

SIMULACE NÁHRADOVÉHO POMĚRU V ČR PO PROVEDENÍ PARAMETRICKÝCH ZMĚN NA BÁZI METODY MONTE CARLO

Zahálková Jana

ABSTRAKT

Příspěvek je věnován popisu a aplikaci metodologie predikce ukazatele náhradového poměru v podmínkách fondového a příspěvkově definovaného důchodového systému na bázi simulace Monte Carlo. Náhradový poměr je v rámci kombinované investiční strategie posuzován zvlášť pro muže a ženy. Dále je sledována velikost náhradového poměru v závislosti na výši příspěvkové sazby a délce účasti v systému. Výsledky jsou interpretovány a graficky znázorněny.

ABSTRACT

This paper is devoted to description and application of the replacement ratio prediction methodology using the Monte Carlo approach under the fully funded and defined contribution pension system conditions. The replacement ratio is viewed under the combined strategy separately for men and women. Then there is observed the replacement ratio in dependence on the level of the contributory rate and the length of the participation at the system. The simulation results are summarized and graphically illustrated.

ÚVOD

Smyslem a posláním důchodového systému je zajistit přiměřené hmotné zabezpečení ve stáří a to nejen ve smyslu ochrany starších lidí před chudobou, ale také zajištění možnosti zachovat si v přiměřeném rozsahu svou životní úroveň i po odchodu do důchodu. Přiměřenost výše důchodových příjmů je možné vyjádřit prostřednictvím náhradového poměru. Jeho obecné vyjádření znázorňuje rovnice (1).

důchodové příjmy

$$\text{Náhradový poměr} = \frac{\text{důchodové příjmy}}{\text{příjmy před odchodem do důchodu}} \quad (1)$$

Důchodový systém je v České republice založen na povinném průběžně financovaném pilíři¹, který je definován dávkově². Penzijní připojištění se státním příspěvkem má pouze okrajový charakter. Demografická situace charakterizovaná populačním stárnutím v důsledku stále se zvyšujícího věku dožití, snižující se

¹ Jedná se o metodu *průběžného financování* (PAYG – pay-as-you-go), kdy generace ekonomicky aktivních lidí platí příspěvky na sociální zabezpečení, ze kterých se vyplácejí důchody a dávky pro generaci současných penzistů. Nejsou vytvářeny úspory pro splácení budoucích důchodů, systém podléhá politickému riziku. Výhodou těchto systémů je účinnější obrana proti inflaci a oproti fondovým systémům se nemusí čekat na akumulaci úspor. Avšak všechny tyto výhody závisejí na příznivém ekonomickém a demografickém vývoji.

² *Dávkově definovaný* (defined benefit – DB) systém garantuje určitou výši penzijních dávek, většinou v závislosti na kombinaci faktorů jako je počet let, po které jedinec odváděl příspěvky do systému, výše příjmů jedince za určité období a výše tzv. aktuálního parametru, jenž bývá stanoven zákonem.

porodnosti, zlepšující se zdravotní péče apod. výrazným způsobem ohrožuje budoucí finanční udržitelnost průběžně financovaného důchodového systému (viz např. Bezděk (2000), MPSV (2005), Zahálková (2004)). Důchodový systém je již několik let v deficitu, který se má díky nepříznivé demografické situaci nadále zhoršovat.

Dané obtíže, do kterých se dostává průběžně financovaný důchodový systém v ČR, vyvolávají diskuzi o alternativních způsobech financování penzijních systémů. Jednou z alternativ je zavedení fondového³ příspěvkově definovaného systému⁴.

Cílem příspěvku je zjištění úrovně náhradového poměru pro muže a ženu po 35 letech účasti ve fondovém příspěvkově definovaném schématu pro kombinovanou investiční strategii a dále zjištění velikosti náhradového poměru v závislosti na výši příspěvkové sazby a délce účasti v systému.

1. MODELOVÁNÍ NAVRHOVANÉHO PENZIJNÍHO PLÁNU

V této části je představen pojistně-matematický stochastický model, který je vytvořen ke zkoumání možných variant důchodových příjmů členů navrhovaného fondového příspěvkově definovaného důchodového plánu.

V příspěvkově definovaném důchodovém plánu jsou vybrané příspěvky v průběhu akumulací fáze investovány. Byla zvolena kombinovaná investiční strategie, která je představována investováním 50% prostředků do akcií a 50% do státních dluhopisů. Veškeré naakumulované příspěvky jsou následně použity k výplatě doživotní anuity (důchodu).

