

Vysoká škola ekonomická v Praze

Fakulta financí a účetnictví

Katedra veřejných financí

Studijní obor: Zdanění a daňová politika



**Redistribuční dopady minireformy důchodů
2018/2019**

Autor bakalářské práce: Daniel Mechl

Vedoucí bakalářské práce: doc. Ing. Stanislav Klazar, Ph.D.

Rok obhajoby: 2019

Čestné prohlášení:

Prohlašuji, že bakalářskou práci na téma „Redistribuční dopady minireformy důchodů 2018/2019“ jsem vypracoval samostatně a veškerou použitou literaturu a další prameny jsem řádně označil a uvedl v přiloženém seznamu.

V dne

.....

Podpis

Poděkování:

Tímto bych chtěl poděkovat doc. Ing. Stanislavu Klazarovi, Ph.D. za odborné vedení a poskytnuté rady a připomínky při realizaci této bakalářské práce a Mgr. Ondřeji Košatovi z Českého statistického úřadu za poskytnutá data a vstřícný přístup. Také bych na tomto místě rád poděkoval své rodině za podporu při mém vysokoškolském studiu.

Abstrakt

Současná vládní koalice provedla k 1. 1. 2019 tzv. minireformu důchodového systému, která má pomoci vyšší míry redistribuce příjmů důchodového systému snížit nerovnost rozdělení starobních důchodů, což má dle přesvědčení současné vládní koalice a vládnoucí politické reprezentace zajistit sociálně spravedlivější přiznávání důchodů. A to napříč celým spektrem osob tento důchod pobírající. Proto je hlavním cílem této práce zjistit skutečné dopady této minireformy na výši jak nižších starobních důchodů, tak těch vyšších.

K takto stanovenému účelu jsou v této práci využívány čtyři různé druhy metod, pomocí kterých se dají určit dopady uvedené minireformy a odhadnout, nakolik splnila cíl, který si Vláda ČR vytyčila. Mezi tyto metody patří Giniho koeficient, Lorenzova křivka sloužící ke grafickému znázornění výsledků Giniho koeficientu, Robin Hood index, a nakonec nejzákladnější metoda měření nerovnosti rozdělení důchodů, metoda míry nerovnosti. Pomocí těchto metod lze konstatovat, že jejich výsledky signalizují splnění vytyčeného cíle a to, že došlo ke zvýšení míry redistribuce v českém systému starobních důchodů. Na závěr analytické části této práce jsou absolutně i procentuálně porovnány změny ve výši starobních důchodů chudších a bohatších osob tento důchod pobírající, a lze konstatovat, že došlo k rychlejšímu růstu starobních důchodů těch chudších důchodců, a byl tedy naplněn cíl vytyčený Vládou ČR.

Klíčová slova

starobní důchod, minireforma důchodů, důchodové pojištění, redistribuce důchodů

Abstract

By the date, 1. 1. 2019 mini-reform of old-age pension system was made by the present government coalition. This should help with further growth of redistribution income of old-age pension system and decrease an unequal distribution of old age pension income. According to the current government coalition and ruling parties, mini-reform should be a social guarantee of more equal charge of pension income. This should concern every person that is receiving old-age pension income. For that reason, the main purpose of this paper is to find out the real impact of mini-reform on amount of higher and lower old-age pension income.

Four different types of methods are used in the paper for the assessed purpose. We are able to determinate the impact of mini-reform and estimate the range of achievement that has been set up by the government by these techniques. Gini coefficient, Lorenz curve that works as a graphical representation of Gini coefficient results, Robin Hood index and last but not least most basic method that measures unevenness of pension distribution – method of inequality scale. By using these techniques we are able to say if the results fulfill the goal and that redistribution in Czech pension system was increased. At the end of the analytical section, the changes in old-age pension incomes of poorer and richer are compared. We are able to state that faster increase of old-age pension income of poorer has been achieved so the government accomplished set goal.

Keywords

old-age pension income, mini-reform of old-age pension income, old-age pension insurance, redistribution of old-age pension income

Obsah

ÚVOD	7
1. SYSTÉM SOCIÁLNÍHO ZABEZPEČENÍ V ČESKÉ REPUBLICE	10
1.1. POČÁTKY SOCIÁLNÍHO ZABEZPEČENÍ	10
1.2. VÝVOJ V ČESKÝCH ZEMÍCH	11
1.3. FINANCOVÁNÍ STAROBNÍCH DŮCHODŮ	12
1.3.1. <i>Fondový a průběžný systém financování starobních důchodů</i>	12
1.3.2. <i>Financování starobních důchodů v České republice</i>	13
1.4. DVOUPILÍŘOVÝ DŮCHODOVÝ SYSTÉM V ČR	13
1.4.1. <i>První pilíř důchodového systému v ČR</i>	13
1.4.1.1. Příjmy a výdaje prvního pilíře důchodového systému v ČR	14
1.4.1.1.1. Příjmy důchodového systému v ČR	15
1.4.1.1.2. Výdaje důchodového systému v ČR	18
1.4.1.2. Rozložení starobního důchodu	20
1.4.1.2.1. Základní část starobního důchodu	20
1.4.1.2.2. Zásluhová část starobního důchodu	21
1.4.1.2.3. Třetí část starobního důchodu	21
1.4.1.3. Způsob výpočtu starobního důchodu	21
1.4.2. <i>Druhý pilíř systému starobních důchodů</i>	26
1.4.3. <i>Třetí pilíř systému starobních důchodů</i>	26
1.5. ZMĚNY DŮCHODOVÉ MINIREFORMY	28
2. MOŽNOSTI MĚŘENÍ MÍRY REDISTRIBUCE DŮCHODŮ V DŮCHODOVÉM SYSTÉMU ČESKÉ REPUBLIKY	29
2.1. GINIHO KOEFICIENT	29
2.2. LORENZOVA KŘIVKA	30
2.3. ROBIN HOOD INDEX	32
2.4. MÍRA NEROVNOSTI	32
2.5. INDEX PROGRESIVITY	33
3. ANALÝZA REDISTRIBUČNÍCH DOPADŮ MINIREFORMY DŮCHODŮ 2018/2019	35
3.1. VSTUPNÍ DATA	35
3.2. GINIHO KOEFICIENT	37
3.2.1. <i>Giniho koeficient pomocí upraveného vzorce</i>	37
3.2.2. <i>Giniho koeficient pomocí Lorenzovy křivky</i>	38
3.3. LORENZOVA KŘIVKA	39
3.4. ROBIN HOOD INDEX	41
3.5. METODA MÍRY NEROVNOSTI	42
3.6. VLIV MINIREFORMY NA ZMĚNY STAROBNÍCH DŮCHODŮ	43
ZÁVĚR	47
SEZNAM ZDROJŮ	50
SEZNAM GRAFŮ, TABULEK A OBRÁZKŮ	54
PŘÍLOHY	55

Úvod

Tato práce se zabývá systémem starobních důchodů v České republice se zaměřením na redistribuci důchodů v tomto systému. V roce 2019 totiž začala platit změna systému starobních důchodů, pracovně nazývaná též minireforma důchodového systému, která má zajistit větší míru redistribuce v systému starobních důchodů. Podle koalice, která v České republice v současné době vládne je žádoucí, aby míra přerozdělování starobních důchodů byla vyšší než doposud, protože vyšší míru redistribuce vnímá jako sociálně spravedlivější. Tím chce přispět ke zvýšení životní úrovně lidí s nízkými důchody. (Vláda ČR, 2018) To je hlavní důvod pro snahu potlačit v určité míře princip zásluhovosti a prosazovat princip solidarity, který je dle současné vládní koalice spravedlivější. A právě v takovém to smyslu bude spravedlnost užívaná v této práci.

Ve většině zemí je kladen důraz na to, aby docházelo k redistribuci neboli k přerozdělování důchodů mezi občany (Pension at Glance 2017). A výjimkou nejsou ani starobní důchody, ve kterých je míra redistribuce nejvýznamnější. Aby byl tedy ve větší, či menší míře naplněn princip solidarity, musí docházet k přelévání důchodů od osob, které vykazovaly vyšší vyměřovací základy než průměrné mzdy platné v příslušných kalendářních letech (dále “bohatší osoby“) k osobám, jejichž vyměřovací základy byly nižší než průměrné mzdy platné ve stejných kalendářních letech (dále “chudší osoby“). Tímto způsobem lze dosáhnout určité míry spravedlnosti v rozdělování důchodů.

Česká republika stejně jako většina ostatních států se tedy snaží o to, aby bylo ve společnosti dosaženo určité míry spravedlnosti, která je spojena s přerozdělováním důchodů v rámci této společnosti.

O zvýšení spravedlnosti v rámci starobních důchodů se Vláda ČR pokusila v roce 2010. Tehdy došlo k nastavení takových redukčních hranic, které mělo tuto spravedlnost zajistit, ale tím, že zde byla míra redistribuce tak velká, kdy princip solidarity významně převládal nad principem zásluhovosti, musel Ústavní soud svým nálezem toto nastavení zrušit (Ústavní soud 2010). Vláda ČR musela přijetím nové legislativy toto nastavení redukčních hranic změnit. A proto v roce 2018 přišla Vláda ČR s další novelizací systému starobních důchodů, která začala platit od 1. 1. 2019. Ta má zajistit vyšší míru redistribuce v českém důchodovém systému. Tato minireforma přináší zejména:

- změnu redukčních hranic, které slouží k úpravě osobního vyměřovacího základu osob zúčastněných systému starobních důchodů za účelem právě zmíněné redistribuce důchodů,

- změnu výše základní části starobního důchodu, která je přiznávána ve stejné výši, bez ohledu na míru zásluhovosti, která je daná výši odvodů na sociálním pojistném a
- přiznání třetí části starobního důchodu osobám tento důchod pobírajícím, které dosáhly 85 let.

Práce je rozdělena do třech hlavních částí. První část se zabývá uvedením do problematiky systému přiznání výše starobních důchodů a charakteristiky systému starobních důchodů v České republice. Systém se původně skládal ze tří pilířů. Počátkem roku 2016, však byl druhý pilíř důchodového systému zrušen, a systém aktuálně obsahuje pouze první a třetí pilíř, tedy důchodové pojištění a doplňkové penzijní spoření (MF 2018a). Dále je v této části popsána konstrukce výpočtu starobních důchodů, s důrazem na charakteristiku a význam jednotlivých veličin, které výši starobního důchodu ovlivňují. A na závěr jsou zde shrnuty změny, které přináší důchodová minireforma platná od 1. 1. 2019.

Druhá část práce je určena k popisu metod, pomocí kterých se dá určit míra redistribuce v systému starobních důchodů a následně zjistit, zda se tato míra za pomoci zmíněné minireformy zvýšila, nebo snížila, a zda tedy byl dosažen cíl Vlády ČR zvýšit míru spravedlnosti v tomto systému. Mezi tyto metody patří Giniho koeficient, pomocí něhož je možno určit míru rovnosti rozdělení důchodů ve zkoumaném období od roku 2015 do roku 2019 v rámci deseti stejně početných skupin starobních důchodců rozdělených podle výše poměru jejich vyměřovacích základů a průměrné mzdy. Další metoda, která je silně spjata s Giniho koeficientem, je tzv. Lorenzova křivka. Pomocí ní se míra rovnosti rozdělení důchodů dá graficky znázornit za rok 2018 a rok 2019, tedy v období před zavedení důchodové minireformy a po ní. A následně lze opět určit, zda se míra redistribuce zvýšila či snížila. Mezi tyto metody patří podle Godišové (2013) také Robin Hood index, který říká, kolik musí být přerozděleno důchodů od osob pobírajících důchod, který je vyšší než průměrný k osobám s podprůměrným důchodem, aby došlo k rovnému rozdělení důchodů. Jako nejzákladnější nástroj měření (ne)rovnosti se používá tzv. metoda míry nerovnosti. A na závěr Gergelová (2015) uvádí metodu indexu progresivity, která udává, k jak velkému přerozdělování v dané společnosti dochází, a tedy zda se jedná o systém spíše zásluhový, nebo solidární.

Ve třetí, tedy poslední části práce dochází k samotnému výpočtu míry redistribuce pomocí prvních čtyř výše uvedených metod v časové řadě od roku 2015 do roku 2019 a následně k určení vývoje těchto hodnot za zkoumané období. Pomocí těchto výpočtů lze určit, zda je míra redistribuce v systému starobních důchodů vyšší nebo nižší, tzn. zda je rozdělení starobních důchodů rovnější, či nikoli. Následně lze konstatovat, zda byl dosažen cíl, který si současná vládní koalice vytyčila a to, zda došlo ke zvýšení rovnosti rozdělení starobních důchodů, a tedy přesunutí části důchodů těch bohatších k těm chudším. Pokud totiž byla minireforma úspěšná, měla by

ovlivnit vývoj hodnot jednotlivých metod tak, aby byla indikována větší míra přerozdělení starobních důchodů a zvýšení rovnosti jejich rozdělení. Na závěr analytické části dochází pomocí absolutní a procentuální porovnávací metodiky k ověření předpokladu, že pokud byl dosažen cíl Vlády ČR, měly by starobní důchody chudších osob tento důchod pobírající růst rychleji než důchody osob bohatších. Jinými slovy, měly by se důchody těch chudších procentuálně zvýšit o větší část než důchody těch bohatších.

Jak již bylo naznačeno v předchozích odstavcích, úkolem této práce je popsat, popřípadě objasnit vývoj a následně současný stav důchodového systému v České republice. Dále pak uvést vybrané metody, pomocí kterých je možné změřit míru redistribuce důchodů v tomto systému a jednotlivě se jimi podrobněji zabírat. A na závěr určit dopad minireformy na míru redistribuce a rovnost rozdělení důchodů v českém důchodovém systému, a jaký měla tato minireforma vliv na starobní důchody jak chudších, tak bohatších osob tento důchod pobírající.

1. Systém sociálního zabezpečení v České republice

1.1. Počátky sociálního zabezpečení

Postarat se o své nejstarší členy si kladla za úkol snad každá společnost napříč historií lidstva. Ti nejstarší, a tedy ti nejmoudřejší a nejzkušenější zasvětili velkou část svého života práci, díky které zajišťovali živobytí sobě i jejich rodinám, ale pomocí které se i formovala a vyvíjela společnost. Proto, když tito lidé zestárli nebo onemocněli, snažila se společnost o ně postarat, aby mohli úctyhodně dožít. Samozřejmě, že se tehdy ještě nemohlo mluvit o žádném ustáleném systému, který by toto úctyhodné dožití zajišťoval, ale jak Klazar (2011) píše, byl zde předpoklad, že se o své rodiče ve stáří postarají jejich odrostlé děti.

Ovšem časem začala chybět pravidla, která by dala určitou ucelenou podobu tomuto systému. Nějaký systém, který by dal těmto vybraným členům společnosti nějakou jistotu, že se o ně někdo v těchto životních situacích postará. Objevovaly se zde totiž tlaky v podobě nárůstu populace, zvýšení životní úrovně, která vedla k vyššímu věku dožití, anebo nemožnosti rodiny postarat se o tyto své členy.

S prvním návrhem na založení důchodového systému přišel v druhé polovině 19. století první německý kancléř Otto von Bismarck. Jeho systém se sice lišil od sociálního zabezpečení, které je v současné době využíváno v České republice, ale i přesto šlo o pokus zabezpečit starší členy společnosti. Od roku 1881, tedy v Německu funguje první sociální systém, fungující na podobné bázi jako dnes známý fondový systém, kdy každý člen vezme daný kus ze svého příjmu a vloží jej na osobní účet, na kterém si za svá produktivní léta strádá sumu, která mu má v budoucnu zajistit již zmíněné úctyhodné dožití. Pokud pomineme, že šlo o systém, ve kterém nefungovala sociální solidarita, protože v něm nedocházelo k přerozdělování naspořených částek mezi jednotlivými spořicími členy, měl tento systém jednu velkou nevýhodu. Jak totiž zdůrazňuje Holásková (2011), lidé se tehdy dožívali poměrně nízkého věku, a proto byla penze, která plynula z naspořené částky, čerpána tři až čtyři roky. V dnešní době z tohoto modelu vycházejí systémy sociálního pojištění ve Francii, Belgii, Německu či Lucembursku. (Coufalová, 2012)

V roce 1942 přišel britský ekonom William Beveridge se systémem zajišťujícím sociální pomoc na stáří, který tvořil určitý protipól k výše zmíněnému Bismarckovi. Jak píše Krebs (2010), Beveridge je považován za zakladatele tzv. welfare state, který předpokládá komplexní sociální program, kterým by bylo řešeno materiální zajištění obyvatelstva, aby docházelo k řešení problémů, které jsou spojené s existencí chudoby. Tento systém zajišťoval minimální příjmovou veličinu každému bez rozdílu při nastání dané životní situace, konkrétně tedy stáří, nezaměstnanosti či nemoci. Z uvedeného lze tedy vyvodit, že se jednalo o systém, který byl silně solidárně založený, a tudíž v něm docházelo k přerozdělovacím procesům. Nebylo by možné tento systém dlouhodobě udržet, pokud by se dával nějaký větší důraz na princip zásluhovosti,

protože podle Beveridge má nárok na základní důchod i ten, kdo se o přispívání do systému tolik nezasloužil, stejně jako ten, který má na přispívání do systému větší zásluhu.

1.2. Vývoj v českých zemích

Halíř (2018) ve své práci říká, že první právní předpisy upravující nároky srovnatelné s dnešními dávkami důchodového pojištění byly penzijní normály, které nárokovaly penzi vdovám a sirotkům po zaměstnancích. Ovšem tyto normály se týkaly jen malého počtu lidí.

