

Ilgalaikis socialinio draudimo reformų poveikis socialinio draudimo biudžeto stabilumui

Straipsnyje analizuojamas antros pakopos kaupiamųjų pensijų fondų įdiegimo ir senatvės pensijos amžiaus ilginimo poveikis ilgalaikiam socialinio draudimo sistemos stabilumui.

Raktiniai žodžiai: socialinio draudimo senatvės pensijos, arma lygtys.

The paper analyzes the impacts of an increase in retirement age and second pillar pension funds on the financial stability of public pensions system.

Keywords: public retirement pensions, arma models.

JEL Classifications: H55/C22.

Įvadas

Siekdama išspręsti ilgalaikes socialinio draudimo finansavimo problemas Lietuvos Respublikos Vyriausybė priėmė du sprendimus: 2004 m. buvo įsteigti antros pakopos pensijų fondai, o 2012 m. buvo pradėtas didinti senatvės pensijos amžius. Šiame straipsnyje, taikant ekonometrinius laiko eilučių metodus, bandoma nustatyti šių sprendimų poveikį socialinio draudimo biudžeto stabilumui.

Šio straipsnio **tikslas**: įvertinti antros pakopos pensijų fondų įdiegimo ir senatvės pensijos amžiaus didinimo poveikį socialinio draudimo sistemos stabilumui pokriziniu laikotarpiu. Tyrimo **objektas** yra socialinio draudimo pajamų ir išlaidų

prognozavimas. Tyrimo **uždaviniai** yra: gavus prognozinis darbo užmokesčio, apdraustųjų skaičiaus, pensijų gavėjų skaičiaus bei kitų kintamųjų įverčius, keisti asmenų dalyvavimą antroje pakopoje ir senatvės pensijos amžių reprezentuojančias lygčių dedamąsias, ir stebėti prognozuojamų socialinio draudimo pajamų ir išlaidų pokyčius. Temos **aktualumą** galima pagrįsti dviem punktais. Pirma, viešajame diskurse neišnyksta ginčai, ar naudingas buvo Lietuvai esamos pensijų sistemos pakeitimas, suteikiant galimybę socialiniu draudimu apdraustiems asmenims dalį įmokų nukreipti į pensijų fondus ir ar verta buvo didinti senatvės pensijos amžių. Antra, šiuo metu nėra daug viešai prieinamų mokslinių studijų, kur

ekonometrinių modelių pagalba būtų prognozuojama socialinio draudimo sistemos raida. Ekonometrinis pensijų sistemos raidos modeliavimas turi vieną privalumą, lyginant su kitomis technikomis: prognoziniai įverčiai dažniausiai atkartoja praeityje užfiksuotas tendencijas. Nepaisant to, kad prognozinės paklaidos didėja, didėjant prognozės horizontui ir geriausiai tinka trumpo laikotarpio prognozėms gauti, šie metodai suteikia galimybę įvertinti sistemos atsparumą nuosmukiams, jeigu praeityje tokie periodai buvo užfiksuoti. Dauguma rodiklių buvo prognozuojami 2011 - 2026 m. laikotarpiui. Laikotarpio pasirinkimas yra susijęs su tuo, kad 2026 m. senatvės pensijos amžius vyrams ir moterims pasieks 65 m.

Nuo 2011 m. pasirodę moksliniai straipsniai socialinio draudimo tematika daugiausiai buvo retrospektyviniai, disponuojant visa prieinama statistine informacija įvertinantys tai kas jau įvyko (Bartkus, 2011; Škarnulis, Šiaulyš, 2011), vertinantys skirtingas finansavimo galimybes (Eirošius, 2011), vertinantys priimtus sprendimus dėl pensijos dydžio (Medaiskis, 2011) arba nagrinėjantys siaurus socialinio draudimo veiklos aspektus, susijusius su antros pakopos pensijų fondų funkcionavimu (Gudaitis, 2011; Liutvinavičius, Sakalauskas, 2011). Sprendimas didinti senatvės pensijų amžių buvo minimas, tačiau liko plačiau neanalizuotas A. Guogio ir A. Bitino (2011) straipsnyje, skirtame įmokų surinkimo klausimams. Plačiausiai šis klausimas buvo analizuotas mokslininkų grupės, kuriai vadovavo R. Lazutka tyrime (Lietuvos pensijų sistemos..., 2011). Tyrime teigiama, kad senatvės pensijos amžiaus didinimas turės teigiamą poveikį senatvės pensijų sistemos pajamoms. Atlikę prognozinis skaičiavimus tyrėjai nustatė, kad dėl šio sprendimo galima tikėtis turėti

nedidelį biudžeto perteklių iki 2025 m. Mokslinių vertinimų šiuo klausimu nėra daug, nes pats sprendimas yra naujas, o duomenų, kurių pagrindu būtų galima formuoti išvadas taip pat nėra. Šis straipsnis bandys užpildyti šią spragą.

Pajamų, skirtų senatvės pensijų finansavimui, prognozė

Socialinio draudimo pajamos buvo nustatytos naudojant prognozinis nominalaus darbo užmokesčio, apdraustųjų skaičiaus, gyventojų struktūros ir kitus duomenis. Atlikus ADF bei ERS testus¹ nustatyta, kad nusezonintas nominalus bruto darbo užmokestis yra antra eile integruotas procesas $W_t \sim I(2)$. Siekiant pašalinti nestacionarumą, kintamasis W_t buvo diferencijuotas du kartus ir taip apibrėžtas naujas kintamasis, darbo užmokesčio pokyčio pirma skirtuminė forma $w_t = \Delta^2 W_t$. Ieškant geriausios ARMA reprezentacijos $\{w_t\}$ buvo išanalizuotos autokoreliacijos ir dalinės autokoreliacijos funkcijos. Paskutinė reikšminga autokoreliacijos funkcija buvo $\hat{\rho}(\overline{7})$, o paskutinė reikšminga dalinės autokoreliacijos funkcija buvo $\hat{\phi}_{16}$. Siekiant išvengti pernelyg didelio laisvės laipsnių praradimo buvo sudarytas AR(12) modelis ir palaipsniui šalinant nereikšmingus autoregresinius vėlavimus bei pridėdant slankiųjų vidurkių dėmenis buvo gauta (1) lygtis. Greta vėlavimų reikšmingumo, modelio pasirinkimo kriterijumi buvo naudojamas Akaike informacinis kriterijus (AIC). Modelio paklaidoms nėra būdinga autokoreliacija ir jos yra normaliai pasiskirstę (Jarque Bera testo reikšmė yra 0,4519, o p-reikšmė 0,7978, dėl ko negalima atmesti nulinės hipotezės, nes

paklaidos yra normaliai pasiskirstę). Taip pat buvo atsižvelgta į prognozės tikslumą (prognozinius įverčius lyginant su faktinėmis reikšmėmis), prognozinių įverčių konvergavimą link proceso vidurkio ir kitus techninius aspektus. Atlikus visas procedūras buvo apsisota ties (1) ARMA lygtimi prognoziniams įverčiams $\{\hat{w}_{t+k}\}$ gauti (modelio AR dalis yra stabili, o MA dalis yra invertabili):

$$w_t = \alpha_1 w_{t-1} + \alpha_4 w_{t-4} + \alpha_9 w_{t-9} + \alpha_{10} w_{t-10} + \alpha_{11} w_{t-11} + \alpha_{12} w_{t-12} + \varepsilon_t + \beta_4 \varepsilon_{t-4} \quad (1)$$

(1) lygties parametų įverčiai ir standartinės paklaidos pateiktos 1 lentelėje.

Visi (1) lygties parametų įverčiai yra statistiškai reikšmingi, išskyrus $\hat{\alpha}_4$. Šis nereikšmingas vėlavimas prognozinėje lygtyje yra paliktas todėl, kad su juo yra gaunami tikslesni prognoziniai įverčiai (žr. į 2 lentelėje pateiktus prognozių tikslumo kriterijus).