Základní předpoklady vytvářeného schématu použité v simulaci jsou následující:

- vstupní věk je 25 let,
- důchodový věk je 60 let,
- příspěvková sazba je 28% z hrubých mezd,
- administrativní výdaje jsou 15% z úhrnu ročních příspěvků,
- příspěvky a investiční příjmy nejsou zdaňovány,
- použití reálných jednotek v této simulaci eliminuje potřebu zahrnovat úpravy o cenovou inflaci.

Konečným výsledkem simulace má být zjištění úrovně důchodových příjmů vyjádřených procentem z průměrné mzdy dosažené před odchodem do důchodu – jedná se tedy o průměrný hrubý náhradový poměr (blíže k vymezení náhradového poměru viz např. Holub, Pollnerová (2004), Zahálková (2006)), který vychází ze skutečných údajů o průměrných výdělcích v dané ekonomice a je vyjádřen následujícím vztahem

³ Základem *fondových systémů* (FF – fully funded) je vždy dlouhodobé spoření v době ekonomické aktivity jedince. Systém je plně vystaven riziku kapitálového trhu, které v sobě zahrnuje riziko fluktuace míry výnosnosti dosahované penzijními fondy (PF), riziko inflace a také riziko vyplývající z pohybu devizového kurzu, pokud jsou investice PF mezinárodně diverzifikovány. Naopak vůči demografickým a politickým rizikům jsou tyto systémy poměrně odolné.

⁴ Účastníci *příspěvkově definovaného* (defined contribution – DC) systému platí příspěvky dle stanovené příspěvkové sazby. Výše jejich budoucích penzí závisí mimo velikosti odvedených příspěvků také na míře výnosu z investování těchto úspor na kapitálovém trhu a na očekávané době dožití v okamžiku přiznání důchodu.

$$RR = \frac{P}{SAL_W}, \quad (2)$$

kde RR je náhradový poměr (replacement ratio), P je roční výše doživotně vypláceného důchodu, SAL_W je roční výše průměrné hrubé mzdy dosahované před odchodem do důchodu, W je počet let účasti v systému.

Doživotní důchod P je vyplácen z příspěvků naakumulovaných v průběhu příspěvkové periody po dobu W let. Matematicky je roční výše indexovaného důchodu P definována jako

$$P = \frac{A_W}{\ddot{a}_x}, \quad (3)$$

kde A_W jsou celkové naakumulované prostředky po W letech účasti v penzijním plánu před odchodem do důchodu, \ddot{a}_x je pojistně-matematická současná hodnota doživotního důchodu ve výši 1 Kč vyplácená na začátku každého roku po odchodu do důchodu a je dána rovnicí (4).

$$\ddot{a}_x = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{{}_k p_x}{(1+d)^k}, \quad (4)$$

kde ${}_k p_x$ představuje pravděpodobnost, že se jedinec ve věku x dožije k let, d je diskontní sazba určená v konstantní výši 3% p.a.

Naakumulované příspěvky za W let jsou vyjádřeny následovně

$$A_W = CR \cdot (1-E) \cdot \left\{ \widetilde{SAL}_W + \sum_{t=1}^{W-1} \left[\prod_{u=t+1}^W (1+\tilde{r}_u) \right] \widetilde{SAL}_t \right\}, \quad (5)$$

kde CR je příspěvková sazba (contribution rate) vyjádřená jako procento roční hrubé mzdy, E jsou administrativní výdaje (expense) vyjádřené jako procento z příspěvků placených v roce t , \widetilde{SAL}_t je reálná roční hrubá mzda (salary) vyplácená na konci roku t , \tilde{r}_t je reálná míra investičního výnosu dosažená v roce t .

Úroveň mzdy v daném roce je dána vztahem (6).

$$\widetilde{SAL}_t = \widetilde{SAL}_{t-1} \cdot (1 + \tilde{s}_t), \quad (6)$$

kde \tilde{s}_t je roční tempo růstu průměrné reálné mzdy v roce t .