V českých zemích začínal první penzijní systém fungovat až v první polovině 20. století, a to do roku 1926, kdy byl ale důchod vyplácen pouze státním úředníkům. Až poté, byl starobní důchod přiznán i dělníkům. Ovšem až v roce 1948 bylo uzákoněno plošné penzijní pojištění pro všechny osoby, kdy průměrná délka života byla 68 let a penze byla přiznávána až od 60. roku života. (Traxler, 2012) Počítalo se tedy, že průměrně bude člen tehdejší české společnosti pobírat příspěvek na stáří 8 let, což je oproti současnému stavu výrazně nižší, kdy je zaznamenána průměrná délka života mezi lety 2016-2017 v ČR 76 let. (ČSÚ, 2018)

Podle Halíře (2018) bylo od roku 1948 tedy vybíráno 10 % z vyměřovacího základu zaměstnance, kdy zprvu měl za povinnost celé hradit zaměstnavatel. Až další vládní nařízení ustanovilo, že každý, zaměstnanec i zaměstnavatel, bude hradit 50 % z celkového odvodu na penzijní pojištění. Dále uvádí, že poté byl systém převzat podle sovětského vzoru a penzijní systém byl v českých zemích z dnešního pohledu podstatně solidárnější. Na druhou stranu byla solidarita systému velmi zásadně narušena řadou diskriminačních prvků. Podle Krebse (2010) byl v sociální politice kladen velký důraz na univerzální a relativně rozsáhlé aktivity státu a na jeho monopolní postavení v sociální oblasti. Stát sociální spravedlnost respektoval ve smyslu rovnostářství a prosazoval celospolečenský solidarismus.

Od roku 1990 bylo opakovaně vyvíjeno úsilí o reformu důchodového systému, protože transformace tohoto systému je jeden z klíčových kroků, které vedly k oproštění od systému fungujícího v komunistickém režimu. Jak Rudolfová (2014) upřesňuje, byla zde snaha o nastolení takového důchodového systému, který fungoval v českých zemích v meziválečném období (Bismarckovský model sociálního pojištění s prvky Beveridgeova modelu). Již Václav Klaus nebo Miloš Zeman se snažili odtrhnout od sebe financování důchodového systému a státního rozpočtu České republiky, což se ani jednomu nakonec nepodařilo. Nakonec byl tedy založen zvláštní důchodový účet státních aktiv, jako kompenzace za neúspěšné rozdělení výše zmíněných dvou složek.

Významným krokem, který byl udělán v oblasti důchodového systému byla reforma v roce 2010, která mimo jiné přinesla nové nastavení redukčních hranic, pomocí kterých se upravuje osobní vyměřovací základ. Toto nastavení redukčních hranic vedlo k takové úpravě osobního

vyměřovacího základu, která ve velké míře upřednostňovala princip solidarity. Na druhou stranu byl princip zásluhovosti potlačen až do takové míry, kterou považoval Ústavní soud za protiústavní a svým nálezem toto nastavení tedy 23. 3. 2010 zrušil. (Ústavní soud, 2010) Dalším krokem v pokusu o penzijní reformu bylo založení druhého pilíře v důchodovém systému České republiky. Tento pokus o změnu ovšem nebyl podpořen ani odborníky, ani veřejností, a proto ho nepodpořil ani prezident ČR. Tento nově zavedený druhý pilíř byl proto zrušen následující vládou Bohuslava Sobotky.

1.3. Financování starobních důchodů

1.3.1. Fondový a průběžný systém financování starobních důchodů

Nebylo by správné označovat systémy starobních důchodů za čistě fondové nebo čistě průběžné, protože většina států se snaží kombinovat tyto dva modely, aby dosáhla takového výsledku, který bude napříč sociálními poměry, politickou reprezentací a ekonomickou situací ten nejlepší. Samotný fondový systém je odrazem výše zmíněného Bismarckovského modelu. Jak už z názvu vyplývá, základem tohoto modelu je fond, který má každý pracující osoba, a na tento fond si ukládá stanovenou částku, a poté mu bude z naspořené částky vyplácen starobní důchod. Samozřejmě, že i v tomto modelu by docházelo k určitému přerozdělování nebo například státním příspěvkům. Ovšem pro účely této práce není důležité se těmito detaily zabývat.

Na druhou stranu systém průběžný neboli systém pay-as-you-go, u kterého je tedy aplikován princip průběžného financování, kdy jsou starobní důchody hrazeny z vybraných odvodů od produktivních osob daného státu. Pokud budeme opět abstrahovat od doplňkových informací, lze zjednodušeně říct, že to, co se vybere, se i "utrátí" za starobní důchodce ve formě jejich důchodů. Tento systém naopak zastává principy Beveridgeova modelu, protože i zde je kladen velký důraz na solidaritu a přerozdělovací proces, aby byl alespoň základní důchod přiznán každé osobě, která se dostane do dané životní situace.

Při porovnání výhod a nevýhod těchto dvou systémů financování je zřejmé, že nelze jednoznačně říct, který ze systémů je lepší. Protože výhody, které má průběžný systém oproti fondovému jsou zase vyváženy nevýhodami průběžného systému oproti fondovému. Oba systémy mají své nevýhody v jiné oblasti. Řežábková (2011) se dále zaměřuje na tyto slabé stránky a konstatuje, že průběžný systém je velice citlivý na demografický vývoj, což je vidět v současnosti v České republice, kdy obyvatelstvo stárne a skupina osob, která má vydělávat na tyto starobní důchodce je početně čím dál menší. Tento faktor by neměl takovou váhu v případě systému fondového, protože v něm si každá osoba spoří sama na svůj účet, a tedy by měla mít v budoucnu jistý alespoň nějaký příjem. Zde ale Klazar (2011) zdůrazňuje, že fondový systém je zase náchylný na makroekonomické fluktuace, které se projeví ve výnosnosti kapitálových aktiv.

1.3.2. Financování starobních důchodů v České republice

Jak je uvedeno v předchozí podkapitole, nedá se říct ani o jednom systému financování, že je lepší než ten druhý. Oba mají výhody, stejně jako nevýhody, v jiné oblasti. Proto je žádoucí průběžný a fondový systém zkombinovat tak, aby byl finální systém co nejvíce odolný vůči vedlejším vlivům, které na něj působí. I v České republice jsou snahy o spojení těchto dvou systémů financování. Vzhledem k tomu, že v ČR je dvoupilířový důchodový systém, došlo zde k určité kombinaci těchto systémů, kdy v prvním pilíři převažuje průběžný systém a ve třetím naopak ten fondový. Vzhledem k faktu, že první pilíř důchodového systému je mnohem větší a silnější než ten třetí, je český systém financování z větší části průběžný. Snaha o převedení této zátěže z prvního pilíře byla realizována v roce 2013, kdy došlo k založení druhého pilíře, který měl silné vazby na fondové financování. Tento pilíř ovšem nebyl využíván v takové míře, v jaké bylo předpokládáno, a proto byl v roce 2016 zrušen.

1.4. Dvoupilířový důchodový systém v ČR

V České republice tedy funguje dvoupilířový systém starobních důchodů, první a třetí pilíř, tedy důchodové pojištění a doplňkové penzijní spoření. Dle mého názoru je také nutné poukázat na existenci druhého pilíře, který ovšem v České republice fungoval jen mezi léty 2013 a 2016. Poté bylo tzv. důchodové spoření zrušeno. Pro účely této práce je ale důležité se zaměřit primárně na první pilíř důchodového systému, který je nejzákladnější a největší složka důchodového systému v České republice.

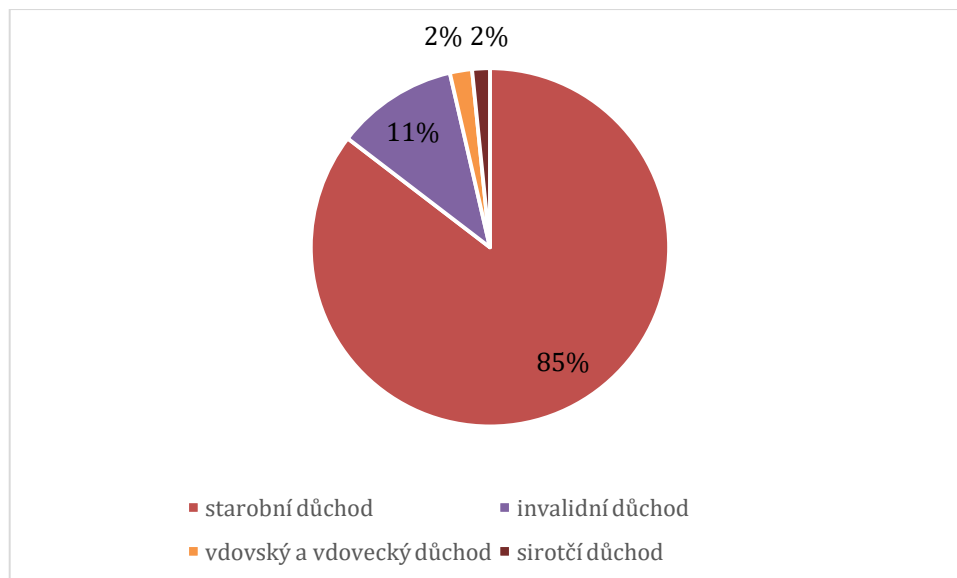
1.4.1. První pilíř důchodového systému v ČR

První pilíř je jeden ze dvou pilířů důchodového systému v ČR. Jedná se o důchodové pojištění a účast na něm je na rozdíl od třetího pilíře povinná. Každý účastník, který je tedy pracovně aktivní, musí odvádět do tohoto pilíře část svého příjmu. Podle Krebse (2010) je požadavek povinné účasti jednou z forem, jak zabránit vzniku chudoby, a je základním prvkem principu občanské solidarity. Tento princip má v tomto pilíři silné zastoupení. Jak uvádí Švácha (2013), tento princip se dále dělí na intragenerační a intergenerační princip solidarity. Protože ne všichni, co jsou ve skupině produktivního věku, tedy osoby dosahující 15 až 64 let života, jsou pracovně aktivní. Ne všichni tedy hradí ze svých příjmů důchody plynoucí z tohoto pilíře (intragenerační solidarita). S rostoucím příjmem rostou i odvody do systému, a tedy i konečná výše důchodu, ale také zde dochází ke složitým přerozdělovacím procesům mezi starobními důchodci, protože platí, že s rostoucím příjmem sice roste konečná výše důchodu, ale tento růst je s rostoucím příjmem pomalejší (intergenerační solidarita).

Z prvního pilíře, jako z nejdůležitější složky důchodového systému, je hrazeno, na rozdíl od třetího pilíře, hned několik druhů důchodů, které plynou osobám, při nastání dané životní situace, která dává základ k vyplacení konkrétního důchodu. Na rozdíl tedy od třetího pilíře, ze kterého neplyne důchod ale pouze penze, z prvního pilíře plyne starobní důchod, invalidní

důchod, vdovský a vdovecký důchod, a nakonec sirotčí důchod. V následujícím grafu lze vidět podíl výdajů na jednotlivé důchody na celkových výdajích prvního pilíře důchodového systému za rok 2017.

Graf 1 – Rozdělení výdajů plynoucích z prvního pilíře důchodového systému v roce 2017



Zdroj: MPSV, Základní ukazatele z oblasti práce a sociálního zabezpečení v ČR 2017, vlastní zpracování

Z grafu je zřejmé, že starobní důchod tvoří oproti ostatním důchodům plynoucím z prvního pilíře většinu celkových výdajů tohoto pilíře. Když porovnáme ostatní důchody, kdy vdovský a vdovecký důchod spolu se sirotčím důchodem se podílí na celkových výdajích cca 3,60 % a invalidní důchod 11 %, s výdaji na starobní důchody, které tvoří v roce 2017 okolo 85,40 %, jde o poměr docela nevyrovnaný ve prospěch starobních důchodů. Pro účely této práce jsem od těchto ostatních důchodů abstrahoval a zaměřil se čistě na starobní důchody v rámci prvního pilíře.

1.4.1.1. Příjmy a výdaje prvního pilíře důchodového systému v ČR

V této podkapitole dojde k popisu procesu, který zajišťuje příjmovou stránku prvního pilíře důchodového systému a souvisejících veličin, pomocí kterých dochází k výpočtu odvodů do tohoto systému. A na druhou stranu k popisu procesu výpočtu starobního důchodu, určení a charakteristice jeho dvou částí a vysvětlení veličin, které ovlivňují výši starobního důchodu, který tvoří výdajovou stránku prvního pilíře důchodového systému v České republice.

Z počátku byly starobní důchody hrazeny z všeobecných daňových příjmů, protože příspěvek na pojištění byl zahrnutý v dani ze mzdy, to se ale po čase ukázalo jako velmi nepřehledné. Proto byl v roce 1993 založen institut sociálního pojištění, u kterého se příjmy oddělovaly od těch

daňových, a také výdaje na starobní důchody už bylo možné odděleně přiřazovat k příjmům z pojištění. (Řežábková, 2011) Bylo tedy možné zjišťovat saldo účtu sociálního pojištění a na základě toho přijímat rozhodnutí v souvislosti se starobními důchody.

1.4.1.1.1. Příjmy důchodového systému v ČR

Do důchodového systému plynou příjmy v podobě tzv. pojistného. Jde o pojistné na sociální pojištění, které se však skládá ze tří složek. Konkrétně z důchodového pojištění, nemocenského pojištění a příspěvku na státní politiku zaměstnanosti. Zatímco důchodové pojištění slouží k výše zmíněným účelům, nemocenské pojištění slouží k zaopatření osob primárně v případě nemoci a příspěvek na státní politiku zaměstnanosti k podpoře v nezaměstnanosti. A protože se tato práce zabývá problematikou starobních důchodů, je zde abstrahováno od nemocenského pojištění a příspěvku na státní politiku zaměstnanosti.

Na rozdíl od systému zdravotního pojištění, kde do systému přispívají zaměstnanci, zaměstnavatelé, osoby samostatně výdělečně činné, osoby bez zdanitelných příjmů a samotný stát, do systému sociálního pojištění přispívají jen osoby se zdanitelnými příjmy, tedy zaměstnanci, zaměstnavatelé a osoby samostatně výdělečně činné. Pro upřesnění, zdanitelné příjmy jsou ty, které jsou očištěné od příjmů osvobozených a jsou zahrnuté v §6 - §10 podle zákona č. 586/1992 Sb. o daních z příjmů. Ze zdanitelného příjmu se poté odvodí tzv. vyměřovací základ, ze kterého se pomocí sazby pojistného vypočte výše odvodu daně osoby do systému. Protože má ale každý z výše uvedených tří poplatníků systému sociálního pojištění jiná pravidla pro úpravu vyměřovacího základu a jiné sazby sociálního pojištění, považují za důležité věnovat pozornost u dané veličiny každému účastníkovi zvlášť.

Vyměřovací základ

Vyměřovací základ z pohledu sociálního pojištění je důležitá veličina, pomocí které se vypočítává výše pojistného. Určení výše vyměřovacího základu se ovšem liší podle typu účastníka systému sociálního pojištění. Podle zákona o pojistném na sociální zabezpečení a příspěvku na státní politiku zaměstnanosti je vyměřovací základ zaměstnance úhrn příjmů, které podléhají zdanění v České republice a nejsou od této daně osvobozeny a které mu zaměstnavatel zúčtoval v souvislosti se zaměstnáním. (§5 zákona č. 589/1992 Sb.) Zjednodušeně lze tedy říct, že se vyměřovací základ zaměstnance ve většině případů shoduje s jeho příjmem.

Zaměstnavatelé vystupují v oblasti sociálního pojistného jako poplatníci, pokud zaměstnávají alespoň jednoho zaměstnance uvedeného v §3, odst. 3 výše uvedeného zákona. Přičemž výše vyměřovacího základu zaměstnavatele je částka odpovídající úhrnu vyměřovacích základů jeho zaměstnanců. (§5a zákona č. 589/1992 Sb.)

U osob samostatně výdělečně činných je to poněkud odlišné oproti předcházejícím poplatníkům. OSVČ si mohou sami zvolit, jak vysoký vyměřovací základ požadují, nesmí být ovšem nižší než

50 % jejich daňového základu. Daňový základ v tomto případě představuje základ daně nebo dílčí základ daně stanovený podle §7 zákona o dani z příjmů (příjmy ze samostatné činnosti) po úpravě podle §5 a §23 téhož zákona. (§5b zákona č. 589/1992 Sb.)

K určení výše vyměřovacího základu poplatníků sociálního pojištění se musí brát v potaz také pravidlo minimálního a maximálního vyměřovacího základu. Toto pravidlo na jednu stranu říká, že pokud bude vyměřovací základ poplatníka nižší než toto minimum, musí odvést sociální pojistné alespoň z tohoto minima. U poplatníku OSVČ je minimální, stejně jako maximální, vyměřovací základ ukotven již od začátku institutu sociálního pojištění. Určení tohoto minimálního vyměřovacího základu u OSVČ je však náročnější, protože zde hraje roli fakt, zda osoba vykonává výdělečnou činnost jako hlavní, nebo jako vedlejší. Naproti tomu u zaměstnanců je to jednoduché, protože u nich žádný minimální vyměřovací základ neexistuje. Což lze podle Šváchy (2013) vysvětlit existencí závazné minimální mzdy, která může sloužit jako určité zajištění minimálního vyměřovacího základu. Maximální vyměřovací základ je společný jak OSVČ, tak zaměstnancům a činí 48násobek průměrné mzdy. Za sledované období se ovšem vyskytly i určité výjimky. Konkrétně, od roku 2004 do roku 2007 činil maximální vyměřovací základ pro OSVČ 486.000 Kč a od roku 2010 do roku 2011 činil 72násobek průměrné mzdy. (VÚPSV, 2018) Potřebná průměrná mzda je pro každý rok vypočtena zvlášť, avšak postup výpočtu této průměrné mzdy není pro účely této práce relevantní. Maximální vyměřovací základ je tedy pro rok 2019 roven 1.569.552 Kč. (ČSSZ, 2018)

Pokud tedy vyměřovací základ poplatníka sociálního pojištění dosáhne této výše, nemusí již dále platit odvody na toto pojištění. Má se za to, že již do systému odvedl dost a další solidarita se po něm nevyžaduje. Následující tabulka názorně ukazuje, že maximální vyměřovací základ u zaměstnanců nefungoval v českém systému sociálního pojištění od začátku, jako tomu bylo u poplatníků OSVČ. Od 1. 1. 2008 ale došlo ke změně a tato hranice byla přiznána i zaměstnancům, aby došlo ke zrovnoprávnění těchto poplatníků sociálního pojištění, protože ani po zaměstnancích už se nepožadovala přílišná solidarita. (Švácha, 2013) Je zde také vidět, že hranice maximálního vyměřovacího základu je tedy pro oba poplatníky stejná. U obou je rovna 48násobku průměrné mzdy.

