

Dopady změn věkové struktury obyvatelstva na důchodový systém

Diplomová práce

Vedoucí práce:

doc. Ing. Václav Adamec, Ph.D.

Autorka:

Bc. Jana Hasoňová

Brno 2016

Na tomto místě bych ráda poděkovala panu doc. Ing. Václavu Adamcovi, Ph.D., vedoucímu mé diplomové práce, za pomoc, připomínky a cenné rady, které mi při zpracování diplomové práce poskytoval.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Dopady změn věkové struktury obyvatelstva na důchodový systém**

vypracovala samostatně a veškeré použité prameny a informace jsou uvedeny v seznamu použité literatury. Souhlasím, aby moje práce byla zveřejněna v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách ve znění pozdějších předpisů, a v souladu s platnou *Směrnicí o zveřejňování vysokoškolských závěrečných prací*.

Jsem si vědoma, že se na moji práci vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brně má právo na uzavření licenční smlouvy a užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 Autorského zákona.

Dále se zavazuji, že před sepsáním licenční smlouvy o využití díla jinou osobou (subjektem) si vyžádám písemné stanovisko univerzity o tom, že předmětná licenční smlouva není v rozporu s oprávněnými zájmy univerzity, a zavazuji se uhradit případný příspěvek na úhradu nákladů spojených se vznikem díla, a to až do jejich skutečné výše.

V Brně dne 21. prosince 2015

Abstract

HASOŇOVÁ, J. *The impact of the aging population on the pension system*. Diploma thesis. Brno: Mendel University in Brno, 2016.

This diploma thesis deals with the development of the pension system in the Czech Republic since 2000. Time series analysis is used to assess changes in individual pension types and in the income and expenditure of the pension system. The thesis is furthermore focused on the average amount of the retirement income. The data analyzed come mainly from the database of the Czech Social Security Administration. Based on the information obtained, some measures for improving the Czech pension system are proposed.

Keywords

Pension system, aging population, adjustment of pensions, deficit, time series analysis.

Abstrakt

HASOŇOVÁ, J. *Dopady změn věkové struktury obyvatelstva na důchodový systém*. Diplomová práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2016.

Diplomová práce se zabývá vývojem důchodového systému v České republice od roku 2000. Pomocí analýzy časových řad je charakterizován vývoj u jednotlivých typů důchodů a vývoj příjmů a výdajů důchodového systému. Další část práce se zaměřuje na průměrnou výši důchodů. Zpracovávaná data pocházejí zejména z databáze České správy sociálního zabezpečení. Na základě zjištěných informací jsou navržena opatření pro důchodový systém.

Klíčová slova

Důchodový systém, stárnutí obyvatelstva, valorizace důchodů, deficit, analýza časových řad.

Obsah

1	Úvod a cíl práce	19
1.1	Úvod	19
1.2	Cíl práce	20
2	Literární přehled	21
2.1	Typy systémů důchodového zabezpečení	21
2.1.1	Bismarckovský pojistný systém	22
2.1.2	Beveridgeův systém	22
2.1.3	Švédský důchodový model	22
2.2	Důchodový systém České republiky	22
2.2.1	Hlavní změny důchodového systému od roku 1989	22
2.2.2	Pilíře důchodového systému a vyplácené dávky	31
2.3	Struktura obyvatelstva	34
2.3.1	Strom života a věková pyramida	35
2.4	Demografické opodstatnění reformy důchodového systému	35
2.4.1	Změny ve věkové struktuře od 50. let 20. století	35
2.4.2	Věková pyramida ČR k 31. 12. 2014	37
2.4.3	Projekce demografického vývoje	39
2.4.4	Dopady stárnutí populace	44
3	Materiál a metodika	46
3.1	Materiál	46
3.2	Metodika	47
3.2.1	Analýza časových řad	47
3.2.2	Bazické a řetězové indexy	51
3.2.3	Charakteristiky zatížení produktivní populace	51
3.2.4	Regresní analýza	52
4	Výsledky a diskuze	56
4.1	Počet důchodců	56

4.1.1	Počet starobních důchodců	56
4.1.2	Počet předčasných starobních důchodců	59
4.1.3	Počet sólo vdovců.....	61
4.1.4	Počet sólo vdov	64
4.1.5	Celkový počet důchodců	67
4.2	Počet přiznaných důchodů	70
4.2.1	Přiznané starobní důchody.....	70
4.2.2	Přiznané vdovské důchody	73
4.2.3	Přiznané vdovecké důchody	76
4.2.4	Přiznané invalidní důchody.....	79
4.2.5	Přiznané sirotčí důchody	83
4.3	Průměrná výše sólo důchodů	86
4.3.1	Náhradový poměr	90
4.4	Důchodový účet	91
4.4.1	Celkové příjmy důchodového systému.....	91
4.4.2	Celkové výdaje důchodového systému	95
4.4.3	Výsledky hospodaření důchodového systému	100
4.4.4	Stavy na důchodovém účtu.....	101
4.5	Počet poplatníků na jednoho důchodce	102
5	Závěr	104
6	Literatura	109
A	Důchodový věk	115
B	Doplnění ke kapitole Výsledky a diskuze	116
C	Zdrojová data	117

Seznam obrázků

Obr. 1	Předpokládaná bilance základního důchodového pojištění v % HDP	29
Obr. 2	Věková pyramida ČR	38
Obr. 3	Předpokládaný vývoj počtu obyvatel do roku 2100	41
Obr. 4	Předpokládaný vývoj přirozené měny obyvatelstva	42
Obr. 5	Předpokládaný vývoj indexu ekonomického zatížení	43
Obr. 6	Vývoj počtu starobních důchodců	56
Obr. 7	Predikce vývoje počtu starobních důchodců	59
Obr. 8	Vývoj počtu předčasných starobních důchodců	60
Obr. 9	Vývoj počtu sólo vdovců	62
Obr. 10	Predikce vývoje počtu sólo vdovců	64
Obr. 11	Vývoj počtu sólo vdov	65
Obr. 12	Predikce vývoje počtu sólo vdov	67
Obr. 13	Vývoj celkového počtu důchodců	68
Obr. 14	Procentuální zastoupení počtu sirotků, sólo vdovců a sólo vdov	69
Obr. 15	Procentuální zastoupení počtu starobních a invalidních důchodců	69
Obr. 16	Vývoj počtu přiznaných starobních důchodů	71
Obr. 17	Predikce vývoje přiznaných starobních důchodů	73
Obr. 18	Vývoj počtu přiznaných vdovských důchodů	74
Obr. 19	Predikce vývoje přiznaných vdovských důchodů	76
Obr. 20	Vývoj počtu přiznaných vdoveckých důchodů	77

Obr. 21	Predikce vývoje přiznaných vdoveckých důchodů	79
Obr. 22	Vývoj počtu přiznaných invalidních důchodů	80
Obr. 23	Predikce vývoje přiznaných invalidních důchodů	82
Obr. 24	Vývoj počtu přiznaných sirotčích důchodů	83
Obr. 25	Predikce vývoje přiznaných sirotčích důchodů	86
Obr. 26	Vývoj průměrné výše sólo důchodců	87
Obr. 27	Tempo přírůstku průměrné výše starobního důchodu	88
Obr. 28	Vývoj průměrné výše sólo částečného a plného invalidního důchodu	89
Obr. 29	Vývoj průměrné výše sólo invalidního důchodu 1. stupně, 2. stupně a 3. stupně	89
Obr. 30	Vývoj náhradového poměru	90
Obr. 31	Vývoj celkových příjmů důchodového systému	92
Obr. 32	Predikce vývoje celkových příjmů důchodového systému	94
Obr. 33	Složky celkových příjmů důchodového systému	95
Obr. 34	Vývoj celkových výdajů důchodového systému	96
Obr. 35	Predikce vývoje celkových výdajů důchodového systému	98
Obr. 36	Složky celkových výdajů důchodového systému	99
Obr. 37	Vývoj výdajů na správu důchodového systému	99
Obr. 38	Vývoj výsledku hospodaření důchodového systému	101
Obr. 39	Vývoj finančních prostředků na důchodovém účtu	102
Obr. 40	Vývoj počtu poplatníků na jednoho důchodce	103

Seznam tabulek

Tab. 1	Potřebná doba pojištění	32
Tab. 2	Výše státního příspěvku	34
Tab. 3	Odhadnuté parametry modelu počtu starobních důchodců	57
Tab. 4	Koeficienty determinace modelu počtu starobních důchodců a výsledek F-testu	58
Tab. 5	Odhadnuté parametry modelu počtu sólo vdovců	63
Tab. 6	Koeficienty determinace modelu počtu sólo vdovců a výsledek F-testu	64
Tab. 7	Odhadnuté parametry modelu počtu sólo vdov	66
Tab. 8	Koeficienty determinace modelu počtu sólo vdov a výsledek F-testu	67
Tab. 9	Výsledek testu normality u modelu počtu sólo vdov	67
Tab. 10	Odhadnuté parametry modelu přiznaných starobních důchodů	72
Tab. 11	Koeficienty determinace modelu přiznaných starobních důchodů a výsledek F-testu	73
Tab. 12	Odhadnuté parametry modelu přiznaných vdovských důchodů	75
Tab. 13	Koeficienty determinace modelu přiznaných vdovských důchodů a výsledek F-testu	75
Tab. 14	Odhadnuté parametry modelu přiznaných vdoveckých důchodů	78
Tab. 15	Koeficienty determinace modelu přiznaných vdoveckých důchodů a výsledek F-testu	78
Tab. 16	Výsledek Whiteova testu u modelu přiznaných vdoveckých důchodů	79

Tab. 17	Odhadnuté parametry modelu přiznaných invalidních důchodů	81
Tab. 18	Koeficienty determinace modelu přiznaných invalidních důchodů a výsledek F-testu	82
Tab. 19	Výsledky vybraných testů u modelu přiznaných invalidních důchodů	82
Tab. 20	Odhadnuté parametry modelu přiznaných sirotčích důchodů	84
Tab. 21	Koeficienty determinace modelu přiznaných sirotčích důchodů a výsledek F-testu	85
Tab. 22	Výsledek testu normality u modelu přiznaných sirotčích důchodů	85
Tab. 23	Průměrné charakteristiky průměrné výše sólo důchodů	87
Tab. 24	Odhadnuté parametry modelu celkových příjmů důchodového systému	92
Tab. 25	Koeficienty determinace modelu celkových příjmů důchodového systému a výsledek F-testu	93
Tab. 26	Výsledky vybraných testů u modelu celkových příjmů důchodového systému	93
Tab. 27	Odhadnuté parametry modelu celkových výdajů důchodového systému	97
Tab. 28	Koeficienty determinace modelu celkových výdajů důchodového systému a výsledek F-testu	97
Tab. 29	Výsledky vybraných testů u modelu celkových výdajů důchodového systému	97
Tab. 30	Důchodový věk u pojištěnců narozených v letech 1936 až 1977	115
Tab. 31	Popis vysvětlujících proměnných	116
Tab. 32	Tempa růstu u vývoje počtu předčasných starobních důchodců od prvního čtvrtletí roku 2012 do druhého čtvrtletí roku 2015	116

Tab. 33	Počet důchodců	117
Tab. 34	Počet přiznaných důchodů	118
Tab. 35	Průměrná výše sólo důchodů	119
Tab. 36	Průměrná výše sólo invalidního důchodu a průměrná hrubá mzda	121
Tab. 37	Příjmy, výdaje a výsledky hospodaření důchodového systému (v mld. Kč)	123
Tab. 38	Počet poplatníků na jednoho důchodce	124

1 Úvod a cíl práce

1.1 Úvod

Česká republika se za poslední roky významně přiblížila vyspělým evropským zemím. Politické změny roku 1989 nevedly pouze k ekonomické a sociální transformaci, ale také ke změnám ve způsobu života lidí. Především u mladé generace se projevuje náklonnost k životnímu stylu a prioritám západní Evropy. Lidé mají mnoho možností k seberealizaci, vybírají si z široké nabídky studijních oborů, včetně studia v zahraničí, roste u nich zájem o cestování, práci v cizích zemích, ženy se zaměřují na svoji pracovní kariéru, zvyšování kvalifikace apod. Ve společnosti dochází k odsouvání založení rodiny a vzhledem k finanční náročnosti výchovy dětí klesá počet dětí v rodině. Tento nový životní styl s sebou nese mnoho pozitiv, ale na druhé straně z něj vyplývají i určitá negativa projevující se například v soudobém demografickém vývoji. Vyskytují se skutečnosti, které jsou typické pro státy západní Evropy již kolem 70. a 80. let 20. století. Konkrétně se jedná o pokles porodnosti a plodnosti a na to navazující proces stárnutí populace.

Demografické stárnutí má dvě stránky, absolutní a relativní. Absolutní stránka stárnutí populace se projevuje nárůstem počtu starých lidí a relativní zvyšováním podílu seniorů ve společnosti. Nárůst počtu starých lidí je způsoben snižováním úmrtnosti a prodlužováním naděje dožití při narození. Relativní stránka naopak souvisí se změnami v reprodukčním chování mladé generace, které se projevují v poklesu počtu narozených dětí. (Dufek a Minařík, 2008, s. 10)

Demografické stárnutí je dlouhodobý a provázaný proces, který přináší do společnosti řadu problémů, z nichž nejvíce diskutovaným je udržitelnost důchodového systému. S růstem počtu osob v důchodovém věku roste také tlak na vyplácení dávek důchodového pojištění. Rostoucí počet vyplácených dávek společně s klesajícím podílem ekonomicky aktivních lidí ve společnosti vede ke stávajícím deficitům českého důchodového systému. Záporná bilance důchodového účtu je tak jedním z problémů tohoto systému.

Jako další problém lze označit velké množství předčasných důchodců. Osoby, které odejdou do starobního důchodu dříve, již neodvádí pojistné na důchodové pojištění, ale naopak čerpají z penzijního systému dávky. Část společnosti také poukazuje na nízké odvody OSVČ.

Stárnutí populace bývá provázeno postupným poklesem náhradového poměru, který v současné době dosahuje v našem státě hodnoty zhruba 40 %. Snižování tohoto poměru se následně odráží ve výši vyplácených důchodů. Budoucí vyplácené reálné důchody tak mohou být podstatně nižší než ty současné, což souvisí se skutečností, že vyplácené důchody jsou financovány z právě vybraného pojistného na důchodové pojištění. Důsledky demografického stárnutí v oblasti důchodového systému se tedy přenesou na současnou mladou generaci.

Na potřebě důchodové reformy se politická sféra shoduje, ovšem na její konkrétní podobě se politické strany nemohou domluvit. Schválen byl například vyšší věk odchodu do důchodu, konec zohlednění počtu vychovaných dětí při stanovování důchodového věku u žen a také nový valorizační vzorec. Naopak schválen a další vládou zrušen byl druhý pilíř důchodového systému. Nestálost zavedených změn důchodovému systému neprospívá, občané si nemohou být jistí, která opatření budou mít trvalý charakter a která ne. Kromě reformy je pro penzijní systém dále důležité uvědomění si i vlastní odpovědnosti každého jedince za svoji přípravu ke stáří. Lidé by měli odložit část své současné spotřeby ve prospěch budoucí spotřeby, která bude probíhat v období jejich důchodového věku.

Změny v počtu a ve věkové struktuře obyvatel České republiky mají dopad i na další oblasti, například ovlivňují zdravotnictví a školství. Demografické stárnutí je tak nezbytné brát v úvahu při tvorbě prognóz a při plánování v mnoha oblastech veřejného sektoru našeho státu.

Stárnutí populace má také pozitivní stránku. Ve společnosti dochází ke zvyšování podílu lidí, kteří mají bohaté pracovní a životní zkušenosti, odbornost a dobře se orientují ve svém povolání. Tyto osoby mohou předávat své znalosti mladším ročníkům obyvatel. Stát by se měl snažit o co nejefektivnější využití potenciálu starších lidí.

1.2 Cíl práce

Cílem diplomové práce je zhodnotit vývoj penzijního systému v České republice za posledních 15 let s využitím dat z České správy sociálního zabezpečení, Českého statistického úřadu, Ministerstva práce a sociálních věcí ČR a Ministerstva financí ČR. V souvislosti s hlavním cílem je nutné nastudovat problematiku demografického vývoje a tzv. „šedého zatížení“, které je spojováno s koeficientem závislosti starých.

Hlavní cíl práce je rozpracován do následujících dílčích cílů. Prvním dílčím cílem je za pomoci analýzy časových řad charakterizovat vývoj u jednotlivých typů důchodů a následně vytvořit předpověď jejich budoucího vývoje do konce roku 2017. V rámci tohoto dílčího cíle budou využita data týkající se počtu důchodců a počtu přiznaných důchodů.

Druhý dílčí cíl je zaměřen na popis vývoje průměrné výše důchodů od počátku roku 2000. Hodnoty průměrné výše starobního důchodu budou dále využity pro výpočet náhradového poměru.

V rámci třetího dílčího cíle bude zhodnocen vývoj deficitu důchodového systému s ohledem na přijaté parametrické změny systému v minulosti a na stárnutí obyvatelstva. Na základě sestrojených regresních modelů bude popsán vývoj celkových příjmů a celkových výdajů důchodového systému a poté budou vytvořeny předpovědi jejich budoucího vývoje.

V rámci posledního, čtvrtého, dílčího cíle budou navržena opatření pro důchodový systém vedoucí ke zmírnění dopadů nepříznivého demografického vývoje.

2 Literární přehled

Literární rešerše je rozdělena do čtyř podkapitol. První podkapitola popisuje typy systémů důchodového zabezpečení. Druhá podkapitola se věnuje důchodovému systému České republiky. Nejprve je zde popsána historie vývoje důchodového systému v našem státě, a to od roku 1989, přičemž jsou detailněji rozebrány zásadní změny přijaté v této oblasti, zejména malá a velká důchodová reforma. Vývoj důchodového systému je popisován podle období působení jednotlivých vlád ČR. Poté jsou stručně charakterizovány pilíře penzijního systému a dávky z něj vyplácené. Třetí a čtvrtá podkapitola jsou spojeny s problematikou demografie. Třetí podkapitola se obecně zaměřuje na strukturu obyvatelstva a čtvrtá podkapitola se zabývá demografickým opodstatněním reformy českého důchodového systému. Konkrétně jsou ve čtvrté podkapitole popsány změny ve věkové struktuře obyvatel České republiky od 50. let minulého století po současnost, včetně zobrazení věkové pyramidy ČR, další část je věnována projekci demografického vývoje v našem státě a zbytek podkapitoly se zabývá dopady stárnutí populace na veřejný sektor.

2.1 Typy systémů důchodového zabezpečení

Před vznikem penzijních soustav byla tradičním způsobem zajištění života a obživy ve stáří rodina. Vzhledem ke změně hodnot a oslabení mezigeneračního rodinného soužití začal postupně přebírat tuto odpovědnost stát. První moderní model sociálního zabezpečení vznikl v bismarckovském Německu v druhé polovině 19. století. V současné době již existuje celá řada různých variant důchodového systému.

Na základě způsobu financování se rozlišují dvě „čisté“ alternativy důchodového systému, jedná se o průběžně financovaný důchodový systém a fondově financovaný důchodový systém. U průběžně financovaného systému (PAYG – Pay As You Go) hraje významnou roli mezigenerační solidarita. Lidé v produktivním věku, kteří pracují, odvádějí do penzijního systému finanční prostředky, které jsou poté přerozdělovány mezi důchodce. Stát zde působí jako redistributor. Tento systém je dlouhodobě udržitelný při dostatečném převisu ekonomicky aktivních obyvatel nad počtem penzistů, je proto vhodný zejména pro demograficky mladé populace v rozvojových zemích.

Fondově financovaný systém (Fully Funded) je spojen s kapitálovým trhem, na kterém si jednotlivci sami spoří na důchod pomocí ukládání prostředků do fondů kolektivního investování. Systém je založen na soukromém sektoru, který je ale regulován a podporován státem. Podpora spočívá například v daňových úlevách nebo ve státních příspěvcích. Spoření si na vlastní důchod touto cestou může být pro občany jak povinné, tak dobrovolné. Z popisu této alternativy je patrné, že mezigenerační solidarita zde ustupuje do pozadí. (Hrnčárková, 2005, s. 244)

Uvedené alternativy důchodového systému se v praxi kombinují a prolínají. V Evropě se vytvořily tři historické typy důchodových systémů.

2.1.1 Bismarckovský pojistný systém

U tohoto systému je výše důchodu stanovena procentem z průměrného výdělku určeného za poměrně dlouhé období, někdy jde o období „celoživotní“. Procento bývá většinou odvozeno od doby pojištění. Aby nevznikaly rozdíly mezi nově přiznanými důchody a důchody již vyplácenými, bývají vyplácené důchody každý rok přepočítávány nebo navyšovány o procentní částku, která odpovídá růstu mezd. (Krebs, 2007, s. 186–187)

2.1.2 Beveridgeův systém

Beveridgeův model vznikl za druhé světové války ve Velké Británii. Jeho cílem bylo zabezpečení všech obyvatel základní, minimální dávkou. Model obsahuje kromě PAYG základny také formu doplňkového pojištění (fondový systém). Postupem času se tento model vyvinul v systém kladoucí podstatný důraz na odpovědnost jednotlivce. (Hrnčárková, 2005, s. 245)

Výše důchodu je dána jednotnou částkou. Například ve Velké Británii je částka závislá na době pojištění a v Nizozemí je stanovena jednotná částka pro všechny zde trvale žijící osoby určitého věku. Výše důchodu bývá při dosažení zvoleného kritéria nebo každoročně k určitému dni upravována podle růstu cen. V důsledku účasti občanů v rozvinutých připojišťovacích systémech jsou však jejich příjmy v důchodovém věku rozdílné. (Krebs, 2007, s. 187)

2.1.3 Švédský důchodový model

Tento typ modelu vznikl jako součást širší koncepce státu blahobytu. Mezi tři základní cíle švédského modelu blahobytu patřilo dosažení plné zaměstnanosti, zajištění sociální rovnosti pomocí solidární mzdové politiky a vytvoření systému sociální pomoci poskytujícího co nejširší sociální a zdravotní zabezpečení. Kořeny tohoto modelu sahají do 30. let 20. století, svého vrcholu dosáhl model v 60. letech 20. století a poté problémy modelu postupně vedly k jeho nezbytné reformě, která proběhla v 90. letech 20. století. (Hrnčárková, 2005, s. 245)

2.2 Důchodový systém České republiky

2.2.1 Hlavní změny důchodového systému od roku 1989

Od roku 1989 prošla Česká republika zásadní celospolečenskou transformací. Oblastí změn se stal mimo jiné důchodový systém, v němž probíhají parametrické úpravy dodnes. Po roce 1989 bylo hlavním úkolem tehdejšího důchodového systému přizpůsobení se nově vytvořeným tržním podmínkám v hospodářství. Systém sociálního zabezpečení byl před rokem 1989 složitý a neprůhledný, a to zejména v důsledku vysokého počtu poskytovaných dávek

(přibližně 70 typů). Stát chtěl nově vytvořit jednotný státní systém sociálního zabezpečení, který by poskytoval povinné zdravotní, nemocenské a důchodové pojištění, dobrovolné připojištění individuální a skupinové a státní sociální podporu a pomoc. Vznikla nová soustava orgánů státní správy působících v oblasti sociálního zabezpečení, a to tzv. Česká správa sociálního zabezpečení (ČSSZ). V letech 1990 až 1992 byly změny systému zaměřeny na odstranění nepodstatných preferencí určených pro některá zaměstnání a na potlačení diskriminace, která vycházela z principů bývalého režimu. Například byly zrušeny osobní důchody pro vedoucí komunistické činitele a vypočetly se jim standardní starobní důchody. Do tohoto období patří také zavedení pravidelné valorizace důchodů. Cílem zvyšování důchodů bylo zmírnit důsledky transformace ekonomiky projevující se zvýšenou inflací a odstranit v minulosti vzniklé rozdíly mezi důchody přiznanými v různých obdobích. (Rákosník a Tomeš, 2012, s. 191–193; Klimentová, 2001, s. 7; Rudolfová, 2014, s. 1, 2)

Vláda ČR působící v letech 1992 až 1996, v jejímž čele stál Václav Klaus, ve svém programovém prohlášení uvádí jako jeden ze základních úkolů oddělení financování důchodů od státního rozpočtu a zavedení dobrovolného systému připojištění, který by zohledňoval jednak rozdílné podmínky oborů, podniků a povolání, ale také postoje jednotlivých občanů. Vláda se dále zavázala k předložení návrhu zákonů týkajících se všeobecného důchodového a nemocenského pojištění. (Programové prohlášení vlády České republiky: 13. 7. 1992, 1992, s. 12) K realizaci odtržení financování důchodů od státního rozpočtu nedošlo, avšak od 1. 1. 1993 bylo zavedeno pojistné na sociální zabezpečení, a to jako zvláštní platba mimo daňový systém. Příspěvky tedy byly odděleny od daní a zabezpečovací princip uplatňovaný do roku 1989 se změnil na pojistný charakter, kdy plnění náleží pouze tomu, kdo v minulosti odváděl příslušné pojistné. V roce 1994 byl schválen zákon, který zavedl penzijní připojištění se státním příspěvkem, důchodový systém byl proto nově složen ze dvou pilířů. Dále bylo důležité přijetí zákona č. 155/1995 Sb., o důchodovém pojištění. Výsledná forma tohoto zákona obsahovala řadu odchylek od původní verze vytvořené ministerstvem práce a sociálních věcí. Rozdíly spočívaly například v rozšíření náhradních dob pojištění¹ a ve zvýšení redukčních hranic používaných při určování výše výpočtového základu, který je dále nutný pro stanovení konečného důchodu. Zákon č. 155/1995 Sb. zaváděl kromě již zmíněného také proces zvyšování důchodového věku. (Klimentová, 2001, s. 7; Rudolfová, 2014, s. 3, 5)

Od 1. 1. roku 1996 byl zaveden (jako součást státního rozpočtu) zvláštní účet důchodového pojištění v rámci státních finančních aktiv, díky němuž je možné

¹ Náhradní doby pojištění jsou tzv. prvkem zaopatřovací formy. Jedná se o doby, za které nebylo placeno pojistné, ale i přesto jsou tyto doby zohledňovány při posuzování nároku na důchod a při stanovování jeho výše. Společným rysem náhradních dob je skutečnost, že pojištěnec namísto výdělečné činnosti, z níž by odváděl pojistné, vykonával jiné činnosti, a to činnosti společensky uznané jako prospěšné. Typickým zaopatřovacím prvkem je invalidita z mládí (tj. invalidita, která vznikla dříve, než pojištěnec započal výkon soustavné výdělečné činnosti). V takovém případě se pro nárok na invalidní důchod doba pojištění nevyžaduje. (Veselý, 2013, s. 77–78)

určit bilanci systému důchodového pojištění. Na tomto účtu jsou totiž vedeny prostředky vzniklé jako rozdíl mezi příjmy z pojistného na důchodové pojištění a výdaji na dávky důchodového pojištění. Přebytky účtu mohou být využity pouze pro zákonem stanovené účely, například pro valorizaci důchodů. (Klimentová, 2001, s. 8)

V polovině roku 1996 došlo ke změně vlády. Premiérem se znovu stal Václav Klaus. Nová vláda snížila sazbu příspěvku na sociální pojištění o 1,2 procentního bodu na 26 % a zmírnila podmínky pro předčasný odchod do důchodu, což s sebou přineslo současně úbytek příjmů a naopak zvýšení výdajů důchodového systému. Následně se však musela vláda v důsledku ekonomické krize zaměřit na omezení výdajů státního rozpočtu, proto nastalo například zpřísnění valorizačních podmínek a redukce zápočtu některých náhradních dob pojištění. I přes toto snížení zůstal rozsah náhradních dob v mezinárodním srovnání ojedinělý. (Rudolfová, 2014, s. 5; Klimentová, 2001, s. 8)

V období od ledna do července roku 1998 působila v České republice úřednická vláda Josefa Tošovského, která se zaměřila na analýzu důchodového systému a nastínění jeho možného vývoje do budoucna. Žádná konkrétní opatření v této oblasti nepřijala. (Rudolfová, 2014, s. 5)

Další vláda, tj. vláda ČSSD v čele s Milošem Zemanem, se odklonila od zavedení kapitálového pilíře, o jehož vzniku uvažovala druhá vláda Václava Klause. Ve svém prohlášení kladla nově zvolená vláda důraz na průběžně financovaný základní systém důchodového pojištění, který je schopen zajistit důstojnou životní úroveň lidem v důchodovém věku. Vláda v dokumentu dále uvedla, že se zaměří na zvýšení kupní síly důchodců a navrátí ji na úroveň roku 1989. (Programové prohlášení vlády: Praha, srpen 1998, 1998, s. 16) V roce 1998 byly vytvořeny návrhy na zvýšení pojistné sazby důchodového pojištění a návrh na zvýšení vyměřovacího základu pro osoby samostatně výdělečně činné. Tehdy platný vyměřovací základ pro OSVČ byl natolik nízký, že nadměrně tyto osoby v solidárním průběžně financovaném systému zvýhodňoval a negativně ovlivňoval deficit systému. Návrhy však nebyly Parlamentem ČR přijaty. Naopak se vládě mezi roky 1998 až 2002 povedlo zrealizovat následující změny. Důchodové připojištění bylo motivováno daňovými úlevami, a to jak pro pojištěnce, tak pro zaměstnavatele. Byl zvýhodněn pozdější odchod do starobního důchodu a naopak znevýhodněn předčasný odchod do starobního důchodu, dále byla pozměněna pravidla pro valorizaci důchodů. (Klimentová, 2001, s. 8)

Ve volebním období 1998–2002 ministerstvo práce a sociálních věcí zhodnotilo tehdejší stav penzijního systému a vytvořilo podklady pro důchodovou reformu. Vláda přišla s myšlenkou zavedení systému NDC. Jedná se o tzv. příspěvkově definovaný systém s pomyslnými individuálními účty. Jak uvádí Pollnerová (2002, s. 4), příspěvky pojištěnce jsou v tomto systému zachyceny na osobním účtu, poté jsou zhodnocovány stanovenou mírou a výsledný důchod je vypočítán pomocí pojistně-matematických principů. Systém je však stále průběžně financovaný, kapitál na individuálních účtech je pouze pomyslný. Podle vlády měla osobní účty spravovat veřejnoprávní Sociální pojišťovna

a zaměstnanecké penzijní připojištění by fungovalo jako samostatný pilíř. Poslanecká sněmovna ale návrh vlády nepřijala. (Rudolfová, 2014, s. 7)

Světová banka již v 90. letech tlačila Českou republiku do zřízení tří pilířů důchodového systému. V rámci spolupráce a poradenské činnosti vydala tato organizace v roce 2002 dokument s názvem *Czech Pension System: Challenges and Reform Options*. Uvedla zde, že český penzijní systém potřebuje zásadní reformu. Podle Světové banky není průběžný pilíř dostatečný a je třeba jej doplnit o soukromé fondy. Další doporučení se týkalo posílení vazby mezi výší příspěvků, které pojištěnec odvede, a dávkami, které později obdrží. Světová banka poukázala na přílišné přerozdělování a deficity prvního pilíře v letech 1997 až 2000. V roce 2000 činil tento deficit 0,9 % HDP. Světová banka posuzovala i náhradový poměr². Podle jejích výpočtů se v letech 1994 až 2000 pohyboval náhradový poměr v rozmezí 43,5 až 45,9 % hrubé mzdy, organizace tyto hodnoty označila jako nízké. V dokumentu se Světová banka zabývala také možností zavedení NDC systému. Banka došla k závěru, že přechod na tento systém by snížil náhradový poměr, a to zejména pro mladou generaci, stát by se proto musel zaměřit na úpravu třetího pilíře a na zavedení pilíře druhého. (Lasagabaster, Rocha a Wiese, 2002, s. 2, 3, 6, 24)

V období let 2002 až 2006 se vystřídal v ČR tři vlády, každá z nich se věnovala problematice důchodového systému. V roce 2004 byla vytvořena Bezděková komise složená ze zástupců politických stran zastoupených v Poslanecké sněmovně Parlamentu ČR (šlo vždy o dva zástupce za každou stranu). Cílem komise bylo určit dopady návrhů penzijní reformy všech politických stran s mandátem v tehdejší sněmovně na státní rozpočet a na výši důchodu. (Bezděková komise (2004–2005), 2011) Odborné materiály připravoval pro komisi Výkonný tým. Výsledkem jeho činnosti byla Závěrečná zpráva, která obsahovala mimo jiné tzv. základní variantu. Jednalo se o projekci vývoje důchodového systému za předpokladu, že nedojde k žádným legislativním změnám a systém bude vycházet z nezměněné legislativy platné k 1. 10. 2004. Za tohoto předpokladu by podle Výkonného týmu deficit systému dlouhodobě dosahoval úrovně 4–5 % HDP ročně a v roce 2065 by nakumulovaný dluh činil téměř 110 % HDP. (Závěrečná zpráva: Výkonný tým, 2005, s. 13–14) Zprávu vytvořenou Výkonným týmem schválila Bezděková komise a následně ji přijali také představitelé politických stran poslanecké sněmovny, kteří se tak shodli na nutnosti důchodové reformy. Nebyl však přijat žádný konkrétní návrh, zejména kvůli neshodám, které se týkaly zvyšování důchodového věku nad 65 let. (Rudolfová, 2014, s. 10)

Mezi roky 2006 až 2010 došlo opět k vystřídání tří vlád. Druhá vláda Mirka Topolánka popisuje ve svém programovém prohlášení tři etapy důchodové reformy. První etapa souvisela s přijetím zákona č. 306/2008 Sb., o důchodovém pojištění, který mění zákon č. 155/1995 Sb., o důchodovém pojištění, a některé další zákony. Zákon byl schválen Parlamentem ČR v červenci roku 2008. Mezi úpravy parametrického typu patřilo například postupné prodloužení doby pojiš-

² Náhradový poměr vyjadřuje podíl průměrného starobního důchodu a průměrné hrubé mzdy, čímž je určeno průměrné snížení příjmů občana po odchodu do důchodu.

tění potřebné pro vznik nároku na starobní důchod z 25 roků na 35 roků včetně náhradních dob pojištění nebo na 30 roků bez náhradních dob pojištění, omezení zápočtu náhradních dob pojištění na 80 % s výjimkami a postupné prodloužení období pro předčasný odchod do starobního důchodu ze tří na pět roků. Dále šlo o postupné zvyšování důchodového věku na 65 let u mužů a žen, které nevychovaly žádné dítě nebo vychovaly jedno dítě, a na 62 až 64 let u žen (podle počtu vychovaných dětí), pokud vychovaly aspoň dvě děti. Změny provedené v první etapě důchodové reformy pozitivně ovlivnily výdajovou stranu základního důchodového pojištění. Přijat byl také zákon, který vedl ke změnám v započítávání doby vedení v evidenci úřadu práce do náhradních dob pojištění, a účinnosti nabylo i několik vládních nařízení. (Hlavní změny v důchodovém pojištění schválené v roce 2008, 2008)

Kromě již uvedeného byla další důležitou změnou, jejíž účinnost nastala v roce 2008, transformace zvláštního účtu důchodového pojištění na zvláštní účet rezervy pro důchodovou reformu. Stejně jako předcházející účet je i zvláštní účet rezervy pro důchodovou reformu součástí peněžních prostředků státních finančních aktiv. Finanční prostředky na nově vytvořeném účtu se mohou podle rozhodnutí Poslanecké sněmovny Parlamentu ČR na návrh vlády využít na financování důchodové reformy. Dočasně volné peněžní prostředky nacházející se na zvláštním účtu mohou být investovány do bezrizikových dluhopisů za účelem zvýšení financí určených pro reformu penzijního systému. (Tisková zpráva: Vytvoření zvláštního účtu rezervy pro důchodovou reformu, 2007, s. 1, 2)

Druhé vládě Mirka Topolánka byla během volebního období vyslovena nedůvěra. V květnu roku 2009 nastoupila tedy úřednická vláda, která se zaměřila na zajištění pokračování prací na expertní a analytické úrovni, aby mohla nová vláda vzešlá z parlamentních voleb pracovat s různými variantami řešení. (Programové prohlášení vlády ČR, 2009, s. 2) V lednu roku 2010 ministr financí společně s ministrem práce a sociálních věcí založili poradní expertní sbor (PES), jehož řízením byl pověřen Vladimír Bezděk. Poradní sbor je tedy často nazýván jako tzv. druhá Bezděková komise. Cílem práce sboru bylo aktualizovat projekci vývoje státního důchodového pilíře zpracovanou první Bezděkovou komisí a formulovat doporučení úprav celého důchodového systému k zajištění jeho stability. (Závěrečná zpráva PES, 2010, s. 3)

Poradní sbor potvrdil zjištění z minulých let, že průběžně financovaný první pilíř (označovaný zkratkou PAYG) se propadne po roce 2050 do ročních deficitů na úrovni cca 4 % HDP. Dále sbor poukázal na skutečnost, že další pilíř důchodového systému nazývaný jako třetí pilíř (označovaný zkratkou PPSP) nepředstavuje významný zdroj důchodových příjmů. Průměrná výše úspor připadajících na jednoho účastníka tohoto pilíře totiž odpovídala necelým 5 měsíčním splátkám průměrného důchodu z PAYG. Odborníci se tedy shodli na potřebě důchodové reformy, jejíž součástí mělo být zavedení fondového tzv. druhého pilíře. Ve zprávě předložili dvě varianty nového pilíře. Varianta, ke které se přiklonila většina členů komise (označovaná proto jako většinová varianta), počítala s povinnou účastí pojištěnce ve druhém pilíři a se snížením odvodu do prvního pilíře, přičemž by prostředky, které by nešly do prvního pilíře, plynuly do

pilíře druhého. Naspořené prostředky v druhém pilíři by byly vypláceny formou doživotní anuity a o správu úspor druhého pilíře by se staraly reformované penzijní fondy a investiční společnosti. Díky vzniku druhého pilíře v uvedené podobě by podle komise došlo k větší diversifikaci a posílení zásluhovosti. (Závěrečná zpráva PES, 2010, s. 5, 8, 13, 15–16)

Poradní sbor se nepřiklonil k variantě opt-out důchodové reformy³ z důvodu očekávaného nízkého zájmu občanů, sbor se domníval, že významná část obyvatelstva by do druhého pilíře nevstoupila. (Závěrečná zpráva PES, 2010, s. 11) Tato myšlenka se v praxi později potvrdila.

V letech 2010 až 2013 působila v ČR vláda Petra Nečase. Již ve svém programovém prohlášení reagovala na nález Ústavního soudu ze dne 23. 3. 2010. Nález souvisel se stížností bývalého soudce, kterému byl přiznán plný invalidní důchod, jehož výše činila pouze 19 % jeho předchozího příjmu, což nepovažoval stěžovatel za přiměřené hmotné zabezpečení. Ústavní soud dospěl k závěru, že konstrukce důchodu popsána v § 15 zákona č. 155/1995 Sb. vytváří výrazné disproporce mezi výší příspěvku do pojistného systému, výší příjmů a výší přiznané důchodové dávky u části pojištěnců, čímž je porušeno ustanovení článků Listiny základních práv a svobod. Postiženi byli pojištěnci s vyššími příjmy, a to zejména kvůli nastavení druhé redukční hranice. Podle Ústavního soudu byl tehdejší systém schopen dlouhodobě garantovat uspokojivý náhradový poměr u jedinců, jejichž příjmy se pohybují kolem průměrné mzdy. Osoby se mzdou podprůměrnou systém zvýhodňoval, a to na úkor lidí s dvojnásobkem a vícenásobkem průměrné mzdy, u kterých byl totiž individuální náhradový poměr nižší. § 15 byl tedy označen za protiústavní. (Loužek, 2014, s. 58–60) Vláda v prohlášení uvedla, že navrhne změny v konstrukci nově přiznaných důchodů, aby od října roku 2011 byl respektován nález Ústavního soudu. Programové prohlášení dále sděluje, že důchodová reforma je pro vládu prioritou a že cílem vlády je připravit dlouhodobě finančně udržitelný systém, který zajistí přiměřené příjmy ve stáří, při invaliditě a při ztrátě živitele. Vláda zde zdůrazňuje, že je potřebné zvýšit diversifikaci příjmů a rozvinutý průběžně financovaný základní systém doplnit možnostmi soukromých úspor. (Programové prohlášení Vlády České republiky: 4. srpna 2010, 2010, s. 7)

Pro zajímavost je vhodné uvést, že ne všichni soudci Ústavního soudu s nálezem souhlasili. Také Loužek (2014, s. 62) upozorňuje, že Ústavní soud posuzoval poměr mezi přiznaným důchodem a mzdou pouze podle důchodů plynoucích ze státního pilíře. Soud nebral v úvahu, že občané s vysokými příjmy mají lepší možnosti připravit se na penzi ze svých soukromých úspor.

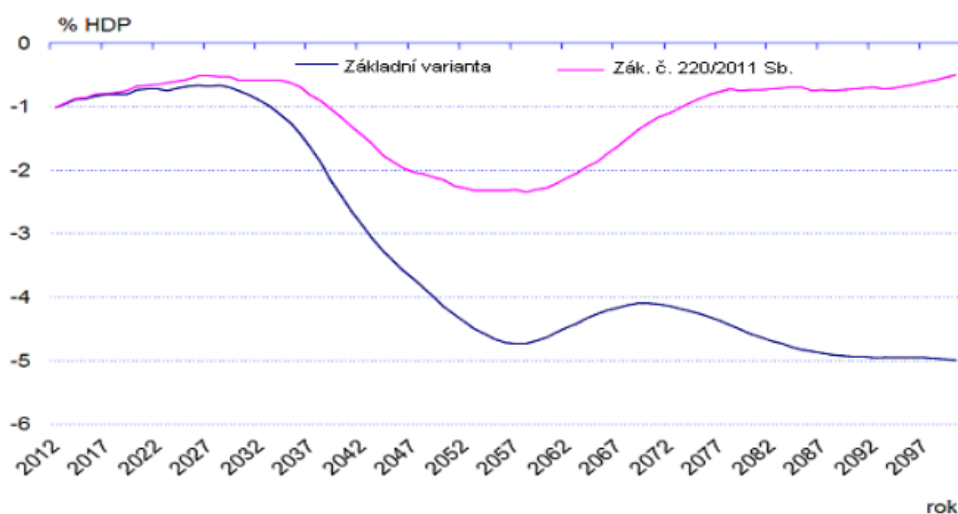
Vláda Petra Nečase předložila tzv. malou důchodovou reformu. Jedná se o novelu zákona o důchodovém pojištění, která do jisté míry zmírňuje výše uvedené disproporce, zavádí do systému parametrické změny, které mají přispět ke zlepšení finanční udržitelnosti základního důchodového pojištění, a zpřesňuje tehdejší právní úpravu. Mezi nejvýznamnější změny související s nálezem

³ Jde o variantu, kdy je část pojistného vyvedena z prvního pilíře do druhého pilíře na základě dobrovolného rozhodnutí občana, toto vyvedení je podmíněno dodatečnými příspěvky občana do druhého pilíře.

