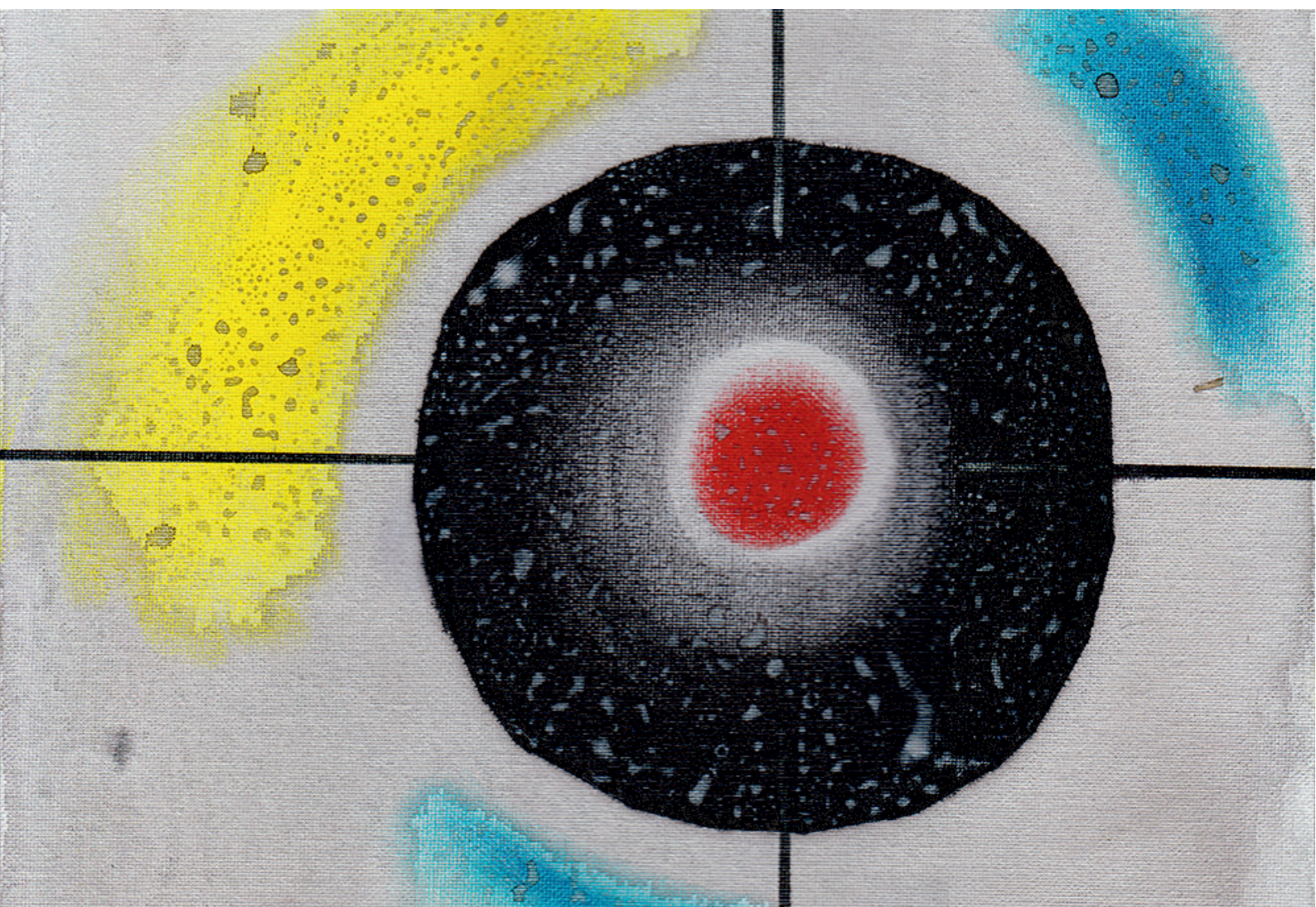


LUDMILA FADEJEVA
ZEINEPA KANTURA (*ZEYNEP KANTUR*)

PĒTĪJUMS
3 / 2020

BAGĀTĪBAS SADALĪJUMS UN MONETĀRĀ POLITIKA



SATURS

KOPSAVILKUMS	3
1. IEVADS	4
2. EMPĪRISKIE PIERĀDĪJUMI	7
3. MODELIS	10
3.1. Demogrāfija	11
3.2. Mājsaimniecības	12
3.3. Uzņēmumi	13
3.4. Centrālā banka	15
3.5. Tirgus klīringa un līdzsvara nosacījumi	16
3.6. Logaritmiski linearizētā dinamika	16
3.7. Līdzsvarots izaugsmes temps	18
4. KALIBRĒŠANA	19
5. KVANTITATĪVĀ ANALĪZE	25
5.1. Jūtīguma analīze	29
6. SECINĀJUMI	34
A pielikums. Tautsaimniecības piedāvājuma puse un Filipsa vienādojuma ieguve	35
B pielikums. Aprakstošā statistika	40
C pielikums. BVAR datu apraksts	42
D pielikums. Bagātības sadalījums	43
E pielikums. Patēriņa un darbaspēka reakcija Austrumeiropas ES valstīs	44
LITERATŪRA	45

SAĪSINĀJUMI

ASV – Amerikas Savienotās Valstis
AR – autoregresīvs process
BGP – līdzsvarots izaugsmes temps
BVAR – Beijesa vektoru autoregresija
CADAE – Centrāleiropa, Austrumeiropa un Dienvidaustrumeiropa
DNK – dinamiskais jaunais Keinsa modelis
ECBS – Eiropas Centrālo banku sistēma
ES – Eiropas Savienība
<i>Eurostat</i> – Eiropas Savienības statistikas birojs
EU-SILC – apsekojums "Eiropas Savienības statistika par ienākumiem un dzīves apstākļiem" (<i>European Union Statistics on Income and Living Conditions</i>)
IES – starplaiku aizstājamības elastība
IRF – impulsa reakcijas funkcija
IS – ieguldījumu-uzkrājumu modelis
MFPA – Mājsaimniecību finanšu un patēriņa apsekojums
MPC – patēriņa robežtieksme
OAD – apgādājamo darbaspējas vecumu pārsniegušo cilvēku īpatsvars (attiecība starp iedzīvotāju skaitu 65+ gadu vecumā un 20–64 gadu vecumā)
OLG – paaudžu pārkļāšanās
SPCI – saskaņotais patēriņa cenu indekss
SVF – Starptautiskais Valūtas fonds

KOPSAVILKUMS

Eiropas valstīs neto bagātības sadalījums atšķiras pēc iedzīvotāju vecuma. Rietumeiropas ES valstīs neto bagātības sadalījums atbilst dzīves cikla hipotēzei. Savukārt Austrumeiropas ES valstīs vērojama bagātības sadalījuma nosvēršanās par labu gados jaunākiem cilvēkiem. Šim pētījumam ir divi mērķi: pirmkārt, tiek pētītas valstu tautsaimniecību īpatnības, kas rada atšķirības neto bagātības sadalījumā pa vecuma grupām; otrkārt, tiek vērtēta šo atšķirību ietekme uz monetārās politikas transmisiju. Lai to paveiktu, tiek izstrādāts modificēts jaunais Keinsa modelis, kurā pieprasījuma pusi ataino vairāku periodu paaudžu pārklāšanās (OLG) un tautsaimniecības piedāvājuma pusē ievērots jaunais Keinsa ietvars. Tas izmantots, lai saskaņotā vispārējā līdzsvara modelī analizētu mijiedarbību starp monetāro politiku un bagātības uzkrāšanu, kuru nosaka demogrāfiskie procesi un paaudžu darba ražīguma atšķirības. MFPA datubāze izmantota divu ES valstu grupu modeļa kalibrēšanai. Pētījumā secināts, ka neto bagātības sadalījuma pa vecuma grupām struktūra būtiski ietekmē monetārās politikas efektivitāti un tādējādi arī tās īstenošanu.

Atslēgvārdi: paaudžu pārklāšanās modelis, jaunais Keinsa modelis, bagātības sadalījums, monetārā politika

JEL kodi: E32, E52, J11

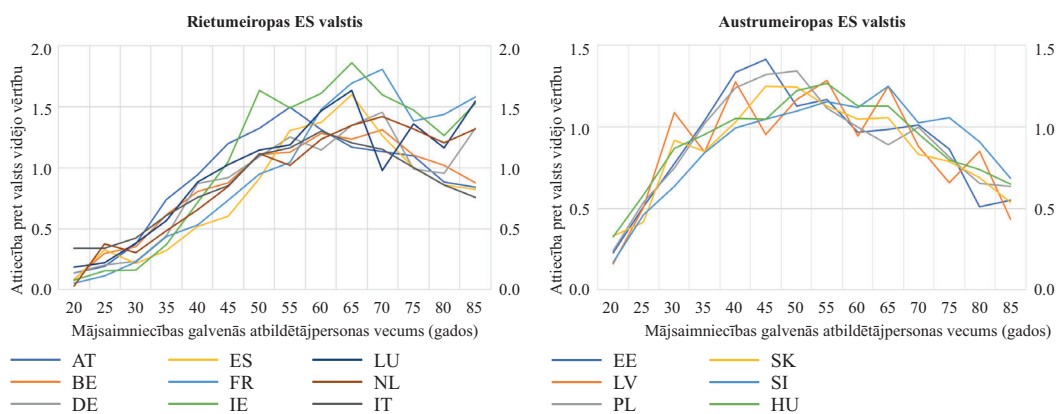
Autores pateicas 4. CESEnet pētniecības semināra, 2. Baltijas ekonomikas konferences, 7. Luksemburgas semināra par mājāsaimniecību finansēm un patēriņu, 3. gadskārtējā ECBS pētniecības klasteru semināra par monetāro ekonomiku un 6. konferences par mājāsaimniecību finansēm un patēriņu dalībniekiem un īpaši diskusiju dalībniekiem Andrea Kolabellam (*Andrea Colabella*), Eljo Orisergam (*Elliot Aurissergues*), Ameram Tabakovičam (*Amer Tabakovic*), Paolai Di Kazolai (*Paola Di Casola*) par komentāriem un ieteikumiem. Autore uzņemas atbildību par iespējamām kļūdām un nepilnībām. Pētījumā pausti tikai tā autoru viedokļi, un tie ne vienmēr atspoguļo Latvijas Bankas vai Bilkentas Universitātes oficiālo nostāju. Ludmila Fadejeva: Monetārās politikas pārvalde, Latvijas Banka, K. Valdemāra iela 2A, Rīga, LV-1050, Latvija; e-pasta adrese: Ludmila.Fadejeva@bank.lv. Zeinepa Kantura, Bilkentas Universitātes Ekonomikas departaments, 06800 Bilkent, Ankara, Turkey, e-pasta adrese: zogur@bilkent.edu.tr.

