužů a všech žen bez ohledu na jejich věk. Zjistíme, že pouhá příslušnost k mužskému pohlaví sama o sobě v průměru zvýší velikost mzdy o 32% (oproti průměrné velikosti mzdy žen), tzv. hodnota průměrné mzdy žen dosahuje 76% hodnoty mzdy mužů.

4.2.2 POROVNÁNÍ VÝSLEDKŮ ZÍSKANÝCH NAIVNÍM A SOFISTIKOVANÝM REGRESNÍM MODELEM

K porovnání modelů (2) a (3) použijeme rozdíl výsledků, které byly získány každým z těchto modelů. Vše lze snadno vyčíst z tabulky T.7, v níž jsou uvedeny jak výsledky z obou dvou regresí, tak jejich rozdíl. Vše je navíc doplněno grafem G.4, který názorně srovnává výsledky naivního i sofistického modelu. Až na první a poslední věkovou skupinu, u nichž docházelo

¹⁶ Slova pozitivně a negativně je nutno brát z relativního úhlu pohledu.

k nejvýraznějším změnám vypočítaných poměrů ženské a mužské mzdy (model (2)), resp. přímého vlivu pohlaví na výši mzdy (model (3)), jsou informace o vlivu pohlaví na determinaci mezd získané naivním modelem (2) nadhodnocené a tudíž pro ženy přehnaně pesimistické.

Tabulka T.7 Porovnání naivního a sofistikovaného modelu, vliv pohlaví na výši mzdy

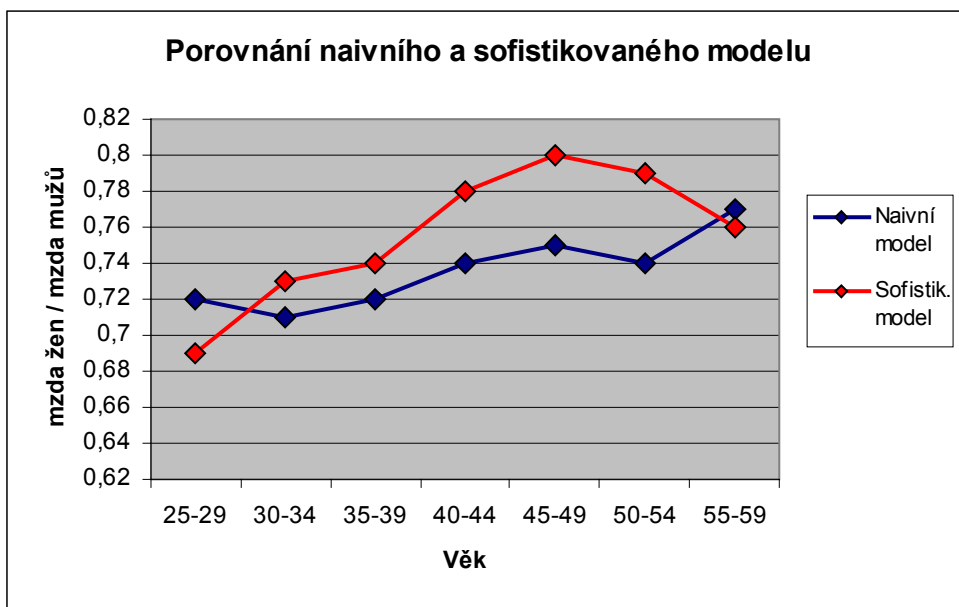
Skupiny	Očekávaná mzda žen / mzda mužů			Vliv faktoru pohlaví		
	Naivní m.	Sofistik. m.	Rozdíl = naivní-sofist	Naivní m.	Sofistik. m.	Rozdíl = naivní-sofist
Sk. 25-29	0,72	0,69	0,03	1,39	1,44	-0,05
Sk. 30-34	0,71	0,73	-0,02	1,41	1,37	0,04
Sk. 35-39	0,72	0,74	-0,02	1,39	1,35	0,04
Sk. 40-44	0,74	0,78	-0,04	1,35	1,27	0,08
Sk. 45-49	0,75	0,80	-0,05	1,33	1,25	0,08
Sk. 50-54	0,74	0,79	-0,05	1,35	1,27	0,08
Sk. 55-59	0,77	0,76	0,01	1,30	1,32	-0,02
Celkem	0,74	0,76	-0,02	1,35	1,32	0,04

Pozn. Sloupec „vliv faktoru pohlaví“, označuje poměrový rozdíl hodnot mezd mužů ku mzdám žen
 Sloupec „naivní m.“ obsahuje data ze sloupce „ $y / (y + \beta_1)$ “ z tabulky P.4
 Sloupec „sofistik. model“ obsahuje data ze sloupce „ $1 / (\exp \beta_1)$ “ z tabulky P.5
 Sloupec „Rozdíl =naivní-sofist“ je roven rozdílu hodnot předchozích dvou sloupců

Skutečný vliv faktoru pohlaví¹⁷ na výši mzdy je v případě druhé (30-34 let) až šesté (50-54 let) věkové skupiny o 4 – 8 % nižší než v případě výsledků získaných pomocí naivního modelu (2). Naopak vliv pohlaví v rámci první, resp. poslední skupiny je ve skutečnosti o 5%, resp. 2% vyšší, než říkaly výsledky naivního modelu. Z porovnání regresí aplikovaných na celkovou populaci zjistíme, že skutečný vliv pohlaví je o 2% nižší, a tak byl prvotní odhad pomocí naivního modelu i v tomto případě nepřesný, neboť vliv faktoru pohlaví opět nadhodnocoval.

Graf G.4 Porovnání výsledků získaných naivním a sofistikovaným regresním modelem

¹⁷ tj. vliv spočítaný pomocí sofistikovaného regresního modelu (3)



4.2.3 MEZINÁRODNÍ KOMPARACE DOSAŽENÝCH VÝSLEDKŮ

Nakonec opět porovnejme postavení České republiky na mezinárodní scéně. Jaký je tedy vliv pohlaví na determinaci mezd v případě České republiky, čtyř západoevropských zemí, Spojených států amerických a Austrálie? Odpověď nabízí tabulka T.8, v níž lze nalézt vliv samotného faktoru pohlaví na determinaci mezd.

Tabulka T.8 Mezinárodní srovnání rozdělení příjmů podle pohlaví

Název země	Gender ratio
Rakousko	0,797
Itálie	0,795
Velká Británie	0,782
Austrálie	0,773
Česká republika	0,756
Spojené státy	0,729
Německo (záp.)	0,693

Pozn. hodnoty pro jednotlivé země vyjma ČR jsou platné pro období let 1993-1994

S ohledem na mezinárodní srovnání mediánů příjmů mužů a žen (3.1.2.6) můžeme říct, že hodnoty v tabulce T.8 dosahují nižšího rozptylu než ve jmenovaném případě. Česká republika opět obsadila druhou polovinu tabulky, před Německem a překvapivě i před Spojenými státy, kde bych s ohledem na tamější morálku a četnost využívání soudního systému silný vliv pohlaví na určení mezd spíše neočekával (ale samozřejmě mějme na mysli, že rozdíl ve vlivu pohlaví na determinaci mezd ještě neznamená diskriminaci).

Nižší vliv faktoru pohlaví na determinaci mezd než v České republice lze naopak pozorovat v Austrálii a státech západní Evropy, jakými jsou Velká Británie, Itálie a Rakousko, které ze všech výše zmíněných zemí dosahuje vůbec nejnižšího vlivu pohlaví na určení mzdy

4.3 MZDOVÁ DISKRIMINACE, DEKOMPOZICE PŘÍJMŮ

Poslední věcí, kterou se budeme vzhledem k vlivu pohlaví na výši mzdy zabývat je otázka mzdová diskriminace podle pohlaví. Existuje na trhu práce v české republice diskriminace podle pohlaví? A pokud ano, tak jakých rozměrů dosahuje? A co to vlastně diskriminace je?

Lester Thurow ji definoval takto:

Diskriminace se objevuje pokaždé, když je daný jedinec posuzován nejen na základě svých schopností a dovedností, ale i na základě průměrných vlastností skupiny, nebo skupin, jichž je členem.

Odbornější pohled může nabídnout sociologická a filozofická definice diskriminace:

V obecné rovině jde o proces odlišování, vnímání rozdílů a také o výsledky tohoto procesu. Zvláštním případem je sociální diferenciaci, v níž jsou popřeny normativní zásady rovnosti a stejného zacházení se všemi členy sociálního útvaru. Jedná se zejména o neoprávněné rozlišování jedinců nebo skupin na základě jejich příslušnosti k určité biologické (rasové) či sociální (profesní, politické, stratifikační či náboženské apod.) kategorii a znevýhodňování jedněch oproti druhým.