Ústavního soudu patří jednoznačné stanovení pravidel pro určení výše redukčních hranic, a to ve vazbě na průměrnou mzdu, úprava zápočtu osobního vyměřovacího základu do jednotlivých redukčních hranic a prodlužování rozhodného období pro výpočet osobního vyměřovacího základu na celoživotní, což vede k upevnění vazby mezi placeným pojistným a výší přiznaného důchodu.⁴ Zákon také přesně určuje výši základní výměry důchodu, která je stejně jako redukční hranice navázána na průměrnou mzdu a činí 9 % průměrné mzdy. Dosavadní právní úprava žádné pravidlo pro stanovení výše základní výměry důchodu neobsahovala. Klíčové parametrické změny, které novela (tedy zákon č. 220/2011 Sb.) přinesla, se týkají prodlužování věku odchodu do důchodu a valorizace vyplácených důchodů. Důchodový věk se pro muže a pro ženy časem sjednotí a u žen tak nebude přihlíženo na počet vychovaných dětí. Valorizace není v kompetenci vlády, ale je přímo zakotvena v zákoně. Zvýšení průměrných vyplácených důchodů odpovídá růstu indexu spotřebitelských cen a jedné třetině růstu reálných mezd. (Hlavní změny v důchodovém pojištění schválené v roce 2011, 2012; Loužek, 2014, s. 63, 66)

Následující graf (Obr. 1) zachycuje 2 varianty předpokládaného vývoje bilance základního důchodového pojištění. Základní varianta zobrazuje bilanci v případě zachování původní legislativy (tj. beze změn obsažených v zákoně č. 220/2011 Sb.). Z grafu je patrné, že díky přijetí zákona č. 220/2011 Sb. se očekávané deficity důchodového pojištění sníží. V roce 2097 představuje pokles přibližně 4,5 % HDP.

⁴ Do první redukční hranice, která je nově stanovena ve výši 44 % průměrné mzdy, se částka osobního vyměřovacího základu započítává plně. Zápočet mezi první a druhou redukční hranicí se snížil z 30 % na 26 % osobního vyměřovacího základu, přičemž druhá redukční hranice odpovídá výši čtyřnásobku průměrné měsíční mzdy (původně byla druhá redukční hranice na úrovni přibližně 114 % průměrné měsíční mzdy). K částkám nad druhou redukční hranicí se nově nepřihlíží. (Loužek, 2014, s. 66)



Obr. 1 Předpokládaná bilance základního důchodového pojištění v % HDP

Zdroj: Podkladová studie: Národní akční plán podporující pozitivní stárnutí pro období let 2013 až 2017, 2012, s. 18.

Loužek (2014, s. 63) poukazuje na skutečnost, že nově přiznané důchody od října 2011 jsou ve většině případů mírně nižší, než by byly, kdyby malá důchodová reforma neproběhla. K mírnému poklesu došlo totiž u lidí s hrubým příjmem od 12 000 Kč do 35 000 Kč. Naopak zvýšení důchodů nastalo u lidí s vysokými příjmy, tedy u těch, kteří do systému odvedli nejvíce. Lidé s minimálními příjmy jsou z reformy vynecháni.

Rytířová (2013, s. 8) uvádí, že i přes provedené změny zůstává náhradový poměr v prvním pilíři výrazně vyšší u osob s příjmy pod průměrnou mzdou ve srovnání s osobami dosahujícími vyšších příjmů.

V roce 2012 bylo schváleno opatření, podle kterého se pro období let 2013 až 2015 mají penze valorizovat o jednu třetinu procentního přírůstku indexu spotřebitelských cen (tj. o jednu třetinu inflace). Zvyšování o jednu třetinu růstu reálných mezd se nemění. Tato pomalejší valorizace důchodů měla přinést úlevu průběžnému důchodovému systému. (Loužek, 2014, s. 69)

Rok 2013 byl ve znamení tzv. velké důchodové reformy. Po více než deseti letech diskusích, po zpracování mnoha odborných analýz a po hodnocení navrhovaných variant reformy vstoupila v platnost důchodová reforma, která nebyla přijata v odborných kruzích a ani ve společnosti. Přestože se vládní návrh odkázal na doporučení druhé Bezděkovy komise a Národní ekonomické rady vlády, v mnoha aspektech se odlišoval. Jak již bylo zmíněno, Bezděkova komise se nepřiklonila k variantě opt-out důchodové reformy, ovšem vláda tuto variantu prosadila. Byl tedy zaveden druhý pilíř, který je financovaný vyvázáním části pojistného na důchodové pojištění z prvního pilíře. Vstup do druhého pilíře je dobrovolný. Vláda předpokládala, že se druhého pilíře zúčastní až dva miliony lidí. Ve skutečnosti tento pilíř nevyužilo ani 90 000 lidí. (Loužek, 2014, s. 66, 68) Velká důchodová reforma se dotkla i třetího pilíře, u kterého byl mimo jiné

změněn i samotný název produktu (změna z penzijního připojištění se státním příspěvkem na doplňkové penzijní spoření).

Od července roku 2013 působila po dobu přibližně sedmi měsíců v České republice úřednická vláda Jiřího Rusnoka. V oblasti důchodového systému se vláda zaměřila na obnovení důvěry veřejnosti. Od ledna 2014 do současnosti působí v našem státě vláda Bohuslava Sobotky.

Bohuslav Sobotka, předseda ČSSD, již v roce 2012 po přijetí zákona zavádějícího druhý pilíř prohlásil, že pokud jeho strana vyhraje příští volby, druhý pilíř bude upraven, anebo přímo zrušen. V listopadu roku 2014 vláda opravdu konec druhého pilíře schválila. Znamená to, že v lednu 2016 druhý penzijní pilíř zanikne, lidé už nebudou moci přesměrovat část povinného pojistného na vlastní účet do soukromých penzijních fondů. Finanční prostředky, které lidé do druhého pilíře poslali, dostanou zpět. Budou je moci vrátit do prvního průběžného pilíře, aby jim v budoucnu nebyl krácen důchod od státu. Další možností je, že si peníze nechají, anebo je mohou převést do třetího důchodového pilíře. (Kopecný, 2014)

Sociální demokracie nesouhlasila ani s pomalejší valorizací důchodů, kterou zavedla Nečasova vláda. Roku 2014 vláda Bohuslava Sobotky tuto pomalejší valorizaci změnila. V důsledku toho došlo roku 2015 k návratu k pravidlům, která platila před rokem 2013. Starobní důchody se tedy opět zvyšují o výši inflace a o jednu třetinu růstu reálných mezd. Dále bylo stanoveno, že zvýšení vyplácených důchodů v lednu 2015 musí dosáhnout, vzhledem k nižším částkám zvýšení důchodů v letech 2013 a 2014, výše, která bude u průměrného samostatně vypláceného starobního důchodu činit alespoň 1,8 %. (Hlavní změny v důchodovém pojištění schválené v roce 2014, 2014) Díky popsáním změnám se průměrný důchod zvýšil o 200 Kč (z částky 11 076 Kč na 11 276 Kč). Pokud by mimořádné zvýšení nebylo zavedeno, vzrostl by na základě ukazatelů inflace a růstu reálných mezd jen o přibližně 69 Kč. Téměř polovině důchodců se starobní důchod zvýšil o 151 až 200 Kč a přibližně třetině důchodců o 201 až 250 Kč. Celkové náklady na růst důchodů se mají v roce 2015 vyšplhat na 7 miliard Kč. (Důchody od roku 2015 mimořádně rostou! Spočtete si, o kolik bude větší váš., 2014)

V červnu roku 2015 schválila vláda mimořádný jednorázový příspěvek ve výši 600 Kč určený všem důchodcům. Příspěvek měl být vyplacen příjemcům důchodového pojištění v prosinci roku 2015. Výše a doba vyplacení jednorázového příspěvku se však později změnila. V listopadu roku 2015 se poslanci dohodli, že mimořádný jednorázový příspěvek bude činit 1 200 Kč. Příspěvek by měl být vyplacen v únoru roku 2016 a celkové náklady s ním spojené by měly dosáhnout hodnoty 3,5 mld. Kč. Vláda jednorázovým příspěvkem reaguje na trend poklesu relace důchodu vzhledem k vývoji mezd. V roce 2016 totiž kvůli nízké inflaci dojde k minimální valorizaci důchodů (základní výměra důchodů se zvýší o 40 Kč). (Důchodci dostanou letos v prosinci mimořádný příspěvek 600 Kč, 2015)

2.2.2 Pilíře důchodového systému a vyplácené dávky

Jak vyplývá z dříve uvedeného, důchodový systém v České republice byl nejprve postaven pouze na prvním pilíři. V roce 1994 k němu přibyl další pilíř označovaný jako třetí. Posledním prvkem systému se stal roku 2013 druhý pilíř, který má být ovšem v lednu roku 2016 zrušen. Mezi roky 2013 a 2015 je tedy systém složen ze tří pilířů, jedná se o důchodové pojištění (I. pilíř), důchodové spoření (II. pilíř) a doplňkové penzijní spoření (III. pilíř). I přes přidání ostatních pilířů zůstává zásadním prvkem státem spravované důchodové pojištění.

První pilíř důchodového systému

První pilíř je úzce navázán na demografickou situaci v zemi a nejvíce na něj dopadá proces stárnutí populace. Pilíř je totiž založen na průběžném financování, kdy jsou stávající důchody vypláceny z pojistného vybraného od výdělečně činných osob. Zjednodušeně tedy můžeme říci, že se všichni pracující občané podílejí na výplatě dávek určených současným důchodcům. Výdaje na důchody patří mezi povinné výdaje státního rozpočtu a jejich vyplácení nemůže být pozastaveno, avšak výši poskytovaných dávek může stát upravovat takovým způsobem, aby byla zajištěna finanční udržitelnost prvního pilíře. (Rytířová, 2013, s. 7, 12, 31)

Z důchodového pojištění jsou poskytovány řádné a předčasné důchody starobní, dále důchody invalidní, vdovské, vdovecké a sirotčí. Důchody starobní a důchody invalidní jsou důchody originální, zatímco důchody vdovské, vdovecké a sirotčí se označují jako důchody derivativní neboli odvozené, protože kromě podmínek na straně vdovy, vdovce nebo sirotka se zkoumají i podmínky na straně třetí osoby, a to osoby zemřelé, od které je nárok na důchod odvozen. (Veselý, 2013, s. 79)

Zákon č. 155/1995 Sb., o důchodovém pojištění (viz § 4) uvádí, že se výše všech druhů důchodů skládá ze základní výměry (tj. pevné částky) a z procentní výměry. Základní výměra se stanoví procentní sazbou z průměrné mzdy a procentní výměra se určí procentní sazbou z výpočtového základu, jedná-li se o důchod starobní či invalidní, nebo z procentní výměry důchodu zemřelého, jde-li o důchod sirotčí, vdovský a vdovecký. (Předpis č. 155/1995 Sb., 2015)

Starobní důchod

Podmínkou nároku na starobní důchod je splnění dvou podmínek, kterými jsou dosažení důchodového věku a získání potřebné doby pojištění. Důchodový věk se postupně zvyšuje a liší se podle narození pojištěnce. Důchodový věk u mužů narozených před rokem 1936 činí 60 let a u žen narozených před stejným rokem se nachází v rozmezí mezi 53. až 57. rokem podle počtu vychovaných dětí. Počet vychovaných dětí je zohledňován při určení důchodového věku pouze u žen narozených před začátkem roku 1975. Od uvedeného roku platí pro ženy stejné podmínky jako pro muže. Důchodový věk u osoby narozené v roce 1977 činí 67 let. U osob narozených po roce 1977 se důchodový věk počítá následujícím způ-

sobem. K věku 67 let se přičte počet kalendářních měsíců, který odpovídá dvojnásobku rozdílu mezi rokem narození pojištěnce a rokem 1977. Například osoba narozená v roce 1989 půjde do důchodu v 69 letech, osoba narozená v roce 2013 v 73 letech a osoba narozená v roce 2015 v 73 letech a 4 měsících. (Rytířová, 2013, s. 33–34; Starobní důchody, 2014)

Pro větší názornost je v Přílohách práce uvedena tabulka (Tab. 30) zachycující důchodový věk u pojištěnců narozených v období let 1936 až 1977.

I druhá podmínka nároku na starobní důchod se zpřísňuje s ohledem na demografické změny obyvatelstva České republiky a v závislosti na zvyšujícím se důchodovém věku. Před rokem 2010 činila potřebná doba pojištění 25 let, její další vývoj zachycuje následující tabulka (Tab. 1).

Tab. 1 Potřebná doba pojištění

Dosažení důchodového věku	Potřebná doba pojištění
Před rokem 2010	25 let
V roce 2010	26 let
V roce 2011	27 let
V roce 2012	28 let
V roce 2013	29 let
V roce 2014	30 let
V roce 2015	31 let
V roce 2016	32 let
V roce 2017	33 let
V roce 2018	34 let
Po roce 2018	35 let

Zdroj: Starobní důchody, 2014.

Při zjišťování, kolik činí potřebná doba pojištění, je rozhodující výhradně rok dosažení důchodového věku. Pojištěnci, který ke dni dosažení důchodového věku nesplnil podmínku potřebné doby pojištění, nemůže být starobní důchod k tomuto dni přiznán. K přiznání důchodu může dojít až od data, kdy potřebnou dobu pojištění osoba získá. Pojištěnec má však nárok na starobní důchod také tehdy, nesplnil-li popsané podmínky, ale získal dobu pojištění nejméně 20 let a dosáhl po roce 2013 věku alespoň o 5 let vyššího, než je stanovený důchodový věk pro muže stejného data narození. (Starobní důchody, 2014)

Invalidní důchod

Podle zjištěného stupně invalidity se rozlišuje invalidní důchod prvního, druhého a třetího stupně, přičemž rozdíl mezi jednotlivými stupni invalidity spočívá v míře poklesu pracovní schopnosti pojištěnce.⁵ Nárok na invalidní důchod vznikne pojištěnci, který splní zároveň několik podmínek. Mezi nejdůležitější

⁵ V době před začátkem roku 2010 existoval plný invalidní důchod a částečný invalidní důchod.

podmínky patří nedosáhnutí věku 65 let nebo důchodového věku, je-li důchodový věk vyšší než 65 let, a získání potřebné doby pojištění, pokud jeho invalidita nevznikla následkem pracovního úrazu nebo nemoci z povolání. Kromě uvedeného se samozřejmě musí pojištěnec stát invalidním pro invaliditu prvního, druhého nebo třetího stupně. (Invalidní důchody, 2014)

Pozůstalostní důchody

Mezi pozůstalostní důchody se řadí vdovský/vdovecký důchod a sirotčí důchod. Vdovský důchod je vyplácen vdově po manželovi, který byl poživatel starobního nebo invalidního důchodu, nebo ke dni smrti splnil podmínku potřebné doby pojištění pro nárok na invalidní důchod (či splnil podmínky nároku na starobní důchod), anebo zemřel následkem pracovního úrazu. U vdoveckého a sirotčího důchodu jsou podmínky pro získání příslušného důchodu stejné. Na sirotčí důchod má nárok nezaopatřené dítě, pokud zemřel jeho rodič nebo osoba, která o něj pečovala.

Pozůstalostní důchody jsou jedinou platbou plynoucí z důchodového pojištění po smrti pojištěnce. První pilíř penzijního systému není totiž součástí dědictví a smrtí pojištěnce nároky zanikají, jedinou výjimkou jsou právě pozůstalostní důchody. (Rytířová, 2013, s. 40)

Druhý pilíř důchodového systému

Od 1. 7. 2015 již není možné zaregistrovat smlouvu o důchodovém spoření do Centrálního registru smluv. Definitivní ukončení a vypořádání druhého pilíře by mělo proběhnout ke konci roku 2016. (Druhý penzijní pilíř končí, uzavírá se možnost sjednávání smluv, 2015)

Třetí pilíř důchodového systému

Na počátku roku 2013 prošel třetí pilíř v důsledku velké důchodové reformy změnami, které se týkaly podmínek sjednání smlouvy, výplaty prostředků i samotného názvu produktu. Pilíř je od roku 2013 tvořený transformovaným fondem, který je určen pouze pro klienty penzijního připojištění, jež bylo uzavřeno do 30. 11. 2012, a účastnickými fondy, které zahrnují produkty uzavřené od 1. 1. 2013. Účastníkem třetího pilíře může být fyzická osoba starší 18 let, která uzavřela s penzijní společností smlouvu o doplňkovém penzijním spoření (do 30. 11. 2012 smlouvu o penzijním připojištění). Účast v pilíři je dobrovolná a její ukončení je možné dle pravidel příslušné smlouvy. Účastníkem naspořené finanční prostředky zde podléhají dědickému řízení.

Do třetího pilíře vkládají účastníci vlastní prostředky, dále sem přispívá stát (konkrétní částky vložené státem závisí na výši příspěvku účastníka) a také do něj mohou přispívat zaměstnavatelé. (Pilíře českého důchodového systému, 2014)

Následující tabulka (Tab. 2) zachycuje státní příspěvky, jejichž výše platí od ledna 2013. Pro doplnění a porovnání jsou v posledním sloupci uvedeny výše státního příspěvku platné do konce roku 2012.

Tab. 2 Výše státního příspěvku

Měsíční platba účastníka	Výše státního příspěvku od 1. 1. 2013	Výše státního příspěvku do konce roku 2012
100 Kč	0 Kč	50 Kč
200 Kč	0 Kč	90 Kč
300 Kč	90 Kč	120 Kč
400 Kč	110 Kč	140 Kč
500 Kč	130 Kč	150 Kč
600 Kč	150 Kč	150 Kč
700 Kč	170 Kč	150 Kč
800 Kč	190 Kč	150 Kč
900 Kč	210 Kč	150 Kč
1 000 Kč a více	230 Kč	150 Kč

Zdroj: Státní příspěvek, 2013.

2.3 Struktura obyvatelstva

Základní charakteristikou obyvatelstva je jeho věková a pohlavní struktura. Souhrnné označení pro uvedené dvě struktury je demografická struktura. Věková struktura je určována na základě znalosti věku každého jednotlivce patřícího do zkoumané populace. Věkem je myšlen věk dokončený, tedy věk o posledních narozeninách jedince. Obyvatelstvo se může třídit do jednoletých, pětiletých nebo desetiletých věkových skupin, anebo lze využít jinak účelově vymezené věkové skupiny. (Langhamrová, 2007, s. 15)

Často se využívá dělení obyvatelstva z hlediska demografické reprodukce, která je vymezována jako neustálá obnova lidské společnosti v důsledku probíhajících procesů rození a vymírání. Jedná se o rozdělení obyvatel do tří skupin, konkrétně do složky dětské, reprodukční a postreprodukční. Do reprodukční složky se řadí lidé ve věku od 15 do 49 let a nachází se v ní obvykle 50 % členů populace. Podle zastoupení dětské a postreprodukční složky se rozlišují tři typy věkových struktur. Jde o progresivní, stacionární a regresivní typ věkové struktury.

V České republice se od konce 70. let minulého století objevuje regresivní typ věkové struktury. U regresivního typu dětská složka nedosahuje zastoupení složky postreprodukční, početně ji nenahrazuje. Z dlouhodobého pohledu tak dochází ke snižování početního stavu populace, nebere-li se v úvahu migrace. V 70. letech 20. století měla populace v České republice stacionární typ věkové struktury, při kterém je dětská a postreprodukční složka téměř v rovnováze.

Z dlouhodobého pohledu zůstává u stacionárního typu početní stav populace konstantní. Hladina plodnosti se zde pohybuje na úrovni, kdy při dané úrovni úmrtnosti nahrazuje obyvatelstvo v reprodukčním věku.

Progresivní typ věkové struktury se v současné době nachází v rozvojových zemích. U tohoto typu převažuje dětská složka nad složkou postreprodukční. Charakteristická je zde vysoká úroveň plodnosti, která je ovšem obvykle kompenzována intenzitou úmrtnosti. Každé zlepšení úmrtnostních poměrů vede u toho typu struktury k početnímu růstu populace. (Kalibová, 2001, s. 5, 18)

Kromě výše uvedeného se obyvatelstvo často dělí do tří skupin na základě předpokládané ekonomické aktivity většiny osob daného věku. Jedná se o složku předproduktivní, produktivní a poproduktivní. Při přechodu z předproduktivní do produktivní složky se využívá jak hranice biologická, tak hranice ekonomická. Biologická hranice činí 15 let, zatímco ekonomická je vzhledem k prodlužující se době studia a vzdělávání nastavena na úrovni 20 let. (Dufek, 2001, s. 21)

Věkovou strukturu populace může zvláště u menších územních celků ovlivňovat migrace. Vývoj mezinárodní migrace je v současnosti těžko předvídatelný. Evropa zažívá migrační vlnu, která s sebou přináší pozitivní i negativní společenské a ekonomické dopady.

2.3.1 Strom života a věková pyramida

Obyvatelstvo a jeho demografická struktura se graficky znázorňují pomocí stromu života nebo pomocí věkové pyramidy. Tato dvě označení se často používají jako synonyma, lze je však významově odlišit. Věková pyramida je tvořena jednotlivými stupni, zatímco strom života lomenou, teoreticky hladkou, čarou. Jde jen o formální rozlišení, protože oba typy zobrazení poskytují stejnou informaci o vývoji populace přibližně za posledních 100 let. Jedná se o koncentrovaný záznam historie.

Strom života je tvořen dvěma polygony a věková pyramida dvěma histogramy. Zvykem je, že vlevo je umístěn graf pro muže a vpravo se nachází graf týkající se žen. Oba grafy mají zaměněné osy, což znamená, že věk (nezávisle proměnná) se vynáší na svislou osu a počet osob v dané věkové kategorii (závisle proměnná) na osu vodorovnou. Věková pyramida (resp. strom života) umí zachytit i trojné třídění. Často se například tímto způsobem zachycuje společně se strukturou podle věku a pohlaví také struktura podle rodinného stavu. (Palát, Langhamrová a Nevěděl, 2014, s. 7)

2.4 Demografické opodstatnění reformy důchodového systému

2.4.1 Změny ve věkové struktuře od 50. let 20. století

Do období od 50. let do počátku 90. let 20. století vstupovala populace ovlivněná důsledky první a druhé světové války a také hospodářskou krizí 30. let. Pro

uvedené období je typický model úplné rodiny se dvěma v manželství narozenými dětmi. Charakteristická byla dále vysoká sňatečnost, nízký věk lidí uzavírajících manželství a nízký průměrný věk matky při narození dítěte. Porodnost od 60. let dlouhodobě klesala, ovšem krátkodobě docházelo k jejímu zvýšení zejména v důsledku propopulačních opatření tehdejších vlád. Přirozený přírůstek, tj. údaj zachycující rozdíl mezi počtem živě narozených a počtem zemřelých obvykle během jednoho roku, byl od 50. do 90. let kladný. Záporný přirozený přírůstek se objevil v roce 1994 a přetrvával až do roku 2005. Střední délka života od 60. let stagnovala, u mužů dosahovala 66–68 let a u žen 73–75 let. Stagnace souvisela s nízkou kvalitou života populace, ve které se odrážel například špatný stav životního prostředí. (Minařík a Pešl, 2006, s. 118–119; Obyvatelstvo – roční časové řady, 2015)

Po politických, ekonomických a sociálních změnách se demografický vývoj České republiky počátkem 90. let přiblížil populačním tendencím ve vyspělých západních zemích. Došlo k demografickému přechodu na západoevropský standard. Tento přechod s sebou přinesl změny v reprodukčním chování, které se projevují hlavně v poklesu sňatečnosti a ve snižování porodnosti a plodnosti. Na druhé straně dochází k pozitivnímu jevu, a to ke zvyšování naděje dožití při narození (tzn. ke zvyšování střední délky života). (Dufek a Minařík, 2008, s. 11)

Z dat uveřejněných Českým statistickým úřadem vyplývá, že v letech 1989 až 2014 bylo nejvíce sňatků uzavřeno v roce 1990, jednalo se o 90 953 sňatků. Roku 2014 dosáhl tento ukazatel hodnoty 45 575 sňatků. Porovnáme-li mezi sebou zvolené dva roky, došlo k poklesu téměř na polovinu. Obecně můžeme říci, že klesá sňatečnost při stagnující rozvodovosti. Podíl dětí narozených mimo manželství od roku 1989 každoročně roste, roku 1989 činil podíl 7,9 % a roku 2014 46,7 % všech narozených dětí v daném roce. Úhrnná plodnost⁶ se roku 2014 lehce navýšila oproti předchozím rokům, a to na hodnotu 1,528. Hodnota úhrnné plodnosti byla v našem státě naposledy na úrovni 2,1 (tzn. na úrovni, která zajistí udržení početního stavu populace) v roce 1982, od této doby je hodnota za každý rok nižší. Naopak naděje dožití při narození se od počátku 90. let podstatně zvýšila, pro rok 2014 je u mužů na úrovni téměř 76 let a u žen necelých 82 let. (Minařík a Pešl, 2006, s. 119; Obyvatelstvo – roční časové řady, 2015; Česká republika od roku 1989 v číslech, 2015)

Jak již bylo uvedeno, záporný přirozený přírůstek se v České republice objevil v letech 1994 až 2005. Tento záporný přírůstek byl více či méně kompenzován migrací. Migrační saldo je totiž od roku 1989 (s výjimkou let 2001 a 2013) každoročně kladné. Od roku 2006 do roku 2014 byl kladný samotný přirozený

⁶ Úhrnná plodnost vyjadřuje počet dětí, které by se živě narodily každé ženě během celého jejího reprodukčního období (za něž je považováno věkové rozpětí 15–49 let), pokud by se během tohoto reprodukčního období neměnila míra plodnosti žen podle věku a zůstala na úrovni roku, za který je úhrnná plodnost vypočítána. Dosahuje-li při současné úrovni úmrtnosti úhrnná plodnost hodnoty přibližně 2,1, je zajištěno udržení početního stavu populace. Klesne-li však pod tuto hodnotu, početní stav populace nabývá tendenci k dlouhodobému snižování. (Metodické vysvětlivky, 2014, s. 3)

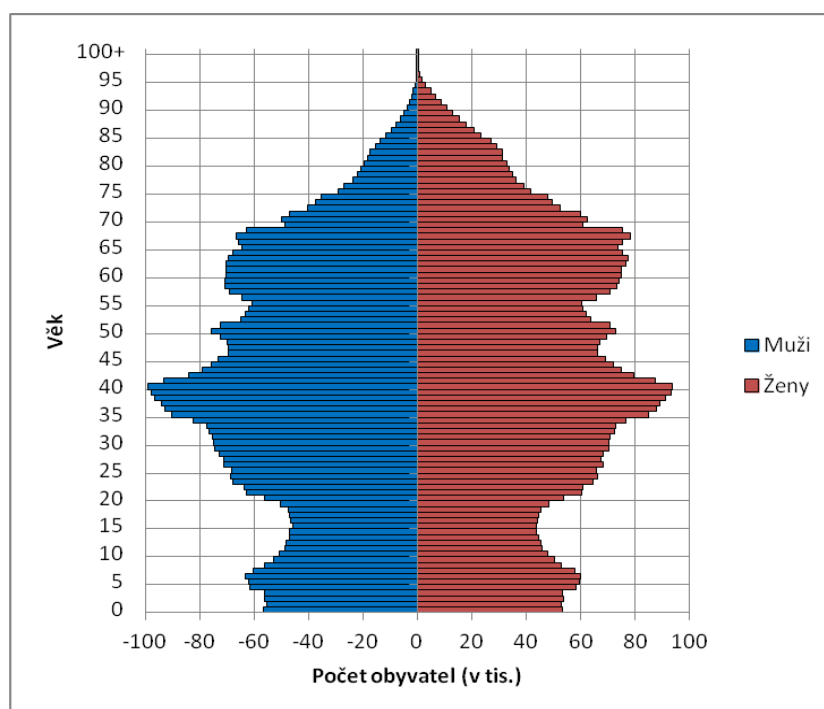
přírůstek (kromě roku 2013), docházelo tedy téměř vždy k meziročnímu nárůstu celkového počtu obyvatel České republiky. (Obyvatelstvo – roční časové řady, 2015) Minařík a Pešl (2006, s. 119) zdůrazňují, že kladné přirozené přírůstky souvisejí se skutečností, že v posledních letech vstupovaly do období plodnosti silné ročníky 70. let.

Pokles porodnosti a prodlužující se střední délka života způsobují postupné stárnutí populace, kdy se snižuje podíl předproduktivního obyvatelstva a naopak roste podíl obyvatelstva poproduktivního. Demografické stárnutí je obvykle měřeno pomocí průměrného věku, věkového mediánu, určení podílů jednotlivých věkových skupin obyvatelstva a pomocí indexů (tedy poměrných čísel srovnávacích). ČSÚ uvádí pro rok 2014 následující procentuální zastoupení věkových skupin obyvatelstva – předproduktivní složka 15,2 %, produktivní složka 67,0 % a poproduktivní složka 17,8 % obyvatel České republiky. Podíváme-li se na zastoupení složek z dlouhodobého hlediska, zjistíme, že předproduktivní složka od roku 1989 do roku 2008 klesla z 21,7 % na 14,1 % a od roku 2009 každoročně mírně narůstá. Poproduktivní složka od roku 1989 narostla z hodnoty 12,5 % na již zmíněných 17,8 % pro rok 2014. Index stáří, vypočítaný jako podíl poproduktivní a předproduktivní složky populace, v letech 1989 až 2014 každoročně rostl. Roku 2014 dosáhl index stáří hodnoty 117,4, což znamená, že na 100 dětí ve věku 0–14 let připadlo přibližně 117 osob ve věku 65 a více let. Pro srovnání lze uvést, že v roce 1989 činila výše indexu stáří 57,4. Průměrný věk v České republice od roku 1989 stále roste, v roce 2014 dosáhl výše 41,7 let. (Česká republika od roku 1989 v číslech, 2015)

V roce 2004 vydala mezivládní organizace OECD zprávu s názvem *Ageing and Employment Policies: Czech Republic*. Zpráva je součástí série národních zpráv OECD, které se zabývají problematikou stárnutí populace a politiky zaměstnanosti. Publikace obsahuje zhodnocení demografické situace v České republice, přehled hlavních překážek zaměstnanosti pro starší pracovníky a doporučení pro překonání těchto překážek. OECD zde upozornila na klesající míru plodnosti v České republice. Podle údajů této organizace byla míra plodnosti v našem státě v roce 2000 jednou z nejnižších na světě. Naopak s ukazatelem pravděpodobná délka života při dožití 65 let se Česká republika dostala na úroveň mnoha členských zemí této organizace. OECD však poukázala na to, že prodlužování délky života společně s nízkou mírou plodnosti a porodnosti dramaticky změní složení populace České republiky. (*Ageing and Employment Policies: Czech Republic*, 2004, s. 29)

2.4.2 Věková pyramida ČR k 31. 12. 2014

Obrázek č. 2 zobrazuje věkovou pyramidu České republiky k 31. 12. 2014. Uvedená věková pyramida v sobě zachycuje skutečnosti popsané v předchozí části práce *Změny ve věkové struktuře od 50. let 20. století*. Podrobnější popis věkové pyramidy je uveden pod obrázkem.



Obr. 2 Věková pyramida ČR

Zdroj: Vlastní zpracování s využitím dat ČSÚ (Věkové složení obyvatelstva – 2014, 2015)

Ve věkové pyramidě je patrný širší vrchol na straně žen, což potvrzuje skutečnost, že střední délka života je vyšší u žen než u mužů. U věkových kategorií 76 až 81 let je patrné nižší zastoupení osob, které souvisí s poklesem porodnosti v době hospodářské krize (30. léta 20. století). Na nižším zastoupení se také podepsal menší počet narozených během první světové války, tedy menší počet možných rodičů. Takové opakované snížení počtu narozených po zhruba 20 až 25 letech se nazývá sekundární vlna poklesu porodnosti.

U věku 69 let je vidět malý zářez, v roce 1945 se totiž narodilo výrazně méně dětí než v sousedních letech. Další zářez se nachází u věku 65 let. Nižší počet osob tohoto věku může být připsán kompenzací mimořádné poválečné zvýšené plodnosti (to znamená, že ti, co by se narodili během pěti let po roce 1945, se z větší části narodili už v prvních třech letech, a proto se jich v následujících dvou letech narodilo méně).

Pokles počtu občanů u věkové kategorie 55 a 56 let odpovídá přijetí zákona o umělém přerušení těhotenství v roce 1957. Efekt tohoto zákona se však během dvou let vyčerpal a poté se naopak začaly projevovat dopady opatření pro podporu porodnosti. Mezi tato opatření patřilo například zvýšení dětských přídatků, diferencovaný důchodový věk žen podle počtu dětí a slevy na nájmem podle počtu dětí.

Nejpočetnější zastoupení osob je u věku 40 let. Zvýšený počet občanů tohoto věku (narozených roku 1974) souvisí s dalšími propopulačními opatřeními a také s příchodem silné poválečné generace do období rodičovství. Ubývání generací od 39letých k mladším je replikou vývoje v 50. letech. Pokles počtu na-

rozených se však nezastavil ani v 80. letech a pokračoval až do roku 1996. Poté, jak již bylo dříve zmíněno, se plodnost i počet narozených stabilizovaly na nízké úrovni. (Palát, Langhamrová a Nevěděl, 2014, s. 7–9)

2.4.3 Projekce demografického vývoje

Odhady budoucího vývoje velikosti a demografické struktury sledované populace, popřípadě jejích částí, se nazývají populační projekce. Projekce vycházejí ze současných populačních trendů a odhadů budoucího vývoje a sestavují se ve variantě nízké (pesimistické), střední (optimální) a vysoké (optimistické). (Kalibová, 2001, s. 36; Minařík a Pešl, 2006, s. 119) Vystoupil a Tarabová (2004, s. 90) vymezují demografické projekce jako souhrn výpočtů, které odhadují budoucí vývoj populace. Jde o model, který ukazuje, jak by probíhal vývoj lidstva za určitých předpokladů vycházejících ze zvolených úrovní porodnosti, úmrtnosti a migrace.

Konkrétní výsledky populační projekce lze využít při tvorbě opatření namířených k potlačení negativních důsledků budoucích trendů, které projekce očekává. Bývá užitečné zvážit více scénářů budoucího vývoje založených na odlišných, ale přiměřených předpokladech. Odhad počtu a struktury obyvatel může být brán jako racionální základ pro rozhodování jak ve veřejném, tak i v soukromém sektoru, kde se například budou měnit požadavky na výrobu a poskytované služby. (Siegel a Swanson, 2008, s. 562)

Jednodušší typy populačních projekcí pouze analyzují dosaženou úroveň úmrtnosti, porodnosti a migrace a předpokládají zachování této úrovně, respektive trendu, nebo vytvářejí jednoduché kombinace budoucích změn. Složitějším případem populačních projekcí jsou populační prognózy, jejichž součástí je formulace hypotéz budoucího populačního vývoje na základě poznání současné úrovně demografické reprodukce i obecných zákonitostí vývoje populačních systémů. Při tvorbě prognóz je důležitá metodologie. Zvolená metoda se liší podle druhu projekce a existence výchozích dat. Mezi metody, které jsou využívány, patří například komponentní metoda založená na principu posouvání věkových skupin, tj. jejich zmenšování vlivem úmrtnosti a doplňování na základě předpokládané intenzity plodnosti. Komponentní metoda může být provedena bez nebo s uvažováním migrace. (Kalibová, 2001, s. 36–37; Siegel a Swanson, 2008, s. 562)

Český statistický úřad zveřejnil v červenci 2013 Projekci obyvatelstva České republiky do roku 2100. Projekce byla vytvořena v tradičních třech variantách (nízké, střední a vysoké) komponentní metodou. Střední varianta představuje nejpravděpodobnější směr vývoje. Projekce zachycuje úplnou historii prakticky všech dnes žijících generací. Jejím cílem je nastínit směr budoucího populačního vývoje a ukázat na změny ve věkovém složení, které jsou neodvratitelné a velmi výrazné. ČSÚ zdůrazňuje, že projekce nemůže předvídat náhlé působení vnějších vlivů, například hluboké ekonomické krize, výrazné změny v systému sociálních opatření a epidemie nemocí, které mohou z krátkodobého hlediska

ovlivnit úroveň úmrtnosti nebo plodnosti. (Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2100, 2013)

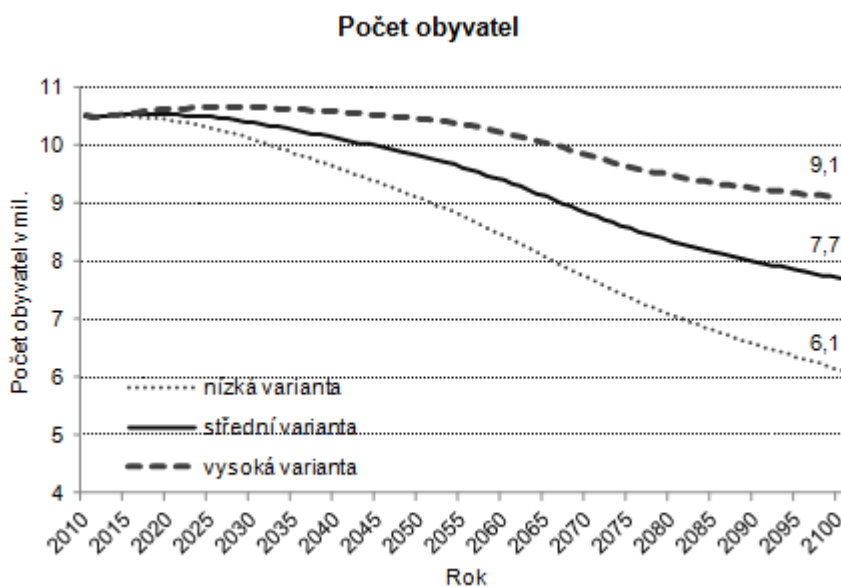
Dufek a Minařík (2008, s. 68) uvádějí, že pro populační vývoj České republiky bude charakteristická nepravidelnost, která má příčiny v dosavadním různorodém vývoji. V minulosti docházelo k větším či menším vlnám nízké a vysoké porodnosti v důsledku právě existujících podmínek, což se projeví jak u početního stavu, tak ve změnách věkové struktury.

Následující odstavce popisují výsledky uvedené v Projekci obyvatelstva České republiky do roku 2100.

Při odhadu plodnosti počítají střední a vysoká varianta projekce s postupným, ale ne příliš výrazným zvyšováním úhrnné plodnosti. Nízká varianta předpokládá stabilizaci úhrnné plodnosti na úrovni roku 2012 (hodnota za rok 2012 činila 1,45 dítěte na ženu). Všechny tři varianty očekávají další nárůst průměrného věku matek při porodu. Varianty se také shodují v navýšení naděje dožití při narození. Střední varianta očekává růst naděje dožití u mužů ze 75,8 let pro rok 2015 na 83 let v roce 2050 a u žen z 81,7 let na 88 let. Do konce projekčního období by se pak střední délka života měla zvýšit u mužů na 86,6 let a u žen na 91,1 let. Projekce počítá s tím, že ke změně naděje dožití při narození nejvíce přispěje zlepšení úmrtnosti mužů ve věku nad 60 let a zlepšení úmrtnosti žen ve věku nad 80 let. Výraznější posun naděje dožití je očekáván u mužů.

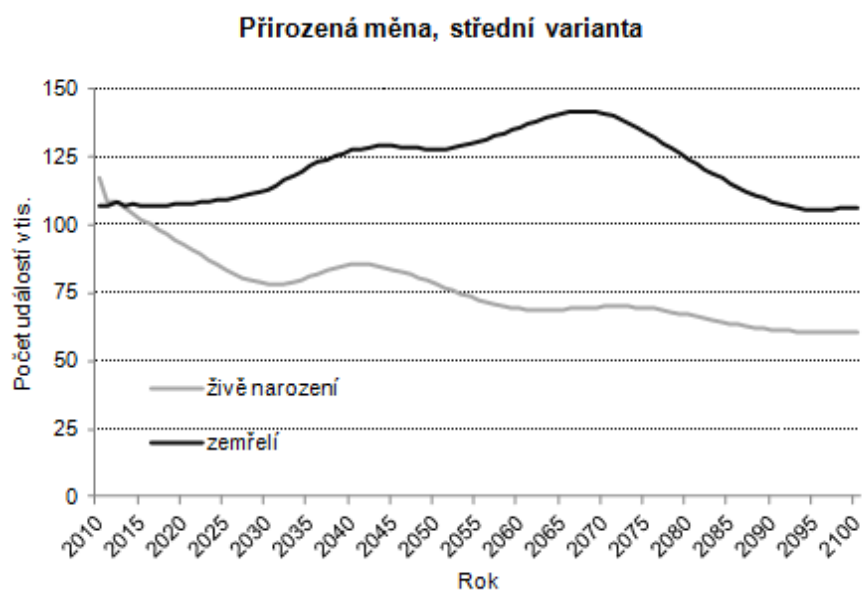
Projekce se zabývá také zahraniční migrací, jejíž vývoj je jen těžce předvídatelný zejména kvůli silné vnější podmíněnosti, kterou představují například legislativní opatření nebo ekonomická a politická situace v České republice a ve zdrojových zemích. V nízké variantě se saldo zahraniční migrace pohybuje nejprve v záporných číslech. Ve střední variantě je saldo každoročně kladné a jeho výše se nachází v rozmezí od 8 600 do 17 700 osob. Také saldo u vysoké varianty je každoročně kladné, a to v rozmezí od 18 600 do 25 400 lidí.