1 paveikslo kairėje pusėje pateikiami faktiniai darbo užmokesčio pokyčių pirmi skirtumai ir naudojant (1) lygtį gauti jų įverčiai (prognozavimas imtyje). Dešinėje pusėje iki 2011 m. pateikiamas faktinis

1 lentelė

Darbo užmokesčio ARMA lygties įverčiai ir standartinės paklaidos

	ar1	ar4	ar9	ar10	ar11	ar12	ma4
Įverčiai	0,8403	-0,0748	0,1949	-0,4083	0,3401	-0,2207	-0,9895
St. paklaida	0,1097	0,0826	0,1089	0,1132	0,1200	0,1059	0,0807

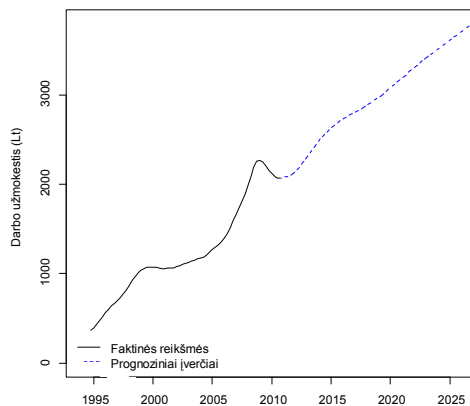
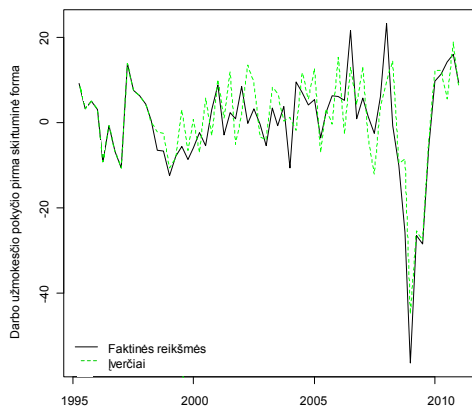
Šaltinis: autoriaus skaičiavimai, naudojant Statistikos departamento duomenis.

2 lentelė

Darbo užmokesčio ARMA lygties prognozių tikslumas

	ME	RMSE	MAE	MPE	MAPE	ACF1	Theil's U
Lygtis su ar4	0,1883	2,3358	2,1950	0,0088	0,1041	-0,6290	0,2454
Lygtis be ar4	1,8950	3,4545	2,8550	0,0896	0,1352	-0,4444	0,3642

Šaltinis: autoriaus skaičiavimai, naudojant Statistikos departamento duomenis.



1 pav. Nominalaus bruto darbo užmokesčio prognozės

Šaltinis: autoriaus skaičiavimai, naudojant Statistikos departamento duomenis.

darbo užmokestis, o nuo 2011 m. (1) lygties pagalba gautos darbo užmokesčio prognozės (prognozavimas už imties ribų).

Naudojant šiuos rezultatus atkurti nominalaus bruto darbo užmokesčio prognoziniai įverčiai pateikti 3 lentelėje. Nuo 1994 m. IV ketv. iki 2011 m. darbo užmokestis augdavo vidutiniškai 2,712 % per ketvirtį. Nuo 2011 m. iki 2026 m. galime prognozuoti 0,948 % ketvirtinį augimą. 2011 m. I ketv. prognozuojamas 2082,68 Lt, o 2026 m. IV ketv. 3769,80 Lt vidutinis nominalus bruto darbo užmokestis.

Apdraustųjų skaičiaus prognoziniai įverčiai yra gauti nustatant apdraustųjų dalį bendrame gyventojų skaičiuje. Toks pasirinkimas yra nulemtas to, kad apdraustųjų skaičius priklauso ne tik nuo makroekonominių veiksnių, bet ir nuo bendro gyventojų ir darbingo amžiaus asmenų skaičiaus. Jeigu makroekonominių veiksnių poveikis atsispindi apdraustųjų skaičiaus vėlavimuose, tai informacijos apie būsimas gyventojų skaičiaus

tendencijas apdraustųjų vėlavimuose nėra. Gyventojų skaičiaus prognozės yra gautos iš Eurostat vykdomo EUROPOP2010 tyrimo. Atlikus aukščiau minėtus vienetinių šaknų testus nustatyta, kad apdraustųjų dalies bendrame gyventojų skaičiuje logaritmas yra pirma eile integruotas procesas $\ln PROP_t \sim I(1)$. Kintamasis $\ln PROP_t$ buvo diferencijuotas vieną kartą ir apibrėžtas naujas kintamasis, apdraustųjų dalies bendrame gyventojų skaičiuje logaritmo pirmas skirtumas: $prop_t = \Delta \ln PROP_t$, kur $PROP_t = INS_t / POP_t$, INS_t – apdraustųjų, o POP_t – gyventojų skaičius. Modeliuojant apdraustųjų skaičių į ARMA lygtį buvo bandoma įtraukti fiktyvius kintamuosius, reprezentuojančius struktūrinius pokyčius, kurie galėjo turėti poveikį apdraustųjų skaičiui: 1995 m. socialinio draudimo reformą, Rusijos finansinę krizę, įstojimą į Europos Sąjungą, narystę Šengeno zonoje ir 2008 m. finansinę krizę. Įvertinus įvairias kintamųjų kombinacijas, proceso savybes iki ir po struktūrinio pokyčio bei

3 lentelė

Nominalaus bruto darbo užmokesčio prognoziniai įverčiai (Lt)

	I ketv.	II ketv.	III ketv.	IV ketv.
2011	2082,68	2094,54	2107,21	2115,11
2012	2130,03	2151,15	2179,95	2218,29
2013	2263,15	2310,65	2358,64	2405,41
2014	2447,97	2489,97	2528,03	2565,27
2015	2601,41	2635,29	2666,97	2695,99
2016	2721,89	2744,58	2765,83	2784,38
2017	2803,06	2821,02	2839,06	2857,68
2018	2876,63	2896,14	2916,35	2937,65
2019	2959,50	2983,13	3007,39	3033,07
2020	3059,69	3086,99	3114,96	3143,29
2021	3171,89	3200,44	3229,24	3257,57
2022	3285,98	3313,89	3341,45	3368,62
2023	3395,26	3421,50	3447,26	3472,74
2024	3497,75	3522,70	3547,29	3571,87
2025	3596,35	3620,80	3645,33	3669,92
2026	3694,67	3719,51	3744,62	3769,80

Šaltinis: autoriaus skaičiavimai, naudojant Statistikos departamento duomenis.

prognozines modelių galimybes nustatyta, kad net jei kai kurie fiktyvūs kintamieji, pvz., Rusijos finansinės krizės ar įstojo į ES ir būdavo statistiškai reikšmingi, tačiau jų įtraukimas nesumažindavo prognozių paklaidų. Statistiškai reikšmingas ir prognozines paklaidas sumažinęs fiktyvus kintamasis buvo 1995 m. socialinio draudimo reformos kintamasis *prehistory_t*, kuris visiems stebėjimams iki 1995 m. įgavo 1, o visiems stebėjimams nuo 1995 m. – 0 reikšmę. Kiti du statistiškai reikšmingi fiktyvūs kintamieji buvo skirti 2008 m. finansinės krizės įtraukimui į modelį. *crisis_t* įgavo 1 skaitinę reikšmę III ir IV 2008 m., bei I ir II 2009 m. ketvirčiams. Visiems kitiems stebėjimams šis kintamasis įgavo 0 reikšmę. *crisis_t* reprezentuoja pagrindinius išorinius šokus, ištikusius Lietuvos ekonomiką, pirmos krizės bangos metu, nuo 2008 m. rugsėjo iki 2009 m. vidurio, kol finansinės rinkos buvo itin neramos ir dauguma indeksų pasiekė žemiausias savo reikšmes. Kintamasis *instability_t* taip pat skirtas finansinės krizės įtraukimui į modelį, tačiau skirtingai nei *crisis_t*, jis apima šiek tiek platesnį laiko intervalą ir reprezentuoja neigiamus išorinius šokus, ištikusius Lietuvos ekonomiką nuo finansinės krizės užuomazgos, kai 2007 m. antroje pusėje prasidėjo spartus pasaulinių finansų indeksų smukimas iki sąlyginio stabilumo pradžios, kai didžioji dalis indeksų atgavo savo ilgo laikotarpio vertes, o tai įvyko tik 2010 m. pradžioje. Finansų rinkos ir toliau išliko nestabilios, tačiau pagrindine nestabilumo priežastimi tapo jau Eurozonos skolų krizė. *instability_t* įgavo 1 reikšmę visiems stebėjimams nuo 2007 m. III ketvirčio ir 0 – kitiems. Prognozuojant visos fiktyvių kintamųjų reikšmės buvo prilygintos 0, išskyrus pirmą *instability_t* kintamojo reikšmę, kuri buvo prilyginta 1 ir atstovavo besitęsiančius neramumus finansų

rinkose. Narystės Šengeno zonoje fiktyvus kintamasis tiesiogiai nėra įtrauktas, tačiau dėl to, kad Lietuva tapo Šengeno zonos nare prieš prasidedant finansinei krizei, šio kintamojo poveikį beveik pilnai dubliuoja *instability_t* kintamasis, kuris 1 reikšmę įgauna vieną ketvirtį prieš Lietuvai įstojant į Šengeno zoną ir išlaiko visu narystės metu.