Roční tempo růstu reálných mezd \tilde{s}_t je determinováno tempem růstu produktivity práce (reprezentovaného reálným HDP) a zvyšováním mzdy v důsledku seniority (předpokládejme, že tento vliv přispívá k ročnímu růstu mzdy během celé pracovní kariéry konstantně o 1%). Tempo růstu průměrné reálné mzdy je tedy dáno následujícím vztahem

$$\tilde{s}_t = \tilde{g}_{t-1} + p, \quad (7)$$

kde \tilde{g}_{t-1} je tempo růstu reálného HDP v roce $t-1$, p představuje zvyšování mzdy v důsledku seniority (1 %).

Jednoroční zpoždění tempa růstu reálného HDP v rovnici (7) znázorňuje situaci, kdy se změna produktivity práce v daném roce projeví na tempu růstu mzdy v roce následujícím.

V rovnici (7) je člen p konstantní, \tilde{g}_{t-1} se však vyvíjí v čase náhodně. K modelovému popisu jevů náhodně se měnících v čase se většinou používají stochastické (náhodné) procesy. Stochastické změny v tempu růstu reálného HDP jsou modelovány prostřednictvím náhodné proměnné $\tilde{\varepsilon}_1$, pro kterou platí vztah $\tilde{\varepsilon}_1 \sim N(0;1)$. Tempo růstu reálného HDP lze vyjádřit následovně

$$\tilde{g}_t = \exp(\mu_1 \cdot dt + \sigma_1 \cdot \tilde{\varepsilon}_1 \cdot \sqrt{dt}) - 1, \quad (8)$$

kde dt je časový interval, v daném případě $dt=1$, μ_1 je roční střední hodnota reálného tempa růstu HDP, σ_1 je roční směrodatná odchylka reálného tempa růstu HDP, $\tilde{\varepsilon}_1$ je náhodná proměnná z normovaného normálního rozložení.

Pro zjištění reálné míry investičního výnosu \tilde{r}_2 při investování do akcií je použit Wilkieho autoregresivní stochastický model (Wilkie, 1995) ve tvaru

$$\ln(1 + \tilde{r}_{2t}) = \mu_2 + \rho_2 [\ln(1 + \tilde{r}_{2,t-1}) - \mu_2] + \sigma_2 \sqrt{(1 - \rho_2^2)} \cdot \tilde{\varepsilon}_{2t}, \quad (9)$$

kde \tilde{r}_{2t} je reálný spojitý akciový výnos v roce t , μ_2 je roční střední hodnota $\ln(1 + r_{2t})$ získaná na základě historických hodnot, σ_2 je roční směrodatná odchylka $\ln(1 + r_{2t})$ získaná na základě historických hodnot, ρ_2 je korelační koeficient mezi $\ln(1 + r_{2t})$ a $\ln(1 + r_{2,t-1})$ získaný na základě historických hodnot, $\tilde{\varepsilon}_{2t}$ je náhodná proměnná z normovaného normálního rozložení.

Z rovnice (9) je patrné, že hodnota $\ln(1 + \tilde{r}_{2t})$ závisí na svých předcházejících hodnotách, na náhodné chybě stejně jako na její střední hodnotě, směrodatné odchylce a korelaci.

Obdobně je vyjádřena reálná míra investičního výnosu \tilde{r}_3 (viz rovnice (10)) při investování prostředků do státních dluhopisů.

$$\ln(1 + \tilde{r}_{3t}) = \mu_3 + \rho_3 [\ln(1 + \tilde{r}_{3,t-1}) - \mu_3] + \sigma_3 \sqrt{(1 - \rho_3^2)} \cdot \tilde{\varepsilon}_{3t} \quad (10)$$

kde \tilde{r}_{3t} je reálný spojitý výnos dluhopisů v roce t , μ_3 je roční střední hodnota $\ln(1 + r_{3t})$ získaná na základě historických hodnot, σ_3 je roční směrodatná odchylka $\ln(1 + r_{3t})$ získaná na základě historických hodnot, ρ_3 je korelační koeficient mezi $\ln(1 + r_{3t})$ a $\ln(1 + r_{3,t-1})$ získaný na základě historických hodnot, $\tilde{\varepsilon}_{3t}$ je náhodná proměnná z normovaného normálního rozložení.