1. IEVADS

Vairākās Eiropas valstīs neto bagātības sadalījums pa vecuma grupām atšķiras. Austrijā, Beļģijā, Kiprā, Vācijā, Spānijā, Somijā, Francijā, Grieķijā, Īrijā, Itālijā, Luksemburgā, Maltā, Nīderlandē un Portugālē (tālāk tekstā – Rietumeiropas ES valstis) lielākā daļa neto bagātības pieder pensijas vecuma aģentiem saskaņā ar F. Modiljāni (*F. Modigliani*) un R. Bramberga (*R. Brumberg*) (26) dzīves cikla teoriju. Savukārt Ungārijā, Latvijā, Igaunijā, Polijā, Slovēnijā un Slovākijā (tālāk tekstā – Austrumeiropas ES valstis) neto bagātības sadalījums pa vecuma grupām nosveras par labu gados jaunākiem aģentiem. Tas skaidri redzams 1. attēlā, kurā atainota neto bagātības sadalījuma pa vecuma grupām attiecība pret kopējās valsts neto bagātības vidējo vērtību.

1. attēls

Neto bagātības sadalījuma pa vecuma grupām attiecība pret valsts neto bagātības vidējo vērtību



Avots: autoru aprēķini, pamatojoties uz MFPA 2. posma datiem.

Šā pētījuma autores vēlas noskaidrot, vai neto bagātības sadalījuma pa vecuma grupām struktūras atšķirības ietekmē monetārās politikas efektivitāti. Šajā kontekstā būtiski noteikt bagātības sadalījuma pa vecuma grupām atšķirību iemeslu(-us). Tāpēc šim pētījumam ir divi mērķi: pirmkārt, meklēt iespējamus skaidrojumus un iemeslus tam, kāpēc šajās valstīs pastāv atšķirības neto bagātības sadalījumā pa vecuma grupām. Pēc tam monetārās politikas šoku ietekmes analizēšanai izstrādāts saskaņots teorētiskais modelis, kurā ietvertas šīs iezīmes.

Dažādās valstīs vērojamas neto bagātības sadalījuma pa vecuma grupām atšķirības varētu skaidrot ar vairākiem faktoriem, piemēram, ar valstu demogrāfisko situāciju, sociālo, kultūras un vēstures mantojumu, mājsaimniecību prioritātēm un institucionālajām atšķirībām. Abās valstu grupās vērojamas būtiskas vēsturiskā mantojuma un vecumstruktūras atšķirības. Austrumeiropas ES valstis līdz 20. gs. beigām bija iekļautas centralizēti plānotas ekonomikas sistēmā. Šīs sistēmas sabrukums radīja darba ražīguma (tālāk tekstā – ražīgums) līmeņa atšķirības starp kohortām.¹ Daži netieši šķēršļi vecāka gadagājuma nodarbinātajiem traucē sākt izmantot jaunās sistēmas radītus resursus, kuri var veicināt viņu ražīgumu. Tāpēc gados jaunāki nodarbinātie salīdzinājumā ar vecākiem nodarbinātajiem var gūt lielākus darba ienākumus. Šādas kohortu ražīguma līmeņu atšķirības šajā pētījumā tiek dēvētas par *paaudžu nevienādīgumu*. Lielāki gados jaunu aģentu darba ienākumi

¹ A. Lovása (*A. Lovász*) un M. Rigo (*M. Rigo*) (25) konstatē paaudžu ražīguma atšķirības Ungārijā, izmantojot datu kopu par darba devējiem un nodarbinātajiem laikposmā no 1986. gada līdz 2008. gadam.

agrīnajos dzīves posmos nozīmē ātrāku bagātības uzkrāšanu. Rietumeiropas ES valstīs ražīguma atšķirības starp paaudzēm nav tik būtiskas, tādējādi neto bagātības uzkrāšana augstāko līmeni sasniedz pensionēšanās vecumā. Turpmākajās šā pētījuma nodaļās sniegti apstiprinoši pierādījumi pieņemumam par *paaudžu neviendabīgumu* ražīguma līmeņa ziņā.

Valsts demogrāfiskā struktūra ir vēl viens faktors, kas varētu radīt neto bagātības sadalījuma atšķirības. Rietumeiropas ES valstīs OAD rādītāji, t.i., pensijā aizgājušo aģentu attiecība pret nodarbinātajiem, kopumā ir augstāki. Šajās valstīs ir daudz gados vecu aģentu, un lielākā daļa neto bagātības pieder vecāka gadagājuma cilvēkiem. Bagātības sadalījums šo abu faktoru ietekmē nosveras par labu gados vecākiem cilvēkiem. Savukārt Austrumeiropas ES valstīs OAD rādītāji pēdējo 30 gadu laikā bijuši relatīvi zemāki, tāpēc neto bagātības sadalījums nozīmīgi nosveras par labu jaunākajām paaudzēm. Ir skaidrs, ka paaudžu ražīguma atšķirības Austrumeiropas ES valstīs galu galā izzudīs un OAD rādītāji palielināsies, tuvinoties Rietumeiropas ES valstu rādītājiem. Tāpēc ilgtermiņā Austrumeiropas ES valstu un Rietumeiropas ES valstu bagātības sadalījuma struktūra būs līdzīgāka. Tomēr pašlaik abu valstu grupu bagātības sadalījums ir nevienāds, jo atšķiras to demogrāfiskā situācija un ražīguma līmenis. Sniedzot ieskatu pašreizējā situācijā, šā pētījuma autores vēlas noskaidrot bagātības sadalījuma atšķirību ietekmi uz monetārās politikas efektivitāti.

Tā kā bagātības sadalījums abās valstu grupās ir nevienāds, gaidāma atšķirīga reakcija uz vieniem un tiem pašiem monetārās politikas šokeiem. Šajā kontekstā būtiska nozīme ir monetārās politikas transmisijas kanālu – monetārās politikas *bagātības ietekmes*, *aizstāšanas ietekmes* un *ienākumu ietekmes* – detalizētai analīzei. Ja lielākā daļa bagātības atrodas vecāka gadagājuma cilvēku rokās, gaidāms, ka monetārās politikas ietekme uz tautsaimniecību būs mazāka un, ņemot vērā, ka vecāku aģentu ienākumus veido galvenokārt finanšu aktīvi, procentu likmju kāpums vēl vairāk palielinās vecāka gadagājuma aģentu bagātību. Vienlaikus jāņem vērā, ka pensionāru dzīves ilgums ir īsāks, tāpēc viņu MPC ir augstāks nekā jaunākiem cilvēkiem. Tādējādi vecāka gadagājuma aģenti papildu procentu ienākumus tērēs, nevis uzkrās tos rītdienai. Šā iemesla dēļ produkcijas izlaides un inflācijas kopējā reakcija būs vājāka salīdzinājumā ar tautsaimniecību, kurā lielākā daļa bagātības koncentrējas gados jaunu vai pusmūža aģentu rokās. Tāpēc monetārās politikas šoka izraisītā *bagātības ietekme* ir spēcīgāka, neto bagātības sadalījumam nosveroties par labu vecāka gadagājuma cilvēkiem. Ja valstī ir augsts OAD, monetārās politikas ietekme vēl vairāk samazinās. Būtībā šo mehānismu īsumā var formulēt šādi: gados jauni aģenti darba ienākumus izmanto tēriņiem un uzkrājumu veidošanai. Savukārt vecāka gadagājuma aģenti tērē jaunībā uzkrātos procentu ienākumus. Tādējādi šie aģenti atšķirīgi reaģē uz negaidītiem monetārās politikas šokeiem atbilstoši to mērķiem. Piemēram, monetārās politikas stingrības palielināšanas šoka ietekmē gados jaunu aģentu patēriņa līmenis samazinās spēcīgākas *aizstāšanas ietekmes* dēļ, un gados vecāku aģentu patēriņa līmenis lielākas *bagātības ietekmes* rezultātā pieaug. OAD rādītājam palielinoties, *aizstāšanas ietekmes* pārsvars pār *bagātības ietekmi* vājinās. Papildus šiem kanāliem monetārās politikas stingrības palielināšanās negatīvi ietekmē darbaspēka pieprasījumu, un tā rezultātā samazinās darba ienākumi. Šis ir *ienākumu ietekmes* kanāls.

Šis pētījums saistīts ar vairākiem monetārās politikas literatūras virzieniem. Pirmkārt, Z. Kantura (20) un A. Vona (*A. Wong*) (30), M. Beleckis (*M. Bielecki*), M. Bžozas-Bžezina (*M. Brzoza-Brzezina*) un M. Kolasa (*M. Kolasa*) (3) un Dž. V. Lehijs

(*J. V. Leahy*) un A. Tapara (*A. Thapar*) (24) pētījuši monetārās politikas neviendabīgo ietekmi uz dažādām iedzīvotāju vecuma grupām. A. Vona (30) un K. Berga (*K. Berg*), Č. Kērtiss (*C. Curtis*), S. Lugauers (*S. Lugauer*) u.c. (2) īpaši pievērsušies dažādu vecuma grupu patēriņa līmenim un parāda, ka monetārā politika vairāk ietekmē gados jaunus aģentus. Citu pētījumu autori to pašu jautājumu aplūko no cita skatpunkta. Piemēram, Dž. V. Lehijs un A. Tapara (24), kā arī V. Seļezņova (*V. Selezneva*), M. Šneiders (*M. Schneider*) un M. Depke (*M. Doepke*) (28) konstatējuši, ka lielākās ieguvējas no ekspansīvas monetārās politikas ir vidēja vecuma iedzīvotāju mājsaimniecības, jo tajā vecumā parāda slogs ir vislielākais. Šis secinājums atbilst Dž. Kloina (*J. Cloyne*), K. M. Ferreiras (*C. M. Ferreira*) un P. Suriko (*P. Surico*) (10) un A. Kalcas (*A. Calza*), T. Monačelli (*T. Monacelli*) un L. Strakas (*L. Stracca*) (6) pētījumos gūtajiem secinājumiem. Abi pētījumi liecina, ka mājsaimniecības ar hipotekāro kredītu vairāk reaģē uz monetāro politiku, īpaši elastīgu procentu likmju apstākļos.