Tabulka 1 – Vývoj maximálního vyměřovacího základu pro zaměstnance a OSVČ
2004-2019 (v Kč)

Rok	Zaměstnanci	OSVČ
2004	x	486 000
2005	x	486 000
2006	x	486 000
2007	x	486 000
2008	1 034 880	1 034 880
2009	1 130 640	1 130 640
2010	1 707 048	1 707 048
2011	1 781 280	1 781 280
2012	1 206 576	1 206 576
2013	1 242 432	1 242 432
2014	1 245 216	1 245 216
2015	1 277 328	1 277 328
2016	1 296 288	1 296 288
2017	1 355 136	1 355 136
2018	1 438 992	1 438 992
2019	1 569 552	1 569 552

Zdroj: Nařízení vlády o všeobecném vyměřovacím základu za roky 2002–2009 a 2015-2017, Vyhláška o všeobecném vyměřovacím základu za roky 2010-2014, VÚPSV, vlastní zpracování

Sazba pojistného

Druhá veličina, která je nezbytná k výpočtu výše odvodů na sociální zabezpečení, je sazba pojistného. Touto sazbou pojistného se vynásobí výše rozebraný vyměřovací základ a výsledek je konečná výše pojistného. Sazba pojistného je ovšem diferencovaná, a to podle toho, pro kterého poplatníka je pojistné vypočítáváno. Pro OSVČ je sazba pojistného rovna 29,2 % z vyměřovacího základu, zatímco u zaměstnance toto pojistné činí 6,5 % z vyměřovacího základu a u zaměstnavatele dosahuje výše 25 % z vyměřovacího základu. Výsledná částka odvodu se ale skládá z více částek, protože jak již bylo výše zmíněno, sociální pojištění se skládá z tří podskupin, a to důchodového pojištění, nemocenského pojištění a příspěvku na státní politiku

zaměstnanosti. V následující tabulce jsou proto sazby celkového sociálního pojištění rozděleny na více sazeb, přičemž ke každé sazbě je přiřazena určitá část sociálního pojištění.

Tabulka 2 – Sazby sociálního pojistného platné k 1. 1. 2019

Poplatník		Sazba
OSVČ	DP	28 %
	NP	2,3 % (Dobrovolně)
	PSPZ	1,2 %
Zaměstnanec	DP	6,5 %
	NP	x
	PSPZ	x
Zaměstnavatel	DP	21,5 %
	NP	2,3 %
	PSPZ	1,2 %

Zdroj: Zákon č. 589/1992 Sb. o pojistném na sociální zabezpečení a příspěvku na státní politiku zaměstnanosti, vlastní zpracování

Vysvětlivky: DP – Důchodové pojištění, NP – nemocenské pojištění, PSPZ – Příspěvek na státní politiku zaměstnanosti

Z tabulky lze tedy vidět sazby jednotlivých poplatníků rozděleny do jednotlivých částí sociálního pojištění platné k 1. 1. 2019. Je nezbytné dodat, že sazba na nemocenské pojištění pro OSVČ 2,3 % je závazná jen pro ty OSVČ, které jsou k tomuto pojištění dobrovolně přihlášeny. Pro ostatní OSVČ jsou tedy povinné jen odvody na důchodové pojištění a na příspěvky na státní politiku zaměstnanosti. Dále stojí za zmínku, že poplatník zaměstnanec povinně odvádí pouze na důchodové pojištění. Nemocenské pojištění a příspěvky na státní politiku zaměstnanosti za něj odvádí pouze poplatník zaměstnavatel.

1.4.1.1.2. Výdaje důchodového systému v ČR

Jak již bylo uvedeno, ze systému byl přiznán důchod osobě, která se ocitla v životní situaci, která zakládá nárok na tento důchod. A to buď stáří, invalidita, nebo pokud dotyčný přijde o hlavního živitele rodiny. Když dítě přijde o jednoho nebo o oba rodiče, tak se jedná o sirotčí důchod, a když manželka o manžela (nebo obráceně), pak jde o vdovský neboli vdovecký důchod. Jak ale lze vidět na grafu 1, důchody jsou kromě starobního, co se týče podílu na celkových výdajích, nízké a pro účely této práce irelevantní.

Aby byl osobě přiznán starobní důchod v plné výši, musí splnit dvě podmínky, a to:

- dosáhnout důchodového věku a
- splnit povinnou dobu pojištění.

Přesné určení důchodového věku je docela problematické, protože záleží, kdy se daný pojištěnec narodil. Ještě komplikovanější je to u žen, protože u těch klesá hranice důchodového věku v závislosti na počtu dětí. Ale i toto pravidlo pomalu ztrácí význam, protože ženy, které se narodily po roce 1968 mohou dosáhnout důchodového věku dříve než muži jen tehdy, budou-li mít 5 a více dětí. Poslední hranice důchodového věku, kterou MPSV (2018b) uveřejňuje, je známá pro osoby, které se narodily v roce 1971. Tato hranice je rovna 65 letům s výjimkou pouze u žen s 5 a více dětmi, které dosáhnou této hranice o 4 měsíce dříve. Ovšem Coufalová (2012) ve své práci uvádí znění zákona o důchodovém pojištění, který říká, že pro osoby narozené po roce 1977 je důchodový věk stanoven tak, že k „věku 67 let se přičte takový počet kalendářních měsíců, který odpovídá dvojnásobku rozdílu mezi rokem narození pojištěnce a rokem 1977.“

Tabulka 3 – Počet povinně odpracovaných let

Počet odpracovaných let	Dosažení důchodového věku v roce
25	před 2010
26	2010
27	2011
28	2012
29	2013
30	2014
31	2015
32	2016
33	2017
34	2018
35	po 2018

Zdroj: MPSV, vlastní zpracování

Počet let, po které musí být osoba účastněna sociálního pojištění se také liší. Zde je rozhodující, kdy daná osoba dosáhne důchodového věku. Poté je počet let odstupňován, jak demonstruje tabulka výše.

V této tabulce jsou vypsány počty let, po které musí být osoba účastněna sociálního pojištění, aby jí byl přiznán řádný důchod. Jsou zde ovšem uvedené pouze počty let pro ty osoby, které dosáhnou důchodového věku v rozmezí od roku 2010 do roku 2018. Je zřejmé, že počet let, po které musí být osoba účastněna sociálního pojištění pravidelně stoupá s tím, jak stoupá rok, ve kterém dosáhne důchodového věku. Poslední známý počet let, po které musí být osoba pojištěna je tedy 35 let, při čemž důchodového věku dosáhne po roce 2018.

1.4.1.2. Rozložení starobního důchodu

Pokud byl tedy osobě přiznán nárok na starobní důchod, je nutné tento důchod ještě správně vypočítat, protože u mnoha starobních důchodců jde o jediný příjem, který pravidelně v postproduktivním věku nabývají. Ke správnému výpočtu starobního důchodu je důležité rozdělit celkovou jeho sumu na dvě části:

- část základní (pevnou) = $X \% \cdot \text{průměrná mzda platná pro daný kalendářní rok}$
- část zásluhovou (procentní) = $\text{výpočtový základ} \cdot \text{počet odpracovaných let} \cdot 1,5 \%$.

Každá část má jiný způsob výpočtu a každá je charakteristická jiným principem, který je u dané části upřednostňován.

1.4.1.2.1. Základní část starobního důchodu

Základní nebo také pevná část starobního důchodu je ta část, která se velmi podobá Beverigeovu modelu. Hlavním důvodem je, že každá osoba má nárok na tento základ, tento minimální důchod, pokud splní výše uvedené podmínky pro přiznání řádného starobního důchodu. Princip, který je v této části upřednostňován je princip solidarity, protože všechny osoby pobírající starobní důchod dostanou stejnou základní část, bez ohledu na stupeň vzdělání, dosaženou praxi, dovednosti a schopnosti nebo nakonec výši pobíraného příjmu, který tedy určuje i výši odvodů do systému.

Pevná část je rovna předem danému procentu z průměrné mzdy, která je platná pro daný kalendářní rok. Výše tohoto procenta je pro rok 2018 rovna 9 %, což z průměrné mzdy platné pro rok 2018 činí 2.700 Kč. Avšak od roku 2019 platí v rámci tzv. minireformy výpočtu starobního důchodu navýšení dosavadních 9 % na plánovaných 10 % z průměrné mzdy, která jak již bylo uvedeno výše je pro rok 2019 rovna 32.699 Kč. Výše základní části starobního důchodu tedy činí 3.270 Kč. (MPSV, 2018c) Na tuto částku má tedy nárok každá osoba pobírající starobní důchod. V následující tabulce je zachyceno, jaký byl dopad změny procentní sazby z průměrné mzdy na výši základní části starobního důchodu.

Tabulka 4 – Výše základní části starobního důchodu za roky 2018 a 2019 (v Kč)

Rok	9 % z PM	10 % z PM
2018	2700	x
2019	2943	3270

Zdroj: zákon č. 155/1995 Sb. o důchodovém pojištění, zpracování vlastní

Tabulka zachycuje pouze roky 2018 a 2019, protože účelem této práce je zanalyzovat redistribuční dopady minireformy důchodového systému, jejíž hlavním bodem bylo zvýšení

procentní sazby z průměrné mzdy z 9 % na 10 %. Lze vidět, že pokud by se procentní sazba v roce 2019 nezměnila, výše základní části starobního důchodu by činila 2.943 Kč. Oproti roku 2018 by tedy došlo k navýšení o 243 Kč, které představuje automatickou valorizaci starobních důchodů v roce 2019, protože se změnila průměrná mzda platná pro rok 2019. Nakonec ale nedošlo jen k valorizaci důchodů. Byla také zvýšena procentní sazba na 10 % z průměrné mzdy. Proto rozdíl základních výměr starobního důchodu mezi rokem 2018 a 2019 činí 570 Kč.

1.4.1.2.2. Zásluhová část starobního důchodu

Druhou částí starobního důchodu v České republice je již zmíněná zásluhová část, nebo také procentní. Tato část starobního důchodu se od první části liší, jak už může její název napovídat tím, že její výše není pro všechny osoby stejná, a tudíž záleží na více faktorech, které ovlivňují výši této části. Mezi ty nejrelevantnější se řadí dosažené vzdělání, obor, ve kterém osoba pracuje, zkušenosti a v neposlední řadě příjem, který opět určuje výši odvodů. Čím vyšší příjem, tím vyšší odvody do systému starobních důchodů. Od první části se ovšem liší tím, že v této části starobního důchodu je kladen důraz zejména na princip zásluhovosti. Tuto část důchodu totiž nemají všichni stejně vysokou. Již neplatí, že každý dostane stejnou částku. Zde je právě možnost jakéhosi spoření si na důchod. Zde je proto vidět určitá podobnost s modelem Bismarckovským. Byla by chyba říct, že co si daná osoba naspoří, to je jen její, ale v porovnání s první částí se zde projevuje určitá zásluhovost. Pokud více vydělám, více odvedu, ale také dostanu větší starobní důchod. Ale jak bylo řečeno, i v této části se neuplatňuje pouze jeden princip. Je totiž dáno, že výše zásluhové části starobního důchodu musí činit alespoň 770 Kč. (§33 zákona č. 155/1995 Sb.) Což poukazuje na vliv principu solidarity, kdy každý, komu byl přiznán řádný starobní důchod musí v této části dostat aspoň tuto částku.

1.4.1.2.3. Třetí část starobního důchodu

V rámci výše zmíněné minireformy, která od roku 2019 změnila způsob výpočtu výše starobního důchodu je také vytvořena další část systému starobního důchodu, jejíž smysl spočívá v absolutním navýšení tohoto důchodu. Toto navýšení činí 1.000 Kč. Aby ovšem byla tato část přiznána osobám pobírající starobní důchod, musí osoba dosáhnout hranice 85 let života. (MPSV, 2018c) Jde o podporu těch úplně nejstarších starobních důchodců v České republice. Proto tomu, kdo nesplnil tuto věkovou podmínku, se starobní důchod o 1.000 Kč nezvýší. K 31. 12. 2017 bylo v České republice zapsáno 200.834 starobních důchodců starších 85 let. (ČSSZ, 2018) V této práci je podle mého názoru lepší od této třetí části abstrahovat. Vzhledem k tomu, že tato část není přiznána ani polovině starobních důchodců, mohlo by dojít ke zkreslení výsledků účinnosti této minireformy.

1.4.1.3. Způsob výpočtu starobního důchodu

Výše starobního důchodu se stanoví podle poměrně jednoduché rovnice, která se skládá pouze ze dvou neznámých. Ovšem každá z těchto neznámých se skládá z dalších neznámých,

které je nutno spočítat, aby bylo možno se dopracovat k výsledné výši důchodu. Jak již bylo vysvětleno v předcházející podkapitole, pro účely této práce je abstrahováno od třetí části starobního důchodu. Podoba této rovnice tedy je:

$$\text{výše starobního důchodu} = \text{základní (pevná) část} + \text{zásluhová (procentní) část} \quad (1)$$

Aby bylo možno tedy vypočíst konečnou výši starobního důchodu, je nezbytné si každou část vypočítat zvlášť.

Pro úplnost výpočtu považuji za užitečné ještě zopakovat, že základní část, tedy první, se vypočítá snadno. Jak již bylo výše zmíněno, stačí znát výši průměrné mzdy, kterou zveřejňuje Český statistický úřad a procento, které určí, jaká část průměrné mzdy bude tvořit první neznámou. Pro rok 2018 tedy platí 9 % z průměrné mzdy. Výše základní části je tedy rovna 2.700 Kč. Ale v roce 2019 nastává změna, která zvýší částku základní části, protože se již nebude počítat 9 % z průměrné mzdy, ale dojde k navýšení na rovných 10 % z průměrné mzdy. Proto nová výše základní části k aktuální průměrné mzdě činí 3.270 Kč.

Výpočet druhé části je naneštěstí složitější. Proto bych pro větší přehlednost výpočet výše této části vyjádřil následující rovnicí:

$$\text{zásluhová část} = \text{výpočtový základ} * \text{počet odpracovaných let} * 1,50 \% \quad (2)$$

(Halíř, 2018)

Pro následující objasnění výpočtu zásluhové části považuji z důvodu větší přehlednosti za důležité, nejprve definovat jednotlivé veličiny, se kterými tento výpočet pracuje:

1. Výpočtový základ = základ, ke kterému lze dojít pomocí redukce osobního vyměřovacího základu. (Coufalová, 2012)
2. Redukce osobního vyměřovacího základu = proces, při kterém osobní vyměřovací základ osoby účastněné na odvodech na sociální pojištění projde postupně tzv. redukčními pásmy, které upraví daný osobní vyměřovací základ na výpočtový základ.
3. Osobní vyměřovací základ = základ, který se počítá pro účely odvodu sociálního pojištění.
4. Koeficient nárůstu = koeficient, který napomáhá modifikovat skutečné příjmy v celém rozhodném období na reálné hodnoty příjmů v roce přiznání důchodu. (Lipková, 2015)

Po definování jednotlivých veličin je ještě potřeba popsat postup samotného výpočtu. Před zahájením úpravy pomocí redukčních pásem je potřeba převést všechny osobní vyměřovací základy poplatníka, kterých dosáhl v průběhu produktivního období jeho života na současnou hodnotu.

Převedení na současnou hodnotu se provede vynásobením úhrnů příjmů za jednotlivá léta od roku 1986 do roku předcházejícího přiznání starobního důchodu příslušnými koeficienty nárůstu stanovenými pro jednotlivé roky. Tento výsledek se vydělí počtem dnů tohoto období a vynásobí se průměrným počtem dnů v měsíci. Tím dostaneme osobní vyměřovací základ.

Po převedení osobního vyměřovacího základu musí dojít k redukci tohoto vyměřovacího základu pomocí redukčních pásem. Tímto dojde k výpočtu výpočtového základu.

Na závěr se podle rovnice (2) uvedeného výše vynásobí výpočtový základ a počtem odpracovaných let a 1,50 %.

Redukční pásma

K úpravě osobního vyměřovacího základu pomocí redukčních pásem dochází, aby byl v procentní části starobního důchodu omezen princip zásluhovosti. Pokud by totiž k žádné úpravě nedošlo, tento princip by byl natolik silný, že by úplně potlačil princip solidarity. Klazar (2011) vysvětluje, že tato redukce vede k tomu, že zatímco placené pojistné roste s růstem životní úrovně stejnou měrou, tak čerpaný důchod roste s růstem životní úrovně u “podprůměrných” osob více než u osob “nadprůměrných”. A jak již bylo uvedeno, zásluhová část se spíše přiklání k principu zásluhovosti, není to ale jediný princip, který se zde využívá. Na druhou stranu při špatném nastavení těchto pásem, konkrétně hranic, které rozdělují jednotlivá pásma, by došlo k potlačení principu zásluhovosti ve prospěch solidarity. Což se právě přihodilo v roce 2010 a Ústavní soud toto nastavení redukčních hranic musel zrušit pro velké opomíjení zásluhovosti.