Když už víme, co to diskriminace je, tak proč ji nějakým způsobem nekvantifikovat? Pomocí regresních rovnic (2) a (3) lze zjistit, jaký vliv má faktor pohlaví na určení mzdy. Ze závěrů získaných z této regrese však o mzdové diskriminaci vyplývá pramálo. Zjistíme totiž jen to, že průměrný muž dostává odměnu ve výši A a průměrná žena odměnu ve výši B. Zjistíme i to, že například platí $A > B$, což ovšem samo o sobě vůbec neznamená, že rozdělení příjmů není spravedlivé. Regresní rovnice (3) totiž nebere v úvahu možnou různou kapitálovou vybavenost

průměrného člena mužské a ženské populace. Pokud tedy chápeme diskriminaci jako skutečnost, že dva lidé se stejným kapitálovým vybavením produkující stejný výstup dostávají za svoji stejnou práci odlišnou odměnu, tak musíme pro analýzu diskriminace použít jinou metodu zkoumání než pouhou regresní rovnici (3), popř. než dokonce rovnici (2).

Tato metoda musí vzít v úvahu to, že rozdíl očekávané hrubé mzdy mezi dvěma skupinami navzájem různých jedinců může být způsoben jednak nikterak nediskriminujícím rozdílným kapitálovým vybavením typického představitele dané skupiny a jednak mzdovou diskriminací. Tyto dvě složky mzdových rozdílů je proto potřeba od sebe nějakým způsobem navzájem oddělit, k čemuž použijeme metodu dekompozice mezd, ve smyslu, který navrhli pánové Binder a Oaxaca¹⁸.

Výpočty provedené podle metody dekompozice příjmů by tedy měly pravdivě zodpovědět otázku, zda na českém trhu práce roku 1996 existovala mzdová diskriminace podle pohlaví, a pokud ano, tak jakých velikostí dosahovala. Dodejme, že po aplikaci metody mzdové dekompozice na použitá data byly výsledky zaznamenány do tabulky T.9.

4.3.1 INTERPRETACE VÝSLEDKŮ

Nejdříve ze všeho věnujme pozornost hodnotám ve třetím sloupci s označením $b^* (\overline{X^*} - \overline{X_*})$, který nese informace o nediskriminující části mzdového rozdílu způsobeného rozdílnou kapitálovou vybaveností průměrného zástupce obou pohlaví. Hodnoty v tomto sloupci jsou v porovnání s rozdílem logaritmu hrubých mezd z druhého sloupce téže tabulky velmi nízké, u první věkové skupiny dosahují dokonce záporných hodnot. To znamená, že navzdory velmi podobné průměrné kapitálové vybavenosti mužů i žen, dostávají muži za svou práci vyšší odměnu, která má diskriminující charakter.

Tabulka T.9 Dekompozice mezd (Binder, Oaxaca), regresní rovnice (9)

Skupiny	$\overline{\ln y^*} - \overline{\ln y_*}$	$b^* (\overline{X^*} - \overline{X_*})$	$\overline{X_*} \Delta b$	Vysvětleno [%]	Diskriminace [%]
Sk. 25-29	0,3513	-0,0015	0,3527	-0,4%	100,4%
Sk. 30-34	0,3640	0,0719	0,2921	19,8%	80,2%

¹⁸ Tato metoda je podrobně popsána v oddíle 2.3.4

Sk. 35-39	0,3147	0,0276	0,2872	8,8%	91,2%
Sk. 40-44	0,2768	0,0408	0,2360	14,7%	85,3%
Sk. 45-49	0,2768	0,0566	0,2202	20,4%	79,6%
Sk. 50-54	0,2894	0,0709	0,2185	24,5%	75,5%
Sk. 55-59	0,2956	0,0047	0,2909	1,6%	98,4%
Celkem	0,3018	0,0398	0,2619	13,2%	86,8%

Pozn. Podrobný popis uvedených proměnných stejně jako celé použité metody je uveden v části 3.3.4

Chceme-li být více konkrétní, je evidentní, že mzdová diskriminace podle faktoru pohlaví nejenže existovala, ale dokonce dosahovala extrémně vysokých hodnot. Ty s růstem věku oscilují a pohybují se v rozmezí od 75 až do 100 %, s průměrnou hodnotou kolem 87%. To znamená, že faktory určující mužské a ženské mzdy mají společného jen pouze málo, upřímněji řečeno jsou determinanty mezd u obou pohlaví od sebe naprosto odlišné a ženy jsou výrazně mzdově diskriminovány. Nakonec dodejme, že velikost diskriminace se se vzrůstajícím věkem snižuje, aby u poslední zkoumané věkové skupiny (55-59 let) opětovně narostla. Důvod nárůstu je znovu stejný jako u předchozích kapitol a sice počínající odchod žen do důchodu.

Výsledky dekompozice mezd sice nejsou ani trochu lichotivé, ale na druhou stranu je třeba zmínit, že extrémní velikost vypočítané mzdové diskriminace může být hned z několika důvodů nadhodnocená¹⁹. Jeden z nich může být odrážen nízkým koeficientem determinace z pomocné regrese, který se v závislosti na právě zkoumané věkové skupině pohyboval mezi 35 a 40%. To znamená, že na určení velikosti mezd mají vliv i jiné, do modelu nezahrnuté faktory jakými může být například sektor zaměstnání (státní / soukromý), původ zaměstnavatele (český / zahraniční) a nebo velikost společnosti, v níž je dotyčný zaměstnán. Tyto faktory nebylo bohužel možno s ohledem na poskytnutý datový soubor do práce zohlednit. Ovšem kromě těchto zmíněných faktorů mohou existovat i další, které mohou v případě determinace mezd nabývat i obtížně (nebo dokonce nemožně) kvantifikovatelných veličin. Diskriminace žen pak, i přes rozdílnou výši příjmů, nemusí dosahovat tak vysoké úrovně, jaká byla v tomto výzkumu získána.

¹⁹ Berme ale na mysl, že výše diskriminace může být stejně tak i podhodnocená. S ohledem na již tak vysoké výsledky však považuji toto za méně pravděpodobné.

5 VLIV FAKTORU VĚK NA DETERMINACI MEZD

Poslední otázkou, kterou se budeme v této práci zabývat, je vliv faktoru věk na určení hrubých mezd daných jedinců. Na tento problém bude celkem nahlíženo ze dvou úhlů pohledu. První z nich zkoumá změnu hrubých hodinových mezd vlivem zvýšení věku daného jedince o jednu jednotku, tzv. zestárnutím jedince o jeden rok. Druhý pohled využívá rozdělení všech jedinců do sedmi skupin (*) a zkoumá vliv těchto jednotlivých skupin na determinaci mezd.

5.1 DIFERENCIACE MEZD PODLE VÝŠE VĚKU

Ke zkoumání změny výši mzdy vlivem zvýšení věku daného jedince o jeden rok, byla opět použita regresní rovnice (3), která je ve tvaru $\ln y = \ln y_0 + \alpha D + \beta X + u$ popsána v oddíle 2.3.3. Tato regrese byla aplikována na celkovou populaci všech zkoumaných jedinců, na populaci mužů, žen a všechny zmíněné skupiny byly navíc dále rozděleny podle věkového kritéria (*).

V případech, kdy byla regrese provedena na celé populaci nebo pokud jsou skupiny, na nichž byla regrese aplikována, vytvářeny pouze podle věkového kritéria²⁰, nedoznají argumenty rovnice (3) vůbec žádné změny. Na druhou stranu, pokud jsou zkoumané skupiny dále ještě děleny podle pohlaví, je třeba argumenty rovnice (3) upravit. To provedeme snadno pouhým odebráním vysvětlující dummy proměnné příslušnost k pohlaví, která z výše uvedené definice způsobu utváření skupin podle pohlaví ztrácí v regresi smysl.

²⁰ Tzv. skupiny již nejsou dále děleny podle pohlaví

Pro určení vlastního vlivu faktoru věk na determinaci hrubých hodinových mezd využijeme vysvětlující proměnné EX a EX² (Berndt, 1990), kde je veličina EX reprezentující osobní zkušenosti z definice rovna rozdílu věku a doby vzdělávání daného jedince. Ze signifikance veličin EX a EX² a z velikosti beta koeficientů u těchto dvou veličin pak můžeme, stejně jako v případě předchozích kapitol, přímo usuzovat na změnu výše mzdy typického představitele zkoumané věkové kategorie způsobené zestárnutím tohoto jedince o jeden rok.

5.1.1 INTERPRETACE VÝSLEDKŮ

Nejprve ze všeho věnujme pozornost signifikanci jednotlivých odhadnutých koeficientů v modelu v rámci různých zkoumaných skupin populací. Pokud se zaměříme na tabulku T.10, v níž jsou zkoumané skupiny děleny pouze podle věku (tzv. nikoli podle pohlaví), zjistíme, že parametry EX a EX² jsou signifikantní pouze u druhé věkové skupiny (30-34 let) a u regrese aplikované na celkovou populaci. V rámci všech ostatních skupin nemá parametr EX ale ani EX² tzv. zestárnutí jedince o jeden rok, na formování mezd významnější vliv.