Turklāt šis pētījums bagātina literatūru par monetārās politikas efektivitāti dažādās Eiropas valstīs. Tādi pētījumi kā M. Feldkirhers (*M. Feldkircher*) un F. Hūbers (*F. Huber*) (13), L. Fadejeva, M. Feldkirhers un T. Reiningers (*T. Reininger*) (12), P. Burrijels (*P. Burriel*) un A. Galezi (*A. Galesi*) (4), kā arī J. Hājeks (*J. Hajek*) un R. Horvāts (*R. Horvath*) (18) sniedz pierādījumu tam, ka Centrālās Eiropas un Austrumeiropas ES valstīs reakcija uz monetārās politikas procentu likmju pārmaiņām ir lielāka nekā Rietumeiropas ES valstīs. Šajā pētījumā skaidrotas šo valstu reakcijas atšķirības, izmantojot neto bagātības sadalījuma struktūru. Autore parāda, ka neto bagātības sadalījuma nosvēršanās par labu gados jaunākiem cilvēkiem kohortu ražīguma atšķirību dēļ varētu daļēji izskaidrot, kāpēc Austrumeiropas ES valstīs impulsa reakciju svārstīgums ir spēcīgāks nekā Rietumeiropas ES valstīs.

Cits literatūras virziens, kurā aplūkota monetārās politikas ietekme uz bagātības pārdalīšanu un kurš cieši saistīts ar šo pētījumu, ir monetārās politikas mikrosimulācijas analīze. M. Ampudija (*M. Ampudia*), D. Georarakss (*D. Georgarakos*), J. Slačāleks (*J. Slacalek*) u.c. (1) parāda, ka monetārā politika rada neviendabīgu ietekmi uz eiro zonas mājsaimniecībām atkarībā no to ienākumu struktūras un bagātības komponentiem. Šie autori izšķir tiešās un netiešās ietekmes kanālus. Tiešā ietekme uz mājsaimniecībām var atšķirties atkarībā no to sākotnējās bagātības, bet netiešā ietekme izpaužas cenu un algu reakcijā, tādējādi arī darba ienākumu un nodarbinātības reakcijā. Izmantojot 25 ES valstīs iegūtos MFPA datus, autore parāda, ka, reaģējot uz tradicionālās un netradicionālās monetārās politikas inovācijām eiro zonā, pārējos kanālos dominē netiešā ietekme.

Lai izpētītu bagātības sadalījuma struktūras ietekmi uz monetāro politiku, šā pētījuma autore izstrādājušas modificētu jaunu Keinsa modeli, kurā apvienoti vairāku periodu OLG un DNK ietvari ar iepriekš minētajām Austrumeiropas un Rietumeiropas ES valstu raksturīgajām iezīmēm.² Modeļa pieprasījuma pusei ir OLG struktūra, kas dod iespēju modeļa tautsaimniecībā ieviest iepriekš minēto *paaudžu neviendabīgumu* un dažādus OAD rādītājus. Saskaņā ar H. Gali (*J. Gali*) (16) izmantoto standarta DNK iestatījumu cenu neelastības iekļaušana modelī monetārajai politikai ļauj ietekmēt procentu likmes un reālo tautsaimniecību. Šis ļoti stilizētais modelis dod iespēju

² Šajā pētījumā izmantotais modelis ir Z. Kanturas (20) pētījumā lietotā modeļa paplašinājums. Līdzīgs iestatījums, neietverot produktivitātes atšķirību pieņēmumu, izmantots I. Fudzivaras (*I. Fujiwara*) un J. Teranisi (*Y. Teranishi*) (15; 14), M. Belecka, M. Bžozas-Bžezinas un M. Kolasas (3), E. Karas (*E. Kara*) un L. fon Tadena (*L. von Thadden*) (21) u.c. pētījumos.

izpētīt monetārās politikas ietekmi un transmisiju valstīs ar atšķirīgu neto bagātības sadalījumu. Turklāt šis ietvars ļauj analizēt monetārās politikas šoka ietekmi uz valsts un kohortu līmenī apkopotajiem mainīgajiem.

Šā pētījuma galvenos secinājumus īsumā var formulēt šādi: pirmkārt, monetārās politikas ietekme uz produkcijas izlaidi un inflāciju vājinās, neto bagātības sadalījumam nosveroties par labu vecāka gadagājuma cilvēkiem. Otrkārt, individuālā līmenī monetārā politika dod lielāku guvumu gados jaunākiem aģentiem valstīs, kurās OAD rādītāji ir zemi un starp paaudzēm vērojamas ražīguma atšķirības. Treškārt, *paaudžu neviendabīgums* nosaka neto bagātības sadalījuma asimetriju. Turklāt bagātības sadalījums ietekmē reakciju gan individuālā, gan kopsavilkuma līmenī. Papildinot secinājumus, ko guvuši Z. Kantura (20), K. Karvaļu (*C. Carvalho*), A. Ferrero un F. Nekio (*F. Necho*) (7), E. Kara un L. fon Tadens (21), A. Vona (30), M. Beleckis, M. Bžozas-Bžezina un M. Kolasa (3), šā pētījuma autores parāda, ka dabiskā procentu likme monotoni samazinās, ne tikai palielinoties OAD rādītājiem, bet arī izzūdot ražīguma atšķirībām starp paaudzēm un neto bagātībai nosveroties par labu vecākām paaudzēm. Visbeidzot, pētījuma secinājumi liecina, ka Austrumeiropas ES valstu reakcija uz monetārās politikas šoku ir spēcīgāka salīdzinājumā ar Rietumeiropas ES valstu reakciju, un tas daļēji skaidrojams ar neto bagātības sadalījuma atšķirībām.

Pētījums strukturēts šādi. 2. nodaļā sniegti pierādījumi tam, ka neto bagātības sadalījumu ietekmē raksturīgas iezīmes, piemēram, ražīguma atšķirības starp paaudzēm un valstu demogrāfiskā situācija. Pētīta arī patēriņa reakcija uz monetārās politikas šoku dažādās vecuma grupās Latvijā (Austrumeiropas ES valsts) un Itālijā (Rietumeiropas ES valsts), izmantojot mikrolīmeņa datus. 3. nodaļā izveidots modelis, kurš iekļauj vairāku periodu OLG modeli R. Klaridas (*R. Clarida*), H. Gali un M. Džertlera (*M. Gertler*) (9) jaunajā Keinsa pamatietvarā. 4. nodaļā aplūkota kvantitatīvās analīzes veikšanai nepieciešamā modeļa kalibrēšana. 5. nodaļā veikti eksperimenti ar izstrādāto teorētisko modeli, izmantojot valstis ar atšķirīgu demogrāfisko struktūru un ražīguma līmeni. Pēc tam tiek salīdzināta šo valstu reakcija uz negaidītu monetārās politikas šoku. Visbeidzot, 6. nodaļā sniegts kopsavilkums un secinājumi.

2. EMPĪRISKIE PIERĀDĪJUMI

Šajā nodaļā vispirms sniegti empīriskie pierādījumi tam, ka neto bagātības sadalījuma struktūru ietekmē raksturīgas iezīmes, piemēram, ražīguma atšķirības starp paaudzēm un valstu demogrāfiskā situācija. Pēc tam teorētisko secinājumu pamatojumam tiek pētīta patēriņa reakcija uz monetārās politikas šoku dažādās vecuma grupās Latvijā (Austrumeiropas ES valsts) un Itālijā (Rietumeiropas ES valsts), izmantojot mājsaimniecību patēriņa datus, kas apkopoti atbilstoši mājsaimniecības atbildētājpersonas vecumam.

Pastāv vairākas raksturīgas valstu iezīmes, kuras varētu izskaidrot atšķirības starp valstīm neto bagātības sadalījuma struktūras ziņā. Šo faktoru kontekstā abās valstu grupās vērojamas būtiskas vecumstruktūras un vēsturisko apstākļu atšķirības. Saskaņā ar *Eurostat* datiem OAD rādītājs, t.i., attiecība starp iedzīvotāju skaitu 65+ gadu vecumā un 20–64 gadu vecumā, pēdējo 38 gadu laikā 28 ES valstīs palielinājies (no aptuveni 20% 1970. gadā līdz 33% 2018. gadā; sk. B.1. att.). Tas rada jautājumu par novecojošu iedzīvotāju ietekmi uz monetārās politikas efektivitāti ES. Z. Kantura (20)