Minireforma důchodového systému platná od 1. 1. 2019 s sebou přináší také změnu redukčních hranic. Tyto nové hranice mají zajistit změnu úpravy osobního vyměřovacího základu poplatníka sociálního pojištění. Díky posunutí redukčních hranic by mělo dojít k zachování poměru mezi aplikováním principu solidarity a principu zásluhovosti. Každoročně dochází ke změně průměrné mzdy, proto je nutné změnit i nastavení redukčních hranic. Tato změna se ovšem díky zákonu o důchodovém pojištění provádí automaticky. Pro upřesnění změny redukčních hranic a vysvětlení postupu úpravy osobního vyměřovacího základu jsou zde vytvořeny dvě tabulky, které ukazují nastavení redukčních pásem v roce 2018 a v roce 2019.

Tabulka 5 – Nastavení redukčních pásem v roce 2018

Vyměřovací základ	Výpočtový základ
do 13 191 Kč	V plné výši
nad 13 191 do 119 916 Kč	$13\,191 + (VZ - 13\,191) \times 0,26$
nad 119 916 Kč	40 940 Kč

Zdroj: zákon č. 155/1995 Sb. o důchodovém pojištění, vlastní zpracování

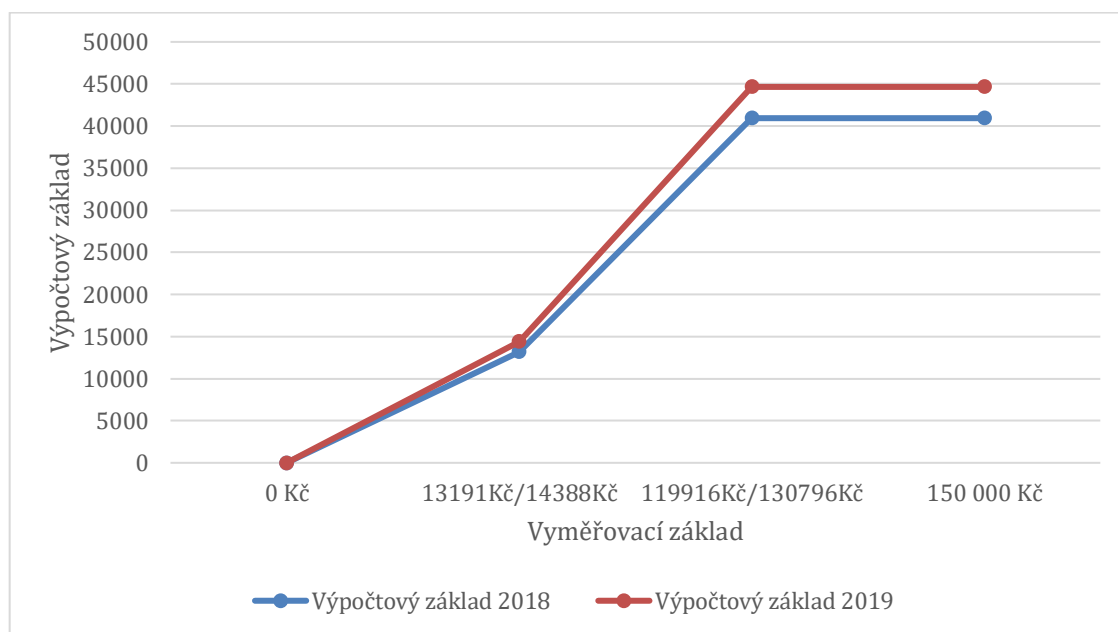
Tabulka 6 – Nastavení redukčních pásem v roce 2019

Vyměřovací základ	Výpočtový základ
do 14 388 Kč	V plné výši
od 14 388 Kč do 130 796 Kč	$14\,388 + (VZ - 14\,388) \times 0,26$
nad 130 796 Kč	44 655 Kč

Zdroj: zákon č. 155/1995 Sb. o důchodovém pojištění, vlastní zpracování

Z výše uvedených tabulek je zřejmá změna redukčních hranic v roce 2019. Zákon č. 155/1995 Sb. o důchodovém pojištění uvádí v §15, odst. 2, že první redukční hranice je rovna 44 % z právě platné průměrné mzdy a druhá redukční hranice je rovna 400 % téže průměrné mzdy. Proto při změně průměrné mzdy mezi lety 2018 a 2019 dochází i k posunutí redukčních hranic. V případě aktuálního kalendářního roku, tedy roku 2019 platí, že pokud činí osobní vyměřovací základ osoby nanejvýš 14.388 Kč, pak je výše výpočtového základu rovna právě osobnímu vyměřovacímu základu. Jinými slovy je osobní vyměřovací základ uznán v plné výši. V případě, že se osobní vyměřovací základ pohybuje v rozmezí nad 14.388 Kč, ale maximálně do 130.796 Kč, výše výpočtového základu se určí výpočtem uvedeným v tabulce. A pokud je osobní vyměřovací základ vyšší než 130.796 Kč, pak je výše výpočtového základu rovna 44.655 Kč. Tato částka vyjde, když je do vzorečku uvedeného v tabulce dosazeno právě 130.796 Kč.

Graf 2 – Vývoj výpočtového základu v závislosti na změně redukčních hranic 2018 a 2019



Zdroj: tabulka 5, tabulka 6, vlastní zpracování

Pro větší přehlednost jsem se rozhodl demonstrovat změnu redukčních hranic mezi rokem 2018 a rokem 2019 na výše uvedeném grafu. Vyměřovací základy 13191Kč/14388Kč a 119916Kč/130796Kč představují skutečné nastavení redukčních hranic za rok 2018 (před lomítkem) a rok 2019 (za lomítkem). Je zde tedy zřejmé, že navýšení redukčních hranic v roce 2019 současně způsobí navýšení výpočtového základu za tento rok. Jak již bylo uvedeno výše, tato změna je ovšem automatická, a to v závislosti na změně průměrné mzdy za daný rok. Čtvrtý vyměřovací základ je již pouze náhodně vybraný a nabývá hodnot 150.000 Kč. Takto vysoký vyměřovací základ má ukázat, že jakýkoli vyměřovací základ, který je vyšší, než druhá redukční hranice je pomocí této hranice upraven na maximální možný výpočtový základ za daný rok. Pro rok 2018 tedy činí 40.940 Kč a pro rok 2019 44.655 Kč.

Jako zajímavost bych zmínil, že v rámci úpravy osobního vyměřovacího základu se vlastně jedná o klouzavou progresi, která byla používána i u zdanění příjmů, když byla v České republice používána progresivní daň z příjmů. Ta už se ovšem v České republice nepoužívá a od roku 2008 ji vystřídala daň lineární. (Švéda, 2014)

Úpravou osobního vyměřovacího základu se tedy vypočte výše výpočtového základu. Dále je nutné vynásobit počet odpracovaných let částkou 1,5 a výslednou sumu vydělit 100. Na závěr se vynásobí toto procentuálně vyjádřené číslo, s již vypočteným výpočtovým základem. V případě schválené valorizace se tato zásluhová část vynásobí daným procentem valorizace. Pro rok 2019 byla schválená valorizace zásluhové části důchodu 3,4 %. (MPSV, 2018c) Konečný výsledek

představuje výši zásluhové části starobního důchodu, ke které se přičte první část a je známa měsíční výše starobního důchodu osoby, která tento důchod pobírá.

1.4.2. Druhý pilíř systému starobních důchodů

V období mezi léty 2013 až 2016 ovšem v důchodovém systému ke změně, kterou zapříčinila existence druhého důchodového pilíře, do kterého mohli nejpozději do roku, v němž dosáhli 35 let dobrovolně, ale nenávratně vstoupit osoby odvádějící pojistné do systému důchodového pojištění. Kloudová (2014) ve své práci píše, že šlo o model, při kterém si poplatník vybral jednu z šesti investičních společností a u této společnosti si následně zvolil pro něj nejvhodnější důchodový fond neboli jednu z investičních strategií, které byly celkem čtyři, rozdělené podle rizika a výnosnosti. Čím nižší výnosnost, tím nižší riziko ztráty. A poté začal měsíčně spořit na jeho budoucí penzi. Systém fungoval tak, že poplatníková částka odváděná do prvního pilíře byla o 3 % z vyměřovacího základu nižší. Na druhou stranu tyto 3 % z vyměřovacího základu odvedl do jím zvoleného důchodového fondu a k nim přidal navíc 2 % z vyměřovacího základu, které už ale hradil z “vlastní kapsy“. Výhodou tohoto pilíře bylo, že v něm byl ve velké míře uplatňován princip zásluhovosti, protože si každý spořil na svůj individuální účet. Proto zde nehrála takovou roli solidarita jako v pilíři prvním. Tento fakt považuje Hromková (2014) za důvod, proč je investování do tohoto pilíře výhodný zejména pro osoby s nadstandardně vysokými příjmy. Nevýhodou naopak bylo, že rozhodnutí vstoupit do druhého pilíře bylo, jak je uvedeno výše, nevratné, nešlo již z něj tedy vystoupit.

1.4.3. Třetí pilíř systému starobních důchodů

Jak již bylo zdůrazněno, důchodový systém v České republice je tvořen prvním a třetím důchodovým pilířem. První pilíř již popsán byl, proto bude nyní věnována pozornost třetímu pilíři. Tento pilíř se nazývá doplňkové penzijní spoření. Do tohoto pilíře se dá vstoupit stejně jako u druhého pilíře dobrovolně, ale na rozdíl od druhého pilíře se dá z toho třetího také dobrovolně vystoupit. Princip třetího pilíře spočívá v tom, že si osoba může spořit na soukromý účet, který si vybere u mu vyhovující penzijní společnosti, kterých je v současné době deset. I zde, stejně jako ve druhém pilíři, je možnost vybrat si u každé penzijní společnosti jednu ze čtyř investičních strategií, které jsou opět rozděleny podle rizika a jemu odpovídajících výnosů. Opět platí pravidlo čím nižší riziko ztráty, tím nižší výnos. Výhodou oproti prvnímu pilíři je, že je zde více uplatňován princip zásluhovosti. Nedojde tedy k tak velkému přerozdělování důchodů. Jinými slovy, kdo více do třetího pilíře odvede, ten z něj na konci více dostane.

Tento pilíř je také výhodný z hlediska státních příspěvků i zajímavých daňových odpočtů. Co se týče státních příspěvků, pokud si účastník tohoto pilíře spoří na svůj účet alespoň 1000 Kč měsíčně, má nárok na maximální měsíční státní příspěvek 230 Kč. Ovšem nárok na měsíční státní příspěvek vzniká již při úložce 300 Kč. (Kloudová, 2014) Je zde možnost najít snahu státu

motivovat osoby, aby si spořili do třetího pilíře co nejvíce, aby v důchodovém věku disponovali větším množstvím finančních prostředků. Dále lze od základu daně účastníka doplňkového penzijního spoření měsíčně odečíst částku, od které náleží maximální státní příspěvek (§15 zákona č. 586/1992 Sb.). Maximálně však do výše 2000 za měsíc proto, pokud chce účastník uplatnit maximální odpočet, musí na svůj účet měsíčně přispívat 3000 Kč. Považuji za užitečné ukázat, jak se vyvíjela průměrná úložka za daný časový úsek, a jaký mají lidé v České republice zájem o účast na doplňkovém penzijním spoření.

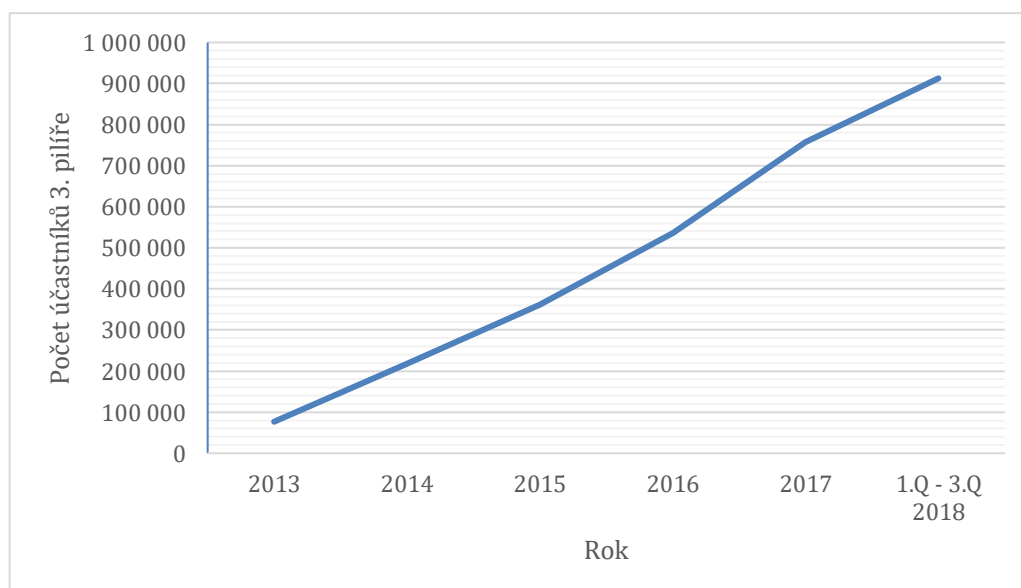
Tabulka 7 – Průměrný měsíční příspěvek účastníka na doplňkové penzijní spoření
2013–3. Q. 2018 (v Kč)

Rok	2013	2014	2015	2016	2017	1. Q-3. Q. 2018
Průměrný měsíční příspěvek účastníka	749	722	722	741	776	771

Zdroj: MFČR, vlastní zpracování

Ve výše uvedené tabulce je možné vidět průměrné měsíční příspěvky účastníka doplňkového penzijního spoření od roku, kdy toto spoření vzniklo, tedy od roku 2013, do 3.Q roku 2018. Lze si povšimnout nestálého trendu vývoje těchto příspěvků, kdy se střídá jak růstový, tak klesající trend, nebo mezi rokem 2014 a 2015 dokonce dochází ke stagnaci. Co se týče roku 2018, prozatím je za tento rok průměrná úložka nižší než za rok 2017. Nutno ale podotknout, že za rok 2018 jsou dostupné údaje je za 1. – 3. čtvrtletí. Je tedy možné, že růstový trend, který se drží od roku 2015, bude pokračovat.

Graf 3 – Vývoj účasti na doplňkovém penzijním spoření od roku 2013 do 3.Q. roku 2018



Zdroj: MFČR, vlastní zpracování

Z grafu je zřejmé, že účast na doplňkovém penzijním spoření stále stoupá. V roce 2013, kdy bylo toto spoření založeno a nahradilo tak penzijní připojištění, se k tomuto finančnímu instrumentu přihlásilo 76.669 osob. Od té doby je ale zaznamenán rostoucí trend, což znamená, že zájem lidí o doplňkové penzijní spoření stále roste a k třetímu čtvrtletí roku 2018 je zaznamenáno 912.587 účastníků na tomto spoření. Z tohoto trendu lze usuzovat, že zájem o investování do třetího pilíře dále poroste.

1.5. Změny důchodové minireformy

Změny, které s sebou přináší minireforma systému starobních důchodů byly již uvedeny, proto v rámci této podkapitoly jen shrnu změny, které začaly platit od 1. 1. 2019. Mezi tyto změny podle zprávy Ministerstva práce a sociální věcí (2018c) se řadí:

- v rámci základní, nebo také pevné části starobního důchodu došlo k navýšení procenta z průměrné mzdy, kdy dosavadních 9 % bylo navýšeno na plánovaných 10 % z průměrné mzdy,
- změna redukčních částek, které se z dosavadních 13.191 Kč a 119.916 Kč zvýšily na 14.388 Kč a 130.796 Kč,
- v rámci zásluhové, nebo také procentní části starobního důchodu byla schválena valorizace rovna 3,4 % z této části¹ a
- osobám, které pobírají starobní důchod, a které dosáhly alespoň 85 let života, je absolutní výše vypočteného starobního důchodu navýšena o 1.000 Kč.

Podle koalice, která v České republice v současné době vládne je žádoucí, aby míra přerozdělování starobních důchodů byla vyšší než doposud, protože vyšší míru redistribuce vnímá jako sociálně spravedlivější. To je hlavní důvod pro snahu potlačit v určité míře princip zásluhovosti a prosazovat princip solidarity.

¹ Podle §67 zákona č. 155/1995 Sb. o důchodovém pojištění se valorizací rozumí zvyšování vyplácených důchodů v závislosti na růstu indexu spotřebitelských cen a na růstu mezd. Na základě tohoto ustanovení dochází k valorizaci jak základní výměry, tak procentní výměry vyplácených důchodů.

2. Možnosti měření míry redistribuce důchodů v důchodovém systému České republiky

K přerozdělování starobních důchodů dochází v každé rozvinuté společnosti. Míra tohoto přerozdělování se ovšem liší, a to primárně v závislosti na systému, který si daná společnost, nebo také stát, zvolí a přijme za svůj. Urban (1994) ve své knize přibližuje, že ve státech s liberálnějšími systémy jako jsou například Spojené státy americké, je míra přerozdělování jedna z nejnižších. Na druhou stranu nejvyšší míra redistribuce je uplatňována ve státech, ve kterých fungují sociálně-demokratické režimy, jako je tomu například v Dánsku nebo Švédsku. Z jeho výsledků lze vyvodit, že systém České republiky se přiklání spíše k režimu sociálního státu.

Urban (1994) rozděluje nerovnosti na dva základní typy:

- nerovnost v pracovních důchodech a
- nerovnost ve vlastnických důchodech.

Dále se odkazuje na Samuelsona (2007), který se ve své práci soustřeďuje na jednotlivé zdroje nerovnosti, protože podle něj má každý jednotlivec různé podmínky při vstupu na trh. Mezi tyto zdroje se řadí odlišné schopnosti a dovednosti, intenzita práce, dále štěstí, náhody a osud. Zřejmě nejvýznamnější faktor, jsou rozdíly v druhu profesní kariéry, které závisí na vzdělání, sociálně-ekonomické pozice rodiny, do které se jedinec narodí, profese atd. Právě proto je rozhodující, zda stát danými opatřeními zajistí určitou mírou redistribuce.