Obrázek č. 3 zobrazuje vývoj počtu obyvatel do roku 2100. Z grafu je patrné, že u vysoké varianty nastane nejvyšší počet obyvatel v roce 2027, poté bude počet obyvatel klesat. U střední varianty počet obyvatel roste do roku 2018. Nízká varianta, která počítá se záporným migračním saldem na počátku let projekce a se stagnující nízkou plodností, předpokládá snižování počtu obyvatel již od počátku projekce. Nejvyšší úbytky jsou určeny pro období let 2050 až 2080. Nízká varianta počítá s poklesem na 6,1 mil. obyvatel. (Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2100, 2013)



Obr. 3 Předpokládaný vývoj počtu obyvatel do roku 2100
Zdroj: Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2100, 2013.

Z dat ČSÚ vyplývá, že nejvíce dětí se za poslední dobu narodilo roku 2008. Od té doby porodnost klesá a projekce předpokládá, že pokles bude pokračovat až do počátku 30. let tohoto století. Poté se bude počet živě narozených dětí zvyšovat, růst vyvrcholí kolem roku 2040. Tato vlna porodnosti bude odrazem vyššího počtu dětí narozených počátkem století. Následovat bude pokles počtu narozených dětí. V oblasti úmrtnosti očekává projekce růst počtu zemřelých, který bude zrychlený ve 30. letech, kdy budou vymírat silné poválečné ročníky narozených. Přibližně od roku 2070 bude počet zemřelých klesat. Pro lepší orientaci je popsán vývoj porodnosti a úmrtnosti zobrazen v grafu (Obr. 4). (Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2100, 2013)



Obr. 4 Předpokládaný vývoj přirozené měny obyvatelstva
Zdroj: Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2100, 2013.

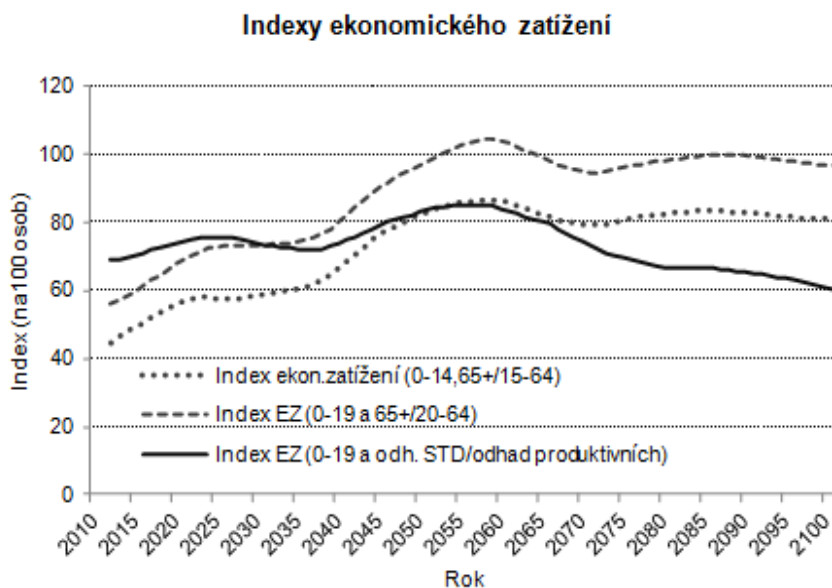
Počet a podíl dětí (ve věku 0–14 let) v současné době roste. Podíl dětí, který roku 2014 činil 15,2 %, je však stále nižší než na počátku století (v roce 2000 byl tento podíl na úrovni 16,2 %). Podle výsledků projekce podíl v budoucnu již 16 % nedosáhne, bude ale odrážet vlny zvýšené porodnosti. Významné změny nastanou u věkové skupiny 15–64 let, u které ČSÚ očekává klesající trend. Nejrychlejší pokles nastane do roku 2020, tuto věkovou kategorii budou totiž opouštět silné ročníky narozené koncem 40. let a v první polovině 50. let 20. století a současně do ní budou vstupovat slabé ročníky dětí narozených na přelomu 20. a 21. století. Podíl osob ve věku 15–64 let klesne z 67 %, což je hodnota podílu pro rok 2014, na přibližně 55 % v roce 2100.

U podílu poslední věkové kategorie (tj. osoby ve věku 65 a více let) ČSÚ předpokládá zvýšení ze současných necelých 18 % na přibližně 33 % všech obyvatel pro rok 2101. Absolutní počet osob ve věku od 65 let dosáhne podle výsledků projekce vrcholu roku 2057, kdy je jeho hodnota odhadována na 3,2 mil. osob. Od uvedeného roku bude počet osob ve věku 65 a více let klesat a v roce 2100 by měl činit 2,5 mil. osob. V roce 2014 byl počet obyvatel v této věkové skupině necelých 1,9 mil. Průměrný věk obyvatele České republiky se bude na konci tohoto století pohybovat na úrovni 50 let.

V důsledku výše popsaných změn se budou měnit i hodnoty indexu stáří. Jak již bylo uvedeno, pro rok 2014 činí hodnota indexu stáří 117 seniorů na 100 dětí ve věku 0–14 let. ČSÚ uvádí, že index stáří by se měl po celou druhou polovinu 21. století pohybovat nad hranicí 250 seniorů na 100 dětí. Vrchol by měl nastat roku 2063, v tomto roce by na 100 dětí mělo připadat 277 seniorů.

ČSÚ určoval předpokládaný vývoj také u indexu ekonomického zatížení. Tento index porovnává počet osob v ekonomicky neaktivním a aktivním věku.

Index je vypočítaný ve třech verzích, v první verzi je produktivní věk určen tradičně, a to v rozmezí 15–64 let. V druhé a třetí verzi je vzhledem k prodlužující se době vzdělávání předproduktivní věk nastaven v rozmezí 0–19 let. U třetí verze je navíc hranice mezi produktivní a poproduktivní složkou stanovena na základě důchodového věku zavedeného zákonem č. 220/2011 Sb. Vývoj všech tří verzí indexu ekonomického zatížení zachycuje následující graf (Obr. 5). (Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2100, 2013)



Obr. 5 Předpokládaný vývoj indexu ekonomického zatížení
Zdroj: Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2100, 2013.

V grafu lze vidět, že první a druhá verze indexu ekonomického zatížení má velmi shodné vývojové tendence. V období let 2035 až 2060 se index intenzivně zvyšuje (až k hodnotě 100), což vede k početnímu vyrovnání ekonomicky neaktivní a aktivní složky populace. Třetí verze, do které je zahrnuta posunující se věková hranice nároku na starobní důchod, se více odlišuje. Porovnáme-li druhou a třetí verzi (ve kterých je stejným způsobem vymezena předproduktivní populace), je patrné, že přibližně od roku 2030 je index u třetí varianty každoročně nižší oproti druhé variantě v důsledku zavedení opatření v oblasti důchodového věku. (Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2100, 2013)

Demografickými mírami závislosti se zabývala také OECD. V publikaci *Ageing and Employment Policies: Czech Republic* uvedla, že Česká republika bude jednou ze dvou zemí OECD, ve které index ekonomického zatížení v roce 2050 vzroste nad hodnotu 100. Druhou zemí bude Japonsko. Znamená to, že závislá populace (tj. osoby ve věku 65 a více let a osoby mladší 20 let) bude početnější než ekonomicky aktivní populace. (*Ageing and Employment Policies: Czech Republic*, 2004, s. 30–31)

Projekci týkající se budoucího demografického vývoje v našem státě zveřejnilo také Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR. Projekce s názvem Prognóza populačního vývoje České republiky na období 2008–2070 se stala podkladem a východiskem pro práci druhé Bezděkovy komisi. Závěry této prognózy do značné míry potvrzují výsledky Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2100 zpracované ČSÚ.

2.4.4 Dopady stárnutí populace

V publikaci *Ageing and Employment Policies: Czech Republic* OECD zdůrazňovala, že demografické změny vyvolají sociálně ekonomické tlaky. Budoucí generace mladších lidí budou muset zabezpečit vzrůstající finanční požadavky vycházející ze zvýšeného počtu důchodců. Ve společnosti se tak mohou objevit nerovnosti a mezigenerační napětí. Podle výpočtů OECD se veřejné výdaje na starobní důchody téměř zdvojnásobí (oproti úrovni roku 2004) a v roce 2050 dosáhnou úrovně přibližně 15 % HDP. Jedná se o nejdramatičtější zvýšení v rámci států OECD. Veřejné výdaje se nezvýší jen v oblasti důchodového systému, ale také například ve zdravotnictví. OECD odhadla, že, pokud se náklady podle věkových skupin v budoucnosti nezmění, zůstanou stabilní, mohou se výdaje na zdravotní a dlouhodobou péči zvýšit až o 2 % HDP. Na druhou stranu dojde například k poklesu výdajů směřovaných rodinám s dětmi a do základního školství. (*Ageing and Employment Policies: Czech Republic, 2004, s. 32*)

Důsledkem stárnutí populace bude výrazný růst počtu osob s nárokem na starobní důchod. Zvyšování zatížení produktivní populace starými lidmi vede k nutnosti všeobecné důchodové reformy. Kroky, které vlády České republiky podnikly doposud v této oblasti, jsou popsány v předchozí podkapitole. Ideální důchodový systém neexistuje, proto je velmi těžké dosáhnout konsensu mezi jednotlivými politickými stranami týkajícího se podoby, pravidel a opatření penzijního systému. Stárnutí populace vyvolává nejen potřebu změny důchodového systému, ale také nutnost úpravy školství a zdravotnictví. Ve školství bude nutná racionalizace školské sítě, slábnoucí ročníky žáků povedou k nadbytku základních škol. Ve zdravotnictví bude vytvářen tlak na dlouhodobou lůžkovou péči. (*Dufek a Minařík, 2008, s. 69; Minařík a Pešl, 2006, s. 121*)

Minařík a Pešl (2006, s. 120) upozorňují, že zajištění adekvátních potřeb nejstaršího segmentu populace vyžaduje komplex opatření v oblasti zdravotní péče, sociálního zajištění, bytové politiky a školství. Opatření vyúsťují ve vyspělých zemích do uceleného programu přípravy na stáří.

V České republice je součástí takového programu Národní akční plán podporující pozitivní stárnutí pro období let 2013 až 2017, který byl aktualizován ke dni 31. prosince 2014. Jedná se o strategický dokument navazující na předchozí národní strategii k řešení problematiky stárnutí populace a přípravy na stárnutí. Je v něm zdůrazňováno, že starší lidé představují pro společnost přínos při předávání svých zkušeností a znalostí mladší generaci. Pro efektivní využití potenciálu rostoucího počtu seniorů je nutné zaměřit se na dvě oblasti, a to na zdraví a celoživotní učení. Od těchto dvou základních oblastí se odvíjí účast seniorů na

trhu práce a jejich aktivní podíl na rozvoji občanské společnosti. Celoživotní učení obsahuje další profesní vzdělávání, které rozšiřuje, prohlubuje a doplňuje dosavadní nebo novou kvalifikaci v souvislosti s měnícími se podmínkami na trhu práce. Jako další se do celoživotního učení zařazuje vzdělávání pro seniory, jež je v ČR úspěšně zavedeno v podobě univerzit třetího věku, akademií seniorů a dalších vzdělávacích kurzů nabízených zejména prostřednictvím nestátních neziskových organizací a organizací zřizovaných obcemi (jde především o veřejné knihovny). V dokumentu je uvedeno, že Česká republika patří mezi země s nejmenším objemem finančních prostředků vynakládaných na další profesní vzdělávání v rámci celé Evropské unie. Dokument dále poukazuje na složité postavení starších pracovníků na trhu práce, které souvisí s jejich měnící se pracovní výkonností, s potřebou zajišťování alternativních forem péče o osoby blízké a s nedostatečnou nabídkou zkrácených pracovních úvazků. Jako problém byl u starších lidí označen odchod do předčasného důchodu nebo předdůchodu v důsledku zajištění jejich další existence, jde o tzv. únik z nezaměstnanosti. (Národní akční plán podporující pozitivní stárnutí pro období let 2013 až 2017, 2013, s. 3, 5, 14, 18)

Národní akční plán se také zabývá péčí o seniory s omezenou soběstačností, zdravým stárnutím a zajištěním kvalitního prostředí pro život seniorů. Na jeho vzniku se podílela široká škála aktérů, jednalo se například o zástupce neziskového sektoru, samosprávy, soukromých podniků a firem, akademické sféry a zástupce z řad seniorů. (Národní akční plán podporující pozitivní stárnutí pro období let 2013 až 2017, 2013, s. 2, 4)

3 Materiál a metodika

Praktická část práce, jejíž součástí je provedení statistických analýz, vychází z problematiky zachycené a popsané v teoretické části, tedy v literární rešerši. Tato kapitola s názvem Materiál a metodika popisuje data využívaná v praktické části, dále metodologii jejich vzniku a statistické metody jejich zpracování.

3.1 Materiál

Mezi hlavní prameny demografických dat patří sčítání lidu, evidence přirozené měny, evidence migrací, evidence nemocnosti, výběrová šetření, registry obyvatelstva a historické prameny.

Sčítání lidu je souborná statistická akce sběru, uspořádání, zhodnocení, analýzy a publikování demografických, ekonomických a sociálních údajů. Výsledky plynoucí z tohoto sčítání poskytují informace o stavu, počtu, rozmístění a struktuře obyvatelstva k určitému okamžiku a týkají se všech osob v zemi. Poslední sčítání lidu, domů a bytů proběhlo v České republice v roce 2011 a bylo povinné pro všechny osoby, které se o půlnoci z 25. na 26. března 2011 nacházely na území České republiky. Sčítání lidu má anonymní charakter. Jako statistické jednotky nejsou využívány pouze jednotlivé osoby, ale také celé rodiny nebo domácnosti. Sčítání lidu se liší od běžného sociologického výzkumu tím, že sbírá informace od celého národa a ne pouze od vzorku populace.

Pro evidenci dat týkajících se přirozené měny se využívá soustava matrik, například registraci narození, úmrtí a sňatků provádějí matriční úřady a registraci rozvodů příslušné soudy.

Registr obyvatel, jehož správcem je Ministerstvo vnitra ČR, obsahuje údaje o fyzických osobách jako například jméno, příjmení, datum narození a úmrtí, státní občanství, čísla elektronicky čitelných identifikačních dokladů apod. Tento druh registru zpravidla vzniká na základě sčítání lidu a bývá aktualizován nahraňováním požadovaných údajů k jednotlivým osobám v registru. (Kalibová, 2001, s. 9, 10, 12; Registr obyvatel, 2011)

Data využívaná v praktické části této diplomové práce pocházejí především z databáze České správy sociálního zabezpečení, přičemž data týkající se počtu důchodců jsou čerpána přímo z internetových stránek této instituce a data související s počtem přiznaných důchodů, s průměrnou výší důchodů a s počtem poplatníků na jednoho důchodce byla obdržena na základě podané žádosti.

Z internetových stránek Ministerstva financí ČR jsou pak převzata data spojená s důchodovým účtem a data představující průměrnou hrubou mzdu, potřebná pro výpočet náhradového poměru, jsou čerpána z internetových stránek Českého statistického úřadu.

Přesnější popis dat je kvůli větší přehlednosti uveden vždy na začátku podkapitoly, ve které jsou příslušná data zkoumána.

3.2 Metodika

3.2.1 Analýza časových řad

V praktické části práce je využita mimo jiné analýza časových řad. Časová řada je definována jako posloupnost věcně a prostorově srovnatelných pozorování neboli dat, která jsou jednoznačně uspořádána v čase, a to ve směru od minulosti do přítomnosti. Analýza časových řad představuje soubor metod, které slouží k popisu časových řad a případně k předvídání jejich budoucího chování. Časové řady lze členit na základě různých hledisek. Jako základní druhy časových řad ekonomických ukazatelů se rozlišují na základě časového hlediska časové řady intervalové a okamžikové, podle periodicity sledování údajů časové řady dlouhodobé a krátkodobé, podle druhu sledovaných ukazatelů časové řady primárních ukazatelů a sekundárních charakteristik a z hlediska způsobu vyjádření údajů časové řady naturálních a časové řady peněžních ukazatelů.

Analýza časových řad obvykle začíná získáním rychlé a orientační představy o charakteru procesu, který daná časová řada reprezentuje. K tomuto účelu se běžně využívá vizuální posouzení grafu a výpočet elementárních statistických charakteristik. Pomocí grafického zobrazení časové řady lze rozpoznat například dlouhodobou tendenci a některé periodicky se opakující vývojové změny. Elementární charakteristiky slouží k vyjádření absolutních a relativních změn časové řady a patří mezi ně difference různého řádu, tempa a průměrná tempa růstu, průměry hodnot časové řady a další. Následující vzorce představují elementární statistické charakteristiky, které jsou využívány v praktické části práce.

- Absolutní změna (absolutní difference)

$$d_t = y_t - y_{t-1} \quad (1)$$

- Koeficient růstu

$$k_t = \frac{y_t}{y_{t-1}} \quad (2)$$

- Koeficient přírůstku

$$\delta_t = \frac{d_t}{y_{t-1}} = k_t - 1 \quad (3)$$

Pokud koeficient růstu a koeficient přírůstku vynásobíme stem, obdržíme tempo růstu a tempo přírůstku v procentech. U delších časových řad s větším počtem výše uvedených charakteristik lze vypočítat jejich průměrné hodnoty.

- Průměrná absolutní změna

$$\bar{d} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T d_t = \frac{y_T - y_1}{T-1} \quad (4)$$

- Průměrný koeficient růstu

$$\bar{k} = \sqrt[T-1]{\prod_{t=2}^T k_t} = \sqrt[T-1]{\frac{y_T}{y_1}} \quad (5)$$

U uvedených dvou průměrných charakteristik se využívají při výpočtech ve vzorcích pouze krajní hodnoty řady, proto se doporučuje jejich použití jen u řad s monotónním rostoucím nebo klesajícím průběhem. Dané charakteristiky se dají ještě doplnit o průměrný koeficient přírůstku.

- Průměrný koeficient přírůstku

$$\bar{\delta} = \bar{k} - 1 \quad (6)$$

Orientační představa o charakteru procesu obdržena pomocí vizuálního posouzení grafu a elementárních statistických charakteristik však nestačí k poznání hlubších souvislostí procesu a neumožňuje detailněji popsat jeho vlastnosti. (Hindls, Hronová a Seger, 2002, s. 246, 252–253; Minařík, 2001, s. 163–164; Arlt a Arltová, 2009, s. 13–15)

Vlastnosti časových řad

Ekonomické časové řady jsou charakteristické trendem, sezónností, podmíněnou heteroskedasticitou, nelinearitou a společnými vlastnostmi více časových řad, mezi které patří například tzv. společný trend. Uvedené vlastnosti se u časových řad zpravidla neobjevují současně, jejich přítomnost závisí na typu časové řady. U krátkodobých časových řad se často vyskytuje sezónnost a u finančních časových řad s vysokou frekvencí pozorování podmíněná heteroskedasticita.

U časových řad, ve kterých se vyskytuje podmíněná heteroskedasticita, se střídají období s vysokou a nízkou volatilitou. Logaritmy koeficientů růstu dané časové řady mají normální rozdělení s rozptylem, který se mění v závislosti na čase. (Arlt a Arltová, 2009, s. 12, 20)

Nelinearita časových řad je spojena se strukturálními zlomy, změnami v průběhu či ve variabilitě časové řady a se změnami v autokorelační struktuře. Arlt a Arltová (2009, s. 19) upozorňují na skutečnost, že tento způsob chování časové řady nemůže být korektně popsán lineárními modely.

Trend a sezónnost jsou popsány níže u metody dekompozice časové řady.

Modelování časových řad

Tradičním výchozím principem při modelování časových řad je jednorozměrný model ve tvaru

$$y_t = f(t, \varepsilon_t), \quad (7)$$

kde y_t představuje hodnotu modelovaného ukazatele v čase t , proměnná t nazývaná jako časová proměnná nabývá hodnot 1 až n a ε_t je hodnota náhodné složky v čase t .

Mezi základní kvantitativní metody analýzy časových řad se řadí dekompozice časové řady. Tato metoda předpokládá, že časovou řadu lze rozdělit na několik nezávislých složek. Jedná se o složku trendovou, sezónní, cyklickou a náhodnou. První tři uvedené složky společně vytváří systematickou část průběhu časové řady. Díky dekompozici je identifikace chování časové řady snadnější, než by byla u nerozložené řady.

Trendová složka (T_t) zachycuje hlavní tendenci dlouhodobého vývoje hodnot zvoleného ukazatele v čase. Trend může nabývat tří podob, a to rostoucí, klesající a konstantní, při této podobě kolísají hodnoty během sledovaného období kolem určité (a v podstatě neměnné) úrovně. Trend je obvykle popisován vhodnou matematickou funkcí (křivkou).

Sezónní složka (S_t) je pravidelně se opakující odchylka od trendové složky. Vyskytuje se u časových řad s periodicitou jeden rok nebo kratší.

Cyklickou složkou (C_t) se rozumí kolísání okolo trendu v důsledku dlouhodobého cyklického vývoje, kdy dochází ke střídání fází poklesu a růstu. Délka vlny bývá delší než jeden rok. Cykly vznikají z ekonomických i neekonomických příčin a v současné době se často zkoumají cykly demografické, inovační a technologické. Někdy bývá cyklická složka zahrnována do složky trendové, v tomto případě tedy není pokládána za samostatnou složku časové řady.

Náhodná složka (ε_t) je taková veličina, kterou nelze popsat žádnou funkcí času. Jedná se o složku, která zůstane po vyloučení trendu, sezónní a cyklické složky. V případě, že zdrojem této složky jsou drobné a nepostizitelné příčiny, které jsou vzájemně nezávislé, jedná se o náhodnou (stochastickou) složku, která se dá popsat pomocí pravděpodobnosti. Vlastnosti náhodné složky se musí prověřovat pomocí testů.

K odhadu parametrů trendových funkcí se nejčastěji používá metoda nejmenších čtverců. Tato metoda lze využít tehdy, je-li trendová funkce lineární v parametrech. U jednoduché exponenciální trendové funkce ji můžeme použít až po provedení linearizující transformace, což znamená, že původní funkci převedeme logaritmizací na funkci, která je z hlediska parametrů lineární. Metoda nejmenších čtverců s sebou nese řadu výhod, například minimalizuje rozptyl reziduální složky, je poměrně jednoduchá a numericky snadná. (Hindls, Hronová a Seger, 2002, s. 254–255, 257)

Metody odhadu sezónní složky

Mezi metody odhadu sezónní složky lze zařadit mimo jiné jednoduché metody odhadu sezónnosti a regresní přístup. Mezi jednoduché metody odhadu sezónnosti se řadí model konstantní sezónnosti a model proporcionální sezónnosti.

Model konstantní sezónnosti je založen na předpokladu, že amplituda sezónnosti se nemění v závislosti na směru trendové složky, sezónní výkyvy jsou tedy konstantní. U tohoto modelu se trendová a sezónní složka skládají sčítáním. Model proporcionální sezónnosti naopak předpokládá, že velikost kolísání souvisí s trendem. Amplituda sezónního výkyvu se systematicky zvyšuje u časových řad s rostoucím trendem a snižuje u řad s trendem klesajícím. Pouze u řad, které postrádají trend, je amplituda sezónního výkyvu konstantní. U modelu proporcionální sezónnosti se trendová a sezónní složka skládají násobením. (Minařík, 2001, s. 171)

Regresní přístup je založen na současném modelování složky trendové a sezónní. Při modelování sezónní složky se využívají pomocné umělé proměnné (dummy proměnné). Jedná se o binární proměnné, které nabývají pouze hodnot 0 nebo 1. Počet dummy proměnných, které jsou zahrnuty do modelu, je vždy o jednu nižší než počet sezón v roce, a to z toho důvodu, aby nedocházelo k perfektní multikolinearitě nezávisle proměnných.

Testování stability časových řad

Při provádění analýzy časových řad se obvykle zkoumá, zda se v dané časové řadě nevyskytuje zlom. Výskyt strukturálního zlomu, tedy porušení stability časové řady, lze testovat statisticky. Nejčastěji se používají Chowovy testy a v případě, že se strukturální zlom nachází v neznámém bodě časové řady, QLR test.

Testy stability nám umožňují rozpoznat a potvrdit existenci datových segmentů, kterým v příslušném modelu odpovídají odlišné parametrické hodnoty. V takovém případě lze odhadnout jednotlivé segmenty každý zvlášť, dodat do nich další vysvětlující proměnné (obvykle dummy proměnné) a konečně zahrnout všechny segmenty do jediného modelu. (Cipra, 2008, s. 131)

Předpovědi časových řad

Předpovědi se u kvantitativních metod analýzy časových řad provádějí na základě statistické analýzy zjištěných údajů. Znamená to, že zákonitosti vývoje daného ukazatele v minulosti a v přítomnosti se přenesou do budoucnosti. Lze tedy říci, že k prognóze postačují informace o dosavadním vývoji analyzovaného jevu, smyslem je provedení extrapolace minulých a současných hodnot časové řady do budoucnosti. Nevýhodou tohoto postupu je právě předpoklad neměnnosti dosavadních vývojových tendencí prognózovaného jevu. Získaná předpověď by neměla být izolovaným základem pro rozhodování, měla by být porovnána s dalšími předpověďmi obdrženy například odlišnými prognostickými metodami. (Hindls, Hronová a Seger, 2002, s. 330–331)

3.2.2 Bazické a řetězové indexy

Index je bezrozměrné číslo vyjadřující změnu sledovaného ukazatele mezi dvěma obdobími. Počítá se jako podíl dvou hodnot. Vynásobíme-li tento podíl stem, můžeme jej interpretovat jako procentní změnu. Indexy slouží jako nástroje relativního srovnání, udávají kolikrát (resp. o kolik procent) se změnila hodnota sledovaného ukazatele v jedné situaci proti druhé situaci.

Při sledování vývoje ukazatele v čase je nutné uvědomit si, zda porovnávané hodnoty daného ukazatele mezi sebou nebo zda je porovnávané se základem, tedy jedním předem zvoleným obdobím.

V případě porovnávání hodnot ukazatele mezi sebou se využívá řetězový index. Nejčastěji se mezi sebou porovnávají dvě sousední období, popřípadě stejná období s určitým časovým posunem (příkladem může být porovnání počtu obyvatel v lednu roku 2013 a v lednu roku 2014). Řadu řetězových indexů (tedy indexů s měnícím se základem) tvoří podíly po sobě jdoucích hodnot. Jednotlivé řetězové indexy plní funkci koeficientů růstu časové řady. Vzorec řetězového indexu může vypadat následovně.

$$I_t = \frac{y_t}{y_{t-1}} \quad (8)$$

$$I_t^s = \frac{y_t}{y_{t-s}} \quad (9)$$

Index, ve kterém porovnávané všechny hodnoty sledovaného ukazatele s předem zvoleným obdobím (základem), se nazývá bazický index. Řadu bazických indexů (tedy indexů se stálým základem) tvoří podíly jednotlivých hodnot časové řady k pevně zvolenému základu. Při volbě základu bychom měli brát v úvahu účel srovnání. Základní období by nemělo z hlediska vývoje zkoumaného ukazatele představovat nějaké extrémní období. Srovnáme-li hodnoty ukazatele v čase t s hodnotou ukazatele v roce 2015, může vzorec bazického indexu nabývat následující podoby. (Löster, Řezanková a Langhamrová, 2009, s. 191–193; Souček, 2001, s. 139–140)

$$I_{\frac{t}{2015}} = \frac{y_t}{y_{2015}} \quad (10)$$

3.2.3 Charakteristiky zatížení produktivní populace

Součástí práce je také výpočet charakteristik zatížení produktivní populace. K tomuto měření lze využít následující koeficienty závislosti. Jedná se o koeficient závislosti starých, který se vypočítá jako podíl počtu osob ve věku 65 a více let a počtu lidí ve věku 15–64 let. Tento podíl je vynásobený číslem 100, lze ho tedy interpretovat pomocí procent.

$$K_{Z(st)} = \frac{P_{(65+)}}{P_{(15-64)}} 100 \quad (11)$$

Koeficient vyjadřuje, kolik osob ve věku 65 a více let připadá na 100 osob v produktivním věku, který je ve vzorci určen intervalem 15–64 let. Obdobou koeficientu závislosti starých jsou koeficient závislosti mladých a koeficient celkové závislosti. Uvedené koeficienty se mezi sebou liší, jak je patrné z jejich vzorců, pouze vymezením čitatele ve zlomku. U koeficientu závislosti mladých čítec zachycuje počet dětí ve věku 0–14 let a u koeficientu celkové závislosti čítec představuje součet počtu dětí ve věku 0–14 let a počtu osob ve věku 65 a více let.

$$K_{Z(ml)} = \frac{P_{(0-14)}}{P_{(15-64)}} 100 \quad (12)$$

$$K_{Z(celk)} = \frac{P_{(0-14)} + P_{(65+)}}{P_{(15-64)}} 100 \quad (13)$$

Kromě koeficientů závislosti lze využít pro měření zatížení produktivní populace také index stáří vypočítaný jako podíl poproduktivní a předproduktivní složky populace.

$$I_{ST} = \frac{P_{(65+)}}{P_{(0-14)}} 100 \quad (14)$$

Hodnota indexu vyjadřuje počet osob ve věku 65 a více let připadajících na 100 dětí ve věku 0–14 let. (Dufek, 2001, s. 21)

3.2.4 Regresní analýza

V praktické části práce je dále použita regresní analýza. Regresní analýza se zabývá jednostrannými závislostmi. Proti sobě stojí vysvětlující (nezávisle) proměnná v úloze „příčin“ a vysvětlovaná (závisle) proměnná v úloze „následků“. Pomocí této analýzy se zkoumají obecné tendence ve změnách vysvětlovaných proměnných vzhledem ke změnám vysvětlujících proměnných. Snahou je odpovědět na otázky, které se týkají formy změn vysvětlované proměnné při změnách vysvětlující proměnné. V jednorovnicových ekonometrických modelech se vysvětlovaná proměnná nazývaná též jako regresand nebo endogenní proměnná označuje písmenem Y a vysvětlující proměnná neboli regresor či exogenní proměnná písmenem X. S regresní analýzou úzce souvisí korelační analýza, která se zabývá vzájemnými závislostmi. (Hindls, Hronová a Seger, 2002, s. 171; Hančlová, 2012, s. 23)

Aplikovaná regresní analýza je složena z následujících osmi kroků:

1. Studium teorie a hypotéz o daném problému v odborné literatuře.

2. Matematická formulace modelu – do tohoto kroku se například řadí volba závisle a nezávisle proměnné.
3. Ekonometrická formulace modelu – uvedený krok může zahrnovat stanovení očekávaného znaménka regresního koeficientu a volbu odpovídající funkční formy.
4. Získání dat.
5. Odhad parametrů ekonometrického modelu – k odhadu parametrů se používá například OLS metoda (metoda nejmenších čtverců).
6. Testování hypotéz – lze sem zařadit kontrola, zda chybový člen odpovídá předpokladům klasického regresního modelu.
7. Predikce – model můžeme využít k předvídání budoucí hodnoty závisle proměnné.
8. Prezentace výsledků – prezentace je doplněna praktickým využitím modelu pro řešení problému z prvního kroku. (Gujarati a Porter, 2009, s. 3–9)

Klasický lineární regresní model lze popsat následující rovnicí

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon, \quad (15)$$

kde Y představuje vysvětlovanou proměnnou, β_0 je úrovněová konstanta neboli absolutní člen, $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ jsou regresní koeficienty, X_1, X_2, \dots, X_k jsou vysvětlující proměnné a ε představuje chybový člen. Klasický lineární regresní model lze využít pro analýzu průřezových dat i pro analýzu časových řad.

K odhadu numerických hodnot parametrů jednorovnicového lineárního regresního modelu se využívá metoda nejmenších čtverců. Jedná se o optimalizační metodu, která minimalizuje součet čtverců reziduí, tedy sumu čtverců odchylek pozorovaných a vypočtených hodnot. (Hušek, 2007, s. 27; Hančlová, 2012, s. 25)

S klasickým lineárním regresním modelem jsou spojeny následující předpoklady:

- Regresní model je lineární v parametrech, je správně specifikován a má aditivně připojený chybový člen.
- Střední hodnota náhodné složky je nulová.
- Všechny vysvětlující proměnné jsou nekorelované s chybovým členem.
- Pozorování chybového členu nejsou korelována se sebou samými, což znamená, že nedochází k sériové korelaci.
- Chybový člen má konstantní rozptyl (neobjevuje se heteroskedasticita).
- Žádná vysvětlující proměnná není perfektní lineární kombinací jiné vysvětlující proměnné, tzn., že nedochází k perfektní multikolinearitě.
- Náhodná složka má normální rozdělení. (Greene, 2003, s. 10; Hančlová, 2012, s. 33–36)

Správně odhadnutý model metodou nejmenších čtverců umožňuje získat nejlepší nestranný lineární odhad parametrů (tj. BLUE odhad). (Hančlová, 2012, s. 39)

Koeficient determinace

Nejjednodušším kritériem kvality modelu je koeficient determinace (R^2), který uvádí, kolik procent proměnlivosti závisle proměnné regresní model vysvětlil. Koeficient determinace se pohybuje v rozmezí od 0 do 1, přičemž hodnota blízká jedné značí dokonalý popis empirických dat modelem, zatímco hodnota blízká nule poukazuje na selhání modelu. Hančlová (2012, s. 40) uvádí, že, je-li koeficient determinace roven jedné, jde o nejlepší způsob vyrovnání, kdy všechna výběrová pozorování leží přímo na vyrovnané regresní přímce.

Koeficient determinace vyjadřuje podíl vysvětleného součtu čtverců na celkovém součtu čtverců.

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{TSS - RSS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} \quad (16)$$

TSS představuje celkovou proměnlivost závisle proměnné Y , ESS proměnlivost vysvětlenou regresním modelem a RSS proměnlivost nevysvětlenou modelem.

Koeficient determinace má i své nedostatky (jeho hodnota nikdy neklesne přidáním dalších vysvětlujících proměnných do modelu), proto se využívá také adjustovaný koeficient determinace, jehož hodnota se snížila při přidání nesmyslné proměnné do modelu. Adjustovaný koeficient determinace má vzorec

$$R_{adj}^2 = 1 - \left(1 - R^2\right) \frac{n - 1}{n - p}, \quad (17)$$

kde n značí rozsah souboru a p počet regresních parametrů. (Hančlová, 2012, s. 40–41, 84)

Testování hypotéz

Jedním z kroků aplikované regresní analýzy je testování hypotéz. Hebák, Hustopecský, Jarošová a Pecáková (2007, s. 58) definují test hypotézy jako postup, který umožňuje na základě rozhodovacího pravidla rozhodnout mezi testovanou hypotézou (H_0) a alternativní hypotézou (H_1). Alternativní hypotéza testovanou hypotézu popírá. Rozhodnutí mezi hypotézami vyplývá z hodnoty testového kritéria, což je statistika zvolená takovým způsobem, aby zaručovala výhodné vlastnosti testu. Množina přípustných hodnot testového kritéria se nazývá výběrový prostor a dělí se na dvě části, a to na kritický obor W , který obsahuje hodnoty testového kritéria svědčící ve prospěch H_1 , a na obor přijetí V , který zahrnuje hodnoty testového kritéria svědčící ve prospěch H_0 . Hranice mezi obory se nazývá kritická hodnota.

Při testování mohou nastat dva druhy chyb. Je-li vypočítaná hodnota testového kritéria z kritické oblasti W , vyslovíme se ve prospěch H_1 , můžeme se však dopustit chyby I. druhu, platí-li ve skutečnosti H_0 . Chybou I. druhu je tedy chybné zamítnutí testované hypotézy H_0 ve prospěch alternativní hypotézy H_1 . Chybou II. druhu je naopak chybné přijetí testované hypotézy H_0 na úkor alternativní hypotézy H_1 . Chyby I. a II. druhu nemohou nastat současně, můžeme tedy kontrolovat pouze jednu z nich. Chybu I. druhu kontrolujeme takovým způsobem, že ji položíme rovnu malé konstantě, která je pro nás přijatelná. Volíme tedy hladinu významnosti.

Testování hypotéz lze shrnout do níže uvedených fází:

1. Formulace hypotéz a volba testu – při formulaci hypotéz se držíme zásady, že výrok, který chceme testem potvrdit, postavíme jako alternativní hypotézu.
2. Sestrojení kritického oboru – v této fázi také zvolíme hladinu významnosti α .
3. Pořízení a zpracování výběru – patří sem výpočet hodnoty testového kritéria K .
4. Formulace závěru – pokud hodnota testového kritéria K náleží do kritického oboru W , považujeme alternativní hypotézu H_1 za prokázanou na hladině významnosti α .

Při testování hypotéz lze využít výpočet p-hodnoty. Čím je p-hodnota menší, tím nižší je důvěra v platnost testované hypotézy H_0 . Je-li p-hodnota větší než zvolená hladina významnosti, testovaná hypotéza H_0 se nezamítá. (Hebák, Hustopecský, Jarošová a Pecáková, 2007, s. 58–61)

4 Výsledky a diskuze

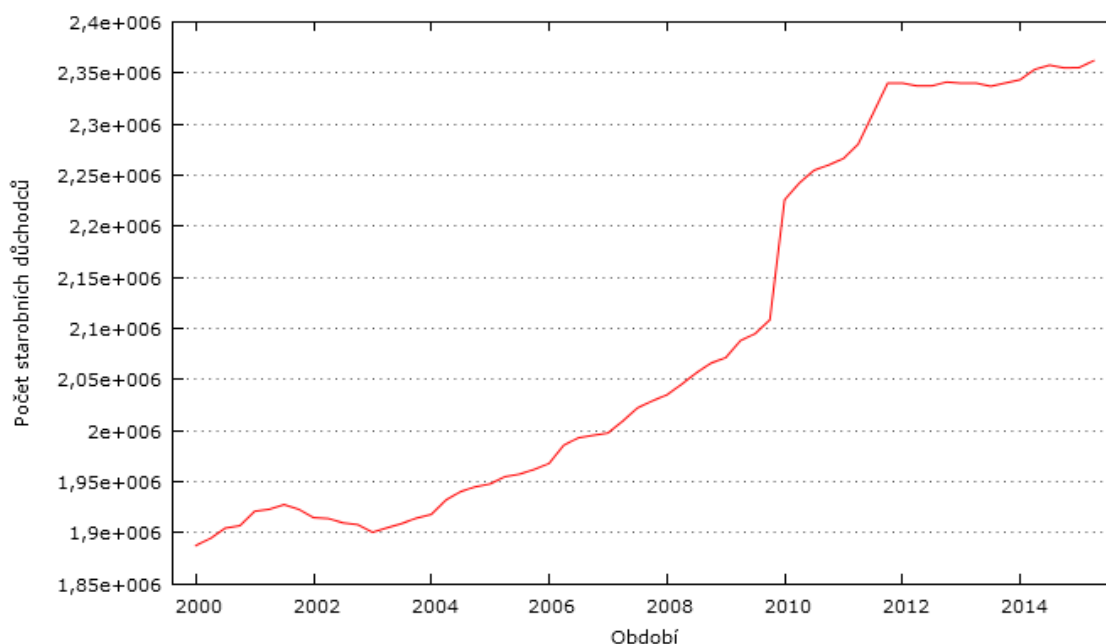
V první, druhé a čtvrté podkapitole jsou při tvorbě modelů využity vysvětlující proměnné uvedené v tabulce v Přílohách práce (Tab. 31). U názvu každé proměnné je popsán její význam.

4.1 Počet důchodců

V rámci této podkapitoly jsou využita data zveřejněná na webových stránkách ČSSZ. Jedná se o okamžiková data zachycující stav počtu osob pobírajících jednotlivé typy důchodů vždy k 31. 3., 30. 6., 30. 9. a 31. 12. v letech 2000 až 2015. Pro rok 2015 jsou prozatím k dispozici jen měření za první a druhé čtvrtletí. Časové řady tedy obsahují vždy 62 měření.

4.1.1 Počet starobních důchodců

Celkový počet starobních důchodců se v období od prvního čtvrtletí roku 2000 do druhého čtvrtletí roku 2015 pohyboval v rozmezí od 1 887 287 do 2 362 155 starobních důchodců. Přesný průběh časové řady zobrazuje následující graf (Obr. 6).



Obr. 6 Vývoj počtu starobních důchodců

K největšímu nárůstu došlo v časové řadě mezi čtvrtým kvartálem roku 2009 a prvním kvartálem roku 2010. Nárůst byl výrazný a činil 117 540 starobních důchodců. Velikost nárůstu je spojena se změnou legislativy, konkrétně s novelou zákona o důchodovém pojištění, která zavedla přeměnu invalidního

důchodu na starobní důchod po dosažení věku 65 let nebo po dosažení důchodového věku, je-li vyšší než 65 let. Změna začala platit po 31. prosinci 2009. V prvním čtvrtletí roku 2010 tedy došlo k prudkému nárůstu počtu starobních důchodců a naopak k velkému poklesu počtu invalidních důchodců a od počátku roku 2010 je i z tohoto důvodu navyšován celkový počet starobních důchodců. Pro srovnání můžeme uvést, že průměrný absolutní přírůstek mezi dvěma po sobě jdoucími čtvrtletími dosáhl výše 7 785 starobních důchodců. K dalším větším zvýšením došlo mezi druhým a třetím čtvrtletím roku 2011 a třetím a čtvrtým čtvrtletím téhož roku, tato zvýšení činila 29 788 a 29 909 starobních důchodců. Nárůsty můžeme spojit s malou důchodovou reformou, která přinesla parametrické změny do důchodového systému. Například s účinností od 1. 1. 2012 došlo k většímu krácení penze u předčasného starobního důchodu. Lidé, kteří o předčasném starobním důchodu uvažovali, do něj proto vstoupili před začátkem roku 2012, což se projevilo právě v podstatných nárůstech celkového počtu starobních důchodců u třetího a čtvrtého kvartálu roku 2011.