1.1. METODA SIMULACE NÁHODNÝCH FAKTORŮ

Ukazatel A_w je determinován náhodnými ukazateli \tilde{g}_t , $\ln(1 + \tilde{r}_{2t})$ a $\ln(1 + \tilde{r}_{3t})$. Při jeho predikci je tedy nutné vzít v úvahu korelace mezi náhodnými faktory. Existuje-li statistická závislost mezi rezidui náhodných procesů jednotlivých ukazatelů, je jednou z možností provedení generování náhodného vektoru prvotních faktorů \tilde{z} podle Choleskeho algoritmu takto,

$$\vec{z} = e^{-T} \cdot P, \quad (11)$$

kde \vec{e} je vektor nezávislých proměnných z rozdělení $N(0;1)$, P je horní trojúhelníková matice odvozená z kovarianční matice C .

Vztah mezi touto maticí a kovarianční maticí je následující,

$$C = P^T \cdot P.$$

1.2. APLIKACE

V této části je pozornost blíže zaměřena na postup řešení, vymezení vstupních dat a odhad parametrů sloužících v daném modelu jako vstupní parametry simulace.

1.2.1. APLIKACE PŘÍSTUPU SIMULACE MONTE CARLO

Postup řešení probíhal v těchto krocích:

- volba vhodného modelu (díličního stochastického procesu) pro popis chování jednotlivých veličin v pojistně-matematickém modelu;
- odhad díličích parametrů historickým přístupem analýzou časových řad sloužících jako vstupní parametry simulace $(\mu_1, \sigma_1, \mu_2, \sigma_2, \rho_2, \mu_3, \sigma_3, \rho_3)$;
- výpočet kovarianční matice C a její rozklad dle Choleskeho algoritmu pro vyjádření horní trojúhelníkové matice P ;
- generování náhodných proměnných \tilde{z}_1 , \tilde{z}_2 a \tilde{z}_3 a za pomoci příslušného stochastického procesu pro 1000 scénářů predikce vývoje $\ln(1 + \tilde{r}_{2,t})$, $\ln(1 + \tilde{r}_{3,t})$ a \tilde{g}_t pro počet kroků simulace odpovídající délce účasti v systému;
- výpočet hodnot A_w a P pro jednotlivé scénáře pro danou investiční strategii;
- výpočet hrubého průměrného náhradového poměru (RR) pro jednotlivé scénáře pro příslušné percentily z množiny simulovaných vzestupně seřazených hodnot pro danou investiční strategii;
- propočty RR pro jednotlivé parametrické změny, shrnutí.

1.2.2. VSTRUPNÍ DATA A ODHAD PARAMETRŮ

Pro výpočet vztahu (4) byla potřebná data získána na základě úmrtnostních tabulek České republiky pro muže a ženy z roku 2005 (www.czso.cz). Důchodovému věku $x = 60$ let pro muže odpovídá pojistná současná hodnota ve výši $\ddot{a}_{60} = 13,6338$ ⁵. Pro ženy je tato hodnota ve výši $\ddot{a}_{60} = 15,9494$.

Veličiny uvedené v Tabulce 1 byly získány:

- na základě historických dat tempa růstu reálného HDP v letech 1996 – 2005 získaných z Českého statistického úřadu;

⁵ Tato částka znamená, že pokud by chtěl jedinec získávat důchod ve výši 1 Kč ročně od 60 let věku až do smrti, musí mít za svůj pracovní život nakumulováno 13,6338 Kč ve formě příspěvků očištěných od administrativních výdajů.

- na základě spojitého reálného investičního výnosu českých akcií, který byl zjištěn z průměrných ročních hodnot indexu PX na Burze cenných papírů Praha za období od roku 1994 do roku 2005⁶;
- na základě historických dat průměrných ročních reálných výnosů dluhopisů mezi lety 1993 – 2005.

HDP	Akcie	Státní dluhopisy
$\mu_1 = 0,0255$	$\mu_2 = 0,03262$	$\mu_3 = 0,017825$
$\sigma_1 = 0,0232$	$\sigma_2 = 0,32581^7$	$\sigma_3 = 0,018311^8$
	$\rho_2 = -0,17309$	$\rho_3 = 0,429402$

Tab. č. 1: Hodnoty odhadnutých parametrů

Ukazatel A_w je determinován náhodnými ukazateli \tilde{g}_t , $\ln(1 + \tilde{r}_{2,t})$ a $\ln(1 + \tilde{r}_{3,t})$. Při jeho predikci je tedy nutné vzít v úvahu korelace mezi náhodnými faktory. V rámci kombinované investiční strategie byla zjištěna korelační matice mezi hodnotami \tilde{g}_t , $\ln(1 + \tilde{r}_{2,t})$ a $\ln(1 + \tilde{r}_{3,t})$ v následujícím tvaru

$$\begin{pmatrix} 1 & 0,68105 & -0,52302 \\ 0,68105 & 1 & -0,0552 \\ -0,52302 & -0,0552 & 1 \end{pmatrix}.$$

Tyto vysoké hodnoty naznačují, že zde existuje statistická závislost mezi rezidui náhodných procesů jednotlivých ukazatelů. Je tedy nutné provést generování náhodných vektorů prvotních faktorů \tilde{z}_i pro $i = \{1,2,3\}$ dle Choleskeho algoritmu popsaného výše.