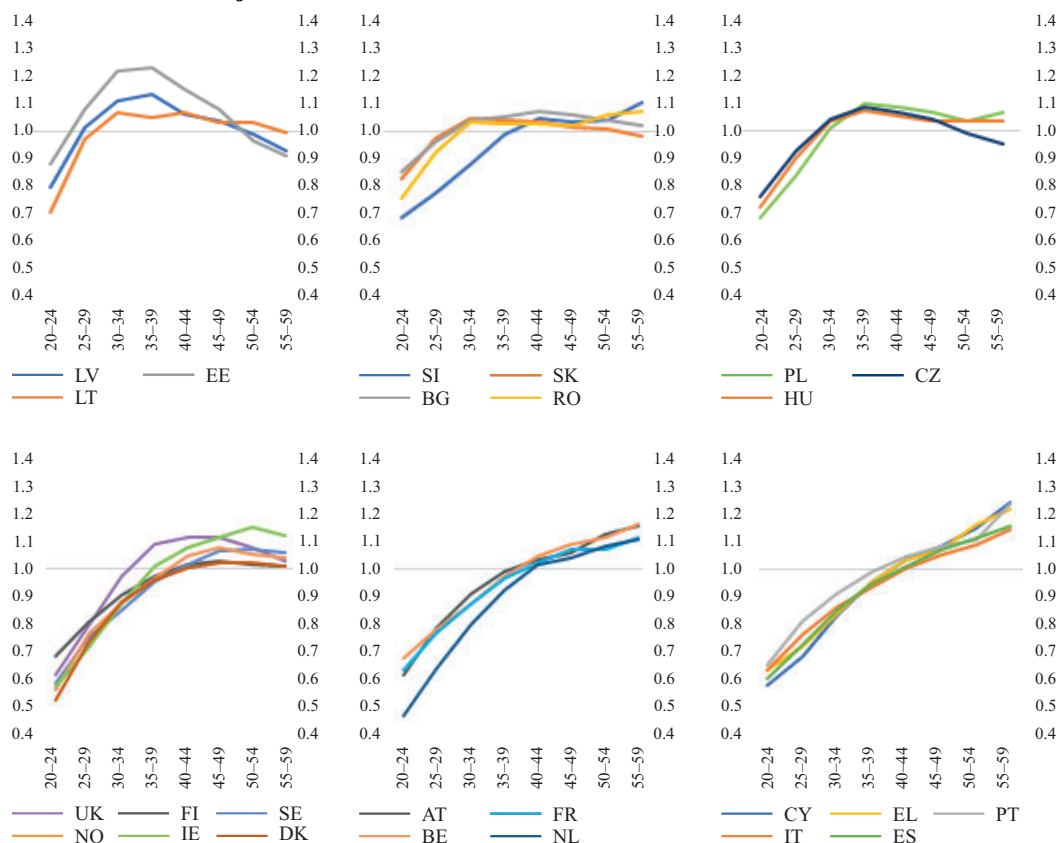
parāda, ka valstīs ar lielāku iedzīvotāju vidējo vecumu monetārās politikas efektivitāte ir mazāka, un to nosaka sarūkošais visas tautsaimniecības procentu likmju jutīgums. ES valstu OAD rādītājus sk. B.1. att. Austrumeiropas ES valstīs ir lielāks gados jaunu iedzīvotāju īpatsvars nekā Rietumeiropas ES valstīs, un tas nozīmē, ka iedzīvotāju skaita pieauguma temps tajās ir lielāks. Kā jau minēts, Austrumeiropas ES valstīs līdz 20. gs. beigām bija iekļautas centralizēti plānotās ekonomikas sistēmā, un tās sabrukums šajās valstīs radīja ražīguma atšķirības starp paaudzēm. A. Lovāsa un M. Rigo (25) šajā jomā veikušas pētījumu, kurā, izmantojot saistītus datus par Ungārijas darba devējiem un nodarbinātajiem laikposmā no 1986. gada līdz 2008. gadam, pierādīts, ka starp vecāko un jaunāko paaudzi pastāv ražīguma atšķirības. Šajā periodā Ungārijā (līdzīgi kā pārējās Austrumeiropas ES valstīs) notika strauja ekonomiskā pāreja. Tāpēc dažāda vecuma grupu nodarbināto piekļuve jaunajām tehnoloģijām un resursiem varētu atšķirties un noteikt atšķirīgus algas līmeņus. Pētījuma rezultāti liecina, ka Ungārijā 1992.–1995. gadā vecāka gadagājuma kvalificētu nodarbināto ražīgums salīdzinājumā ar gados jaunu nodarbināto ražīgumu samazinājās. No tā izrietošās ražīguma atšķirības starp paaudzēm 2008. gadā kļuva statistiski nenoīmīgas. Šā pētījuma autores situāciju, kad gados jaunāku nodarbināto ražīgums konkrētā laikposmā ir lielāks nekā gados vecākiem nodarbinātajiem (ražīguma atšķirības starp paaudzēm) sauc par *paaudžu neviendabīgumu*. Austrumeiropas ES valstīs *paaudžu neviendabīgumam* vajadzētu radīt lielākus gados jaunāku nodarbināto ienākumus. Lai to pārbaudītu, izmantoti EU-SILC mikrodati³ par laikposmu no 2005. gada līdz 2017. gadam.

2. attēlā redzama situācija saistībā ar algām un vecumu 25 ES valstīs. Algas līmeņi par katru gadu un valsti normalizēti visās nozarēs. Katrai vecuma kategorijai datu punkts nozīmē vidējo svērto attiecību starp individuālo algu un vidējo algu valstī/gadā par laikposmu no 2005. gada līdz 2017. gadam. Attiecība "1" nozīmē, ka konkrētajā vecuma kategorijā algas atbilst vidējai algai valstī. Vairākumā Rietumeiropas ES valstu individuālās algas attiecība pret vidējo algu pakāpeniski palielinās un pēc 40 gadu vecuma pakāpeniski sasniedz vidējo līmeni (izņemot Apvienoto Karalisti, kur vecuma-algas profils ir ar lielāku kuprveida izliekumu un vairāk atbilst ASV vecuma-algas profilam; sk. D. Lagaks (*D. Lagakos*), B. Molls (*B. Moll*), T. Porcio (*T. Porzio*) u.c. (23)). Tomēr Austrumeiropas ES valstīs, īpaši Latvijā, Lietuvā un Igaunijā, vecuma-algas profiliem ir lielāks kuprveida izliekums, kas liecina par gados jaunu nodarbināto vidējās algas līmeni valstī un par to, ka gados vecāku nodarbināto alga ir mazāka par vidējo algu valstī. Jāuzsver, ka 2. attēlā atspoguļots nodarbināto vecuma-algas profila šķērsgriezuma aspekts. Tāpēc tas ne vienmēr nozīmē, ka Austrumeiropas ES valstīs strādājoša nodarbinātā darbmūža algas grafikam viņa(-as) mūža laikā ir kuprveida izliekums. Turklāt oficiālie statistikas dati liecina, ka starp Austrumeiropas ES valstīm un Rietumeiropas ES valstīm pastāv būtiskas atšķirības reālā ražīguma vidējā gada pieauguma ziņā uz vienu cilvēku. Pēdējo 18 gadu laikā reālais ražīgums Austrumeiropas ES valstīs gadā palielinājās par 3%, bet Rietumeiropas ES valstīs – par 1% (sk. B.2. att.). Pieņemot, ka starp kohortām pastāv *paaudžu neviendabīgums*, Rietumeiropas ES valstu vecuma-algas profila formai vajadzētu būt lēzenākai nekā attiecīgajai Austrumeiropas ES valstu profila formai atbilstoši 2. attēlā redzamajam vecuma-algas profilam.

³ ES apsekojuma "Eiropas Savienības statistika par ienākumiem un dzīves apstākļiem" dati.

2. attēls

Algas rādītāji vecuma un valstu dalījumā



Avots: EU-SILC mikrodati (Eurostat).

Piezīmes. Dati par laikposmu no 2005. gada līdz 2017. gadam, attiecībā uz Bulgāriju un Rumāniju – par laikposmu no 2007. gada līdz 2017. gadam. Attēlā atspoguļota konkrētās vecuma grupas (pilnas slodzes) algas līmeņa attiecība pret vidējo (pilnas slodzes) algas līmeni valstī attiecībā uz katru vecuma kategoriju un valsti. Algas normalizētas katrai nozarei, katram gadam un katrai valstij. Attiecība "1" nozīmē vidējo algas līmeni valstī.

Lai izpētītu patēriņa reakciju uz monetārās politikas šoku dažādās vecuma grupās Latvijā (Austrumeiropas ES valsts) un Itālijā (Rietumeiropas ES valsts), tiek vērtēts arī BVAR modelis. Tiek izmantoti Itālijas un Latvijas pārtikas patēriņa kāpuma tempa dati attiecībā uz mājsaimniecībām, kuru galvenā atbildētājpersona ir gados jauna persona (20–39 gadi), pusmūža vecuma persona (40–59 gadi) un gados veca persona (60+ gadi). Izmantotie patēriņa dati iegūti no diviem dažādiem datu avotiem: dati par Latviju – no Mājsaimniecību budžeta apsekojuma (2002–2016) un mikrodati par Itāliju – no Mājsaimniecību ienākumu un bagātības apsekojuma (1996–2016) (datu kopas detalizētāku aprakstu sk. C pielikuma C.1. tabulā un C.2. att.). Izmantota triju mainīgo BVAR pieeja: pārtikas patēriņa pieauguma temps, triju mēnešu īstermiņa procentu likme un inflācija. Katrai vecuma kategorijai un valstij tiek vērtēti atsevišķi BVAR, pieļaujot divas nobīdes. Izmantots normālais Višarta apriorais sadalījums ar standarta ciešuma parametriem (kopējais ciešums $\lambda = 0.2$, saistīto mainīgo lielumu svērumi $\lambda_2 = 0.5$, nobīžu samazināšanās $\lambda_3 = 2$ un eksogēno mainīgo ciešums $\lambda_4 = 100$), kā arī 4000 iterāciju. Monetārās politikas traucējumu nodalīšanai no citiem makroekonomiskajiem šokiem, piemēram, kopējā pieprasījuma un piedāvājuma, lietoti zīmju ierobežojumi (sk. 1. tabulu). Ņemot vērā to, ka dati pieejami gadu dalījumā, autores pirmajam periodam izmanto zīmju ierobežojumu. Monetārās

politikas šoks ir definēts kā process, kas, palielinoties procentu likmēm, samazina inflāciju un produkcijas izlaidi. (G. Georgiadis (*G. Georgiadis*) (17), M. Feldkirchers un F. Hübbers (13), C. Čeņa (*Q. Chen*), M. J. Lombardi (*M. J. Lombardi*), A. Ross (*A. Ross*) u.c. (8)). Šā pētījuma vajadzībām izmantots dažādu vecuma kohortu pārtikas patēriņš (nevis produkcijas izlaide).

1. tabula

Zīmju ierobežojumi

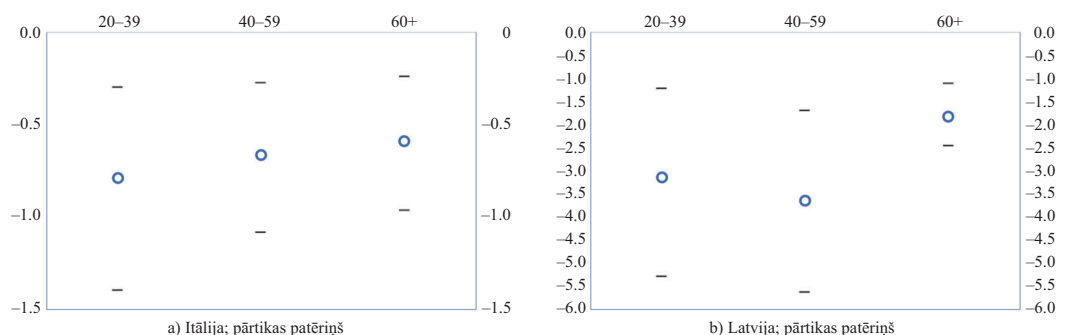
	Inflācija	3 mēnešu procentu likme	Patēriņš
Monetārā politika	—	+	—
Kopējais piedāvājums	+	+	—
Kopējais pieprasījums	—	—	—

Piezīme. Ņemot vērā datu pieejamību gadu dalījumā, visi ierobežojumi piemēroti pirmajam periodam.