ARMA reprezentacijos $\{prop_t\}$ pasirinkimas yra analogiškas ARMA reprezentacijos $\{w_t\}$ pasirinkimui, skyrėsi tik techniniai niuansai. Atlikus visas procedūras buvo apsisota ties (2) lygtimi prognoziams įverčiams $\{\widehat{prop}_{t+k}\}$ gauti:

$$prop_t = \delta + \alpha_1 prop_{t-1} + \alpha_4 prop_{t-4} + \alpha_5 prop_{t-5} + \alpha_{10} prop_{t-10} + \alpha_{11} prop_{t-11} + \varepsilon_t + \beta_4 \varepsilon_{t-4} + \gamma_1 prehistory_t + \gamma_2 crisis_t + \gamma_3 instability_t \quad (2)$$

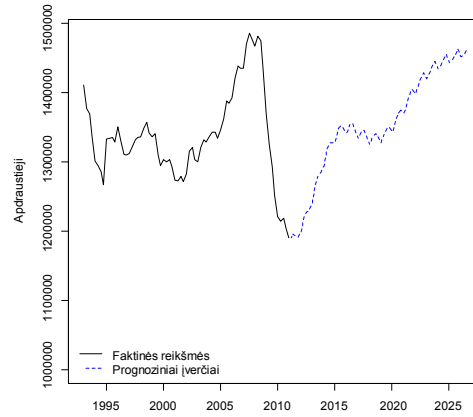
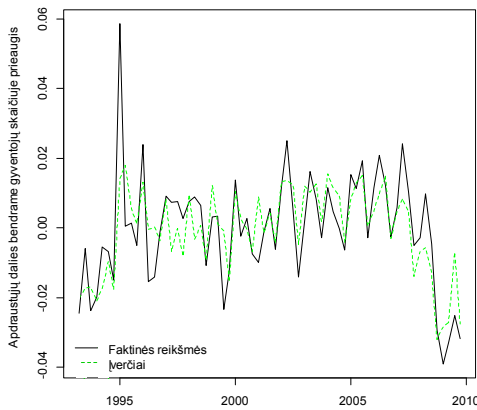
(2) lygties AR dalis yra stabili, o MA dalis yra invertabili, prognoziniai įverčiai konverguoja link proceso vidurkio, paklaidoms nėra būdinga autokoreliacija ir t. t. Šio modelio pagalba buvo gauti apdraustųjų dalies bendrame gyventojų skaičiuje logaritmo pirmų skirtumų prognoziniai įverčiai. Naudojant juos buvo nustatyta apdraustųjų dalis bendrame gyventojų skaičiuje. Visi koeficientai yra statistiškai reikšmingi su 95 % ar 90 % pasiklovimo lygmeniu, išskyrus $\hat{\gamma}_3$, kurio t statistika yra 1,5079, o tiksli pirmos rūšies klaidos tikimybė, tikrinant hipotezę, kad $H_0: \gamma_3 = 0$ yra 0,1370938. Šis kintamasis yra paliktas lygtyje, nes padeda stipriai sumažinti prognozes paklaidas. Kita vertus, subjektyviai vertinant, p reikšmė nėra labai didelė.

2 paveikslo kairėje pusėje pateikiami faktiniai apdraustųjų dalies bendrame gyventojų skaičiuje įverčiai (prognozavimas imtyje), o dešinėje pusėje pateikiamas faktinis apdraustųjų skaičius ir modelio

Apdraustųjų dalies bendrame gyventojų skaičiuje logaritmo ARMA lygties įverčiai ir standartinės paklaidos

	ar1	ar4	ar5	ar10	ar11
Įverčiai	0,2192	0,8276	-0,2719	-0,1237	-0,2355
St. paklaida	0,1175	0,0664	0,1098	0,0463	0,0647
	ma4	konstanta	prehistory	crisis	instability
Įverčiai	-0,9122	0,0037	-0,0225	-0,0140	-0,0095
St. paklaida	0.1403	0.0008	0.0059	0.0079	0.0063

Šaltinis: autoriaus skaičiavimai, naudojant VSDF valdybos, Statistikos departamento ir Eurostat duomenis.



2 pav. Apdraustųjų dalies bendrame gyventojų skaičiuje (kairėje pusėje) ir apdraustųjų skaičiaus prognozės (dešinėje pusėje)

Šaltinis: autoriaus skaičiavimai, naudojant VSDF valdybos, Statistikos departamento ir Eurostat duomenis.

pagalba gautos apdraustųjų skaičiaus prognozės iki 2026 m. pabaigos (prognozavimas už imties ribų). Apdraustųjų skaičiaus prognoziniai įverčiai $\{\widehat{INS}_{t+k}\}$ yra nustatomi naudojant prognozinis apdraustųjų dalies gyventojų skaičiuje įverčius $\{\widehat{PROP}_{t+k}\}$ ir prognozinis EUROPOP2010 gyventojų skaičiaus duomenis $\{POP_{t+k}\}$:
$$\widehat{INS}_{t+k} = \widehat{PROP}_{t+k} \cdot POP_{t+k}.$$

Pagrindiniu kriterijumi, įvertinant abiejų modelių prognozių tikslumą, galima naudoti Theilio U statistiką, kuri darbo užmokesčio modeliui yra 0,2454 (2 lentelė), o apdraustųjų modeliui yra 0,2972 (5 lentelė). Jeigu ši statistika būtų didesnė už 1,

tai reikštų, kad modelio pagalba gautos prognozės yra prastesnės už naivias². Jeigu ši statistika yra mažesnė už 1, modelio pagalba gautos prognozės yra geresnės už naivias. Kuo U statistika yra arčiau nulio, tuo tikslesnes prognozes turime. Abejų modelių U statistikos yra mažesnės už 1 ir arčiau 0, o ne 1. Gautos prognozės yra tikslios, jų patikimumas yra aukštas. Prognozuojamas apdraustųjų skaičius pateikiamas 6 lentelėje.

Nors prognozuojant ir buvo atsižvelgta į gyventojų skaičiaus mažėjimą, kuris sutinkamas EUROPOP2010 prognozėse, tačiau tiesioginio apdraustųjų skaičiaus mažėjimo įverčiai nerodo. Priežastys kodėl

5 lentelė

Apdraustųjų ARMA lygties prognozių tikslumas

ME	RMSE	MAE	MPE	MAPE	ACF1	Theil's U
-18,3333	28,5248	21,0000	-1,6040	1,8268	-0,0375	0,2972

Šaltinis: autoriaus skaičiavimai, naudojant VSDF valdybos ir Eurostat skelbiamus duomenis.

6 lentelė

Prognoziniai apdraustųjų skaičiaus įverčiai (tūkst.)