Největší pokles mezi čtvrtletími nastal mezi posledním čtvrtletím roku 2001 a prvním čtvrtletím roku 2002 a dosáhl hodnoty 8 088 starobních důchodců. Průměrné tempo přírůstku mezi čtvrtletími je 0,37 %.

Naměřené hodnoty příslušné časové řady jsme proložili lineárním trendem. Jako vhodné se jevílo také proložení kvadratickým trendem, které bylo ovšem později zamítnuto kvůli klesajícímu trendu v predikci. Neustálé poklesy počtu starobních důchodců mezi čtvrtletími v predikci nejsou totiž v souladu s informacemi získanými v rámci literární rešerše. QLR test nám potvrdil již dříve popsany zlom u prvního čtvrtletí roku 2010, F-statistika dosáhla v tomto okamžiku časové řady nejvyšší hodnoty, a to 168,5010. Zlom byl potvrzen i pomocí Chowova testu (p-hodnota u něj činila 6,88671e-025). V dalším kroku jsme přistoupili k vytvoření výsledného modelu, jehož symbolické vyjádření má následující podobu.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \text{Dummy} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Tab. 3 Odhadnuté parametry modelu počtu starobních důchodců

	Koeficient	t-podíl	p-hodnota
const	1 859 500	281,3	p < 0,0001
time	5 245,45	19,04	p < 0,0001
Dummy	189 537	18,39	p < 0,0001

Z informací uvedených v tabulce č. 3 jsme sestavili následující rovnice. První rovnice (19) popisuje část časové řady do konce roku 2009 a druhá rovnice (20) část časové řady od prvního čtvrtletí roku 2010.

$$\hat{Y}_1 = 1\,859\,500 + 5\,245,45 t \quad (19)$$

$$\hat{Y}_2 = 2\,049\,037 + 5\,245,45 t \quad (20)$$

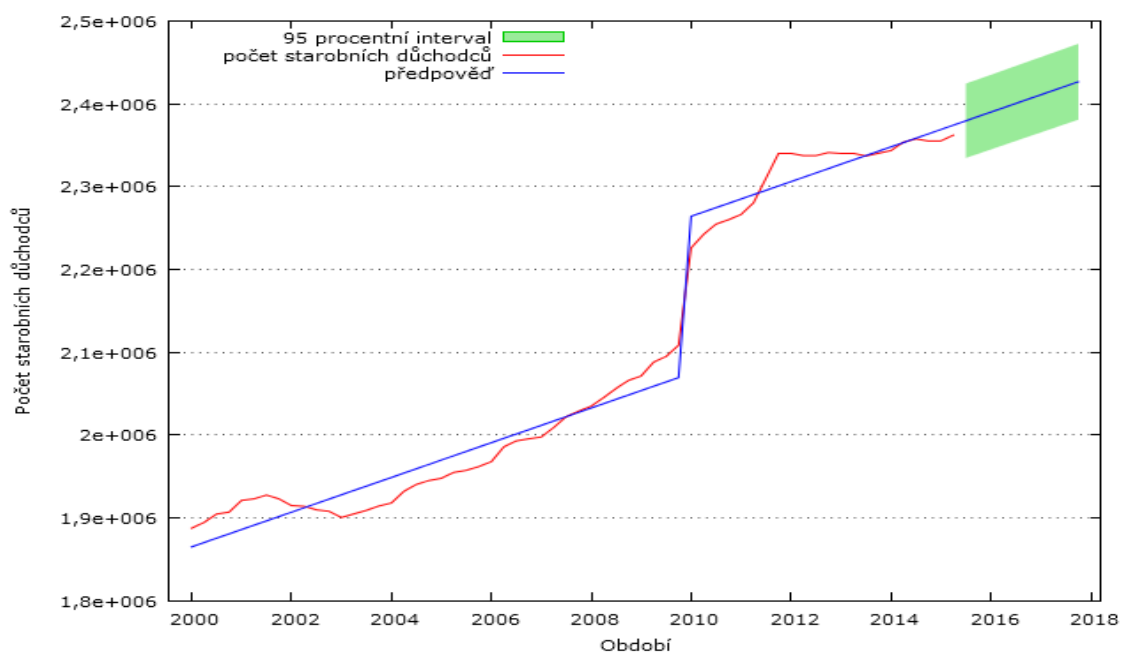
Na základě vytvořených rovnic můžeme říci, že nárůst mezi čtvrtletími v rámci celé časové řady (s výjimkou nárůstu mezi posledním čtvrtletím roku 2009 a prvním čtvrtletím roku 2010, kdy nastal zlom) činí 5 245 starobních důchodců. Přímka popisující druhou část časové řady je oproti přímce popisující první část časové řady posunuta o hodnotu 189 537 (starobních důchodců) nahoru. Proměnná představující změnu lineárního trendu nebyla významná, proto jsme ji do výsledného modelu nezahrnuli a koeficient u časového trendu tak zůstává po zlomu stejný.

Tab. 4 Koeficienty determinace modelu počtu starobních důchodců a výsledek F-testu

Koeficient determinace	0,9858
Adjustovaný koeficient determinace	0,9853
F-statistika	2 046,04
P-hodnota (F)	p < 0,0001

Model sestavený pomocí OLS metody dokázal vysvětlit 98,58 % proměnlivosti závisle proměnné (viz Tab. 4). P-hodnota F-testu je nižší než zvolená hladina významnosti, tj. nižší než 0,05, což vede k závěru, že se zamítá nulová hypotéza o neprůkaznosti modelu. Výsledný model jsme využili k tvorbě predikce.

V grafu (Obr. 7) jsou zachyceny kromě skutečného vývoje počtu starobních důchodců také vyrovnané hodnoty do druhého čtvrtletí roku 2015, na které následně navazují předpovědi do konce roku 2017. Kolem předpovědí se nachází interval spolehlivosti, ve kterém budou s pravděpodobností 95 % ležet pozorované hodnoty počtu starobních důchodců. Ve čtvrtém kvartálu roku 2017 by se měl počet starobních důchodců nacházet v rozmezí od 2 380 851 do 2 472 572 osob. Námi sestrojený model odhaduje pro uvedené čtvrtletí počet starobních důchodců ve výši 2 426 712 lidí.



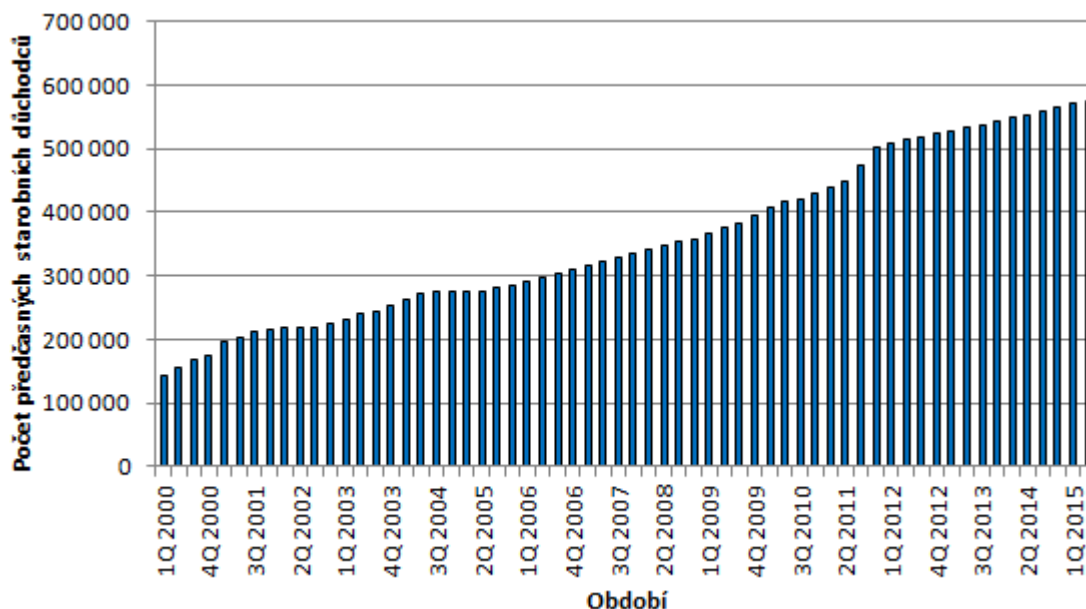
Obr. 7 Predikce vývoje počtu starobních důchodců

4.1.2 Počet předčasných starobních důchodců

Z celkového počtu starobních důchodců můžeme vyčlenit pouze starobní důchodce předčasné. Vývoj jejich počtu je zobrazen na obrázku č. 8. Z grafu je patrné, že počet předčasných starobních důchodců má v daném období rostoucí trend. Dále jsou v grafu dobře vidět důsledky zavedení legislativních změn. K prvnímu velkému nárůstu v počtu předčasných starobních důchodců došlo mezi čtvrtým kvartálem roku 2000 a prvním kvartálem roku 2001, šlo o nárůst ve výši 21 264 osob. Tempo růstu mezi uvedenými dvěma kvartály tak činilo 112,10 %. Tento nárůst můžeme spojit se schválením návrhu novely zákona o důchodovém pojištění v lednu roku 2001. Tato novela mimo jiné zavedla, že s účinností od 1. července 2001 dojde ke zvýšení redukce procentní výměry předčasného starobního důchodu. Lidé uvažující o odchodu do starobního důchodu před dosažením důchodového věku tak raději odešli do předčasného starobního důchodu dříve, než začala vyšší redukce platit. Z časové řady je dále zřejmé, že v následujících obdobích (tj. přibližně do prvního kvartálu roku 2003) rostl počet předčasných důchodců pomalejším tempem.

K dalším větším nárůstům došlo mezi čtvrtým čtvrtletím roku 2003 a prvním čtvrtletím roku 2004 a následně mezi prvním a druhým čtvrtletím roku 2004, jednalo se o zvýšení o 9 950 a 9 517 osob. Tyto nárůsty lze dát do souvislosti se zrušením tzv. dočasně kráceného předčasného starobního důchodu od začátku roku 2004. Kvůli tomuto zrušení odešlo více lidí do trvale kráceného předčasného starobního důchodu, jehož vývoj je zde popisován. Nárůsty mezi následujícími čtvrtletími byly malé, zvýšení mezi čtvrtým čtvrtletím roku

2004 a prvním čtvrtletím roku 2005 bylo nejnižší v rámci celé časové řady. Toto zvýšení činilo pouze 28 osob.



Obr. 8 Vývoj počtu předčasných starobních důchodců

Od třetího kvartálu roku 2005 do druhého kvartálu roku 2011 byly změny mezi jednotlivými čtvrtletími podobné, časová řada v takto vymezeném období rostla průměrným tempem ve výši 102,03 %.

Mezi druhým a třetím kvartálem roku 2011 a následně mezi třetím a čtvrtým kvartálem téhož roku došlo k podstatným nárůstům počtu předčasných starobních důchodců ve výši 25 325 a 28 472 osob, což představuje tempo růstu 105,65 % a 106,02 %. Tato zvýšení souvisejí s malou důchodovou reformou, jak již bylo popsáno výše u obrázku č. 6. Poté od prvního kvartálu roku 2012 do druhého kvartálu roku 2015 činí průměrné tempo růstu mezi čtvrtletími 100,94 %. Konkrétní tempa růstu mezi čtvrtletími v období od počátku roku 2012 jsou pro časovou řadu počtu předčasných starobních důchodců uvedena v tabulce č. 32 v Přílohách práce. Pro srovnání jsou v tabulce zachycena i tempa růstu pro vývoj počtu starobních důchodců (jedná se o starobní důchodce, kteří odešli do starobního důchodu po dosažení důchodového věku, v hodnotách tedy nejsou započítáni předčasní starobní důchodci). Z tabulky je zřejmé, že počet předčasných starobních důchodců roste mezi čtvrtletími v období po malé důchodové reformě rychleji než počet starobních důchodců. Příčinnou může být skutečnost, že lidé, kteří dosahují po roce 2011 důchodového věku, již jsou v předčasném starobním důchodu, do kterého vstoupili především v posledních dvou čtvrtletích roku 2011.

Na základě uvedených informací můžeme říci, že i přes znevýhodnění dřívějšího odchodu do důchodu, které přinesla reforma důchodového systému

(malá důchodová reforma), dochází k růstu počtu předčasných starobních důchodců. Růst je ovšem pomalejší než před reformou.

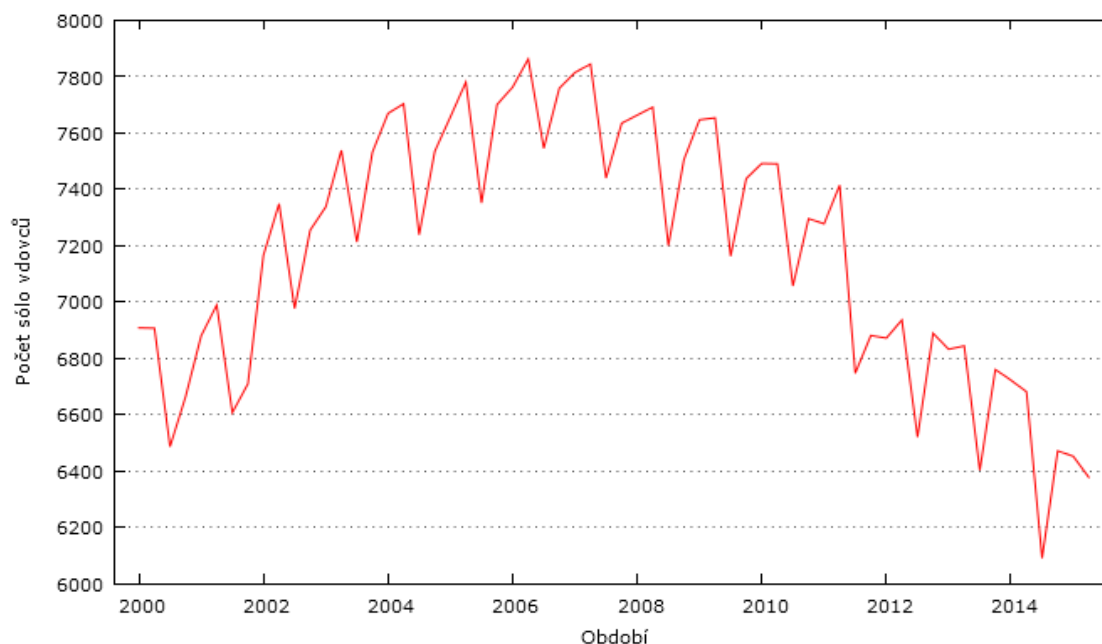
Obecně lze k vývoji časové řady říci, že v době mezi přijetím a účinností opatření znevýhodňujícího dřívější odchod do starobního důchodu prudce vzroste počet předčasných starobních důchodců, poté v následujících přibližně čtyřech čtvrtletích počet předčasných starobních důchodců stagnuje a následně začíná počet opět lineárně růst.

4.1.3 Počet sólo vdovců

Tato část práce se zaměřuje na vývoj počtu sólo vdovců. Jedná se o vdovce, kteří pobírají vdovecký důchod bez souběhu se starobním nebo invalidním důchodem.

Pro získání orientační představy o vývoji počtu sólo vdovců jsme využili graf dané časové řady a výpočty elementárních charakteristik. Z grafu časové řady (Obr. 9) je patrný rostoucí trend od roku 2000 do druhého čtvrtletí roku 2006, kdy časová řada dosáhla nejvyšší hodnoty, která činí 7 863 sólo vdovců. Od tohoto čtvrtletí se naopak projevuje klesající trend, který může být odůvodněn jednak poskytováním kvalitnější zdravotní péče a dále snižováním sňatečnosti. Díky modernějším technologiím, novým léčebným postupům a důrazu na prevenci klesá úmrtnost lidí v mladších věkových kategoriích, což se odráží ve snižujícím se počtu sólo vdovců. Jak již bylo zmíněno v literární rešerši, dochází ve společnosti k poklesu sňatečnosti, a protože vdovecký důchod po manželce náleží pouze vdovci (nikoli příteli zesnulé), může i tato skutečnost přispívat ke snižování počtu sólo vdovců. Nesmíme dále opomenout, že na pokles může mít také vliv vysoká rozvodovost. V případě úmrtí ženy, která se rozvedla, nemá na výplatu vdoveckého důchodu samozřejmě bývalý manžel nárok.

Z grafu je dále patrná sezónnost. V období od roku 2000 dochází každoročně k výrazným poklesům mezi druhým a třetím čtvrtletím. Tyto poklesy můžeme spojit s poklesy počtu nezaopatřených dětí (sirotků), které se také každoročně vyskytují mezi druhým a třetím čtvrtletím. Vdovecký důchod pobírá vdovec po dobu jednoho roku od smrti manželky. Aby vdovec mohl pobírat vdovecký důchod i nadále, tedy po uplynutí jednoho roku od smrti manželky, musí splňovat zákonem stanovené podmínky, z nichž jedna souvisí s péčí o nezaopatřené dítě. V okamžiku, kdy vdovec přestává pečovat o nezaopatřené dítě, ztrácí nárok na výplatu vdoveckého důchodu. Dítě přestává být nezaopatřeným dítětem mimo jiné po ukončení soustavné přípravy na své budoucí povolání, tedy po ukončení svého studia, k čemuž obvykle dochází na počátku třetího čtvrtletí. Z uvedeného vyplývá, že k poklesům v počtu sólo vdovců ve třetím čtvrtletí dochází kvůli poklesům počtu nezaopatřených dětí, o které se dosud vdovci starali.



Obr. 9 Vývoj počtu sólo vdovců

Dále jsme se zaměřili na elementární charakteristiky. K největšímu nárůstu oproti předchozímu čtvrtletí došlo v prvním kvartálu roku 2002, kdy se počet sólo vdovců zvýšil z 6 709 na 7 166 osob, což odpovídá absolutnímu přírůstku ve výši 457 sólo vdovců. Vyjádříme-li toto zvýšení v procentech, jedná se o nárůst o přibližně 6,81 %. Naopak největší snížení oproti předchozímu čtvrtletí nastalo ve třetím kvartálu roku 2011. Tento pokles činil 668 sólo vdovců, což odpovídá tempu přírůstku $-9,01$ %.

Průměrný absolutní přírůstek mezi čtvrtletími v období od prvního čtvrtletí roku 2000 do druhého čtvrtletí roku 2006 (včetně) činil 38 vdovců a průměrné tempo přírůstku mezi čtvrtletími pro stejně zvolené období dosáhlo výše $0,52$ %. Ve zbývajících částech časové řady docházelo průměrně mezi čtvrtletími k poklesu o 33 vdovců a průměrné tempo přírůstku mezi čtvrtletími se rovnalo hodnotě $-0,48$ %.

Po výpočtu elementárních charakteristik jsme přešli na sestavení samotného modelu pro danou časovou řadu. Hodnoty časové řady jsme proložili parabolou a do modelu jsme přidali sezónnost. Pomocí QLR testu jsme identifikovali strukturální zlom pro čtvrté čtvrtletí roku 2011. V tomto období totiž dosáhla F-statistika nejvyšší hodnoty, konkrétně se jednalo o číslo 8,6836. Existenci strukturálního zlomu jsme si následně potvrdili pomocí Chowova testu, u něhož byla výše p-hodnoty nižší než 0,05. Výše p-hodnoty činila $1,74329e-006$. Došlo tedy k zamítnutí nulové hypotézy, že strukturální zlom ve čtvrtém čtvrtletí roku 2011 není. Ke strukturálnímu zlomu došlo v kvartálu, který následoval po kvartálu, ve kterém nastal největší pokles oproti předchozímu čtvrtletí. Symbolický zápis modelu má následující podobu.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 dq1 + \beta_4 dq2 + \beta_5 dq3 + \beta_6 Dummy + \beta_7 Int + \beta_8 D1 + \beta_9 D2 + \beta_{10} D3 + \varepsilon_t \quad (21)$$

Tabulka č. 5 zachycuje odhadnuté parametry výsledného modelu.

Tab. 5 Odhadnuté parametry modelu počtu sólo vdovců

	Koeficient	t-podíl	p-hodnota
const	6 416,98	135,0	p < 0,0001
time	88,1680	22,87	p < 0,0001
sq_time	-1,58511	-20,36	p < 0,0001
dq1	135,748	3,701	0,0005
dq2	201,330	5,492	p < 0,0001
dq3	-242,668	-6,617	p < 0,0001
Dummy	-2 272,77	-6,401	p < 0,0001
Int	46,2754	6,391	p < 0,0001
D1	-128,164	-1,775	0,0819
D2	-162,242	-2,229	0,0302
D3	-146,709	-1,917	0,0609

Z výše uvedené tabulky je patrné, že u proměnných D1 a D3, které představují změny sezónnosti v prvních a třetích čtvrtletích po strukturálním zlomu, jsou příslušné p-hodnoty vyšší než zvolená hladina významnosti, tj. vyšší než 0,05. I přes tuto skutečnost byly kvůli vyšší vypovídací hodnotě uvedené dvě proměnné ve finálním modelu ponechány. Na základě tabulky č. 5 jsme sestavili dvě rovnice popisující vývoj počtu sólo vdovců. První rovnice (22) se týká části časové řady před zlomem a druhá rovnice (23) popisuje časovou řadu po zlomu.

$$\hat{Y}_1 = 6 416,98 + 88,1680 t - 1,58511 t^2 + 135,748 dq1 + 201,330 dq2 - 242,668 dq3 \quad (22)$$

$$\hat{Y}_2 = 4 144,21 + 134,4434 t - 1,58511 t^2 + 7,584 dq1 + 39,088 dq2 - 389,377 dq3 \quad (23)$$

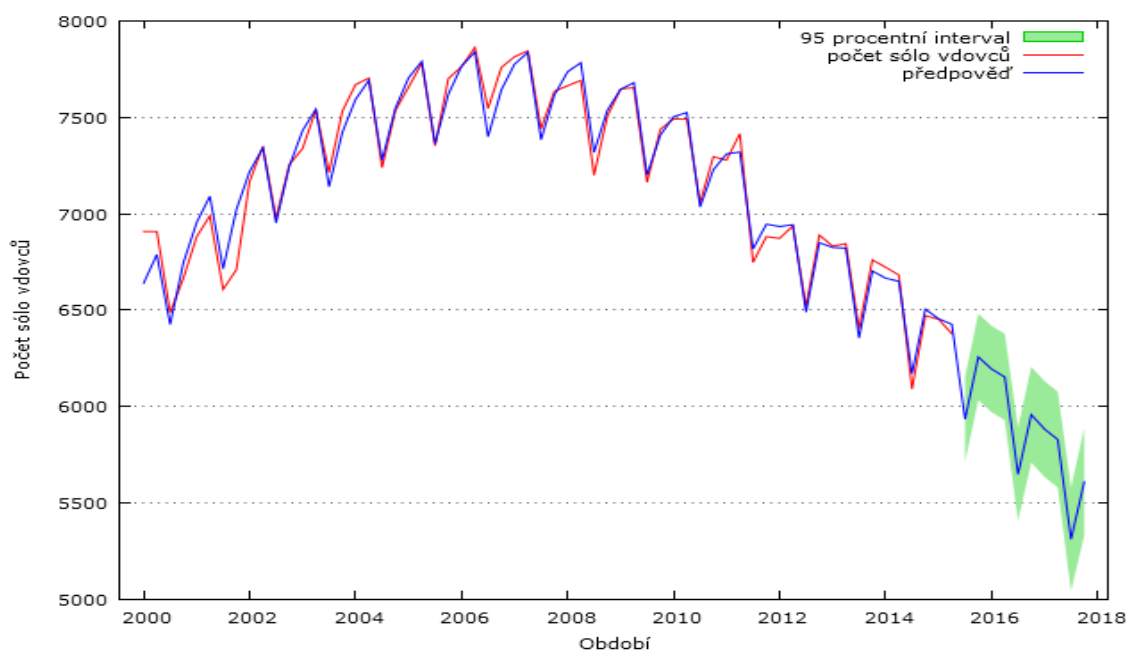
Z rovnic je zřejmé, že v období od strukturálního zlomu (tzn. v období od čtvrtého čtvrtletí roku 2011) dochází průměrně k větším poklesům ve třetích čtvrtletích, než tomu bylo v období před zlomem. Naopak u prvních a druhých čtvrtletí v době od zlomu jsou průměrné odchylky od trendu menší než v období před zlomem.

V tabulce č. 6 jsou zobrazeny hodnoty koeficientu determinace a adjustovaného koeficientu determinace pro výsledný model. Z těchto informací je patrné, že vytvořený model vysvětluje necelých 97 % celkové variability. Tabulka dále zachycuje p-hodnotu F-testu, na základě které můžeme říci, že celkový model je průkazný (p-hodnota je totiž nižší než zvolená hladina významnosti 0,05). Správnou specifikaci modelu nám potvrdil také výsledek RESET testu.

Tab. 6 Koeficienty determinace modelu počtu sólo vdovců a výsledek F-testu

Koeficient determinace	0,9688
Adjustovaný koeficient determinace	0,9627
F-statistika	158,30
P-hodnota (F)	$p < 0,0001$

Výsledný model jsme využili k vytvoření předpovědi do budoucna. Predikce je opět sestrojena pro období od třetího kvartálu roku 2015 do posledního kvartálu roku 2017. Z obrázku č. 10 můžeme usoudit, že trend bude i nadále klesající a že nevymizí ani sezónnost. Nejnižšího počtu sólo vdovců bude podle našeho odhadu dosaženo v třetím čtvrtletí roku 2017, pro tento okamžik určil model počet sólo vdovců ve výši 5 310 osob. S touto hodnotou je spojen interval spolehlivosti v rozmezí od 5 042 do 5 578 osob.



Obr. 10 Predikce vývoje počtu sólo vdovců

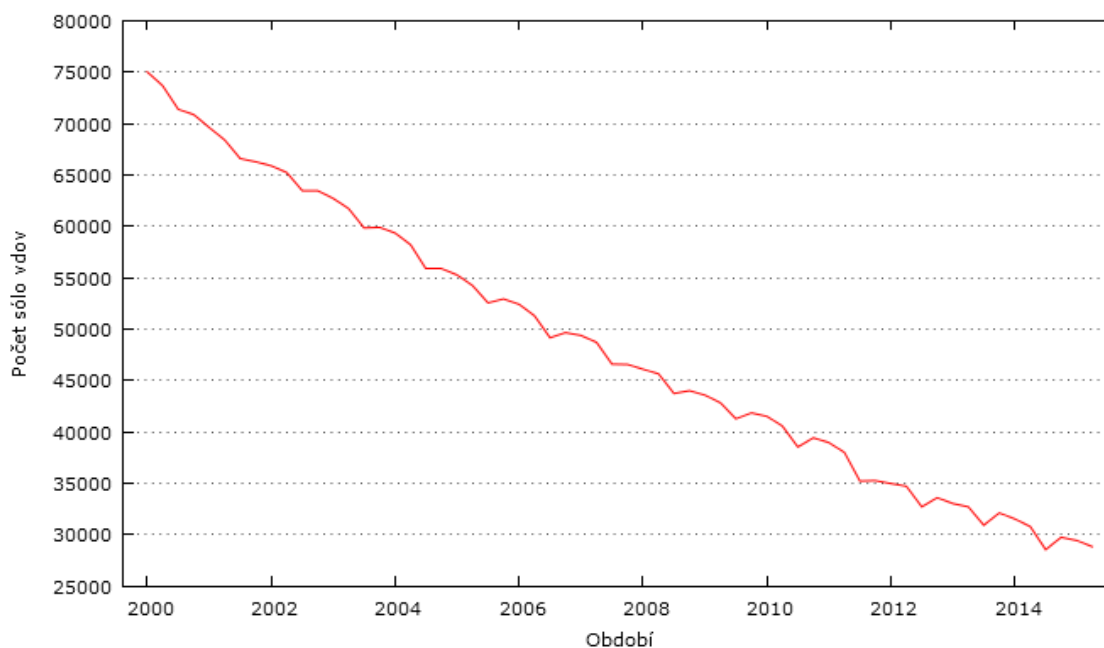
4.1.4 Počet sólo vdov

Nyní popíšeme vývoj počtu sólo vdov. Stejně jako u sólo vdovců platí i zde, že v hodnotách časové řady jsou zachyceny pouze vdovy, které pobírají vdovský důchod bez souběhu se starobním nebo invalidním důchodem. Vývoj časové řady zobrazuje obrázek č. 11. Z grafu je zřejmé, že v období od roku 2000 do druhého čtvrtletí roku 2015 má časová řada klesající trend. Ke snižujícímu se počtu sólo vdov přispívají podle našich úvah stejné faktory jako ke snižujícímu se počtu sólo vdovců. Jedná se o kvalitnější zdravotní péči, zdravý životní styl, nižší počet lidí uzavírajících manželství a roli hraje též rozvodovost.

I u této časové řady je patrná sezónnost. K největším odchylkám od trendu dochází ve třetích čtvrtletích. Také u této skutečnosti volíme stejné vysvětlení jako pro výrazné poklesy mezi druhými a třetími čtvrtletími u počtu sólo vdovců, vysvětlením jsou poklesy počtu nezaopatřených dětí ve třetích čtvrtletích.

Zaměříme-li se na elementární charakteristiky, zjistíme, že k největšímu poklesu mezi čtvrtletími došlo mezi druhým a třetím čtvrtletím roku 2011, toto snížení představovalo 2 784 vdov, což vede k tempu přírůstku ve výši $-7,33\%$. Naopak největší nárůst nastal mezi třetím a čtvrtým čtvrtletím roku 2014 a činil 1 209 vdov, čemuž odpovídá tempu přírůstku $4,24\%$. Průměrně se řada mezi čtvrtletími vyvíjela tempem $98,44\%$ a průměrný absolutní přírůstek mezi čtvrtletími byl ve výši -758 vdov.

Pro zajímavost lze uvést, že porovnáme-li hodnotu za první čtvrtletí roku 2015 s hodnotou za první čtvrtletí roku 2000, zjistíme, že došlo k poklesu o 45 620 sólo vdov. Tento pokles představuje snížení o $60,80\%$ hodnoty za první čtvrtletí roku 2000.



Obr. 11 Vývoj počtu sólo vdov

V dalším kroku byl sestaven regresní model. Časová řada byla proložena parabolou a do modelu byla zahrnuta sezónnost. Dále byl u časové řady proveden QLR test, který odhalil zlom u třetího kvartálu roku 2011 (jedná se o kvartál, u kterého došlo k největšímu snížení mezi čtvrtletími). Maximální F-statistika dosáhla v tomto období hodnoty 9,0329. Zlom potvrdil i Chowův test, p-hodnota u něj byla nižší než zvolená hladina významnosti. Výše p-hodnoty činila $1,08671e-006$. Model v symbolické formě má následující podobu.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 dq1 + \beta_4 dq2 + \beta_5 dq3 + \beta_6 Int2 + \varepsilon_t \quad (24)$$

Tabulka č. 7 zachycuje odhadnuté parametry výsledného modelu.

Tab. 7 Odhadnuté parametry modelu počtu sólo vdov

	Koeficient	t-podíl	p-hodnota
const	75 307,9	466,7	p < 0,0001
time	-1 080,48	-83,25	p < 0,0001
sq_time	5,94008	22,30	p < 0,0001
dq1	234,140	2,013	0,0491
dq2	129,456	1,111	0,2713
dq3	-1 066,92	-9,048	p < 0,0001
Int2	-0,628528	-7,041	p < 0,0001

Z výše uvedené tabulky vyplývá, že proměnná s názvem dq2 není významná (p-hodnota u ní je vyšší než 0,05), přesto byla tato proměnná v modelu ponechána. Důvodem je, že, pokud do modelu vložíme sezónnost, pracujeme nadále se všemi proměnnými, které ji představují (u tohoto modelu jde ještě o proměnné dq1 a dq3).

$$\hat{Y}_1 = 75\,307,9 - 1\,080,48 t + 5,94008 t^2 + 234,140 dq1 + 129,456 dq2 - 1\,066,92 dq3 \quad (25)$$

$$\hat{Y}_2 = 75\,307,9 - 1\,080,48 t + 5,31155 t^2 + 234,140 dq1 + 129,456 dq2 - 1\,066,92 dq3 \quad (26)$$

Uvedené dvě rovnice byly sestaveny na základě tabulky č. 7. První rovnice (25) popisuje časovou řadu před zlomem (tj. před třetím kvartálem roku 2011) a druhá rovnice (26) náleží k části časové řady od zlomu. Z rovnic je patrné, že se časová řada po zlomu příliš nezměnila. Sezónnost zůstala stejná, došlo akorát ke změně koeficientu u proměnné sq_time (t^2), parabolický trend byl však i nadále zachován. Snížení koeficientu u sq_time pro období po zlomu značí, že v období po zlomu dochází za stejný časový úsek k menším poklesům počtu sólo vdov než v době před zlomem.

Dále lze říci, že k největším odchylkám od trendu dochází ve třetích čtvrtletích, kdy průměrně dojde k poklesu vdov, kterým je vyplácen sólo vdovský důchod, o 1 067 osob. Průměrně je nejvíce sólo vdovských důchodů vypláceno v prvních kvartálech, poté následují druhé kvartály, čtvrté kvartály a nakonec třetí kvartály.

Námi sestrojený model dokázal vysvětlit 99,95 % variability. Průkaznost modelu byla prokázána pomocí p-hodnoty F-testu (Tab. 8). Správnou specifikaci modelu nám potvrdil RESET test.

Tab. 8 Koeficienty determinace modelu počtu sólo vdov a výsledek F-testu

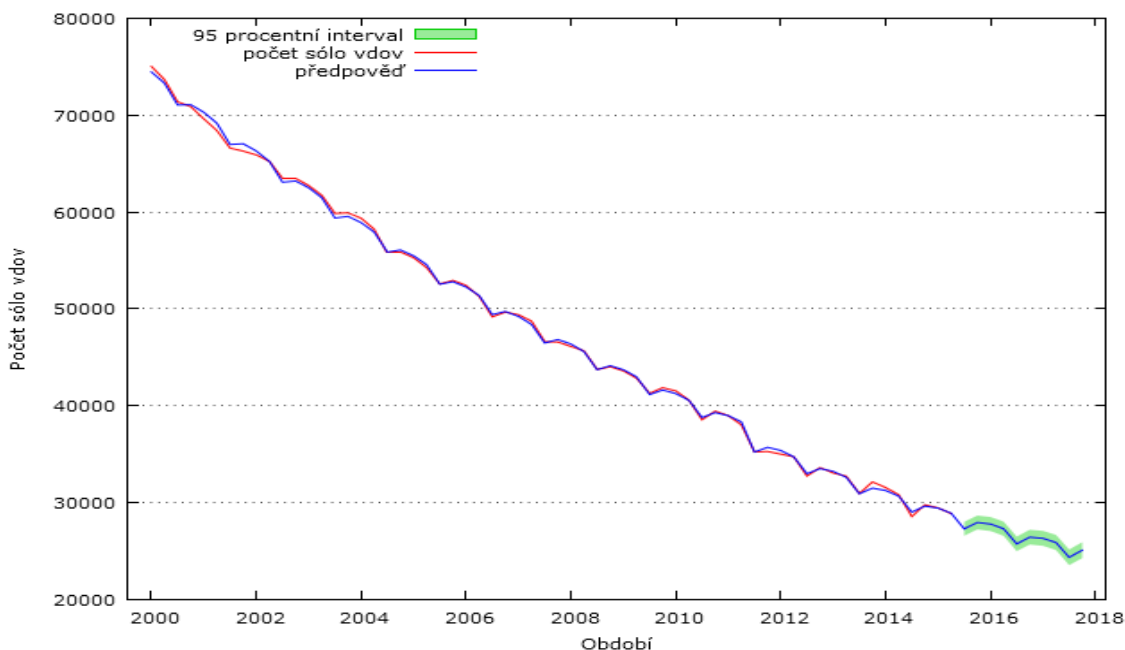
Koeficient determinace	0,9995
Adjustovaný koeficient determinace	0,9994
F-statistika	17681,34
P-hodnota (F)	$p < 0,0001$

U finálního modelu prokázal test normality normální rozdělení chybového členu (Tab. 9).

Tab. 9 Výsledek testu normality u modelu počtu sólo vdov

Test	Testová statistika	P-hodnota
Test normality	1,5739	0,4552

Na obrázku č. 12 je zobrazena predikce pro období od třetího čtvrtletí roku 2015 do konce roku 2017. Z grafu je patrné, že klesající trend se nezmění. Nejnižší hodnoty by mělo být dosaženo ve třetím kvartálu roku 2017, jedná se o 24 303 sólo vdov. Pro tuto hodnotu má predikční interval rozmezí 23 493 až 25 113 sólo vdov. Naopak nejvyšší hodnoty má být dosaženo ve čtvrtém kvartálu roku 2015, jde o 27 914 sólo vdov. Interval spolehlivosti pro tuto hodnotu činí 27 192 až 28 636 žen pobírajících sólo vdovský důchod.



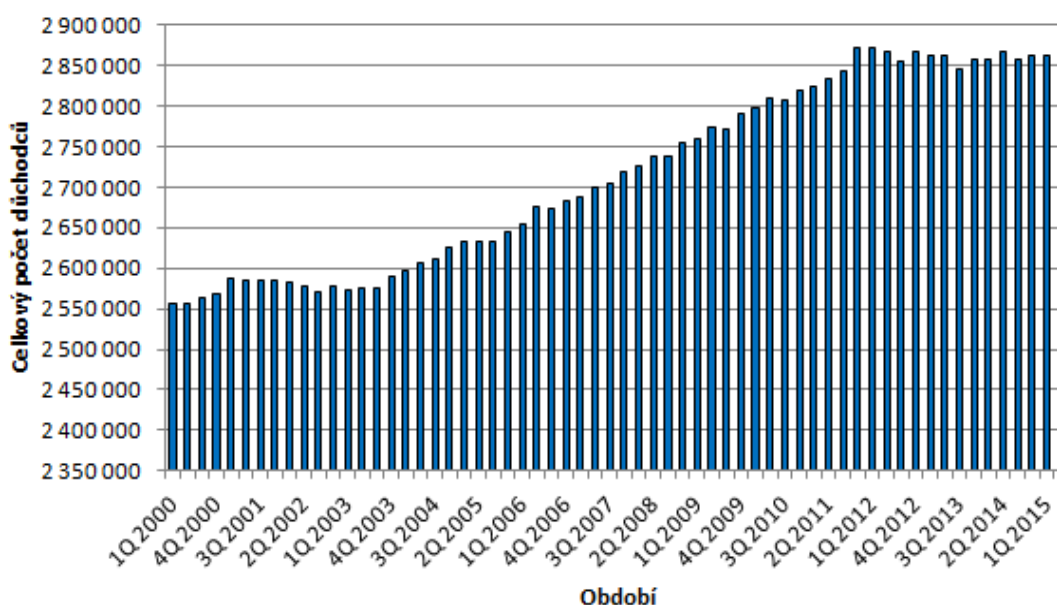
Obr. 12 Predikce vývoje počtu sólo vdov

4.1.5 Celkový počet důchodců

Tato část podkapitoly se zaměřuje na vývoj celkového počtu důchodců. Jedná se o součet počtu starobních důchodců, invalidních důchodců a pozůstalostních

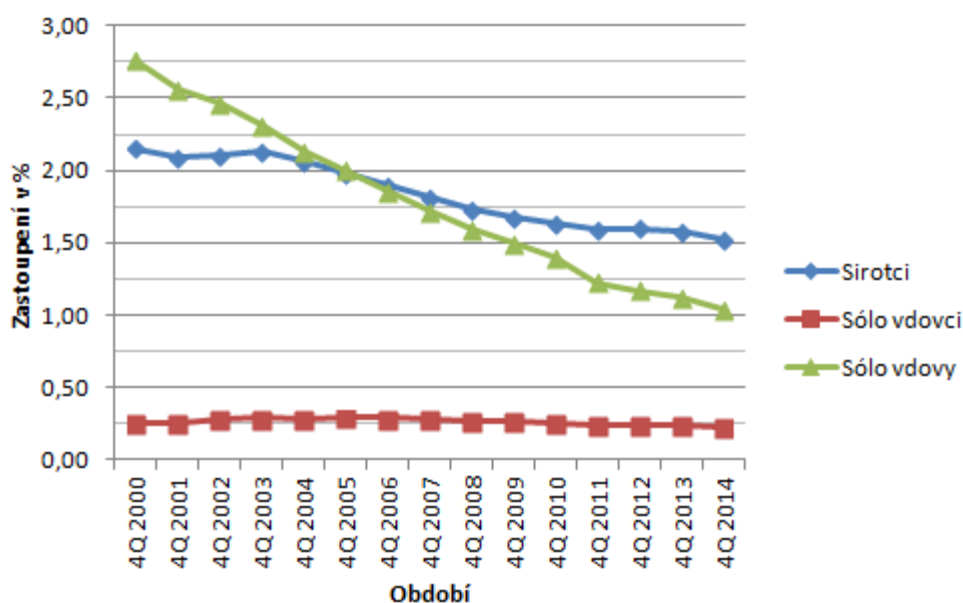
důchodců, kteří jsou představováni sólo vdovci, sólo vdovami a sirotky. Vývoj časové řady zachycuje obrázek č. 13. Z tohoto obrázku je patrné, že v celkovém počtu důchodců se zásadně odráží vývoj celkového počtu starobních důchodců. Výjimkou je akorát prudký nárůst počtu starobních důchodců v prvním čtvrtletí roku 2010, který není u celkového počtu důchodců zohledněn, protože šlo pouze o přesun osob z počtu invalidních důchodců do kategorie počtu starobních důchodců.

Nejvyšší počet důchodců byl zaznamenán ve čtvrtém čtvrtletí roku 2011, kdy počet důchodců přesáhl lehce hodnotu 2 873 000 osob. Skutečnost, že nejvyšší počet důchodců nastal v tomto období, spojujeme opět s malou důchodovou reformou (tedy se zvýšením počtu předčasných starobních důchodců). Průměrný absolutní přírůstek mezi čtvrtletími činí pro tuto časovou řadu 5 065 osob. Mezi čtvrtletími rosta řada průměrným tempem 100,19 %.