Ke změření míry přerozdělování v důchodovém systému České republiky lze použít mnoho metod. V této práci budou popsány jen některé z nich, a to konkrétně Giniho koeficient, který spolu s Lorenzovou křivkou patří mezi nejzákladnější a nejznámější ukazatele pomocí kterých lze zjistit, do jaké míry dochází v systému k přerozdělovacím procesům. Dále Robin Hood index, který říká kolik % příjmů má být přerozděleno, aby bylo dosaženo rovnosti. Další metodou, kterou se tato práce zabývá je metoda míry nerovnosti, u které se výsledky dají interpretovat stejně jako u metody Giniho koeficientu. Na závěr jsem zvolil metodu indexu progresivity.

2.1. Giniho koeficient

Giniho koeficient je jednou z možností, jak vypočítat míru nerovnosti na příjmové straně. Jak již bylo zmíněno výše, jde pravděpodobně o nejpoužívanější metodu měření nerovnosti, se kterou přišel v roce 1912 italský matematik Corrado Gini (Genčev et al., 2018). Následující vzorec představuje rovnici, pomocí které se Giniho koeficient vypočítá.

$$GI = \frac{B}{A+B} \quad (3)$$

Z výše uvedeného vzorce (3) lze vidět, že Giniho koeficient je složen z podílu dvou parametrů, kdy parametr B představuje plochu mezi úhlopříčkou a Lorenzovou křivkou a parametr A+B představuje celou plochu pod stejnou úhlopříčkou. Je zde tedy vidět velká provázanost Giniho koeficientu a zmíněné Lorenzovy křivky. Pokud by ale nebylo žádoucí využít pro výpočet Giniho koeficientu tuto křivku, je možné použít upravený vzorec, který Godišová (2013) uvádí ve své práci. Tento vzorec by tedy poté měl následující podobu:

$$G = \sum_i \sum_j |y_i - y_j| / 2n^2 y' \quad (4)$$

Kdy:

y_i, y_j příjmy dvou náhodně vybraných jednotlivců,

n počet jednotlivců,

y' průměrný příjem jednotlivce

Zde se Giniho koeficient počítá jako průměr rozdílu v příjmech mezi všemi možnými páry jednotlivců s výhodou toho, že zde není nutné jednotlivce či skupiny řadit dle výše příjmu (Godišová, 2013).

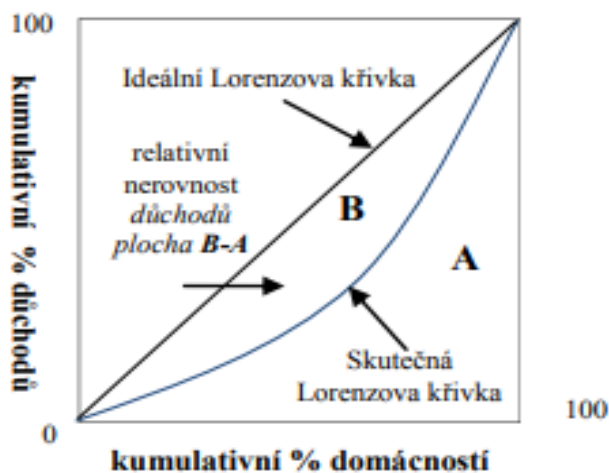
Giniho koeficient nabývá hodnot od 0 do 1, přičemž pokud je koeficient roven 0, tak to indikuje, že se jedná o dokonalé rozdělení příjmů neboli jde o absolutní příjmovou rovnost. Interpretace tohoto výsledku s konkrétními procenty zní, že 1 % populace obdrží právě 1 % celkového příjmu. Tento případ je ovšem čistě teoretický a jeho výskyt ve světě je jen těžko představitelný. Na druhou stranu čím více se koeficient blíží hodnotě 1, tím stoupá také nerovnost v rozdělení příjmu v rámci populace. Jinak řečeno, pokud by se Giniho koeficient rovnal 1, pak by jedna osoba obdržela všechny příjmy. Ovšem i tato situace je pouze modelová a podle Genčeva a spol. (2018) je dokonce nemožná, což dokládají i tvrzením, že obor hodnot Giniho koeficientu je $<0,1$.

2.2. Lorenzova křivka

Lorenzova křivka je nástroj, který slouží obdobně jako Giniho koeficient k měření míry redistribuce v daném systému, v rámci této práce v systému starobních důchodů. Tato křivka byla poprvé publikována v roce 1905 americkým statistikem M. O. Lorenzem, a to za účelem popisu koncentrace bohatství ve společnosti (Večerková, 2010). Jak dále Večerková ve své práci uvádí, Lorenzova křivka neslouží pouze ke srovnání nerovnoměrnosti rozdělení důchodu, ale má i využití v dalších oborech, jako je například demografie, kde je možno pomocí této křivky znázornit nerovnoměrnost rozdělení obyvatelstva na určitém území, nebo dokonce v bankovním sektoru při diverzifikaci klientů. Pro účely této práce je ale nejdůležitější její uplatnění v oboru

ekonomie, kde, jak již bylo zmíněné výše, zkoumá vztah mezi celkovými důchody a populací. Pro další výklad považuji za užitečné Lorenzovu křivku nejprve znázornit.

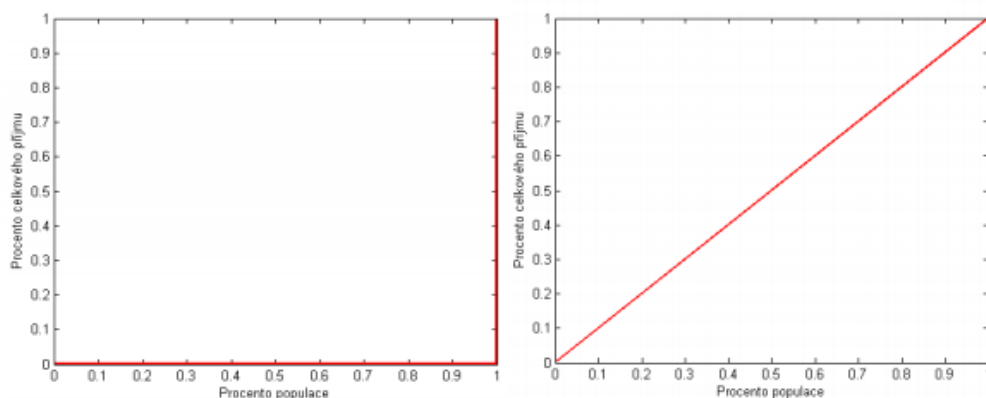
Obrázek 1 – Lorenzova křivka



Zdroj: Godišová, K., 2013. Srovnání nerovností v příjmech v České republice (Bakalářská práce). Moravská vysoká škola Olomouc.

Na výše uvedeném obrázku je tedy zobrazena Lorenzova křivka, a to jak ideální, která tedy představuje absolutně rovnoměrné rozdělení důchodů, tak i skutečná Lorenzova křivka, která zobrazuje skutečné rozdělení důchodů v rámci domácností. Jak již bylo uvedeno v předešlé podkapitole, plocha B představuje rozdíl mezi Lorenzovou křivkou a linií absolutní rovnosti. Ještě pro konkretizaci bych zde ukázal, jak vypadá Lorenzova křivka v situaci absolutně nerovnoměrného a absolutně rovnoměrného rozdělení.

Obrázek 2 – Lorenzova křivka-absolutně nerovnoměrné rozdělení příjmů a absolutně rovnoměrné rozdělení důchodů



Zdroj: Sudová, B., 2016. Analýza příjmových nerovností (Diplomová práce). Západočeská univerzita v Plzni, Fakulta aplikovaných věd.

Na obrázku vlevo je modelová situace, při které by byl Giniho koeficient roven 1, tedy že B zabírá celou plochu A. Po dosazení do rovnice (3) to tedy vypadá

$$G = B / (A+B) \rightarrow 1 / (0+1) = 1$$

Jedná se tedy o situaci, kdy dochází k absolutně nerovnoměrnému rozdělení důchodů, jedna osoba tedy obdrží veškerý důchod. Jak již bylo řečeno, tato situace je pouze teoretická. Opačná modelová situace je znázorněna na obrázku vpravo, kdy je ideální Lorenzova křivka totožná se skutečnou Lorenzovou křivkou, a tedy plocha A zabírá celou plochu B. Když opět dosadím do stejné rovnice (3), tak to vypadá následovně:

$$G = B / (A+B) \rightarrow 0 / (1+0) = 0$$

Zde je vidět, že Giniho koeficient je roven 0, a jedná se tedy o absolutně rovnoměrné rozdělení důchodů, kdy například 10 % populace obdrží 10 % důchodů, 20 % populace obdrží 20 % důchodů atd. Opět se ale jedná o extrémní situaci, která je spíše teoretická. Nicméně je zde detailně demonstrováno jak spolu Giniho koeficient a Lorenzova křivka úzce souvisí, a jak tato křivka slouží jako grafické znázornění zmíněného koeficientu.

2.3. Robin Hood index

Robin Hood index, nebo také Hoover index, je také řazen mezi metody, kterými se dá měřit míra redistribuce v systému starobních důchodů. Jak píše Nováková (2012), tento index vyjadřuje rozsah přerozdělení, následkem kterého by došlo k nivelizaci. Jinak řečeno udává, jaký podíl příjmů na celkových příjmech musí být přerozděleno od lidí s příjmy, které jsou vyšší než průměrné k lidem, jejichž příjmy jsou pod tímto průměrem, aby bylo dosaženo rovnosti v rozdělení příjmů v rámci dané populace. V praxi to znamená, že pokud je Robin Hood index roven například 15 %, tak právě 15 % z celkových příjmů musí být přerozděleno od osob s nadprůměrným důchodem k těm s důchodem podprůměrným, aby nastala již zmíněná rovnost v rozdělení příjmů. Godišová (2013) uvádí postup výpočtu Robin Hood indexu, u kterého se nejprve seřadí jednotlivé osoby podle výše příjmů od nejnižšího po nejvyšší, poté se tyto osoby rozdělí na stejně početné skupiny (pro konkrétnost uvádím 5 skupin). Následně se vypočítá podíl dané skupiny na sumě všech příjmů. Každá skupina by tedy při absolutně rovnoměrném rozdělení příjmů měla mít 20 % podíl na celkových příjmech. Proto ty podílové zastoupení těch skupin, co mají větší než 20 % podíl se sečtou. Na závěr se od vyšlé sumy odečte n násobek 20 %, kdy n je rovno počtu skupin, které mají nad 20 % podíl. Výsledek je již počítaný Robin Hood index, a tedy procento příjmů, které musí být přerozděleno.

2.4. Míra nerovnosti

Godišová (2013) píše, že tato metoda patří mezi ty nejzákladnější, která vychází z kvintilového rozdělení příjmů, nebo v rámci této práce starobních důchodů do stejně velkých skupin

a následně se vypočte podílové zastoupení daného kvintilu na celkových příjmech a na závěr se dá do poměru podíl skupiny s nejnižším příjmem a podíl skupiny s největším příjmem.

$$Míra\ nerovnosti = \frac{\frac{Příjmy\ 1.kvintilu}{Celkové\ příjmy}}{\frac{Příjmy\ 5.kvintilu}{Celkové\ příjmy}} \quad (5)$$

Výsledkem tohoto poměru je požadovaná míra nerovnosti. V případě, že se tento poměr bude blížit k hodnotě 1, rovnost v rozdělení důchodů mezi skupinami bude větší, protože čím větší podíl má 1. kvintil na celkových příjmech, tím bude hodnota tohoto poměru vyšší (Godišová, 2013).

2.5. Index progresivity

Tento ukazatel, obdobně jako výše zmíněné metody měření míry redistribuce v systému starobních důchodů v ČR, slouží ke stejným účelům. Ovšem jak uvádí Gergelová (2015) ve své práci, index progresivity indikuje, do jaké míry je důchodový systém zásluhový. Jinými slovy, pomocí tohoto indexu lze zjistit, zda systém starobních důchodů v dané společnosti se spíše přiklání k principu zásluhovosti, nebo preferuje princip solidarity, tedy preferuje přerozdělovací mechanismy a redistribuci důchodů v systému. Pro ilustraci bych zde opět zapsal vzorec pro výpočet, který Švácha (2013) uvádí ve své práci.

$$Index\ progresivity = 100\ \% - \frac{GK_{důchody}}{GK_{příjmy\ z\ EA}} \quad (6)$$

Pro výpočet je nutné znát dva parametry, a to Giniho koeficient (důchody), který představuje hodnotu Giniho koeficientu pro rozdělení starobních důchodů a poté Giniho koeficient (příjmy z EA), který představuje hodnotu Giniho koeficientu pro rozdělení příjmů z ekonomické aktivity. Jde tedy o příjmy ekonomicky aktivního obyvatelstva v daném období, přičemž lze počítat s čistými i hrubými příjmy. Hodnoty výsledného indexu se stejně jako u Giniho koeficientu pohybují od 0 % do 100 %, ale výsledky se zde interpretují jinak. Jak Švácha (2013) píše, čím více se index progresivity blíží hodnotě 100 %, tím má systém progresivnější charakter a tím více dochází k přerozdělování. Naopak při hodnotě 0 %, nedochází k žádné redistribuci v rámci systému starobních důchodů. Co se týče charakteristiky systému, Gergelová (2015) říká, že v systému, který je plně solidární, a ve kterém je tedy důchod konstantní pro všechny příjmové skupiny lidí, index progresivity je roven 100 %. A naopak v systému plně zásluhovém, ve kterém tedy nedochází k žádnému přerozdělování, nabývá index hodnoty 0 %.

Provázanost Giniho koeficientu a indexu progresivity je zřejmá, lze tedy s určitou pravděpodobností říct, že čím větší je rovnost v rozdělení starobních důchodů, tím větší je i míra redistribuce v systému. Ale Švácha (2013) upozorňuje, že ne vždy tento vztah musí zákonitě

platit. Zdůrazňuje, že v případě, že by hodnota Giniho koeficientu v čitateli i ve jmenovateli byla nízká, výsledný index progresivity by vyšel také nízký. Jinými slovy by se jednalo o vysokou míru rovnosti v rozdělení starobních důchodů při nízké míře redistribuce těchto důchodů.

3. Analýza redistribučních dopadů minireformy důchodů 2018/2019

Ve třetí a zároveň poslední kapitole této práce dochází k analýze redistribučních dopadů výše zmíněné minireformy. Jak již bylo zmíněno výše, základní myšlenkou, kterou současná vládní koalice prosazuje je omezení rozevírání nůžek mezi bohatšími a chudšími osobami pobírající starobní důchod a zajistit přiblížení výší těchto důchodů. Kdy je přidáno všem starobním důchodcům, ale důchody těch chudších by měly růst rychleji. Aby bylo možné dokázat, že tohoto cíle bylo dosaženo, je zapotřebí vybrat správné metody, pomocí kterých je možno změřit míru redistribuce před rokem 2019, a v roce 2019. Tedy v roce, od kterého začíná minireforma platit.

Pro tyto účely jsem vybral následující metody:

- Giniho koeficient,
- Lorenzova křivka, pro grafické znázornění výsledků Giniho koeficientu,
- Robin Hood index a
- metoda míry nerovnosti.

Tato práce se bude každé metodě věnovat samostatně a bude výsledky dané metody podrobněji rozebírat v dané podkapitole.

3.1. Vstupní data

Ještě před samotnou analýzou pomocí výše zmíněných metod je důležité si nastínit vstupní data, pomocí kterých se analýza provádí. Nejrelevantnější informace pro účely této práce je průměrná hrubá měsíční mzda zaměstnanců. Následující výpočty jsou totiž spíše modelové, a to tak, že dojde k rozdělení osob pobírající starobní důchod do 10 skupin se stejným počtem zástupců podle výše jejich vyměřovacích základů, ke vztahu k průměrné mzdě. Tyto skupiny tedy jsou: 0,5PM, 0,6PM, 0,75PM, 0,8PM, 0,9PM, 1,5PM, 2PM, 2,5PM, 3PM a 5PM. Data o měsíční průměrné mzdě se následně vynásobí 12, aby bylo dosaženo roční průměrné mzdy. A na závěr se dosadí vypočtené roční průměrné mzdy do důchodové kalkulačky, kterou nabízí na svých webových stránkách Ministerstvo práce a sociálních věcí.

Zde ovšem dochází k jistému zkreslení, protože jak mi bylo řečeno na Českém statistickém úřadě, ze kterého jsem data čerpal, neexistuje metodicky jednotná časová řada v požadované délce, tzn. od roku 1986 do roku 2018. V průběhu doby se totiž několikrát měnily nejen používané klasifikace, ale i způsob sběru či zpracování dat. Jedinou možností je tedy si poskládat řadu z několika odlišných metodik a srovnávat je mezi sebou jen orientačně. Nakonec mi tedy byly doporučeny tři excelové soubory, ze kterých bylo možné výši průměrných měsíčních mezd vypsát.

V následující tabulce jsou tedy uvedené průměrné měsíční a roční mzdy zaměstnanců v časové řadě od roku 1986 do roku 2018.