3. attēlā atspoguļota pārtikas patēriņa impulsa reakcija (pirmā gada laikā) uz procentu likmju kāpumu par 25 bāzes punktiem. Pirmkārt, attēls liecina, ka Itālijas un Latvijas reakcija būtiski atšķiras – Latvijā tā ir spēcīgāka. Otrkārt, mājsaimniecību, kuru locekļu vidējais vecums ir lielāks, reakcija uz procentu likmes pārmaiņām ir mazāka. Šis rezultāts interpretējams kā *aizstāšanas ietekmes* vājināšanās un *bagātības ietekmes* nostiprināšanās līdz ar vecumu. Līdzīgi arī ASV gadījumā A. Vona (30) un K. Berga, Č. Kērtiss, S. Lugauers u.c. (2) pētījuši šo pašu jautājumu un secinājuši, ka gados jaunu cilvēku reakcija ir lielāka. Turklāt K. Bergas, Č. Kērtisa, S. Lugauera u.c. (2) pētījums liecina, ka ASV mājsaimniecību, kuru locekļu vidējais vecums ir lielāks, patēriņa reakcija uz monetārās politikas stingrības palielināšanos varētu būt pozitīva, norādot uz ļoti spēcīgu *bagātības ietekmi*.

3. attēls

Procentu likmju kāpuma par 25 bāzes punktiem radītās pārtikas patēriņa pārmaiņas (pirmā gada laikā)



Piezīme. Attēlota impulsa reakciju mediāna un 68% konfidences diapazons, pamatojoties uz 4000 iterāciju.

3. MODELIS

Šajā nodaļā aplūkots modelis, kas jaunajā Keinsa standartietvarā iekļauj T perioda OLG iestatījumu. OLG iestatījums dod iespēju modelī ietvert novecošanu un paaudžu neviendabīgumu, un DNK ietvars nodrošina ērtu vidi monetārās politikas efektivitātes izpētei.

Tautsaimniecības pieprasījuma puse, kas ir mājsaimniecību problēma, tiek modelēta kā OLG iestatījums, kuru ieviesuši P. A. Semjuelsons (*P. A. Samuelson*) (27) un

P. A. Daiemends (*P. A. Diamond*) (11). Aģentiem ir ierobežots dzīves ilgums, lai gan tautsaimniecība pastāv mūžīgi. Visi tautsaimniecības aģenti piedzimst kā nodarbinātie. Dzīves pirmajā R periodā aģenti gūst darba ienākumus, piedāvājot darbaspēku, un izlemj, cik daudz tērēt un uzkrāt. Aģenti uzkrājumu veidošanai var izmantot divu veidu aktīvus: viena perioda nomināli bezriskā obligācijas ar diskonta likmi, kas dod nominālo ienesīgumu, un uzņēmumu kapitāla vērtspapīrus, kas ir beztermiņa aktīvi. Šajā iestatījumā noteikti jābūt ietvertam kapitāla vērtspapīru tirgum, jo tas sasaista aģentus, kam ir īss dzīves ilgums, ar bezgalīgi pastāvošiem uzņēmumiem. Uzņēmumu īpašumtiesības tiek nodotas tālāk, izmantojot kapitāla vērtspapīru tirgu. Visi aģenti pensionējas pēc R darba perioda. Pensijas periodā pensionāri vairs nepiedāvā savu darbaspēku, bet turpina veikt uzkrājumus obligācijās un kapitāla vērtspapīros, kā arī patērēt savu bagātību, un T perioda beigās viņi mirst. Tautsaimniecības piedāvājuma pusei ir jaunais Keinsa pamatietvars līdzīgi kā R. Klaridas, H. Gali un M. Džertlera (9) pētījumā. Monetārajā politikā tiek ievērots Dž. Teilora (*J. Taylor*) (29) noteikums, t.i., centrālās bankas reaģē uz produkcijas izlaidi un inflāciju.

Turpinot aizsākto tēmu par darba ienākumu sadalījumu starp kohortām konkrētā periodā, šā pētījuma autores modificēja modeļa pieprasījuma pusi, ietverot tajā *paaudžu neviendabīgumu*. Iepriekšējās ekonomiskās sistēmas sabrukuma rezultātā Austrumeiropas ES valstīs vecāka gadagājuma aģenti mūsdienās nav tik produktīvi kā jaunāku paaudžu aģenti. Laika gaitā ražīguma atšķirības starp paaudzēm izzudīs un līdzināsies situācijai Rietumeiropas ES valstīs. Tomēr pašlaik starp kohortām vērojamas atšķirības darba ienākumu un ražīguma līmeņa ziņā. Lai ņemtu vērā šo faktu, tiek pieņemts, ka paaudžu produktivitātes līmenis dzīves laikā nemainās, bet paaudžu produktivitāte pieaug par g no paaudzes paaudzē.

3.1. Demogrāfija

Modelī aptverts nodalīts periods. Katrā viena gada periodā mājsaimniecību sektoru veido T kohortas, kuras savstarpēji pārklājas, vecumā no 0 līdz T gadiem. Šajā modelī katru periodu t raksturo reprezentatīvas paaudzes j' reprezentatīva mājsaimniecība j .⁴ Katrā periodā t tautsaimniecībā ienāk jauna paaudze, un esošās paaudzes kļūst par periodu vecākas. Vienkāršības labad tiek pieņemts, ka dzimstību spēj nodrošināt tikai paaudzes pirmā kohorta. Jaunās kohortas eksogēno konstanto iedzīvotāju skaita pieauguma tempu periodā t apzīmē ar n . Tāpēc katrā periodā iedzīvotāju skaits palielinās par n . Pensijā aizgājušo aģentu skaits periodā t ir:

$$N_{t+k}^r = (1+n)^k \sum_{i=0}^{T-R-1} (1+n)^i.$$

Nodarbināto skaits periodā t ir:

$$N_{t+k}^w = (1+n)^k \sum_{i=T-R}^{T-1} (1+n)^i.$$

Visbeidzot, nepieciešams definēt novecošanas rādītāju (OAD). Tā ir pensijā aizgājušo aģentu skaita attiecība pret nodarbināto aģentu skaitu periodā t . Palielinoties iedzīvotāju skaita pieauguma tempam, OAD rādītājs samazinās. Šajā pētījumā pieņemts, ka iedzīvotāju skaita pieauguma temps laika gaitā ir konstants, taču tas

⁴ Paaudze j' ir dzimusi periodā t un dzīvo līdz $t+T$.

atšķiras starp valstīm. Citiem vārdiem sakot, vienas valsts ietvaros OAD rādītājs laika gaitā nemainās.

$$OAD = \frac{N_t^r}{N_t^w}.$$

3.2. Mājsaimniecības

Šajā modelī izmantots dzīves cikla tautsaimniecības princips, saskaņā ar kuru visi aģenti piedzimst kā nodarbinātie. Dzīves pirmajā R periodā aģenti gūst darba ienākumus, piedāvājot darbaspēku, un lemj, cik daudz patērēt un uzkrāt. Aģenti uzkrājumu veidošanai var izmantot divu veidu aktīvus: viena perioda nomināli bezriskā obligācijas ar diskonta likmi, kas dod nominālo ienesīgumu, un uzņēmumu kapitāla vērtspapīrus, kas ir beztermiņa aktīvi. Visi aģenti pensionējas pēc R darba perioda. Pensijas periodā pensionāri vairs nepiedāvā darbaspēku, bet turpina veidot uzkrājumus obligācijās un kapitāla vērtspapīros, kā arī patērēt savu bagātību. Dzīves beigās viņi patērē visu un mirst. Modeļa pamatā ir pieņēmums, ka aģenti neatstāj mantojumu pēctečiem.

Reprezentatīvas mājsaimniecības j , kuras locekļi dzimuši periodā t un pārstāv paaudzi j' , lietderības funkciju visam dzīves periodam izsaka šādi:

$$V_t^{j,j'} = \sum_{k=1}^R \beta^{k-1} E_{t+k} \left(\frac{C_{t+k-1}^k(j)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_{t+k-1}^k(j)^{1+\psi}}{1+\psi} \right) + \sum_{k'=R+1}^T \beta^{k'-1} E_{t+k'} \left(\frac{C_{t+k'}^{k'}(j)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \right),$$

kur E ir gaidu operators, β ir personu laika diskonta faktors. Parametri σ un ψ raksturo attiecīgi IES apgriezto lielumu un darbaspēka piedāvājumu. C^k un N^k ir paaudzes j' kohortas k patēriņa un darbaspēka piedāvājuma lēmums. Mājsaimniecība j gūst darba ienākumus $WZN^k(j)$ līdz periodam R , kur Z apzīmē aģenta ražīgumu.

Papildus darba ienākumiem aģenti gūst finanšu ienākumus no iepriekšējā periodā izveidotajiem uzkrājumiem. Uzkrājumi ir uzņēmumu kapitāla vērtspapīru vai viena perioda nomināli bezriskā obligāciju ar diskonta likmi veidā. Aģenti var turpināt veidot uzkrājumus līdz vecumam $T-1$ un saņemt atdevi no uzkrājumiem līdz vecumam T . Dzīves pēdējā posmā reprezentatīvais pensionārs j patērē visu atlikušo bagātību un mirst. Formāli paaudzes j' reprezentatīvā mājsaimniecība j saskaras ar šādiem budžeta ierobežojumiem:

$$\begin{aligned} P_t C_t^1(j) + B_t^1(j) + P_t \int_0^1 Q_t(i) S_t^1(i, j) di &= W_t Z_t N_t^1(j), \\ P_{t+1} C_{t+1}^2(j) + B_{t+1}^2(j) + P_{t+1} \int_0^1 Q_{t+1}(i) S_{t+1}^2(i, j) di &= W_{t+1} Z_t N_{t+1}^2(j), \\ + B_t^1(j)(1 + i_t) + P_{t+1} \int_0^1 (Div_{t+1}(i) + Q_{t+1}(i)) S_t^1(i, j) di, \\ &\vdots \\ P_{t+T} C_{t+T}^T(j) &= B_{t+T-1}^{T-1}(j)(1 + i_{t+T-1}) \\ + P_{t+T} \int_0^1 (Div_{t+T}(i) + Q_{t+T}(i)) S_{t+T-1}^{T-1}(i, j) di, \end{aligned}$$