	I ketv.	II ketv.	III ketv.	IV ketv.
2011	1189	1182	1193	1190
2012	1188	1196	1218	1224
2013	1227	1238	1265	1276
2014	1281	1290	1315	1324
2015	1324	1326	1345	1349
2016	1344	1337	1350	1351
2017	1342	1331	1341	1341
2018	1333	1322	1332	1337
2019	1333	1324	1336	1345
2020	1346	1340	1354	1367
2021	1372	1366	1380	1395
2022	1401	1394	1406	1419
2023	1425	1416	1425	1436
2024	1442	1431	1436	1446
2025	1452	1440	1442	1452
2026	1459	1448	1450	1460

Šaltinis: autoriaus skaičiavimai, naudojant VSDF valdybos, Statistikos departamento ir Eurostat duomenis.

apdraustųjų skaičius reikšmingai nemažės gali būti kelios. Pirma, Lietuvos ekonomiškai atsigaunant po finansinės krizės, apdraustųjų skaičius natūraliai augs. Antra, verta atkreipti dėmesį į tai, kad amžius, natūralus gyventojų skaičiaus kitimas ar natūralūs gyventojų struktūros pokyčiai nėra pagrindiniai veiksniai, nulemiantys apdraustųjų skaičių. Tiriamu laikotarpiu iki pat 2008 m. finansinės krizės apdraustųjų skaičiui buvo būdinga augimo tendencija, o gyventojų skaičius mažėjo arba reikšmingai nesikeitė. Apdraustųjų skaičius (gyventojų skaičiui stipriai nekintant) priklauso nuo darbo paklausos, kuriai poveikį turi pajamos, darbo sąnaudos, gamintojų ir vartotojų kainų indeksai, darbo

našumas, nedarbo išmokos pakeitimo norma, darbo dienos trukmė ir t. t. Trečia, svarbu atkreipti dėmesį į tai, kad prognozuojami gyventojų skaičiaus pokyčiai trumpais laikotarpiais bus tokie menki, kad gamybos apimčių reakcija į juos taip pat gali būti labai menka. Trūkstant darbo jėgos, prekių gamybai, gali iškilti dilema samdyti papildomą darbo jėgą ar didinti kainas. Kainų lygio didinimas, iššauktas darbo jėgos trūkumo, būtų nepageidaujamas, nes reikštų infliacijos tempo spartėjimą, aukštesnes palūkanas ir riziką neatitikti vieno iš Eurozonos kriterijų. Priėmus išlaidavimą ribojančias priemones (jas priimti skatins poreikis grąžinti skolas), infliacijos lūkesčiai bus nuosaiškūs, tad

susidūrus su darbo jėgos trūkumu atsiras juos atsveriantys aukštesnio užimtumo lūkesčiai.

Apibendrinant modeliavimo rezultatus galime teigti, kad Rusijos finansinė krizė ir įstojimas į ES neturėjo statistiškai reikšmingo poveikio socialinio draudimo sistemos raidai. Statistiškai reikšmingą poveikį socialinio draudimo sistemos raidai turėjo 1995 m. socialinio draudimo reforma, 2008 m. finansinė krizė ir galimai laisvas darbo jėgos judėjimas.

Prognozuojant socialinio draudimo pajamas, skirtas senatvės pensijoms finansuoti, reikia atsižvelgti į tai, kad už asmenis, kurie yra sudarę sutartis su antros pakopos pensijų fondais, pervedamos mažesnės įmokos. Antroje pakopoje dalyvaujančių apdraustųjų dalies prognoziniai įverčiai yra nustatyti naudojant atvirkštinį regresijos modelį, kuriame antroje pakopoje dalyvaujančių apdraustųjų dalis $PIPF_t$ priklauso nuo laiko t :

$$PIPF_t = \beta_1 + \beta_2 \frac{1}{\sqrt{t}} + e_t \quad (3)$$

Šios funkcinės formos pasirinkimą nulėmė tai, kad asmenų, dalyvaujančių antros pakopos pensijų fonduose dalis einant laikui augs, tačiau ji niekada neapims visos dirbančių asmenų visumos, t. y. einant laikui antros pakopos dalyvių skaičius artės prie tam tikros ilgo laikotarpio reikšmės. Atvirkštiniai modeliai kaip tik ir suteikia galimybę nustatyti ilgo laikotarpio reikšmę, prie kurios artėja kintamasis. Būtent ši atvirkštinio modelio funkcinė forma

buvo pasirinkta todėl, kad iš visų vertintų alternatyvų, šios funkcinės formos modelis turėjo aukščiausią F statistiką 97,87, kurios p reikšmė yra 0,00018 ir aukščiausią determinacijos koeficiento R^2 reikšmę 0,9514. Įvertinant lygtį nei viena mažiauasiųjų kvadratų metodo prielaida nebuvo pažeista. Iš interpretacijų įdomi nebent $\hat{\beta}_1$ interpretacija, parodanti, kad ilgo laikotarpio reikšmė, link kurios artėja apdraustųjų, dalyvaujančių pensijų fonduose dalis yra 0,74763, t. y. ilgu laikotarpiu galime tikėtis, kad pensijų fonduose dalyvaus trys ketvirtadaliai apdraustųjų.

Kaupimo dalyvių procentas nustatytas naudojant ne bendrą pensijų fondų dalyvių, bet pensijų fondų dalyvių skaičių, už kuriuos atitinkamą laikotarpį buvo priskaičiuotos įmokos į pensijų fondus, nes būtent už šiuos asmenis ir pervedama dalis socialinio draudimo įmokų į pensijų fondus. Vėliau, atliekant skaičiavimus, bendras antros pakopos dalyvių skaičius yra susietas su tais asmenimis už kuriuos yra pervedamos įmokos. Ši sąsaja būtina dėl to, kad reikia atsižvelgti į tai, kad asmuo, kuris nepervedinėjo įmokų vieną ar kelis laikotarpius, gali vėl pradėti pervedinėti įmokas sekančiais laikotarpiais. $PIPF_t$ prognoziniai įverčiai yra pateikti 8 lentelėje.

Socialinio draudimo senatvės pensijų sistemos pajamų prognozė, apjungianti aukščiau pateiktus prognozinis darbo užmokesčio, apdraustųjų skaičiaus ir dalyvavimo antroje pakopoje įverčius, yra gauta naudojant (4), (5) ir (6) lygtis:

7 lentelė

Antroje pakopoje dalyvaujančių apdraustųjų lygties įverčiai ir standartinės paklaidos

	laisvasis narys	1/sqrt(t)
Įverčiai	0,74763	-0,43440
St. paklaida	0,02672	0,04391

Šaltinis: autoriaus skaičiavimai, naudojant VSDF valdybos duomenis.

8 lentelė

Antroje pakopoje dalyvaujančių apdraustųjų dalies prognoziniai įverčiai

Metai	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Apdraustųjų dalis	0,59	0,60	0,61	0,62	0,62	0,63	0,63	0,64
Metai	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026
Apdraustųjų dalis	0,64	0,64	0,65	0,65	0,65	0,65	0,66	0,66

Šaltinis: autoriaus skaičiavimai, naudojant VSDF valdybos duomenis.

$$l.\widehat{rate}_{t+k} = 0.02 \cdot \widehat{PIPF}_{t+k} \quad (4)$$

$$e.\widehat{rate}_{t+k} = \widehat{rate} - l.\widehat{rate}_{t+k} \quad (5)$$

$$IN\widehat{C}_{t+k} = \overline{cw} \cdot \widehat{W}_{t+k} \cdot e.\widehat{rate}_{t+k} \cdot IN\widehat{S}_{t+k} \cdot 3 \quad (6)$$

Keletas komentarų yra reikalingi šių lygčių pristatymui. \overline{cw} yra darbo užmokesčio korekcijos koeficientas, parodantis kokią dalį vidutinio darbo užmokesčio gauna vidutinis apdraustasis. Korekcija yra būtina, nes darbo užmokesčio prognoziniai įverčiai yra nustatyti naudojant šalies darbo užmokesčio vidurkį, tuo tarpu apdraustųjų darbo užmokestis visada buvo mažesnis už šalies darbo užmokestį. Šio koeficiento nustatymui yra naudojami istoriniai duomenys, o surandamas jis yra taip: $\overline{cw} = E(\widehat{cw}_t)$.