Tabulka T.10 Diferenciace hodinových mezd podle věku (nestandard. koeficienty beta)

Skupiny	EX			EX ²		
	Odhad koef.	Stand. chyba	Signif.	Odhad koef.	Stand. chyba	Signif.
Sk. 25-29	0,0426	0,0259	0,0994	-0,0014	0,0014	0,3150
Sk. 30-34	0,0836	0,0332	0,0119	-0,0023	0,0012	0,0454
Sk. 35-39	0,0397	0,0417	0,3417	-0,0012	0,0011	0,2834
Sk. 40-44	0,0288	0,0481	0,5491	-0,0006	0,0010	0,5708
Sk. 45-49	-0,0169	0,0524	0,7470	0,0002	0,0009	0,8114
Sk. 50-54	-0,0163	0,0626	0,7942	0,0002	0,0009	0,7964
Sk. 55-59	-0,0880	0,1212	0,4679	0,0009	0,0015	0,5724
Celkem	0,0195	0,0014	0,0000	-0,0004	0,0000	0,0000

Pozn. Vysvětlovanou proměnnou je přirozený logaritmus hrubé hodinové mzdy.

Koeficient determinace nabývá stejných hodnot jako v regresi (3)

Naproti tomu druhá tabulka s označením T.11 již bere v úvahu vliv věku zvlášť na populace mužů a zvlášť na populace žen. Všechny tyto populace jsou navíc rozděleny podle věkového kritéria (*). Parametry EX a EX² jsou pro muže na pěti procentní hladině významnosti

signifikantní pouze u první věkové skupiny (25-29 let), pro ženy pak pouze u věkové skupiny druhé (30-34 let). Toto obojí potvrzuje vývoj mezd popsáný v oddílu 4.1.1 resp. v oddílu 4.1.2, kdy k nejvýraznějšímu nárůstu hodnot hrubé hodinové mzdy docházelo u mužů právě v první a u žen právě ve druhé věkové skupině. Po tomto nárůstu následovala u obou pohlaví více nežli další růst mezd spíše stagnace, což tato analýza vlivu věku opět potvrzuje, neboť parametry EX a EX² jsou pro všechny ostatní věkové skupiny u obou pohlaví nesignifikantní.

Na závěr byla analýza provedena na celkové populaci mužů a celkové populaci žen. Pro obě tyto skupiny jsou zkoumané parametry EX a EX² signifikantní na méně než 1% hladině významnosti, přičemž odhad hodnot nestandardizovaných beta koeficientů je pro ženy u obou zkoumaných veličin o více než o 50% vyšší než u mužů. Z tohoto důvodu má nárůst zkušeností, resp. věku na determinaci mzdy v případě žen podstatně vyšší vliv než v případě mužů.

Tabulka T.11 Diferenciace mezd podle faktoru věk v rámci subpopulací mužů a žen (nestandardizované koeficienty beta)

Skupiny	EX			EX ²		
	Odhad koef.	Stand. chyba	Signif.	Odhad koef.	Stand. chyba	Signif.
Sk. 25-29						
muži	0,1209	0,0327	0,0002	-0,0053	0,0017	0,0020
ženy	-0,0405	0,0417	0,3312	0,0030	0,0022	0,1773
Sk. 30-34						
muži	0,0508	0,0417	0,2231	-0,0015	0,0015	0,2955
ženy	0,1589	0,0539	0,0032	-0,0044	0,0019	0,0179
Sk. 35-39						
muži	0,0704	0,0569	0,2162	-0,0020	0,0015	0,1763
ženy	0,0207	0,0623	0,7391	-0,0006	0,0016	0,7003
Sk. 40-44						
muži	-0,0152	0,0726	0,8345	0,0003	0,0015	0,8650
ženy	0,0937	0,0636	0,1410	-0,0017	0,0013	0,1741
Sk. 45-49						
muži	0,0196	0,0813	0,8098	-0,0005	0,0014	0,7432
ženy	-0,0143	0,0678	0,8330	0,0002	0,0011	0,8665
Sk. 50-54						
muži	-0,1121	0,0931	0,2285	0,0017	0,0014	0,2037
ženy	0,0844	0,0843	0,3168	-0,0013	0,0012	0,2720
Sk. 55-59						
muži	-0,1948	0,1441	0,1766	0,0022	0,0018	0,2222
ženy	0,2664	0,2464	0,2801	-0,0038	0,0031	0,2281
Celk. muži	0,0123	0,0019	0,0000	-0,0002	0,0000	0,0000
Celk. ženy	0,0297	0,0022	0,0000	-0,0005	0,0000	0,0000

Pozn. Vysvětlovanou proměnnou je přirozený logaritmus hrubé hodinové mzdy.
Koeficient determinace nabývá podobných hodnot jako v regresi (3)

S ohledem na výše uvedené poznatky můžeme vynést několik závěrů. Zestárnutí jedinců o jeden jediný rok má na velikost mzdy žen vyšší vliv než v případě mužů. Při výzkumu na dílčích subpopulacích mužů a žen bylo dále prokázáno, že zvýšení věku o jeden rok se projeví změnou (nárůstem) velikosti mzdy pouze u nejmladší generace mužů (25-29 let) a u druhé nejmladší skupiny žen (30-34 let). V rámci ostatních skupin nemá skutečnost zestárnutí o jeden rok na výši mzdy výraznější vliv. Tyto závěry jsou přitom plně v souladu se skutečnostmi zjištěnými v předchozích částí práce.

5.2 DIFERENCIACE MEZD PODLE VĚKOVÝCH SKUPIN

Úplně na samý konec se zaměříme na rozdělení mezd podle jednotlivých věkových skupin, resp. na to, jak velký vliv tyto skupiny na determinaci mezd mají. Uvědomme si, že mnohé je již známo z předcházejících kapitol,²¹ v nichž byl diskutován vliv faktoru pohlaví na výši mzdy.

Už tedy víme, že v případě mužské části populace dochází k razantnímu nárůstu mzdy mezi první (25-29 let) a druhou (30-34 let) věkovou skupinou a že po tomto nárůstu následuje stagnace růstu příjmů, která dokonce vyústí v pokles velikosti hrubé hodinové mzdy mezi předposlední (50-54 let) a poslední (55-59 let) věkovou skupinou mužů. Zjištěno bylo i to, že případě žen je prvotní nárůst mezd o jedno období delší než v případě mužů²², že následný vývoj příjmů žen je v podstatě stabilní a že k poklesu příjmů pozorovaného u poslední věkové skupiny v případě mužů u žen nedochází. Tento rozdílný vývoj může být způsoben odchodem žen do důchodu a změnou struktury použitých dat. Zbývá dodat, že nárůst mezd vlivem přechodu jedinců do vyšších věkových skupin je u žen o něco málo více progresivnějšího charakteru než v případě mužů.

Tyto závěry však byly vyneseny na základě výpočtů pomocí naivního modelu (2), v němž dochází pouze k porovnávání průměrných hodinových mezd v rámci zkoumaných skupin. Jaký je ale vliv samotného faktoru příslušnost k určité věkové skupině na výši hrubé mzdy?

Jak je vidět, dostáváme se k podobnému problému, který v případě vlivu pohlaví na determinaci mezd vedl k opuštění naivního modelu a výraznému rozšíření počtu vysvětlujících proměnných původního modelu. Tím vznikl model nový s označením sofistikovaný, který již dokázal určit vliv samotného faktoru pohlaví na výši hrubé hodinové mzdy. V případě diferenciací mezd podle věkových skupin se vydáme velmi podobnou cestou.

²¹ Nejvíce závěrů je čerpáno z kapitoly 4.1

²² Tzv. V případě žen mzdy nejvíce rostou mezi dvacátým pátým a třicátým pátým rokem života.

Pro každou ze sedmi zkoumaných věkových skupin definujeme jednu novou dummy proměnnou. Poté z regresní rovnici (3) odstraňme vysvětlující proměnné EX a EX² a na jejich místo vložíme všech sedm výše definovaných dummy proměnných pro jednotlivé věkové skupiny. Nakonec, aby mezi vysvětlujícími proměnnými nevznikla dokonalá lineární závislost, odstraňme z modelu dummy proměnnou pro první věkovou skupinu (25-29 let) a nově vzniklou regresní rovnici označme (11). Pro lepší přehlednost byly veškeré proměnné takto vytvořeného modelu zaznamenány do tabulky Tab. P.7, kterou je možné najít v příloze 8.1.

Takto konstruovaným modelem pak můžeme usuzovat na samotný vliv skutečnosti “příslušnost k x-té věkové skupině“ na determinaci mezd.

