

Analýza celoživotního dopadu veřejného důchodového pojištění v České republice

**Závěrečná výzkumná zpráva grantového projektu
č. 402/07/0823 financovaného GA ČR**

Stanislav Klazar – Barbora Slintáková

**Katedra veřejných financí
Fakulta financí a účetnictví
Vysoká škola ekonomická v Praze**

Praha, prosinec 2008

Za spolupráci, bez níž by tato analýza nevznikla, děkujeme panu RNDr. Vladimíru Smolkovi a Ing. Pavlu Mrázkovi z Treximy, spol. s r. o. Za pomoc při zpracování dat patří náš dík panu Bc. Bronislavu Čížovi, studentu Vysoké školy ekonomické v Praze.

Obsah

Úvod	4
1. Modelování celoživotních příjmů	7
2. Modelování celoživotního pojistného a důchodu	14
2.1 Odhad celoživotního pojistného	14
2.2 Odhad celoživotního důchodu	18
2.2.1 Konstrukce základu pro stanovení důchodu	19
2.2.2 Aplikace valorické sazby a výpočet celkového důchodu	21
2.2.3 Celoživotní důchod	22
3. Analýza dopadu důchodového pojištění	24
3.1 Analýza čistého výnosu a míry návratnosti důchodového pojištění	24
3.2 Analýza vlivu důchodového pojištění na nerovnost rozdělení příjmů	37
Závěr	41
Použitá literatura	42

Úvod

Veřejné důchodové pojištění je subsystém veřejných rozpočtů, jehož cílem je zabezpečit přiměřenou životní úroveň občanů zejména ve stáří. Pojištěnými osobami jsou zaměstnanci a osoby samostatně výdělečně činné. Kromě těchto osob do systému přispívají i zaměstnavatelé. Pojistné je příjmem státního rozpočtu; na celkových příjmech se podílí asi jednou třetinou. Pojistné je účelově vázáno a jsou z něj financovány důchody. Pojištěné osoby mají za splnění určitých podmínek nárok na důchod starobní nebo invalidní či pozůstalostní. Naše analýza je zaměřena jen na starobní důchody, které představují na celkových vyplacených důchodech asi 60 %.¹

Analýza dopadu neboli incidenční analýza se zabývá efekty zdanění nebo veřejných výdajů na rozdělení příjmů či bohatství jedinců, příp. domácností. Notoricky známé jsou analýzy dopadu daní nebo sociálních transferů. Obvykle se však zkoumá jen jedna strana rozpočtu, a to příjmová nebo výdajová. Systém důchodového pojištění zahrnuje jak odvody – příjmy do systému, tak dávky – výdaje ze systému, mezi kterými je jasná účelová vazba, a proto je vhodným objektem zkoumání čistého efektu veřejného rozpočtu na rozdělení příjmů.

Důchodové pojištění je v ČR konstruováno jak na principu prospěchu neboli ekvivalence, tak na principu platební schopnosti, resp. solidarity: účastníci, kteří do systému odvádí ve svém produktivním věku část svých výdělků, mají ve stáří nárok na starobní důchod, který je sice odvozen od výše výdělků v produktivním věku, avšak jehož výše je limitována. Projev prvku solidarity v konstrukci starobního důchodu by měl vést k redistribučnímu efektu, jinými slovy, důchodové pojištění by mělo být progresivní ve smyslu, že jeho prostřednictvím jsou přerozdělovány finanční prostředky od jedinců s vyššími k jedincům s nižšími příjmy. K takovému závěru lze snadno dojít na základě analýzy dat za konkrétní rok a lze jej vysvětlit tak, že systém přerozděluje prostředky mezi generacemi, tzn. důchody dnešních důchodců jsou financovány z odvodů dnešních zaměstnanců či podnikatelů.

Chceme-li zkoumat projev prvku prospěchu (ekvivalence), tj. budeme-li důchodové pojištění považovat za jakýsi alternativní systém „spoření na důchod“, musí nás zajímat vztah, potažmo rozdíl mezi celkovým důchodem vyplaceným ze systému a celkovými odvody do systému neboli čistý výnos či míra návratnosti systému důchodového pojištění.² Čistý výnos nebo míru návratnosti nelze zkoumat v rámci jednoho roku, časovým obdobím příslušné analýzy musí být celý život, který zahrnuje jak dobu placení pojistného, tak dobu čerpání důchodu.

¹ Informace o důchodovém pojištění poskytuje např. Česká správa sociálního zabezpečení na svých webových stránkách, viz <http://www.cssz.cz/cz/duchodove-pojisteni/> [cit. 2008-09-01].

² Např. Stiglitz (1997) vymezuje sociální zabezpečení jako „kombinaci (nuceného) programu důchodového spoření, programu pojištění a programu přerozdělování“ (viz str. 400).

Dále, chceme-li analyzovat vliv čistého výnosu z důchodového pojištění na rozdělení příjmů, resp. jeho redistribuční efekt, je korektní analýze podrobit tzv. celoživotní příjmy místo příjmů ročních. Pozice jedinců podle celoživotních příjmů je pravděpodobně odlišná od pozice jedinců dle jejich ročních příjmů.³ Analyzujeme-li dopad čistého výnosu na celoživotní příjmy místo dopadu jen odvodů či důchodů podle toho, ve které fázi života se právě analyzovaný jedinec nachází, na roční příjem, který také závisí na tom, zda je jedinec ještě produktivní, či už nikoliv (příp. který závisí na úspěšnosti pracovní kariéry v tom kterém roce), je oprávněné předpokládat, že dopad důchodového pojištění z celoživotní perspektivy na rozdělení příjmů bude odlišný od dopadu na bázi ročních dat (kromě mezigenerační redistribuce se může projevit i redistribuce intragenerační).⁴ Na příklad Coronadová, Fullerton a Glass (2000) zjistili, že systém důchodového zabezpečení v USA je z hlediska běžného roku progresivní. Avšak míra progresivity vychází nižší, je-li důchodové zabezpečení zkoumáno z hlediska celoživotního cyklu. Za určitých předpokladů o celoživotních příjmech či čistém efektu ze systému se důchodové zabezpečení v USA jeví dokonce jako regresivní.

Hlavním cílem našeho výzkumu bylo analyzovat dopad, resp. redistribuční efekt, důchodového pojištění v České republice z perspektivy celoživotního cyklu za předpokladu, že se osoba účastnící se důchodového pojištění dožije věku odchodu do starobního důchodu a začne pobírat starobní důchod.

Analýza celoživotního dopadu je – na rozdíl od analýzy ročního dopadu – velmi náročná na vstupní data. Pro tento typ analýz jsou vhodná panelová data o jedincích za dlouhé období, např. databáze Luxembourg Income Study nebo Panel Study of Income Dynamics - PSID (University of Michigan, USA), kterou využili Coronadová, Fullerton a Glass (2000). Ti na základě panelových dat o skutečných výdělcích 1 778 jedinců za 22 let simulovali jejich výdělkové trajektorie po dobu 45 let (od 22 let do věku odchodu do důchodu) pomocí výdělkových regresních rovnic. Data z PSID použili také Fullerton a Rogersová (1995) k odhadu mzdové funkce, pomocí které predikovali výdělky v čase, který nebyl v šetření zachycen.

Dále, existují metody, jak s určitými omezeními problém nedostupnosti panelových dat obejít. Na příklad Hardingová (2003) aplikuje mikrosimulační model.⁵ Cameronová a Creedy (1994) modelují celoživotní výdělky za použití průřezových dat o rozdělení příjmů v rámci různých věkových skupin, kdy model individuálního příjmu zahrnuje jednak systematický prvek odrážející trend průměrného výdělku ve skupině, jednak náhodný prvek reprezentující příjmovou mobilitu. Sung (2008) konstruuje pseudopanelová data za předpokladu, že rozdělení příjmů je v každé věkové skupině ze statistického hlediska v čase stabilní. Celoživotní příjem je pak odhadován s pomocí parametru přechodu příjmu mezi dvěma po sobě jdoucími lety.

³ Viz (Fullerton a Rogersová, 1991) nebo (Metcalf a Fullerton, 2002).

⁴ Analýzou intragenerační redistribuce se zabývají např. Krieger a Traub (2008).

⁵ Hardingová (2003) také shrnuje různé přístupy simulace dat za dlouhé období.

Jelikož v ČR zatím nejsou dostupná vhodná panelová data o celoživotních příjmech, prvním dílčím cílem výzkumu bylo žádoucí data modelovat. Pseudopanelová data byla modelována pomocí dat průřezových o příjmech a vybraných charakteristikách jedinců získaných v rámci výběrového statistického šetření zaměstnanců v ČR v roce 2006. Omezenost dat byla hlavním důvodem, proč jednotkou naší analýzy je zaměstnanec, přestože kromě zaměstnanců jsou účastníky důchodového pojištění v ČR také osoby samostatně výdělečně činné.

Druhým dílčím cílem výzkumu bylo od modelovaných dat o příjmech odvodit zaplacené celoživotní pojistné a obdržené celoživotní starobní důchody, a to základě znalosti konstrukce pojistného nebo důchodů. Vzhledem k tomu, že byla zpracována data za rok 2006, byl rok 2007 považován za rok odchodu do důchodu a starobní důchody byly odvozeny dle pravidel platných pro starobní důchody přiznané v roce 2007. Zaplacené pojistné bylo kalkulováno podle legislativy platné v r. 2006 za předpokladu, že příjmová strana systému důchodového pojištění byla po celé období ekonomické aktivity zkoumaných jedinců nastavena dle parametrů roku 2006. Náš výzkum tak ukazuje celoživotní dopad důchodového pojištění konstruovaného na základě v současnosti platné legislativy a v podmínkách dané úrovně mezd v národním hospodářství.

V první kapitole je popsáno statistické šetření, ze kterého jsme čerpali data, a metoda modelování celoživotních příjmů. V kapitole druhé jsou z modelovaných celoživotních příjmů odvozeny celoživotní pojistné zaplacené do systému a celoživotní důchod ze systému čerpaný pro všechny analyzované jedince. V kapitole třetí jsou prezentovány a komentovány výsledky analýzy dopadu, resp. měření progresivity důchodového pojištění na modelovaných datech. Byl analyzován vztah mezi čistým výnosem nebo mírou návratnosti a blahobytem jedinců. Kromě toho byl zkoumán vliv důchodového pojištění prostřednictvím přijetí čistého výnosu na nerovnost rozdělení příjmů, a to pomocí standardních metod měření nerovnosti rozdělení příjmů.

1. Modelování celoživotních příjmů

V naší analýze jsme místo skutečných panelových dat o příjmech, pojistném a důchodech jedinců zaznamenaných za celý jejich život použili modelovaná data o příjmech, od kterých byla odvozena data o pojistném a důchodech. K modelování posloužila reálná průřezová data o mzdách a dalších charakteristikách zaměstnanců z výběrového statistického zjišťování „Informační systém o průměrném výdělku“ (dále jen ISPV),⁶ které na základě pověření Ministerstva práce a sociálních věcí ČR zpracovává společnost Trexima, spol. s r. o., které nám bylo doporučeno pracovníky Českého statistického úřadu (dále jen ČSÚ) jako vhodná databáze mikrodát o příjmech jedinců v ČR.⁷ ČSÚ od roku 2005 provádí panelové šetření Životní podmínky (EU-SILC) o příjmech a sociální situaci domácností; zpracování dat získaných společnostmi Trexima však bylo pro účely našeho výzkumu schůdnější. Ideální by bylo analyzovat data České správy sociálního zabezpečení, avšak její databáze (např. Registr pojištěnců) jsou zatím využívány jen pro její interní potřeby.

Základní ideou modelování bylo vytvořit pseudonalová data o příjmech pro tzv. fiktivní jedince na základě průřezových dat o příjmech skutečných jedinců. Modelování celoživotních příjmů zaměstnanců je založeno na předpokladu, že v souboru šetřených osob (tj. ISPV) se vyskytuje dostatečný počet různě starých jedinců se stejnými charakteristikami, které významně ovlivňují příjem.⁸ Navíc, je žádoucí, aby skuteční jedinci s danými charakteristikami měli v daném roce co nejvíce si podobné příjmy, tzn. aby rozptyl mezi jejich příjmy byl co nejmenší. Tak může být odhad modelu celoživotního příjmu fiktivního jedince kvalitní. Celoživotní příjem fiktivního jedince pak může být modelován jako průměrné příjmy skutečných jedinců se stejnými charakteristikami v jednotlivých letech: průměrný příjem jedinců s danými charakteristikami stejného věku je příjmem fiktivního jedince v daném roce jeho produktivního života (např. od 18 do 62 let). Jinými slovy, údaje o skutečných osobách se shodnými charakteristikami významně ovlivňujícími jejich příjmy za konkrétní sledované období poslouží k vytvoření celoživotní kariéry fiktivního (modelovaného) jedince.

⁶ Jde o výběrové šetření, kdy vzorek nelze vážit (dle vybraných parametrů) s cílem vytvořit vzorek reprezentativní.

⁷ Informace o společnosti a jejích aktivitách jsou k dispozici na jejích webových stránkách www.trexima.cz. Více informací o Informačním systému o průměrném výdělku, vč. výsledků šetření, naleznete na <http://www.trexima.cz/site/318/default.aspx> [cit. 2008-09-01].

⁸ Příjmem je pro účely naší analýzy chápán výdělek z pracovní aktivity, kterou je v našem případě pouze zaměstnání na základě pracovněprávního vztahu.

Aby naše metoda modelování panelových dat z dat průřezových byla efektivní, je třeba předpokládat, že tvary křivek celoživotních příjmů pro fiktivní jedince jsou v čase stabilní.⁹ To znamená, že fiktivní jedinci mají bez ohledu na rok narození stejný tvar křivky celoživotního příjmu. Z toho vyplývá, že fiktivní jedinec v r. 2006 20-letý bude mít za 10 let příjem jako 30-letý fiktivní jedinec v r. 2006. Navíc, data získaná modelováním za uvedeného předpokladu jsou vhodná pro analýzu návratnosti důchodového pojištění, protože automaticky dochází k zohlednění reálného růstu mezd v ekonomice.

Výběr charakteristik zaměstnanců, které ovlivňují výši příjmu, resp. které specifikují fiktivní jedince, byl učiněn na základě výsledků námi provedené pilotní analýzy omezeného souboru anonymizovaných dat poskytnutého Treximou a na základě konzultací s pracovníky Treximy. V prvním kroku byla provedena jednofaktorová ANOVA, která identifikovala tyto statisticky významné faktory ovlivňující výši příjmů: pohlaví, vzdělání, místo výkonu práce (tj. buď v Praze, nebo mimo Prahu) a klasifikaci zaměstnání (KZAM-R). Na jejich základě byli jedinci zahrnutí do pilotního vzorku dat rozděleni do skupin – každá skupina představovala jednoho fiktivního jedince. Aby byla ověřena statistická významnost vybraných faktorů, event. za účelem vizualizace křivek celoživotních příjmů, byly následně vytvořeny regresní výdělkové rovnice pro jednotlivé fiktivní jedince. Regresní analýzou bylo potvrzeno, že ANOVA determinovala vhodné faktory pro specifikaci fiktivních jedinců.