Vzorce (8), (9) a (10) je tedy nutné modifikovat na

$$\tilde{g}_t = \exp(\mu_1 \cdot dt + \sigma_1 \cdot \tilde{z}_{1t} \cdot \sqrt{dt}) - 1, \quad (12)$$

$$\ln(1 + \tilde{r}_{2,t}) = \mu_2 + \rho_2 [\ln(1 + \tilde{r}_{2,t-1}) - \mu_2] + \sigma_2 \sqrt{(1 - \rho_2^2)} \cdot \tilde{z}_{2t}, \quad (13)$$

$$\ln(1 + \tilde{r}_{3,t}) = \mu_3 + \rho_3 [\ln(1 + \tilde{r}_{3,t-1}) - \mu_3] + \sigma_3 \sqrt{(1 - \rho_3^2)} \cdot \tilde{z}_{3t}. \quad (14)$$

Po dosazení odhadnutých parametrů lze psát

$$\tilde{g}_t = \exp(0,0255 + 0,0232 \cdot \tilde{z}_{1t}) - 1,$$

$$\ln(1 + \tilde{r}_{2,t}) = 0,03262 - 0,17309[\ln(1 + \tilde{r}_{2,t-1}) - 0,03262] + 0,32581 \cdot \sqrt{1 - (-0,17309)^2} \cdot \tilde{z}_{2t},$$

$$\ln(1 + \tilde{r}_{3,t}) = 0,017825 + 0,4294[\ln(1 + \tilde{r}_{3,t-1}) - 0,017825] + 0,01831 \cdot \sqrt{1 - 0,4294^2} \cdot \tilde{z}_{3t}.$$

⁶ Byl zjištěn průměr hodnot $\ln\left(\frac{P_t}{P_{t-365}}\right)$, kde P_t je hodnota indexu PX v den t a P_{t-365} je hodnota indexu PX

před rokem.

⁷ Daná hodnota odráží volatilní povahu akciového výnosu v ČR.

⁸ Daná hodnota odráží stabilní povahu těchto instrumentů.

2. VÝSLEDKY SIMULACE

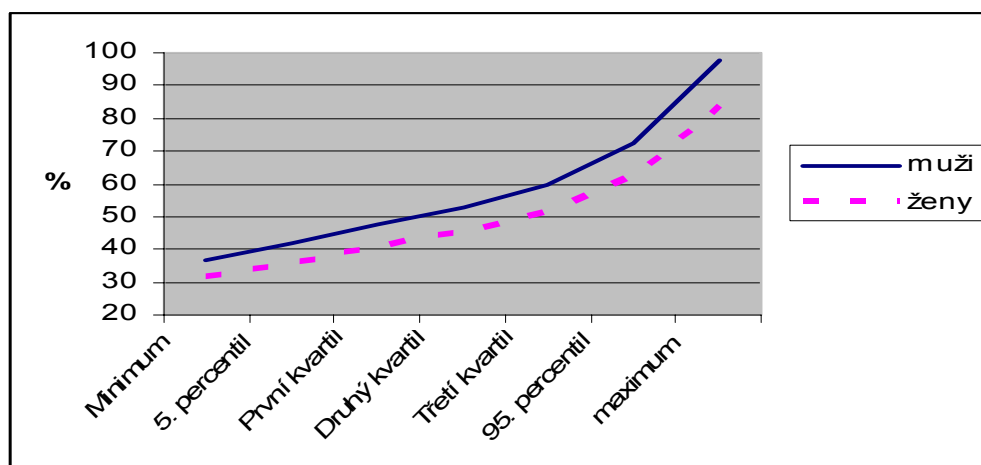
V této části jsou prezentovány výsledky simulací vycházející z použití stochastického pojistně-matematického modelu popsaného výše. Bylo vygenerováno 1000 scénářů možného vývoje tempa růstu reálného HDP, reálného akciového výnosu a reálných výnosů dluhopisů. Na základě těchto propočtů byly dále zjištěny hodnoty mezd pro jednotlivé kroky a doživotní důchodové dávky vyplácené z naakumulovaných příspěvků.