5.2.1 INTERPRETACE VÝSLEDKŮ

Po aplikaci rovnice (11) na zkoumaná data získáme údaje, které v porovnání s naivními modely pravdivěji odrážejí skutečnou míru vlivu faktoru věk (resp. příslušnost k určité věkové skupině) na výši hrubé hodinové mzdy. Výsledky této regrese shrnuje tabulka T.12.

Získané a přepočítané výsledky jsou v porovnání s těmi z naivního modelu vsutku překvapivé. Všechny jsou přehledně shrnuty v tabulce T.13, ve které je pro každou ze zkoumaných skupin uveden jeden číselný index. Ten vyjadřuje velikost očekávané hrubé mzdy průměrného zástupce zkoumané věkové skupiny ve vztahu k bazické skupině, kterou je první skupina s označením “Sk.25-29“. Řečeno jinými slovy, index vyjadřuje očekávaný procentuální nárůst hrubé mzdy určitého jedince (oproti bazické skupině 25-29 let), který je způsoben pouze a jedině tím, že tato osoba je příslušníkem dané zkoumané věkové skupiny. Dodejme, že tabulka T.13 má grafický ekvivalent s označením G.5.

Tabulka T.12 Rozdělení příjmů podle věkových sk. (nestandardizované beta koeficienty)

Skupiny	Populace mužů		Populace žen		Celková populace	
	Odhad koef.	Stand. chyba	Odhad koef.	Stand. chyba	Odhad koef.	Stand. chyba
Intercept	3,836	0,119	3,693	0,217	3,496	0,102
Sk. 25-29	-	-	-	-	-	-
Sk. 30-34	0,046	0,014	0,083	0,016	0,058	0,010
Sk. 35-39	0,069	0,014	0,144	0,016	0,097	0,010
Sk. 40-44	0,063	0,013	0,177	0,015	0,110	0,010
Sk. 45-49	0,053	0,013	0,179	0,015	0,108	0,010
Sk. 50-54	0,057	0,014	0,176	0,015	0,107	0,010
Sk. 55-59	0,030	0,016	0,090	0,023	0,057	0,013
R ²	0,283		0,327		0,347	
Adj. R ²	0,282		0,325		0,346	

Pozn. Závislou proměnnou je *přirozený logaritmus hrubé hodinové mzdy*.
Všechny uvedené odhadnuté koeficienty jsou signifikantní na 1% hladině významnosti.

Předně je třeba obhájit názor o tom, že výsledky jsou, s ohledem na naivní model, vskutku překvapivého charakteru. Tak tedy, v případě mužů má skutečnost být členem určité ze zkoumaných věkových skupin na determinaci mezd nižší vliv, než by se mohlo zdát na základě naivního modelu. Právý opak však lze prohlásit o případě žen, kde na rozdíl od mužů pozorujeme silný vliv naprosté většiny věkových skupin na určení velikosti mezd. U skupiny žen se proto odhad naivním modelem potvrdil být jako krajně nevhodný, neboť vliv věku na determinaci mezd výrazným způsobem podhodnotil a to až místy o téměř osm procentních bodů.

Tabulka T.13 Rozdělení příjmů podle věkových skupin

Skupiny	Populace mužů	Populace žen	Celková populace
Sk. 25-29	1,000	1,000	1,000
Sk. 30-34	1,048	1,087	1,060
Sk. 35-39	1,071	1,156	1,103
Sk. 40-44	1,065	1,194	1,117
Sk. 45-49	1,055	1,198	1,114
Sk. 50-54	1,058	1,194	1,113
Sk. 55-59	1,031	1,095	1,059

Pozn. *modrou barvou* je pro každou skupinu označena maximální ze sledovaných hodnot.

Nyní se vyjadřme k jednotlivým případům trochu konkrétněji, přičemž nejprve se podrobněji zaměříme na mužskou část zkoumané populace. U mladších generací mužů pozorujeme rostoucí vliv faktoru věk²³ na determinaci mezd ve vztahu k bazické věkové skupině. Co je podstatné je tempo tohoto růstu, které má klesající charakter²⁴. To dokonce až do té míry, že u věkové skupiny 35-39 let dochází k úplnému zastavení růstu vlivu věku na determinaci mezd. Tato stagnace růstu je posléze následována postupným zeslabováním tohoto vlivu úplně. Toto je plně v souladu se závěry kapitoly 5.1 zkoumající vliv zestárnutí osoby o jeden rok na determinaci mezd, kde byl tento vliv byl prokázán pouze u první ze zkoumaných skupin (tzv. Sk. 25-29 let).

Nakonec si všimněme, že nejvyšší hodnota vlivu věkových skupin na determinaci mezd je u mužské části populace dosažena ve třetí sledované skupině a je rovna pouze číslu 1,071 (tj. skutečnost být členem skupiny s označením 35-39 let přináší mužům ve srovnání s bazickou skupinou nárůst platu o 7,1%). V porovnání s ženami je tato hodnota extrémně nízká, neboť ženy

²³ Přesněji řečeno vliv faktoru příslušnost k určité věkové skupině

²⁴ Toto může být mimo jiné vysledováno i z konkávnosti křivek na grafu G.5

ji u všech ze zkoumaných skupin přesahují (samozřejmě vyjma první, bazické skupiny) a přitom v některých případech dokonce dosti radikálně.

V případě žen je situace dosti odlišná. Vliv věkových skupin na výši hrubé mzdy vztáhnuté k bazickému období (25-29 let) dosahuje u většiny z pozorovaných skupin značně většího rozsahu než v případě mužů. Vliv věkových skupin na determinaci mezd se s rostoucím věkem opět nejprve zvyšuje a opět pouze nerostoucím tempem. Zastavení tempa růstu se ale dostavuje až ve čtvrté pozorované skupině (40-44 let), po které následuje stabilita sledované hodnoty pro další dvě nastávající věkové skupiny (tzv. 45-49 let a 50-54 let). Dodejme, že sledovaná hodnota se u těchto pozorovaných skupin pohybuje na úrovni těsně pod číslem 1,20 (porovnejme s nejvyšší hodnotou v případě mužů 1,071). Vliv věkových skupin na určení mzdy pak výrazně oslabuje u poslední věkové skupiny, kde dosahuje pouze²⁵ hodnoty 1,095.

Odůvodnění takto se vyvíjející situace v této práci zaznělo již mnohokrát. Je jím nástup mladých generací do zaměstnání, růst zkušeností a mateřská dovolená na straně jedné, na druhé straně zkoumaného spektra je opět důvodem odchod žen do starobního důchodu a zároveň s tím související zhoršená kvalita dat.

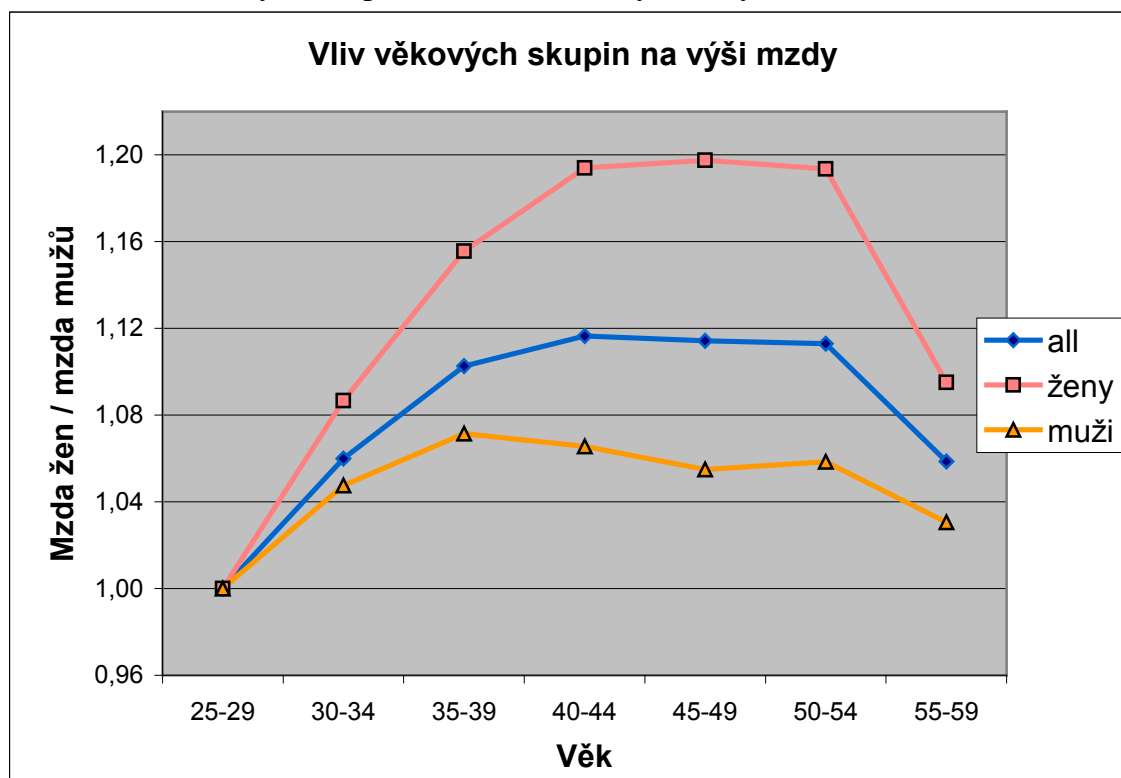
Poslední věc, která zbývá k diskusi, je zamyšlení se nad otázkou, čím je způsoben tak výrazně odlišný vývoj, resp. velikost vlivu faktoru příslušnost k věkové skupině na determinaci mezd u mužů a u žen. K tomuto si uvědomme, že tyto hodnoty jsou brány relativně, vztaženy k bazickému období skupiny 25-29 let. Dosažené výsledky znamenají, že starší jedinci dosahují oproti jedincům mladším vyššího platového ocenění. To může být způsobeno dvěma faktory. Za prvé, starší osoby mohou být s ohledem na vyšší množství zkušeností, jež mohli za svůj dosavadní život nabýt, produktivnější. Tento důvod osobně pokládám za rozumně přijatelný pro mzdovou diferenciaci podle věku v případě mužů i žen. V případě žen a pouze v tomto případě ovšem hraje velmi důležitou roli (možná dokonce i roli důležitější) také důvod druhý. Ten vidím v zaměstnavatelově preferenci vyššího platového ocenění starších zaměstnanců určitého specifického druhu oproti zaměstnancům mladším, tzv. v mzdové diskriminaci podle faktoru věk, která u žen existuje a kterou v této práci nebudeme podrobněji rozebírat.