Dále, s pracovníky Treximy bylo dohodnuto, že zpracována budou jen data za zaměstnance, kteří ve sledovaném období pracovali na plné úvazky, resp. že se přihlédně jen k hlavním pracovním poměrům sledovaných jedinců, a za zaměstnance, kteří pracují v jiných odvětvích než je odvětví „J = finanční zprostředkování“. Důvodem bylo zajistit, že bude k dispozici dostatečný počet pro výpočty vhodných osob, resp. dostatečný rozsah spolehlivých dat, a že variabilita dat o příjmech v daném roce pro vymezené skupiny osob (viz dále) nebude neúměrně vysoká, tudíž že bude zajištěna přiměřená vypovídací schopnost modelu.

Společnost Trexima na základě našich požadavků zpracovala mikrodata ze souboru ISPV, který tvoří více než 3 500 ekonomických podnikatelských subjektů,¹⁰ které zaměstnávají přibližně 1,3 milionu zaměstnanců (tzv. základní soubor).¹¹ Jak na úrovni podniků, tak na úrovni zaměstnanců se eviduje

⁹ Jednou z charakteristik fiktivního jedince je klasifikace zaměstnání dle KZAM-R. Analýza by měla dobře fungovat i v případě, kdy fiktivní jedinec vystřídá více zaměstnání, pokud jednotlivým zaměstnáním odpovídají stejné příjmové křivky.

¹⁰ Jedná se o podniky s více než 25 zaměstnanci.

¹¹ Data za nepodnikatelské subjekty zpracována pro účely naší analýzy nebyla.

řada údajů, z nichž se jako relevantní pro náš výzkum ukázaly jen některé - viz tabulku 1.¹² Data jsou Treximou sbírána a zpracovávána čtvrtletně.

Tabulka 1 – Vybrané údaje o podnicích a zaměstnancích sledované v ISPV

Datová položka	Popis položky
údaje o podnicích	
NUTS4	kód okresu, v němž má ekonomický subjekt (lokální jednotka) sídlo
OKEČ	kód odvětvové klasifikace ekonomické činnosti organizace podle klasifikace ČSÚ charakterizující převažující činnost ekonomického subjektu
údaje o zaměstnancích	
ROKNAR	rok narození ve formátu rrrr
POHLAVI	pohlaví: muž / žena
VZDELANI	nejvyšší dosažené vzdělání zaměstnance podle klasifikace vzdělání ČSÚ
ZAMEST	kód klasifikace zaměstnání podle klasifikace ČSÚ KZAM-R
VEDOUCI	značí, zda jde, nebo nejde o vedoucího zaměstnance podle zákoníku práce (§ 11 ve znění platném v r. 2006)
EVIDDNY	počet kalendářních dnů od počátku roku do konce sledovaného období, ve kterých byl zaměstnanec v evidenčním počtu zaměstnanců
ODPRACD	odpracovaná doba zaměstnance podle zákoníku práce v kumulaci od počátku roku do konce sledovaného období v hodinách včetně přesčasových hodin
MZDA	hrubá mzda zúčtovaná v jednotlivých měsících od počátku roku do konce sledovaného období (za mzdu se nepovažují plnění zejména náhrada mzdy, odstupné, cestovní náhrady, výnosy z kapitálových podílů - akcií nebo obligací a odměna za pracovní pohotovost), mzda zahrnuje také následující položky, které jsou sledovány i zvlášť: <ul style="list-style-type: none"> • pravidelné prémie a odměny • nepravidelné prémie a odměny (např. tzv. třinácté a další platy nebo odměny při pracovních nebo životních výročích) • příplatky za práci přesčas • jiné příplatky (např. příplatky za práci ve svátek, příplatky za práci ve

¹² Popis vstupních souborů je obsažen v Příručce pro přípravu vstupních dat, která je on-line dostupná na http://www.trexima.cz/portals/Rainbow/documents/download_statistics/S2006/ISPV2006_prirucka.doc [cit. 2008-01-10].

ztíženém a zdraví škodlivém pracovním prostředí, příplatky za směnnost, příplatky za práci v noci, příplatky za práci o sobotách a nedělích nebo zvláštní příplatky)

NAHRADY	všechny náhrady mzdy zúčtované za jednotlivé měsíce od počátku roku do konce sledovaného období (tj. náhrady za dovolenou, svátky, za poskytnuté volno při překážkách v práci na straně zaměstnance, při překážkách v práci na straně zaměstnavatele, při překážkách z důvodu obecného zájmu, při školení a studiu při zaměstnání)
POHOTOV	odměny za pracovní pohotovost podle zákoníku práce zúčtované v kumulaci od počátku roku do konce sledovaného období

Pramen: Příručka pro přípravu vstupních dat, která je on-line dostupná na http://www.trexima.cz/portals/_Rainbow/documents/download_statistics/S2006/ISPV2006_prirucka.doc [cit. 2008-01-10]

Postup zpracování dat (omezeného) základního souboru (tj. všichni sledovaní zaměstnanci v šetření ISPV v podnikatelské sféře bez zaměstnanců v odvětví finančního zprostředkování a bez zaměstnanců na kratší úvazky), které provedli pracovníci Treximy, lze shrnout následovně.¹³

1. Nejprve byli jedinci rozděleni do dvanácti skupin podle lokality (dvě úrovně: Praha, nebo mimo Prahu), pohlaví (dvě úrovně: muž, nebo žena) a vzdělání (tři úrovně: vysokoškolské, nebo nižší než úplné střední vzdělání, nebo střední s maturitou či vyšší odborné či bakalářské).¹⁴
2. Poté byl v každé skupině nalezen takový počet zaměstnání podle KZAM-R (na úrovni podskupin), aby byla nakonec zpracována data za 80 % jedinců v každé skupině určené lokalitou, pohlavím, vzděláním a klasifikací zaměstnání. Původních 12 skupin se tak rozdělilo do 595 skupin zaměstnanců se shodnými charakteristikami neboli byla vytvořena výchozí data pro modelování celoživotních výdělkových trajektorií fiktivních jedinců.
3. Následně byli zaměstnanci ve skupinách roztříděni podle věku od nejmladších po nejstarší osoby, které se v šetření vyskytly.
4. Nakonec byl v rámci každé skupiny za jedince stejného věku spočten průměrný příjem, tzn. průměrná měsíční tzv. hrubá mzda, která zahrnuje položky MZDA, NAHRADY a POHOTOV (viz tabulku 1). Pro účely naší analýzy byla kalkulována průměrná měsíční hodnota za měsíce, za které byly šetřeným zaměstnancům vyplaceny mzdy v daném roce.

¹³ Postup byl navržen námi na základě výsledků pilotní analýzy a doladěn dle doporučení pracovníků Treximy.

¹⁴ Osoby s bakalářským titulem byly přiřazeny ke středoškolákům, neboť jejich mzdy se spíše blížily mzdám středoškoláků než vysokoškoláků.

Uvedeným postupem byla z průřezových dat skutečných jedinců získána pseudopanelová data fiktivních jedinců, kdy skupinu skutečných osob reprezentuje fiktivní jedinec charakterizovaný pohlavím, vzděláním, klasifikací zaměstnání a místem výkonu práce. Tato data posloužila pro odhady pojistného a důchodů (viz kapitolu 2), resp. pro analýzu dopadu důchodového pojištění (viz kapitolu 3).

Výstupy od společnosti Trexima byly dodány v přehledných tabulkách – viz tabulku 2, která ukazuje posloupnost měsíčních průměrných mezd v jednotlivých letech života, tj. od 18 do 65 let, fiktivního muže s nižším než úplným středním vzděláním, pracujícího mimo Prahu a obsluhujícího obráběcí stroje (KZAM-R = 7223). Celoživotní příjem této fiktivní osoby byl modelován na základě dat o 17 319 skutečných jedincích s danými charakteristikami. Obráběči kovů tvoří asi 4 % mimopražských mužů se vzděláním nižším než úplným středním.

Tabulka 2 – Fiktivní jedinec č. 306

věk	průměrná měsíční hrubá mzda v Kč	počet skutečných jedinců	směrodatná odchylka v Kč
18	13 206.162	62	3 221.1244
19	14 612.064	183	3 796.3153
20	15 290.703	257	4 081.566
21	16 940.064	260	4 783.7031
22	17 488.699	216	4 852.119
23	18 518.625	233	4 717.948
24	19 342.652	214	5 053.7873
25	19 997.65	251	5 342.1124
26	20 762.74	279	5 567.6557
27	20 523.772	314	5 543.1874
28	20 986.643	325	5 379.2097
29	21 784.204	441	5 683.803
30	21 974.971	481	5 849.7019
31	22 158.91	526	5 691.1652
32	22 117.503	529	6 054.5547
33	22 555.204	558	6 434.6346
34	21 655.692	432	5 586.5608

35	22 225.782	423	6 975.3575
36	22 007.042	403	5 811.0788
37	22 279.351	361	5 776.4687
38	21 755.175	391	5 765.6669
39	21 732.875	386	5 684.3804
40	21 499.622	401	5 830.4911
41	21 669.416	396	5 515.8428
42	22 579.522	417	5 898.1523
43	21 946.247	382	5 965.5671
44	22 483.469	339	5 700.3675
45	21 568.153	377	5 509.5599
46	22 151.681	359	7 610.0548
47	21 055.102	331	5 848.1551
48	21 549.152	398	6 001.9307
49	21 266.479	437	8 998.294
50	21 091.291	470	5 761.8429
51	21 272.468	476	5 834.9282
52	21 086.929	524	5 550.6283
53	21 135.074	516	6 773.469
54	20 722.993	508	5 763.1866
55	23 653.317	557	46 915.523
56	20 875.826	508	5 455.8398
57	21 238.369	457	10 167.002
58	20 746.859	482	6 112.3387
59	22 069.62	486	3 1183.987
60	21 408.094	389	6 562.8061
61	26 002.636	276	33 759.288

62	35 274.168	149	98 758.235
63	19 334.501	81	5 417.3379
64	18 322.336	47	5 301.0042
65	20 173.443	31	6 571.7796

Ke každé tabulce byly doplněny i příslušné regresní rovnice spočtené robustní metodou ve tvaru:

$$y_t = a + b t + c t^2,$$

kde y je průměrná měsíční hrubá mzda v Kč ve věku t a a , b , c jsou regresní koeficienty. Pro fiktivního jedince č. 306 má robustní regresní rovnice tvar:

$$y_t = 4\,596 + 805 t - 9 t^2.$$

Především z důvodu omezené časové kapacity byla k analýze dopadu důchodového pojištění nakonec využita jen data za mimopražské zaměstnance, kteří čítají 332 fiktivních osob. Data za pražské zaměstnance budou podrobena analýze později. Kromě toho byla jedna fiktivní osoba vyloučena z důvodu významné absence dat. Četnosti skupin osob definovaných pohlavím a vzděláním jsou shrnuty v tabulce 3.

Tabulka 3 – Četnosti skupin fiktivních mimopražských jedinců dle pohlaví a věku

pohlaví / vzdělání	nižší než úplné střední	úplné střední, vč. VOŠ a bakalářů	vysokoškolské
ženy	51	59	40
muži	65	75	41

2. Modelování celoživotního pojistného a důchodu

V další fázi výzkumu byly od modelovaných příjmů odvozeny platby pojistného (tj. odvody do systému) a starobní důchody (tj. dávky ze systému). Předpokládali jsme, že rok 2006 je posledním rokem pracovní aktivity fiktivního jedince, který v roce 2006 + 1 odchází do řádného starobního důchodu. Jak pojistné, tak důchody byly odvozeny dle pravidel nastavených legislativou, tj. podle zákona č. 589/1992 Sb., o pojistném na sociální zabezpečení a příspěvku na státní politiku zaměstnanosti a podle zákona č. 155/1995 Sb., o důchodovém pojištění, ve znění platném v roce 2006 (pro pojistné), resp. 2007 (pro důchody).

Pro každého fiktivního jedince bylo spočteno:

- celoživotní pojistné se zohledněním počtu let zaměstnání zakládajícího účast na důchodovém pojištění a
- celoživotní starobní důchod z pojištění, kdy v úvahu byly brány předpokládaný věk dožití, započitatelná doba v závislosti na úrovni dosaženého vzdělání a věk odchodu do důchodu - u žen v závislosti na průměrném počtu dětí,

aby nakonec mohl být určen jeho čistý výnos, resp. míra návratnosti důchodového pojištění jako rozdíl, resp. podíl celoživotního důchodu a celoživotního pojistného, tj. částky, kterou ve stáří ze systému čerpal ve formě starobních důchodů, a částky, kterou za dobu své ekonomické aktivity do systému odvedl.

2.1 Odhad celoživotního pojistného

Celoživotní pojistné (CP), přesněji jeho aktualizovaná hodnota, jedince za jeho produktivní život (dobu ekonomické aktivity), je kalkulováno jako procentní část celoživotního vyměřovacího základu (VZ_P):

$$CP = VZ_P \times S_P,$$

kde S_P je sazba pojistného.

Celoživotní vyměřovací základ je roven současné hodnotě ročních vyměřovacích základů za celou dobu ekonomické aktivity jedince. Výhodou použití průřezových dat o mzdách pro modelování příjmů fiktivních jedinců je, že mzdy za jednotlivá léta života fiktivních jedinců jsou aktualizované k poslednímu roku jejich ekonomické aktivity, tudíž za předpokladu, že růst mezd je shodný s výnosností kapitálových aktiv, není třeba mzdy z „předchozích“ let upravovat. Celoživotní vyměřovací základ tak byl pro jedince odvozen jednoduše jako součin:

$$VZ_P = EA (12 \times MVZ_P),$$

kde EA je počet let ekonomické aktivity a MVZ_P měsíční vyměřovací základ.

Měsíční vyměřovací základ pro účely stanovení současné hodnoty celoživotního vyměřovacího základu se rovná průměru měsíčních hrubých mezd za dobu ekonomické aktivity fiktivního jedince. Jak je vidět z tabulky 1, mzda sledovaná Treximou zahrnuje řadu položek, které vstupují do vyměřovacího základu zaměstnance pro výpočet pojistného na důchodové pojištění. Na druhé straně, údaje o mzdách Treximou šetřených jedinců mohou obsahovat i příjmy, které se do vyměřovacího základu zaměstnance nezahrnují. Jedná se především o odměny vyplacené na základě dohod o provedení práce a odměny za výkon funkce člena statutárních orgánů právnických osob (tzv. tantiémy).

Bohužel, nebylo možné identifikovat a z výpočtů odstranit příjmy, které se do vyměřovacího základu nezahrnují. Proto vyměřovací základy některých jedinců mohou být nadhodnoceny, avšak domníváme se, že toto zkreslení nebude příliš významné.¹⁵ Kromě toho, že jsme z vyměřovacích základů nevyloučili příjmy, které se nezahrnují, abstrahovali jsme při odhadu celoživotního vyměřovacího základu od toho, že se konstrukce vyměřovacího základu časem měnila.

Lze shrnout, že údaje o výdělcích poskytnuté společností Trexima jsou do velké míry korektním základem pro odhad vyměřovacích základů a že případné odchylky odhadnutých od skutečných vyměřovacích základů v jednotlivých případech nejsou významné.