2.1. MUŽ VERSUS ŽENA

Hodnoty náhradových poměrů pro muže a ženy zjištěných na základě použití stochastického pojistně-matematického modelu pro kombinovanou investiční variantu jsou shrnuty v Tabulce 2, dále pak v Grafu 1.

(%)	muži	ženy
Střední hodnota RR	54,6	46,68
Směrodatná odchylka RR	9,79	8,37
Minimum	36,83	31,48
5. percentil	41,67	35,62
První kvartil	47,58	40,67
Druhý kvartil (medián)	53,05	45,35
Třetí kvartil	59,65	50,99
95. percentil	72,44	61,92
maximum	97,81	83,61

Tab. č.2: Velikost náhradového poměru RR (%) pro muže a ženy.



Graf č.1: Velikost náhradového poměru pro muže a ženy v jednotlivých percentilech

Výsledky v Tabulce 2 ukazují, že náhradový poměr u mužů je pro každý kvantil vyšší než náhradový poměr pro ženy. Mužům budou jejich předdůchodové příjmy nahrazeny s pravděpodobností 50 % ve výši 53,05 % (viz řádek pro medián v Tabulce 2). Ženám budou důchodové dávky pokrývat předdůchodové příjmy pouze z 45,35%, což je hodnota o téměř 8% nižší. Maximální možný dosahovaný náhradový poměr je u žen dokonce o 14% nižší než u mužů.

2.2. VLIV ZMĚNY PŘÍSPĚVKOVÉ SAZBY NA NÁHRADOVÝ POMĚR

V následujícím textu je již náhradový poměr zjišťován pouze pro muže. Hodnoty náhradových poměrů pro různé úrovně příspěvkové sazby zjištěných na základě použití stochastického pojistně-matematického modelu pro kombinovanou investiční strategii jsou shrnuty v Tabulce 3.

Příspěvková sazba	5%	10%	15%	20%	25%	28%	30%
Střední hodnota RR (%)	9,75	19,5	29,25	39	48,75	54,6	58,5
Směrodatná odchylka RR (%)	1,75	3,5	5,25	6,99	8,74	9,79	10,49
Minimum	6,58	13,15	19,73	26,31	32,88	36,83	39,46
5. percentil	7,44	14,88	22,32	29,77	37,21	41,67	44,65
První kvartil	8,5	16,99	25,49	33,98	42,48	47,58	50,97
Druhý kvartil (medián)	9,47	18,95	28,42	37,9	47,37	53,05	56,84
Třetí kvartil	10,65	21,3	31,95	42,61	53,26	59,65	63,91
95. percentil	12,94	25,87	38,81	51,74	64,68	72,44	77,61
maximum	17,47	34,93	52,4	69,86	87,33	97,81	104,79

Tab. č.3: Velikost náhradového poměru RR (%) pro různé úrovně příspěvkové sazby.

2.3. VLIV DÉLKY ÚČASTI V SYSTÉMU NA VELIKOST NÁHRADOVÉHO POMĚRU

Hodnoty náhradových poměrů pro různou délku účasti ve fondovém příspěvkově definovaném systému pro kombinovanou investiční strategii při velikosti příspěvkové sazby 28% jsou shrnuty v Tabulce 4.

Délka účasti v systému	5 let	10 let	15 let	20 let	25 let	30 let	35 let
Střední hodnota RR (%)	8,6	16,88	24,89	32,63	40,23	47,42	54,6
Směrodatná odchylka RR (%)	0,47	1,42	2,54	3,93	5,6	7,48	9,79
Minimum	7,42	13,47	17,96	24,53	28,59	30,5	36,83
5. percentil	7,9	14,79	21,5	26,91	32,31	37,41	41,67
První kvartil	8,26	15,92	22,99	29,71	36,26	41,97	47,58
Druhý kvartil (medián)	8,56	16,76	24,51	32,28	39,62	46,41	53,05
Třetí kvartil	8,89	17,71	26,49	34,98	43,24	52,07	59,65
95. percentil	9,42	19,27	29,45	39,48	49,97	61,04	72,44
maximum	10,56	23,46	34,5	50,03	72,07	94,36	97,81

Tab. č.4: Velikost náhradového poměru RR (%) pro různé doby účasti v důchodovém systému.