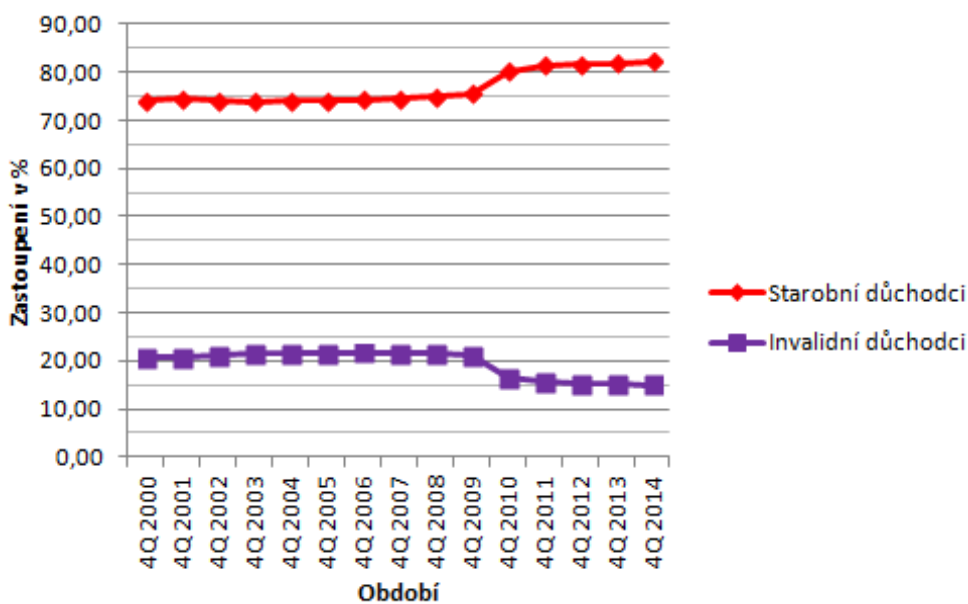


Obr. 13 Vývoj celkového počtu důchodců

Následující dva grafy (Obr. 14 a Obr. 15) zobrazují procentuální zastoupení počtu osob u jednotlivých typů důchodů (vzhledem k celkovému počtu důchodců) vždy k 31. 12. v období let 2000 až 2014.



Obr. 14 Procentuální zastoupení počtu sirotků, sólo vdovců a sólo vdov



Obr. 15 Procentuální zastoupení počtu starobních a invalidních důchodců

Procentuální zastoupení počtu osob u jednotlivých typů důchodů potvrzuje skutečnosti popsané v předchozích částech podkapitoly Počet důchodců. Například v obrázku č. 15 je dobře vidět zavedení přeměny invalidního důchodu na starobní důchod po dosažení důchodového věku od roku 2010 a v obrázku č. 14 se odráží významné snižování počtu sólo vdov a sirotků. Z grafů dále vyplývá, že sta-

robní důchodci tvoří podstatnou část celkového počtu důchodců, což souhlasí s tím, že vývoj celkového počtu důchodců je obdobný jako vývoj počtu starobních důchodců.

Obecně lze k celkovému počtu důchodců v čase říci, že rostoucí počet starobních důchodců přehlušuje klesající počet důchodců pobírajících zbývající typy důchodů.

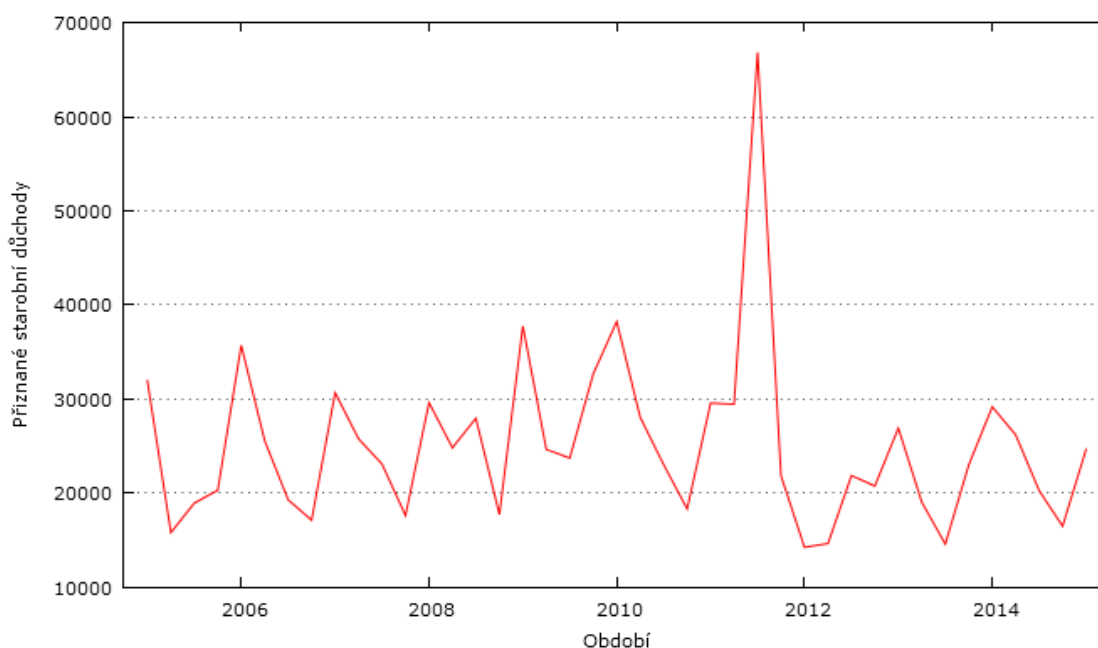
4.2 Počet přiznaných důchodů

Tato podkapitola se zabývá vývojem počtu přiznaných důchodů. Data týkající se této problematiky byla obdržena přímo z ústředí České správy sociálního zabezpečení, konkrétně z oddělení organizace důchodového pojištění, na základě podané žádosti s odkazem na zákon č. 106/1999 Sb., o svobodném přístupu k informacím. Jde o čtvrtletní intervalová data zachycující počet přiznaných důchodů dle data přiznání od počátku roku 2005 do prvního čtvrtletí roku 2015. Před rokem 2005 se statistika v této podobě nevedla a zbývající čtvrtletí roku 2015 nejsou doposud uzavřena. Časové řady tak obsahují 41 měření.

4.2.1 Přiznané starobní důchody

Na obrázku č. 16 je zachycen průběh časové řady zobrazující počet přiznaných starobních důchodů v jednotlivých čtvrtletích. Nejvyšší počet starobních důchodů byl přiznán ve třetím čtvrtletí roku 2011, jednalo se o 66 822 přiznaných starobních důchodů. Z tohoto počtu bylo 46 220 starobních důchodů předčasných, přiznané předčasné starobní důchody tak tvořily 69,17 % všech přiznaných starobních důchodů v daném čtvrtletí. Popsaný nárůst u přiznaných starobních důchodů můžeme spojit, jak již bylo zmíněno u popisu počtu starobních důchodců, s malou důchodovou reformou, která zavedla změnu ve výpočtu výše starobního důchodu od 30. 9. 2011 a znevýhodnění odchodu do předčasného důchodu od 1. 1. 2012. Změna ve způsobu stanovení výše starobního důchodu negativně ovlivnila především osoby s hrubým příjmem v rozmezí od 12 000 Kč do 35 000 Kč, proto je pochopitelné, že tak vysoký počet lidí využil přiznání důchodu podle dříve platné legislativy.

Z grafu je dále patrné, že nejnižší počet přiznaných starobních důchodů nastal právě v prvním kvartálu roku 2012, šlo o 14 223 přiznaných starobních důchodů. Zaměříme-li se na průměrné charakteristiky časové řady, zjistíme, že průměrný absolutní přírůstek mezi čtvrtletími činil přibližně -183 přiznaných starobních důchodů a průměrné tempo přírůstku představovalo -0,65 %. Záporné hodnoty charakteristik hodnotíme pozitivně, můžeme je přisoudit projevu legislativních změn zavádějících vyšší důchodový věk.



Obr. 16 Vývoj počtu přiznaných starobních důchodů

Kvůli přesnější představě o vývoji počtu přiznaných starobních důchodů jsme přešli k sestavení regresního modelu. Do modelu jsme zahrnuli sezónnost, a to z důvodu pravidelných nárůstů v prvních čtvrtletích, výjimku představuje pouze první čtvrtletí roku 2012, kdy byl zaznamenán pokles oproti předchozímu čtvrtletí. Tyto nárůsty vysvětlujeme tím, že lidé, kteří dosáhli důchodového věku, často žádají o důchod od začátku následujícího roku. QLR test odhalil na základě vypočítaných F-statistik strukturální zlom ve čtvrtém kvartálu roku 2011. F-statistika dosáhla v tomto období nejvyšší hodnoty, a to 3,3291. Výskyt zlomu byl potvrzen pomocí Chowova testu, u něhož byla p-hodnota (0,0160) nižší než 0,05. Na základě určení bodu zlomu lze rozdělit časovou řadu na dva úseky.

Symbolický zápis příslušného modelu časové řady je vyjádřen následujícím způsobem.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 dq1 + \beta_3 dq2 + \beta_4 dq3 + \beta_5 Int + \varepsilon_t \quad (27)$$

Jak již bylo dříve uvedeno (viz začátek kapitoly Výsledky a diskuze), význam vysvětlujících proměnných je popsán v tabulce č. 31 v Přílohách práce.

Výsledný model popisující chování časové řady obsahuje parametry uvedené v tabulce č. 10.

Tab. 10 Odhadnuté parametry modelu přiznaných starobních důchodů

	Koeficient	t-podíl	p-hodnota
const	15 239,7	4,161	0,0002
time	552,704	2,958	0,0055
dq1	9 393,62	2,818	0,0079
dq2	2 206,86	0,6456	0,5228
dq3	4 363,10	1,275	0,2106
Int	-502,807	-3,751	0,0006

Z tabulky č. 10 plyne, že ve výsledném modelu jsou obsaženy dvě proměnné (dq2 a dq3), které nejsou významné. V modelu jsou ponechány kvůli svému charakteru, představují totiž sezónnost, konkrétně změny počtu přiznaných starobních důchodů v druhém a třetím čtvrtletí oproti čtvrtletí čtvrtému, které je představováno konstantou (proměnnou const). Pokud je do modelu přidána sezónnost, měly by v něm být následně ponechány všechny dummy proměnné s ní související (v našem případě dq1, dq2 a dq3).

Z vysvětlujících proměnných můžeme sestavit následující rovnice pro dvě části časové řady oddělené od sebe zlomem.

$$\tilde{Y}_1 = 15\,239,7 + 552,704 t + 9\,393,62 dq1 + 2\,206,86 dq2 + 4\,363,10 dq3 \quad (28)$$

$$\tilde{Y}_2 = 15\,239,7 + 49,897 t + 9\,393,62 dq1 + 2\,206,86 dq2 + 4\,363,10 dq3 \quad (29)$$

Z rovnic je patrné, že sezónnost před zlomem a po zlomu je stejná, nemění se. Změny sezónnosti po zlomu nebyly významné, proto byly z výsledného modelu odstraněny. Rovnice potvrzují závěr vyvozený z grafu, že v prvních čtvrtletích je počet přiznaných starobních důchodů nejvyšší.

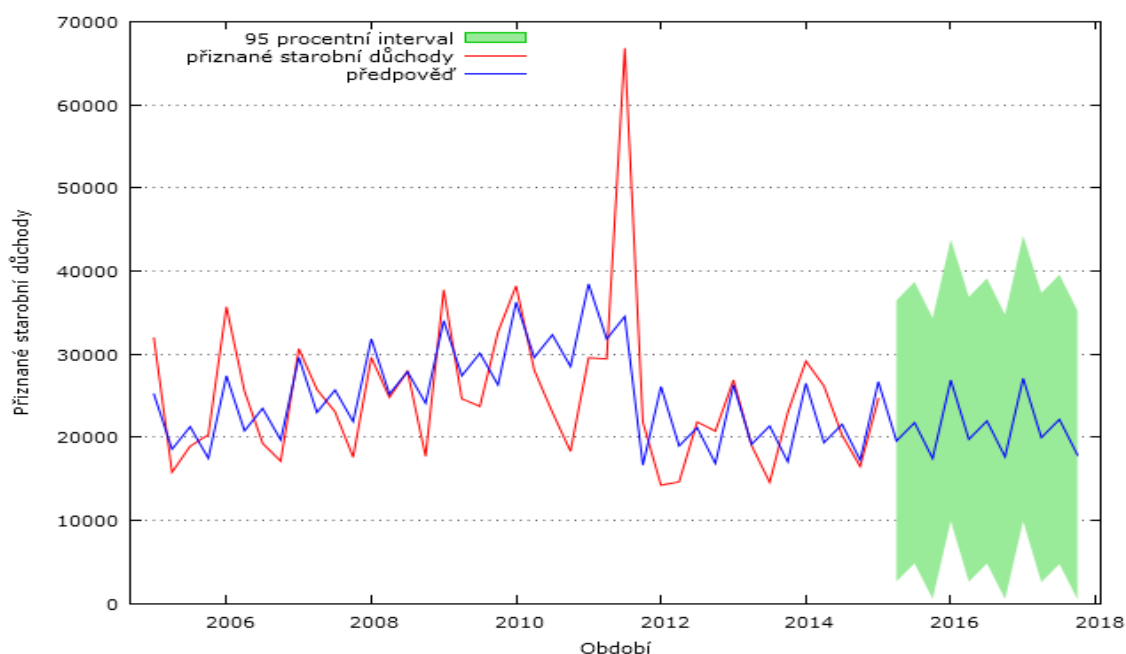
Zaměříme-li se na trendovou složku rovnic, můžeme říci, že se počet přiznaných starobních důchodů před čtvrtým kvartálem roku 2011 zvyšoval mezi čtvrtletími výrazněji než v období po zlomu. Soudíme tak na základě porovnání hodnot koeficientů u časové proměnné. Úsek časové řady od čtvrtého kvartálu roku 2011 roste podstatně pomaleji.

Jak ukazuje tabulka č. 11, hodnoty koeficientů determinace výsledného modelu jsou nízké. Na základě koeficientu determinace můžeme říci, že model dokázal vysvětlit pouze 39,28 % proměnlivosti závisle proměnné. F-test nám ovšem zamítá neprůkaznost modelu a RESET test nezamítá správnou specifikaci modelu, proto jsme model využili pro predikci.

Tab. 11 Koeficienty determinace modelu přiznaných starobních důchodů a výsledek F-testu

Koeficient determinace	0,3928
Adjustovaný koeficient determinace	0,3060
F-statistika	4,53
P-hodnota (F)	0,0027

Na obrázku č. 17 je zachycen předpokládaný vývoj počtu přiznaných starobních důchodů v období od druhého čtvrtletí roku 2015 do konce roku 2017. Na základě grafu můžeme usoudit, že trend v časové řadě bude i nadále mírně rostoucí. Nejvyšší hodnoty by mělo být dosaženo v prvním kvartálu roku 2017, její výše je odhadována na 27 078 přiznaných starobních důchodů. Naopak nejnižší hodnota činí 17 435 přiznaných starobních důchodů a měla by nastat ve čtvrtém kvartálu roku 2015.



Obr. 17 Predikce vývoje přiznaných starobních důchodů

4.2.2 Přiznané vdovské důchody

Tato část práce je zaměřena na vývoj přiznaných vdovských důchodů. Jedná se o celkový počet přiznaných vdovských důchodů v daných čtvrtletích. Nerozlišuje se, zda je vdovský důchod vyplácen bez nebo v souběhu se starobním nebo invalidním důchodem.

Z grafu (Obr. 18) je patrné, že přiznané vdovské důchody se ve sledovaném období pohybovaly v rozmezí od 4 977 (čtvrtý kvartál roku 2006) do 8 305 (první kvartál roku 2005) přiznaných vdovských důchodů. Největší pokles mezi čtvrtletími byl zaznamenán mezi třetím a čtvrtým čtvrtletím roku 2006, tento pokles činil 2 348 přiznaných vdovských důchodů. Poté následoval naopak nej-

větší nárůst mezi čtvrtletími (konkrétně mezi čtvrtým čtvrtletím roku 2006 a prvním čtvrtletím roku 2007), jehož hodnota dosáhla výše 2 982 přiznaných vdovských důchodů, což odpovídá tempu přírůstku 59,92 %. Průměrná absolutní změna mezi čtvrtletími činí v dané časové řadě přibližně -52 přiznaných vdovských důchodů a průměrné tempo přírůstku mezi čtvrtletími je -0,72 %.



Obr. 18 Vývoj počtu přiznaných vdovských důchodů

Také pro tuto časovou řadu byl sestrojen regresní model, do něhož byla zařazena sezónnost. Při tvorbě výsledného modelu bylo rozhodováno mezi konstantním a lineárním trendem. Na základě grafu časové řady a také s pomocí RESET testu, který u modelu s lineárním trendem zamítnul správnou specifikaci modelu, byl zvolen konstantní trend. Volbu konstantního trendu potvrdil také graf prvních diferencí časové řady, řada prvních diferencí totiž kolísá okolo nuly. Model obsahující konstantní trend a sezónnost byl podroben QLR testu, který odhalil strukturální zlom u druhého kvartálu roku 2013. Maximální F-statistika dosáhla hodnoty 5,7316. Výskyt zlomu v uvedeném kvartálu potvrdil Chowův test, jehož p-hodnota činila 0,0013.

Na základě výše popsaných skutečností byl sestrojen regresní model s konstantním trendem, sezónností a strukturálním zlomem v druhém čtvrtletí roku 2013. Symbolický zápis modelu má následující podobu.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 dq1 + \beta_2 dq2 + \beta_3 dq3 + \beta_4 D1 + \varepsilon_t \quad (30)$$

Finální model obsahuje parametry uvedené v tabulce č. 12.

Tab. 12 Odhadnuté parametry modelu přiznaných vdovských důchodů

	Koeficient	t-podíl	p-hodnota
const	5 790,70	64,91	p < 0,0001
dq1	2 125,74	16,40	p < 0,0001
dq2	1 603,60	12,71	p < 0,0001
dq3	1 387,60	11,00	p < 0,0001
D1	-1 072,94	-4,865	p < 0,0001

S využitím těchto vysvětlujících proměnných lze sestavit níže uvedené rovnice popisující časovou řadu.

$$\hat{Y}_1 = 5\,790,70 + 2\,125,74\,dq1 + 1\,603,60\,dq2 + 1\,387,60\,dq3 \quad (31)$$

$$\hat{Y}_2 = 5\,790,70 + 1\,052,80\,dq1 + 1\,603,60\,dq2 + 1\,387,60\,dq3 \quad (32)$$

Z rovnic a z tabulky č. 12 je patrné, že po zlomu došlo k významné změně pouze u vysvětlující proměnné, která představuje sezónnost u prvního čtvrtletí. V období od druhého čtvrtletí roku 2013 tak dochází k menšímu kladnému vychýlení od trendu v prvních čtvrtletích, průměrně jde o nárůst ve výši 1 053 přiznaných vdovských důchodů. Pro srovnání můžeme uvést, že v prvním úseku časové řady (tj. období od prvního čtvrtletí roku 2005 do prvního čtvrtletí roku 2013 včetně) činí nárůst vůči trendu v prvních čtvrtletích průměrně 2 126 přiznaných vdovských důchodů. Nárůst v takové výši je v souladu s obecně platnou skutečností, že nejvíce lidí umírá v období předjaří.

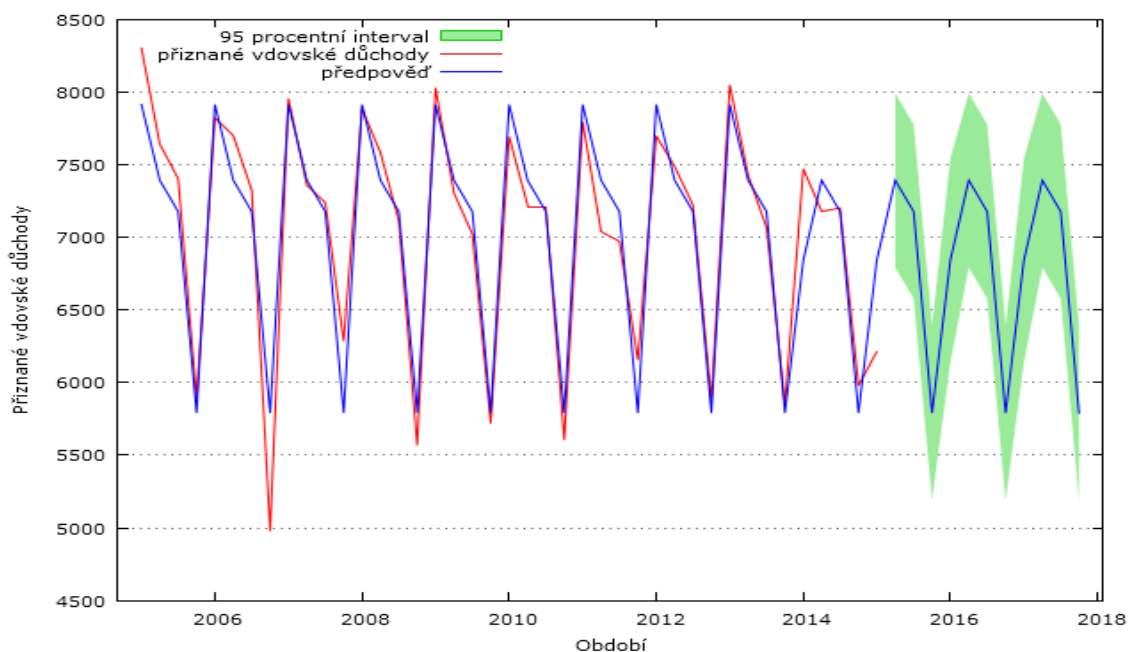
Z rovnic můžeme dále vyčíst, že ve čtvrtém čtvrtletí je v rámci celé časové řady průměrně přiznáno téměř 5 791 vdovských důchodů. V druhém čtvrtletí je průměrně přiznáno o 1 604 vdovských důchodů více než ve čtvrtletí čtvrtém. Také ve třetím kvartálu je připsáno více vdovských důchodů než v kvartálu čtvrtém, průměrně jde o zvýšení o 1 388 vdovských důchodů.

S pomocí finálního modelu jsme dokázali vysvětlit 89,35 % celkové variability (Tab. 13). Pro ověření významnosti celkového modelu byla vypočtena p-hodnota F-testu, která má nižší hodnotu než zvolená hladina významnosti, což vede k průkaznosti modelu.

Tab. 13 Koeficienty determinace modelu přiznaných vdovských důchodů a výsledek F-testu

Koeficient determinace	0,8935
Adjustovaný koeficient determinace	0,8817
F-statistika	75,53
P-hodnota (F)	p < 0,0001

Finální model byl využit opět k predikci pro období od druhého kvartálu roku 2015 do konce roku 2017. Odhadované hodnoty pro toto období včetně intervalů spolehlivosti jsou zobrazeny v obrázku č. 19.



Obr. 19 Predikce vývoje přiznaných vdovských důchodů

Z predikce plyne, že v období od druhého kvartálu roku 2015 do posledního kvartálu roku 2017 má být nejvíce důchodů připsáno v druhých čtvrtletích, a to 7 394 důchodů. Naopak nejméně důchodů má být přiznáno ve čtvrtých čtvrtletích, jedná se o 5 791 přiznaných vdovských důchodů.

Jak bylo popsáno dříve, zlom byl u časové řady identifikován v druhém kvartálu roku 2013. Druhá část časové řady (tj. část po zlomu) tak obsahovala pouze 8 měření. Vzhledem k této skutečnosti mohou být odhadované hodnoty pro budoucí období nepřesné, skutečné hodnoty se budou pravděpodobně pohybovat v rámci příslušných intervalů spolehlivosti.

4.2.3 Přiznané vdovecké důchody

Stejně jako u přiznaných vdovských důchodů i zde není rozlišováno, zda je vdovecký důchod vyplácen bez nebo v souběhu se starobním nebo invalidním důchodem. V časové řadě je zachycen celkový počet přiznaných vdoveckých důchodů za jednotlivá čtvrtletí (viz Obr. 20). Z obrázku je patrné, že počet přiznaných vdoveckých důchodů se pro dané období pohybuje v intervalu 1 525 (čtvrtý kvartál roku 2006) až 2 779 (první kvartál roku 2009) přiznaných důchodů.



Obr. 20 Vývoj počtu přiznaných vdoveckých důchodů

Porovnáme-li výše vykreslený vývoj počtu přiznaných vdoveckých důchodů s grafem vývoje počtu přiznaných vdovských důchodů (Obr. 18), jsou patrné určité podobnosti. Stejně jako u přiznaných vdovských důchodů došlo i zde v době mezi třetím a čtvrtým čtvrtletím roku 2006 k největšímu poklesu počtu přiznaných důchodů. Toto snížení činilo 965 přiznaných vdoveckých důchodů. Také největší nárůst mezi čtvrtletími byl zaznamenán ve stejném období, a to mezi čtvrtým čtvrtletím roku 2006 a prvním čtvrtletím roku 2007. Zvýšení představovalo 1 094 přiznaných důchodů, což odpovídá tempu přírůstku ve výši 71,74 %.

Dále na základě porovnání zvolených dvou časových řad lze říci, že časová řada počtu přiznaných vdoveckých důchodů je umístěna v grafu níže, což souvisí s faktem, že střední délka života je vyšší u žen než u mužů. Muži tedy v průměru umírají dříve, a proto je ve společnosti vypláceno více vdovských než vdoveckých důchodů. Obě časové řady rostou podobným tempem růstu, tempo růstu mezi čtvrtletími činí průměrně u přiznaných vdovských důchodů 99,28 % a u vdoveckých 99,40 %. Můžeme ještě doplnit, že průměrný absolutní přírůstek mezi kvartály byl u vdoveckých důchodů vypočítán ve výši –15 důchodů.

Po grafické analýze a výpočtu elementárních charakteristik jsme i zde přešli k sestavení regresního modelu. Pro časovou řadu jsme zvolili, ze stejných důvodů jako u časové řady přiznaných vdovských důchodů, konstantní trend a sezónnost. Takto vytvořený model byl podroben QLR testu, který odhalil zlom u druhého kvartálu roku 2013. Maximální F-statistika zde činila 6,0584. Výskyt zlomu potvrdil také Chowův test. P-hodnota u něj byla ve výši 0,0009. Výsledný model je tedy složen z konstantního trendu a dummy proměnných představují-

cích sezónnost a je v něm zohledněn zlom u druhého kvartálu roku 2013. Model v symbolické formě má následující podobu.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 dq1 + \beta_2 dq2 + \beta_3 dq3 + \beta_4 D1 + \varepsilon_t \quad (33)$$

Tab. 14 Odhadnuté parametry modelu přiznaných vdoveckých důchodů

	Koeficient	t-podíl	p-hodnota
const	1 849,60	59,32	p < 0,0001
dq1	808,400	17,85	p < 0,0001
dq2	550,200	12,48	p < 0,0001
dq3	497,300	11,28	p < 0,0001
D1	-374,500	-4,859	p < 0,0001

Jak vyplývá z tabulky č. 14, finální model obsahuje stejné vysvětlující proměnné jako konečný model přiznaných vdovských důchodů. S pomocí vysvětlujících proměnných byly sestaveny následující rovnice.

$$\tilde{Y}_1 = 1\,849,60 + 808,40\,dq1 + 550,20\,dq2 + 497,30\,dq3 \quad (34)$$

$$\tilde{Y}_2 = 1\,849,60 + 433,90\,dq1 + 550,20\,dq2 + 497,30\,dq3 \quad (35)$$

Z první rovnice (34) plyne, že nejvíce vdoveckých důchodů je v období od prvního čtvrtletí roku 2005 do prvního čtvrtletí roku 2013 včetně přiznáno v prvních čtvrtletích, poté následují druhá čtvrtletí, třetí čtvrtletí a nejméně důchodů je přiznáno ve čtvrtých čtvrtletích. V prvních čtvrtletích, ve kterých dochází k největšímu odchýlení od trendu, je průměrně přiznáno 2 658 vdoveckých důchodů.

V druhé části časové řady (tedy od druhého čtvrtletí roku 2013) je sezónnost v prvních čtvrtletích jiná, došlo k jejímu snížení. Z druhé rovnice (35) vyplývá, že v prvním čtvrtletí roku 2014 a roku 2015 je průměrně přiznáno 2 284 vdoveckých důchodů.

Finální model vysvětluje 90,42 % proměnlivosti závisle proměnné (Tab. 15). Model můžeme na základě F-testu označit za průkazný, p-hodnota je totiž nižší než zvolená hladina významnosti. Také RESET test potvrzuje správnou specifikaci modelu.

Tab. 15 Koeficienty determinace modelu přiznaných vdoveckých důchodů a výsledek F-testu

Koeficient determinace	0,9042
Adjustovaný koeficient determinace	0,8936
F-statistika	84,97
P-hodnota (F)	p < 0,0001

Výsledný model přiznaných vdoveckých důchodů splňuje předpoklad související s homoskedasticitou. Na základě Whiteova testu můžeme říci, že homoskedasti-

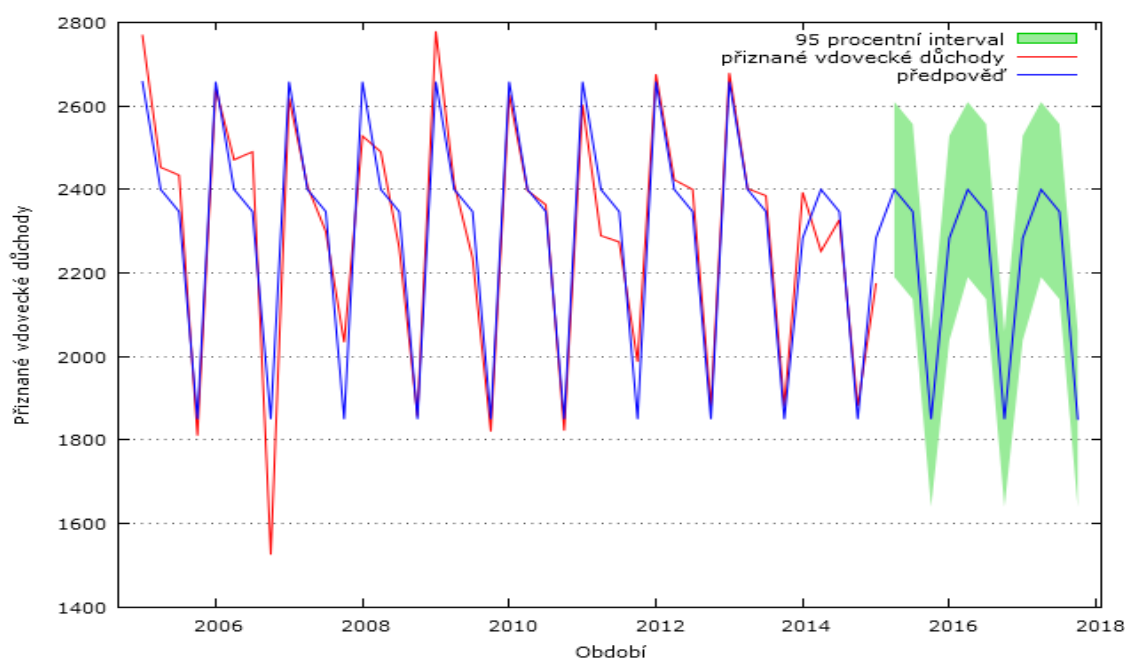
cita chybového členu se nezamítá (Tab. 16). P-hodnota je totiž větší než zvolená hladina významnosti (0,05).

Tab. 16 Výsledek Whiteova testu u modelu přiznaných vdoveckých důchodů

Test	Testová statistika	P-hodnota
Whiteův test	3,0872	0,5433

Níže uvedený graf (Obr. 21) zobrazuje předpovědi pro období od druhého kvartálu roku 2015 do čtvrtého kvartálu roku 2017. Z grafu je patrné, že předpovědi do budoucna nadále zohledňují konstantní trend a sezónnost. Nejvíce důchodů má být přiznáno v druhých čtvrtletích, jedná se o 2 400 důchodů. Nejméně důchodů má být naopak přiznáno ve čtvrtých čtvrtletích, a to 1 850 důchodů.

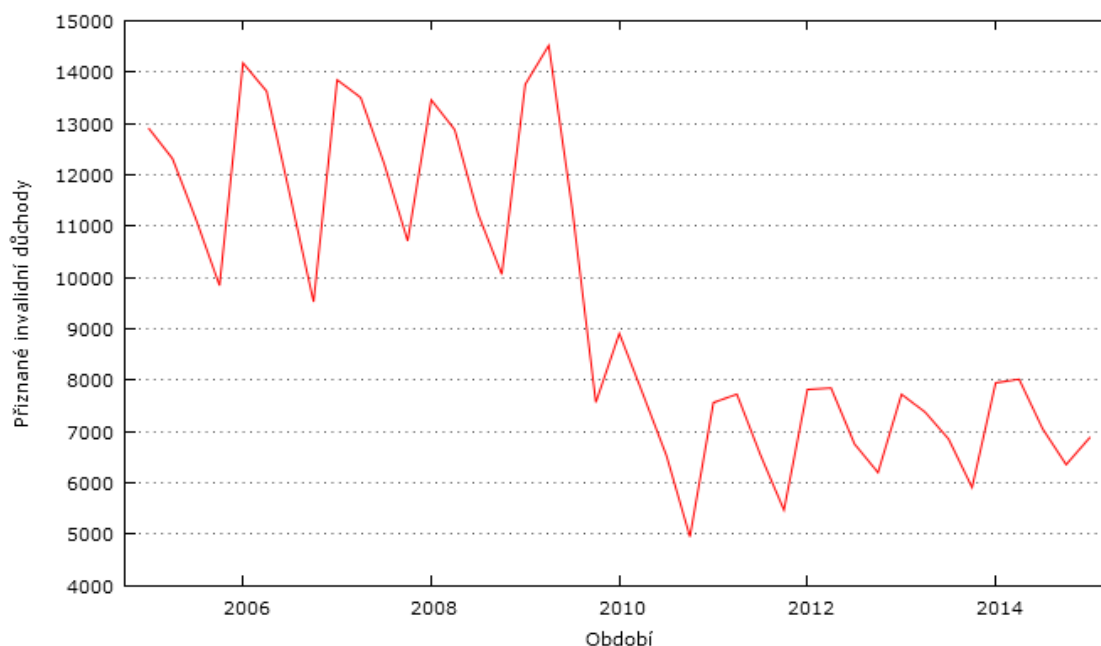
Zvážíme-li, že období po zlomu (tedy období od druhého kvartálu roku 2013 do prvního kvartálu roku 2015) není příliš dlouhé, mohou se skutečné budoucí hodnoty počtu přiznaných vdoveckých důchodů od odhadovaných hodnot více odchylovat a pohybovat se spíše v rámci celého intervalu spolehlivosti.



Obr. 21 Predikce vývoje přiznaných vdoveckých důchodů

4.2.4 Přiznané invalidní důchody

Tato část práce je zaměřena na veškeré přiznané invalidní důchody v jednotlivých kvartálech v období od začátku roku 2005 do prvního čtvrtletí roku 2015. U přiznaných invalidních důchodů se nerozlišuje, o jaký typ invalidního důchodu se jedná. Vývoj počtu přiznaných invalidních důchodů zachycuje následující graf (Obr. 22).



Obr. 22 Vývoj počtu přiznaných invalidních důchodů

Nejvyšší počet invalidních důchodů byl přiznán v druhém čtvrtletí roku 2009, jednalo se o 14 521 přiznaných invalidních důchodů. Naopak nejnižší počet přiznaných invalidních důchodů byl zaznamenán ve čtvrtém čtvrtletí roku 2010, šlo o 4 946 invalidních důchodů. Největší nárůst mezi čtvrtletími nastal mezi čtvrtým čtvrtletím roku 2005 a prvním čtvrtletím roku 2006 a jeho hodnota činila 4 336 přiznaných invalidních důchodů. Naopak největší pokles mezi čtvrtletími se odehrál mezi třetím a čtvrtým čtvrtletím roku 2009, jeho hodnota dosáhla výše 3 765 invalidních důchodů. Tento pokles bezprostředně navazoval na druhé největší snížení mezi čtvrtletími (tj. –3 190 přiznaných invalidních důchodů). Jak je patrné z grafu časové řady, po popsání snížení se úsek časové řady pohybuje v nižším rozmezí hodnot. S účinností od 1. 1. 2010 totiž došlo k významným změnám při posuzování nároků na invalidní důchod. Například byly nově vymezeny 3 stupně invalidity namísto invalidity částečné a plné, dále bylo zavedeno věkové omezení pro vznik nároku na tento důchod a jeho trvání (viz přeměna invalidního důchodu na starobní důchod po dosažení důchodového věku popsána v části práce Počet starobních důchodců) apod.

Zaměříme-li se na průměrné elementární charakteristiky, zjistíme, že časová řada roste průměrně mezi čtvrtletími tempem 98,44 %. Průměrný absolutní přírůstek mezi čtvrtletími činí –151 přiznaných invalidních důchodů. Pro lepší pochopení vývoje přiznaných invalidních důchodů po změně legislativy byly vypočítány průměrné charakteristiky pro období od prvního čtvrtletí roku 2010. V období od prvního kvartálu roku 2010 činí průměrné tempo růstu mezi kvartály 98,72 % a průměrná změna mezi kvartály je –101 přiznaných invalidních důchodů.

Pro přesnější popis časové řady jsme sestrojili regresní model. Do modelu byla zahrnuta sezónnost. Téměř pro každý rok totiž platí (výjimku tvoří roky 2009, 2011, 2012 a 2014), že nejvíce invalidních důchodů je přiznáno v prvním čtvrtletí. V modelu s klesajícím lineárním trendem a sezónností byl identifikován pomocí QLR testu strukturální zlom, a to ve čtvrtém kvartálu roku 2009. Maximální F-statistika dosažená v tomto období činí 43,0816. Strukturální zlom byl potvrzen pomocí Chowova testu, u něhož byla p-hodnota ($4,7402e-013$) nižší než hladina významnosti 0,05. Symbolický zápis modelu má následující podobu.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 dq1 + \beta_2 dq2 + \beta_3 dq3 + \beta_4 Dummy + \beta_5 D1 + \beta_6 D2 + \beta_7 D3 + \varepsilon_t \quad (36)$$

Tab. 17 Odhadnuté parametry modelu přiznaných invalidních důchodů

	Koeficient	t-podíl	p-hodnota
const	10 035,00	33,59	p < 0,0001
dq1	3 595,60	8,971	p < 0,0001
dq2	3 334,40	8,320	p < 0,0001
dq3	1 464,80	3,655	0,0009
Dummy	-3 962,50	-10,27	p < 0,0001
D1	-1 862,93	-3,523	0,0013
D2	-1 668,70	-3,091	0,0040
D3	-792,30	-1,467	0,1517

S pomocí tabulky č. 17 byly sestrojeny následující rovnice. První rovnice (37) představuje popis časové řady od prvního kvartálu roku 2005 do třetího kvartálu roku 2009 a druhá rovnice (38) popisuje časovou řadu od čtvrtého kvartálu roku 2009 do prvního kvartálu roku 2015.

$$\hat{Y}_1 = 10\,035 + 3\,595,60\,dq1 + 3\,334,40\,dq2 + 1\,464,80\,dq3 \quad (37)$$

$$\hat{Y}_2 = 6\,072,5 + 1\,732,67\,dq1 + 1\,665,70\,dq2 + 672,5\,dq3 \quad (38)$$

Na základě rovnic lze říci, že časová řada obsahuje konstantní trend. Po zohlednění zlomu totiž přestala být časová proměnná v modelu významná, byla proto z modelu odebrána a lineární trend se změnil na trend konstantní. Z tabulky č. 17 plyne, že ve výsledném modelu zůstala jedna nevýznamná proměnná, jedná se o vysvětlující proměnnou s názvem D3. Tato proměnná nebyla z výsledného modelu vynechána, protože po jejím odstranění došlo k poklesu adjustovaného koeficientu determinace. Zohledněno bylo také to, že, ponecháme-li tuto proměnnou v modelu, nedojde k žádným zásadním změnám oproti případu, kdybychom ji odstranili.

Dále je patrné, že po strukturálním zlomu došlo ke snížení průměrné výše přiznaných invalidních důchodů, a to ve všech čtyřech čtvrtletích.

Takto sestrojený model dokázal vysvětlit 96,48 % proměnlivosti závisle proměnné a výsledek F- testu svědčí o průkaznosti celkového modelu (Tab. 18).

Tab. 18 Koeficienty determinace modelu přiznaných invalidních důchodů a výsledek F-testu

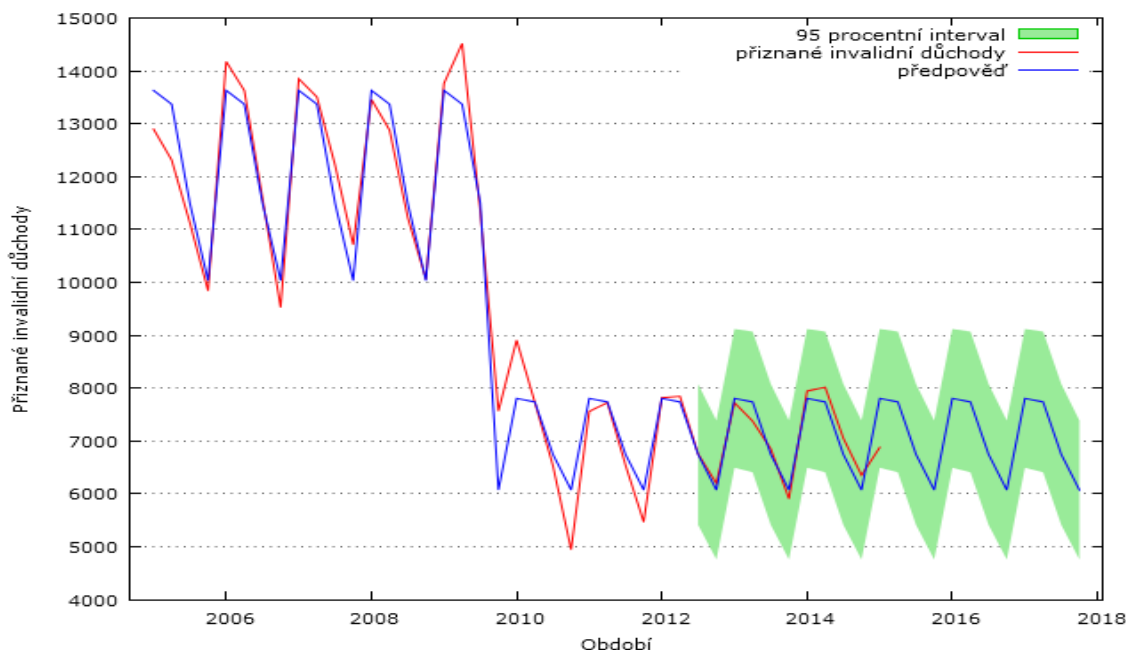
Koeficient determinace	0,9648
Adjustovaný koeficient determinace	0,9573
F-statistika	129,06
P-hodnota (F)	$p < 0,0001$

Model byl podroben dalšímu testování, při kterém byla prokázána homoskedasticita a normální rozdělení chybového členu. Výsledky testů jsou uvedeny v tabulce č. 19.