Pro stanovení počtu let ekonomické aktivity neboli zaměstnání zakládajícího účast na důchodovém pojištění (tj. počtu let trvání pojištění) bylo nutné stanovit začátek zaměstnání fiktivních jedinců (a to bez ohledu na začátek zaměstnání skutečných osob). Proto jsme v tabulkách fiktivních jedinců hledali první rok věku, kdy počet jedinců byl výrazně vyšší, což znamená, že velká část populace začala pracovat. V případě malého počtu jedinců daného věku by výpočet jejich průměrné mzdy byl zatížen výraznou chybou.¹⁶ V závislosti na dosaženém vzdělání a profesi, resp. na četnosti jedinců různého stáří, byly určeny počáteční roky celoživotní kariéry zaměstnanců následovně: pro zaměstnance s nižším než středním vzděláním 18. rok věku, pro zaměstnance se středním vzděláním, vč. VOŠ a bakalářů 19. rok věku a pro zaměstnance s vysokoškolským vzděláním 23. rok věku. Jako poslední rok ekonomické aktivity fiktivních jedinců byl stanoven věk odchodu do důchodu, který významně závisí na pohlaví a u žen i na dětech: pro muže to je 62 let a pro ženy 59.¹⁷ Je zřejmé, že volba let byla arbitrární, omezená dostupností dat a nutností modelovat statisticky relevantní údaje o průměrných mzdách.

¹⁵ Jelikož neexistují statistiky o významnosti příjmů z dohod o provedení práce, založili jsme svou domněnku na výsledcích několika diplomových prací zpracovaných v letech 2006 a 2007 na VŠE v Praze, které, byť získané z dat malého rozsahu, naznačují, že zkreslení vyměřovacích základů má pouze marginální charakter v řádu jednotek procent vyměřovacího základu.

¹⁶ To ukázala pilotní analýza (viz kapitolu 1).

¹⁷ Předpokládali jsme průměrně jedno dítě.

Celoživotní pojistné je procentní částí vyměřovacího základu danou sazbou pojistného. V našem výzkumu jsme předpokládali, že se po celé období ekonomické aktivity fiktivních jedinců sazba pojistného neměnila a byla na úrovni sazby v roce 2006. Tento předpoklad se zdá být metodologicky obhajitelný v případě modelování panelových dat z dat průřezových za rok 2006. Navíc, nebylo možné získat příslušné sazby pojistného platné v minulosti. Pro období od 1. 1. 1993 je sice možné dohledat příslušné sazby, ale pro období před tímto datem je to technicky nemožné. Systém financování starobních důchodů na území ČR se v čase výrazně měnil. Před druhou světovou válkou tady srovnatelný systém důchodového pojištění efektivně neexistoval. Veřejnoprávní sociální pojištění bylo v té době značně roztržštěné a sazby se odlišovaly dle profesí, sociálních skupin apod.; zvolit jednotnou sazbu proto není možné. V roce 1948 vznikl systém jednotného národního pojištění se všeobecným důchodovým pojištěním zaměstnanců i osob samostatně hospodařících. Tento systém, přesněji jeho příjmová strana byla ale na počátku padesátých let zrušena. Systém starobních důchodů zůstal, ale ztratil svoji zdrojovou základnu; důchody se začaly financovat přímo ze státního rozpočtu, z daní. Určení sazby pojistného je také v této situaci obtížné.

Na financování důchodů přispívají jak sami zaměstnanci, tak jejich zaměstnavatelé. Základ pro výpočet pojistného je pro obě skupiny poplatníků pojistného stejný, tj. příjmy ze zaměstnání zaměstnanců. Výše příspěvku se však mezi skupinami liší: zaměstnanci odvádí do systému důchodového pojištění 6,5 % svých příjmů a zaměstnavatelé 21,5 % příjmů svých zaměstnanců. Otázkou je, zda v analýze dopadu důchodového pojištění kalkulovat s celkovým odvodem pojistného, tzn. součtem podílu zaměstnance a podílu zaměstnavatele ve výši 28 % vyměřovacího základu, nebo pouze s odvodem zaměstnance.¹⁸

Z hlediska efektivního dopadu je metodologicky správné analyzovat užitky a náklady související s důchodovým pojištěním, které nese zaměstnanec, tj. důchod, který ze systému čerpá, a pojistné, které do systému odvedl. Pojistné ve výši 6,5 % základu je statutárně uloženo na zaměstnance a bez pochyb lze konstatovat, že na zaměstnance také efektivně dopadá. Pojistné ve výši 21,5 % základu je statutárně uloženo na zaměstnavatele a v souladu s teorií daňového přesunu a dopadu lze vyslovit hypotézu, že je přesunuto a efektivně dopadá také na zaměstnance. Pokud k přesunu dochází, je třeba zjistit, zda k částečnému, nebo úplnému.

Obecně lze říct, že zaměstnavatel se bude podle teorie přesunu a dopadu snažit přesunout pojistné buď na zaměstnance prostřednictvím snížení mezd (hrubých a potažmo čistých) nebo na jiné dodavatele výrobních faktorů nebo na odběratele produkce zvýšením cen produkce. V krátkém období lze očekávat nulový přesun, neboť možnosti zareagovat na změnu jsou omezené: např. zvýšení sazby

¹⁸ Vezmeme-li v úvahu i pojistné placené zaměstnavatelem, lze tvrdit, že celkový odvod pojistného je procentní částí vyměřovacího základu, který tvoří celkové náklady zaměstnavatele na zaměstnance. V našem výzkumu jsme však použili standardní postup výpočtu pojistného z hrubé mzdy zaměstnance s použitím zákonem daných sazeb.

pojistného uloženého na zaměstnavatele se neprojeví ihned ve snížení mezd (pojistné ponese zaměstnavatel, např. na úkor svého zisku). Avšak v dlouhém období se přesun pojistného statutárně uloženého na zaměstnavatele na zaměstnance projevít může, resp. přesun a dopad pojistného je již ustálený.

Analýzy odhadu efektivního dopadu pojistného zaměstnavatele bývají založeny na nepřímé metodě, kdy se sleduje zaměstnanost před a po změně v míře pojistného.¹⁹ Pokud dojde ke změně nákladů práce vlivem změny v pojistném, pak pokles zaměstnanosti je důkazem (částečného) substitučního efektu, tzn. že zaměstnanci reagovali snížením nabízeného množství práce. To je dokladem toho, že křivka jejich nabídky práce není úplně neelastická, je (částečně) elastická, a proto se jim podařilo částečně se ubránit přesunu pojistného. Naopak, jestliže ke změně zaměstnanosti nedojde, pak je nabídka práce neelastická, tzn. že zaměstnanci ponесou celé dodatečné pojistné.

Nicméně i při určité míře elasticity nabídky práce je možné, že přesun na zaměstnance bude nakonec úplný, a to v důsledku toho, že důchodové pojištění je do určité míry ekvivalentní a účelové na rozdíl od daní. Protože pojistné není ve všech aspektech daní, je nutné analýzu daňového přesunu a dopadu rozšířit. To znamená, že je možné předpokládat, že dopad pojistného je zaměstnancům do jisté míry kompenzován současnými nebo spíše budoucími užitky z důchodového pojištění (v případě daní k této kompenzaci nedochází přímo). V důsledku toho bude snaha zaměstnanců „bránit se přesunu“ do značné míry oslabena.²⁰ Modelově dojde k tomu, že po reakci zaměstnavatele (tj. poklesne poptávka po práci) zareaguje také zaměstnanec, protože si uvědomuje, že pokles jeho příjmů je (částečně) kompenzován růstem užitků: je ochoten více pracovat i za nižší odměnu, nabízené množství práce se nezmění ani v případě elastické nabídky práce.

Na základě výsledků zahraničních studií v naší analýze předpokládáme úplný přesun pojistného zaměstnavatele na zaměstnance v dlouhém období, neboť naše analýza je zaměřena na dlouhé období a navíc, naše analýza je statická: nepředpokládáme žádné dynamické změny v systému pojistného.²¹ To znamená, že v důsledku úplného přesunu je námi modelovaný celoživotní příjem fiktivního jedince (tj. hrubé mzdy) nižší, než příjem, který by zaměstnanec realizoval v případě, kdyby k přesunu pojistného ze zaměstnavatele na zaměstnance nedošlo (v tom případě by pojistné „dopadlo“ na zisk zaměstnavatele). Předpokládáme tudíž, že naši fiktivní zaměstnanci strpí přesun a dopad pojistného zaměstnavatele do svých mezd, neboť očekávají užitek ve formě důchodu.

Byly provedeny obě kalkulace: analýza se sazbou 6,5 % ukazuje, jak systém „účetně“ dopadá na zaměstnance, resp. na jeho osobní rozpočet, analýza se sazbou 28 % poskytuje informaci o celkovém

¹⁹ Přehled studií podává např. Gruber (1997).

²⁰ Viz (Musgrave, 1959).

²¹ Viz (Ricardo-Campbell, 1977); (Bell, Jones a Thomas, 2002); (Feldstein a Liebman, 2002); (Tax Foundation, 1966).

dopadu systému, resp. o vlivu odvodů zaměstnavatelů na výnos zaměstnanců ze systému důchodového pojištění.

V tabulce 4 jsou shrnuty průměrné hodnoty celoživotního pojistného odvedeného fiktivními mimopražskými zaměstnanci (se sazbou 6,5 %) podle pohlaví a vzdělání. Je patrné, že pojistné pozitivně koreluje se vzděláním (neboť vzdělání pozitivně koreluje se mzdou) a že pojistné odvedené muži je vyšší (neboť muži mají v průměru vyšší mzdy).

Tabulka 4 – Průměrné celoživotní pojistné v Kč

pohlaví / vzdělání	nižší než úplné střední	úplné střední, vč. VOŠ a bakalářů	vysokoškolské
ženy	458 674	577 049	894 651
muži	663 387	818 811	1 314 501

2.2 Odhad celoživotního důchodu

Celoživotní důchod (**CD**), neboli celková částka, kterou jedinec ve stáří ze systému důchodového pojištění přijal, se rovná součinu měsíčního důchodu, pro který je rozhodující tzv. výpočtový základ (**VZ_D**) a valorická sazba důchodu (**S_D**), resp. základní výměra (**ZV**), a počtu měsíců (**M**), po které jedinec důchod pobírá:

$$\mathbf{CD = [(VZ_D \times S_D) + ZV] \times M.}$$

Jde o současnou hodnotu důchodu za předpokladu přiměřené valorizace na úrovni výnosnosti kapitálového majetku.

Postup odhadování měsíčního důchodu se snaží co nejvěrněji kopírovat postup odvození výše starobního důchodu daný legislativou (tj. zákonem č. 155/1995 Sb., o důchodovém pojištění ve znění platném v roce 2007).

Výpočet starobního důchodu v ČR je komplikovaný, protože je konstruován dvousložkově, tzn. jak na principu solidarity (platební schopnosti), který je vyjádřen vahou pevné části důchodu neboli pevnou základní výměrou, resp. pevnou sazbou, která ve svém důsledku důchody nivelizuje, a částečně také konstrukcí výpočtového základu, tak na principu prospěchu (zásluhovosti či ekvivalence), který je reprezentován vahou procentní části důchodu neboli procentní výměrou, která je úměrná výdělkům zaměstnance, potažmo valorickou sazbou.

Procentní výměra důchodu je založena na tzv. dávkové (důchodové) formuli, která zohledňuje různé faktory, které ovlivňují výši měsíčního starobního důchodu (tj. životní úroveň, délku pojištění, přesluhování apod.). V dalším textu bude rozumné rozdělit postup výpočtu na fázi konstrukce základu (tzv. osobního vyměřovacího základu a tzv. výpočtového základu) a na fázi aplikace valorické sazby.

2.2.1 Konstrukce základu pro stanovení důchodu

Osobní vyměřovací základ je veličina, která má vyjádřit životní úroveň (blahobyt) jedince v tzv. rozhodném období (viz dále), což je část doby jeho ekonomické aktivity, aby z ní později odvozený starobní důchod mohl v souladu s principem ekvivalence zabezpečit důchodci srovnatelnou (ale do jisté míry omezenou z důvodu uplatnění principu solidarity) životní úroveň i ve stáří. Životní úroveň zaměstnanců za předpokladu, že souběžně se zaměstnáním nepodnikají, vyjadřuje pro účely výpočtu důchodu s určitým zjednodušením jejich hrubá mzda.

Protože se životní úroveň jedince sleduje za určité období před odchodem do důchodu, je nutné vyměřovací základy za jednotlivé roky tohoto období aktualizovat. Roční vyměřovací základ je definován jako dvanáctinásobek měsíčního vyměřovacího základu, který byl modelován jako průměrná hrubá mzda zaměstnanců stejných charakteristik a daného věku (viz kapitolu 1). Dle zákona se každý roční vyměřovací základ aktualizuje tak, aby odpovídal mzdové úrovni roku předcházejícímu roku odchodu do důchodu. K tomu se používá tzv. koeficient nárůstu všeobecného vyměřovacího základu ($KNVVZ_{x,y}$), který je jedinečný pro každou dvojici let, tj. roku rozhodného období (x) a roku odchodu do důchodu (y) a který vychází z ukazatele průměrné mzdy v národním hospodářství.²² Díky modelování vyměřovacích základů s pomocí průřezových dat za aktuální rok, kdy hodnoty výdělků sledované v šetření ISPV lze považovat za hodnoty aktualizované k poslednímu roku ekonomické aktivity, jsme se vyhnuli uvedenému aktualizacímu schématu (opět za předpokladu, že růst mezd je shodný s výnosností kapitálových aktiv).

Tzv. rozhodné období, za které se sleduje životní úroveň jedince za účelem výpočtu jeho starobního důchodu, je určitý počet let ekonomické aktivity, která předchází odchodu do starobního důchodu. Zdá se, že je to dáno především snahou snížit administrativní náklady spojené s dohledáváním a prokazováním údajů z minulosti. Do rozhodného období se nepočítají léta před rokem 1985 včetně. Dále, rozhodné období se prodlužuje, v budoucnu by se mělo ustálit na 30 letech. Např. rozhodné období jedinců odcházejících do starobního důchodu v roce 2008 trvá 22 let (tj. od roku 1986 do roku 2007 včetně). V naší analýze rozhodné období trvá 21 let ekonomické aktivity (tj. od roku 1986 do roku 2006 včetně, protože naši fiktivní jedinci odchází do starobního důchodu v roce 2007).