ZÁVĚR

V práci byla popsána a aplikována metodologie predikce ukazatele náhradového poměru v podmínkách plně fondového a příspěvkově definovaného důchodového systému v ČR pomocí simulace Monte Carlo.

Nejdříve byl definován pojistně-matematický stochastický model, byla popsána metodika odhadu stochastických veličin a simulace ukazatelů pomocí Choleskeho algoritmu. Vycházelo se ze tří náhodných proměnných $(\tilde{g}_t, \ln(1 + \tilde{r}_{2_t}), \ln(1 + \tilde{r}_{3_t}))$.

Na základě výše uvedeného byl proveden odhad náhradového poměru pro 25-letého muže a ženu, u nichž je předpoklad odchodu do důchodu po 35 letech účasti v plně fondovém systému, do něžž byly odváděny příspěvky ve výši 28% z hrubé mzdy. Zjištěný náhradový poměr u mužů byl téměř o 10% vyšší než u žen. S padesátiprocentní pravděpodobností by důchodové příjmy mužů dosahovaly 53,05 % předdůchodových příjmů. U žen by tato hodnota byla pouze ve výši 45,35%. Při porovnání se současným dávkově průběžně financovaným systémem, který v průměru poskytuje RR ve výši cca 40%, jsou tyto hodnoty vždy vyšší.

Následně byl ukázán vliv výše příspěvkové sazby a délky účasti ve fondovém příspěvkově definovaném důchodovém systému na velikost náhradového poměru. Ve srovnání se současným PAYG systémem je možné snižovat příspěvkovou sazbu téměř na 20%, abychom dosahovali stejné úrovně náhradového poměru u obou systémů. Z hlediska doby účasti by u fondového systému dostačovalo 25 let účasti pro dosažení stejné úrovně náhradového poměru, který poskytuje současný PAYG systém.

Bylo ukázáno, že v případě fondového příspěvkově definovaného systému by dosahované hodnoty náhradového poměru byly příznivější než hodnoty v současném průběžně financovaném a dávkově definovaném systému. Je však nutné zmínit, že v praktické rovině problematika zavedení příspěvkově definovaného fondového schématu zahrnuje širší aspekty – je nutné vzít v úvahu náklady přechodu, ochotu členů přejít na dané schéma a důvěru v systém, otázku provozovatele, případně státních garancí, apod.

LITERATURA

- [1] BEZDĚK, V. *Penzijní systémy obecně i v kontextu české ekonomiky (současný stav a potřeba reformy)*. Praha: ČNB, Sekce měnová, 2000.
- [2] BLAKE, D., CAIRNS, A., DOWD, K. *PensionMetrics II: Stochastic pension plan design During the Distribution Phase*. Insurance: Mathematics and Economics 33: 29-47, 2001.
- [3] BLAKE, D., CAIRNS, A., DOWD, K. *PensionMetrics: Stochastic pension plan design and value-at-risk during the accumulation phase*. Insurance: Mathematics and Economics 29: 187-215, 2001.
- [4] CIPRA, T.: *Matematika cenných papírů*. HZ Praha, Praha, 2000, ISBN 80-86009-35-1.
- [5] *Current and Prospective Pension Replacement Rates*, Brusel: The Social Protection Committee, 2004, http://www.eu.int/comm/employment_social/social_protection/docs/progress_2004_en.pdf.