Tab. 19 Výsledky vybraných testů u modelu přiznaných invalidních důchodů

Test	Testová statistika	P-hodnota
Whiteův test	8,6399	0,2796
Test normality	3,9668	0,1376

Model byl následně využit pro vytvoření předpovědi do budoucna. Z obrázku č. 23 je patrné zachování konstantního trendu a sezónnosti.



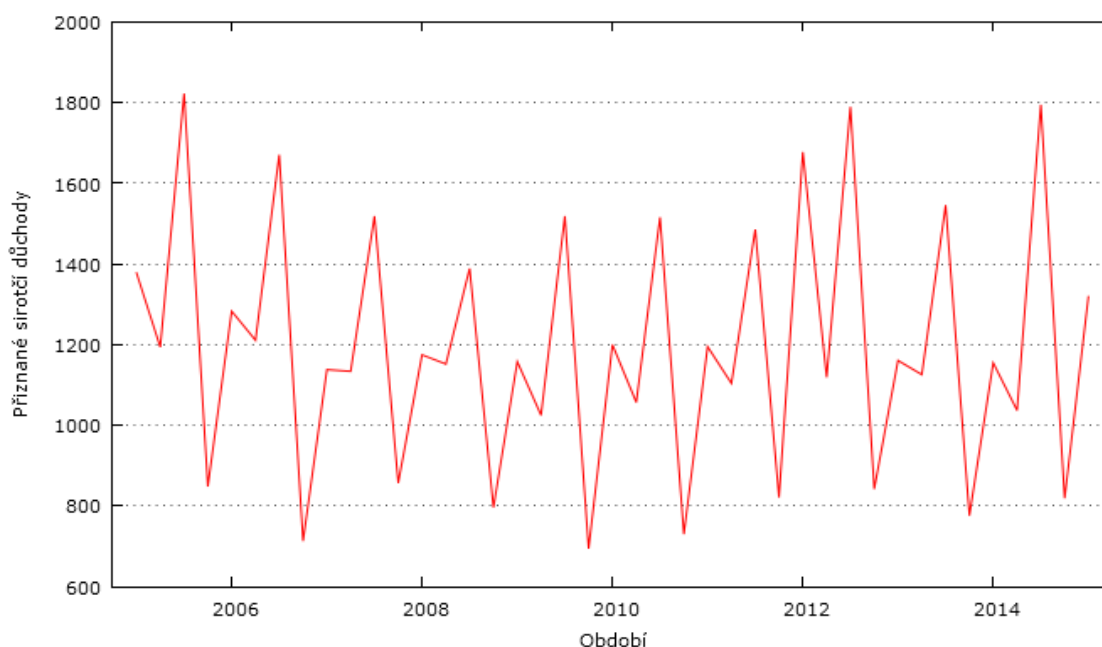
Obr. 23 Predikce vývoje přiznaných invalidních důchodů

Z grafu plyne, že nejvyšší předpokládaná hodnota přiznaných invalidních důchodů nastává v prvních čtvrtletích (7 805 důchodů), poté následují druhá čtvrt-

letí, třetí čtvrtletí a nejmenší hodnoty je dosaženo ve čtvrtých čtvrtletích (6 073 důchodů).

4.2.5 Přiznané sirotčí důchody

Přiznané sirotčí důchody se ve zvoleném období pohybovaly v rozmezí od 694 (hodnota za čtvrtý kvartál roku 2009) do 1 823 (hodnota za třetí kvartál roku 2005) přiznaných důchodů. Nejnižší tempo růstu bylo naměřeno mezi třetím a čtvrtým čtvrtletím roku 2006, jeho výše činila 42,67 %. Naopak nejvyšší tempo růstu bylo zachyceno mezi čtvrtým čtvrtletím roku 2011 a prvním čtvrtletím roku 2012 a jeho hodnota byla 204,38 %. Průměrně docházelo mezi jednotlivými čtvrtletími k tempu přírůstku ve výši -0,11 %. Přesný průběh této časové řady je zobrazen na obrázku č. 24.



Obr. 24 Vývoj počtu přiznaných sirotčích důchodů

K nejvyššímu nárůstu v počtu přiznaných sirotčích důchodů došlo mezi čtvrtým kvartálem roku 2011 a prvním kvartálem roku 2012, kdy bylo zaznamenáno zvýšení o 857 důchodů. Tento nárůst můžeme dát do souvislosti se změnami legislativy. Od začátku roku 2012 byla zkrácena doba povinného pojištění u zemřelého rodiče (popřípadě u zemřelé osoby, která převzala dítě do péče nahrazující péči rodičů) pro nárok dítěte na sirotčí důchod. Děti, kterým nebyl sirotčí důchod přiznán z důvodu nesplnění dříve platné doby pojištění, mohly o přiznání sirotčího důchodu znovu požádat. Pokud byla u dítěte splněna nově definovaná doba povinného pojištění, sirotčí důchod byl dítěti přiznán (s finanční účinností od 1. 1. 2012). Dále došlo ke změně definice osoby, které bylo dítě svěřeno do péče. Uvedené změny neovlivnily pouze hodnotu přizna-

ných sirotčích důchodů v prvním kvartálu roku 2012, ale také hodnoty následujících období.

Časová řada přiznaných sirotčích důchodů byla proložena parabolou a do modelu byla následně přidána sezónnost. QLR test odhalil přítomnost zlomu v prvním čtvrtletí roku 2012. V tomto období byla zjištěna nejvyšší hodnota F-statistiky, její výše činila 7,6082. Existenci strukturálního zlomu potvrdil Chowův test, u kterého byla zjištěna p-hodnota ve výši 0,0001. Po zohlednění zlomu v časové řadě byl vytvořen výsledný model, jehož symbolické vyjádření má následující podobu.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 dq1 + \beta_4 dq2 + \beta_5 dq3 + \beta_6 Dummy + \beta_7 Int + \beta_8 Int2 + \beta_9 D3 + \varepsilon_t \quad (39)$$

Tabulka č. 20 obsahuje odhadnuté parametry výsledného modelu.

Tab. 20 Odhadnuté parametry modelu přiznaných sirotčích důchodů

	Koeficient	t-podíl	p-hodnota
const	992,801	18,77	p < 0,0001
time	-27,2838	-3,631	0,0010
sq_time	0,716716	2,851	0,0077
dq1	425,368	12,32	p < 0,0001
dq2	310,026	8,880	p < 0,0001
dq3	769,753	19,59	p < 0,0001
Dummy	10 308,2	4,773	p < 0,0001
Int	-563,928	-4,523	p < 0,0001
Int2	7,53442	4,200	0,0002
D3	136,290	2,210	0,0346

Dále byly vytvořeny rovnice popisující časovou řadu před a po strukturálním zlomu.

$$\hat{Y}_1 = 992,801 - 27,2838 t + 0,716716 t^2 + 425,368 dq1 + 310,026 dq2 + 769,753 dq3 \quad (40)$$

$$\hat{Y}_2 = 11 301 - 591,2118 t + 8,251136 t^2 + 425,368 dq1 + 310,026 dq2 + 906,043 dq3 \quad (41)$$

Změny sezónnosti pro období po strukturálním zlomu nebyly u prvních a druhých čtvrtletí významné, proto nebyly do výsledného modelu a do rovnic zařazeny. U třetích čtvrtletí je v období po zlomu průměrná odchylka od trendu vyšší než v období před zlomem, což dokazuje větší hodnota koeficientu u proměnné dq3.

Z rovnic dále plyne, že průměrně je přiznáno nejvíce sirotčích důchodů ve třetích čtvrtletích. Tato skutečnost může souviset s tím, že během letních měsíců kontroluje Česká správa sociálního zabezpečení trvání nároku na sirotčí důchod. Například v případě, že sirotek ukončil studium na střední škole

a pokračuje ve studiu na vyšší odborné škole nebo vysoké škole, musí doložit na ČSSZ nové potvrzení o studiu. V případě, že škola vydává potvrzení o studiu až po zápisu, může se stát, že je sirotčí důchod odejmut a po dodání potvrzení o studiu obnoven (tedy znovu přiznán).

Výsledný model má vysoký adjustovaný koeficient determinace, jeho hodnota činí 93,94 % (Tab. 21). Na základě výše p-hodnoty u F-testu lze říci, že model je průkazný.

Tab. 21 Koeficienty determinace modelu přiznaných sirotčích důchodů a výsledek F-testu

Koeficient determinace	0,9531
Adjustovaný koeficient determinace	0,9394
F-statistika	69,94
P-hodnota (F)	$p < 0,0001$

Model byl dále podroben testu normality, při kterém bylo zjištěno, že chybový člen má normální rozdělení. Výsledek testu normality ukazuje následující tabulka (Tab. 22).

Tab. 22 Výsledek testu normality u modelu přiznaných sirotčích důchodů

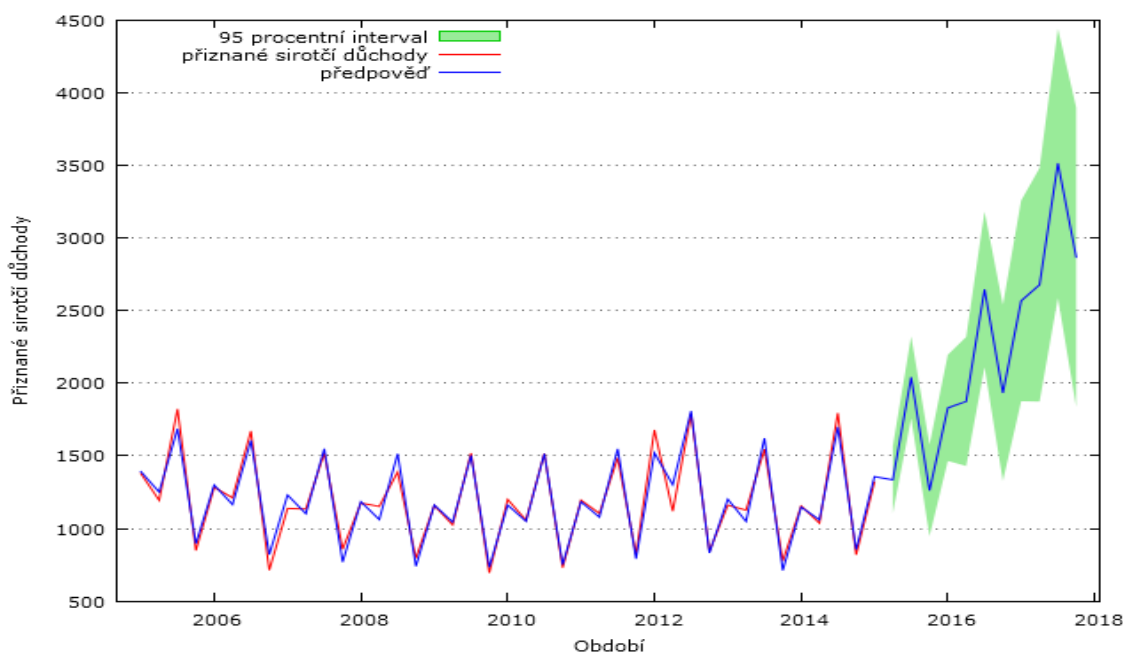
Test	Testová statistika	P-hodnota
Test normality	2,2480	0,3250

Nakonec byla vytvořena pomocí výsledného modelu predikce pro období od druhého čtvrtletí roku 2015 do konce roku 2017. Predikce je zachycena v obrázku č. 25.

Jak bylo uvedeno v tabulce č. 21, výsledný model dokázal vysvětlit 95,31 % proměnlivosti závisle proměnné. Tato hodnota koeficientu determinace je vysoká. Podíváme-li se na obrázek č. 25 a porovnáme-li skutečné hodnoty přiznaných sirotčích důchodů s předpověďmi, které poskytnul výsledný model, v období od roku 2005 do prvního čtvrtletí roku 2015, vidíme, že model dokázal dobře popsat skutečný vývoj časové řady. Ovšem zaměříme-li se na predikce od druhého čtvrtletí roku 2015 do konce roku 2017, můžeme vidět vysoký nárůst přiznaných sirotčích důchodů. Toto podstatné zvýšení nelze uspokojivě objasnit vzhledem k informacím obdržným při zpracování literární rešerše.

Z matematického hlediska můžeme nárůst vysvětlit následujícím způsobem. Časová řada byla při tvorbě modelu proložena parabolou. Na základě předpovědí, které výsledný model vytvořil, lze uvést, že vrchol paraboly se nachází v období let 2009 a 2010, pro následující období je tedy využita rostoucí část paraboly. Navíc od strukturálního zlomu (tj. od prvního čtvrtletí roku 2012) roste parabola rychleji kvůli změně koeficientu u vysvětlující proměnné sq_time .

Predikce u tohoto modelu nebude dále využita.



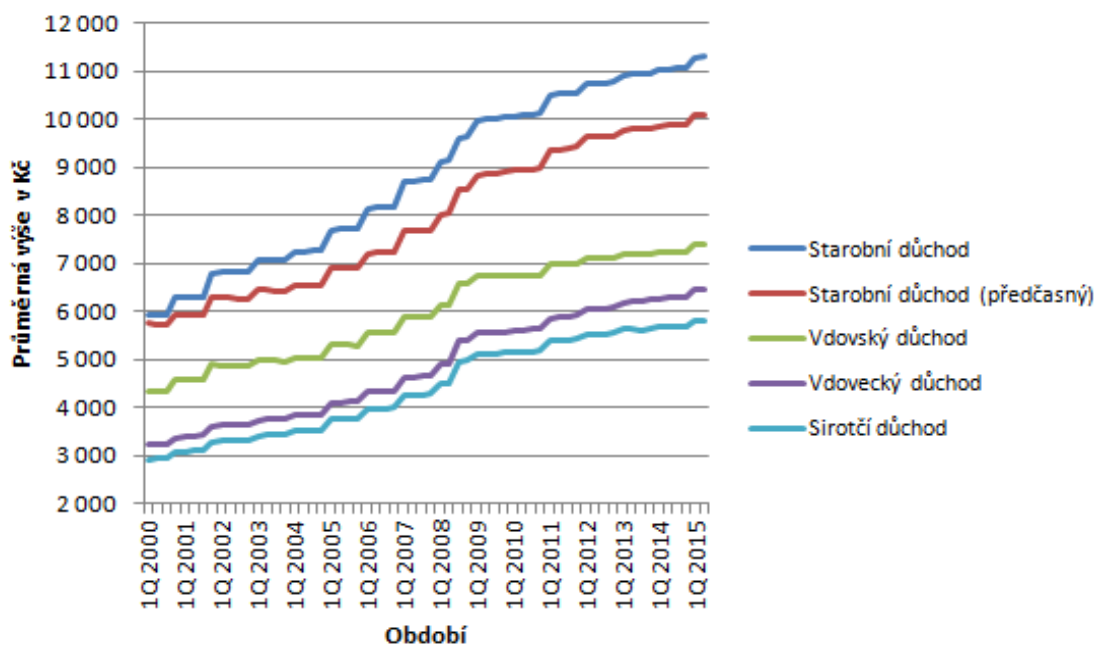
Obr. 25 Predikce vývoje přiznaných sirotčích důchodů

4.3 Průměrná výše sólo důchodů

V této podkapitole jsou využita data zasláná na vyžádání z ústředí ČSSZ. Jedná se o data představující průměrnou výši sólo důchodů vyplácených v České republice. Data jsou zachycena k 31. 3., 30. 6., 30. 9. a 31. 12. v období let 2000 až 2015. Za rok 2015 jsou prozatím dostupná pouze data za první a druhé čtvrtletí. Jak již bylo zmíněno, jde o průměrnou výši u sólo důchodů, což znamená, že se jedná o důchody, které nejsou vypláceny v souběhu.

Průměrná výše u jednotlivých typů sólo důchodů je ovlivněna jednak výšemi procentních výměr právě vyplácených důchodů a jednak platnými pravidly pro valorizaci důchodů. Jinými slovy můžeme říci, že se ve změně průměrné výše důchodů v čase odráží výše procentních výměr nově vyplácených důchodů, výše procentních výměr důchodů, které se přestaly vyplácet, a mimo to také velikost nárůstu důchodů, která je dána aktuálními pravidly valorizace.

Obrázek č. 26 zachycuje vývoj průměrné výše u pěti typů důchodů, jedná se o důchod starobní, předčasný starobní, sirotčí, vdovský a vdovecký. Vývoj průměrné výše u těchto typů důchodů je obdobný. Z grafu je patrné, že v roce 2000 a 2001 došlo k valorizaci důchodů ve čtvrtém čtvrtletí. Na základě nařízení vlády byly důchody zvýšeny od splátky důchodu splatné po 30. listopadu. Jak bylo nastíněno v literární rešerši, v roce 2002 byla pozměněna pravidla pro valorizaci důchodů. Bylo uzákoněno, že vyplácené důchody se budou zvyšovat pravidelně každý rok v lednu (odchylně se postupuje pouze v případě velmi nízké nebo vysoké inflace). Od roku 2003 jsou proto patrné nárůsty u prvních čtvrtletí. Dále lze z grafu vyčíst, že v roce 2008 došlo k mimořádnému zvýšení důchodů ve třetím čtvrtletí, zatímco v prvním čtvrtletí roku 2010 k valorizaci důchodů nedošlo.



Obr. 26 Vývoj průměrné výše sólo důchodů

Na základě grafického vykreslení vývoje průměrné výše důchodů můžeme říci, že v letech 2000 až 2008 rostla průměrná výše důchodů rychleji než v období od prvního čtvrtletí roku 2009 do druhého čtvrtletí roku 2015. Následující tabulka (Tab. 23) zachycuje průměrné charakteristiky jednotlivých časových řad, přičemž jsou časové řady rozděleny do výše vymezených dvou období.

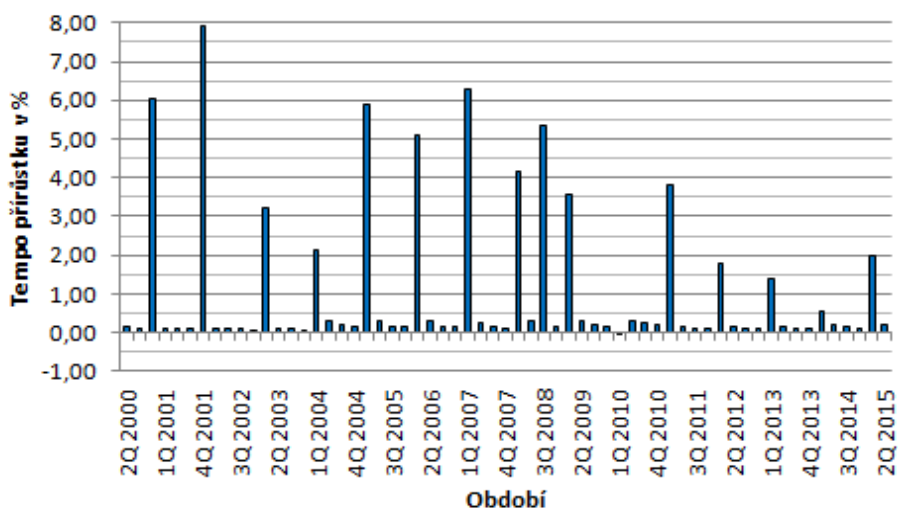
Tab. 23 Průměrné charakteristiky průměrné výše sólo důchodů

Průměrná výše důchodu	\bar{d} (2000–2008) (Kč)	\bar{d} (2009–2015) (Kč)	$100\bar{k}$ (2000–2008) (%)	$100\bar{k}$ (2009–2015) (%)
starobního	106,23	53,32	101,40	100,50
předčasného starobního	79,60	50,36	101,13	100,53
vdovského	63,97	24,96	101,20	100,35
vdoveckého	62,57	36,24	101,49	100,61
sirotčího	58,80	28,16	101,53	100,52

Informace uvedené v tabulce potvrzují, že průměrná výše důchodů rostla rychleji v období let 2000 až 2008, u všech pěti typů důchodů je v této době průměrné tempo růstu a také průměrná absolutní změna mezi čtvrtletí vyšší než v následujícím období, tj. v období od roku 2009. Například u průměrné výše sólo vdovského důchodu se průměrná absolutní změna mezi čtvrtletími snížila na méně než polovinu.

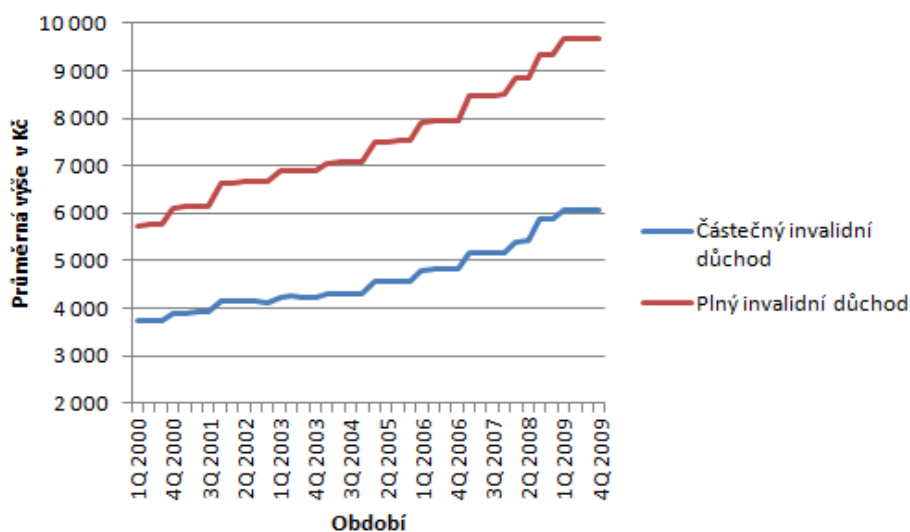
Pomalejší nárůsty průměrné výše důchodů můžeme spojit s malou důchodovou reformou, která striktně zavedla, že základní výše výměry u všech typů důchodů bude činit 9 % průměrné mzdy a zvýšení průměrných vyplácených důchodů bude odpovídat růstu indexu spotřebitelských cen a jedné třetině růstu reálných mezd. Navíc na základě schváleného opatření v roce 2012 se v letech 2013 a 2014 důchody zvyšovaly o jednu třetinu procentního přírůstku indexu spotřebitelských cen a ne o celý růst indexu spotřebitelských cen. Toto opatření mělo platit i v roce 2015, ovšem nová vláda, tzn. vláda Bohuslava Sobotky, jej zrušila, a proto byl v prvním čtvrtletí roku 2015 nárůst průměrné výše důchodů v porovnání s nárůsty u prvního čtvrtletí dvou předcházejících roků vyšší.

Následující graf (Obr. 27) zobrazuje tempa přírůstku mezi čtvrtletími u průměrné výše sólo starobního důchodu. Průměrná výše sólo starobního důchodu byla zvolena ze dvou důvodů. Za prvé, jak vyplývá z předcházejících dvou podkapitol, je ve společnosti vypláceno nejvíce důchodů starobních a za druhé je průměrná výše starobního důchodu nejvyšší. Graf potvrzuje výše popsané skutečnosti týkající se valorizace, například je v něm dobře vidět mimořádná valorizace, která proběhla ve třetím čtvrtletí roku 2008.



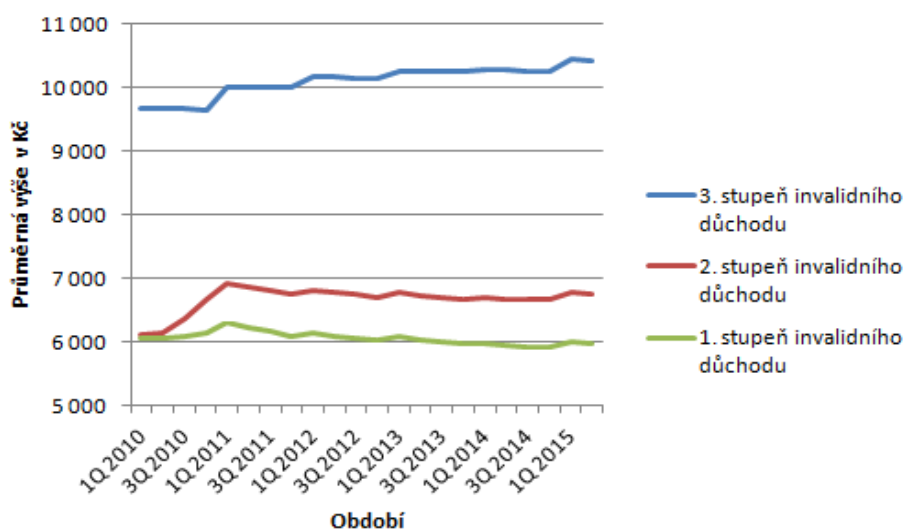
Obr. 27 Tempo přírůstku průměrné výše starobního důchodu

Nyní se zaměříme na průměrnou výši sólo invalidního důchodu, která je popsána odděleně od průměrné výše ostatních typů důchodů, a to z důvodu jejího odlišného vývoje po roce 2010. Jak již bylo několikrát zmíněno, do konce roku 2009 existoval částečný a plný invalidní důchod a od počátku roku 2010 se rozlišuje invalidní důchod prvního, druhého a třetího stupně. Obrázek č. 28 zachycuje vývoj průměrné výše částečného a plného invalidního důchodu. Z grafu je patrné, že vývoj průměrné výše obou typů invalidního důchodu je obdobný jako vývoj v letech 2000 až 2009 u ostatních typů vyplácených sólo důchodů.



Obr. 28 Vývoj průměrné výše sólo částečného a plného invalidního důchodu

Následující graf (Obr. 29) zobrazuje vývoj průměrné výše invalidního důchodu od roku 2010. V grafu jsou tedy tři časové řady, protože existují tři stupně invalidního důchodu.



Obr. 29 Vývoj průměrné výše sólo invalidního důchodu 1. stupně, 2. stupně a 3. stupně

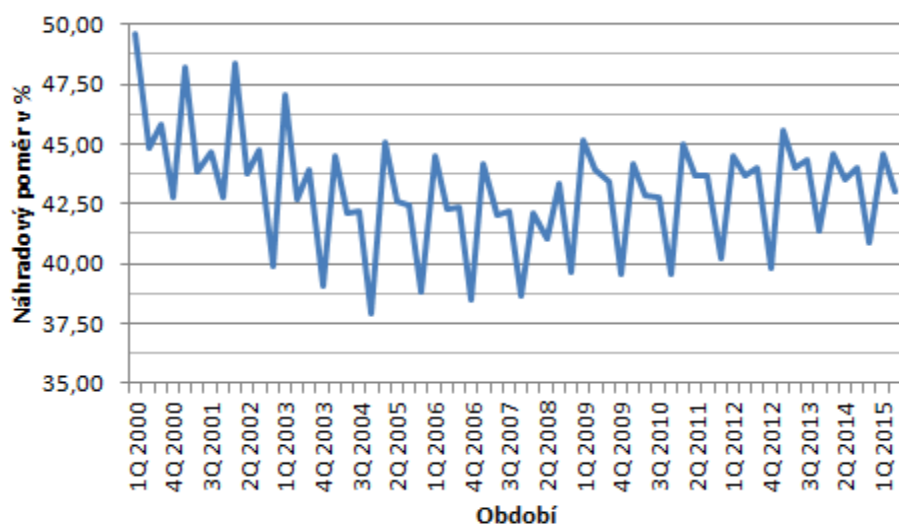
Vývoj průměrné výše třetího stupně invalidního důchodu, na rozdíl od vývoje u zbývajících stupňů, odpovídá vývoji u ostatních typů sólo důchodů. Vývoj průměrné výše prvního stupně invalidního důchodu kopíruje vývoj u druhého stupně invalidního důchodu. U obou těchto časových řad jsou patrné nárůsty v prvních čtvrtletích, které způsobuje valorizace. Na základě vývoje v ostatních čtvrtletích však můžeme říci, že průměrnou výši u prvního a druhého stupně invalidního důchodu ovlivňuje podstatným způsobem výše procentních výměr

právě vyplácených důchodů. Od prvního čtvrtletí roku 2011 dochází u těchto dvou stupňů invalidního důchodu převážně k poklesům průměrné výše mezi čtvrtletími.

4.3.1 Náhradový poměr

Jak je uvedeno v literárním přehledu, náhradový poměr je podíl průměrného starobního důchodu a průměrné hrubé mzdy. Pro jeho výpočet jsme využili průměrnou výši sólo starobního důchodu zaslouženou z ústředí ČSSZ a průměrnou hrubou mzdu zveřejněnou na internetových stránkách ČSÚ. ČSÚ u průměrné hrubé mzdy uvádí, že údaje se týkají pouze zaměstnanců v pracovním poměru ke zpravodajské jednotce a zahrnuti nejsou osoby vykonávající veřejné funkce (například poslanci, senátoři a soudci). Data za první a druhé čtvrtletí roku 2015 jsou předběžná. (Mzdy, náklady práce – časové řady, 2015)

Vývoj náhradového poměru od prvního čtvrtletí roku 2000 do druhého čtvrtletí roku 2015 zachycuje obrázek č. 30.



Obr. 30 Vývoj náhradového poměru

V grafu jsou patrné pravidelné nárůsty a poklesy náhradového poměru. Nejvyšší náhradový poměr bývá v prvních čtvrtletích, důvodem je provádění pravidelné valorizace důchodů. Naopak nejnižší náhradový poměr se vyskytuje ve čtvrtých čtvrtletích, což je způsobeno vyšší průměrné hrubé mzdy. Ve čtvrtém čtvrtletí bývá totiž mzda vyšší než ve zbývajících čtvrtletích, a to z důvodu vyplácených odměn ke konci roku.

Nejvyšší náhradový poměr byl zaznamenán v prvním čtvrtletí roku 2000, jeho výše činila 49,58 %. V následujících letech se u poměru projevuje klesající tendence. Nejnižší náhradový poměr nastal ve čtvrtém čtvrtletí roku 2004, jeho hodnota činila 37,90 %. Klesající trend v období let 2000 až 2004 lze dát do souvislosti se skutečností, že mzda rostla vyšším průměrným tempem než sta-

robní důchod. Na základě grafu můžeme dále říci, že od začátku roku 2005 do konce roku 2009 výše náhradového poměru stagnuje a následně od počátku roku 2010 lehce roste. V druhém čtvrtletí roku 2015 dosáhl náhradový poměr hodnoty 43,05 %.

4.4 Důchodový účet

Data pro tuto podkapitolu jsou čerpána z internetových stránek Ministerstva financí ČR. Konkrétně byla využita sekce Hospodaření systému důchodového pojištění a dále pro doplnění sekce s názvem Plnění státního rozpočtu, kde jsou zveřejněny státní závěrečné účty.

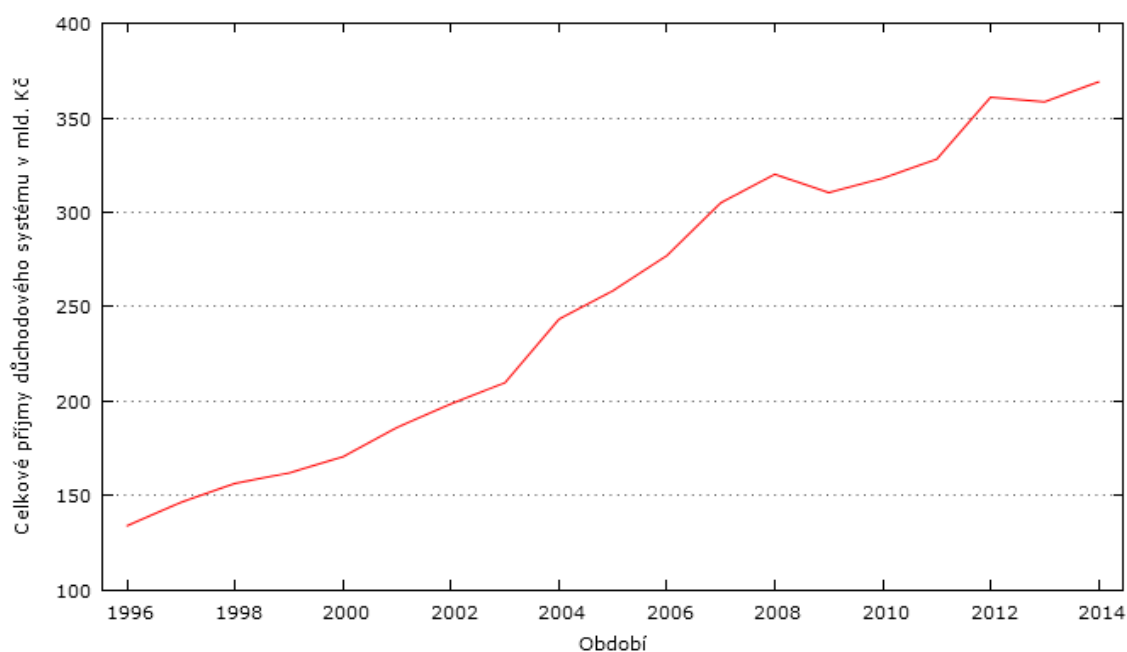
Jak bylo uvedeno v literárním přehledu, zvláštní účet důchodového pojištění vznikl na počátku roku 1996. V rámci jednoho z kroků důchodové reformy byl tento účet s účinností od roku 2008 transformován na tzv. zvláštní účet rezervy pro důchodovou reformu, který existuje dodnes. S ohledem na dobu existence důchodového účtu jsou využívána data v rozmezí let 1996 až 2014 (data za rok 2015 nejsou prozatím k dispozici). Data jsou roční, časové řady tak obsahují vždy 19 měření.

4.4.1 Celkové příjmy důchodového systému

Nejprve se zaměříme na celkové příjmy důchodového systému, které zachycuje časová řada na obrázku č. 31. Tyto příjmy slouží pro výpočet salda hospodaření důchodového systému. V období od roku 1996 do roku 2011 jsou tvořeny pouze příjmy z pojistného na důchodové pojištění, avšak od roku 2012 je k příjmům z pojistného připočítávána částka ve výši 7,2 % výnosu daně z přidané hodnoty připadajícího na státní rozpočet a dále částka na kompenzaci deficitu důchodového systému určená na základě ustanovení vlády ve vazbě na zákon o zrušení Fondu národního majetku.

Z grafu (Obr. 31) je patrné, že časová řada má rostoucí trend. Na základě vypočítaných charakteristik lze říci, že k největšímu meziročnímu nárůstu došlo mezi roky 2003 a 2004. Výše tohoto nárůstu činila 33,7 mld. Kč a jeho příčinou bylo zvýšení sazby pojistného na důchodové pojištění z 26 % na 28 % vyměřovacího základu (zvýšení proběhlo na úkor snížení pojistné sazby příspěvku na státní politiku zaměstnanosti z 3,6 % na 1,6 % vyměřovacího základu). K dalšímu podstatnému nárůstu došlo mezi roky 2011 a 2012, zvýšení činilo 32,9 mld. Kč. Důvodem tohoto zvýšení je skutečnost, že od roku 2012 je k příjmům z pojistného na důchodové pojištění připočítáván jednak výnos DPH připadající na státní rozpočet ve výši 7,2 % a jednak částka na kompenzaci deficitu důchodového systému. Naopak největší pokles nastal mezi roky 2008 a 2009, šlo o snížení o 9,7 mld. Kč. V roce 2009 došlo ke změnám v oblasti důchodového pojištění OSVČ (například bylo nově vymezeno, co je považováno za příjem OSVČ, jaký je měsíční vyměřovací základ pro placení záloh na pojistné, byly upraveny důvody pro výkon vedlejší výdělečné činnosti OSVČ apod.), ale největší vliv na snížení příjmů z pojistného měla zvýšená nezaměstnanost souvi-

sející s celosvětovou hospodářskou krizí. V průměru se časová řada meziročně zvyšovala o 13,1 mld. Kč a průměrné tempo přírůstku činilo 5,79 %.



Obr. 31 Vývoj celkových příjmů důchodového systému

Po výpočtu elementárních charakteristik jsme pro časovou řadu sestrojili regresní model. Hodnoty časové řady byly proloženy parabolou a byl proveden QLR test kvůli identifikaci strukturálního zlomu. QLR test odhalil zlom u roku 2009, maximální F-statistika zde dosáhla hodnoty 17,8194. Existence strukturálního zlomu byla potvrzena pomocí Chowova testu, u něhož byla zjištěna p-hodnota ve výši 0,0001. Zlom u roku 2009 jsme tedy zohlednili ve výsledném modelu, jehož symbolický zápis má následující podobu.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 Int + \beta_4 Int2 + \varepsilon_t \quad (42)$$

Tab. 24 Odhadnuté parametry modelu celkových příjmů důchodového systému

	Koeficient	t-podíl	p-hodnota
const	132,071	47,29	p < 0,0001
time	4,08757	3,763	0,0021
sq_time	0,827080	10,80	p < 0,0001
Int	8,49695	7,368	p < 0,0001
Int2	-0,823289	-9,669	p < 0,0001

Z hodnot v tabulce č. 24 jsme sestrojili následující dvě rovnice. První rovnice (43) popisuje vývoj celkových příjmů důchodového systému v období let 1996 až 2008 a druhá rovnice (44) v rozmezí let 2009 až 2014.

$$\hat{Y}_1 = 132,071 + 4,08757 t + 0,827080 t^2 \quad (43)$$

$$\hat{Y}_2 = 132,071 + 12,58452 t \quad (44)$$

Z rovnic plyne, že od roku 2009 je růst celkovým příjmů lineární, z druhé rovnice totiž vypadl kvadratický člen. Koeficient u něj dosáhl velmi nízké hodnoty, a to 0,003791 (ke koeficientu proměnné sq_time jsme přičetli koeficient proměnné Int2, tato proměnná totiž představuje změnu proměnné sq_time po zlomu), proto jsme tuto vysvětlující proměnnou z rovnice vyloučili. Na základě druhé rovnice lze tedy říci, že od roku 2009 dochází meziročně k nárůstu celkových příjmů ve výši přibližně 12,58 mld. Kč.

Koeficient determinace dosáhl u výsledného modelu velmi vysoké hodnoty, jedná se o 99,58 %. Z tabulky č. 25 dále plyne, že výsledný model je průkazný, p-hodnota u F-testu je totiž nižší než zvolená hladina významnosti (0,05). Správnou specifikaci modelu nám potvrdil výsledek RESET testu.

Tab. 25 Koeficienty determinace modelu celkových příjmů důchodového systému a výsledek F-testu

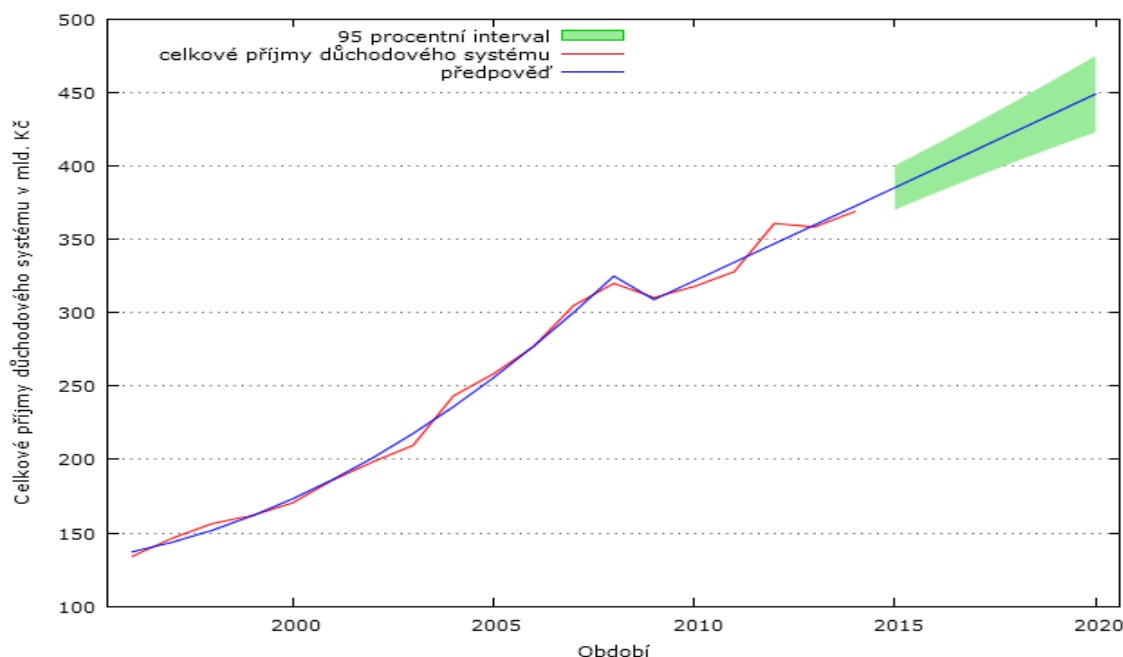
Koeficient determinace	0,9958
Adjustovaný koeficient determinace	0,9946
F-statistika	2709,42
P-hodnota (F)	p < 0,0001

Výsledný model byl podroben dalším testům, na jejichž základě můžeme říci, že chybový člen má normální rozdělení a splňuje předpoklad související s homoskedasticitou (p-hodnoty u obou testů jsou vyšší než 0,05). Výsledky testů zachycuje tabulka č. 26.