Rozhodné období se počítá s přesností na dny. Navíc, z rozhodného období jsou vyloučeny dny se kterými souvisejí příjmy, které nevstupují do vyměřovacího základu pro důchodové pojištění, tzn. příjmy zkrslující výši osobního vyměřovacího základu, resp. životní úroveň jedince pro účely

²² Vzhledem k časovému zpoždění při měření průměrné mzdy v ekonomice je nutné kalkulovat $KNVVZ_{x,y}$ pomocí průměrné mzdy v období $y-2$ násobené přepočítacím koeficientem $Py-2$, který vyjadřuje nárůst mezd mezi prvními polovinami let $y-2$ a $y-1$. Tak lze získat k 1.1. roku y více či méně přesný odhad průměrné mzdy v ekonomice v roce $y-1$. Ukazatel průměrné mzdy, který se používá Českou správou sociálního zabezpečení pro výpočet důchodů, se vyhlazuje ke konci září roku $y-1$ (tj. s rezervou 3 měsíců).

výpočtu jeho starobního důchodu.²³ Jedná se například o dobu, kdy jedinec pobírá „náhradní“ příjem (např. dávky z nemocenského pojištění), ze kterého se neplatí pojistné na důchodové pojištění, nebo o dny neplaceného volna anebo o dobu účasti na důchodovém pojištění, kdy byl jedinec v evidenci úřadu práce. Případně je vyloučeno období, kdy jedinec sice byl účastníkem důchodového pojištění, ale z nějakého důvodu není schopen doložit výši vyměřovacích základů.

Dny vyloučené doby a příjmy s nimi související však nejsou v dostupných statistikách evidovány a jejich modelování nebylo úspěšné: námi zvolený postup odvození panelových dat z dat průřezových neumožnil efektivně odhadnout dobu nemoci nebo mateřské dovolené a další druhy vyloučených dob u sledovaných zaměstnanců. Proto v naší analýze od vyloučených dob abstrahujeme, tj. předpokládáme, že jsou rovny nule, přestože si uvědomujeme, že i fiktivní jedinci mohli být nemocní nebo na mateřské dovolené atd. Na druhou stranu, chyba způsobená opomenutím např. mateřské dovolené by neměla mít vliv na výpočet důchodů, protože se dá předpokládat, že na mateřskou dovolenou ženy chodí v první části doby ekonomické aktivity.²⁴ Chyba způsobená zanedbáním doby strávené na nemocenské nebo v evidenci nezaměstnaných by mohla výpočet zkreslit, pokud by k nemoci nebo ztrátě zaměstnání došlo ve druhé části doby ekonomické aktivity, tj. v rozhodném období. Avšak použití průměrných hodnot mezd coby vyměřovacích základů v daném čase (roce) toto zkreslení minimalizuje.

Vzhledem k tomu, že starobní důchod se stanoví jako měsíční, je osobní vyměřovací základ definován jako měsíční průměr součtu aktualizovaných ročních vyměřovacích základů jedince za rozhodné období.

Osobní vyměřovací základ je následně redukován podle redukčních hranic (viz tabulku 5) platných pro rok odchodu do důchodu na tzv. výpočtový základ. Tímto způsobem se při výpočtu starobního důchodu uplatňuje princip solidarity nebo jinými slovy omezuje se působnost principu ekvivalence.

²³ Nulový vyměřovací základ za dny, kdy byly jedinci vyplaceny příjmy, ze kterých neodvedl pojistné, příp. za dny, kdy neměl příjmy, by způsobil neúměrné snížení průměrné hodnoty vyměřovacího základu v rozhodném období.

²⁴ Podobně se dá uvažovat o době, kdy muži plnili svou brannou povinnost.

Tabulka 5 – Redukční hranice platné pro rok 2007

Příjem	Klouzavá sazba
příjem \leq 9 600 Kč	100 %
9 600 Kč < příjem \leq 23 300 Kč	30 %
příjem > 23 300 Kč	10 %

Podle tabulky 5 se výpočtový základ pro osobní vyměřovací základ ve výši 25 000 Kč spočte tak, že prvních 9 600 Kč se do výpočtového základu zahrne stoprocentně, z rozdílu mezi 23 300 Kč a 9 600 Kč se zahrne 30 % a z rozdílu mezi 25 000 Kč a 23 300 Kč se zahrne pouze 10 %: výsledný výpočtový základ činí 13 880 Kč.

2.2.2 Aplikace valorické sazby a výpočet celkového důchodu

Protože v naší analýze předpokládáme, že fiktivní jedinci odchází do starobního důchodu přesně v zákonném důchodovém věku, je určení sazby jednoduché. Valorická sazba (pro rok 2007) je dána součinem 1,5 % a počtu let celkové doby pojištění. Celková doba pojištění je (s určitou mírou zjednodušení) součtem počtu let trvání pojištění a počtu let trvání náhradních dob pojištění. Doba pojištění je doba, během které jedinec odvádí pojistné. U našich fiktivních jedinců trvá po období, za které jsou vykazovány mzdy. Naopak, během náhradní doby pojištění jedinec není povinen platit pojistné, ale i za tuto dobu se mu zvyšuje valorická sazba a tím i valorická část důchodu.

Náhradní doby pojištění bylo nutné v naší analýze modelovat, protože statistika nám neumožňuje sledovat je přímo. Obecně lze říct, že většina dob vyloučených z rozhodného období (viz výše) je zároveň náhradními dobami pojištění. Z důvodu jejich problematického modelování jsme předpokládali, že se tyto doby rovnají nule. Do náhradní doby pojištění se započítává také doba studia na střední, vyšší odborné nebo vysoké škole, kterou jsme se modelovat pokusili.

V naší analýze předpokládáme, že jedinci svá studia ukončili před 1. 1. 1996, a proto se na ně bude vztahovat výhodnější nastavení systému.²⁵ To znamená, že se do doby pojištění u nich plně započítává veškeré studium od ukončení povinné školní docházky do dovršení 18 let (v naší analýze 3 roky)²⁶ a ve zkrácené délce studium po 18. narozeninách. U studia v době plnoletosti se zohlední nejvíce 6 let

²⁵ Protože náhradní doby pojištění vedly k výraznějšímu zatížení důchodového systému, docházelo v čase k jejich eliminaci. Proto je jejich zákonná úprava poněkud komplikovaná.

²⁶ Pro srovnání: těm, kteří ukončili studium po 1. 1. 1996, se doba studia do 18. roku věku do doby pojištění nezapočítává.

studia a zároveň se doba studia kráti na 80 % (např. za studium na vysoké škole od 18 do maximálně 24 let včetně se započítá pouze 4,8 roku).

Náhradní doba pojištění související se studiem modelovaná pro naše fiktivní jedince byla přičtena k době pojištění a tak byla získána celková doba pojištění determinující valorickou sazbu důchodu. Určení celkové doby pojištění pro muže v závislosti na jejich dosaženém vzdělání ukazuje tabulka 6. (Pro ženy by se tabulka lišila jen ve věku odchodu do důchodu.)

Tabulka 6 – Celková doba pojištění mužů dle dosaženého vzdělání

Vzdělání	Doba pojištění	Náhradní doba pojištění	Celková doba pojištění
nižší než úplné střední	18 až 61 let včetně = 44	15 až 17 včetně = 3	47 let
úplné střední, vč. VOŠ a bakalářů	19 až 61 včetně = 43 let	15 až 17 včetně = 3 + 18. rok *0,8 = 0,8	46,8 = 47 let zaokr.
vysokoškolské	23 až 61 včetně = 39 let	15 až 17 včetně = 3 + (18 až 22 včetně)*0,8 = 4	46 let

Celkový měsíční důchod je součtem procentní části, která je součinem redukovaného osobního vyměřovacího základu (tj. výpočtového základu – viz kapitolu 2.2.1) a valorické sazby (viz výše), a pevné části, tzv. základní výměry, která v r. 2007 činila 1 570 Kč měsíčně.

2.2.3 Celoživotní důchod

Celoživotní důchod je sumou měsíčních důchodů za dobu pobírání důchodu. V tabulce 7 jsou shrnuty průměrné hodnoty měsíčních důchodů fiktivních mimopražských zaměstnanců dle pohlaví a vzdělání. Pro srovnání je v posledním sloupci uveden skutečný průměrný starobní důchod vyměřený v r. 2007: námi modelované hodnoty se od něj příliš neodchylují.

Tabulka 7 – Průměrný měsíční důchod v Kč

vzdělání pohlaví	nižší než úplné střední	úplné střední, vč. VOŠ a bakalářů	vysokoškolské	skutečný přiznaný důchod v r. 2007
ženy	8 631	9 274	11 368	9 162
muži	9 924	10 613	12 195	11 083

Při znalosti měsíčního důchodu je kvalita odhadu celoživotního důchodu dána přesností odhadu věku dožití konkrétního jedince, resp. doby, po kterou bude jedinec starobní důchod pobírat. Žádoucí by bylo mít k dispozici úmrtnostní tabulky umožňující odhad věku dožití i podle vzdělání nebo vykonávaného zaměstnání. Takové úmrtnostní tabulky pro ČR však nemáme k dispozici, proto jsme se museli spokojit jen s předpokládanými lety dožití v závislosti na pohlaví a lokalitě. U mimopražských mužů jsme předpokládali, že od doby odchodu do důchodu, tj. v 62 letech, budou žít, potažmo pobírat starobní důchod 17 let. U mimopražských žen se očekává, že budou žít a pobírat důchod 23 let od doby odchodu do důchodu, tj. v 59 letech.²⁷

V tabulce 8 jsou obsaženy průměrné hodnoty celoživotních důchodů fiktivních mimopražských zaměstnanců dle pohlaví a vzdělání. Podobně jako v případě pojistného (viz tabulku 4) výše důchodu pozitivně koreluje se vzděláním a muži mají vyšší důchod než ženy.

Tabulka 8 – Průměrný celoživotní důchod v Kč

pohlaví / vzdělání	nižší než úplné střední	úplné střední, vč. VOŠ a bakalářů	vysokoškolské
ženy	2 589 447	2 782 333	3 410 412
muži	2 977 134	3 183 933	3 658 627

²⁷ Viz Úmrtnostní tabulky [on-line]. ČSÚ. Dostupné na http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/umrtnostni_tabulky [cit. 2008-09-01].

3. Analýza dopadu důchodového pojištění

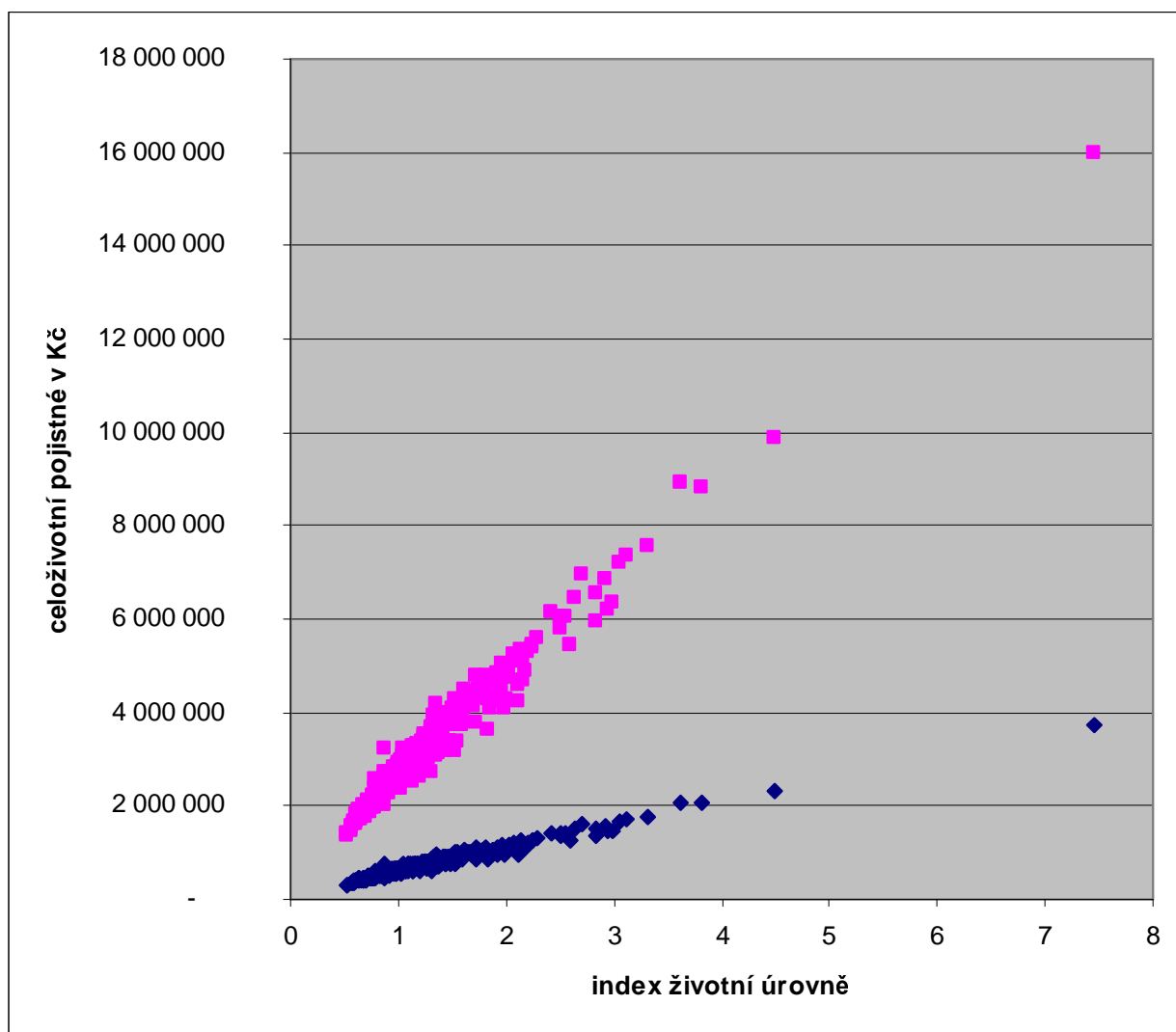
3.1 Analýza čistého výnosu a míry návratnosti důchodového pojištění

Nejprve jsme analyzovali vztah mezi celoživotním pojistným, resp. celoživotním důchodem, a životní úrovní jedince. Životní úroveň jedince byla měřena ukazatelem, který má současně vyjádřit pozici jedince z hlediska jeho výdělku vůči ostatním. Tím je poměr individuální průměrné mzdy ku „všeobecné“ průměrné mzdě v národním hospodářství, kdy za individuální průměrnou mzdu byl dosazen osobní vyměřovací základ, jak je definovaný v kapitole 2.2.1, protože právě mzdy ve druhé části ekonomické aktivity by měly vyjadřovat životní úroveň, která má být starobním důchodem zabezpečena, a za průměrnou mzdu v národním hospodářství průměrná mzda v r. 2006.²⁸ Tento index průměrných mezd by měl lépe vyjadřovat životní úroveň jedince než jiný ukazatel v absolutním vyjádření (to však s výhradou, že osobní vyměřovací základ nemusí být vždy roven příjmu jedince). Index individuální ku „všeobecné“ průměrné mzdě roven jedné znamená, že daný jedinec má průměrný příjem. Je-li index větší než jedna, jde o osobu s příjmem vyšším než průměrným, a nabývá-li index hodnoty menší než jedna, znamená to, že daná osoba je chudší než osoba s průměrnou mzdou.

V grafu 1 je znázorněn vývoj vztahu celoživotního pojistného k indexu průměrných mezd. Je vidět, že zaplacené celoživotní pojistné je přímo úměrně závislé na životní úrovni. Dále, je logické, že více na celkovém pojistném (28 % základu – strmější „přímka“ v grafu), které zahrnuje jak pojistné sražené zaměstnanci (6,5 % základu), tak pojistné zaplacené zaměstnavatelem, je odvedeno za bohatší jedince. Variabilita v celoživotním pojistném jedinců se stejnou životní úrovní je dána odlišností ve tvaru křivky příjmu (viz dále).