Tabulka 8 – Průměrné měsíční a roční mzdy zaměstnanců 1986-2018 (v Kč)

Rok	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
PM/měs.	2964	3026	3095	3170	3286	3792	4644	5904	7004	8307
PM/rok	35568	36312	37140	38040	39432	45504	55728	70848	84048	99684
Rok	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
PM/měs.	9825	10802	11801	12797	13594	14750	15911	16905	18025	18940
PM/rok	117900	129624	141612	153564	163128	177000	190932	202860	216300	227280
Rok	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
PM/měs.	20158	21621	23430	23344	23864	24455	25067	25035	25768	26591
PM/rok	241896	259452	281160	280128	286368	293460	300804	300420	309216	319092
Rok	2016	2017	2018							
PM/měs.	27764	29504	31885							
PM/rok	333168	354048	382620							

Zdroj: ČSÚ* (databáze o hrubých průměrných mzdách zaměstnanců), vlastní zpracování

Jak již bylo uvedené výše, v tak dlouhém časovém horizontu neexistuje jednotná databáze o výši průměrných hrubých mezd. Metodicky jednotné údaje o mzdách jsou dostupné až od roku 2000, od kterého byly zpětně přepočítány. Například v databázi od roku 1955 do roku 1992 jsou dostupné pouze data o průměrných hrubých měsíčních mzdách zaměstnanců v civilním sektoru. Na druhou stranu v databázi od roku 1993 do roku 2008 jsou dostupná data o průměrných měsíčních mzdách zaměstnanců bez podlimitních ekonomických subjektů. Proto výsledky následujících analýz nemusí být úplně přesné, a jak již jsem byl upozorněn ze strany Českého statistického úřadu, srovnání dostupných dat lze pouze orientačně.

Aby bylo dosaženo vypovídací schopnosti výsledků analýzy, rozhodl jsem se vypočítávat pomocí metod míru redistribuce za období od roku 2015 do roku 2019, díky tomu je možné sledovat vývoj těchto ukazatelů a porovnat je se změnou, která nastal mezi léty 2018 a 2019. Po dosazení výše uvedených dat do důchodové kalkulačky, bylo dosaženo následujících výsledků.

Tabulka 9 – Výše starobních důchodů 2015-2019 pro modelové skupiny důchodců (v Kč)

	2015	2016	2017	2018	2019
0,5PM	96432	100128	106968	115932	133008
0,6PM	100296	104160	111324	120696	138348
0,75PM	106068	110220	117840	127824	146352
0,8PM	108000	112248	120012	130212	149028
0,9PM	111864	116280	124368	134964	154356
1,5PM	134988	140508	150468	163512	186384
2PM	154272	160704	172224	187296	213060
2,5PM	173544	180900	193968	211080	239748
3PM	192816	201084	215724	234864	266436
5PM	231588	241716	259620	282960	320568

Zdroj: důchodová kalkulačka (MPSV), zpracování vlastní

Pomocí důchodové kalkulačky jsem tedy vypočetl výše starobních důchodů pro 10 skupin osob tento důchod pobírající, za 5 bezprostředně po sobě následujících let. A právě s těmito čísly se bude v této práci dále pracovat v rámci jednotlivých metod měření redistribučních dopadů.

3.2. Giniho koeficient

První metoda, která je v této práci použita k zjištění redistribučních dopadů důchodové minireformy je tedy Giniho koeficient. Jen pro zopakování, jde o základní a pravděpodobně nejpoužívanější nástroj měření míry redistribuce. Nabývá tedy hodnot od 0 do 1, přičemž čím více se jeho hodnota blíží k nule, tím je rozdělení příjmů, v tomto případě starobních důchodů, rovnější. Výše je uvedeno, že Giniho koeficient jde vypočítat dvěma způsoby, a to pomocí Lorenzovy křivky, kterou se bude tato práce zabývat později, nebo pomocí upraveného vzorce, který je uvedený výše. Pro následující analýzu využiji v této práci metodu jak pomocí upraveného vzorce, tak pomocí aplikace Lorenzovy křivky.

3.2.1. Giniho koeficient pomocí upraveného vzorce

V příloze 3, kterou jsem zde neuvedl z důvodu rozsáhlejšího výpočtu je podrobněji ukázán postup výpočtu Giniho koeficientu za rok 2018 při dosazení do výše uvedeného vzorce. Pro větší konkrétnost jde pomocí vzorce (4) o následující výpočet:

$$\text{Giniho koeficient} = 5837016 / (2 \cdot 100 \cdot 170934)$$

Jak lze tedy vidět, Giniho koeficient za rok 2018 je roven 0,170739. O této hodnotě by se dalo říci, že je poměrně nízká, a že se blíží číslu nula, což by indikovalo relativně rovné rozdělení příjmů v rámci těchto 10 skupin starobních důchodců. Sám o sobě je ovšem tento údaj značně

nedostačující a pravou vypovídací schopnost má až ve srovnání s jinými hodnotami za další sledované období. A proto je zde přiložena následující tabulka, ve které lze vidět hodnoty Giniho koeficientu mezi lety 2015 až 2019 a jejich absolutní změnu ve srovnání s předcházejícím obdobím.

Tabulka 10 – Hodnoty Giniho koeficientu 2015-2019

Rok	2015	2016	2017	2018	2019
Giniho koeficient	0,167630	0,168654	0,169667	0,170739	0,168221
Vývoj		0,001024	0,001013	0,001072	-0,002518

Zdroj: tabulka 9, příloha 3, výpočty vlastní, Pozn.: vývoj Giniho koeficientu za jednotlivé roky je uvedený jako rozdíl dvou bezprostředně po sobě následujících let

Z následující tabulky je zřejmé, že Giniho koeficient mezi rokem 2015 až 2018 s pravidelností rostl, i když s rozdílnou rychlostí, tzn. v roce 2017 vzrostl oproti roku 2016 o menší část (0,001013) než v roce 2016 oproti roku 2015 (0,001024), ale konec růstové tendence nastal až v roce 2019, kdy Giniho koeficient naopak klesl, a to o hodnotu 0,002518. Což by mohlo indikovat úspěch minireformy starobních důchodů, která si kladla za cíl zvýšit míru redistribuce starobních důchodů v rámci skupin od bohatších k chudším.

3.2.2. Giniho koeficient pomocí Lorenzovy křivky

Jak bylo řečeno výše, považuji za užitečné si ukázat hodnoty Giniho koeficientu vypočítaného za pomoci Lorenzovy křivky. Po vzoru Šváchy (2013) jsem vypočetl hodnotu Giniho koeficientu pro rok 2018 způsobem, který je uvedený v příloze 4.

Nyní je možné porovnat hodnoty Giniho koeficientu vypočteného pomocí vzorce a pomocí Lorenzovy křivky a lze konstatovat, že se je hodnota Giniho koeficientu za rok 2018 vypočtená pomocí Lorenzovy křivky o 0,015522 nižší než hodnota tohoto koeficientu vypočtená pomocí vzorce. Což je zapříčiněno rozdílnou metodikou výpočtu a zacházením s jednotlivými daty. Zda má ale podobnou vypovídací schopnost jako vypočtený Giniho koeficient pomocí vzorce lze zjistit až porovnáním těchto hodnot v čase. Proto je zde uvedena následující tabulka, ve které jsou vidět hodnoty Giniho koeficientu za roky 2015-2019 vypočtené pomocí Lorenzovy křivky.

Tabulka 11 – Hodnoty Giniho koeficientu 2015-2019

Rok	2015	2016	2017	2018	2019
Giniho koeficient	0,152391	0,153322	0,154243	0,155217	0,152929
Vývoj		0,000931	0,000921	0,000974	-0,002288

Zdroj: tabulka 9, příloha 4, vlastní výpočty, Pozn.: vývoj Giniho koeficientu za jednotlivé roky je uvedený jako rozdíl dvou bezprostředně po sobě následujících let

I v tomto případě je tedy vidět, že vývoj hodnoty Giniho koeficientu měl rostoucí tendenci s různou rychlostí růstu, ale i zde je rostoucí trend ukončen mezi léty 2018 a 2019, kdy je jeho hodnota v roce 2019 nižší než v roce 2018 o 0,002288. I zde je tedy rozdíl v míře poklesu, kdy při výpočtu koeficientu první metodou byla míra poklesu 0,002518, zatímco v této metodě koeficient klesl “jen“ o 0,002288. To ale nic nemění na tom, že i tato metoda dokazuje, že minireforma starobních důchodů v České republice mohla být s příchodem roku 2019 úspěšná.

3.3. Lorenzova křivka

Dalším velmi používaným nástrojem, který slouží k určení míry redistribuce je právě Lorenzova křivka. Tato metoda úzce souvisí s Giniho koeficientem, přičemž slouží ke grafickému znázornění míry redistribuce starobních důchodů v České republice, tedy ke znázornění hodnoty Giniho koeficientu. Pro stručné zopakování, smyslem Lorenzovy křivky je znázornit, jak moc se skutečná Lorenzova křivka odchyluje od ideální Lorenzovy křivky, která svírá s osou x úhel 45°, a symbolizuje tedy absolutní rovnost v rozdělení starobních důchodů. V případě, že se skutečná a ideální Lorenzova křivka překrývají, znamená to, že dochází k rovnému rozdělení důchodů, tedy že na 1 % starobních důchodců připadá právě 1 % celkových příjmů. V opačném případě se zkoumá, do jaké míry se vyskytuje nerovnost v rozdělení starobních důchodů.

Z následujících dat jsem vyšel pro sestavení Lorenzovy křivky za roky 2018 a 2019. Nemělo by dále smysl sestavovat Lorenzovu křivku pro časovou řadu mezi roky 2015-2019, jak tomu bylo u Giniho koeficientu, protože jak je vidět výše, u výsledných hodnot Giniho koeficientu, tyto hodnoty jsou rok od roku jiné. Ovšem jejich změna není tak markantní, aby bylo smysluplné ji graficky znázorňovat. Proto jsem se rozhodl ji sestavit jen za jedno období před a jedno období po minireformě systému starobních důchodů

Tabulka 12 – Hodnoty Giniho koeficientu pro sestavení Lorenzovy křivky 2018 a 2019

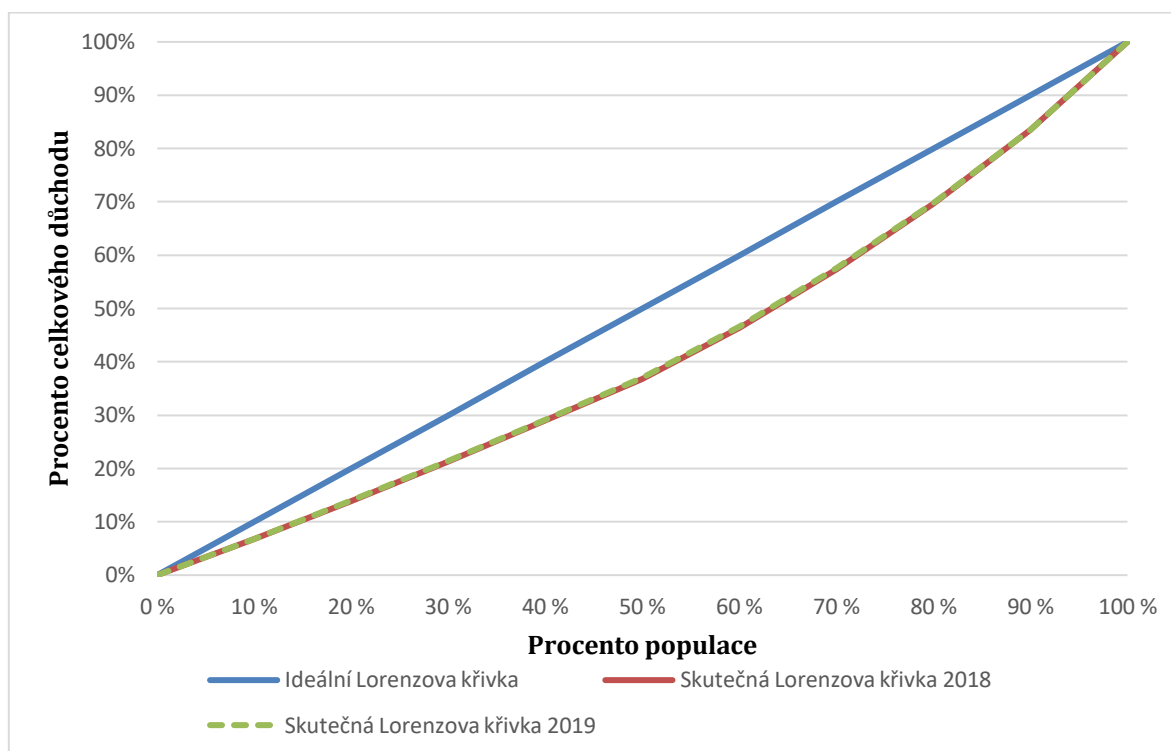
Ideální Lorenzova křivka	Skutečná Lorenzova křivka 2018	Skutečná Lorenzova křivka 2019
0	0	0
0,1	0,067822668	0,068304226
0,2	0,138432377	0,139350728
0,3	0,213212117	0,214507561
0,4	0,289388887	0,291038614
0,5	0,368345677	0,370305779
0,6	0,464003651	0,466020435
0,7	0,573575766	0,575434142
0,8	0,697062024	0,698553065
0,9	0,834462424	0,835377202
1	1	1

Zdroj: příloha 1, vlastní výpočty

Jak je vysvětleno výše, pro sestavení Lorenzových křivek za dvě určená období jsou nutné znát hodnoty Giniho koeficientu za roky 2018 a 2019 a hodnoty koeficientu, které by byly potřeba, aby bylo možno sestavit ideální Lorenzovu křivku. Pro určení, zda byla minireforma systému starobních důchodů účinná a plnila cíl vytyčený Vládou ČR, musela by být skutečná Lorenzova křivka v roce 2019 blíže ideální Lorenzové křivce než skutečná Lorenzova křivka za rok 2018, která by jinými slovy měla být více vypouklá, protože čím více je skutečná Lorenzova křivka vzdálená od té ideální, tím větší nerovnost v rozdělení starobních důchodů v systému panuje.

Pokud zopakuji předpoklad, že pro dokázání dosažení cíle minireformy je zapotřebí, aby skutečná Lorenzova křivka za rok 2019 (ZELENÁ), byla méně vypouklá než skutečná Lorenzova křivka za rok 2018 (ČERVENÁ), a tedy aby byla blíže k ideální Lorenzové křivce než v roce 2018. Pak mohu konstatovat, že je tuto skutečnost náročnější vidět na níže uvedeném grafu, protože jak jsem upozorňoval již dříve, hodnota Giniho koeficientu mezi léty 2018 a 2019 se sice změnila, ale tato změna není tak velká. Ale přesto ke změně v hodnotách tohoto koeficientu došlo a zelená Lorenzova křivka se meziročně přiblížila té ideální oproti červené Lorenzové křivce. Závěrem lze tvrdit, že minireforma systému starobních důchodů, byla co do dosažení cíle v České republice úspěšná.

Graf 4 – Lorenzova křivka 2018 a 2019



Zdroj: tabulka 12, zpracování vlastní

3.4. Robin Hood index

Jak bylo naznačováno na začátku této kapitoly, třetí metodou, pomocí které se má zjistit, zda došlo k naplnění cílů minireformy platící od začátku roku 2019 je metoda Robin Hood index. Jak může název této metody napovídat, jde o to určit, kolik starobních důchodů by se muselo přesunout od osob s nadprůměrným důchodem k osobám s podprůměrným důchodem. Stejně jako Robin Hood, který jak se říká: „Chudým dával a bohatým bral“, i tento index slouží k určení množství starobních důchodů, které je nutné „podprůměrným“ důchodcům dát a na druhou stranu těm „nadprůměrným“ vzít, aby bylo dosaženo rovnosti v rozdělení starobních důchodů. Jen zopakuji, že index Robina Hooda nabývá hodnot od 0 % do 100 %. Čím vyšších hodnot nabývá, tím více starobních důchodů je zapotřebí přerozdělit od těch „nadprůměrných“ k těm „podprůměrným“. A proto předpoklad říká, že pokud byla minireforma úspěšná, měl by se díl, který je nutný v rámci osob pobírající starobní důchod oproti roku 2018, snížit. Protože čím nižší tento díl v roce 2019 bude, tím je rozdělení starobních důchodů v systému rovnější. Zde stejně jako u Giniho koeficientu, považuji za nutné sledovat jeho hodnotu v delší časové řadě než jsou roky 2018 a 2019, a proto jsem tuto řadu zvolil 5 let dlouhou, konkrétně od roku 2015 do roku 2019.

Opět jsem si vzal za příklad rok 2018, pro který jsem v příloze 5 vypočítal výši Robin Hood indexu podle výše uvedeného vzorce, kdy nejprve určím podíl jednotlivých skupin starobních

důchodců na celkové sumě těchto důchodů. A protože je zde 10 skupin, tak právě každé skupině by mělo náležet právě 10 % z celkové sumy starobních důchodů. Ale jak lze vidět, na každou skupinu ze 4 nejbohatších připadá více jak 10 % z celkových důchodů. A právě proto je nutné od těchto skupin vzít 13,60 % jejich důchodů a přerozdělit je těm 6 skupinám, na které v roce 2018 nepřipadá těch 10 %. Z výsledku lze odvodit, že poměr starobních důchodů, který je třeba přerozdělit od “nadprůměrných“ k “podprůměrným“ je docela nízký, tedy 13,60 %. Stejně jako u Giniho koeficientu ale tato hodnota moc neřekne, pokud ji není možné srovnat s jinými obdobími, popřípadě s jinými státy. V rámci této práce ale půjde o srovnání mezi jednotlivými roky v časovém horizontu od roku 2015 do roku 2019.

Tabulka 13 - Hodnoty Robin Hood indexu 2015-2019 (v %)

Rok	2015	2016	2017	2018	2019
Robin Hood index	13,35	13,44	13,52	13,60	13,40
Vývoj		0,09	0,08	0,08	-0,20

Zdroj: tabulka 9, příloha 5, zpracování vlastní, Pozn.: vývoj Giniho koeficientu za jednotlivé roky je uvedený jako rozdíl dvou bezprostředně po sobě následujících let

Stejně jako u výše uvedených dvou metod, i u metody Robin Hood indexu lze vidět, že hodnoty mezi léty 2015-2018 mají rostoucí tendenci, i když opět s odlišným tempem růstu mezi jednotlivými roky. Ale v roce 2019 dochází ke změně, a to takové, že Robin Hood index za posledních 5 let poprvé klesnul pod úroveň oproti bezprostředně předcházejícímu roku. Zajímavostí je, že je nejnižší za poslední 4 roky, což může opět indikovat vliv zkoumané minireformy starobních důchodů, protože je v roce 2019 potřeba převést od “nadprůměrných“ k “podprůměrným“ jen 13,40 %, aby bylo dosaženo absolutní rovnosti v rozdělení starobních důchodů. Což je oproti předcházejícímu rostoucímu trendu jasně viditelná změna. Proto lze opět říct, že je možné, že tato minireforma dosáhla svého cíle a přiblížila starobní důchody těch “podprůměrných“ k těm “nadprůměrným“ osobám pobírající starobní důchod.