Zaměstnavatelé vcelku racionálně očekávají to, že mladé ženy dříve či později založí rodinu a na delší dobu přeruší nebo úplně rozváží pracovní poměr. Z tohoto důvodu je lidský kapitál velmi mladých žen (oproti ženám mladým, popř. středního věku) co se investic týče mimořádně

²⁵ V porovnání s muži by možná bylo vhodnější použít formulaci "pouze", popř. stále ještě.

rizikovým. Racionální zaměstnavatel proto často raději volí investici do žen, které již ukončili mateřskou dovolenou a další rozšiřování rodiny nemají v plánu. Velmi mladé ženy tak například mají omezené možnosti kariérního růstu, který s platovým růstem bezprostředně souvisí. Extrémní nárůst vlivu faktoru příslušnost k věkové skupině v případě žen proto není způsobena pouze nárůstem produktivity práce, ale i pozitivní diskriminací starších věkových skupin žen na úkor skupin mladších. Tento fenomén se nikoli překvapivě zastavuje až po 35 roku života žen, kdy se většina žen navrácí po mateřské dovolené zpět do zaměstnání a zaměstnavatel má zároveň důvěru, že k dalšímu rozšiřování rodiny již nebude docházet.

Graf G.5 Vliv věkových skupin mužů a žen na výši mzdy



6. ZÁVĚR

Cílem práce bylo analyzovat postavení mužů a žen, stejně tak jako postavení různě starých jedinců, na českém trhu práce. K tomuto byla použita klasická regresní metoda odhadu nejmenších čtverců, doplněna o dekompozici mezd, která umožňuje nalézt odpověď na otázku potenciální existence a případně i kvantifikovat mzdovou diskriminaci na trhu práce. K samotným výpočtům pak byl použit datový soubor mikrocensového šetření za rok 1996.

Jaké tedy bylo v roce 1996 postavení žen a mužů na českém trhu práce roku? Existovala mzdová diskriminace podle faktoru pohlaví? A pokud ano, jaké výše dosahovala? Na všechny tyto otázky umožnil výzkum nalézt odpověď.

Předně je třeba říci, že výzkum potvrdil všeobecné podvědomí lidí o mzdové nerovnosti mužů a žen. V případě porovnávání hodnot hrubých hodinových mezd zástupců obou pohlaví, dospěl výzkum k závěru, že mzda žen v průměru dosahuje pouze sedmdesáti čtyř procent hodnoty průměrné mzdy mužů. Pokud se ovšem dále tážeme na samotný vliv faktoru pohlaví na determinaci hrubých mezd, nemůžeme s analýzou aritmetických průměrů vystačit a na řadu musí přijít nový, sofistikovanější model. Ten dokázal, že samotný faktor pohlaví sám o sobě způsobí to, že se hrubá hodinová mzda žen bude pohybovat na úrovni 76 % hrubé mzdy mužů.

Tato skutečnost však ještě nemusí znamenat diskriminaci žen na trhu práce, neboť použitý model nebere v úvahu odlišné kapitálové vybavení průměrného zástupce zkoumané mužské a

ženské populace. Z tohoto důvodu byla na data aplikována metoda dekompozice mezd, která je již schopna o existenci diskriminace i o její případné výši vynést relevantní závěry.

Výsledky provedené dekompozice příjmů nabývají alarmujících hodnot, neboť celková populace žen je podle výzkumu oproti celkové populaci mužů diskriminována extrémními osmdesáti šesti procenty. To by znamenalo, že k determinaci mezd mužů a žen v zásadě dochází podle naprosto odlišných algoritmů, tzv. determinanty příjmů mužů jsou téměř nepodstatné pro určení mzdy žen a vice versa. Na tomto místě je ale třeba přiznat, že výzkum tyto informace pravděpodobně nadhodnocuje, neboť s ohledem na poskytnutý datový soubor nebylo do provedených regresí možné zohlednit sektor zaměstnání (státní / soukromý), původ zaměstnavatele (český / zahraniční), velikost společnosti, v níž je dotyčný zaměstnan, ani loajalitu zaměstnance k zaměstnavateli. Kromě těchto faktorů pak mohou existovat i obtížně kvantifikovatelné skutečnosti, které mají taktéž na určení mezd nezanedbatelný vliv. Toto vše pak může způsobit, že skutečná velikost mzdové diskriminace podle faktoru pohlaví může nabývat dokonce i výrazněji nižších než odhadnutých hodnot.

Druhá část práce byla věnována determinaci mezd podle faktoru věk. Pro tyto účely bylo z celkové populace osob (mezi dvacátým pátým a padesátým devátým rokem života) vytvořeno sedm podskupin rozdělených podle věkového kritéria a odstupňovaných po pěti letech. Při analýze rozdělení mezd v rámci těchto skupin pak výzkum došel k následujícím závěrům.

Při komparaci aritmetických průměrů hrubých mezd jednotlivých skupin byl zjištěn odlišný relativní vývoj příjmů mužů a žen v čase. V případě mužské části populace dochází k razantnímu nárůstu mzdy mezi první (25-29 let) a druhou (30-34 let) věkovou skupinou, přičemž po tomto nárůstu následuje stagnace růstu příjmů, která vyústí dokonce v pokles absolutní velikosti hrubé hodinové mzdy mezi předposlední (50-54 let) a poslední (55-59 let) věkovou skupinou mužů a to až na hodnotu druhé věkové skupiny (30-34 let).

Jak již bylo předesláno, je vývoj v případě žen odlišný. Taktéž můžeme pozorovat prvotní nárůst mezd u nejmladších generací, ovšem tento nárůst je v porovnání s muži o jedno období delší, tzv. v případě žen mzdy rostou mezi dvacátým pátým a třicátým pátým rokem života. Prodloužení doby růstu mezd v porovnání s muži lze snadno odůvodnit mateřskými povinnostmi žen. Následný vývoj příjmů žen je opět v podstatě stabilní a další rozdíl oproti mužům spočívá v tom, že k poklesu příjmů u poslední věkové skupiny v případě žen nedochází. Tento rozdílný

vývoj u poslední pozorované skupiny mužů a žen (55-59 let) může být z části způsoben i odchodem žen do důchodu a následnou změnou struktury a kvality použitých dat v případě žen.

Dodejme, že co se relativních hodnot nárůstu hrubých mezd mezi jednotlivými skupinami týče, pohybovala se mužská populace pouze lehce pod úrovní populace žen.

Po provedení této analýzy byla otázka determinace mezd podle věku obdobně jako v případě pohlaví prodiskutována pomocí sofistikovanějšího modelu, který umožňuje odlišit vliv samotného faktoru pohlaví na určení mezd od ostatních příjmových determinantů. V porovnání s aritmetickými průměry jsou dosažené výsledky vskutku zajímavé, neboť výrazně zesilují vliv faktoru věk na determinaci mezd u ženské části populace a naopak zeslabují vliv faktoru věku na určení velikosti mzdy mužů. Relativní vliv faktoru věk (resp. zkušeností) na determinaci mezd je tedy v případě žen výrazně vyšší než v případě mužů. Konkrétní hodnoty pro muže i ženy včetně podrobnější interpretace výsledků lze nalézt ve vlastní práci v páté kapitole.