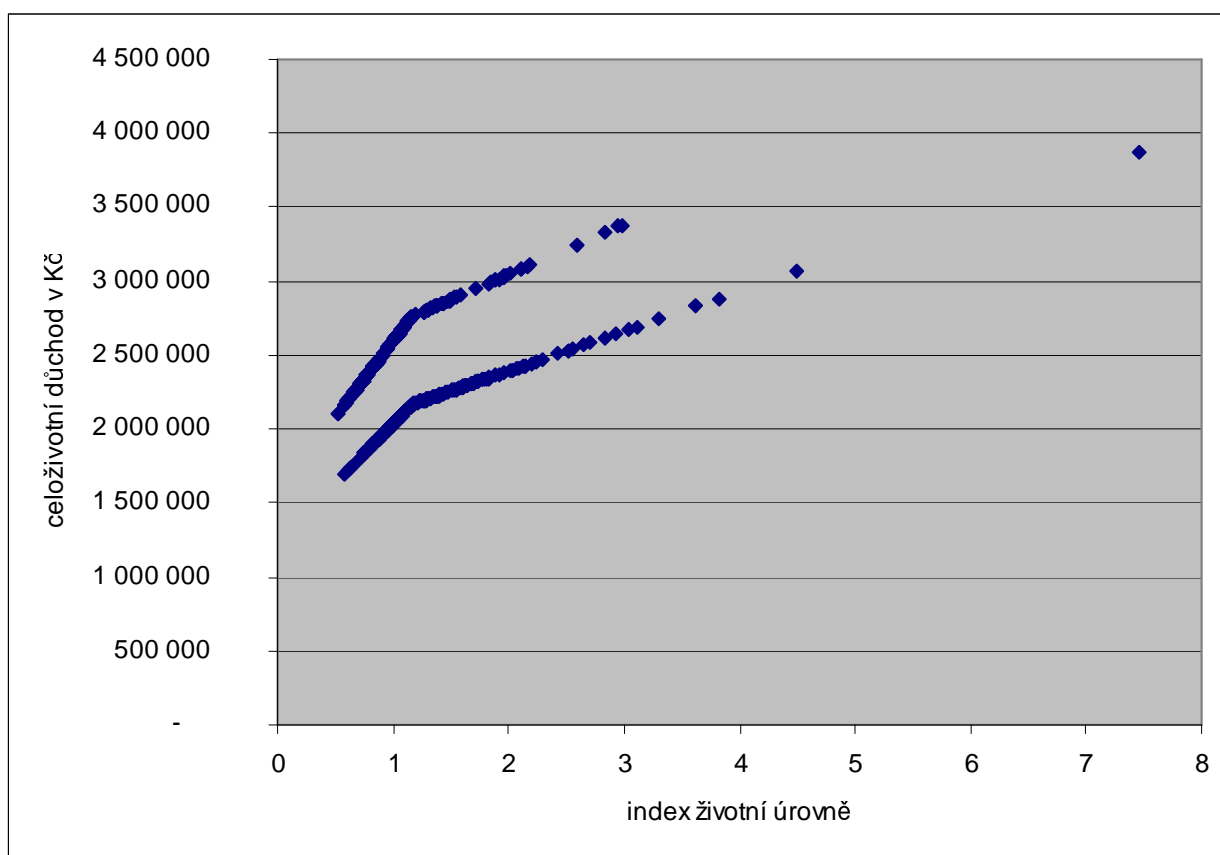
²⁸ Viz poznámku pod čarou č. 22.

Graf 1 – Celoživotní pojistné ve vztahu k životní úrovni jedince



V grafu 2 je analogicky ke grafu 1 znázorněn vývoj vztahu celoživotního důchodu k životní úrovni jedinců dané indexem individuální průměrné mzdy k „všeobecné“ průměrné mzdě. Vývoj je zachycen zvláště pro ženy (horní křivka), které realizují vyšší důchody, protože důchod pobírají delší dobu, a pro muže (nižší křivka). Stejně jako u pojistného jsou důchody pozitivně závislé na životní úrovni jedince. Avšak na rozdíl od pojistného, poměr důchodu ku životní úrovni není pro různě bohaté jedince podobný: pro jedince s „podprůměrnými“ příjmy je vyšší než pro jedince s „nadprůměrnými“ příjmy. Změna (na grafu je vidět jako zlom přímky) je výsledkem aplikace redukčních hranic na osobní vyměřovací základ (viz kapitolu 2.2.1), resp. druhé redukční hranice, protože všichni fiktivní jedinci měli příjem aspoň ve druhém pásmu (viz tabulku 5).

Graf 2 – Celoživotní důchod ve vztahu k životní úrovni jedince

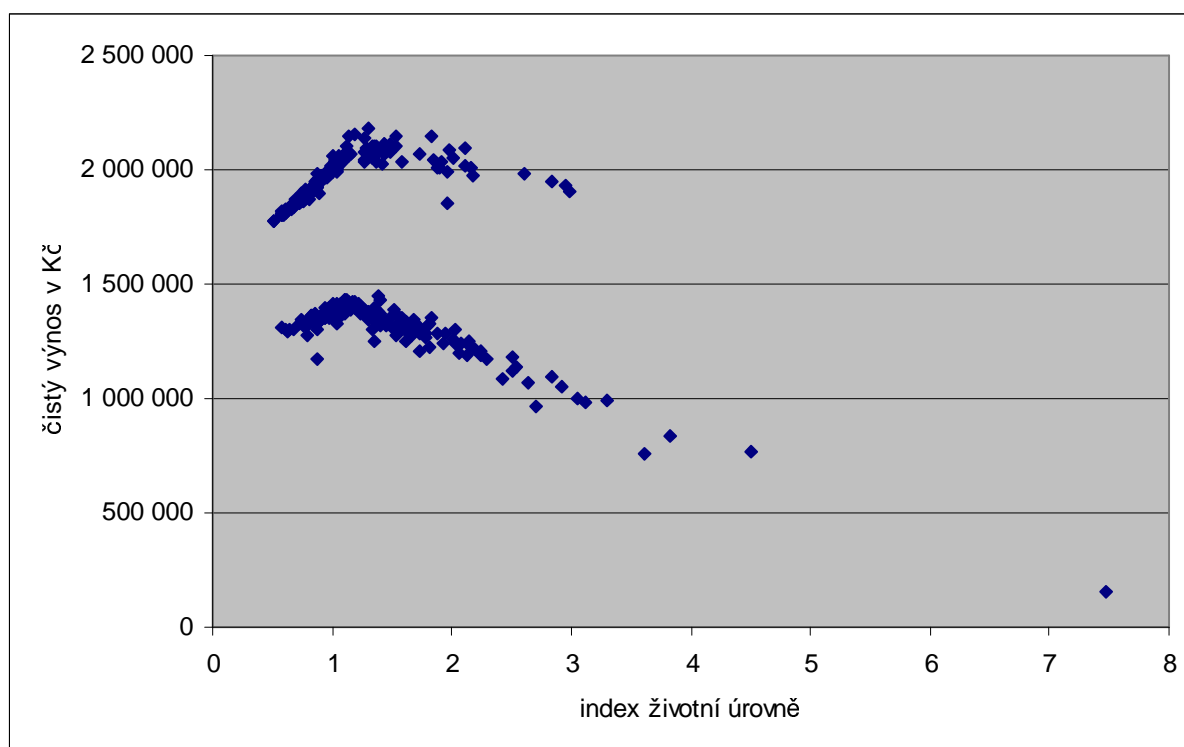


Důležitým ukazatelem dopadu veřejného důchodového pojištění je čistý výnos z důchodového pojištění, definovaný jako rozdíl mezi celoživotním důchodem a celoživotním pojistným, ve vztahu k životní úrovni jedince. Osoby s kladným čistým výnosem jsou tzv. čistými beneficienty a naopak, osoby se záporným čistým výnosem čistými plátcí.

Je třeba dodat, že čistý výnos účastníka důchodového pojištění spočtený v naší analýze je do jisté míry zkreslený. Za prvé, protože jsou z pojistného placeného do systému vypláceny i jiné důchody (např. vdovské či invalidní) než starobní důchody osob, které se dožijí starobního důchodu, od kterých (důchodů) však bylo v analýze abstrahováno, je odhadnuté zaplacené pojistné našich fiktivních zaměstnanců nadhodnocené (tzn. že část pojistného není vyplacena na starobní důchody), resp. čistý výnos je podhodnocený. Za druhé, dopad je odhadnut za předpokladu, že důchodci se dožijí jistého předem daného věku. Pro osoby, které se však tohoto věku nedožijí, je odhadnutý vyplacený důchod, resp. čistý výnos důchodového pojištění nadhodnocený. A naopak, pro déle žijící osoby je odhadnutý vyplacený důchod, resp. čistý výnos důchodového pojištění podhodnocený. (Při analýze dopadu důchodového pojištění byly ignorovány manželské vztahy mezi účastníky systému.)

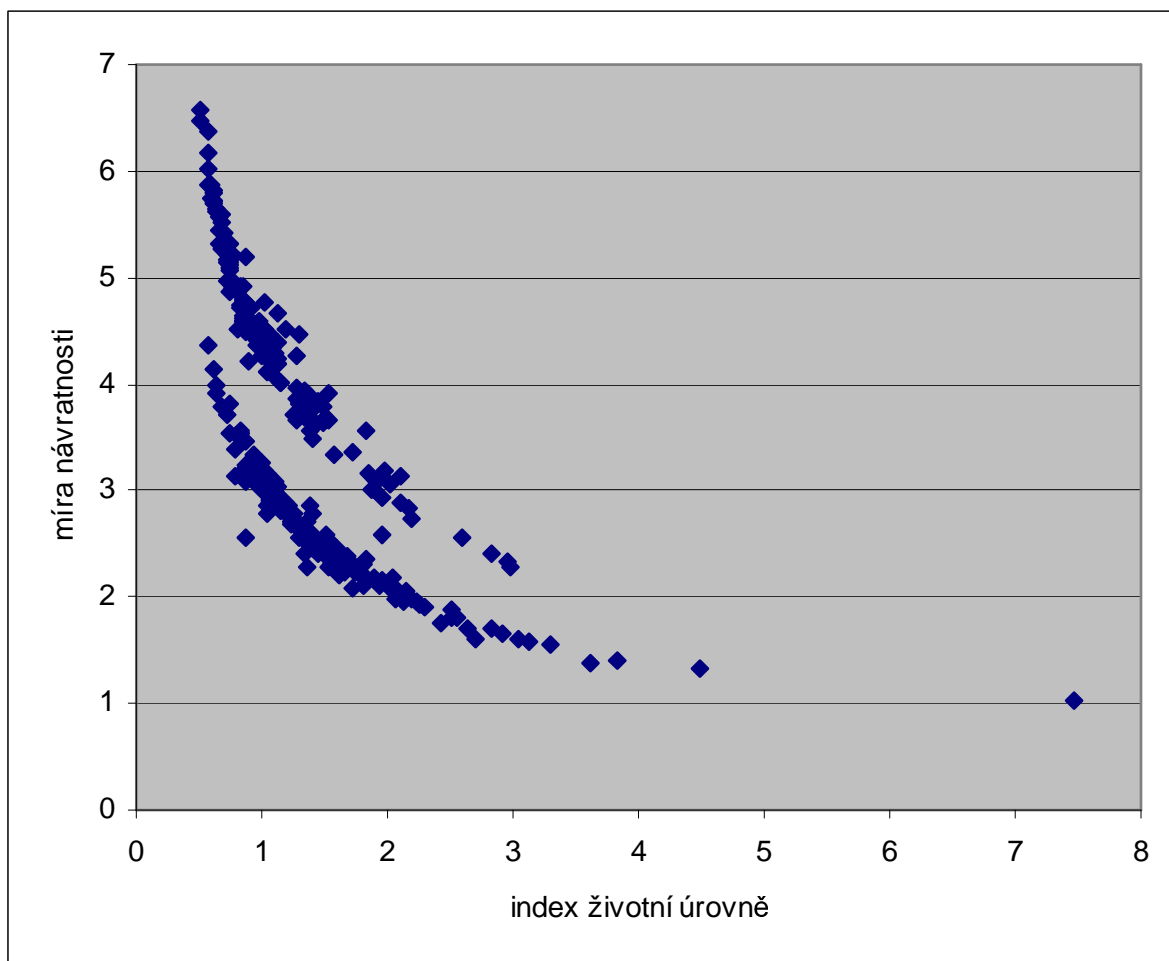
V grafu 3 je zobrazen vývoj čistého výnosu vyjádřeného jako peněžní částka k životní úrovni jedinců dané indexem průměrných mezd, a to zvláště pro ženy (vyšší výnosy) a pro muže (nižší výnosy). Pojistné bylo kalkulováno se sazbou 6,5 %, tzn. graf ukazuje, jak systém „účetně“ dopadá na zaměstnance, resp. na jeho osobní rozpočet.