$l.\widehat{rate}_{t+k}$ yra vieno apdraustojo, dėl dalyvavimo pensijų kaupime, sumažėjusi senatvės pensijos socialinio draudimo tarifo dalis. Ji atsiradusi dėl to, kad dalis apdraustųjų dalį, pensijų socialiniam draudimui skirtų, lėšų nukreipia į antros pakopos kaupiamuosius pensijų fondus. Laikomasi prielaidos, kad nagrinėjamu laikotarpiu pensijų fondų dalyviai galės nukreipti į juos 2 proc. punktus socialinio draudimo tarifo. $l.\widehat{rate}_{t+k}$ tiesiogiai priklauso nuo dalyvavimo antros pakopoje. $e.\widehat{rate}_{t+k}$ yra realus senatvės pensijoms finansuoti skiriamas tarifas, kuris yra nustatomas iš faktinio tarifo \widehat{rate} atimant dėl kaupimo sumažėjusią tarifo dalį $l.\widehat{rate}_{t+k}$. Faktinis senatvės pensijų tarifas, egzistavęs atskirais laikotarpiais yra nustatomas palyginant

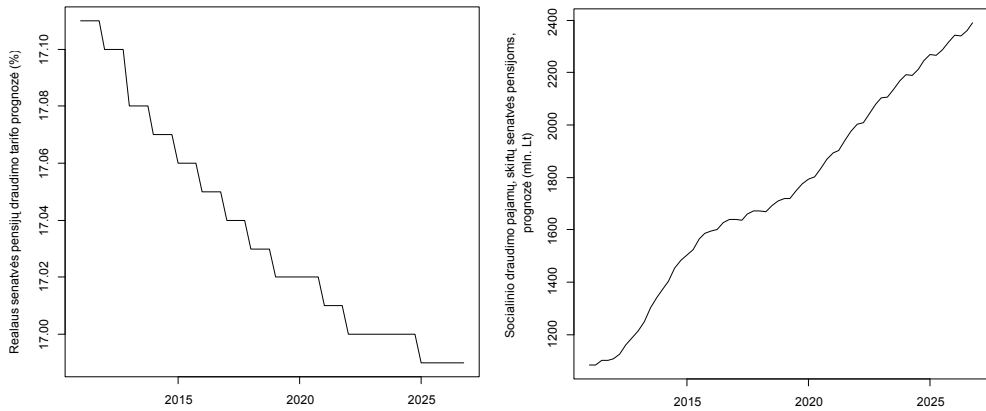
senatvės pensijų išlaidas $oape_t$ su visomis pensijų išlaidomis pe_t ir gautą santykį padauginant iš pensijoms skirtos tarifo dalies $\widehat{penrate}_t$: $\widehat{rate}_t = \widehat{penrate}_t \cdot oape_t / pe_t$. Skaičiavimams naudojama šio tarifo matematinė viltis (šiuo atveju vidurkis): $\widehat{rate} = E(\widehat{rate}_t)$. Naudojant istorinius duomenis nustatyta, kad $\widehat{rate} = 0,1830080$. Realus prognozuojamas tarifas $e.\widehat{rate}_{t+k}$ ir prognozuojamos socialinio draudimo pajamos, skirtos senatvės pensijų finansavimui yra pateiktos 3 paveiksle.

Pagrindinis pajamų augimo veiksnys prognozuojamu laikotarpiu yra augantis darbo užmokestis.

Išlaidų skirtų senatvės pensijoms prognozė

Tam, kad nustatyti socialinio draudimo išlaidas bus naudojamos istorinės senatvės pensijos pakeitimo normos, kurių vidurkis bus pritaikytas visiems į priekį prognozuojamiems laikotarpiais. Į antros pensijų pakopos dalyvių skaičių taip pat bus atsižvelgiama.

Siekiant nustatyti kokį poveikį biudžeto stabilumui turės sprendimas didinti senatvės pensijos amžių, būsimas pensijų gavėjų skaičius iš pradžių nustatytas prisilaikant prielaidos, kad senatvės pensijos amžius nebus didinamas ir bus vyrams – 62,5 m., o moterims – 60 m. Vėliau šios prielaidos bus atsisakyta. Vyrų nuo 60 iki



3 pav. Realus senatvės pensijų draudimo tarifo prognozė, % (kairėje pusėje) ir socialinio draudimo pajamų, skirtų senatvės pensijoms, prognozė, mln. Lt (dešinėje pusėje)

Šaltinis: autoriaus skaičiavimai, naudojant VSDF valdybos, Statistikos departamento ir Eurostat duomenis.

65 m. ir nuo 65 m. bei vyresnių skaičiumi (atitinkamai $\{popm60_{t+k}\}$ ir $\{popm65_{t+k}\}$), bei moterų nuo 60 iki 65 m. ir nuo 65 m. bei vyresnių skaičiumi (atitinkamai $\{popf60_{t+k}\}$ ir $\{popf65_{t+k}\}$) nustatyti yra naudojami EUROPOP2010 duomenys. Pensijų gavėjų dalis, atskirai pagal lytis, bendrame 60-64 ir 65 bei vyresnių asmenų skaičiuje buvo nustatyta naudojant (7), (8), (9) ir (10) ARMA lygtis:

$$\Delta mr60_t = \alpha_0 \Delta mr60_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta fr60_t = \varepsilon_t + \beta \varepsilon_{t-1} \quad (8)$$

$$\Delta mr65_t = \alpha_0 \Delta mr65_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta fr65_t = \alpha_0 \Delta fr65_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$mr60_t$ yra senatvės pensiją gaunančių vyrų, nuo 60 iki 65 m., dalis bendrame šio amžiaus kategorijos vyrų skaičiuje. $mr65_t$ yra 65 m. ir vyresnių, senatvės pensiją gaunančių vyrų dalis bendrame šio amžiaus kategorijos vyrų skaičiuje. $fr60_t$ yra senatvės pensiją gaunančių moterų, nuo 60 iki 65 m., dalis bendrame šio amžiaus kategorijos moterų skaičiuje. $fr65_t$ yra 65 m. ir vyresnių, senatvės pensiją gaunančių

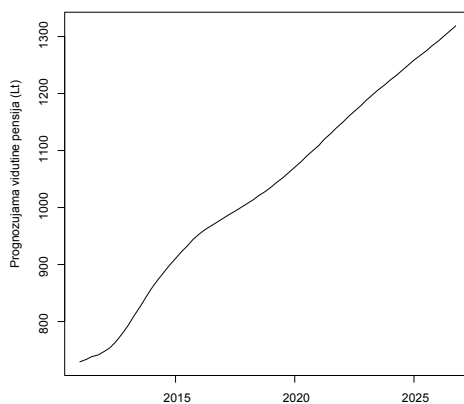
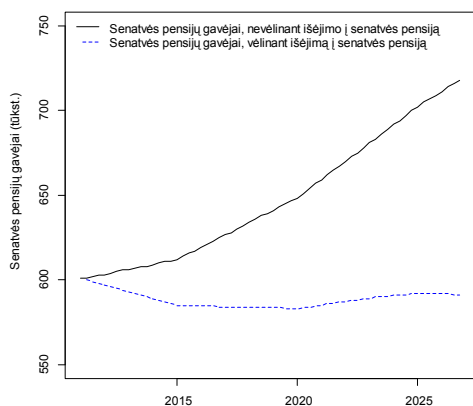
moterų dalis bendrame šios amžiaus kategorijos moterų skaičiuje. 2011 - 2060 m. vidutiniškai 40,02% vyrų ir 84,29% moterų, nuo 60 iki 65 m., ir vidutiniškai 90,27% vyrų bei 92,53% moterų, vyresnių už 65 m. būtų senatvės pensijų gavėjai, jeigu jų dalyvavimas socialiniame draudime niekuo nebūtų skyręsis nuo iki 2011 m. į senatvės pensiją išėjusių asmenų. Dėl po TSRS žlugimo sumažėjusio dalyvavimo socialiniame draudime, šių asmenų dalys yra mažinamos proporcingai atsižvelgiant į faktinį dalyvavimą, kuris buvo užfiksuotas po 1991 m. Skaičiavimuose naudojami ne prognoziniai įverčių vidurkiai, bet atskiriems laikotarpiams prognozuojamos skirtingos dalyvių dalys. Senatvės pensijų gavėjų skaičius nevelinant išėjimo į senatvės pensiją ir jį vėlinant pateiktas 4 paveikslė.