Práce tedy empiricky potvrdila několik zásadních skutečností. Stručně je lze shrnout takto: nerovnosti ve mzdách mezi muži a ženami existují, diskriminace žen na trhu práce v České republice roku 1996 nabývala velmi vysokých hodnot, získávání nových zkušeností je pro ženy vyšším přínosem než pro muže (analýza vlivu faktoru věk).

V souvislosti s přípravami České republiky na vstup do Evropské unie bylo před několika lety na českém trhu práce započato prosazování politiky rovných příležitostí. Prvotním projevem tohoto jednání byla skutečnost, že do českého právního řádu byly vneseny nové instituty, jako je např. zákaz diskriminačního jednání ze strany zaměstnavatelů či obecný zákaz nežádoucího chování na pracovišti. Tato nová právní úprava byla poté zároveň doplněna o sankce za její porušování, čímž byl stanoven komplexní právní rámec realizace rovných příležitostí na trhu práce odpovídající bruselským směrnicím.

Doufejme tedy, že trend prosazování rovných příležitostí mužů a žen, stejně tak i ostatních diskriminovaných skupin obyvatel, bude nadále pokračovat a to nejen v poslaneckých kuloárech, ale i na reálném českém trhu práce. Důležité je si uvědomit, že tato nastavená cesta, leč trnitá, vede správným směrem a stojí za to se po ní vydat.

7 SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY

- Jiří Večerník, Petr Matějů: Ten years of rebuilding capitalism: Czech society after 1989, Academia, Praha, 1999
- Jiří Večerník: Občan a tržní ekonomika, Nakladatelství Lidové noviny, Praha, 1998
- Jiří Večerník: Markets and People, Avebury, Hants, England, 1996
- Jiří Večerník: Mzdová a příjmová diferenciacie v české republice v transformačním období, Sociologický ústav AV ČR, Praha, 2001
- Štěpán Jurajda, Heike Harmgart: Sex segregation and wage gaps in east and west Germany, CERGE-EI, Prague, 2002
- Štěpán Jurajda: Gender Wage Gap and Segregation in Late Transition, CERGE-EI, Prague, 2001
- Amartya Sen: On Economic Inequality, Oxford University Press, New York, 1997
- Nicole Kozera: Czech Women in the Labor Market Work and Family in a Transition Economy, Sociologický ústav AV ČR, Praha, 1997
- Kolektiv autorů: Prosazování rovnosti mužů a žen na trhu práce v České republice, Český helsinský výbor, Praha, 2002
- Radka Rutarová: Mzdová diskriminace žen v České republice, bakalářská práce, Fakulta sociálních věd, Universita Karlova, Praha, 2000
- Markéta Bočková: Genderová problematika v ekonomii, bakalářská práce, Fakulta sociálních věd, Universita Karlova, Praha, 2001
- Petra Kytlicová: Demografické aspekty na trhu práce, bakalářská práce, Fakulta sociálních věd, Universita Karlova, Praha, 2002

- Kamila Fialová: Regionální determinace mezd v České republice a její determinanty, bakalářská práce, Fakulta sociálních věd, Universita Karlova, Praha, 2003
- Český statistický úřad: Mzdy zaměstnanců za rok 2002, ČSÚ, Praha, 2003
- Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR: Informační systém o průměrném výdělku, Praha, 2002
- Jan Ámos Vášek: Ekonometrie I., Karolinum, Praha, 1997
- Roman Hušek: Ekonometrická analýza, Ekopress, Praha, 1999
- Ernst R. Berndt: The Practice of Econometrics, Reading, Mass., Addison-Wesley, 1990
- Hal. R. Varian: Mikroekonomie: Moderní přístup, Victoria Publishing, Praha, 1995
- Anthony Giddens: Sociologie, Argo, Praha, 1999
- N. D. Gupta, R. L. Oaxaca, N. Smith: Wage dispersion, public sector wages and the stagnating Danish gender wage gap, Aarhus (Denmark), 1998
- B.Melly: Public-private sector wage differentials in Germany: evidence from quantile regression, University of St. Gallen (Swiss), 2003
- Štěpán Jurajda (2003d): Gender wage gap and segregation in enterprises and the public sector in late transition countries, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 31, No.2, pp. 199-222
- Filer R., Jurajda Š., Plánovský J. (1999): Education and wages in the Czech and Slovak Republics during Transition, *Labour Economics*, Vol. 6, No. 4, pp. 581-593
- Flanagan, R. J. (1995): Wage structure in the transition of the Czech Economy, *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 42. No. 4, pp. 836-854
- Terrell, K., Šorm, V. (2000): Sectoral Restructuring and Labor Mobility: A comparative Look at the Czech Republic, Discussion Paper No. 111. Bonn: IZA
- T. Petersen, V. Snartland, L. E. Becken, K. M. Olsen: Within-Job Wage Discrimination and the Gender Wage Gap: The Case of Norway, *European Sociological Review*, Vol. 13, No. 2. (Sep., 1997), pp. 199-213.
- M. P. Kidd, M. Shannon: The Gender Wage Gap: A Comparison of Australia and Canada, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 49, No. 4. (Jul., 1996), pp. 729-746.
- M. Rosholm, N. Smith: The Danish Gender Wage Gap in the 1980s: A panel data study, *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol. 48, No. 2. (Apr., 1996), pp. 254-279.
- J. Fields, E. N. Wolff: Interindustry Wage Differentials and the Gender Wage Gap, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 49, No. 1. (Oct., 1995), pp. 105-120.
- T. Petersen, L. A. Morgan: Separate and Unequal: Occupation-Establishment Sex Segregation and the Gender Wage Gap, *The American Journal of Sociology*, Vol. 101, No. 2. (Sep., 1995), pp. 329-365.
- F. D. Blau, L. M. Kahn: Wage Structure and Gender Earnings Differentials: an International Comparison, *Economica*, Vol. 63 (1996), S29-S62

8 PŘÍLOHY

V poslední a již dodatkové kapitole se dostáváme k několika přílohám, jejichž hlavním cílem je další zpřehlednění celé práce. V první části kapitoly, s označením 8.1, lze nalézt popis všech proměnných, které byly v práci použity, následovaný deskripcí způsobu rozdělení celkové populace do několika podskupin, které jsou v práci využívány k jednotlivým analýzám. Kapitulu 8.1 pak uzavírá popis veškerých použitých lineárních modelů.

Do druhé části kapitoly byly umístěny grafy, které dále podporují a dokumentují výsledky dosažené v hlavní části práce, zejména pak z kapitoly 4.1 (Rozdělení příjmů podle pohlaví, naivní regresní model). Celá práce je pak uzavřena uveřejněním projektu plánované bakalářské práce z října minulého roku.

8.1 DESKRIPTIVNÍ ČÁST

Tab. P.1 Popis proměnných použitých v regresních rovnicích

Označení proměnné	Popis proměnné
Wage	Hrubá hodinová mzda ze zaměstnání
Ln wage	Přirozený logaritmus veličiny wage
Pohlaví	Dummy; 1 = muž
Vzdělání 1	Dummy; 1 = základní
Vzdělání 2	Dummy; 1 = vyučení
Vzdělání 3	Dummy; 1 = střední odborné
Vzdělání 4	Dummy; 1 = vyučení s maturitou
Vzdělání 5	Dummy; 1 = úplné střední odborné
Vzdělání 6	Dummy; 1 = úplné střední všeobecné
Vzdělání 7	Dummy; 1 = vyšší
Vzdělání 8	Dummy; 1 = vysokoškolské