Tab. 26 Výsledky vybraných testů u modelu celkových příjmů důchodového systému

Test	Testová statistika	P-hodnota
Whiteův test	7,6995	0,4634
Test normality	3,5796	0,1670

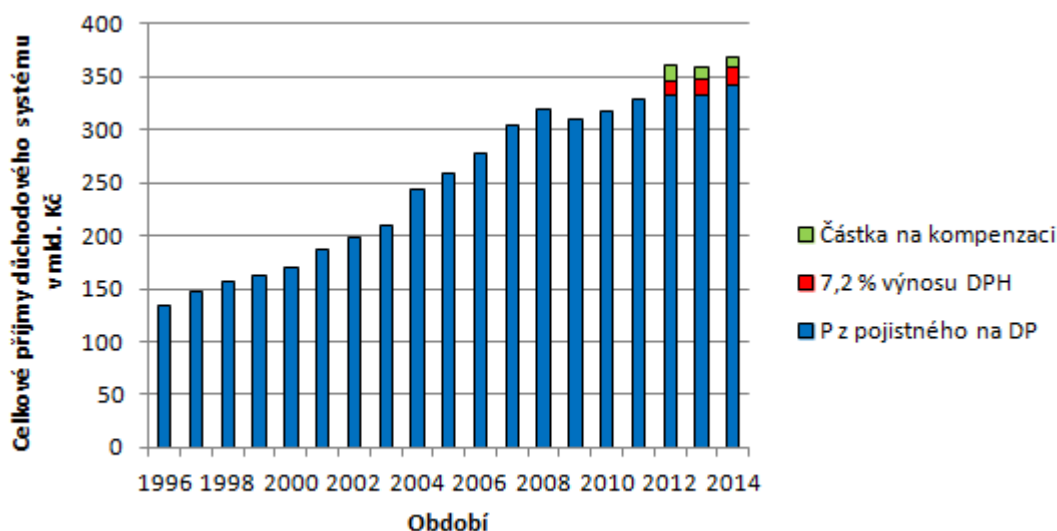
Obrázek č. 32 zobrazuje předpovědi budoucích celkových příjmů důchodového systému pro období od roku 2015 do roku 2020. Předpovědi byly vytvořeny za pomoci výsledného modelu.



Obr. 32 Predikce vývoje celkových příjmů důchodového systému

Na základě grafu (Obr. 32) lze říci, že celkové příjmy důchodového systému budou i nadále rostoucí. Průměrná meziroční absolutní změna pro období let 2015 až 2020, vypočítaná na základě hodnot predikce, by měla činit 12,76 mld. Kč. Toto číslo se mírně odchyľuje od hodnoty, která vyplývá z rovnice popisující část časové řady od roku 2009 a která činí 12,58 mld. Kč. Odlišnost je způsobena tím, že regresní model (na rozdíl od rovnice) zohledňuje i po zlomu kvadratický člen, i když je jeho koeficient velmi nízký (0,003791). Nejvyšší hodnoty by měly celkové příjmy dosáhnout v roce 2020, jejich výše by měla činit 449,054 mld. Kč. Pro uvedenou hodnotu sestrojil model predikční interval v rozmezí od 423,074 do 475,033 mld. Kč.

Pro zpřesnění je předložen následující graf (Obr. 33), který zobrazuje zastoupení jednotlivých složek celkových příjmů důchodového systému. Graf potvrzuje dříve uvedenou skutečnost, že od roku 2012 se do celkových příjmů důchodového systému řadí částka na kompenzaci deficitu důchodového systému, která je každoročně určena ustanovením vlády, a také finanční obnos ve výši 7,2 % výnosu DPH. Výše uvedených dvou složek je oproti třetí složce, a to příjmům z pojistného na důchodové pojištění, minimální. Částka týkající se výnosu DPH představuje v průměru 4,3 % celkových příjmů důchodového systému a částka na kompenzaci deficitu 3,2 % celkových příjmů důchodového systému. Avšak v případě nezapočítání těchto dvou složek do celkových příjmů by byla salda důchodového systému ještě více záporná.



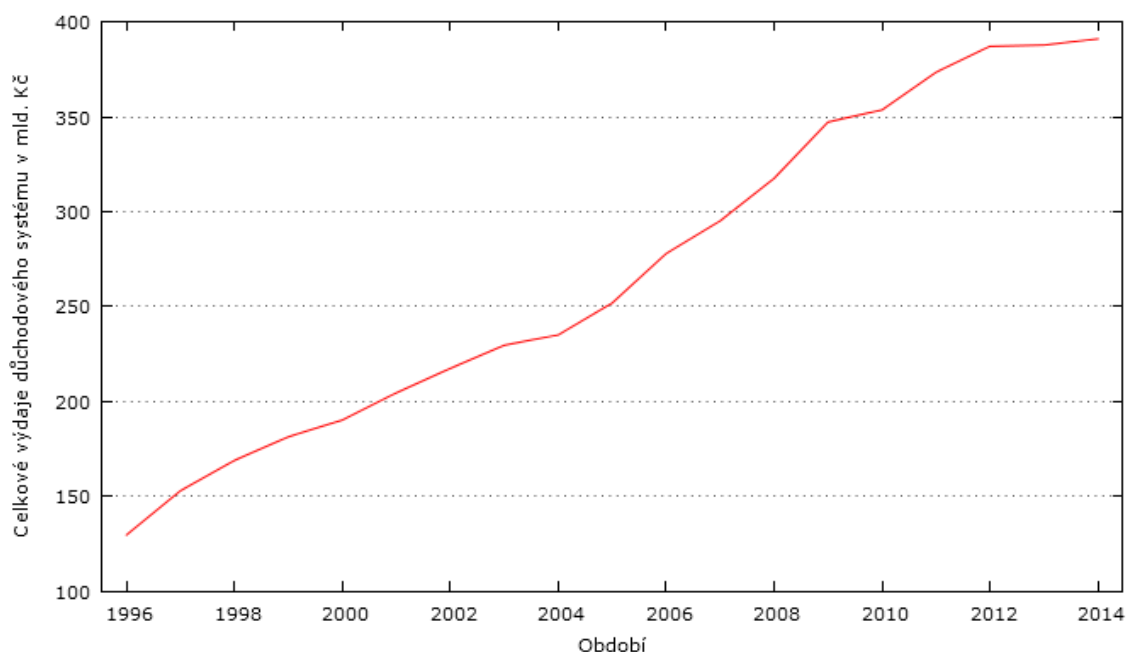
Obr. 33 Složky celkových příjmů důchodového systému

4.4.2 Celkové výdaje důchodového systému

Tato část podkapitoly se zabývá celkovými výdaji důchodového systému, které se skládají z výdajů na dávky důchodového pojištění a z výdajů na správu. Výdaje na dávky důchodového pojištění v sobě kromě výdajů na dávky, které plynou z České správy sociálního zabezpečení, obsahují také výdaje na dávky vyplácené z Ministerstva obrany ČR, Ministerstva vnitra ČR a Ministerstva spravedlnosti ČR. Také výdaje na správu nesouvisí pouze s Českou správou sociálního zabezpečení, ale i s uvedenými ministerstvy.

Na obrázku č. 34 jsou zobrazeny celkové výdaje důchodového systému v období od roku 1996 do roku 2014. Z grafu časové řady je patrný rostoucí trend celkových výdajů důchodového systému, který od roku 2012 není tak výrazný. Mezi rokem 2012 a 2013 a následně mezi rokem 2013 a 2014 nastala nejnižší tempa růstu v rámci celé časové řady. Jejich hodnoty byly 100,17 % a 100,84 %. Tento pomalejší růst můžeme spojit s již dříve popsány skutečnostmi, kterými jsou nejnižší počet přiznaných starobních důchodů v prvním kvartálu roku 2012, oslabení početního potenciálu osob odcházejících do starobního důchodu od počátku roku 2012 v důsledku intenzivního zvýšení počtu předčasných starobních důchodců ve třetím a čtvrtém čtvrtletí roku 2011 a nižší valorizace důchodů vyplácených v roce 2013 a 2014.

K největšímu meziročnímu nárůstu došlo mezi roky 2008 a 2009, jeho výše činila 29,7 mld. Kč. Oproti tomu nejmenší meziroční nárůst nastal mezi roky 2012 a 2013, jeho hodnota byla 0,6 mld. Kč. Jak je vidět z grafu časové řady, v daném rozmezí let nedošlo k žádnému meziročnímu poklesu celkových výdajů. Na základě výpočtu průměrných elementárních charakteristik můžeme říci, že daná časová řada rostla meziročně průměrným tempem 106,33 %. Průměrný absolutní přírůstek mezi roky činil 14,5 mld. Kč.



Obr. 34 Vývoj celkových výdajů důchodového systému

Po výpočtu elementárních charakteristik a vizuální kontrole grafu byl sestrojen pro danou časovou řadu regresní model. Při tvorbě modelu bylo rozhodováno, zda se mají hodnoty proložit přímkou či parabolou. Nakonec jsme zvolili proložení lineárním trendem, tedy přímkou, a to z důvodu nevhodných předpovědí, které poskytoval model s kvadratickým trendem (parabola totiž dosáhla kolem roku 2015 svého vrcholu a poté se předpovědi začaly prudce snižovat, což není v souladu s informacemi zjištěnými při zpracování literárního přehledu).

U časové řady proložené lineárním trendem odhalil QLR test strukturální zlom v roce 2009. Jedná se o období, ve kterém došlo k největšímu nárůstu celkových výdajů oproti předchozímu roku. Maximální F-statistika dosažená v roce 2009 činí 10,4990. Zlom pro toto období potvrdil také Chowův test, p-hodnota u něj byla ve výši 0,0014. Model v symbolické formě má následující podobu.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \text{Dummy} + \beta_3 \text{Int} + \varepsilon_t \quad (45)$$

Následující tabulka (Tab. 27) obsahuje odhadnuté parametry výsledného modelu.

Tab. 27 Odhadnuté parametry modelu celkových výdajů důchodového systému

	Koeficient	t-podíl	p-hodnota
const	119,288	28,53	p < 0,0001
time	14,2873	27,13	p < 0,0001
Dummy	95,9081	3,367	0,0042
Int	-4,70638	-2,647	0,0183

Za pomoci tabulky č. 27 byly sestrojeny pro dva úseky časové řady, které jsou odděleny rokem 2009, níže uvedené rovnice.

$$\hat{Y}_1 = 119,288 + 14,2873 t \quad (46)$$

$$\hat{Y}_2 = 215,1961 + 9,58092 t \quad (47)$$

Porovnáme-li v rovnicích koeficienty u časové proměnné, zjistíme, že meziroční nárůst je pro období od roku 2009 nižší než pro předcházející období. Pokles mezi nárůsty je ve výši 4,7 mld. Kč (jde o koeficient u proměnné Int). Nižší meziroční nárůst celkových výdajů pro období od roku 2009 můžeme dát do souvislosti s nižším tempem růstu průměrné výše všech typů vyplácených důchodů od prvního čtvrtletí roku 2009.

Na základě koeficientu determinace lze říci, že finální model vysvětlil 99,45 % proměnlivosti závisle proměnné (Tab. 28). Pomocí p-hodnoty F-testu byla prokázána celková průkaznost modelu.

Tab. 28 Koeficienty determinace modelu celkových výdajů důchodového systému a výsledek F-testu

Koeficient determinace	0,9945
Adjustovaný koeficient determinace	0,9934
F-statistika	898,53
P-hodnota (F)	p < 0,0001

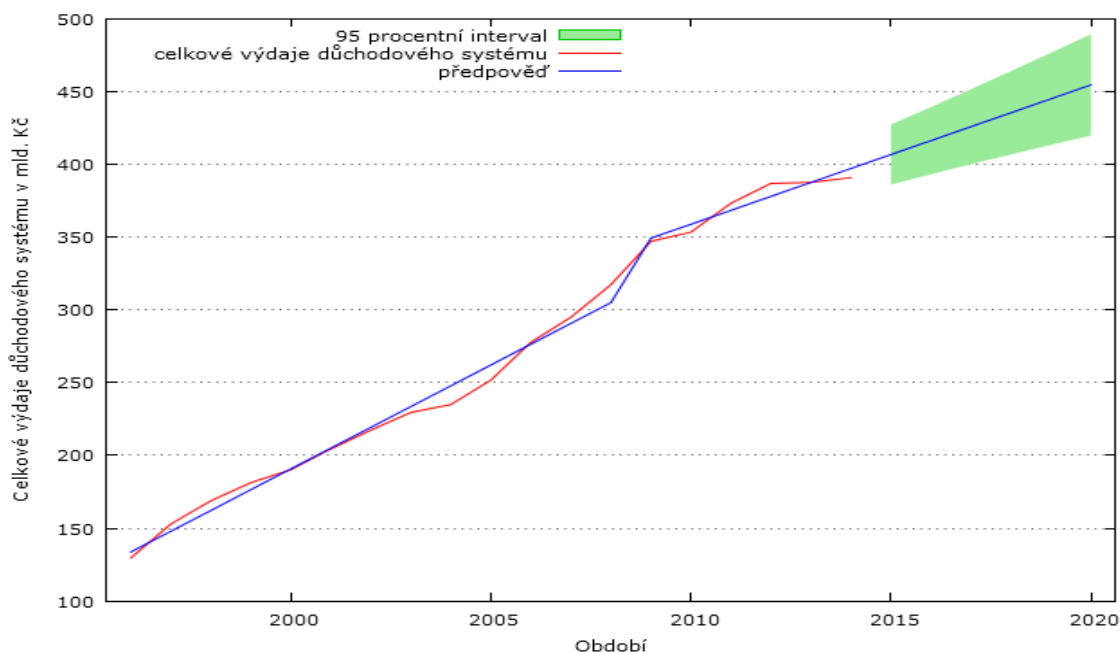
Dále můžeme upozornit na skutečnost, že p-hodnota RESET testu vyšla vyšší než zvolená hladina významnosti (0,05), což vede k závěru, že model je správně specifikován. Finální model jsme také prověřili pomocí testů, které zachycuje tabulka č. 29.

Tab. 29 Výsledky vybraných testů u modelu celkových výdajů důchodového systému

Test	Testová statistika	P-hodnota
Whiteův test	4,6966	0,4540
Test normality	0,2456	0,8844

Stejně jako u předchozího modelu celkových příjmů důchodového systému i zde u modelu celkových výdajů důchodového systému má chybový člen normální rozdělení a je u něj prokázána homoskedasticita.

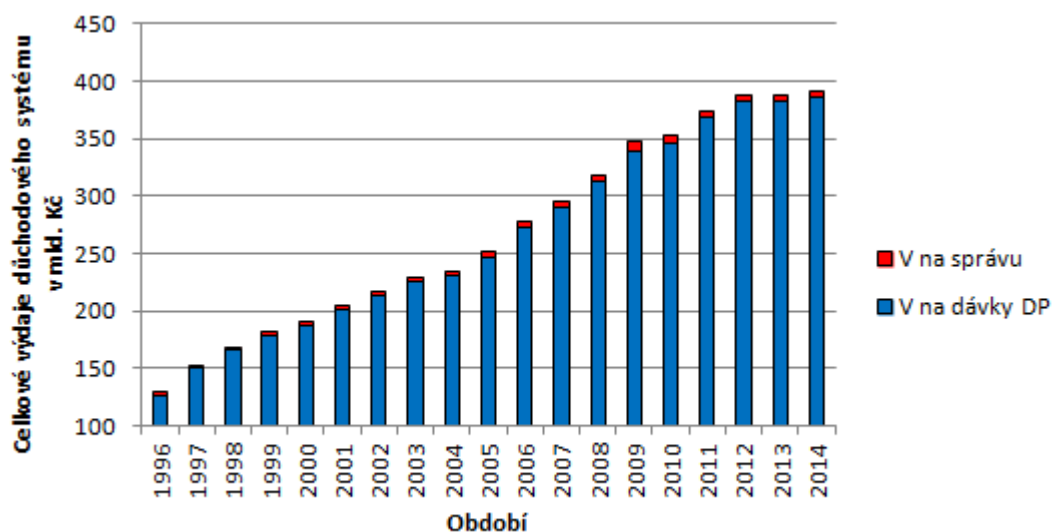
Nakonec byla u finálního modelu vytvořena predikce pro období let 2015 až 2020 (Obr. 35).



Obr. 35 Predikce vývoje celkových výdajů důchodového systému

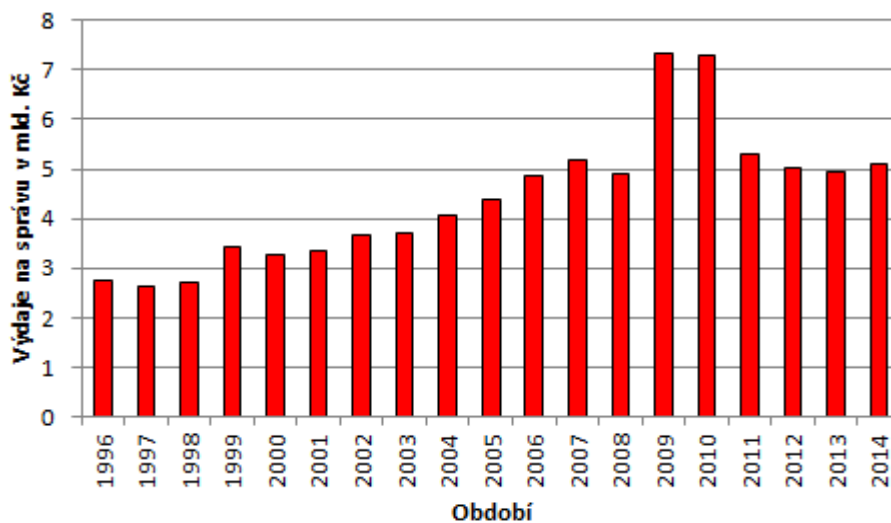
Výše meziročního nárůstu se pro období predikce nemění, stejně jako v období let 2009 až 2014 i zde dosahuje hodnoty 9,58 mld. Kč. Nejvyšší hodnoty celkových výdajů důchodového systému má být tedy dosaženo v posledním roce predikce, což je rok 2020, kdy má hodnota celkových výdajů činit 454,720 mld. Kč.

Obdobně jako u celkových příjmů vykreslíme i zde vývoj jednotlivých složek, které jsou součástí celkových výdajů důchodového systému (Obr. 36).



Obr. 36 Složky celkových výdajů důchodového systému

Výdaje na správu tvoří průměrně 1,7 % celkových výdajů důchodového systému. Pro lepší názornost jsou výdaje na správu zachyceny samostatně na obrázku č. 37.



Obr. 37 Vývoj výdajů na správu důchodového systému

Zatímco výdaje na dávky důchodového pojištění (stejně jako celkové výdaje důchodového systému) každoročně v období let 1996 až 2014 vzrůstají, vývoj u výdajů na správu není jednoznačný. Daná časová řada roste meziročně průměrným tempem růstu ve výši 103,50 %, ovšem v rámci jejího průběhu dochází jak k meziročním nárůstům, tak k meziročním poklesům. K největšímu nárůstu došlo mezi roky 2008 a 2009, nárůst činil téměř 2,5 mld. Kč. Naopak největší meziroční pokles nastal mezi roky 2010 a 2011 a dosáhl téměř výše 2,0 mld. Kč.

V letech 2009 a 2010 byly tedy výdaje na správu výrazně vyšší než v ostatních obdobích.

Výdaje na správu jsou počítány přes koeficienty. Do výpočtu vstupuje velké množství veličin, v prvním kroku to jsou správní výdaje ČSSZ. Právě tyto výdaje jsou v roce 2009 a 2010 vyšší než v okolních letech. Pro rok 2009 činí správní výdaje ČSSZ 7,8 mld. Kč a pro rok 2010 7,7 mld. Kč. Pro srovnání lze uvést, že v roce 2008 dosáhly tyto výdaje výše 5,5 mld. Kč a v roce 2011 5,6 mld. Kč. Na základě předložených informací můžeme říci, že kvůli vyšším správním výdajům ČSSZ, jejichž hodnota se odráží ve výpočtu celkových výdajů na správu, jsou výdaje na správu důchodového systému v letech 2009 a 2010 podstatně vyšší.

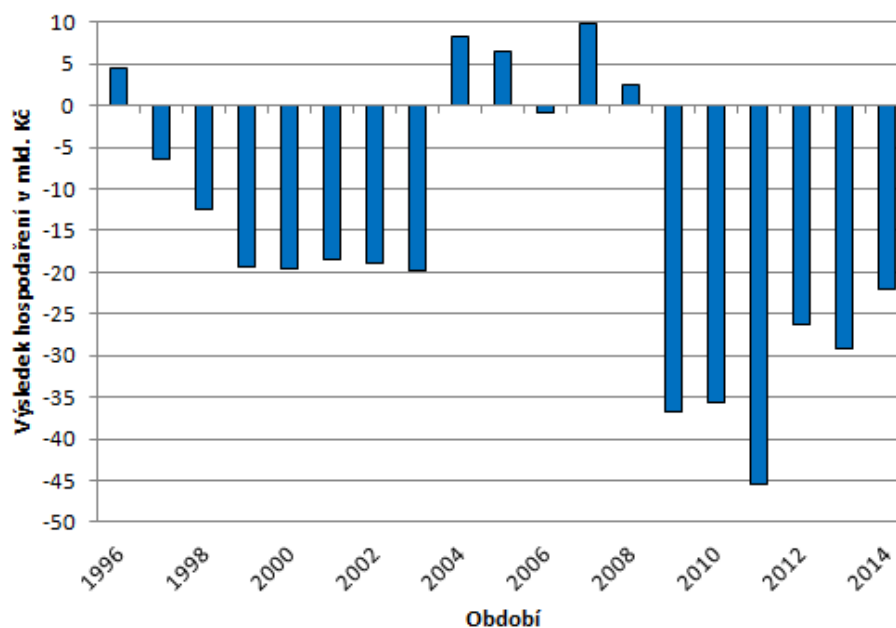
V roce 2014 proběhla kontrolní akce ze strany Nejvyššího kontrolního úřadu (NKÚ), která byla zaměřena na prověření zvláštního účtu rezervy pro důchodovou reformu. V oblasti výdajů na správu došel NKÚ k závěru, že zjišťování výdajů na správu prostřednictvím koeficientů nedává přehled o jejich skutečné výši, navíc výpočet hodnoty těchto výdajů nemá žádné další využití. Úřad pokládá zahrnutí výdajů na správu do celkových výdajů důchodového systému, a díky tomu i do výsledku hospodaření důchodového systému, za neodůvodněné a vedoucí ke zkreslení bilance příjmů a výdajů. NKÚ dále poukázal na skutečnost, že, kdyby v letech 2004 až 2008 byly převedeny na zvláštní účet celé přebytky⁷ bez odečtení výdajů na správu, mohl být zůstatek na zvláštním účtu vyšší o 22,5 mld. Kč. (Informace z kontrolní akce NKÚ č. 14/08, 2014, s. 1, 12) Jak bude ale patrné z následující části, vzhledem k výši deficitů, které nastaly v období od roku 2009, by ani po navýšení o 22,5 mld. Kč nebyl stav na zvláštním účtu významný.

4.4.3 Výsledky hospodaření důchodového systému

Nyní se zaměříme na výsledky hospodaření důchodového systému, které jsou vypočítány jako rozdíl mezi celkovými příjmy a celkovými výdaji důchodového systému. Vývoj výsledků hospodaření v letech 1996 až 2014 zobrazuje obrázek č. 38. Jak je z něj patrné, k přebytku celkových příjmů nad celkovými výdaji došlo v roce 1996, 2004, 2005, 2007 a 2008. V ostatních obdobích nastal deficit důchodového systému. Záporná salda v letech 1997 až 2003 spojujeme především se snížením sazby pojistného na důchodové pojištění a deficity od roku 2009 můžeme dát do souvislosti se stárnutím populace. Největší deficit, ke kterému došlo v roce 2011, je projevem vysokého počtu nově přiznaných starobních důchodů v tomto roce. Nižší výši deficitů od roku 2012 do roku 2014 spojujeme s nižší valorizací důchodů, také s nižším počtem přiznaných starobních důchodů a hlavně s dvěma novými složkami, které se řadí do celkových příjmů důchodo-

⁷ V roce 2004, 2005, 2007 a 2008 nastaly přebytky výsledku hospodaření důchodového systému i při zohlednění výdajů na správu. V roce 2006 byl při zohlednění výdajů na správu zaznamenán deficit důchodového systému, avšak kdyby nebyly výdaje na správu zahrnuty do celkových výdajů důchodového systému, byl by v tomto roce přebytek.

vého systému. Přebytky, které se objevily v období mezi roky 2004 a 2008, připsujeme zejména zvýšené sazbě pojistného na důchodové pojištění.

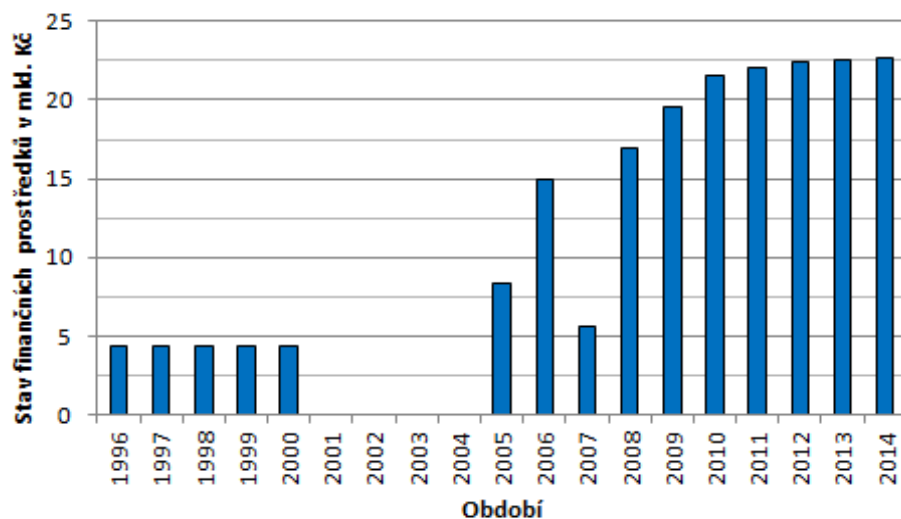


Obr. 38 Vývoj výsledku hospodaření důchodového systému

4.4.4 Stav na důchodovém účtu

Kladný rozdíl mezi celkovými příjmy a celkovými výdaji důchodového systému je převáděn na důchodový účet. Důchodovým účtem je myšlen v letech 1996 až 2007 zvláštní účet důchodového pojištění a od počátku roku 2008 zvláštní účet rezervy pro důchodovou reformu. Jak bylo zmíněno v literárním přehledu, finanční prostředky na zvláštním účtu rezervy pro důchodovou reformu se mohou používat na financování důchodové reformy s tím, že dočasně volné prostředky mohou být investovány do bezrizikových dluhopisů. Vývoj finančních prostředků na důchodovém účtu je zachycen na obrázku č. 39. Z tohoto grafu vyplývá, že kladný výsledek hospodaření, který nastal v roce 1996, byl ještě ve stejném roce převeden na zvláštní účet důchodového pojištění, kde zůstal až do roku 2000. Následující rok byl celý tento přebytek použit na krytí části záporného výsledku hospodaření důchodového systému za rok 2001. Ke konci roku 2001 byl tedy stav na zvláštním účtu nulový, nulová výše přetrvávala až do konce roku 2004. V roce 2005 byl na účet převeden přebytek z roku 2004 a v roce 2006 se k tomuto přebytku přidal další přebytek, a to přebytek za rok 2005. Na konci roku 2006 tak činila výše na zvláštním účtu 14,9 mld. Kč. Roku 2007 bylo z účtu vyčerpáno 9,3 mld. Kč, tato suma byla využita na zvýšení výdajů na dávky důchodového pojištění v roce 2006, na konci roku 2007 tak zůstalo na účtu 5,6 mld. Kč. Tato částka byla k počátku roku 2008 převedena na zvláštní účet rezervy pro důchodovou reformu a během roku 2008 a 2009 k ní byly přidány

příjmy z dividend a přebytky z roku 2007 a 2008. Od roku 2010 se finanční prostředky na zvláštním účtu mírně navyšují v důsledku připočítávání dividend a čistých úroků.



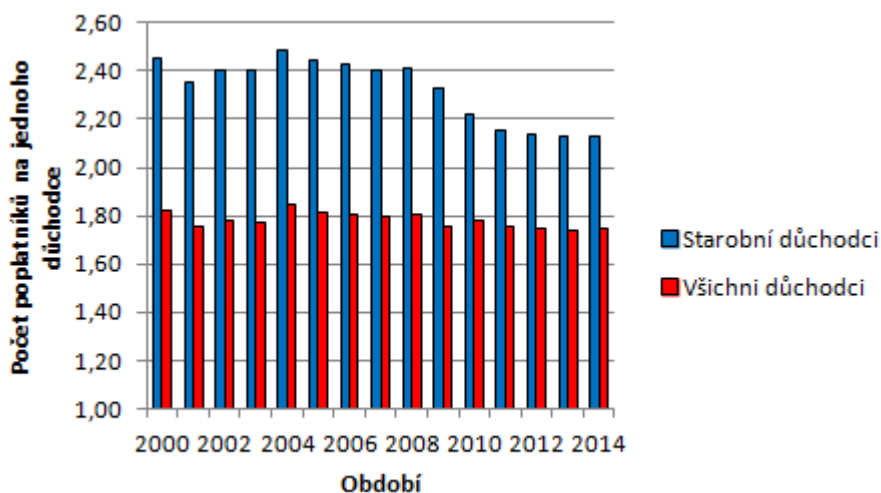
Obr. 39 Vývoj finančních prostředků na důchodovém účtu

Vzhledem k očekávanému deficitu důchodového systému v roce 2015 můžeme říci, že na zvláštní účet rezervy pro důchodovou reformu nebudou převedeny žádné finanční prostředky spojené s přebytkem. Může akorát dojít k mírnému navýšení v důsledku přičtení dividend.

4.5 Počet poplatníků na jednoho důchodce

V této podkapitole jsou využity údaje zasláné z ústředí ČSSZ. Jedná se o data vyjadřující počet poplatníků⁸ na jednoho důchodce a na jednoho starobního důchodce naměřená k 31. 12. v období let 2000 až 2014. Vývoj této problematiky zachycuje obrázek č. X. Z obrázku je patrné, že počet poplatníků na jednoho důchodce se v daném období pohybuje mezi hodnotami 1,74 (rok 2013) a 1,84 (rok 2004), přičemž od roku 2011 vývoj stagnuje kolem hodnoty 1,75. Zaměříme-li se na vývoj počtu poplatníků na jednoho starobního důchodce, lze říci, že se od roku 2004 projevuje klesající trend. Poklesy můžeme dát do souvislosti se stárnutím populace, ovšem od roku 2010 musíme vzít v úvahu také navyšování počtu starobních důchodců v důsledku přeměny invalidního důchodu na starobní důchod po dosažení důchodového věku (není tedy úplně vhodné porovnávat údaje před a po roce 2010). Od roku 2011 se počet poplatníků na jednoho starobního důchodce pohybuje okolo hodnoty 2,14.

⁸ Mezi poplatníky pojistného se řadí zaměstnanci, OSVČ povinné platit zálohy na důchodové pojištění a občané dobrovolně důchodové pojištění.



Obr. 40 Vývoj počtu poplatníků na jednoho důchodce

Na konci roku 2014 připadalo na 100 lidí v produktivním věku 27 osob ve věku 65 a více let. Využijeme-li hodnoty střední varianty projekce vytvořené ČSÚ, můžeme vypočítat koeficienty závislosti starých i do budoucna. V roce 2020 by mělo na 100 lidí v produktivním věku připadat 39 osob ve věku 65 a více let, v roce 2040 63 osob a v roce 2060 91 osob ve věku 65 a více let. Na základě těchto informací můžeme předpokládat budoucí poklesy u počtu poplatníků na jednoho starobního důchodce.

5 Závěr

Cílem diplomové práce bylo zhodnotit vývoj penzijního systému v České republice za posledních patnáct let. Jako hlavní zdroj dat sloužila databáze České správy sociálního zabezpečení a dále informace zveřejněné Ministerstvem financí ČR. Demografická data pak byla čerpána z internetových stránek Českého statistického úřadu. Hlavní cíl byl kvůli snadnějšímu naplnění rozčleněn do čtyř dílčích cílů.

V rámci prvního dílčího cíle byla provedena charakteristika vývoje u jednotlivých typů důchodů. Následující odstavce obsahují podstatné závěry, kterých bylo při plnění tohoto dílčího cíle dosaženo.

Nejdříve byl analýze časových řad podroben vývoj počtu důchodců u vybraných typů důchodů. U celkového počtu starobních důchodců byl v období od začátku roku 2000 do druhého čtvrtletí roku 2015 zjištěn rostoucí trend, přičemž je nutné upozornit na skutečnost, že od roku 2012 počet starobních důchodců stagnuje kolem hodnoty 2 350 000 osob. Stagnaci lze dát do souvislosti s velkými nárůsty počtu předčasných starobních důchodců v posledních dvou čtvrtletích roku 2011, díky kterým se pro následující roky snížil potenciální počet osob splňujících podmínky pro vstup do řádného starobního důchodu. Tento efekt však nelze považovat za dlouhodobý a na základě sestrojené věkové pyramidy a regresního modelu předpokládáme v následujících letech opět zvyšování počtu starobních důchodců. Rostoucí trend byl potvrzen také u vývoje počtu předčasných starobních důchodců. Pro tento typ důchodu je typické, že i přes zavedená znevýhodnění a zpřísnění podmínek se počet předčasných starobních důchodců neustále zvyšuje. Tuto skutečnost můžeme spojit s tím, že odchod do předčasného starobního důchodu je pro mnoho lidí řešením nezaměstnanosti.

Dále byl charakterizován vývoj počtu vdov a vdovců, kteří pobírají vdovský/vdovecký důchod bez souběhu se starobním nebo invalidním důchodem. U počtu (sólo) vdov se objevuje klesající trend, mezi roky 2000 a 2015 došlo ke snížení o 45 620 vdov. Jako příčiny snížení jsme na jedné straně identifikovali kvalitnější poskytovanou zdravotní péči, větší důraz na prevenci onemocnění a zdravý životní styl a na straně druhé pokles sňatečnosti a vysokou rozvodovost. Od třetího kvartálu roku 2011 nejsou poklesy mezi čtvrtletími tak výrazné, ale i přes tuto skutečnost předpokládáme další snižování počtu vdov. U počtu (sólo) vdovců byl zaznamenán klesající trend až od druhého čtvrtletí roku 2006. Tento trend spojujeme se stejnými faktory jako u vývoje počtu vdov a na základě predikce vytvořené regresním modelem předpokládáme jeho zachování i do budoucna. Časová řada počtu vdov je v grafu umístěna výše než časová řada zobrazující vývoj počtu vdovců, což spojujeme s vyšší nadějí dožití při narození u žen. V druhém čtvrtletí roku 2015 činil počet sólo vdov 28 825 osob a počet sólo vdovců 6 377 osob.

Ve vývoji celkového počtu důchodců se zásadně odráží vývoj počtu starobních důchodců. Starobní důchodci totiž tvoří podstatnou část celkového počtu

důchodců (k poslednímu dni roku 2014 82,26 %). Obecně lze říci, že rostoucí počet starobních důchodců přehlušuje klesající počet důchodců u zbývajících typů důchodů.

Analýza časových řad byla také využita pro popis vývoje počtu přiznaných důchodů. Vývoj počtu přiznaných starobních důchodů v sobě odráží závěry uvedené u počtu starobních důchodců. Nejvyšší počet starobních důchodů byl přiznán ve třetím čtvrtletí roku 2011, jednalo se o 66 822 přiznaných důchodů. Téměř 70 % uvedené hodnoty tvořily přiznané starobní důchody předčasné. Naopak nejnižší počet přiznaných starobních důchodů byl zaznamenán v prvním čtvrtletí roku 2012, šlo o 14 223 důchodů. Od tohoto období se u příslušné časové řady objevuje mírně rostoucí trend, se kterým počítáme i do budoucna. Na základě věkové pyramidy lze navíc říci, že do důchodového věku začnou postupně vstupovat silnější ročníky narozené v rozmezí let 1953 až 1957, díky čemuž by se mohl počet přiznaných starobních důchodů v budoucnu zvyšovat rychlejším tempem.

Dále byl popisován vývoj u přiznaných vdovských a vdoveckých důchodů (nebylo rozlišováno, zda se jedná o důchod vyplácený bez nebo v souběhu se starobním nebo invalidním důchodem). Pro vývoj přiznaných vdovských a vdoveckých důchodů je charakteristický konstantní trend a sezónnost. Již na základě grafické analýzy bylo usouzeno, že nejméně důchodů bývá přiznáno ve čtvrtých čtvrtletích a naopak nejvíce v prvních čtvrtletích, což je v souladu se všeobecně známým faktem, že nejvíce lidí umírá v době před začátkem jara. Hodnoty časové řady přiznaných vdovských důchodů se pro každé období nacházejí výše než hodnoty přiznaných vdoveckých důchodů. Tuto skutečnost opět přisuzujeme vyšší naději dožití při narození u žen než u mužů. Sestrojené regresní modely předpokládají, že ve čtvrtém čtvrtletí roku 2017, to znamená v posledním období predikce, bude přiznáno 5 791 vdovských a 1 850 vdoveckých důchodů.

Ve vývoji celkového počtu přiznaných invalidních důchodů se významně odrazily legislativní změny zavedené od začátku roku 2010. V řadě byl i nadále zachován konstantní trend, ovšem počet přiznaných důchodů se již nepohybuje kolem hodnoty 12 000, ale kolem úrovně 7 000. V oblasti invalidních důchodů by mohl být do budoucna hrozbou zvyšující se počet žadatelů o invalidní důchod s odkazem na duševní nemoc. Česká správa sociálního zabezpečení uvádí, že každý pátý žadatel o invalidní důchod trpí některou duševní chorobou. Pokud by se počet přiznaných invalidních důchodů z tohoto důvodu zvyšoval, došlo by k dalšímu tlaku na výdaje důchodového systému.

Analýza časových řad byla provedena i u vývoje počtu přiznaných sirotčích důchodů, které se od počátku roku 2005 do prvního čtvrtletí roku 2015 pohybovaly v rozmezí od 694 do 1 823 přiznaných důchodů. Od začátku roku 2005 do konce roku 2009 byl u přiznaných sirotčích důchodů zaznamenán klesající trend, na který ovšem následně navazuje trend rostoucí. Klesající trend lze dát do souvislosti s kvalitnější zdravotní péčí a také s nižším počtem dětí ve společnosti. Rostoucí trend pak spojujeme se změnami legislativy platnými od začátku roku 2012. Do budoucna se ovšem vzhledem k informacím obdržným během

zpracování práce (rostoucí střední délka života, snižování porodnosti) přikláníme spíše ke konstantnímu trendu.

Další část práce byla věnována vývoji průměrné výše sólo důchodů, díky čemuž došlo k naplnění stanoveného druhého dílčího cíle. U starobního, předčasného starobního, vdovského, vdoveckého a sirotčího důchodu je vývoj průměrné výše obdobný. U invalidního důchodu dochází k odlišnému vývoji průměrné výše, a to konkrétně u prvního a druhého stupně tohoto důchodu v období od počátku roku 2010. Zatímco u ostatních důchodů průměrná výše mezi čtvrtletími téměř vždy roste, u zmíněných dvou typů dochází převážně k mírným poklesům. Opomineme-li invalidní důchod, rostla v letech 2000 až 2008 průměrná výše důchodů rychleji než v období od roku 2009. Pomalejší nárůsty lze spojit s opatřeními (souvisejícími s valorizací), která zavedla malá a velká důchodová reforma. Současná vláda s některými ze zavedených opatření nesouhlasí a zaměřuje se na postupné zlepšování životních podmínek důchodců, proto se můžeme domnívat, že v budoucím období poroste průměrná výše důchodů opět rychlejším tempem. V únoru roku 2016 by měl být vyplacen všem důchodcům mimořádný jednorázový příspěvek ve výši 1 200 Kč. Negativní stránkou jednorázového příspěvku je fakt, že příspěvek nijak nezohledňuje, kolik peněžních prostředků odvedl člověk do penzijního systému, a podporuje tak rovnostářství.

Skutečnosti týkající se počtu důchodců, počtu přiznaných důchodů a průměrné výše důchodů se následně odrážejí ve výdajích důchodového systému. Těmito výdaji se kromě jiného zabývá třetí dílčí cíl práce, při jehož plnění došlo ke zjištění následujících výsledků.

Celkové výdaje důchodového systému v sobě zahrnují výdaje na dávky důchodového pojištění a výdaje na správu. Výdaje na dávky jsou mandatorními výdaji státu a výrazně ovlivňují výsledek hospodaření celého státního rozpočtu. Výdaje na správu se určují za pomoci koeficientů, tento způsob stanovení jejich výše je pro oblast státní správy spíše ojedinělý. Došli jsme k závěru, že způsob výpočtu neodráží skutečnou hodnotu výdajů na správu. Kvůli případnému zkreslení výsledku hospodaření důchodového systému doporučujeme výdaje na správu do celkových výdajů systému nezapočítávat.

Celkové výdaje důchodového systému mají rostoucí charakter. Nejnižší tempa růstu byla zaznamenána mezi roky 2012 a 2013 a následně mezi roky 2013 a 2014. Jejich hodnoty činily 100,17 % a 100,84 %. Tento pomalejší růst spojujeme s nižší valorizací důchodů vyplácených v letech 2013 a 2014 a dále se stagnací počtu starobních důchodců od roku 2012. Pro rok 2020 jsou celkové výdaje odhadovány ve výši 454,720 mld. Kč.

Také u celkových příjmů důchodového systému byl identifikován rostoucí trend. Od roku 2012 je k příjmům z pojistného připočítávána část výnosu daně z přidané hodnoty a také částka na kompenzaci deficitu důchodového systému. V roce 2020 by celkové příjmy podle sestrojeného regresního modelu měly dosáhnout výše 449,054 mld. Kč.