Bruto pakeitimo norma rr_t , parodanti, kokią dalį vidutinio nominalaus bruto darbo užmokesčio gauna senatvės pensijos gavėjas yra nustatyta naudojant nominalaus bruto darbo užmokesčio W_t ir senatvės pensijos duomenis BEN_t , nuo 1993 m. I iki 2008 m. IV ketvirčio. 2009 ir 2010 m.

duomenys, dėl didesniu tempu smukusio darbo užmokesčio, nei buvo sumažintos senatvės pensijos, į skaičiavimą nebuvo įtraukti. Šių metų pakeitimo normos neatskleidžia socialinio draudimo sistemos galimybių finansuoti senatvės pensijas ir yra iškreiptos. Pakeitimo normą apibrėžus $rr_t = BEN_t/W_t$, būsimų socialinio draudimo išlaidų skaičiavimams naudojama šios pakeitimo normos matematinė viltis (šiuo atveju vidurkis): $\bar{rr} = E(rr_t)$. Naudojant istorinius duomenis nustatyta, kad $\bar{rr} = 0,35$. Remiantis šia pakeitimo norma ir atliekant prognozinis skaičiavimus laikomasi prielaidos, kad vidutinis pensijos gavėjas gauna 0,35 vidutinio darbo užmokesčio senatvės pensiją. Ši pastovi pakeitimo norma yra naudojama visiems laikotarpiams nuo 2011 m. iki 2026 m. ir yra nekeičiama. Naudojant šią pakeitimo normą apskaičiuotos vidutinės pensijos yra pateiktos 4 paveiksle.

Motyvacija naudoti pastovią pakeitimo normą pensijų prognozavimui yra sekanti. Senatvės pensijos nuosekliai didėja augant darbo užmokesčiui. Naudojama tvari

pakeitimo norma, kuriai esant biudžetas praeityje nebūtų susidūręs su ilgalaikiais deficitais. Atskirais laikotarpiais ši norma buvo aukštesnė, atskirais – žemesnė, tačiau vidutiniškai ji buvo tokia. Aukštesnės pakeitimo normos palaikymas reikštų automatinį deficito atsiradimą, jeigu įmokų tarifas bus nekeičiamas arba apdraustųjų skaičius neišsaugų iki aukštesnės nei ilgo laikotarpio reikšmės. Jeigu vienu laikotarpiu ji bus stipriai padidinta, sekančiais laikotarpiais jos didinimas bus sustabdytas, siekiant išvengti deficito atsiradimo arba per didelių deficitų susiformavimo. Pensijas galima didinti pasirinktais laikotarpiais išlaikant tam tikrą vidutinę pakeitimo normą arba pastoviai palaikyti šią normą. Taip pat atliekant skaičiavimus buvo laikomasi prielaidos, kad socialinio draudimo sistemos administratorius yra racionalus ir pensijos nebus atstatytos iki 2008 m. rugsėjo mėn. lygio. Pensijų atstatymas į prieškrizinį lygį reikštų lėtesnį pensijų indeksavimą ateities laikotarpiais ir galutiniams rezultatams didelės įtakos neturėtų.



4 pav. Senatvės pensijų gavėjų prognozė (kairėje pusėje) ir vidutinės senatvės pensijos prognozė (dešinėje pusėje)

Šaltinis: autoriaus skaičiavimai, naudojant VSDF valdybos, Statistikos departamento ir Eurostat duomenis.

Jeigu senatvės pensijos amžius nebūtų vėlinamas, tikėtina, kad tiriamo laikotarpio pabaigoje, 2026 m. turėtume virš 710 tūkst. senatvės pensijų gavėjų. Vėlinant išėjimą į pensiją, tikėtina, kad 2026 m. turėtume virš 590 tūkst. senatvės pensijų gavėjų. Atitinkamai kistų ir finansinių įsipareigojimų apimtys.

Senatvės pensijų socialinio draudimo išlaidų \overline{EXP}_{t+k} prognozė yra gauta atsižvelgiant į sumažėjusį dalyvavimą socialiniame draudime ir sumažėjusius senatvės pensijų įsipareigojimus antros pakopos pensijų fondų dalyviams:

$$\overline{EXP}_{t+k} = [(\overline{popm60}_{t+k} \cdot \overline{mr60}_{t+k} + \overline{popf60}_{t+k} \cdot \overline{fr60}_{t+k} + \overline{popm65}_{t+k} \cdot \overline{mr65}_{t+k} + \overline{popf65}_{t+k} \cdot \overline{fr65}_{t+k}) \overline{W}_{t+k} \cdot \overline{rr} - \overline{REL}_{t+k}] \cdot 3 \quad (11)$$

$\{\overline{REL}_{t+k}\}$ yra pensijų fondų dalyvių dėl kaupimo sumažėjusios socialinio draudimo senatvės pensijų apimtys. Asmenys dalyvaujantys antroje pakopoje gaus proporcingai mažesnes socialinio draudimo pensijas, dėl dalies įmokų pervedimo į pensijų fondus. Skaičiavimuose į kaupimą atsižvelgta didinant dalyvių skaičių, vis didesnes jų sumokamų pajamų apimtis pervedant į antros pakopos pensijų fondus ir vis didesnei daliai naujų senatvės pensijų gavėjų, kurie dalyvauja antros pakopos pensijų fonduose, mažinant socialinio draudimo išmokas. Bendras prognozuojamas antros pakopos dalyvių skaičius $\{\overline{PF}_{t+k}\}$ yra nustatytas naudojant prognozinčius apdraustųjų skaičiaus įverčius $\{\overline{INS}_{t+k}\}$ ir antroje pakopoje dalyvujančių apdraustųjų dalies prognozinčius įverčius $\{\overline{PIP}_{t+k}\}$, t. y. $\overline{PF}_{t+k} = \overline{INS}_{t+k} \overline{PIP}_{t+k}$. Atliekant skaičiavimus laikomasi prielaidų, kad antros pakopos pensijų fondų dalyviai į senatvės pensiją išeina sulaukus nustatyto senatvės pensijos amžiaus, o nauji pensijų

fondų dalyviai ateina į jauniausių asmenų, kuriems yra iki 25 m., grupę. Kadangi modeliuojamos ne antros pakopos, o socialinio draudimo pensijos, tai ši prielaida neturėtų suprastinti rezultatų. Atliekant skaičiavimus pensijų fondų dalyviai buvo suskirstyti į devynias amžiaus, kas penkis metus, grupes taip, kad: $\overline{PF}_{t+k} = \sum_{i=1}^9 \overline{PF}_{i(t+k)}$. Į senatvės pensiją išeinančių antros pakopos dalyvių srautai yra nustatyti naudojant paskutinės amžiaus kategorijos dalyvių skaičių. Šią amžiaus kategoriją formuoja laikas, besikeičianti dalyvių proporcija ir tikėtina gyvenimo trukmė. Skaičiavime naudojama EUROPOP2010 nustatyta tikėtina gyvenimo trukmė. Antros pakopos pensijų fondų dalyvių sumažėjusios socialinio draudimo senatvės pensijų apimtys per ketvirtį yra nustatytos naudojant (12) lygtį:

$$\overline{REL}_{t+k} = \overline{lostp} \cdot \overline{cr} \cdot \overline{PF}_{t+k} \cdot \overline{W}_{t+k} \cdot \overline{rr} \cdot 3 \quad (12)$$

cr yra korekcijos veiksnys, kuris skirtas įtraukti į išmokų gavėjus ne tik tuos asmenis, kurie kiekvienu atskirai paimtu laikotarpiu pervedinėjo įmokas į pensijų fondus, bet ir tuos asmenis, kurie yra sudarę pensijų kaupimo sutartis, tačiau dėl tam tikrų priežasčių, atskirai paimtais laikotarpiais, įmokų nepervedinėjo. cr nustatytas kaip santykis tarp asmenų, kurie yra antros pakopos pensijų fondų dalyviai $pmem_t$ ir asmenų, už kuriuos buvo pervestos įmokos į antros pakopos pensijų fondų $amem_t$: $cr_t = pmem_t / amem_t$. Skaičiavimams naudojama šio santykio matematinė viltis (vidurkis): $\overline{cr} = E(cr_t)$. Sumažėjusi socialinio draudimo senatvės pensijos dalis \overline{lostp} nustatoma padalinant į pensijų fondus pervedamą socialinio draudimo tarifą iš senatvės pensijoms finansuoti skiriamo tarifo: $\overline{lostp} = 0.02 / \overline{ratē}$. Naudojant istorinius duomenis nustatyta, kad