Profese KZAM 1	Dummy; 1 = zákonodárci, vedoucí a řídicí pracovníci
Profese KZAM 2	Dummy; 1 = vědeckí a odborní duševní pracovníci
Profese KZAM 3	Dummy; 1 = techničtí (zdrav., pedagog.) pracovníci
Profese KZAM 4	Dummy; 1 = nižší administrativní pracovníci
Profese KZAM 5	Dummy; 1 = provozní prac. ve službách a obchodu
Profese KZAM 6	Dummy; 1 = dělníci v zem., lesnictví a rybářství
Profese KZAM 7	Dummy; 1 = řemeslníci, výrobci a zpracovatelé
Profese KZAM 8	Dummy; 1 = obsluha strojů a zařízení
Zaměstnavatel A	Dummy; 1 = Zem. a myslivost, lesní hospodářství
Zaměstnavatel B	Dummy; 1 = Rybolov, chov ryb
Zaměstnavatel C	Dummy; 1 = Dobývání nerostných surovin
Zaměstnavatel D	Dummy; 1 = Zpracovatelský průmysl
Zaměstnavatel E	Dummy; 1 = Výroba a rozvod el., plynu a vody
Zaměstnavatel F	Dummy; 1 = Stavebnictví
Zaměstnavatel G	Dummy; 1 = Obchod, opravy vozidel a spot. zboží
Zaměstnavatel H	Dummy; 1 = Pohostinství a ubytování
Zaměstnavatel I	Dummy; 1 = Doprava, skladování, telekomunikace
Zaměstnavatel J	Dummy; 1 = Peněžnictví a pojišťovnictví
Zaměstnavatel K	Dummy; 1 = Nemovit., služby pro podnik, výzkum
Zaměstnavatel L	Dummy; 1 = Veř. správa, obrana, soc. zabezpečení
Zaměstnavatel M	Dummy; 1 = Školství
Zaměstnavatel N	Dummy; 1 = Zdravotnictví, sociální činnosti
Příjem 1	Dummy; 1 = hlavní zaměstnanecký pracovní poměr
Příjem 2	Dummy; 1 = vedlejší zaměstnanecký pracovní poměr
Příjem 3	Dummy; 1 = podnikání jako hlavní zaměstnání
Příjem 4	Dummy; 1 = vedlejší podnikatelská činnost
Kraj 1	Dummy; 1 = Praha
Kraj 2	Dummy; 1 = Středočeský
Kraj 3	Dummy; 1 = Jihočeský
Kraj 4	Dummy; 1 = Západočeský
Kraj 5	Dummy; 1 = Severočeský
Kraj 6	Dummy; 1 = Východočeský
Kraj 7	Dummy; 1 = Severomoravský
Věk 2	Dummy; 1 = Sk. 30-34 let
Věk 3	Dummy; 1 = Sk. 35-39 let
Věk 4	Dummy; 1 = Sk. 40-44 let
Věk 5	Dummy; 1 = Sk. 45-49 let
Věk 6	Dummy; 1 = Sk. 50-54 let
Věk 7	Dummy; 1 = Sk. 55-59 let
EX	Počet let zkušeností, které dotyčný dosud získal měřeno jako (věk – doba vzdělávání)
EX ²	Čtverec počtu let zkušeností

Pozn. Proměnné Věk 2 – Věk 7 jsou použity pouze pro výpočty v rámci kapitoly 5.2

Tab. P.2 Deskripce zkoumaných skupin populace

Označení skupiny	Charakteristika skupiny
Sk. 25-29 nebo též 1. věková skupina	Subpopulace všech osob ve věku 25-29 let
Sk. 30-34 nebo též 2. věková skupina	Subpopulace všech osob ve věku 30-34 let
Sk. 35-39 nebo též 3. věková skupina	Subpopulace všech osob ve věku 35-39 let
Sk. 40-44 nebo též 4. věková skupina	Subpopulace všech osob ve věku 40-44 let
Sk. 45-49 nebo též 5. věková skupina	Subpopulace všech osob ve věku 45-49 let
Sk. 50-54 nebo též 6. věková skupina	Subpopulace všech osob ve věku 50-54 let
Sk. 55-59 nebo též 7. věková skupina	Subpopulace všech osob ve věku 55-59 let
Celkem	Celková zkoumaná populace – muži, ženy ve věku 25-59 let

Pozn. Jednotlivé uvedené skupiny jsou v některých případech ještě dále děleny podle faktoru pohlaví. V tom případě nesou podoznačení muži, resp. ženy (např. sk. 25-29 – muži, resp. sk. 25-29 ženy).

VÝPIS PROMĚNNÝCH POUŽITÝCH V JEDNOTLIVÝCH REG. MODELECH

(i) DETERMINACE MEZD PODLE POHLAVÍ

Tab. P.3 Deskripce použitých proměnných - Naivní regresní model (2)

Vysvětlovaná proměnná: Wage

Vysvětlující proměnná: Pohlaví

Tab. P.4 Deskripce použitých proměnných - Sofistikovaný regresní model (3)

Vysvětlovaná proměnná: Ln Wage

Vysvětlující proměnné: Pohlaví;
 Vzdělání 1 - Vzdělání 8;
 Profese KZAM 1 - Profese KZAM 8;
 Zaměstnavatel A - Zaměstnavatel N;
 Příjem 1 - Příjem 4;
 Kraj 1 - Kraj 7;
 EX, EX²;

Tab. P.5 Deskripce použitých proměnných - Mzdová decomp., pomocné regrese (4), (5)

Vysvětlovaná proměnná:	Ln Wage
Vysvětlující proměnné:	Vzdělání 1 - Vzdělání 8; Profese KZAM 1 - Profese KZAM 8; Zaměstnavatel A - Zaměstnavatel N; Příjem 1 - Příjem 4; Kraj 1 - Kraj 7; EX, EX ² ;

(ii) DETERMINACE MEZD PODLE VĚKU

Tab. P.6 Deskripce použitých proměnných – Lin. regrese, rozdělení podle věku

Vysvětlovaná proměnná:	Ln Wage
Vysvětlující proměnné:	Pohlaví; Vzdělání 1 - Vzdělání 8; Profese KZAM 1 - Profese KZAM 8; Zaměstnavatel A - Zaměstnavatel N; Příjem 1 - Příjem 4; Kraj 1 - Kraj 7; EX, EX ² ;

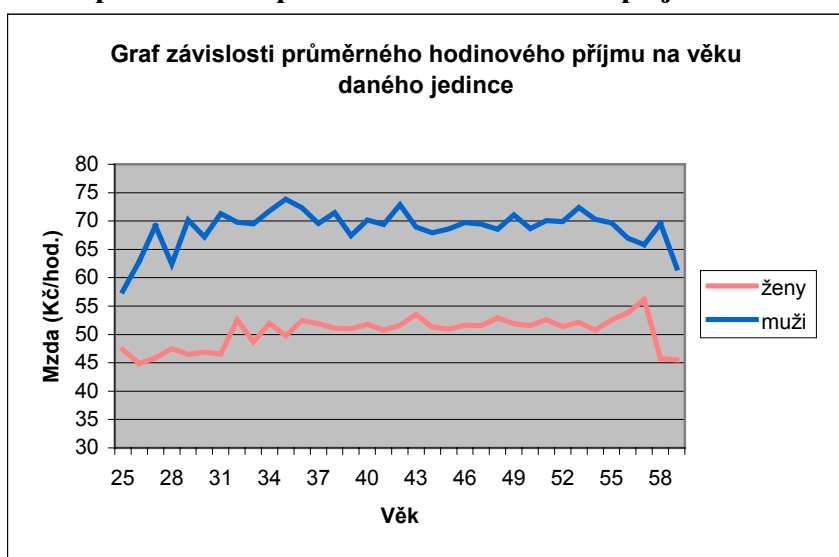
Tab. P.7 Deskripce použitých proměnných – Lin. regrese, rozdělení podle věkových sk.

Vysvětlovaná proměnná:	Ln Wage
Vysvětlující proměnné:	Pohlaví; Vzdělání 1 - Vzdělání 8; Profese KZAM 1 - Profese KZAM 8; Zaměstnavatel A - Zaměstnavatel N; Příjem 1 - Příjem 4; Kraj 1 - Kraj 7; Věk 2 - Věk 7;

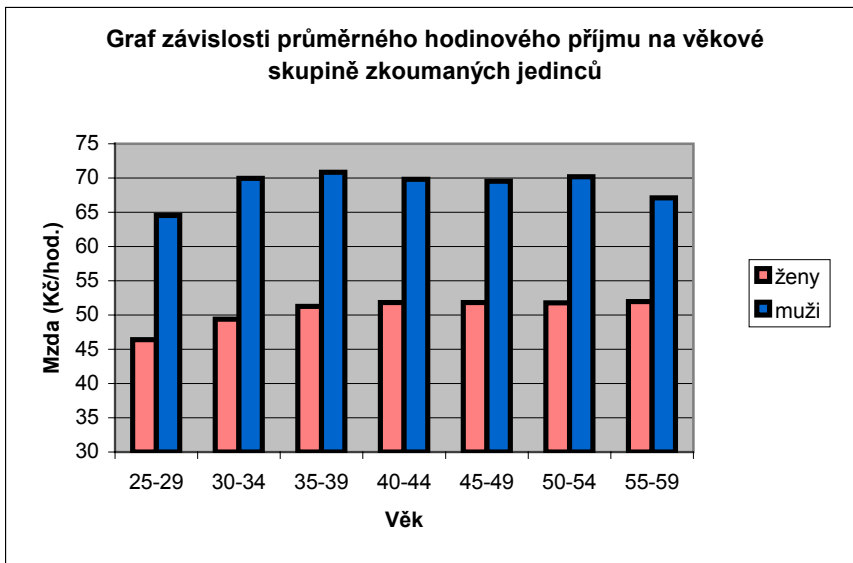
8.2 GRAFICKÁ INTERPRETACE VÝSLEDKŮ

Pro každý ze zkoumaných jevů jsou k dispozici dva grafy. Prvním je vždy graf závislosti určité proměnné na věku zkoumaných jedinců. Druhým je pak graf téže závislosti, ovšem na věkové skupině, jíž je daný jedinec členem. Hlavní rozdíl druhé metody spočívá v tom, že oproti metodě první nabízí za cenu nižší přesnosti vyhlazenější výsledky, na nichž je ovšem lépe patrný trend vývoje zkoumaných proměnných s rostoucím věkem jedinců.