Graf 3 – Čistý výnos z důchodového pojištění v Kč ve vztahu k životní úrovni jedince při sazbě pojistného 6,5 %

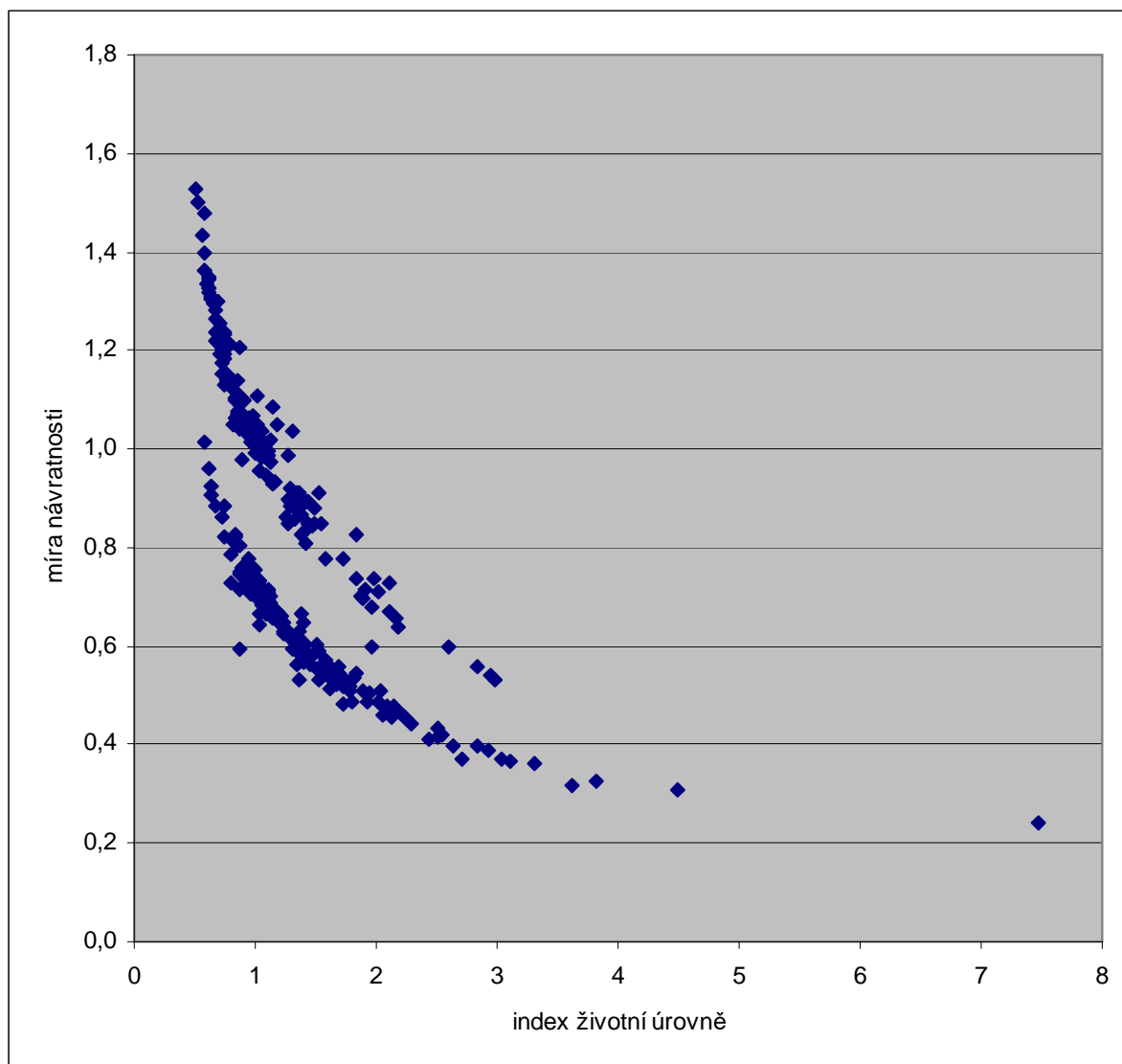


Jiným důležitým ukazatelem dopadu důchodového pojištění je míra návratnosti (prostředků „vložených“ do systému důchodového pojištění). Míra návratnosti byla spočtena jako podíl celoživotního důchodu na celoživotním pojistném. Grafy 4 a 5 ukazují závislost míry návratnosti na životní úrovni jedinců podle indexu průměrných mezd (ženy mají vyšší relativní výnos – horní křivka - než muži). Pro graf 4 bylo celoživotní pojistné kalkulováno se sazbou 6,5 %, pro graf 5 se sazbou 28 %.

Graf 4 – Míra návratnosti důchodového pojištění ve vztahu k životní úrovni jedince při sazbě pojistného 6,5 %



Graf 5 – Míra návratnosti důchodového pojištění ve vztahu k životní úrovni jedince při sazbě pojistného 28 %



Z analýzy čistého výnosu a míry návratnosti vyplývá, že při sazbě pojistného 6,5 % neboli z hlediska osobního rozpočtu jedince všichni naši fiktivní zaměstnanci jsou beneficiety systému důchodového pojištění, což znamená, že všichni na důchodech čerpali více, než kolik činila aktualizovaná hodnota jejich celoživotního pojistného (čistý výnos je u všech kladný – viz graf 3 nebo míra návratnosti je vyšší než jedna – viz graf 4). Pokud ale uvažujeme dopad celkového pojistného, tj. včetně pojistného placeného zaměstnavatelem (100% přesun pojistného na zaměstnance), pak pro většinu mužů je míra návratnosti nižší než jedna neboli většina mužů na celkovém pojistném odvedla více, než kolik čerpá na důchodech – viz graf 5 (tj. čistý výnos při pojistném se sazbou 28 % je záporný). Pro ženy se životní úrovní na přibližně 1,1 násobku průměrné životní úrovně a vyšší je situace podobná, ale pro ženy s nižší životní úrovní je míra návratnosti vyšší než jedna, tzn. na důchodech je jim vyplaceno

více, než kolik byla aktualizovaná hodnota celkového pojistného, které bylo za tyto ženy do systému odvedeno (čistý výnos je kladný) – viz graf 5.

Výše čistého výnosu nebo míra návratnosti se různí pro různě bohaté jedince - zlom lze pozorovat pro jedince se životní úrovní přibližně na úrovni průměrné mzdy. Zatímco výnos pro „podprůměrné“ jedince roste, pro „nadprůměrné“ jedince klesá (viz graf 3). Dále, míra návratnosti s růstem životní úrovně klesá. Navíc, míra návratnosti důchodového pojištění je logicky vyšší, počítáme-li s pojistným kalkulovaným se sazbou 6,5 % (srov. graf 4 a 5). Kalkulujeme-li se sazbou 28 %, tzn. analyzujeme-li celkový dopad systému, který zahrnuje i platby zaměstnavatelů, míra návratnosti výrazně poklesne.

Z analýzy měř návratnosti vyplývá, že důchodové pojištění přerozděluje prostředky vybrané na pojistném uvnitř generace od bohatších k chudším jedincům (srov. různé míry návratnosti pro různě bohaté jedince). Navíc, zvláště podle měř návratnosti s celkovým pojistným (viz graf 5) jsou prostředky pojistného redistribuovány od mužů k ženám, zejména chudším. Z grafu 5 je např. vidět, že ženy se životní úrovní přibližně dvakrát vyšší než průměr profitují na důchodovém pojištění stejně jako muži s průměrnou životní úrovní.

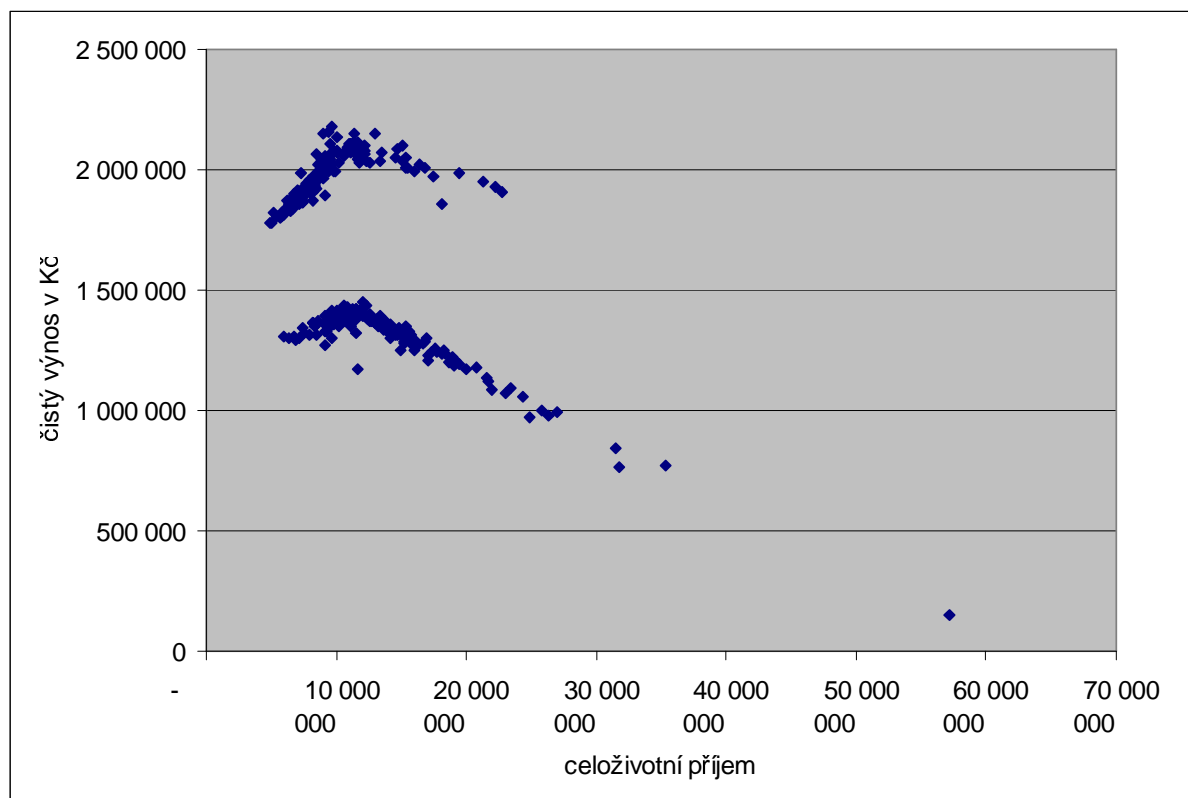
Dále, z měř návratnosti kalkulovaných pouze z úzce osobního hlediska zaměstnance (tj. s pojistným se sazbou 6,5 %) vyplývá, že kdyby do systému přispívali pouze zaměstnanci, byl by systém z hlediska jedné generace deficitní, tzn. že důchodová formule by byla štedřejší, než by dovolovaly celoživotní příjmy důchodců. Důchody dané generace by musely být v PAYGO systému financovány mladšími generacemi. Kdyby byla produktivita práce nebo počet produktivních jedinců dostatečně vysoký, pak by byl takový systém udržitelný, aniž by se změnila důchodová formule. Jinak by musel být systém financován z jiných zdrojů než jen pojistného. Avšak ve skutečnosti do systému přispívají také zaměstnavatelé. Za předpokladu, že dochází ke 100% přesunu pojistného zaměstnavatele na zaměstnance, reálnou situaci korektněji popisuje analýza měř návratnosti kalkulovaných s celkovým pojistným (tj. pojistným se sazbou 28 %), kdy se systém jeví jako přebytkový, tzn. důchody všech jsou hrazeny z vybraného celkového pojistného.²⁹

Výsledek analýzy dopadu, tj. že chudší profitují na důchodovém pojištění více než bohatší, je dán redukcí osobního vyměřovacího základu, která vede k tomu, že zatímco zaplacené pojistné roste s růstem životní úrovně stejnou měrou (viz graf 1), tak čerpaný důchod roste s růstem životní úrovně u „podprůměrných“ jedinců více než u jedinců „nadprůměrných“ (viz graf 2). Tento výsledek empirické analýzy dokládá projev prvku solidarity v systému důchodového pojištění v ČR a jeho důsledek, tj. přerozdělení blahobytu od bohatších k chudším jedincům.

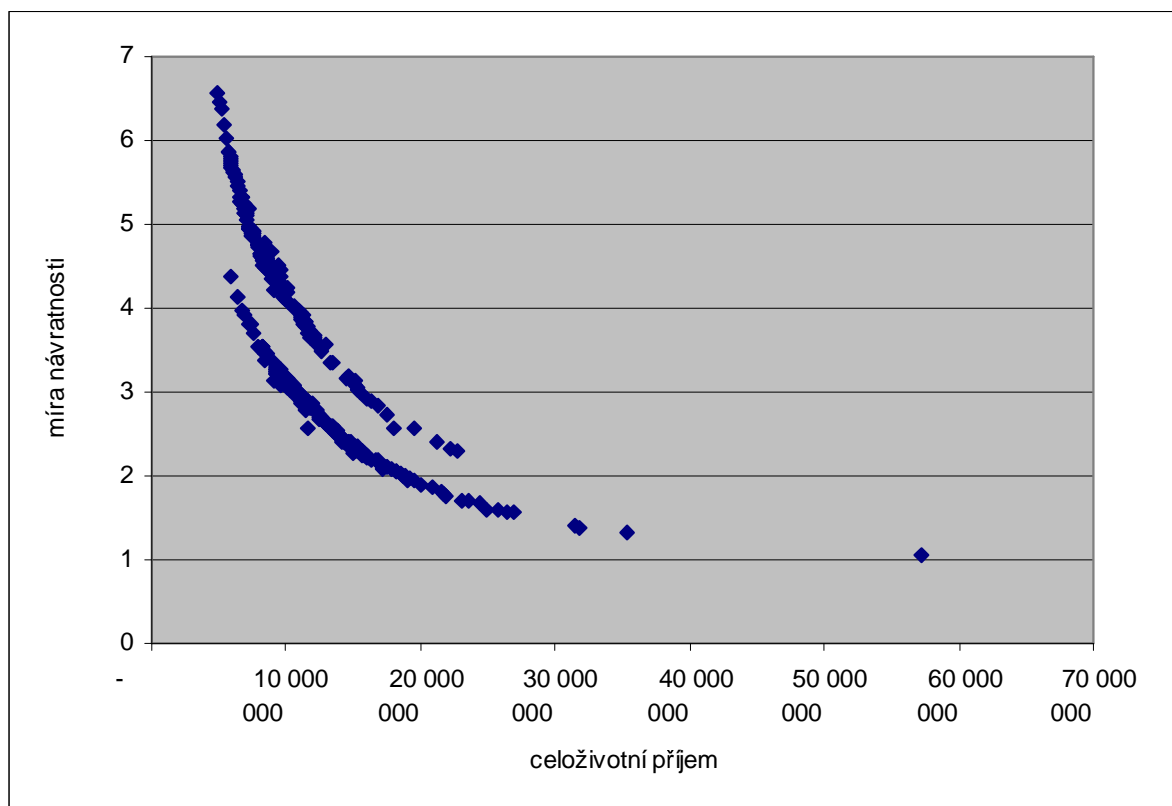
²⁹ Globální míra návratnosti (tj. za všechny fiktivní jedince) měřená jako podíl celkových důchodů na celkovém pojistném se rovná 2,5 při sazbě 6,5 % a 0,6 při sazbě 28 %.

V následujících grafech jsou znázorněny výsledky analýzy dopadu důchodového pojištění, kdy blahobyt jedince byl měřen jeho celoživotním příjmem vyjádřeným absolutní peněžní částkou (tak jak byl modelovaný v kapitole 1). V grafu 6 je analyzován čistý výnos vyjádřený absolutní částkou v korunách, v grafu 7 míra návratnosti jako podíl celoživotního důchodu k celoživotnímu pojistnému; pojistné bylo kalkulováno se sazbou 6,5 %. V obou grafech horní křivka patří ženám, dolní mužům. Vývoj vztahu výnosu nebo míry návratnosti k celoživotnímu příjmu (grafy 6 a 7) vykazuje podobný průběh jako vývoj vztahu výnosu nebo míry návratnosti k životní úrovni jedince v grafech 3 a 4.