3.5. Metoda míry nerovnosti

Poslední metoda, pomocí které se v této práci budu snažit dokázat, že minireforma mohla být účinná. A to tím, že dojde ke snížení míry nerovnosti rozdělení starobních důchodů mezi osoby tento důchod pobírající. Jak již bylo uvedeno výše, jedná se o nejzákladnější metodu, pomocí které se dá míra nerovnosti měřit.

Oproti předchozím metodám zde ale dochází k jisté změně a to, že při této metodě se nebude využívat rozdělení osob pobírající starobní důchod do 10 skupin, nýbrž jen do 5 skupin. Důvodem je, jak uvádí Godišová (2013), že tato metoda pracuje s kvintilovým rozdělením příjmů mezi jednotlivé skupiny starobních důchodců. Proto jsem se rozhodl tento postup respektovat a spojil

jsem vždy dvě, bezprostředně po sobě následující skupiny do společného kvintilu a s těmito 5 skupinami následně počítat dopad minireformy systému starobních důchodů.

Pro upevnění informací zopakuji, že tato metoda spočívá v poměru podílu prvního kvintilu na celkových příjmech a podílu pátého kvintilu na celkových příjmech. Proto když se bude výsledný poměr blížit k hodnotě 1, rovnost v rozdělení důchodů bude větší a naopak, pokud se hodnota poměru bude blížit 0, bude se jednat o méně rovně rozdělení důchodů mezi skupinami. I zde tedy považuji za důležité nejen vypočítat míru nerovnosti za rok 2018 a rok 2019, ale i zjistit jeho vývoj v delším časovém horizontu, a to tedy od roku 2015–2019, aby bylo možné porovnat změnu míry nerovnosti mezi roky 2018 a 2019 se změnami předchozími.

V příloze 6 jsem chtěl opět demonstrovat postup výpočtu míry nerovnosti. Jak je zřejmé, míra nerovnosti je za rok 2018 rovna hodnotě 0,456966. Tato hodnota je na první pohled blíže k hodnotě nula než k hodnotě 1, což by znamenalo, že míra nerovnosti rozdělení starobních důchodů je spíše vyšší. Ale pro účely této práce je relevantní, jak se tato míra nerovnosti vyvíjela mezi léty 2015 a 2019, a zda nastala viditelná změna ve vývoji mezi rokem 2018 a 2019.

Tabulka 14 – Hodnoty míry nerovnosti 2015-2019

Rok	2015	2016	2017	2018	2019
Míra nerovnosti	0,463539	0,461355	0,459230	0,456966	0,462273
Vývoj		-0,002184	-0,002125	-0,002264	0,005307

Zdroj: tabulka 9, příloha 6, vlastní výpočty, Pozn.: vývoj Giniho koeficientu za jednotlivé roky je uvedený jako rozdíl dvou bezprostředně po sobě následujících let

Z uvedené tabulky je zřejmé, že trend vývoje míry nerovnosti v systému starobních důchodů v České republice byl mezi léty 2015-2018 klesající. A co to znamená? S klesající hodnotou míry nerovnosti se v tomto systému prohlubuje nerovnost v rozdělení starobních důchodů. Rychlost klesání této hodnoty je sice jako u výše použitých metod různá, ale klesající trend je zřejmý. Ovšem mezi léty 2018 a 2019 dochází ke změně trendu a hodnota míry nerovnosti poprvé za sledované období roste proti roku bezprostředně předcházejícím. A dokonce je tato hodnota v roce 2019, která činí 0,462273, druhá nejvyšší od roku 2016. Lze tedy konstatovat, že minireforma starobních důchodů započatá na začátku roku 2019 mohla mít vliv na snížení míry nerovnosti rozdělení starobních důchodů, a tedy na větší míru redistribuce těchto důchodů.

3.6. Vliv minireformy na změny starobních důchodů

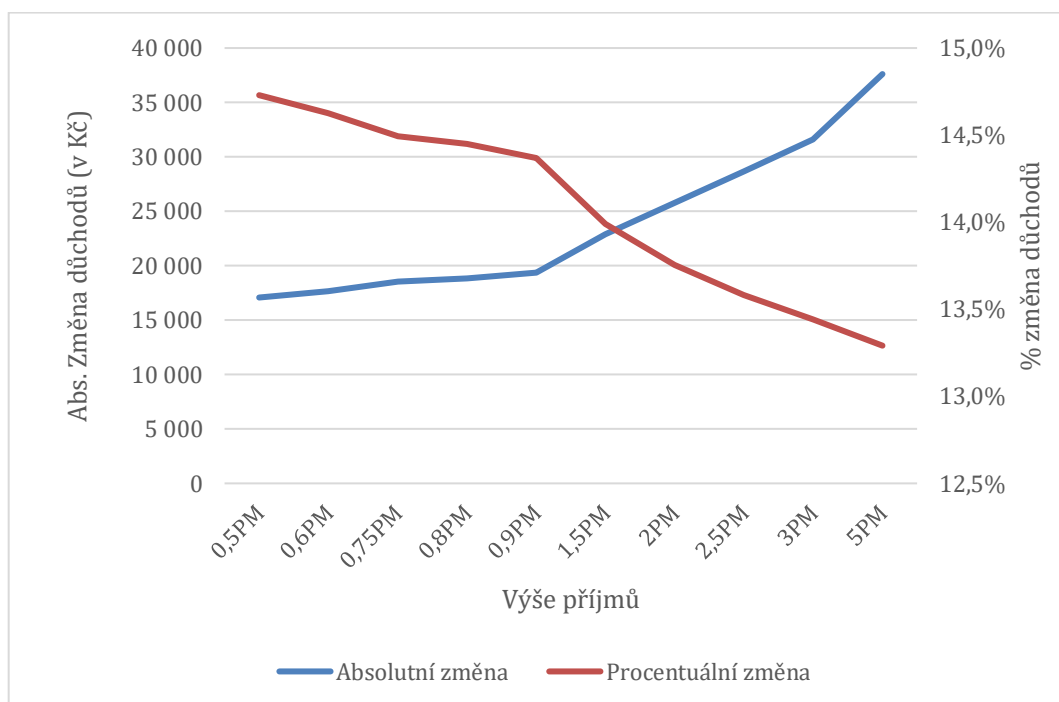
V poslední části analýzy jsem se zaměřil na změny, které přinesla jednotlivým skupinám starobních důchodů zmíněná minireforma. Jak jsem již uvedl na začátku této práce, smyslem

minireformy systému starobních důchodů bylo přiblížit důchody osob, které měly za svůj produktivní věk menší příjmy, ze kterých byly odvozeny menší vyměřovací základy pro výpočet odvodů na sociální pojištění. Tyto výše odvodů ovlivní výši starobních důchodů, a to zejména v procentuální části důchodů. Ten, kdo do systému odvedl více si díky principu zásluhovosti, který tato část starobních důchodů upřednostňuje, zaslouží i vyšší starobní důchod v postproduktivním věku. Naopak těm, kteří do systému odvedli méně, ať už z jakýchkoli důvodů, náleží nižší starobní důchody. Současná vládní koalice se ale rozhodla, že zvýší starobní důchody všem, ale zamýšlela to udělat tak, aby zvýšení těch, co do systému odvedli v podobě pojištění méně, tedy těch chudších, bylo v poměru k těm bohatším větší. Jinými slovy, aby starobní důchody těch chudších rostly rychleji než starobní důchody těch bohatších osob pobírající tento důchod.

V následujících grafech bych chtěl tedy demonstrovat, zda byl cíl současné vládní koalice dosažen, a zda tedy starobní důchody těch chudších rostly rychleji než těch bohatších. Pro tyto účely jsem porovnal výše starobních důchodů za rok 2018 a rok 2019, tedy dvou let, mezi kterými se minireforma odehrála, a to porovnání absolutní a procentuální. Absolutní porovnání důchodů je v této práci chápáno jako rozdíl starobních důchodů mezi rokem 2019 a 2018, kde výsledek ukazuje nominální zvýšení starobních důchodů v rámci výše vyčleněných 10 skupin, a to za každou skupinu zvlášť. Druhé porovnání, tedy procentuální, zachycuje procentuální nárůst starobních důchodů mezi rokem 2018 a rokem 2019. V rámci procentuálního porovnání je cílem zjistit, jaký je rozdíl důchodů mezi těmito lety, a zda bude splněn předpoklad, že těm chudším porostou starobní důchody rychleji, tzn. procentuální rozdíl mezi důchody těch chudších bude větší.

Z prvního porovnání (absolutního) je zřejmé, že starobní důchody porostly o nominálně větší částku těch starobních důchodců, kteří měli během svého produktivního věku vyšší příjmy a z těchto příjmů odváděli vyšší odvody na sociální pojištění. V tomto případě vzrostly starobní důchody osobám, které měly příjem ve výši poloviny průměrné mzdy o 17.076 Kč za rok. Na druhou stranu starobní důchody těch nejbohatších, tedy těch, co měli příjem ve výši pěti násobku průměrné mzdy, vzrostl důchod s příchodem roku 2019 o 37.608 Kč za rok. Ovšem fakt, že starobní důchody těch bohatších vzrostly nominálně o větší částku než důchody těch chudších, není nijak překvapující, protože pořád je zde vliv procentuální části starobních důchodů, jejíž výše stoupá s výší odvodu, které osoba do systému odvedla, proto těch bohatším vzrostly důchody nominálně o větší částku.

Graf 5 – Absolutní a procentuální změna ve starobních důchodech 2018-2019



Zdroj: příloha 7, vlastní zpracování

U tohoto grafu je zřejmé, že trend křivky je klesající. Pro účely této analýzy to znamená, že starobní důchody těch chudších osob tento důchod pobírající procentuálně vzrostly mezi rokem 2018 a 2019 o větší díl, než je tomu u bohatších důchodců. Zatímco osobám, které vykazovaly příjem ve výši poloviny průměrné mzdy, vzrostl v roce 2019 starobní důchod o 14,73 %, osobám s příjmem rovnajícím se pěti násobku průměrné mzdy vzrost starobní důchod o 13,30 %. Čím to je? Primární změnou, kterou minireforma přinesla, je změna procenta průměrné mzdy, ze které je odvozena výše pevné části starobního důchodu, a to z 9 % na 10 %. Na tuto základní část má nárok každý, kdo splnil podmínky pro přiznání řádného starobního důchodu. Tato část se tedy zvedá každému stejně bez ohledu na výši v minulosti vykazovaných příjmů. Uvedu příklad. Pokud bude každému starobnímu důchodci přidáno 1.000 Kč, pro ty chudší starobní důchodce to bude znamenat markantnější nárůst než pro ty bohatší. Proto když se zvedne pevná část starobního důchodu, porostou důchody o procentuálně vyšší částku těm chudším než těm bohatším, tzn. chudším porostou důchody rychleji.

Vzhledem k tomu, že se starobní důchod vyplácí měsíčně, je pro starobní důchodce užitečnější znát, o kolik se jim průměrně zvedne starobní důchod v jednotlivém kalendářním měsíci, než o kolik se jim tento důchod zvedne v kalendářním roce. A právě tento údaj je zachycen v následující tabulce.

Tabulka 15 – Absolutní změna měsíčního starobního důchodu mezi rokem 2018 a 2019 (v Kč)

Skupina	0,5PM	0,6PM	0,75PM	0,8PM	0,9PM
Absolutní měsíční změna	1423	1471	1544	1568	1616
Skupina	1,5PM	2PM	2,5PM	3PM	5PM
Absolutní měsíční změna	1906	2147	2389	2631	3134

Zdroj: tabulka 9, vlastní zpracování

V tabulce lze vidět, že měsíční starobní důchod osoby, která vykazovala vyměřovací základ 0,5 průměrné mzdy se meziročně změnil o 1.423 Kč. Na druhou stranu starobnímu důchodci, který dosahoval vyměřovacího základu 5násobku průměrné mzdy se měsíční důchod zvýšil o 3.134 Kč.

V rámci této porovnávací analýzy lze tedy konstatovat, že důchodová minireforma byla úspěšná z pohledu vytyčeného cíle, protože starobní důchody těch chudších vzrostly procentuálně více než důchody těch bohatších, a tedy se k sobě přiblížily. Jinými slovy, došlo k určitému uzavírání nůžek v oblasti starobních důchodů.

Závěr

Hlavním cílem této práce bylo analyzovat redistribuční dopady minireformy systému starobních důchodů v České republice a posoudit, zda díky ní bylo dosaženo cílů, které si vytyčila současná vládní koalice. Základním cílem bylo změnit míru přerozdělení starobních důchodů. Nejdůležitější ze seznamu změn, které jsou uvedeny výše, a které měly zajistit růst důchodů, bylo zvýšení procenta z průměrné mzdy, ze které se odvíjí základní, nebo také pevná část starobního důchodu, která je uznána všem důchodcům, splňující podmínky pro přiznání řádného starobního důchodu, ve stejné výši. A to zvýšení tohoto procenta z dřívějších 9 % na současných 10 %. Touto změnou se Vláda ČR snažila zajistit rychlejší růst starobních důchodů těch chudších osob než růst důchodů těch bohatších, a tím k sobě přiblížit výše starobních důchodů těchto skupin osob.

Jestli byla tato minireforma úspěšná a opravdu se mohla zasloužit o zvýšení míry redistribuce, a tím i rovnosti rozdělení starobních důchodů, jsem se rozhodl zkoumat čtyřmi rozdílnými metodami. Mezi tyto metody patří asi nejznámější, a také nejpoužívanější metoda, Giniho koeficient, který je v této práci počítán dvojím způsobem, a to pomocí upraveného vzorce a pomocí aplikace Lorenzovy křivky, která je zároveň druhou metodou, pomocí které zkoumám redistribuční dopady minireformy. Dále je zde použit Robin Hood index, který ukáže, zda se díky minireformě musí přerozdělit od bohatším k chudším menší část starobních důchodů než před touto minireformou, aby byla došlo k nivelizaci neboli k rovnosti v rozdělení příjmů v rámci dané populace. Poslední je ta nejzákladnější, a to metoda míry nerovnosti.

Výsledky Giniho koeficientu se mírně liší podle toho, zda je k jeho výpočtu využita upravená rovnice, nebo Lorenzova křivka. Tento rozdíl ovšem činí v roce 2019 pouze 0,015292, proto jsem od tohoto rozdílu abstrahoval. Podstatné je, že v obou případech byl v letech 2015-2018 zaznamenáván stoupající trend, i když rychlost stoupání se meziročně lišila. Až v roce 2019 ovšem došlo k prvnímu poklesu tohoto koeficientu od roku 2015. Tento meziroční pokles v případě výpočtu hodnoty Giniho koeficientu pomocí upravené rovnice činil 0,002518. To tedy znamená, že došlo v roce 2019 k přiblížení hodnoty tohoto koeficientu k hodnotě nula, což znamená zvýšení míry redistribuce starobních důchodů od roku 2019. Lze tedy konstatovat, že mohlo být dosaženo vytyčených cílů minireformy, a to zvýšit míru rovnosti rozdělení důchodů.

Lorenzova křivka je spjatá s Giniho koeficientem tím, že slouží ke grafickému znázornění výsledných hodnot Giniho koeficientu pro jednotlivé skupiny starobních důchodců. U této metody došlo k analýze a následnému porovnání míry redistribuce v roce 2018 a 2019. Šlo o to určit, zda bude skutečná Lorenzova křivka v roce 2019 více inklinovat k ideální Lorenzové křivce, která představuje absolutně rovné rozdělení důchodů, oproti skutečné Lorenzové křivce v roce 2018. Výsledná skutečná Lorenzova křivka v roce 2019 byla opravdu méně vypouklá než ta v

roce 2018, tzn. více se přibližovala k ideální Lorenzovy křivce. To znamená, že v roce 2019 došlo ke zvýšení míry redistribuce starobních důchodů oproti roku 2018. Výsledek tedy napovídá tomu, že minireforma starobních důchodů mohla být úspěšná, protože zajistila větší přiblížení skutečné Lorenzovy křivky za rok 2019 k té ideální, oproti skutečné Lorenzovy křivky za rok 2018. I když tento posun nebyl tolik markantní a na sestaveném grafu je hůře vidět.

Co se týče výsledků Robin Hood indexu, opět se zde od roku 2015 do roku 2018 vyskytoval rostoucí trend, což tedy indikuje, že rozdělení starobních důchodů bylo čím dál méně rovné a vzdalovalo se od nivelizace. Ovšem v roce 2019 nastal pokles tohoto indexu, a to na hodnotu 13,40 % a došlo tak k prvnímu poklesu od roku 2015. Robin Hood index meziročně poklesl o 0,20 % a zaznamenal tak od roku 2015 druhou nejnižší hodnotu, kdy v roce 2015 dosáhl 13,35 %. 13,40 % znamená, že pokud bude od lidí s příjmy, které jsou vyšší než průměrné, přerozděleno 13,40 % z celkových příjmů k lidem s příjmy, které jsou nižší než průměrné, dojde k výše zmíněné nivelizaci. Opět lze tedy tvrdit, že minireforma, která začala platit od počátku roku 2019 mohla zapříčinit pokles Robin Hood indexu v témže roce a zvýšit rovnost rozdělení starobních důchodů.