kur $B^n(j)$ ir aģenta j iegādātu obligāciju turējumi nominālvērtībā un i ir nominālā procentu likme. P ir patēriņa preces cena. $Div(i)$ un $Q(i)$ ir attiecīgi monopolistiski konkurēspējīga uzņēmuma i izmaksātās reālās dividendes un uzņēmuma i kapitāla vērtspapīra cena. $S_t(i, j)$ parāda mājsaimniecības j turēto uzņēmuma i kapitāla vērtspapīru daudzumu. Atšķirībā no standarta DNK modeļa šajā iestatījumā ietverts kapitāla vērtspapīru tirgus, kas ļauj sasaistīt aģentus, kuru dzīves ilgums ir ierobežots, ar bezgalīgi pastāvošiem uzņēmumiem. Uzņēmuma īpašumtiesības tiek nodotas tālāk kapitāla vērtspapīru tirgū, t.i., aģentiem pērkot uzņēmumu akcijas un tādējādi kļūstot par to īpašniekiem. Visbeidzot, Z_t apzīmē j' paaudzes aģenta, kurš piedzimis laikā t , ražīguma līmeni. Tiek pieņemts, ka aģenta ražīguma līmenis dzīves laikā saglabājas nemainīgs. Tas nozīmē, ka aģenta, kurš piedzimis laikā t ar ražīguma līmeni Z_t , ražīgums saglabājas līmenī Z_t līdz pensijas vecumam. Tomēr katras nākamās paaudzes ražīguma līmenis palielinās par g procentiem. Tāpēc paaudzes $j' + 1$ aģents, kurš piedzimis laikā $t + 1$, ir par g procentiem ražīgāks salīdzinājumā ar iepriekšējo paaudzi j' . Šā pieņēmuma dēļ ražīguma līmeņa ziņā modelī veidojas *paaudžu neviendabīgums*.

j' paaudzes reprezentatīvā aģenta starplaiku budžeta ierobežojums ir:

$$\sum_{k=0}^{T-1} \frac{C_{t+k}^{k+1}}{\prod_{j=0}^k (1 + r_{t+j-1})} = Z_t \sum_{k=0}^{R-1} \frac{W_{t+k}}{P_{t+k}} \frac{N_{t+k}^{k+1}}{\prod_{j=0}^k (1 + r_{t+j-1})}.$$

Mājsaimniecības problēmas pirmās kārtas nosacījumi ir:

$$C_t^k(j)^{-\sigma} \frac{W_t Z_{j'}}{P_t} = N_t^k(j)^{\psi} \quad k \in (1, R) \quad (1),$$

$$C_t^k(j)^{-\sigma} = \beta E_t \left\{ (1 + i_t) \frac{P_t}{P_{t+1}} C_{t+1}^{k+1}(j)^{-\sigma} \right\} \quad k \in (1, T - 1). \quad (2),$$

$$C_t^k(j)^{-\sigma} = \beta E_t \left\{ \left[\frac{Q_{t+1}(i) + Div_{t+1}(i)}{Q_t(i)} \right] C_{t+1}^{k+1}(j)^{-\sigma} \right\} \quad k \in (1, T - 1) \quad (3),$$

$$\Lambda_{t,t+1} = \frac{1}{(1+i_t)} = \beta E_t \left\{ \left(\frac{C_{t+1}^{k+1}}{C_t^k} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \quad (4).$$

Pārkārtojot (2) un (3) vienādojumu, tiek iegūts bezarbitrāžas nosacījums:

$$Q_t(i) = \frac{1}{1+r_t} [Q_{t+1}(i) + Div_{t+1}(i)],$$

saskaņā ar kuru nav nozīmes, vai nodarbinātie veido uzkrājumus bezriskā obligācijās vai kapitāla vērtspapīru tirgus akcijās. Šādā bezriskā tautsaimniecībā abos gadījumos tiek gūts vienāds reālais ienesīgums $r_t = i_t - E_t \pi_{t+1}$.

3.3. Uzņēmumi

Tautsaimniecības piedāvājuma puse modelēta, pamatojoties uz jauno Keinsa pamatietvaru saskaņā ar R. Klaridu, H. Gali un M. Džertleru (9). Ir divu veidu uzņēmumi: patēriņa preču ražotāji un starppatēriņa preču ražotāji. Starppatēriņa preču tirgu raksturo nepilnīga konkurence, pamatojoties uz pieņēmumu, ka katrs uzņēmums ražo atšķirīgu preci. Šajā pētījumā izmantota pakāpeniskas cenu noteikšanas metode saskaņā ar G. A. Kalvo (*G. A. Calvo*) (5) pētījumu, kurā optimālās cenas katrā periodā nosaka pēc nejaušības principa izvēlēti uzņēmumi.

3.3.1. Patēriņa (galapatēriņa) preču ražotāji

Ir starppatēriņa preču kopums, kurš indeksēts ar $i \in [0,1]$ un kurā ietilpstošās preces transformētas homogēnā patēriņa precē saskaņā ar lielapjoma ražošanas funkcijas pastāvīgo atdevi:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}},$$

kur $Y_t(i)$ ir starppatēriņa preces i daudzums un $\varepsilon > 1$ ir pieprasījuma cenas elastība. Patēriņa preču sektoru raksturo pilnīga konkurence, kas nosaka reprezentatīvās starppatēriņa preces i pieprasījuma funkciju:

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t,$$

kur $P_t(i)$ un P_t ir attiecīgi preces i cena un vidējais cenu līmenis. Atspoguļojot tehnoloģiju konstantās aizstājamības elastības struktūru (*CES structure*) galapatēriņa preču sektorā, P_t izsaka šādi:

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t(i)^{1-\varepsilon} di \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}.$$

3.3.2. Starppatēriņa preču ražotāji

Starppatēriņa preču sektorā ietilpst uzņēmumu kopums, kas indeksēts ar $i \in [0,1]$. Katrs uzņēmums ražo atšķirīgu preci i saskaņā ar tās ražošanas funkciju. Visi uzņēmumi izmanto identisku tehnoloģiju, kuru raksturo šāda ražošanas funkcija laikā t :

$$Y_t(i) = Z_t \left[\sum_{k=1}^R \frac{N_t^k(i)}{(1+g)^{k-1}} \right] \quad (5),$$

kur $Y_t(i)$ un $N_t^k(i)$ apzīmē attiecīgi uzņēmuma i produkcijas izlaidi un kohortas k laikā t nostrādātās stundas, kas nepieciešamas uzņēmumam i . Paaudzes ražīguma līmenis palielinās par $Z_t = (1+g)Z_{t-1}$.⁵ Atbilstoši ražīgumam koriģētais produkcijas izlaidis līmenis ir $\mathcal{Y}_t = Y_t/Z_t$, un atbilstoši ražīgumam koriģēto ražošanas funkciju izsaka šādi:

$$\mathcal{Y}_t(i) = \left[\sum_{k=1}^R \frac{N_t^k(i)}{(1+g)^{k-1}} \right] \quad (6).$$

Darba tirgus ir konkurētspējīgs, t.i., nominālā algas likme W noteikta atbilstoši preces i ražošanas vajadzībām. Starppatēriņa preču ražošanas uzņēmumu īpašnieki ir kapitāla vērtspapīru turētāji, un šie uzņēmumi tiek vadīti tā, lai maksimāli palielinātu pašreizējo īpašnieku peļņu. Galapatēriņa preču ražošanas sektorā starppatēriņa preču ražošanas uzņēmums i saskaras ar lejupvērstu pieprasījuma līkni. Laikā t reālā peļņa (dividendes) ir:

$$Div_t(i) = \mathcal{Y}_t(i) - \frac{W_t}{P_t} N_t(i).$$

⁵ Mainīgie ir normalizēti, tos dalot ar jaunākās kohortas ražīguma līmeni attiecīgajā laikposmā.

$N_t(i) = \sum_{k=1}^R \frac{N_t^k(i)}{(1+g)^{k-1}}$ ir starppatēriņa preču ražošanas uzņēmuma i darbaspēka pieprasījums. Elastīgu cenu apstākļos, reaģējot uz satricinājumu, uzņēmumi nosaka cenu P_t^* :

$$P_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \frac{W_t}{P_t} P_t = \mathcal{M} MC_t,$$

kur MC_t un $\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} = \mathcal{M}$ ir attiecīgi robežizmaksas un vēlamā uzcenojuma vērtība.

$$\text{Simetriska līdzsvara apstākļos } P_t^* = P_t \text{ un } \frac{W_t}{P_t} = \frac{1}{\mathcal{M}}.$$

Saskaņā ar G. A. Kalvo (5) nominālā cenu neelastība tiek modelēta, pieļaujot pēc nejaušības principa noteiktus intervālus starp cenu pārmaiņām. Katrā periodā uzņēmums koriģē cenu atbilstoši konstantai varbūtībai $(1-\theta)$ un fiksē cenu atbilstoši varbūtībai θ . Uzņēmuma, kas veic atkārtotu optimizāciju, vienādojumu izsaka šādi:

$$\max_{P_t^*} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \{ \Lambda_{t,t+k} (P_t^* \mathcal{Y}_{t+k}(i) - W_{t+k} \mathcal{Y}_{t+k}(i)) \},$$

ņemot vērā starppatēriņa preces pieprasījuma funkciju. Pirmās kārtas nosacījums ir:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \Lambda_{t,t+k} \mathcal{Y}_{t+k}(i) \left(P_t^* - \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} W_{t+k} \right) \right\} = 0,$$

kur $\Lambda_{t,t+1}$ ir stohastiskais diskonta faktors, kas formalizēts (4) vienādojumā.

To uzņēmumu īpašnieki, kuri veic atkārtotu optimizāciju, nosaka cenas atbilstoši minētajam optimāluma nosacījumam, ņemot vērā paredzamo uzņēmuma peļņu. Šajā iestatījumā noteikti jāietver kapitāla vērtspapīru tirgus. Ja kapitāla vērtspapīru tirgus nav ietverts, uzņēmuma īpašnieks tikai maksimāli palielina pašreizējā perioda peļņu, jo perioda beigās viņš/viņa mirst. Tomēr kapitāla vērtspapīru tirgus ļauj izmantot standarta uzņēmumu puses problēmu kā DNK iestatījumā. Saskaņā ar bezarbitrāžas nosacījumu uzņēmumu īpašniekiem vajadzētu maksimāli palielināt paredzamo uzņēmuma peļņu, lai noteiktu kapitāla vērtspapīru maksimālo pašreizējā brīža cenu.