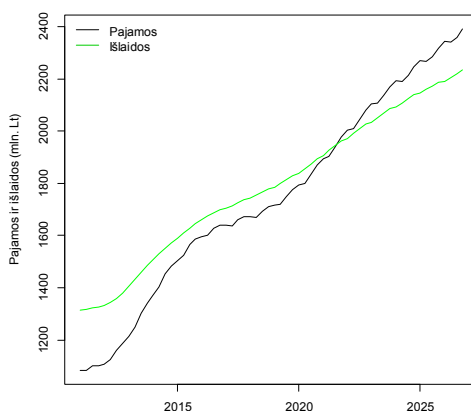
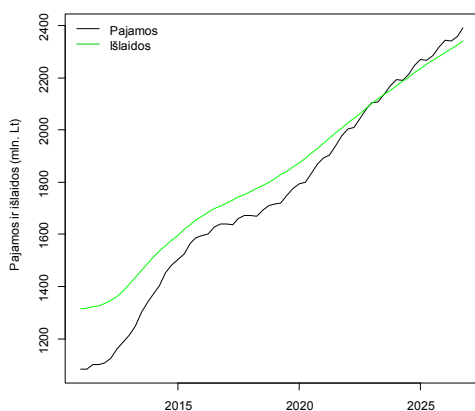
$\bar{c}r = 1,262581$, o $\overline{lostp} = 0,1092848$. Šie skaičiai atskleidžia, kad antros pakopos pensijų fondų dalyviai neteks beveik 11 % socialinio draudimo senatvės pensijos ir kiekvienu atskirai paimtu laikotarpiu yra vidutiniškai 26 % daugiau sudarytų sutarčių, nei asmenų, už kuriuos šios įmokos yra pervedamos. Socialinio draudimo išlaidos ir pajamos, neatsižvelgiant į tai, kad dalis apdraustųjų išėję į pensiją dalį išmokos gaus iš pensijų fondų ir atsižvelgiant į tai yra pateiktos 5 paveiksle.

Kas būtų, jeigu antros pakopos pensijų fondai nebūtų įsteigti arba sulaukė labai mažo dalyvių skaičiaus? Tikėtina, kad, dėl didėjančio vyresnio amžiaus asmenų skaičiaus, socialinio draudimo biudžetas, siekiant išlaikyti pastovias, iki 2008 m. lygio, pensijų gavėjų vartojimo galimybes, būtų nesubalansuotas ir deficitinis iki 2023 m. III ketvirčio. Dėl to, kad dalis asmenų pradės gauti išmokas iš antros pakopos pensijų fondų ir atitinkama apimtimi jiems bus sumažintos socialinio draudimo išmokos (dalį įmokų jie yra

pervedę į fondus), socialinio draudimo išlaidos ateityje mažės ir sistema pirmą kartą taps nedeficitine 2021 m. IV ketvirtį (tikėtina). Vėlesniais laikotarpiais, dėl didėjančios antros pakopos pensijų gavėjų dalies, perteklius sistemoje taip pat kaupsis greičiau. Apibendrinant galima pasakyti, kad ilgalaikėje perspektyvoje antros pakopos pensijų fondų įdiegimas sumažina socialinio draudimo sistemos išlaidas ir padidina finansinį stabilumą. Tai tampa ypatingai naudinga Lietuvai esamoje situacijoje, kai norima išlaikyti nemažėjančias pensijų gavėjų vartojimo galimybes ir grąžinti sistemoje dėl finansinės krizės susikaupusias skolas.

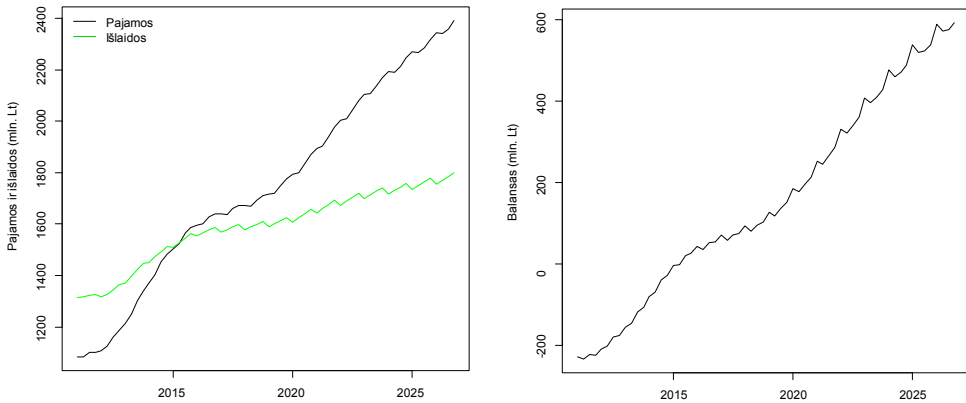
Kaip pasikeistų situacija, jeigu atsižvelgtume ir į senatvės pensijos amžiaus vėlinimą? Vėlinant pensijos amžių gauti prognoziniai pajamų ir išlaidų įverčiai bei socialinio draudimo balansas pateikti 6 paveiksle ir 9 lentelėje.

Vėlinant senatvės pensijos amžių, perteklius sistemoje pirmą kartą užfiksuojamas 2015 m. III ketvirtį. Naudojant faktinį 2010 m. skolų lygį ir prisilaikant



5 pav. Prognozuojamos senatvės pensijų socialinio draudimo pajamos ir išlaidos, neatsižvelgiant (kairėje pusėje) ir atsižvelgiant (dešinėje pusėje) į tai, kad dalis asmenų gaus išmokas iš pensijų fondų (mln. Lt), bet neatsižvelgiant į pensijos amžiaus vėlinimą

Šaltinis: autoriaus skaičiavimai, naudojant VSDF valdybos, Statistikos departamento ir Eurostat duomenis.



6 pav. Prognozuojamos senatvės pensijų socialinio draudimo pajamos ir išlaidos (kairėje pusėje), bei balansas (dešinėje pusėje), atsižvelgiant į tai, kad dalis asmenų gaus išmokas iš antros pakopos pensijų fondų ir į senatvės pensijos amžiaus vėlinimą (mln. Lt)

Šaltinis: autoriaus skaičiavimai, naudojant VSDF valdybos, Statistikos departamento ir Eurostat duomenis.

9 lentelė

Senatvės pensijų socialinio draudimo balansas (mln. Lt)

	I ketv.	II ketv.	III ketv.	IV ketv.
2011	-229	-234	-224	-225
2012	-210	-202	-181	-176
2013	-156	-146	-119	-107
2014	-81	-70	-41	-29
2015	-5	-3	20	26
2016	42	35	52	53
2017	70	58	71	73
2018	92	80	94	102
2019	127	118	136	151
2020	185	176	195	213
2021	251	243	264	285
2022	330	321	339	360
2023	407	395	409	428
2024	475	460	470	487
2025	537	518	523	539
2026	589	571	575	592

Šaltinis: autoriaus skaičiavimai, naudojant VSDF valdybos, Statistikos departamento ir Eurostat duomenis.

prielaidos, kad mokamos 6 % palūkanos, skolas būtų galima sugrąžinti iki 2024 m. ir tada pradėti kaupti rezervą. Pensijų gavėjų vartojimo galimybės visu tiriamu laikotarpiu išliktų pastovios. Pensijų

atstatymas į prieškrizinį laikotarpį, per tekliaus susiformavimą ir skolų sugrąžinimą nukeltų į vėlesnius laikotarpius. Finansinio stabilumo požiūriu tai būtų neigiamas sprendimas.

Visi skaičiavimai yra atlikti laikantis prielaidos, kad socialinio draudimo sistemoje jokių kitų pakeitimų nebus. Gauti skaičiai yra tik prognoziniai įverčiai, traktuoti juos reikėtų kaip orientacinius skaičius. Jokiu būdu neteigiama, kad būtent toks darbo užmokestis ar toks apdraustųjų skaičius bus. Skaičiavimams buvo naudotas statistinis paketas R.