Graf Gp.1 Závislost průměrného hodinového příjmu na věku daného jedince



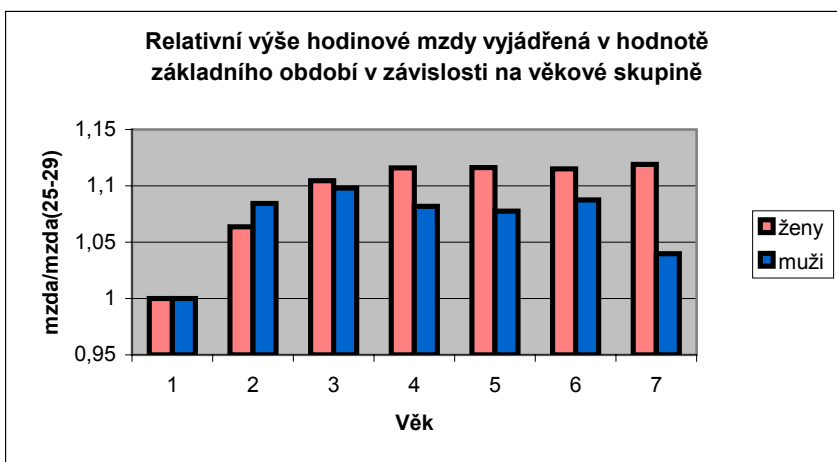
Graf Gp.2 Závislost průměrného hod. příjmu na věkové skupině, k níž dotyčný náleží



Graf Gp.3 Závislost výše hodinové mzdy vyjádřená v hodnotě základního období na věku



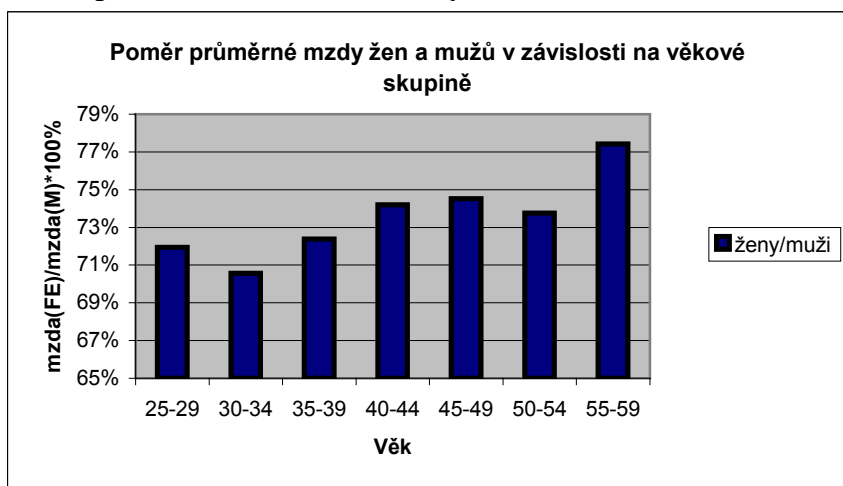
Graf Gp.4 Závislost hodinové mzdy vyjádřená v hodnotě základního období na věkové sk.



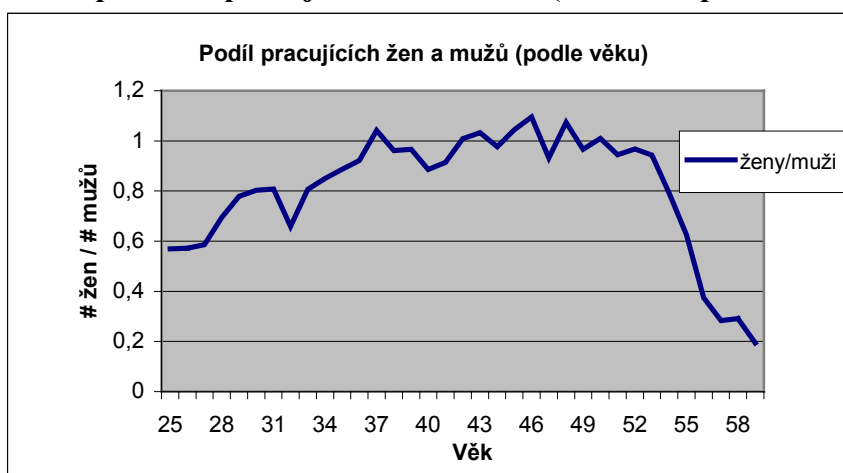
Graf Gp.5 Relativní velikost průměrné mzdy žen ku mzdě mužů v závislosti na věku



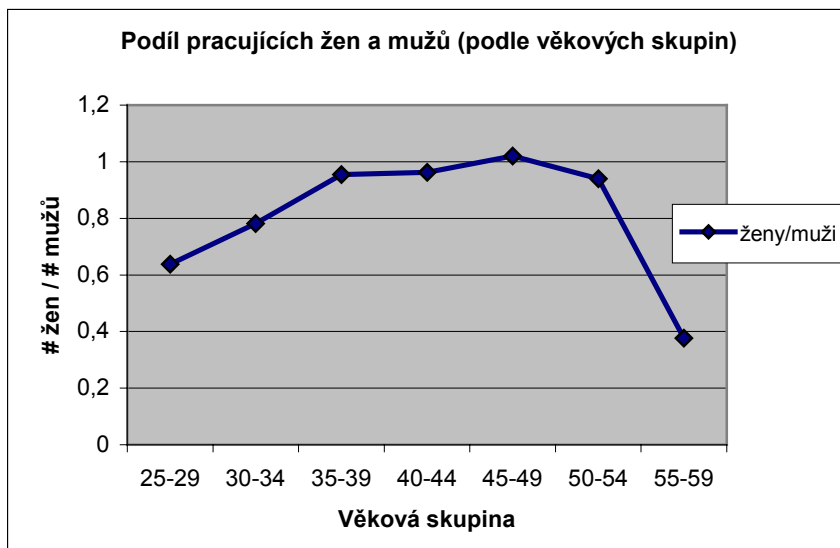
Graf Gp.6 Relativní velikost mzdy žen ve vztahu ke mzdě mužů v závislosti na věkové sk.



Graf Gp.7 Podíl pracujících mužů a žen (nahlíženo podle faktoru věk)



Graf Gp.8 Podíl pracujících mužů a žen (nahlíženo podle zkoumaných věkových skupin)



8.3 PROJEKT BAKALÁŘSKÉ PRÁCE

Termín bakalářské zkoušky: letní semestr 2003/2004
Autor bakalářské práce: Petr Jablonský
Vedoucí bakalářské práce: Ing. Vladislav Flek CSc.

Předběžný název: Rozdíly ve mzdách v České republice podle pohlaví a věku

Cíl práce: Cílem práce je analyzovat mzdové rozdíly v ČR mezi lidmi určené věkem a pohlavím. Jádrem zkoumání je práce s daty a jejich následné vyhodnocování. V závěru práce se provede porovnání výsledků analýzy s obdobnými výzkumy provedenými jak v západní Evropě tak v transitivních zemích.

V práci bude hledána odpověď na následující otázky:

- Jak významné jsou zkoumané faktory pro vysvětlení celkové nerovnosti ve mzdách?
- Jaký vliv má věk na mzdu mužů a žen?
- Význam proměnných pohlaví a věk v centrálně plánované ekonomice a dnes.
- Jsou ženy diskriminovány na českém trhu práce?

Osnova:

1. Úvod do problematiky mzdové nerovnosti
2. Popis dat
3. Představení použitých ekonometrických modelů
4. Výsledky výzkumu
5. Porovnání se zahraničím a s výsledky jiných výzkumů
6. Závěr

Literatura:

- Filer, R. Jurajda, Š., Plánovský, J.(1999): Education and wages in the Czech and Slovak Republics during Transition, *Labour Economics*, Vol. 6, No. 4, pp. 581-593
- Jurajda, Š.(2003): Gender wage gap and segregation in enterprises and the public sector in late transition countries, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 31, No.2, pp. 199-222
- Flanagan, R. J. (1995): Wage structure in the transition of the Czech Economy, *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 42. No. 4, pp. 836-854
- Terrell, K., Šorm, V. (2000): Sectoral Restructuring and Labor Mobility: A comparative Look at the Czech Republic, Discussion Paper No. 111. Bonn: IZA
- Večerník, J. (1998): Občan a tržní ekonomika, Lidové noviny, Praha
- Večerník, J., Matějů, P. (1999): Ten years of rebuilding capitalism: Czech society after 1989, Academia, Praha

V Praze dne

Podpis vedoucího bakalářské práce

Podpis autora