- [6] DLUHOŠOVÁ, D. a kol. *Nové přístupy a finanční nástroje ve finančním rozhodování*. VŠB – TU Ostrava, Ostrava, 2004, ISBN 80-248-0669-X.
- [7] HOLUB, M., POLLNEROVÁ, Š.: *Relace důchodu ke mzdě*. Praha: VÚPSV, 2004.
- [8] HUŠEK, R., LAUBER, J. *Simulační modely*. SNTL – Nakladatelství technické literatury, Praha, 1987.
- [9] KHORASANEE, M., Z.: *Simulation of Investment Returns for a Money Purchase Fund*. Actuarial Research Paper No. 74, Department of Actuarial Science and Statistic, City University, London, 1995.
- [10] KIM, J., MALZ, A., M., MONA, J. *LongRun Technical Document*. Riskmetrics Group. J. P. Morgan, 1999.
- [11] KNOX, D.: *A Critique of Defined Contribution Using a Simulation Approach*. Research Paper No. 7, University of Melbourne: Centre of Actuarial Studies, Melbourne, 1993.
- [12] KUBÍČEK, J. *Fondový penzijní systém v konvergující ekonomice*. In *Finance a úvěr*, 54, č. 11-12, 2004.
- [13] MERCER, M., W.: *Analýza důchodových reforem z hlediska české důchodové reformy*. VÚPSV, 2001.
- [14] MUN, J.: *Real Options Analysis: tools and techniques for valuing Strategic Investments and decisions*. 1st Edition, New Jersey: John Willey and Sons, 2002. 386 s. ISBN 0-471-25696-X.
- [15] MPSV. *Pojistně matematická zpráva o sociálním pojištění 2004*. http://www.mpsv.cz/files/clanky/1357/zprava_2004.pdf.
- [16] MPSV: *Národní strategická zpráva o přiměřených a udržitelných důchodech 2005*, http://www.mpsv.cz/files/clanky/1450/CZ_nsrp_cz.pdf.
- [17] *Replacement Ratio Study. A Measurement Tool for Retirement Planning*. Chicago: Aon Consulting, 2004, http://www.aon.com/about/publications/pdf/issues/rs_2004_06_replacement_ratio_study_674.pdf
- [18] STEUERLE, E., SPIRO, Ch., CARASSO, A.: *Measuring Replacement Rates at Retirement. Straight Talk on Social Security and Retirement Policy*, Urban Institute, 2000a, No.24.
- [19] STEUERLE, E., SPIRO, Ch.: *Do Replacement Rates Suggest a Trade-off? Straight Talk on Social Security and Retirement Policy*, Urban Institute , 2000c, No.26.
- [20] STEUERLE, E., SPIRO, Ch.: *What Happens to Replacement Rates over the Course of Retirement? Straight Talk on Social Security and Retirement Policy*. Urban Institute, 2000b, No.25.
- [21] TEKSÖZ, A., T., SAYAN, S.: *Simulation of Risks and Benefits from a Private Pension Scheme for Turkey*. Bilkent University, Ankara, 2001.
- [22] WHITEFORD, P.: *The Use of Replacement Rates in International Comparison of Benefit System*. York: SPRC (Social Policy Research Centre), 1995, Discussion Paper No. 54.

- [23] WILKIE, A., D.: *More on a Stochastic Model for Actuarial Use*. British Actuarial Journal, 5, 777-945, 1995.
- [24] ZAHÁLKOVÁ, J.: *Finanční (ne)udržitelnost systému starobních důchodů v ČR*. In Sborník abstraktů z konference studentů doktorského studia MendelNET 2004. Brno: KONVOJ, s. r. o, 2004. ISBN 80-7302-088-2.
- [25] ZAHÁLKOVÁ, J.: *Náhradový poměr*. In Sborník příspěvků VIII. ročníku mezinárodní konference MEKON 2006. VŠB – TU, Ostrava, 2006. ISBN 80-248-1013-1.
- [26] ZAHÁLKOVÁ, J.: *Simulace důchodových dávek z navrhovaného příspěvkově definovaného penzijního systému v ČR*. In Sborník příspěvků z 3. mezinárodní konference Řízení a modelování finanční rizik 2006. VŠB – TU, Ostrava, 2006. ISBN 80-248-1159-6.
- [27] ZAHÁLKOVÁ, J.: *Simulace náhradového poměru v podmínkách fondového příspěvkově definovaného důchodového systému v ČR pro jednotlivé investiční varianty na bázi metody Monte Carlo*. In Sborník abstraktů příspěvků IX. ročníku mezinárodní konference MEKON 2007. VŠB – TU, Ostrava, 2007. ISBN 978-80-248-1324-0.
- [28] ZMĚŠKAL, Z. a kol.: *Finanční modely*. VŠB-TU, Ostrava, 2004, ISBN 80-86119-87-4.
- [29] <http://www.cssz.cz>
- [30] <http://www.mpsv.cz>
- [31] <http://www.czso.cz>
- [32] <http://www.duchodovareforma.cz>
- [33] <http://www.pensions-institute.org>

CONTACT

Ing. Jana Zahálková
Katedra financí - 154
Sokolská třída
701 21, Ostrava 1
Česká republika
Tel.: +420 59 699 2336
E-mail: jana.zahalkova.ekf@vsb.cz