Od roku 2009 je důchodový systém každoročně v deficitu. Největší deficit nastal roku 2011, jeho výše činila přibližně 45 mld. Kč. Uvedený deficit je proje-

vem vysokého počtu nově přiznaných starobních důchodů. V letech 2012 až 2014 nejsou deficity důchodového systému tak velké, tuto skutečnost spojujeme s nižší valorizací důchodů, s nižším počtem přiznaných starobních důchodů a hlavně se dvěma novými složkami příjmů. Záporný výsledek hospodaření důchodového systému se očekává také pro rok 2015, jeho konkrétní výše není zatím k dispozici. Deficit za rok 2014 činil téměř 22 mld. Kč.

S ohledem na očekávaný nepříznivý demografický vývoj, který s sebou nese zvyšování koeficientu závislosti starých a snižování počtu poplatníků na jednoho důchodce, jsou stanovena následující opatření a doporučení, která by měla podpořit udržitelnost důchodového systému.

Vzhledem ke snižujícímu se počtu osob ve věkové kategorii 0–14 let by se měla vláda zaměřit na podporu porodnosti. V rámci rodinné a populační politiky by měl být kladen důraz například na pomoc státu mladým rodinám při získávání bydlení, na minimalizaci nezaměstnanosti u mladých lidí, na podporu státu v oblasti rozšiřování nabídky částečných úvazků určených ženám na mateřské dovolené a na zvyšování daňového zvýhodnění na druhé a další dítě. Podpora porodnosti má smysl, protože silnější narozené ročníky dětí se v budoucnu odrazí ve větším počtu poplatníků pojistného na důchodové pojištění.

Ministerstvo práce a sociálních věcí pracuje na dokončení návrhu zákona týkajícího se odstupňování výše sazby pojistného na důchodové pojištění podle počtu dětí. Návrh vzniká na základě doporučení Odborné komise pro důchodovou reformu, podle které by tato změna měla vést ke zvýšení porodnosti. Nejvíce by na pojistném odvedli bezdětní a rodiče, kteří již mají děti odrostlé a nepečují o ně. Otázkou ale zůstává, zda je odstupňování sazby spravedlivé například vůči nedobrovolně bezdětným.

Pro navýšení produktivní složky populace lze využít cílenou imigraci. Česká republika by se měla zaměřit na podporu přílivu mladých a vzdělaných lidí, ideálně mladých rodin. Díky imigrantům by se mohla zaplnit volná místa na trhu práce a došlo by k okamžitému odvodu pojistného na důchodové pojištění do systému. Pokud by se jednalo o mladé rodiny, byl by podpořen růst počtu dětí ve společnosti. K řízené imigraci by mohla být využita mimo jiné současná migrační vlna. Po vzoru Kanady by mohlo dojít k přijímání rodin s dětmi, což by se pozitivně odrazilo ve věkové struktuře obyvatelstva ČR.

Stárnutí populace přináší zvýšený tlak na výdaje důchodového systému. Aby nedocházelo k prohlubování deficitů systému a k neudržitelnému růstu zadlužení země, je nutné zaměřit se na zvyšování příjmů z pojistného. Více peněžních prostředků je na pojistném vybráno, je-li nízká nezaměstnanost, vláda by se proto měla zaměřit na podporu růstu ekonomiky. Řešením, které by naopak ulehčilo výdajové stránce důchodového systému, by byl pokles náhradového poměru, který by však znamenal relativní ztrátu na životní úrovni důchodců. Současný náhradový poměr se nachází okolo úrovně 44 %.

Podpora by byla vhodná také u třetího pilíře důchodového systému, u kterého dochází k poklesu jeho oblíbenosti.

Stanovením výše uvedených opatření byl splněn i poslední, čtvrtý, dílčí cíl práce.

Na závěr je důležité říci, že řada opatření vedoucích ke zmírnění dopadů nepříznivého demografického vývoje je nepřijatelná pro jednotlivé politické strany. Představovaná opatření jsou pouze parametrickými změnami, důchodový systém by však kvůli budoucí udržitelnosti potřeboval komplexnější řešení, které by vedlo k vytváření spoluzodpovědnosti v oblasti zajištění se na stáří u současných mladých lidí.

6 Literatura

- ARLT, JOSEF a MARKÉTA ARLTOVÁ. *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing, 2009, 290 s. ISBN 978-80-86946-85-6.
- CIPRA, TOMÁŠ. *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress, 2008, 538 s. ISBN 978-80-86929-43-9.
- DUFEK, JAROSLAV. Prognóza zatížení produktivní populace v České republice. In: *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendeliana Brunensis*. 2001, s. 19–25. sv. XLIX: č. 2. ISSN 1211-8516.
- DUFEK, JAROSLAV a BOHUMIL MINAŘÍK. *Stárnutí obyvatel České republiky a vývoj zatížení produktivní populace*. Brno: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně, 2008, s. 80. ISBN 978-80-7375-253-8.
- GREENE, WILLIAM H. *Econometric analysis*. 5th ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2003, 1026 s. ISBN 0-13-066189-9.
- GUJARATI, DAMODAR N. a DAWN C. PORTER. *Basic econometrics*. 5th ed. Boston: McGraw-Hill, 2009, 922 s. ISBN 978-007-127625-2.
- HANČLOVÁ, JANA. *Ekonometrické modelování: Klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012, 214 s. ISBN 978-80-7431-088-1.
- HEBÁK, PETR, JIŘÍ HUSTOPECKÝ, EVA JAROŠOVÁ a IVA PECÁKOVÁ. *Vícerozměrné statistické metody [1]*. 2. vyd. Praha: Informatorium, 2007, 253 s. ISBN 978-80-7333-056-9.
- HINDLS, RICHARD, STANISLAVA HRONOVÁ a JAN SEGER. *Statistika pro ekonomy*. Praha: Professional Publishing, 2002, 415 s. ISBN 80-86419-26-6.
- HRNČÁRKOVÁ, ZDEŇKA. Alternativní systémy důchodového zabezpečení z pohledu reformy českého penzijního systému. In: *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendeliana Brunensis*. 2005, s. 243–250. sv. LIII: č. 3. ISSN 1211-8516.
- HUŠEK, ROMAN. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica, 2007, 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
- KALIBOVÁ, KVĚTA. *Úvod do demografie*. 2. vyd. Praha: Karolinum, 2001, 52 s. ISBN 80-246-0222-9.
- KLIMENTOVÁ, JANA. *Sociální pojištění: Důchodové pojištění a nemocenské pojištění*. Praha: MPSV, 2001, 80 s. ISBN 80-86552-19-5.
- KREBS, VOJTĚCH. *Sociální politika*. 4. vyd. Praha: ASPI, 2007, 504 s. ISBN 978-80-7357-276-1.
- LANGHAMROVÁ, JITKA. *Demografie: Učební text pro předmět U017*. Praha [i.e. Brno]: Tribun EU, 2007, 42 s. ISBN 978-80-7399-218-7.
- LÖSTER, TOMÁŠ, HANA ŘEZANKOVÁ a JITKA LANGHAMROVÁ. *Statistické metody a demografie*. Praha: Vysoká škola ekonomie a managementu, 2009, 291 s. ISBN 978-80-86730-43-1.

- LOUŽEK, MAREK. *Důchodová reforma*. Praha: Karolinum, 2014, 100 s. ISBN 978-80-246-2612-3.
- MINAŘÍK, BOHUMIL a JIŘÍ PEŠL. Ekonomické dopady demografického stárnutí populace. In: *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*. 2006, s. 117–123. sv. LIV: č. 6. ISSN 1211-8516.
- MINAŘÍK, BOHUMIL. *Statistika I: Popisná statistika*. Brno: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně, 2001, 107 s. ISBN 80-7157-427-9.
- PALÁT, MILAN, JITKA LANGHAMROVÁ a LUKÁŠ NEVĚDĚL. *Obecná demografie: General demography II*. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2014, 76 s. ISBN 978-80-7509-116-1.
- RÁKOSNÍK, JAKUB a IGOR TOMEŠ. *Sociální stát v Československu: Právně-institucionální vývoj v letech 1918–1992*. Praha: Auditorium, 2012, 416 s. ISBN 978-80-87284-30-8.
- RYTÍŘOVÁ, LUCIE. *Důchodový systém v České republice*. Olomouc: ANAG, 2013, 115 s. ISBN 978-80-7263-821-5.
- SIEGEL, JACOB S. a DAVID A. SWANSON. *The methods and materials of demography*. 2nd ed. Bingley: Emerald, 2008, 819 s. ISBN 978-0-12-641955-9.
- SOUČEK, EDUARD. *Základy statistiky*. 2. vyd. Pardubice: Univerzita Pardubice, 2001, 167 s. ISBN 80-7194-388-6.
- VESELÝ, JIŘÍ. *Právo sociálního zabezpečení*. Praha: Linde Praha, 2013, 311 s. ISBN 978-80-7201-915-1.
- VYSTOUPIL, JIŘÍ a ZDEŇKA TARABOVÁ. *Základy demografie*. Brno: Masarykova univerzita, 2004, 150 s. ISBN 80-210-3617-6.

Internetové zdroje

- Ageing and Employment Policies: Czech Republic* [online]. 2004 [cit. 2015-09-02]. ISBN 92-64-01661-9. Dostupné z: http://www.keepeek.com/Digital-Asset-Management/oecd/social-issues-migration-health/ageing-and-employment-policies-vieillissement-et-politiques-de-l-emploi-czech-republic-2004_9789264016620-en#page1.
- Bezděkova komise (2004–2005). *ČeskéReformy.cz* [online]. 2011 [cit. 2015-08-26]. Dostupné z: <http://www.ceskereformy.cz/bezdekova-komise-2004-2005/>.
- Česká republika od roku 1989 v číslech. *ČSÚ* [online]. 2015 [cit. 2015-09-01]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/ceska-republika-od-roku-1989-v-cislech#01>.
- Druhý penzijní pilíř končí, uzavírá se možnost sjednávání smluv. *Investujeme.cz* [online]. 2015 [cit. 2015-08-30]. Dostupné z: <http://www.investujeme.cz/druhy-penzijni-pilir-konci-uzavira-se-moznost-sjednavani-smluv/>.

- Důchodci dostanou letos v prosinci mimořádný příspěvek 600 Kč. *Vláda ČR* [online]. 2015 [cit. 2015-09-03]. Dostupné z: <http://www.vlada.cz/cz/media-centrum/aktualne/duchodci-dostanou-letos-v-prosinci-mimoradny-prispevek-600-korun-131705/>.
- Důchody od roku 2015 mimořádně rostou! Spočtete si, o kolik bude větší váš. *Peníze.cz* [online]. 2014 [cit. 2015-08-29]. Dostupné z: <http://www.penize.cz/duchody/293869-duchody-od-roku-2015-mimoradne-rostou!-spoctete-si-o-kolik-bude-vetsi-vas>.
- Hlavní změny v důchodovém pojištění schválené v roce 2008. *MPSV* [online]. 2008 [cit. 2015-08-26]. Dostupné z: <http://www.mpsv.cz/cs/5409>.
- Hlavní změny v důchodovém pojištění schválené v roce 2011. *MPSV* [online]. 2012 [cit. 2015-08-26]. Dostupné z: <http://www.mpsv.cz/cs/11111>.
- Hlavní změny v důchodovém pojištění schválené v roce 2014. *MPSV* [online]. 2014 [cit. 2015-08-29]. Dostupné z: <http://www.mpsv.cz/cs/19198>.
- Informace z kontrolní akce NKÚ č. 14/08. *NKÚ* [online]. 2014 [cit. 2015-12-02]. Dostupné z: <http://www.nku.cz/assets/media/informace-14-08.pdf>.
- Invalidní důchody. *Česká správa sociálního zabezpečení* [online]. 2014 [cit. 2015-08-30]. Dostupné z: <http://www.cssz.cz/cz/duchodove-pojisteni/davky/invalidni-duchody.htm>.
- KOPECKÝ, JOSEF. Vláda pohřbívá Nečasovu penzijní reformu, skončí v lednu 2016. *iDNES.cz* [online]. 2014 [cit. 2015-08-29]. Dostupné z: http://ekonomika.idnes.cz/vlada-pohrbiva-necasovu-duchodovou-reformu-fzj-/ekonomika.aspx?c=A141112_121157_ekonomika_kop.
- LASAGABASTER, ESPERANZA, ROBERTO ROCHA a PATRICK WIESE. Czech pension system: challenges and reform options. *The World Bank* [online]. 2002 [cit. 2015-08-31]. Dostupné z: http://www-wds.worldbank.org/servlet/WDSContentServer/WDSP/IB/2002/09/07/000094946_02081904011758/Rendered/PDF/multiopage.pdf.
- Metodické vysvětlivky. *ČSÚ* [online]. 2014, 25.07.2015 [cit. 2015-09-01]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/20548153/13005514m.pdf/8cb205d1-1d3e-4e2e-8221-e6539e8d1121?version=1.0>.
- Národní akční plán podporující pozitivní stárnutí pro období let 2013 až 2017. *MPSV* [online]. 2013, 31.12.2014 [cit. 2015-09-02]. Dostupné z: http://www.mpsv.cz/files/clanky/20851/NAP_311214.pdf.
- Obyvatelstvo – roční časové řady. *ČSÚ* [online]. 2015 [cit. 2015-09-01]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/obyvatelstvo_hu.
- Pilíře českého důchodového systému. *DůchodováReforma.cz: Nezávisle o důchodové reformě* [online]. 2014 [cit. 2015-08-30]. Dostupné z: <http://www.duchodovareforma.cz/duchodovy-system/>.

- Podkladová studie: Národní akční plán podporující pozitivní stárnutí pro období let 2013 až 2017. *MPSV* [online]. 2012 [cit. 2015-09-03]. Dostupné z: http://www.mpsv.cz/files/clanky/14540/Podkladova_studie.pdf.
- POLLNEROVÁ, ŠTĚPÁNKA. Analýza nově zaváděných systémů NDC. *VÚPSV* [online]. 2002 [cit. 2015-08-26]. Dostupné z: <http://praha.vupsv.cz/Fulltext/ndcsys.pdf>.
- Programové prohlášení vlády České republiky: 13. 7. 1992. *Vláda ČR* [online]. 1992 [cit. 2015-08-26]. Dostupné z: <http://www.vlada.cz/assets/clenove-vlady/historie-minulych-vlad/prehled-vlad-cr/1993-2010-cr/vaclav-klaus-1/Programove-prohlaseni-vlady.pdf>.
- Programové prohlášení Vlády České republiky: 4. srpna 2010. *Vláda ČR* [online]. 2010 [cit. 2015-08-26]. Dostupné z: http://www.vlada.cz/assets/media-centrum/dulezite-dokumenty/Programove_prohlaseni_vlady.pdf.
- Programové prohlášení vlády ČR. *Vláda ČR* [online]. 2009 [cit. 2015-08-26]. Dostupné z: <http://www.vlada.cz/assets/jednani-vlady/programove-prohlaseni/PVV-cerven-2009.pdf>.
- Programové prohlášení vlády: Praha, srpen 1998. *Vláda ČR* [online]. 1998 [cit. 2015-08-26]. Dostupné z: http://www.vlada.cz/assets/clenove-vlady/historie-minulych-vlad/prehled-vlad-cr/1993-2010-cr/milos-zeman/Programove-prohlaseni-vlady_1.pdf.
- Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2100. *ČSÚ* [online]. 2013 [cit. 2015-09-03]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/projekce-obyvatelstva-ceske-republiky-do-roku-2100-n-fu4s64b8h4>.
- Předpis č. 155/1995 Sb. *Zákony pro lidi* [online]. 2015 [cit. 2015-10-08]. Dostupné z: <http://www.zakonyprolidi.cz/cs/1995-155>.
- Registr obyvatel. *Správa základních registrů* [online]. 2011 [cit. 2015-09-15]. Dostupné z: <http://www.szrcr.cz/registr-obyvatel>.
- RUDOLFOVÁ, VERONIKA. Historie vývoje důchodového systému v ČR. *Důchodová komise* [online]. 2014 [cit. 2015-08-26]. Dostupné z: <http://duchodovakomise.cz/wp-content/uploads/2014/07/V.-Rudolfov%C3%A1-Historie-v%C3%BDvoje-d%C5%AFchodov%C3%A9ho-syst%C3%A9mu-v-%C4%8CR-%C4%8Derven-2014.pdf>.
- Starobní důchody. *Česká správa sociálního zabezpečení* [online]. 2014 [cit. 2015-08-30]. Dostupné z: <http://www.cssz.cz/cz/duchodove-pojisteni/davky/starobni-duchody.htm>.
- Státní příspěvek. *Finance.cz* [online]. 2013 [cit. 2015-08-30]. Dostupné z: <http://www.finance.cz/duchody-a-davky/penzijni-pripojisteni/abeceda-penzijnihopripojisteni/statni-prispevek-penzijnihopripojisteni/>.
- Tisková zpráva: Vytvoření zvláštního účtu rezervy pro důchodovou reformu. *MPSV* [online]. 2007 [cit. 2015-11-26]. Dostupné z: <http://www.mpsv.cz/files/clanky/4686/11102007b.pdf>.

- Věkové složení obyvatelstva – 2014. ČSÚ [online]. 2015 [cit. 2015-10-11]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/vekove-slozeni-obyvatelstva-2014>.
- Závěrečná zpráva PES. MPSV [online]. 2010 [cit. 2015-08-26]. Dostupné z: http://www.mpsv.cz/files/clanky/8896/2010_06_03_Zaverecna_zprava_final_cistopis.pdf.
- Závěrečná zpráva: Výkonný tým. *ČeskéReformy.cz* [online]. 2005 [cit. 2015-08-26]. Dostupné z: <http://www.ceskereformy.cz/soubory/dokumenty/bezdekova-komise-1-zaverecna-zprava.pdf>.

Zdroje dat

- Důchodci v ČR v časové řadě. *Česká správa sociálního zabezpečení* [online]. 2015 [cit. 2015-11-29]. Dostupné z: <http://www.cssz.cz/NR/rdonlyres/701B476A-4B12-488A-894B-9D59952EBDCD/o/duchodcivercvasoverade.pdf>.
- Hospodaření systému důchodového pojištění. *Ministerstvo financí ČR* [online]. 2013 [cit. 2015-11-29]. Dostupné z: <http://www.mfcr.cz/cs/soukromy-sektor/penzijni-sluzby-a-systemy/hospodareni-systemu-duchodoveho-pojisten>.
- Mzdy, náklady práce – časové řady. ČSÚ [online]. 2015 [cit. 2015-12-02]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/pmz_cr.
- Plnění státního rozpočtu. *Ministerstvo financí ČR* [online]. 2015 [cit. 2015-11-29]. Dostupné z: <http://www.mfcr.cz/cs/verejny-sektor/statni-rozpocet/plneni-statniho-rozpocetu>.

Přílohy

A Důchodový věk

Tab. 30 Důchodový věk u pojištěnců narozených v letech 1936 až 1977

Rok narození	Důchodový věk činí u					
	mužů	žen s počtem vychovaných dětí				
		0	1	2	3 - 4	5 a více
1936	60r+2m	57r	56r	55r	54r	53r
1937	60r+4m	57r	56r	55r	54r	53r
1938	60r+6m	57r	56r	55r	54r	53r
1939	60r+8m	57r+4m	56r	55r	54r	53r
1940	60r+10m	57r+8m	56r+4m	55r	54r	53r
1941	61r	58r	56r+8m	55r+4m	54r	53r
1942	61r+2m	58r+4m	57r	55r+8m	54r+4m	53r
1943	61r+4m	58r+8m	57r+4m	56r	54r+8m	53r+4m
1944	61r+6m	59r	57r+8m	56r+4m	55r	53r+8m
1945	61r+8m	59r+4m	58r	56r+8m	55r+4m	54r
1946	61r+10m	59r+8m	58r+4m	57r	55r+8m	54r+4m
1947	62r	60r	58r+8m	57r+4m	56r	54r+8m
1948	62r+2m	60r+4m	59r	57r+8m	56r+4m	55r
1949	62r+4m	60r+8m	59r+4m	58r	56r+8m	55r+4m
1950	62r+6m	61r	59r+8m	58r+4m	57r	55r+8m
1951	62r+8m	61r+4m	60r	58r+8m	57r+4m	56r
1952	62r+10m	61r+8m	60r+4m	59r	57r+8m	56r+4m
1953	63r	62r	60r+8m	59r+4m	58r	56r+8m
1954	63r+2m	62r+4m	61r	59r+8m	58r+4m	57r
1955	63r+4m	62r+8m	61r+4m	60r	58r+8m	57r+4m
1956	63r+6m	63r+2m	61r+8m	60r+4m	59r	57r+8m
1957	63r+8m	63r+8m	62r+2m	60r+8m	59r+4m	58r
1958	63r+10m	63r+10m	62r+8m	61r+2m	59r+8m	58r+4m
1959	64r	64r	63r+2m	61r+8m	60r+2m	58r+8m
1960	64r+2m	64r+2m	63r+8m	62r+2m	60r+8m	59r+2m
1961	64r+4m	64r+4m	64r+2m	62r+8m	61r+2m	59r+8m
1962	64r+6m	64r+6m	64r+6m	63r+2m	61r+8m	60r+2m
1963	64r+8m	64r+8m	64r+8m	63r+8m	62r+2m	60r+8m
1964	64r+10m	64r+10m	64r+10m	64r+2m	62r+8m	61r+2m
1965	65r	65r	65r	64r+8m	63+2mr	61r+8m
1966	65r+2m	65r+2m	65r+2m	65r+2m	63r+8m	62r+2m
1967	65r+4m	65r+4m	65r+4m	65r+4m	64r+2m	62r+8m
1968	65r+6m	65r+6m	65r+6m	65r+6m	64r+8m	63r+2m
1969	65r+8m	65r+8m	65r+8m	65r+8m	65r+2m	63r+8m
1970	65r+10m	65r+10m	65r+10m	65r+10m	65r+8m	64r+2m
1971	66r	66r	66r	66r	66r	64r+8m
1972	66r+2m	66r+2m	66r+2m	66r+2m	66r+2m	65r+2m
1973	66r+4m	66r+4m	66r+4m	66r+4m	66r+4m	65r+8m
1974	66r+6m	66r+6m	66r+6m	66r+6m	66r+6m	66r+2m
1975	66r+8m	66r+8m	66r+8m	66r+8m	66r+8m	66r+8m
1976	66r+10m	66r+10m	66r+10m	66r+10m	66r+10m	66r+10m
1977	67r	67r	67r	67r	67r	67r

Zdroj: Starobní důchody, 2014.

B Doplnění ke kapitole Výsledky a diskuze

Tab. 31 Popis vysvětlujících proměnných

Název vysvětlující proměnné	Popis vysvětlující proměnné
time (t)	trendová proměnná
sq_time (t^2)	druhá mocnina trendové proměnné
dq1	periodické indikátorové proměnné, koeficienty u těchto proměnných představují odchylku do trendu v prvním, druhém a třetím čtvrtletí
dq2	
dq3	
Dummy	změna úrovně konstanty po strukturálním zlomu
Int	změna trendové proměnné po strukturálním zlomu
Int2	změna druhé mocniny trendové proměnné po strukturálním zlomu
D1	změna proměnné dq1 po strukturálním zlomu
D2	změna proměnné dq2 po strukturálním zlomu
D3	změna proměnné dq3 po strukturálním zlomu

Tab. 32 Tempa růstu u vývoje počtu předčasných starobních důchodců od prvního čtvrtletí roku 2012 do druhého čtvrtletí roku 2015

Období	Tempo růstu předčasných starobních důchodců (%)	Tempo růstu starobních důchodců (%)
1. čtvrtletí 2012	101,66	99,55
2. čtvrtletí 2012	100,97	99,58
3. čtvrtletí 2012	100,81	99,77
4. čtvrtletí 2012	100,90	99,95
1. čtvrtletí 2013	100,86	99,69
2. čtvrtletí 2013	100,85	99,76
3. čtvrtletí 2013	101,03	99,52
4. čtvrtletí 2013	100,92	99,90
1. čtvrtletí 2014	100,99	99,88
2. čtvrtletí 2014	101,01	100,26
3. čtvrtletí 2014	100,92	99,94
4. čtvrtletí 2014	101,17	99,49
1. čtvrtletí 2015	100,95	99,71
2. čtvrtletí 2015	100,82	100,12

C Zdrojová data

Tab. 33 Počet důchodců

Období	Starobní důchodci	Předčasní starobní důchodci	Sólo vdovy	Sólo vdovci	Celkový počet důchodců
1Q 2000	1 887 287	143 014	75 039	6 908	2 556 586
2Q 2000	1 894 317	155 400	73 679	6 907	2 557 012
3Q 2000	1 904 456	167 919	71 388	6 486	2 563 400
4Q 2000	1 906 759	175 709	70 881	6 664	2 567 865
1Q 2001	1 920 972	196 973	69 614	6 880	2 586 893
2Q 2001	1 922 839	201 883	68 405	6 989	2 583 931
3Q 2001	1 927 410	213 270	66 598	6 607	2 584 828
4Q 2001	1 922 772	215 272	66 289	6 709	2 584 018
1Q 2002	1 914 684	217 973	65 896	7 166	2 583 717
2Q 2002	1 913 863	219 275	65 232	7 349	2 578 944
3Q 2002	1 909 580	220 110	63 482	6 977	2 570 679
4Q 2002	1 907 830	224 151	63 474	7 255	2 577 798
1Q 2003	1 900 334	231 752	62 724	7 338	2 573 082
2Q 2003	1 904 721	239 296	61 722	7 539	2 574 725
3Q 2003	1 908 877	244 527	59 844	7 213	2 576 302
4Q 2003	1 914 219	252 077	59 906	7 532	2 590 844
1Q 2004	1 917 839	262 027	59 351	7 670	2 596 243
2Q 2004	1 931 940	271 544	58 199	7 704	2 606 596
3Q 2004	1 940 213	274 938	55 843	7 239	2 611 669
4Q 2004	1 944 915	275 055	55 839	7 535	2 625 685
1Q 2005	1 947 667	275 083	55 267	7 657	2 631 601
2Q 2005	1 954 836	276 659	54 238	7 781	2 631 911
3Q 2005	1 957 299	281 944	52 554	7 352	2 631 838
4Q 2005	1 961 870	285 189	52 931	7 701	2 645 100
1Q 2006	1 967 685	290 412	52 414	7 763	2 653 503
2Q 2006	1 985 580	296 029	51 284	7 863	2 676 952
3Q 2006	1 992 858	302 144	49 162	7 546	2 674 191
4Q 2006	1 995 350	309 065	49 652	7 759	2 683 784
1Q 2007	1 997 503	316 951	49 383	7 815	2 688 078
2Q 2007	2 009 076	322 692	48 710	7 845	2 700 296
3Q 2007	2 022 116	328 419	46 591	7 440	2 703 847
4Q 2007	2 028 865	333 883	46 560	7 635	2 719 161
1Q 2008	2 034 881	340 777	46 098	7 664	2 727 240
2Q 2008	2 045 166	346 838	45 647	7 692	2 737 848
3Q 2008	2 056 338	353 468	43 732	7 200	2 738 474
4Q 2008	2 066 005	358 803	44 001	7 506	2 754 011

1Q 2009	2 071 269	366 271	43 575	7 647	2 759 803
2Q 2009	2 087 987	374 891	42 821	7 654	2 774 751
3Q 2009	2 094 808	383 532	41 263	7 163	2 770 585
4Q 2009	2 108 368	395 207	41 843	7 438	2 790 391
1Q 2010	2 225 908	408 568	41 507	7 492	2 797 939
2Q 2010	2 242 281	416 486	40 558	7 491	2 809 816
3Q 2010	2 254 779	421 857	38 519	7 057	2 808 379
4Q 2010	2 260 032	428 395	39 415	7 296	2 819 093
1Q 2011	2 266 348	437 778	38 950	7 278	2 823 583
2Q 2011	2 280 450	447 992	37 994	7 415	2 832 699
3Q 2011	2 310 238	473 317	35 210	6 747	2 842 624
4Q 2011	2 340 147	501 789	35 250	6 881	2 873 004
1Q 2012	2 340 218	510 123	34 971	6 872	2 871 453
2Q 2012	2 337 454	515 064	34 706	6 936	2 867 553
3Q 2012	2 337 480	519 221	32 702	6 520	2 855 623
4Q 2012	2 341 220	523 886	33 582	6 889	2 866 056
1Q 2013	2 340 148	528 405	33 023	6 832	2 863 034
2Q 2013	2 340 234	532 912	32 699	6 844	2 861 513
3Q 2013	2 337 103	538 403	30 906	6 402	2 846 736
4Q 2013	2 340 321	543 356	32 103	6 760	2 857 856
1Q 2014	2 343 504	548 735	31 519	6 722	2 858 820
2Q 2014	2 353 691	554 279	30 777	6 681	2 866 146
3Q 2014	2 357 749	559 367	28 525	6 090	2 857 229
4Q 2014	2 355 144	565 926	29 734	6 471	2 863 210
1Q 2015	2 355 354	571 317	29 419	6 452	2 861 611
2Q 2015	2 362 155	575 979	28 825	6 377	2 865 566

Zdroj: Důchodci v ČR v časové řadě, 2015.

Tab. 34 Počet přiznaných důchodů

Období	Přiznané starobní důchody	Přiznané vdovské důchody	Přiznané vdovecké důchody	Přiznané invalidní důchody	Přiznané sirotčí důchody
1Q 2005	31 940	8 305	2 769	12 900	1 378
2Q 2005	15 782	7 644	2 453	12 313	1 194
3Q 2005	18 913	7 405	2 434	11 129	1 823
4Q 2005	20 278	5 888	1 810	9 842	848
1Q 2006	35 694	7 824	2 642	14 178	1 283
2Q 2006	25 529	7 702	2 471	13 628	1 211
3Q 2006	19 255	7 325	2 490	11 594	1 671
4Q 2006	17 106	4 977	1 525	9 525	713
1Q 2007	30 647	7 959	2 619	13 850	1 138
2Q 2007	25 745	7 360	2 408	13 506	1 134
3Q 2007	23 061	7 241	2 299	12 218	1 519

4Q 2007	17 589	6 286	2 034	10 712	857
1Q 2008	29 588	7 887	2 528	13 460	1 175
2Q 2008	24 793	7 585	2 490	12 879	1 152
3Q 2008	27 932	7 114	2 261	11 227	1 389
4Q 2008	17 698	5 568	1 857	10 061	796
1Q 2009	37 732	8 031	2 779	13 765	1 158
2Q 2009	24 620	7 306	2 413	14 521	1 025
3Q 2009	23 698	7 022	2 236	11 331	1 519
4Q 2009	32 661	5 718	1 820	7 566	694
1Q 2010	38 215	7 695	2 627	8 907	1 200
2Q 2010	28 048	7 209	2 397	7 732	1 057
3Q 2010	22 991	7 209	2 363	6 530	1 516
4Q 2010	18 299	5 605	1 822	4 946	730
1Q 2011	29 547	7 796	2 603	7 559	1 195
2Q 2011	29 424	7 040	2 289	7 724	1 104
3Q 2011	66 822	6 973	2 274	6 540	1 486
4Q 2011	21 821	6 156	1 987	5 467	821
1Q 2012	14 223	7 700	2 676	7 819	1 678
2Q 2012	14 619	7 489	2 423	7 845	1 119
3Q 2012	21 831	7 223	2 400	6 753	1 790
4Q 2012	20 728	5 881	1 880	6 198	842
1Q 2013	26 880	8 051	2 679	7 723	1 161
2Q 2013	19 000	7 429	2 402	7 375	1 126
3Q 2013	14 556	7 068	2 385	6 851	1 546
4Q 2013	22 962	5 849	1 880	5 907	776
1Q 2014	29 150	7 473	2 393	7 945	1 155
2Q 2014	26 160	7 179	2 252	8 015	1 037
3Q 2014	20 242	7 203	2 327	7 051	1 795
4Q 2014	16 468	5 979	1 881	6 351	819
1Q 2015	24 632	6 214	2 174	6 878	1 319

Zdroj: Zasláno na vyžádání z ČSSZ.

Tab. 35 Průměrná výše sólo důchodů

Období	Starobní důchod	Předčasný starobní důchod	Vdovský důchod	Vdovecký důchod	Sirotčí důchod
1Q 2000	5 920	5 752	4 338	3 222	2 931
2Q 2000	5 928	5 742	4 335	3 234	2 943
3Q 2000	5 935	5 729	4 334	3 247	2 951
4Q 2000	6 292	5 943	4 584	3 378	3 077
1Q 2001	6 297	5 947	4 578	3 400	3 090
2Q 2001	6 305	5 948	4 571	3 412	3 102
3Q 2001	6 310	5 942	4 569	3 430	3 106

4Q 2001	6 808	6 303	4 901	3 620	3 290
1Q 2002	6 815	6 288	4 889	3 632	3 302
2Q 2002	6 823	6 278	4 878	3 640	3 311
3Q 2002	6 830	6 277	4 873	3 652	3 314
4Q 2002	6 833	6 272	4 863	3 651	3 328
1Q 2003	7 054	6 452	4 993	3 743	3 416
2Q 2003	7 062	6 443	4 980	3 755	3 424
3Q 2003	7 070	6 436	4 976	3 764	3 426
4Q 2003	7 075	6 432	4 963	3 770	3 440
1Q 2004	7 225	6 558	5 046	3 841	3 503
2Q 2004	7 247	6 551	5 038	3 848	3 512
3Q 2004	7 260	6 545	5 039	3 857	3 515
4Q 2004	7 270	6 537	5 028	3 862	3 530
1Q 2005	7 698	6 910	5 311	4 093	3 748
2Q 2005	7 720	6 913	5 304	4 107	3 759
3Q 2005	7 731	6 913	5 302	4 116	3 761
4Q 2005	7 744	6 914	5 291	4 123	3 780
1Q 2006	8 138	7 213	5 561	4 321	3 968
2Q 2006	8 163	7 223	5 557	4 335	3 980
3Q 2006	8 176	7 231	5 559	4 346	3 976
4Q 2006	8 187	7 241	5 546	4 358	3 999
1Q 2007	8 701	7 675	5 893	4 634	4 255
2Q 2007	8 722	7 682	5 885	4 644	4 263
3Q 2007	8 737	7 688	5 886	4 655	4 254
4Q 2007	8 747	7 699	5 875	4 668	4 278
1Q 2008	9 111	8 032	6 127	4 896	4 499
2Q 2008	9 137	8 046	6 115	4 908	4 507
3Q 2008	9 624	8 528	6 588	5 395	4 966
4Q 2008	9 638	8 538	6 577	5 412	4 989
1Q 2009	9 983	8 840	6 765	5 560	5 123
2Q 2009	10 013	8 863	6 755	5 556	5 129
3Q 2009	10 031	8 881	6 754	5 570	5 121
4Q 2009	10 045	8 904	6 743	5 580	5 145
1Q 2010	10 043	8 932	6 740	5 598	5 154
2Q 2010	10 075	8 953	6 738	5 618	5 162
3Q 2010	10 101	8 970	6 748	5 640	5 158
4Q 2010	10 123	8 989	6 744	5 660	5 194
1Q 2011	10 511	9 339	6 977	5 864	5 386
2Q 2011	10 527	9 358	6 978	5 892	5 397
3Q 2011	10 539	9 406	6 993	5 907	5 393
4Q 2011	10 552	9 460	6 989	5 920	5 428
1Q 2012	10 740	9 629	7 104	6 039	5 526
2Q 2012	10 754	9 634	7 101	6 053	5 525

3Q 2012	10 765	9 636	7 112	6 061	5 519
4Q 2012	10 778	9 641	7 104	6 076	5 544
1Q 2013	10 929	9 777	7 207	6 188	5 635
2Q 2013	10 948	9 788	7 207	6 197	5 639
3Q 2013	10 957	9 797	7 216	6 218	5 619
4Q 2013	10 970	9 806	7 216	6 240	5 657
1Q 2014	11 029	9 858	7 243	6 274	5 682
2Q 2014	11 050	9 870	7 247	6 284	5 685
3Q 2014	11 066	9 882	7 256	6 300	5 667
4Q 2014	11 075	9 893	7 250	6 314	5 703
1Q 2015	11 292	10 088	7 390	6 454	5 824
2Q 2015	11 316	10 099	7 389	6 466	5 827

Zdroj: Zasláno na vyžádání z ČSSZ.

Tab. 36 Průměrná výše sólo invalidního důchodu a průměrná hrubá mzda

Období	Částečný důchod	Plný důchod	I. stupeň	II. stupeň	III. stupeň	Hrubá mzda
1Q 2000	3 742	5 742	–	–	–	11 941
2Q 2000	3 744	5 752	–	–	–	13 227
3Q 2000	3 741	5 762	–	–	–	12 963
4Q 2000	3 905	6 118	–	–	–	14 717
1Q 2001	3 908	6 133	–	–	–	13 052
2Q 2001	3 914	6 142	–	–	–	14 391
3Q 2001	3 909	6 149	–	–	–	14 117
4Q 2001	4 147	6 638	–	–	–	15 908
1Q 2002	4 146	6 648	–	–	–	14 083
2Q 2002	4 142	6 655	–	–	–	15 599
3Q 2002	4 134	6 660	–	–	–	15 268
4Q 2002	4 132	6 666	–	–	–	17 133
1Q 2003	4 243	6 886	–	–	–	14 986
2Q 2003	4 250	6 895	–	–	–	16 529
3Q 2003	4 243	6 903	–	–	–	16 088
4Q 2003	4 243	6 911	–	–	–	18 096
1Q 2004	4 316	7 059	–	–	–	16 231
2Q 2004	4 315	7 070	–	–	–	17 223
3Q 2004	4 313	7 079	–	–	–	17 190
4Q 2004	4 315	7 088	–	–	–	19 183
1Q 2005	4 571	7 501	–	–	–	17 067
2Q 2005	4 582	7 513	–	–	–	18 112
3Q 2005	4 580	7 525	–	–	–	18 203
4Q 2005	4 584	7 537	–	–	–	19 963
1Q 2006	4 802	7 924	–	–	–	18 270

2Q 2006	4 839	7 937	-	-	-	19 300
3Q 2006	4 844	7 950	-	-	-	19 305
4Q 2006	4 847	7 962	-	-	-	21 269
1Q 2007	5 148	8 467	-	-	-	19 687
2Q 2007	5 152	8 475	-	-	-	20 740
3Q 2007	5 156	8 486	-	-	-	20 721
4Q 2007	5 161	8 496	-	-	-	22 641
1Q 2008	5 405	8 842	-	-	-	21 632
2Q 2008	5 412	8 850	-	-	-	22 246
3Q 2008	5 887	9 327	-	-	-	22 181
4Q 2008	5 893	9 337	-	-	-	24 309
1Q 2009	6 063	9 661	-	-	-	22 108
2Q 2009	6 067	9 666	-	-	-	22 796
3Q 2009	6 071	9 674	-	-	-	23 091
4Q 2009	6 076	9 681	-	-	-	25 418
1Q 2010	-	-	6 067	6 117	9 670	22 738
2Q 2010	-	-	6 059	6 133	9 669	23 504
3Q 2010	-	-	6 091	6 370	9 665	23 600
4Q 2010	-	-	6 140	6 671	9 656	25 591
1Q 2011	-	-	6 315	6 919	10 005	23 372
2Q 2011	-	-	6 237	6 860	10 006	24 116
3Q 2011	-	-	6 170	6 812	10 005	24 107
4Q 2011	-	-	6 094	6 748	10 004	26 211
1Q 2012	-	-	6 144	6 825	10 167	24 131
2Q 2012	-	-	6 100	6 793	10 163	24 627
3Q 2012	-	-	6 060	6 758	10 153	24 439
4Q 2012	-	-	6 021	6 714	10 141	27 055
1Q 2013	-	-	6 083	6 784	10 262	23 985
2Q 2013	-	-	6 046	6 737	10 257	24 877
3Q 2013	-	-	6 017	6 703	10 252	24 735
4Q 2013	-	-	5 989	6 675	10 245	26 525
1Q 2014	-	-	5 992	6 690	10 281	24 754
2Q 2014	-	-	5 964	6 678	10 274	25 411
3Q 2014	-	-	5 935	6 667	10 269	25 127
4Q 2014	-	-	5 911	6 662	10 262	27 107
1Q 2015	-	-	6 008	6 784	10 442	25 327
2Q 2015	-	-	5 979	6 767	10 434	26 287

Zdroj: Zasláno na vyžádání z ČSSZ; Mzdy, náklady práce – časové řady, 2015.

Tab. 37 Příjmy, výdaje a výsledky hospodaření důchodového systému (v mld. Kč)

Období	Celkové příjmy	Celkové výdaje	Výdaje na dávky	Výdaje na správu	VH
1996	133,927	129,543	126,797	2,746	4,384
1997	146,333	152,848	150,231	2,617	-6,515
1998	156,338	168,830	166,119	2,711	-12,492
1999	161,827	181,272	177,849	3,423	-19,445
2000	170,457	190,115	186,852	3,263	-19,658
2001	185,953	204,454	201,111	3,343	-18,501
2002	198,424	217,333	213,648	3,685	-18,909
2003	209,624	229,536	225,833	3,703	-19,912
2004	243,276	234,950	230,897	4,053	8,326
2005	258,327	251,767	247,390	4,377	6,560
2006	276,913	277,777	272,911	4,866	-0,864
2007	304,934	295,037	289,855	5,182	9,897
2008	320,028	317,430	312,532	4,898	2,598
2009	310,310	347,138	339,788	7,350	-36,828
2010	317,881	353,498	346,212	7,286	-35,617
2011	328,005	373,358	368,069	5,289	-45,353
2012	360,880	387,054	382,031	5,023	-26,174
2013	358,435	387,697	382,773	4,924	-29,262
2014	368,954	390,946	385,845	5,101	-21,992

Zdroj: Hospodaření systému důchodového pojištění, 2013; Plnění státního rozpočtu, 2015.

Tab. 38 Počet poplatníků na jednoho důchodce

Období	Starobní důchodci	Všichni důchodci
2000	2,45	1,82
2001	2,36	1,75
2002	2,40	1,78
2003	2,40	1,77
2004	2,49	1,84
2005	2,44	1,81
2006	2,43	1,81
2007	2,41	1,79
2008	2,41	1,81
2009	2,33	1,76
2010	2,22	1,78
2011	2,15	1,75
2012	2,14	1,75
2013	2,13	1,74
2014	2,13	1,75

Zdroj: Zasláno na vyžádání z ČSSZ.