3.4. Centrālā banka

Monetārās politikas iestāde darbojas saskaņā ar Dž. Teilora (29) standarta tipa atgriezeniskās saites principu:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1-\rho)[\phi_{\pi}(\pi_t) + \phi_y(\hat{y}_t)] + v_t,$$

kur ϕ_{π} un ϕ_y ir atgriezeniskās saites parametri, π_t ir inflācijas novirze no līdzsvara stāvokļa vērtības un $\hat{y}_t$ ir atbilstoši ražīgumam koriģētā produkcijas izlaides līmeņa novirze no līdzsvara stāvokļa vērtības. Ar parametru ρ apzīmē politikas inerces līmeni. Monetārās politikas eksogēno komponentu apzīmē ar v_t , un to raksturo AR(1) process:

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t^v,$$

kur ε_t^v apzīmē monetārās politikas šoku un $\rho_v \in [0,1)$ atspoguļo šoka noturību.

3.5. Tirgus klīringa un līdzsvara nosacījumi

Šajā apakšnodaļā aplūkoti modeļa tautsaimniecības tirgus klīringa nosacījumi. Jāuzsver, ka standarta DNK agregētajā iestatījumā mainīgie uz vienu nodarbināto un uz vienu iedzīvotāju ir vienādi. Tomēr šajā analizē šie mainīgie atšķiras, un šīs atšķirības jāņem vērā. Mainīgie ir normalizēti atbilstoši jaunāko aģentu ražīguma līmenim Z un nodarbināto skaitam attiecīgajā periodā N^w laikā t . Preču tirgus klīringa nosacījumu izsaka šādi:

$$y_t = \sum_{k=1}^T c_t^k \quad (7),$$

kur y_t un c_t^k ir attiecīgi atbilstoši ražīgumam koriģētais produkcijas izlaides līmenis uz vienu nodarbināto un kohortas k atbilstoši ražīgumam koriģētais patēriņa līmenis uz vienu nodarbināto. Darba tirgus klīringu izsaka šādi:

$$N_t = \sum_{k=1}^R \frac{N_t^k(i)}{(1+g)^{k-1}} = y_t \int_0^1 \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} di \quad (8),$$

kur nosacījums $\left(\int_0^1 \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} di \right)$ ir uzņēmumu cenu dispersijas rādītājs. Līdzsvara situācijā aģenti neveic savstarpējus darījumus ar obligācijām, tāpēc kopējie obligāciju turējumi ir $\sum_{k=1}^{T-1} B_t^k = B_t = 0$. Katra starppatēriņa preču ražošanas uzņēmuma agregētajam kapitāla vērtspapīru krājumam jāatbilst attiecīgajam kopējam emitēto kapitāla vērtspapīru apjomam, kas normalizēts ar 1 $\forall i \in [0,1]$. Tāpēc tirgus klīringa nosacījumu attiecībā uz kapitāla vērtspapīriem laikā t izsaka šādi: $\sum_{j=1}^{T-1} S_t(i, j) = 1$.

Visbeidzot, starppatēriņa preču ražošanas uzņēmumu veiktās atbilstoši ražīgumam koriģētās reālās dividenžu izmaksas un reālo kapitāla vērtspapīru cenu indeksu izsaka šādi:

$$Div_t = \int_0^1 Div_t(i) di \quad Q_t = \int_0^1 Q_t(i) di \quad (9).$$

Lai analizētu modeļa dinamiku, vispirms tiek iegūti logaritmiski linearizētie līdzsvara nosacījumi.

3.6. Logaritmiski linearizētā dinamika

Šajā apakšnodaļā sniegti logaritmiski linearizēti vienādojumi ap nulles inflācijas līdzsvaru stāvokli. Ar mazajiem burtiem apzīmēts mainīgā logaritms un ar jumtiņu apzīmēta procentuālā novirze no līdzsvara stāvokļa vērtības. Tālāk sniegti pieprasījuma puses vienādojumi. Reprezentatīvā aģenta lēmums attiecībā uz darbaspēka piedāvājumu:

$$\hat{w}_t - \hat{p}_t = \psi \hat{n}_t^k + \sigma \hat{c}_t^k \quad k \in (1, R) \quad (10),$$

kur $\hat{c}_t^k = \log(C_t^k / (C^{k*} Z N_t^w))$ ir k kohortas patēriņa logaritma novirze no tā vērtības sabalansēta izaugsmes tempa apstākļos.

Eilera vienādojums:

$$\hat{c}_t^k = E_t\{\hat{c}_{t+1}^k\} - \frac{1}{\sigma} [\hat{l}_t - E_t\{\hat{n}_{t+1}\}] \quad k \in (1, T-1) \quad (11).$$

(10) vienādojums atspoguļo kohortas k lēmumu attiecībā uz darbaspēka piedāvājumu laikā t . (11) vienādojums ir lineārais Eilera vienādojums, kas raksturo aģentu laikā t .

Atšķirībā no jaunā Keinsa standartmodeļa, kurā ietverts reprezentatīvs aģents, individuālā aģenta Eilera vienādojums un preču tirgus nosacījums nav pietiekami, lai iegūtu dinamisko IS vienādojumu. Lai iegūtu IS vienādojumu, nepieciešams turpmāks darbs, agregējot individuālā patēriņa funkcijas, kuras iegūst, apvienojot Eilera vienādojumu un aģenta starplaiku budžeta ierobežojumu. OLG–IS vienādojums atkarīgs ne tikai no pašreizējā perioda procentu likmes un gaidāmās inflācijas, bet arī no vēsturiskās procentu likmes, gaidāmās inflācijas un realizētās inflācijas. Tas ir tāpēc, ka laikā t ir T dažādu veidu aģenti, kas veic optimizāciju atbilstoši pieejamai informācijai. Jauni aģenti laikā t lemj par patēriņu, izmantojot informāciju par pašreizējo periodu. Savukārt gados vecāki aģenti laikā t jau izvēlējušies savu patēriņa līmeni iepriekšējos periodos, izmantojot tajā laikā pieejamo informāciju. Tāpēc šādi iespējams panākt daudzveidīgāku dinamisko sistēmu nekā standarta DNK–IS vienādojumā. OLG–IS vienādojums laikā t ir:

$$\hat{y}_t = \sum_{k=1}^T \frac{c_k^*}{y^*} \hat{c}_t^k \quad (12),$$

kur $\hat{y}_t$ ir atbilstoši ražīgumam koriģētās produkcijas izlaides uz vienu nodarbināto logaritma novirze no tā vērtības līdzsvarota izaugsmes tempa apstākļos. OLG–IS vienādojuma līkne ir atkarīga no kohortu patēriņa svērumu sadalījuma. Savukārt svērumu sadalījumu nosaka iedzīvotāju skaita pieauguma temps n un ražīguma līmeņa pieauguma temps paaudžu starpā g .

Visbeidzot, (13) un (14) vienādojums atspoguļo kapitāla vērtspapīru cenas un dividendu vienādojumus logaritmiski lineārā izteiksmē.

$$\hat{q}_t = \Omega \left[\left(\frac{div^*}{q^*} \widehat{div}_{t+1} + \hat{q}_{t+1} \right) - (\hat{i}_t - E_t\{\pi_{t+1}\}) \right] \quad (13),$$

$$\widehat{div}_t = \frac{y^*}{div^*} \hat{y}_t - \frac{W^* N^*}{P^* div^*} (\widehat{w}_t - \hat{p}_t + \hat{n}_t) \quad (14),$$

$$\text{kur } \Omega = \frac{(1+g)(1+n)}{(1+i^*)}.$$

Modeļa piedāvājuma puses logaritmiski linearizētie vienādojumi ir ražošanas funkcija un uz nākotni vērstais Filipsa vienādojums.⁶

$$\hat{y}_t = \hat{n}_t \quad (15),$$

$$\pi_t = \tilde{\beta} \tilde{\Lambda} E_t\{\pi_{t+1}\} + \tilde{\kappa} \widehat{m}_t \quad (16),$$

kur $\widehat{m}_t = \widehat{w}_t - \hat{p}_t$ ir reālo robežizmaksu novirze no tā līdzsvara stāvokļa un $\tilde{\kappa} = \frac{(1-\theta)(1-\theta\phi)}{\theta}$. $\tilde{\Lambda} = (C_t^{k+1}/C_t^k)^{-\sigma}$ ir patēriņa (bruto) pieauguma tempa līdzsvara stāvoklis. Inflāciju var izteikt kā robežizmaksu esošo un gaidāmo nākotnes noviržu no līdzsvara stāvokļa diskontēto summu, atrisinot minēto vienādojumu.

Pamatojoties uz OLG iestatījumu pieprasījuma pusē, iegūts netradicionāls Filipsa vienādojums. Atšķirībā no standarta Filipsa vienādojuma gaidāmās inflācijas un robežizmaksu svērumi atkarīgi no ražīguma un iedzīvotāju skaita pieauguma tempa. Aģentu ierobežotā dzīves ilguma dēļ (salīdzinājumā ar standarta DNK ietvaru) sabiedrība gaidāmo inflāciju novērtē par zemu. Tomēr, iedzīvotājiem novecojot

⁶ Piedāvājuma puses vienādojuma un Filipsa vienādojuma sakarības ieguve detalizēti atspoguļota (7) vienādojumā.

(un/vai palielinoties ražīguma pieauguma tempam), abi koeficienti (ϕ un $\tilde{\kappa}$) tuvojas vērtībām, kuras atspoguļo bezgalīgi dzīvojošā aģenta problēmu.

Līdzsvaru raksturo (10)–(16) vienādojums, kā arī monetāro politiku aprakstošais vienādojums.

3.7. Līdzsvarots izaugsmes temps

Lai iegūtu darbaspēka piedāvājuma N_k^* $k \in (1, R)$, patēriņa C_k^* $k \in (1, T)$ un procentu likmes i^* vērtības *līdzsvarota izaugsmes tempa* (BGP) apstākļos, tiek atrisināta vienādojumu sistēma, kuru veido $T - 1$ līdzsvara stāvokļa Eilera vienādojumi, R līdzsvara stāvokļa starplaiku darbaspēka-patēriņa vienādojumi, starplaiku budžeta ierobežojums un attiecīgo parametru σ , ψ , β , ε kopas tirgus klīringa nosacījums, kā arī iedzīvotāju skaita un ražīguma pieauguma temps (attiecīgi n un g).