Graf 6 – Čistý výnos z důchodového pojištění v Kč ve vztahu k celoživotnímu příjmu jedince při sazbě pojistného 6,5 %

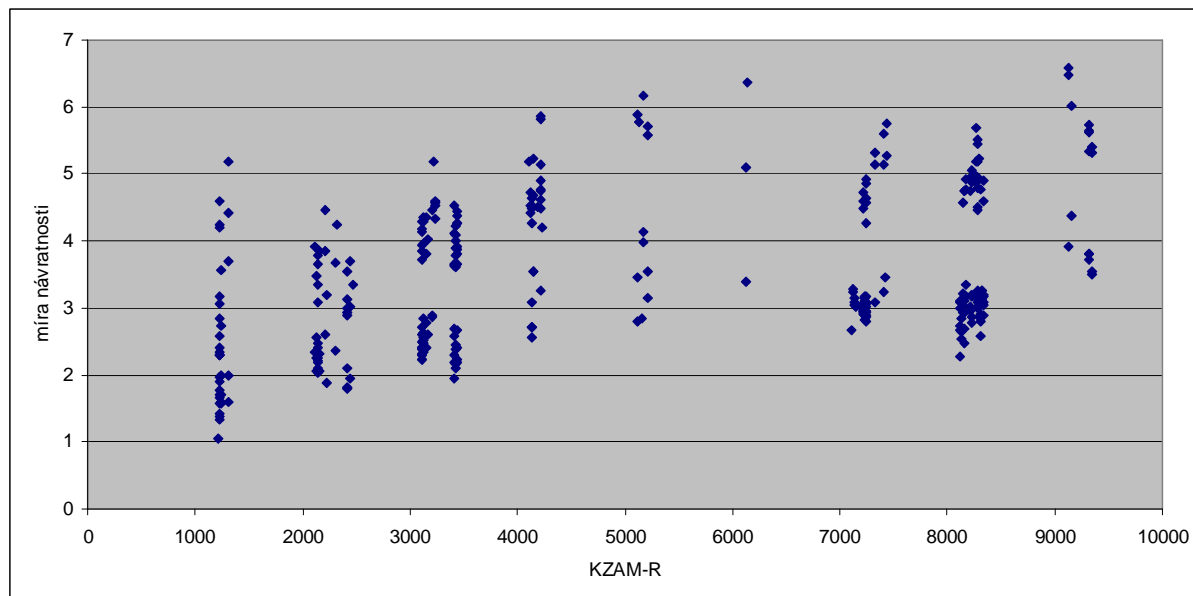


Graf 7 – Míra návratnosti důchodového pojištění ve vztahu k celoživotnímu příjmu jedince při sazbě pojistného 6,5 %



Zajímavé je zjistit, jaká je míra návratnosti důchodového pojištění pro jednotlivé kategorie zaměstnání podle KZAM-R (na úrovni hlavních tříd). V grafu 8 je vidět, že míra návratnosti se liší jak mezi zaměstnanci zařazenými do stejné hlavní třídy, tak mezi zaměstnanci zařazenými do různých tříd klasifikace KZAM-R. (Opět, vyšší míru návratnosti mají ženy – ženám v grafu 8 odpovídají výše položené shluky bodů.)

Graf 8 Míra návratnosti důchodového pojištění ve vztahu ke klasifikaci zaměstnání KZAM-R při sazbě pojistného 6,5 %



Z popisu výpočtu pojistného a důchodu je jasné, že míra návratnosti je významně determinována příjmem a z analýzy vztahu mezi mírou návratnosti a životní úrovní nebo celoživotním příjmem vyplynulo, že míra návratnosti s růstem blahobytu jedince klesá. Dále víme, že zaměstnání jsou do hlavních tříd klasifikace KZAM-R zaříděna na základě kvalifikace požadované pro výkon daného zaměstnání.³⁰ Předpokládáme-li, že mezi druhem zaměstnání, resp. požadovanou kvalifikací, a příjmem existuje korelace, pak lze vyvodit hypotézu, že míra návratnosti bude nižší pro zaměstnání vyžadující vyšší stupeň vzdělání. Na první pohled graf 8 tuto hypotézu potvrzuje: míry návratnosti jsou pro hlavní třídu 2, která zahrnuje zaměstnání požadující vysokoškolské vzdělání, nižší než míry návratnosti pro hlavní třídu 3 obsahující zaměstnání pro osoby s úplným středním vzděláním, příp. se vzděláním na úrovni bakalářského studia, nebo míry návratnosti pro hlavní třídy 4 až 8, které reprezentují zaměstnání s požadavky na střední, příp. úplné střední vzdělání.³¹ Nejvyšší míry návratnosti mají pomocní a nekvalifikovaní pracovníci ve třídě 9.

³⁰ Metodické principy klasifikace KZAM-R jsou dostupné on-line zde: http://www.czso.cz/csu/klasifik.nsf/i/metodicke_principy_klasifikace_kzam [cit. 2008-09-01].

³¹ Míry návratnosti pro technické, zdravotnické nebo pedagogické pracovníky ve třídě 3 jsou podobné mírám pro řemeslníky, kvalifikované výrobce, zpracovatele nebo opraváře ve třídě 7 nebo pro obsluhující stroje a zařízení ve třídě 8.

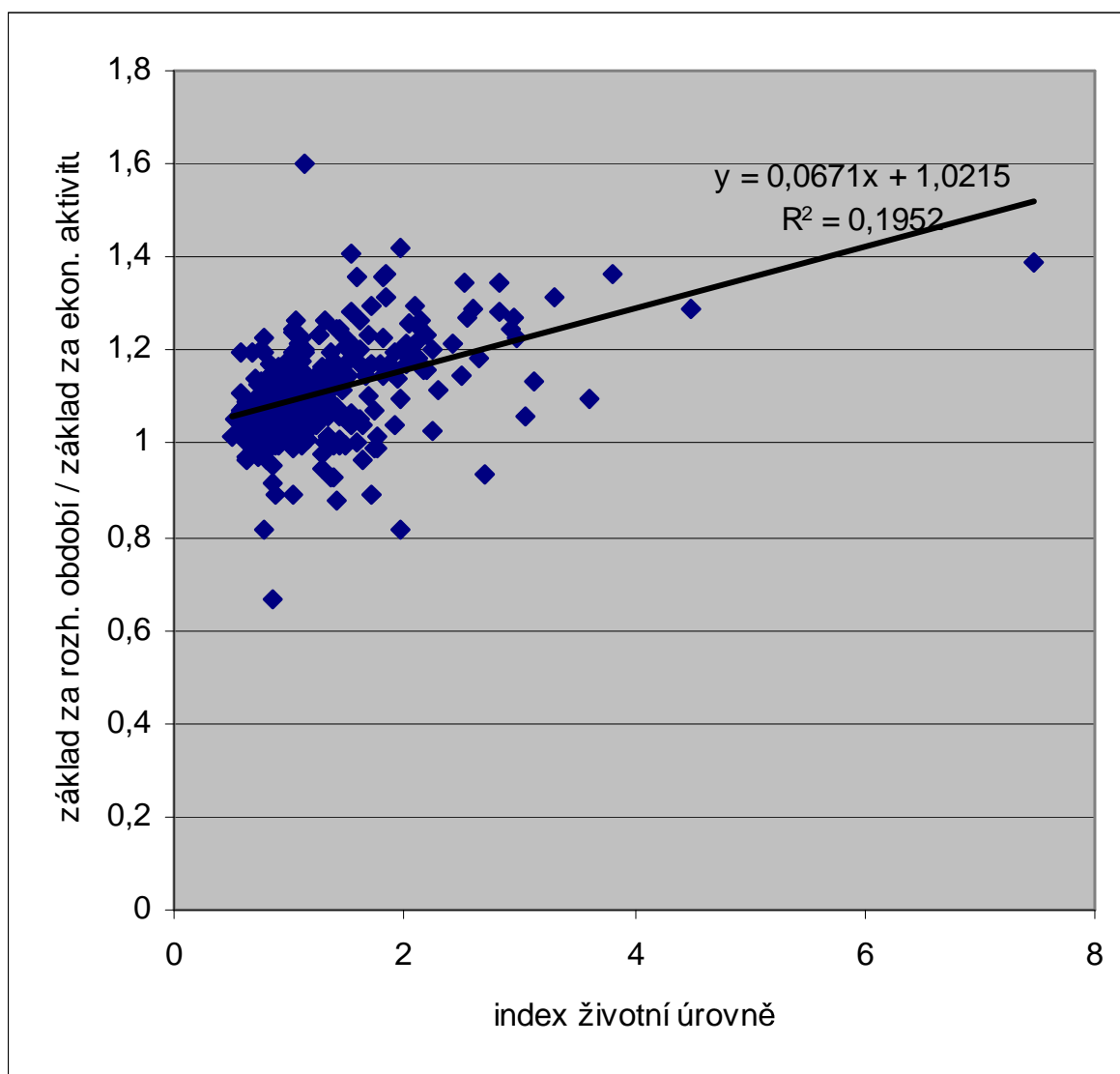
Variabilita měr mezi osobami se stejnou klasifikací zaměstnání nejspíš odráží mzdovou diferenciaci mezi odvětvími, ve kterých pracují osoby klasifikované stejně (např. hlavní třída 1 zahrnuje řídicí pracovníky bez ohledu na odvětví nebo velikost organizace).³²

Kromě konstrukce výpočtového základu (tj. redukováný osobní vyměřovací základ) pro stanovení důchodu stojí za pozornost i skutečnost, že základ pro stanovení výše důchodu není odvozen od příjmů plynoucích jedinci po celou dobu jeho ekonomické aktivity, ale jen od příjmů, které si jedinec vydělá za tzv. rozhodné období. Rozhodné období pro naše fiktivní zaměstnance představuje přibližně druhou polovinu doby jejich ekonomické aktivity (viz kapitolu 2.2.1). Vliv konstrukce rozhodného období na dopad systému, resp. na jeho progresivitu, byl odhadnut pomocí analýzy vztahu příjmů za rozhodné období k příjmům za celou dobu ekonomické aktivity.

V grafu 9 je zobrazen vztah mezi životní úrovní jedince danou indexem individuální ke všeobecné průměrné mzdě a podílem osobního vyměřovací základu za rozhodné období (tj. průměrná měsíční mzda za rozhodné období) na průměrném vyměřovacím základě za celou dobu ekonomické aktivity (tj. průměrná měsíční mzda za celou dobu ekonomické aktivity). Podíl vyšší než jedna znamená, že jedinec má přibližně ve druhé polovině své pracovní kariéry vyšší příjmy než v průměru za celou kariéru.

³² Navíc, u zaměstnání v hlavní třídě 1 není stupeň vzdělání hlavním faktorem určujícím příslušnost zaměstnání do této třídy.

Graf 9 – Podíl vyměřovacího základu za rozhodné období k celoživotnímu základu ve vztahu k životní úrovni jedince



Z regresní přímky proložené body v grafu 9 se zdá, že s růstem životní úrovně roste, avšak ne výrazně, podíl vyměřovacího základu za rozhodné období k vyměřovacímu základu za celou dobu ekonomické aktivity. Dále, dá se usuzovat na to, že pro většinu fiktivních jedinců (bez ohledu na výši jejich příjmů) jejich průměrné mzdy rostou ve druhé polovině jejich ekonomické aktivity. U bohatších jedinců je růst mezd ve druhé polovině ekonomické aktivity vyšší než u chudších. V důsledku toho, že je vyměřovací základ pro stanovení výše důchodu odvozen až za druhou polovinu doby ekonomické aktivity (resp. že je kratší než doba ekonomické aktivity), je solidarita, resp. přerozdělovací efekt systému důchodového pojištění omezen či jinými slovy je posílen prvek zásluhovosti neboli ekvivalence. Kdyby byl osobní vyměřovací základ odvozen od příjmů za celou ekonomickou aktivitu, byl by důchod bohatších relativně nižší ve srovnání s důchodem chudších. Bude-li se tudíž v budoucnu rozhodné období

prodlužovat, stane se systém důchodového pojištění, za jinak stejných podmínek, více solidární a méně ekvivalentní.

Na základě vývoje poměru základu za rozhodné období k základu za celou dobu ekonomické aktivity lze vysvětlit také variabilitu čistého výnosu z důchodového pojištění pro jedince se stejnou životní úrovní - viz graf 3 a 6 nebo variabilitu v míře návratnosti – viz graf 4, 5, 7 a 8.

Lze shrnout, že výsledný dopad je dán vzájemným působením 1) důchodové formule, 2) věku odchodu do důchodu, 3) věku dožití a 4) tvaru funkce celoživotního příjmu. Nastavení důchodové formule je výrazně solidární (odvození velikosti měsíčního důchodu je vlivem redukce osobního vyměřovacího základu výrazně regresivní – viz redukční hranice v tabulce 5).

Věk odchodu do starobního důchodu je dán politickým rozhodnutím a pro naše fiktivní jedince se odlišuje mezi pohlavími.³³ Zároveň věk dožití je, jak dokládají statistiky, významně závislý na pohlaví: u žen je vyšší. Dřívější odchod do důchodu a vyšší věk dožití, resp. delší doba pobírání důchodu u žen, které mají obecně nižší příjmy než muži, vede k tomu, že důchodového pojištění je výrazně solidární (mužů se ženami).

Vzájemný vztah mezi průběhem funkce celoživotního příjmu a nastavením rozhodného období, za které vstupují příjmy do vyměřovacího základu pro důchod, determinuje dopad důchodového pojištění, resp. míru jeho solidarity či ekvivalence. Kdyby byla funkce celoživotního příjmu konstantní, pak nastavení rozhodného období by nemělo vliv na dopad. Podobný efekt by nastal, kdyby se rozhodné období rovnalo době ekonomické aktivity. Jestli bude funkce příjmu rostoucí nebo klesající a zároveň rozdílná pro různě bohaté jedince, nastavení rozhodného období (tj. jeho délka a načasování) dopad ovlivní. Například, při více rostoucí funkci celoživotního příjmu u bohatých ve srovnání s chudými (případ našich fiktivních jedinců) a při nastavení rozhodného období ke konci ekonomické aktivity (21 let) je důchodové pojištění spíše ekvivalentní. Postupné prodlužování rozhodného období bude projev prvku ekvivalence zmírňovat. Ve výsledku je však prvek ekvivalence méně významný než prvek solidarity (daný konstrukcí výpočtového základu důchodu), což dokazuje měření míry návratnosti ve vztahu k indexu životní úrovně.

³³ V budoucnosti by se měl věk odchodu do důchodu mužů a žen sjednotit.

3.2 Analýza vlivu důchodového pojištění na nerovnost rozdělení příjmů

Pro měření nerovnosti rozdělení příjmů jsme použili jednak Giniho koeficient, jednak všeobecný index nerovnosti (General Inequality Measure).³⁴ Navíc, oba indexy byly dekomponovány.

Giniho koeficient má tvar:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{r=1}^n |y_i - y_r|}{2n^2 \bar{y}}$$

kde n je počet jedinců zkoumané populace, y_i je příjem jedince i , y_r je příjem jedince r a $\bar{y} = (1/n) \sum y_i$. Giniho koeficient nabývá hodnot od 0 po 1: Giniho koeficient roven nule značí zcela rovné rozdělení a Giniho koeficient roven jedné znamená maximálně nerovné rozdělení.

Giniho koeficient byl kalkulován nejprve pro rozdělení tržních celoživotních příjmů (které byly modelovány – viz kapitolu 1), tj. rozdělení bez vlivu důchodového pojištění. Potom byl Giniho koeficient spočten pro rozdělení příjmů zvýšených o čistý výnos z důchodového pojištění, tj. pro rozdělení se zohledněním vlivu důchodového pojištění. Rozdělení příjmů se zohledněním důchodového pojištění bylo koncipováno ve třech variantách. Za prvé, čistý výnos odpovídá zákonnému postupu výpočtu důchodu, tj. z vyměřovacího základu za rozhodné období (viz „varianta 1“). Za druhé, čistý výnos byl určen za předpokladu, že by se důchod vypočítával z vyměřovacího základu odvozeného za celou dobu ekonomické aktivity (viz „varianta 2“). Za třetí, čistý výnos je na rozdíl od prvních dvou variant kalkulován se součtem pojistného placeného zaměstnancem a pojistného placeného zaměstnavatelem; vyměřovací základ je odvozen z příjmů za rozhodné období stejně jako ve variantě první (viz „varianta 3“). Giniho koeficienty pro tržní příjem a pro jednotlivé varianty příjmu s vlivem důchodového pojištění jsou uvedeny v tabulce 9.