U poslední metody, a to metody míry nerovnosti, došlo naopak v roce 2019 k prvnímu růstu hodnoty od roku 2015. Ovšem v tomto případě to opět značí, že mohla být minireforma úspěšná, protože čím více se výsledná hodnota blíží hodnotě 1, tím více se nejchudší skupina důchodců podílí na celkových příjmech. V roce 2018 výsledná hodnota činila 0,456966 na rozdíl od roku 2019 kdy byla rovna 0,462273. Zde je zřejmý nárůst výsledné hodnoty o 0,005307. Opět je tedy možné přiznat podíl minireformy na tomto navýšení rovnosti rozdělení starobních důchodů.

Na závěr této práce jsem se věnoval absolutnímu a procentuálnímu porovnání vývoje starobních důchodů mezi léty 2018 a 2019, abych zjistil, zda opravdu nastal rychlejší růst starobních důchodů těch chudších oproti těm bohatším. Jak se ukázalo díky absolutnímu porovnání, starobní důchody těch nejbohatších důchodců nominálně vzrostly o 37.608 Kč, zatímco u těch nejchudších o 17.076 Kč. Tento fakt je ale zapříčiněn tím, že ti nejbohatší do systému nejvíce odvedli, a proto jim bylo nominálně nejvíce přidáno. Ovšem výsledky procentuálního porovnání ukazují, že důchody těch nejchudších meziročně vzrostly o 14,73 %, zatímco těm nejbohatším vzrostly o 13,30 %. Je tedy zřejmé, že starobní důchody nejchudších důchodců rostly o 1,43 % rychleji než těch nejbohatších. Tudíž lze tvrdit, že minireforma byla úspěšná, co do cíle zajistit rychlejší růst důchodů těm chudším a zajistit tak přiblížení důchodů bohatších a chudších starobních důchodců.

Na závěr lze tedy shrnout, že minireformu systému starobních důchodů je možné považovat za úspěšnou, protože jednotlivé metody shodně dokazují zvýšení míry redistribuce, a tedy zvýšení

míry rovnosti rozdělení důchodů. Dále následné porovnání změn důchodů ukazuje, že ač důchody vzrostly bohatším důchodcům o nominálně vyšší částku, těm chudším rostly procentuálně rychleji.

Seznam zdrojů

Coufalová, K., 2012. Starobní důchod (Diplomová práce). Univerzita Karlova.

ČSSZ, 2018. Výpočet pojistného [WWW Document]. Čes. Správa Soc. Zabezpečení. URL <https://www.cssz.cz/cz/pojistne-na-socialni-zabezpeceni/vyse-a-platba-pojistneho/vypocet-pojistneho.htm>

ČSÚ, 2018. Jakého věku se pravděpodobně dožijeme [WWW Document]. Čes. Stat. Úř. URL <https://www.czso.cz/csu/xb/jakeho-veku-se-pravdepodobne-dozijeme-2016>

ČSÚ*, 2018. Průměrné mzdy - 4. čtvrtletí 2017 [WWW Document]. Čes. Stat. Úř. URL <https://www.czso.cz/csu/czso/cr/prumerne-mzdy-4-ctvrtleti-2017>

ČSÚ*, 2019. Časové řady základních ukazatelů statistiky práce - leden 2019 [WWW Document]. Čes. Stat. Úř. URL <https://www.czso.cz/csu/czso/casove-rady-zakladnich-ukazatelu-statistiky-prace>, Tab. 39, Tab. 40

ČSÚ*, 2019. Mzdy, náklady práce - časové řady [WWW Document]. Čes. Stat. Úř. URL https://www.czso.cz/csu/czso/pmz_cr, Tab. 1

ČSÚ*, 2019. Průměrné mzdy - 4. čtvrtletí 2018 [WWW Document]. Čes. Stat. Úř. URL <https://www.czso.cz/csu/czso/cr/prumerne-mzdy-4-ctvrtleti-2018>

Genčev, M., Musilová, D., Široký, J., 2018. Matematický model Giniho koeficientu a zhodnocení redistribuční funkce daňového systému České republiky. Polit. Ekon. 66, 732–750. <https://doi.org/10.18267/j.polek.1232>

Gergelová, L., 2015. Redistribuce v českém důchodovém systému. Vliv podmíněné úmrtnosti a formy ekonomické aktivity. (Bakalářská práce). Masarykova univerzita.

Godišová, K., 2013. Srovnání nerovností v příjmech v České republice (Bakalářská práce). Moravská vysoká škola Olomouc.

Halíř, J., 2018. Vývoj důchodového pojištění v České republice (Disertační práce). Masarykova univerzita.

Holásková, R., 2011. Návrh řešení důchodového zabezpečení v České republice (Bakalářská práce). Vysoké učení technické v Brně.

Hromková, Š., 2014. Analýza vývoje důchodového a penzijního systému v České republice od roku 1993 do současnosti (Diplomová práce). Vysoká škola ekonomická v Praze.

Klazar, S., 2011. Redistribuční dopady zdanění a důchodového systému a jejich reforem, Vyd. 1. ed. Wolters Kluwer Česká republika, Praha.

- Kloudová, D., 2014. Penzijní reforma v České republice (Bakalářská práce). Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Ekonomická fakulta.
- Krebs, V., 2010. Sociální politika, 5. přeprac. a aktual. vyd. ed. Wolters Kluwer ČR, Praha.
- Lipková, K., 2015. Analýza starobního důchodu v České republice (Diplomová práce). Masarykova univerzita.
- MF, 2018a. Základní aspekty penzijního systému České republiky [WWW Document]. Minist. Financí ČR. URL <https://www.mfcr.cz/cs/soukromy-sektor/soukrome-penzijni-systemy/zakladni-informace>
- MF, 2018b. Základní ukazatele vývoje penzijního připojištění a doplňkového penzijního spoření [WWW Document]. Minist. Financí ČR. URL <https://www.mfcr.cz/cs/soukromy-sektor/soukrome-penzijni-systemy/iii-pilir-doplňkove-penzijni-sporeni-a-p/vyvoj-penzijniho-pripojisti/2018/zakladni-ukazatele-vyvoje-penzijniho-pri-33543>
- MPSV, 2018a. Základní ukazatele z oblasti práce a sociálního zabezpečení v ČR 2017. Základní ukazatele z oblasti práce a sociálního zabezpečení v ČR.
- MPSV, 2018b. Starobní důchody [WWW Document]. Minist. Práce Soc. Věcí. URL <https://www.mpsv.cz/cs/618>
- MPSV, 2018c. Co se mění v roce 2019? Novinky Ministerstvo práce a sociálních věcí [WWW Document]. Minist. Práce Soc. Věcí. URL <https://www.mpsv.cz/cs/>
- Nařízení vlády č. 338/2003 ze dne 22. září 2003 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2002
- Nařízení vlády č. 521/2004 ze dne 29. září 2004 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2003
- Nařízení vlády č. 414/2005 ze dne 29. září 2005 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2004
- Nařízení vlády č. 462/2006 ze dne 20. září 2006 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2005
- Nařízení vlády č. 257/2007 ze dne 24. září 2007 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2006
- Nařízení vlády č. 365/2008 ze dne 22. září 2008 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2007
- Nařízení vlády č. 339/2009 ze dne 16. září 2009 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2008
- Nařízení vlády č. 283/2010 ze dne 29. září 2010 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2009

Nařízení vlády č. 325/2016 ze dne 21. září 2016 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2015

Nařízení vlády č. 343/2017 ze dne 25. září 2017 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2016

Nařízení vlády č. 213/2018 ze dne 19. září 2018 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2017

Nováková, R., 2012. Analýza příjmů domácností (Diplomová práce). Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Ekonomická fakulta.

OECD, 2017. Pensions at a Glance 2017: OECD and G20 Indicators. OECD Pensions at a Glance. https://doi.org/10.1787/pension_glance-2017-en

Rudolfová, V., 2014. Historie vývoje důchodového systému v ČR. Důchodová Kom. URL <http://www.duchodova-komise.cz/>

Řežábková, P., 2011. Důchodový systém v ČR a jeho další perspektivy (Bakalářská práce). Vysoká škola ekonomická v Praze.

Samuelson, P.A., 2007. Ekonomie, 18. vydání. ed. Svoboda, Praha.

Švácha, J., 2013. Analýza redistribučního efektu systému důchodového pojištění v ČR v letech 2004 - 2010 (Diplomová práce). Vysoká škola ekonomická v Praze.

Švéda, K., 2014. Lineární versus progresivní sazba daně z příjmů fyzických osob (Bakalářská práce). Moravská vysoká škola Olomouc, o.p.s.

Traxler, J., 2012. Hrubý koncept důchodové reformy: Mezigenerační důchodový systém s individuálními důchodovými účty [WWW Document]. Finez.cz. URL <http://www.finez.cz/data/file/download/duchodovareformahrubykoncept.pdf>

Urban, L., 1994. Hospodářská politika, 1. vyd. ed. Victoria Publishing, Praha.

Ústavní soud, 2010. nálezem Ústavního soudu sp. zn. Pl. ÚS 8/07 [WWW Document]. USOUD.cz. URL <http://nalus.usoud.cz/Search/GetText.aspx?sz=pl-8-07>

Večerková, G., 2010. Lorenzova křivka (Bakalářská práce). Univerzita Palackého v Olomouci, Přírodovědecká fakulta.

Vláda ČR, 2018. Programové prohlášení vlády [WWW Document]. VLADA.cz. URL https://www.vlada.cz/cz/jed-nani-vlady/programove-prohlaseni-vlady-162319/#Socialni_politika_a_zamestnanost

Vyhláška č. 286/2011 ze dne 21. září 2011 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2010

Vyhláška č. 324/2012 ze dne 26. září 2012 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2011

Vyhláška č. 296/2013 ze dne 19. září 2013 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2012

Vyhláška č. 208/2014 ze dne 25. září 2014 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2013

Vyhláška č. 244/2015 ze dne 24. září 2015 o všeobecném vyměřovacím základu za rok 2014

Zákon č. 155/1995 Sb. o důchodovém pojištění. In: *Sbírka zákonů*. 30. 6. 1995. WEB: zakonyprolidi.cz

Zákon č. 586/1992 Sb., o daních z příjmů. In: *Sbírka zákonů*. 20. 11. 1992. ISBN 978-80-271-0766-7

Zákon č. 589/1992 Sb., o pojistném na sociální zabezpečení a příspěvku na státní politiku zaměstnanosti. In: *Sbírka zákonů*. 20. 11. 1992. ISBN 978-80-7488-279-1

Seznam grafů, tabulek a obrázků

Graf 1 – Rozdělení výdajů plynoucích z prvního pilíře důchodového systému v roce 2017	14
Graf 2 – Vývoj výpočtového základu v závislosti na změně redukčních hranic 2018 a 2019	25
Graf 3 – Vývoj účasti na doplňkovém penzijním spoření od roku 2013 do 3.Q. roku 2018.....	27
Graf 4 – Lorenzova křivka 2018 a 2019	41
Graf 5 – Absolutní a procentuální změna ve starobních důchodech 2018-2019	45
Tabulka 1 – Vývoj maximálního vyměřovacího základu pro zaměstnance a OSVČ 2004-2019 (v Kč)	17
Tabulka 2 – Sazby sociálního pojistného platné k 1. 1. 2019.....	18
Tabulka 3 – Počet povinně odpracovaných let	19
Tabulka 4 – Výše základní části starobního důchodu za roky 2018 a 2019 (v Kč)	20
Tabulka 5 – Nastavení redukčních pásem v roce 2018	24
Tabulka 6 – Nastavení redukčních pásem v roce 2019	24
Tabulka 7 – Průměrný měsíční příspěvek účastníka na doplňkové penzijní spoření 2013–3. Q. 2018 (v Kč).....	27
Tabulka 8 – Průměrné měsíční a roční mzdy zaměstnanců 1986-2018 (v Kč)	36
Tabulka 9 – Výše starobních důchodů 2015-2019 pro modelové skupiny důchodců (v Kč).....	37
Tabulka 10 – Hodnoty Giniho koeficientu 2015-2019	38
Tabulka 11 – Hodnoty Giniho koeficientu 2015-2019	39
Tabulka 12 – Hodnoty Giniho koeficientu pro sestavení Lorenzovy křivky 2018 a 2019.....	40
Tabulka 13 - Hodnoty Robin Hood indexu 2015-2019 (v %)	42
Tabulka 14 – Hodnoty míry nerovnosti 2015-2019.....	43
Tabulka 15 – Absolutní změna měsíčního starobního důchodu mezi rokem 2018 a 2019 (v Kč)	46
Obrázek 1 – Lorenzova křivka	31
Obrázek 2 – Lorenzova křivka-absolutně nerovnoměrné rozdělení příjmů a absolutně rovnoměrné rozdělení důchodů	31

Přílohy

Příloha 1 – Data k sestavení Lorenzovy křivky 2018 a 2019

	2018 (v Kč)	2019 (v Kč)	POPULACE	%PŘÍJEM2018	%PŘÍJEM2019
0,5PM	115932	133008	0,1	0,06782267	0,068304226
0,6PM	120696	138348	0,2	0,07060971	0,071046502
0,75PM	127824	146352	0,3	0,07477974	0,075156834
0,8PM	130212	149028	0,4	0,07617677	0,076531052
0,9PM	134964	154356	0,5	0,07895679	0,079267165
1,5PM	163512	186384	0,6	0,09565797	0,095714655
2PM	187296	213060	0,7	0,10957212	0,109413708
2,5PM	211080	239748	0,8	0,12348626	0,123118922
3PM	234864	266436	0,9	0,13740040	0,136824137
5PM	282960	320568	1	0,16553758	0,164622798
SOUČET	1709340	1947288			

Zdroj: tabulka 9, vlastní výpočty

Příloha 2 – Matice pro výpočet rozdílů mezi skupinami v příloze 3 (v Kč)

	0,5PM	0,6PM	0,75PM	0,8PM	0,9PM	1,5PM	2PM	2,5PM	3PM	5PM
0,5PM	0	4764	11892	14280	19032	47580	71364	95148	118932	167028
0,6PM	4764	0	7128	9516	14268	42816	66600	90384	114168	162264
0,75PM	11892	7128	0	2388	7140	35688	59472	83256	107040	155136
0,8PM	14280	9516	2388	0	4752	33300	57084	80868	104652	152748
0,9PM	19032	14268	7140	4752	0	28548	52332	76116	99900	147996
1,5PM	47580	42816	35688	33300	28548	0	23784	47568	71352	119448
2PM	71364	66600	59472	57084	52332	23784	0	23784	47568	95664
2,5PM	95148	90384	83256	80868	76116	47568	23784	0	23784	71880
3PM	118932	114168	107040	104652	99900	71352	47568	23784	0	48096
5PM	167028	162264	155136	152748	147996	119448	95664	71880	48096	0

Zdroj: tabulka 9, výpočty vlastní

Příloha 3 – Postup výpočtu Giniho koeficientu podle vzorce za rok 2018

Skupina	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Celkem
Starobní důchod (v Kč)	115932	120696	127824	130212	134964	163512	187296	211080	234864	282960	
Průměrný starobní důchod (v Kč)											170934
Σ rozdílů mezi skupinami (v Kč)											5837016
Počet skupin ²											100
Giniho koeficient											0,17074

Zdroj: tabulka 9,

Příloha 4 – Postup výpočtu Giniho koeficientu pomocí Lorenzovy křivky za rok 2018

Skupina	0,5PM	0,6PM	0,75PM	0,8PM	0,9PM	1,5PM	2PM	2,5PM	3PM	5PM	SOUČET
Starobní důchody (v Kč)	115932	120696	127824	130212	134964	163512	187296	211080	234864	282960	1709340
Kumulované rovnoměrné rozdělení starobních důchodů (v Kč)	170934	341868	512802	683736	854670	1025604	1196538	1367472	1538406	1709340	9401370
Kumulované skutečné rozdělení starobních důchodů (v Kč)	115932	236628	364452	494664	629628	793140	980436	1191516	1426380	1709340	7942116
Rozdíl (v Kč)	55002	105240	148350	189072	225042	232464	216102	175956	112026	0	1459254
Giniho koeficient											0,15522

Zdroj: tabulka 9, výpočty vlastní

Příloha 5 – Postup výpočtu Robin Hood indexu 2018

Skupina	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Součet
Starobní důchody (v Kč)	115932	120696	127824	130212	134964	163512	187296	211080	234864	282960	1709340
Podíl na Σ starobních důchodů (v %)	6,78	7,06	7,48	7,62	7,90	9,57	10,96	12,35	13,74	16,55	
Σ podílů s hodnotami 10% a více											53,60 %
Robin Hood index											13,60 %

Zdroj: tabulka 9, vlastní výpočty

Příloha 6 – Postup výpočtu míry nerovnosti 2018

Skupina	0,5PM	0,6PM	3PM	5PM	Celkem
Starobní důchody ve skupinách (v Kč)	115932	120696	234864	282960	
Kvintil	1.		5.		
Starobní důchody ve kvintilech (v Kč)	236628		517824		
Starobní důchody celkem (v Kč)					1709340
Míra nerovnosti					0,456966

Zdroj: tabulka 9, vlastní výpočty

Příloha 7 – Absolutní a procentuální rozdíl starobních důchodů mezi léty 2018 a 2019

	2018 (v Kč)	2019 (v Kč)	Absolutní změna (v Kč)	Procentuální změna
0,5PM	115932	133008	17076	14,73 %
0,6PM	120696	138348	17652	14,63 %
0,75PM	127824	146352	18528	14,50 %
0,8PM	130212	149028	18816	14,45 %
0,9PM	134964	154356	19392	14,37 %
1,5PM	163512	186384	22872	14,00 %
2PM	187296	213060	25764	13,76 %
2,5PM	211080	239748	28668	13,58 %
3PM	234864	266436	31572	13,44 %
5PM	282960	320568	37608	13,30 %

Zdroj: důchodová kalkulačka (MPSV), zpracování vlastní