Išvados

Prognozių modelių sudarymas atskleidė, kad (tikėtina):

1. Rusijos finansinė krizė ir įstojimas į ES neturėjo statistiškai reikšmingo poveikio ilgalaikiai socialinio draudimo sistemos raidai. Šių fiktyvių kintamųjų įtraukimas į lygtis prognozių paklaidų nesumažindavo.

2. Statistiškai reikšmingą poveikį ilgalaikiai socialinio draudimo sistemos raidai turėjo 1995 m. socialinio draudimo reforma, 2008 m. finansinė krizė ir galimai laisvas darbo jėgos judėjimas.

Išlaidų modeliavimas atskleidė, kad (tikėtina):

1. Ilgo laikotarpio reikšmė, link kurios artėja apdraustųjų, dalyvaujančių

antros pakopos pensijų fonduose dalis yra 0,74763.

2. Antros pakopos pensijų fondų dalyviai neteks beveik 11 % socialinio draudimo senatvės pensijos.

Antros pakopos ir pensijos amžiaus vėlinimo vertinimas atskleidė, kad (tikėtina):

1. Vėlinant išėjimą į pensiją, pensijų gavėjų skaičių iki 2026 m. pavyks sumažinti 120 tūkst. Atitinkamai kistų ir finansinių įsipareigojimų apimtys.

2. Ilgalaikėje perspektyvoje antros pakopos pensijų fondų įdiegimas sumažino socialinio draudimo sistemos išlaidas ir padidino sistemos finansinį stabilumą. Nesant pensijų fondų, sistema būtų nesubalansuota iki 2023 m. III ketvirčio, o jiems esant iki 2021 m. IV ketvirčio.

3. Vėlinant senatvės pensijos amžių, perteklius sistemoje pirmą kartą užfiksuojamas 2015 m. III ketvirtį.

4. Naudojant faktinį 2010 m. skolų lygį ir prisilaikant prielaidos, kad mokamos 6 % palūkanos, skolas būtų galima sugrąžinti iki 2024 m. ir pradėti kaupti rezervą.

5. Pensijų atstatymas į prieškrizinį laikotarpį, pertekliaus susiformavimą ir skolų sugrąžinimą nukeltų į vėlesnius laikotarpius. Finansinio stabilumo požiūriu tai neigiamas sprendimas.

Tyrimą finansavo Lietuvos mokslo taryba (sutarties Nr. SIN-05/2010).

Išnašos

¹ Kalbama apie išplėstinius Dickey-Fullerio bei Elliotto, Rothenbergo ir Stocko vienetinių šaknų testus.

² Naiviose prognozėse laikomasi prielaidos, kad vėliausi stebėjimai yra geriausios prognozės arba jų pagrindu galima suformuoti geriausias prognozes.

Literatūra

1. Bartkus, A. (2011). Antros pakopos kaupiamųjų pensijų fondų poveikis makroekonomikai // Taikomoji ekonomika: sisteminiai tyrimai. T. 5, Nr. 1, pp. 145-160.
2. Eirošius, Š. (2011). Socialinio draudimo pensijų finansavimo reformos galimybių analizė // Ekonomikos ir turto vertės pokyčiai: tendencijos ir valdymo priemonės: konferencijos, vykusios Vilniuje, Vilniaus universitete 2011 m. kovo 25 d., mokslo darbai, pp. 59-69.
3. Gudaitis, T. (2011). Investicijų valdymo modelių taikymas privačių antros pakopos pensijų fondų sistemoje. Verslas XXI amžiuje // 15-osios Lietuvos jaunųjų mokslininkų konferencijos „Mokslas – Lietuvos ateitis“ 2011 metų teminės konferencijos pranešimai. (Optinis diskas).
4. Guogis, A., Bitinas, A. (2011). Valstybinio socialinio draudimo fondo finansavimas: įmokų surinkimo problematika // Socialinis darbas. Nr. 3 (2), pp. 551-574.
5. Eurostat duomenys. Prieiga per internetą: <<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home>>, [žiūrėta 2012 10 21].
6. EUROPOP2010 tyrimo duomenys. Prieiga per internetą: <<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/population/data/database>>, [žiūrėta 2012 10 21].
7. Lietuvos pensijų sistemos vystymosi ilgalaikių tendencijų bei joje numatomų pokyčių įtakos Lietuvos viešųjų finansų tvarumui tyrimo ataskaita (2011). Tyrimą atliko mokslininkų grupė vadovaujama R. Lazutkos. Prieiga per internetą: <<http://www.socmin.lt/index.php?1606775163>>, [žiūrėta 2012 10 21].
8. Lietuvos Respublikos valstybinių socialinio draudimo pensijų įstatymas (Žin., 1994, Nr. 59-1153). Prieiga per internetą: <http://www3.lrs.lt/pls/inter3/dokpaieska.showdoc_l?p_id=415833>, [žiūrėta 2012 10 21].
9. Liutvinavičius, M., Sakalauskas, V. (2011). Veiksnių, turinčių įtakos kaupimo privačiuose pensijų fonduose efektyvumui, tyrimas // Socialinės technologijos. Nr. 1 (2), pp. 328-343.
10. Medaiskis, T. (2011). Ar teisėta recesijos metu mažinti socialinio draudimo pensijas? // Darbo rinka XXI amžiuje: lankstumo ir saugumo paieškos. pp. 570-579.
11. Pension Reform in the Baltic States. Ed. Fultz, E. (2006). International Labour Office – Budapest. Prieiga per internetą: <<http://www.apapr.ro/images/BIBLIOTECA/reformageneralitati/ilo%20baltics%202006.pdf>>, [žiūrėta 2012 10 21].
12. Pensijų reformos baltoji knyga (2002). - Vilnius. Prieiga per internetą: <http://www.socmin.lt/get_file.php?file=RTpcXEluZXRwdWJcXF-NtYXJ0d2Vl3NvYy9tL21fZmlsZXMvd2ZpbGV-zL2ZpbGUyOTYuemlwO3BlbnNfYmsuemlwOzs=>>, [žiūrėta 2012 10 21].
13. Statistikos departamento prie Lietuvos Respublikos Vyriausybės duomenys. Prieiga per internetą: <<http://www.stat.gov.lt/lt/pages/view?id=1126>>, [žiūrėta 2012 10 21].
14. Valstybinio socialinio draudimo fondo valdyba (1994 – 1995; 1997 – 2011). Valstybinis socialinis draudimas: statistiniai duomenys 1993 – 1994; 1996 – 2010. - Vilnius.

Straipsnis įteiktas: 2012 06 18

Parengtas publikuoti: 2012 12 01

Algirdas BARTKUS

LONG-TERM EFFECTS OF REFORMS IN SOCIAL INSURANCE ON THE STABILITY OF SOCIAL INSURANCE BUDGET

S u m m a r y

In order to address the financial stability problems of public pension scheme, Lithuanian Government adopted two decisions: introduced the second pillar pension funds and raised the retirement age. This paper attempts to evaluate the introduction of these measures on long term stability of public pension scheme in Lithuania during the post-crisis period. The research is focused on public pensions income and expenditure forecasting. The analysis was performed and the conclusions were drawn on the basis of univariate econometric models. The econometric modelling of the public pensions has one advantage compared with other techniques: forecasts mimic trends observed in the past.

The analysis revealed that Russian financial crisis of 1998 and the accession to the EU haven't had any statistically significant effect on the long-run development of the social security system. The dummy variables, representing these structural changes, have not improved predictions.

Structural changes, which had statistically significant effect on the development of the public pension scheme, were: social insurance reform of

1995, the financial crisis of 2008 and a possibly free labour movement within the EU.

The asymptotic value of membership in second pillar pension funds approaches to 0,74763. As time increases indefinitely, membership in second pillar pension funds approaches to its asymptotic value of 74,76 %.

In the long run, the second pillar pension funds reduced the amount of public pension expenditures and increased financial stability. In the absence of pension funds, the system would be imbalanced until the 3rd quarter of 2023. In the presence of them, the system would be imbalanced until the 4th quarter of 2021.

It is likely that delaying the retirement, the number of pensioners in 2026 will be reduced by approximately 120 thousands. Increasing the retirement age also results in positive financial effects and the first surplus in public pension schemes may occur in the 3rd quarter of 2015.

Overall it is likely that pension funds and increases in retirement age may have a positive effect on the financial stability of public pension scheme.