Tabulka 9 – Giniho koeficienty pro rozdělení příjmů s vlivem a bez vlivu důchodového pojištění

Příjem	Giniho koeficient	Index progresivity
celoživotní tržní	0,21241080	
s vlivem důchodového pojištění: varianta 1	0,18041284	1,040627728
s vlivem důchodového pojištění: varianta 2	0,17876777	1,042716469
s vlivem důchodového pojištění: varianta 3	0,17315486	1,049843167

³⁴ K metodám měření nerovnosti viz např. (Slintáková, Klazar, Vančurová, 2004).

Ze srovnání Giniho koeficientů pro rozdělení příjmů s vlivem důchodového pojištění s Giniho koeficientem pro tržní příjem lze vyvodit, že důchodové pojištění snižuje nerovnost rozdělení příjmů (Giniho koeficienty pro rozdělení „s vlivem“ jsou menší než koeficient pro rozdělení „bez vlivu“). To, že je Giniho koeficient pro rozdělení příjmů s vlivem důchodového pojištění, kdy by se hypoteticky důchod vypočítával z vyměřovacího základu odvozeného z příjmů za celou ekonomickou aktivitu, menší než koeficient pro rozdělení s vlivem důchodového pojištění, kdy se, tak jak je to v současné době dáno legislativou, důchod určuje ze základu pouze za část doby ekonomické aktivity, potvrzuje výše uvedený závěr v kapitole 3.1, že důchodový systém by byl solidárnější neboli přerozděloval by příjmy ve větší míře než systém za současných podmínek, kdyby se rozhodné období prodloužilo. Dále, zahrneme-li do výpočtů celkový odvod pojistného za zaměstnance, tj. včetně pojistného placeného zaměstnavatelem, jeví se důchodové pojištění progresivnější, než když kalkulace zahrnuje jen pojistné sražené zaměstnanci ze mzdy.

Snížení nerovnosti rozdělení příjmů v důsledku působení důchodového pojištění vyplývá i z indexu progresivity Thina a Musgravea (**P**), který je vyšší než jedna a který je konstruován následovně:

$$P = (1 - \text{Gini}_{s \text{ vlivem}}) / (1 - \text{Gini}_{\text{bez vlivu}}).$$

Indexy progresivity měřící progresivitu jednotlivých variant příjmů s vlivem důchodového pojištění jsou uvedeny v tabulce 9.

Nerovnost rozdělení příjmů byla změřena také pomocí všeobecného indexu nerovnosti (General Inequality Measure - GE), který lze zapsat následovně:

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right],$$

kde **n** je počet jedinců zkoumané populace, **y_i** je příjem jedince **i** a $\bar{y} = (1/n) \sum y_i$. Parametr **α**, který byl zadán ve výpočtech ve výši 0,2, vyjadřuje, že větší důraz je kladen na nerovnost v dolní polovině rozdělení příjmů.

Srovnání hodnot indexu GE_T v tabulce 10 pro jednotlivé příjmy s vlivem důchodového pojištění s hodnotou indexu pro tržní příjem (tj. hodnoty pro příjmy „s vlivem“ jsou nižší) potvrzuje progresivní dopad změřený Giniho koeficientem.

Pro detailnější analýzu vlivu důchodového pojištění na nerovnost rozdělení příjmů bylo využito Collierova (1999) přístupu k dekompozici indexu GE pro celkovou nerovnost na index meziskupinové a index vnitroskupinové nerovnosti.³⁵ Dekompozice slouží ke zjištění, do jaké míry přispívá k celkové nerovnosti příjmů ve sledované populaci nerovnost v příjmech uvnitř skupin určených dle vybraného

³⁵ Byla provedena také dekompozice Giniho indexu, ale výsledky tohoto měření jsou obtížně interpretovatelné.

kritéria a do jaké míry nerovnost v příjmech mezi těmito skupinami. Jako kritérium rozdělovací jedince do skupin bylo zvoleno pohlaví. Index meziskupinové nerovnosti ukazuje, jaká by byla nerovnost v příjmech jedinců zkoumané populace za předpokladu, že jedinci ve skupině mají stejný příjem na úrovni skupinového průměru. S jistou mírou zjednodušení lze říci, že změny v tomto indexu naznačují, nakolik se přiblížily nebo vzdálily příjmy jednotlivých skupin. Index vnitroskupinové nerovnosti měří nerovnost v příjmech populace, která je dána nerovností uvnitř skupin.

V tabulce 10 jsou uvedeny hodnoty GE indexů jak pro celkovou nerovnost (GE_T), tak pro meziskupinovou (GE_B) a vnitroskupinovou nerovnost (GE_W). Nerovnost rozdělení byla stejně jako v případě Giniho koeficientu změřena nejprve pro příjem tržní, tj. bez vlivu důchodového pojištění, a potom pro příjem s vlivem důchodového pojištění, a to ve třech variantách (viz výše).

Tabulka 10 – Indexy GE pro celkovou, meziskupinovou a vnitroskupinovou nerovnost rozdělení příjmů s vlivem a bez vlivu důchodového pojištění

Příjem	GE_T	GE_B	GE_W	GE_B / GE_T
celoživotní tržní	0,07301038	0,01429097	0,05871941	20 %
s vlivem důchodového pojištění: varianta 1	0,05308388	0,00757722	0,04550665	14 %
s vlivem důchodového pojištění: varianta 2	0,05214388	0,00676996	0,04537392	13 %
s vlivem důchodového pojištění: varianta 3	0,04904040	0,00630677	0,04273363	13 %

Dekompozice indexu GE pro celkovou nerovnost odhalila, že nerovnost v tržních příjmech byla z 20 % způsobena nerovností mezi skupinami, resp. nerovností mezi příjmy mužů a příjmy žen. Zbýlých 80 % je dáno nerovností uvnitř samotných skupin. Přestože mají muži (v průměru) vyšší mzdy než ženy, tak nerovnost ve mzdách mezi pohlavími je mnohonásobně překonána rozdíly ve mzdách mezi samotnými muži či ženami.³⁶

Výsledky podrobnější analýzy nerovnosti rozdělení tržního příjmu mužů a žen pomocí GE indexů jsou uvedeny v tabulce 11.

³⁶ Průměrný hodinový výdělek žen byl ve 4. čtvrtletí 2006 108,70 Kč a mužů 144,42 (viz Informační systém o průměrném výdělků. Výsledky za 4. čtvrtletí 2006, publikace za podnikatelskou sféru. MPSV ČR. Dostupné online na http://www.trexima.cz/site/lang_cs/354/default.aspx?tabID=0 [cit. 2008-10-03]).

Tabulka 11 – Nerovnost rozdělení tržních příjmů mužů a žen

	GE_T	Podíl skupiny	Relativní příspěvek
Muži	0,06348720	0,54682779	47 %
Ženy	0,05292681	0,45317221	33 %
GE_W / GE_T			80 %

Z tabulky 11 vidíme, že celková nerovnost v příjmech mužů je vyšší než nerovnost u žen (viz druhý sloupec) a že jejich nerovnost přispívá k vnitroskupinové nerovnosti příjmů v rámci celé populace více (viz čtvrtý sloupec).

Nás však nejvíc zajímá, jaký vliv má na meziskupinovou a vnitroskupinovou nerovnost důchodové pojištění. Stejně jako v případě analýzy vlivu na celkovou nerovnost je nutno konstatovat, že důchodové pojištění snižuje nerovnost meziskupinovou i vnitroskupinovou (viz klesající hodnoty GE_B i GE_W v tabulce 10). Dále, jak je vidět, v důsledku působení důchodového pojištění došlo k poklesu příspěvku meziskupinové nerovnosti k celkové nerovnosti z 20 % na 14 %, resp. na 13 % ve druhé nebo třetí variantě. To znamená, že důchodové pojištění vede ke sblížení průměrných příjmů mužů a žen. Současně se příspěvek vnitroskupinové nerovnosti k celkové nerovnosti zvýšil, a to z 80 % na 86 %, resp. 87 %.

Závěr

Cílem našeho výzkumu bylo zjistit, jaký je dopad systému důchodového pojištění v ČR. Protože jde o systém, který lze částečně charakterizovat jako „spoření“, nelze jeho dopad analyzovat z perspektivy jednoho roku, ale je nutné provést analýzu dopadu v rámci celoživotního cyklu. Úspěch analýzy celoživotního dopadu závisí na kvalitě empirických dat. Absenci vhodných panelových dat jsme v našem výzkumu vyřešili modelováním pseudopanelových dat z dat průřezových. Soubor skutečných jedinců jsme nahradili souborem fiktivních jedinců s jejich modelovanými celoživotními příjmy, celoživotním pojistným a celoživotním starobním důchodem. Modelovaná data lze považovat za uspokojivou aproximaci skutečných dat, což dokazuje např. soulad výše modelovaného měsíčního důchodu a výše skutečného přiznaného důchodu.

Na základě znalosti konstrukce pojistného a důchodu lze očekávat, že důchodový systém přerozděluje prostředky od bohatších k chudším jedincům. To naše analýza potvrdila jak výsledky měření závislosti míry návratnosti na blahobytu jedinců (viz kapitolu 3.1), tak výsledky měření globální progresivity (viz kapitolu 3.2).

Významný vliv na výsledný dopad důchodového pojištění, příp. na nerovnost rozdělení příjmů, má také věk dožití a tvar křivky celoživotních příjmů. Protože se ženy, které mají nižší příjmy než muži, dožívají delšího věku, a proto pobírají déle starobní důchod, sníží se vlivem důchodového pojištění nerovnost v příjmech mezi ženami a muži. Naopak, tvar křivky celoživotního příjmu a nastavení rozhodného období nerovnost v příjmech prostřednictvím důchodového pojištění zvyšují.

Naše studie je příspěvkem k výzkumu komplexní problematiky fungování penzijního zabezpečení. Zaobírá se jednak redistribučním efektem a jednak finanční udržitelností systému. Originálním přínosem studie je konstrukce trajektorií celoživotních příjmů.

Použitá literatura

Bell, B., Jones, J., Thomas, J. (2002) Estimating the Impact of Changes in Employers' National Insurance Contributions on Wages, Prices and Employment [on-line]. *Quarterly Bulletin*, 42(4). Bank of England. Dostupné v ABI/INFORM Global database - Document ID: 273146841. [cit. 2008-11-18]

Brittain, J. A. (1972) *The Payroll Tax for Social Security*. Washington, D.C.: Brookings Institution

Cameron, L., Creedy, J. (1994) Taxation and Redistribution of Lifetime Income. In Creedy, J. (ed) *Taxation, Poverty and Income Distribution*. Edward Elgar

Collier, I. (1999) *Notes on the Theil Index of Inequality*. Lectures in the winter semester 1999/2000 [on-line]. Dostupné na <http://www.wiwiwi.fuberlin.de/w3/w3collie/SOCPOLY/TEACHING/Intro/Intro99/Theil.PDF> [cit. 2004-06-10]

Coronado, J. L., Fullerton, D., Glass, T. (2000) *The Progressivity of Social Security* [on-line]. Working Paper No 7520. Cambridge (USA): NBER. Dostupné na <http://www.nber.org/papers/w7520> [cit. 2004-01-07]

Deran, E. (1967) Changes in Factor Income Shares Under the Social Security Tax. *Review of Economics & Statistics*, 49(4)

Feldstein, M., Liebman, J. B. (2002) *The Distributional Aspects of Social Security and Social Security Reform*. The University of Chicago Press

Fullerton, D., Rogersová, D. L. (1991) *Lifetime vs. Annual Perspectives on Tax Incidence* [on-line]. Working Paper No 3750. Cambridge (USA): NBER. Dostupné na <http://papers.nber.org/papers/w3750.v5.pdf> [cit. 2004-07-10]

Fullerton, D., Rogers, D. L. (1995) Distributional Effects on a Lifetime Basis. In Bradford, D.F. (ed.) *Distributional Analysis of Tax Policy*. Washington, D.C.: The AEI Press

GAO (2003) *Social Security and Minorities - Earnings, Disability Incidence, and Mortality Are Key Factors That Influence Taxes Paid and Benefits Received* [on-line]. Government Accountability Office. Dostupné na www.gao.gov/new.items/d033387.pdf [cit. 2008-11-18]

Gruber, J. (1997) The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile. *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 3

Harding, A. (2003) *Lifetime Income Distribution and Redistribution (Contributions to Economic Analysis)*. North Holland

Klazar, S., Zelený, M. (2008) *Mikrosimulační model pro analýzu dopadu daní ze spotřeby pomocí dat ze statistiky rodinných účtů*. Rukopis připravený k publikaci

Krieger, T., Traub, S. (2008) *Back to Bismarck? Shifting Preferences for Intragenerational Redistribution in OECD Pension Systems* [on-line]. Working Papers Series, No 2008-06. CIE. Dostupné na <http://ssrn.com/abstract=1151175> [cit. 2008-09-10]

Metcalf, G. E., Fullerton, D. (2002) *The Distribution of Tax Burdens: An Introduction* [on-line]. Working Paper No 8978. Cambridge (USA): NBER. Dostupné na <http://papers.nber.org/papers/w8978.pdf> [2004-05-12]

- Musgrave, R. A. (1959) *The Theory of Public Finance: A Study in Public Economy*. New York: McGraw-Hill
- Nelissen, J. H. M. (1998) Annual Versus Lifetime Income Redistribution by Social Security. *Journal of Public Economics*, 68(2)
- Poterba, J. M. (1989) Lifetime Incidence and the Distributional Burden of Excise Taxes. *The American Economic Review*, 79(2), 325-330
- Ricardo-Campbell, R. (1977) *Social Security: Promise and Reality*. Hoover Institution Press
- Slintáková, B., Klazar, S., Vančurová, A. (2004) Redistributive Effects of Taxes and Transfers in the Czech Republic [on-line]. In *Fiscal and Regulatory Competition*. Presented in the 60th IIPF Congress in Milan, Italy. August 2004. Dostupné na <http://gemini.econ.umd.edu/conference/IIPF60/program/IIPF60.html?> [cit. 2008-09-19]
- Tax Foundation (1966) *Economic Aspects of the Social Security Tax* [on-line]. Research Publication No. 5. Dostupné na <http://www.taxfoundation.org/news/show/1774.html> [cit. 2008-09-19]
- Stiglitz, J. E. (1997) *Ekonomie veřejného sektoru*. Praha: Grada
- Sung, M. J. (2008) Construction and Applications of a Micro-Based Pseudo-Panel Data Set [on-line]. In *64th Congress of the International Institute of Public Finance* [online]. Maastricht: IIPF. Dostupné na https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=iipf64&paper_id=65 [cit. 2008-09-19]