BGP mainīgie ir normalizēti, pamatojoties uz jaunākās kohortas ražīgumu un nodarbināto skaitu attiecīgajā periodā.

$$C_{k-1}^{*-\sigma} = \beta((1+n)(1+g))^{-\sigma} C_k^{*-\sigma} (1+i^*) \quad k \in (2, T),$$

$$C_k^{*-\sigma} \frac{1/\mathcal{M}}{(1+g)^{k-1}} = N_k^{*\psi} \left(\frac{\sum_{i=0}^{R-1} (1+n)^i}{(1+n)} \right)^{\sigma+\psi} \quad k \in (1, R),$$

$$\sum_{k=1}^T C_k^* \left(\frac{(1+n)(1+g)}{1+i^*} \right)^{k-1} = \frac{1}{\mathcal{M}} \sum_{k=1}^R N_k^* \left(\frac{1+n}{1+i^*} \right)^{k-1},$$

$$\sum_{k=1}^T C_k^* = \sum_{k=1}^R \frac{N_k^*}{(1+g)^{k-1}}.$$

Tā kā patēriņa pieauguma temps ir konstants, (4) implicētais diskonta faktors BGP apstākļos arī ir konstants:

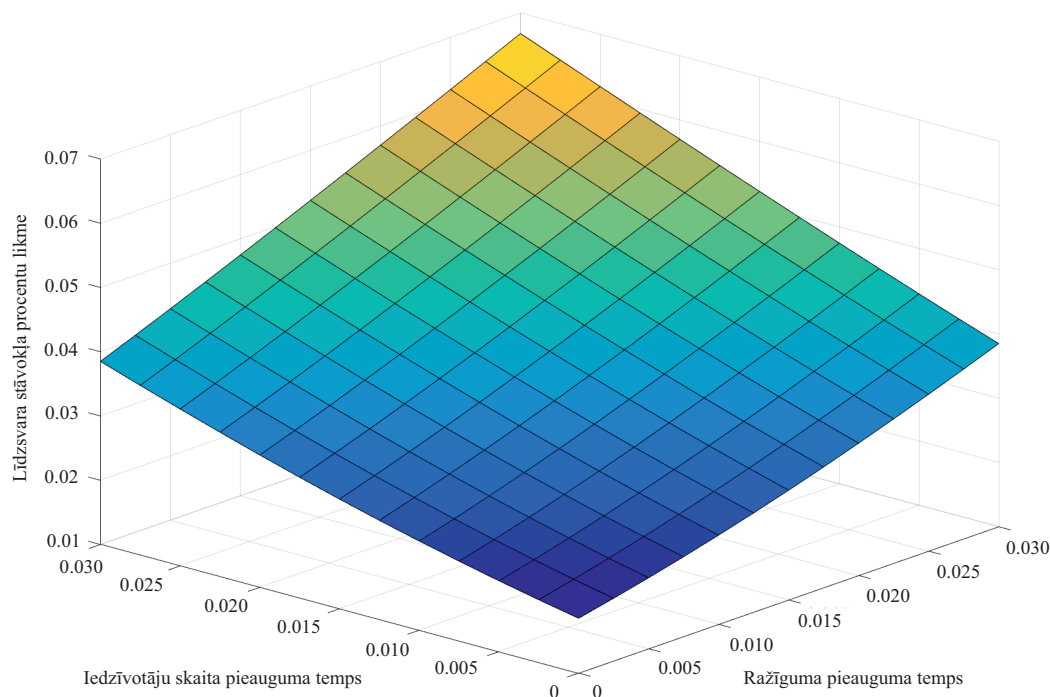
$$\Lambda = \frac{1}{1+i^*} = \beta[(1+n)(1+g)]^{-\sigma} \left(\frac{C_{k+1}^*}{C_k^*} \right)^{-\sigma}.$$

Minētā sakarība liecina, ka, citiem parametriem nemainoties, līdzsvara stāvokļa procentu likme palielinās līdz ar iedzīvotāju skaita pieaugumu. Šī sakarība atbilst empīriskajā literatūrā aprakstītajam⁷ un atspoguļo to, ka nodarbināto skaita sarukums liecina par mazāku darbaspēku salīdzinājumā ar kapitālu, kas pētījuma ietvarā pielīdzināms finanšu aktīviem, un tādējādi procentu likme samazinās. Līdzīgu sakarību var novērot attiecībā uz ražīguma pieauguma tempu starp paaudzēm un līdzsvara stāvokļa procentu likmi. Ja jaunākās paaudzes ražīgums ir lielāks salīdzinājumā ar iepriekšējo paaudzi, līdzsvara stāvokļa procentu likme palielinās. Ja ražīguma līmenis ir augsts, aģenti paredz, ka viņu turpmākie ienākumi būs augstāki par pašreizējiem. Tāpēc, lai izlīdzinātu patēriņu, aģenti šodien uzkrāj mazāk, un tādējādi veidojas augstākas procentu likmes. 4. attēlā ilustrēta sakarība starp ražīgumu, iedzīvotāju skaita pieauguma tempu un līdzsvara stāvokļa procentu likmes vērtību BGP apstākļos.

⁷ P. R. Krūgmans (*P. R. Krugman*) (22) norāda, ka Japānas iedzīvotāju novecošana ierobežojusi dabisko procentu likmi.

4. attēls

Sakarība starp līdzsvara stāvokļa procentu likmi, ražīgumu un iedzīvotāju skaita pieauguma tempu ($\sigma = 1, \psi = 1, \beta = 0.98$)



Izmantojot patēriņa C^* , nostrādāto stundu N^* un procentu likmes i^* līdzsvara stāvokļa vērtības, tiek aprēķināta atbilstoši ražīguma līmenim koriģētā kapitāla vērtspapīru cenu q^* un dividenžu div^* vērtība BGP apstākļos.

$$div^* = (1 - 1/\mathcal{M}) \sum_{k=1}^T C_k^*,$$

$$q^* = \frac{(1+n)(1+g)}{i^* - n - g} div^*.$$

Turklāt, izmantojot minētās līdzsvara stāvokļa vērtības un perioda budžeta ierobežojumus, tiek aprēķināti aģenta bagātības uzkrājumi dzīves laikā. Šajā analīzē kohortas bagātību veido aģenta bezriskā obligāciju un kapitāla vērtspapīru turējumu summa, un to izsaka šādi: $A_k^* = B_k^* + q^* S_k^*$.

$$A_1^* = \left(\frac{1}{\mathcal{M}} N_1^* - C_1^* \right),$$

$$A_k^* = \left(\frac{1}{\mathcal{M}} \frac{N_k^*}{(1+g)^{k-1}} - C_k^* + \frac{(1+i^*)}{(1+g)(1+n)} A_{k-1}^* \right) \quad k \in (2, R),$$

$$A_k^* = \left(-C_k^* + \frac{(1+i^*)}{(1+g)(1+n)} A_{k-1}^* \right) \quad k \in (R+1, T-1).$$

A^* vērtības atspoguļo personas mūža bagātības sadalījumu BGP apstākļos. Papildus tās arī atspoguļo kohortu bagātības sadalījumu.

4. KALIBRĒŠANA

Šajā nodaļā aprakstīta kvantitatīvās analīzes parametru noteikšana. Modelis kalibrēts, pamatojoties uz gada datiem. 2. tabulā apkopotas parametru un galveno mainīgo līdzsvara stāvokļa vērtības. (1)–(3) modelī iedzīvotāju skaita pieauguma temps n ir

nulle un kohortu ražīguma kāpuma tempam g piešķirtas atšķirīgas vērtības 0%, 1% un 2%. (4)–(6) modelī atšķirībā no (1)–(3) modeļa iedzīvotāju skaita pieauguma temps ir 0.25%, norādot uz tautsaimniecību ar zemāku OAD rādītāju. Lai veidotu ticamu modeļu salīdzinājumu, IES apgrieztā lieluma σ , darbaspēka piedāvājuma elastības ψ , pieprasījuma cenas elastības (un tādējādi uzcenojuma $\mathcal{M}$) un (subjektīvā) diskonta faktora β parametri saglabāti nemainīgi (sk. 2. tabulu). Iedzīvotāju skaita un ražīguma pieauguma tempa parametri izraudzīti tā, lai tie replicētu OAD rādītājus, neto bagātības sadalījuma struktūru un starp kohortām vērojamās darbaspēka piedāvājuma un patēriņa pārmaiņas saskaņā ar Mājsaimniecību finanšu un patēriņa apsekojuma (MFPA) datiem par Austrumeiropas ES valstīm un Rietumeiropas ES valstīm. Arī iegūtais bruto ienākumu attiecības pret patēriņu rādītājs, neto bagātības attiecības pret patēriņu rādītājs un neto bagātības attiecības pret ienākumiem rādītājs salīdzināti ar MFPA 2. posma ietvaros iegūtajiem rādītājiem.⁸

Eiropā vidējais paredzamais mūža ilgums ir aptuveni 85 gadi. T ir 65 gadi, pieņemot, ka cilvēks uzsāk darba gaitas 20 gadu vecumā un mirst 85 gadu vecumā. Saskaņā ar Eurostat statistiku OAD rādītājs 28 ES valstīs pēdējo 40 gadu laikā palielinājies no 20% 1980. gadā līdz 33% 2018. gadā. Itālijā, kuras 2000.–2018. gada vidējais OAD rādītājs ir 33%, iedzīvotāju vidējais vecums ir lielākais ES valstīs (sk. B pielikumu un B.1. att.). Tajā pašā periodā Austrumeiropas ES valstu un Rietumeiropas ES valstu OAD rādītājs bija aptuveni 27%. Kalibrēšanas mērķiem izraudzīto valstu grupu (Rietumeiropas ES valstu, Austrumeiropas ES valstu un Itālijas⁹) iedzīvotāju skaita pieauguma temps saskaņots ar OAD rādītāju.

2. tabula

Parametru vērtības un līdzsvara stāvokļi

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
σ	1	1	1	1	1	1
ψ	1	1	1	1	1	1
n	0.0	0.0	0.0	0.0025	0.0025	0.0025
g	0.0	0.01	0.02	0.0	0.01	0.02
ε	11	11	11	11	11	11
μ	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1
β	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98	0.98
$div *$	0.098	0.077	0.062	0.098	0.077	0.063
$q *$	5.30	5.57	5.95	5.68	6.02	6.42
$i *$	0.019	0.024	0.031	0.020	0.025	0.033
OAD	30.0	30.0	30.0	27.6	27.6	27.6

Avots: autoru veiktas dažādu modeļa specifikāciju aplēses.

Piezīme. $T = 65$, $R = 50$.

No 1996. gada līdz 2018. gadam ražīguma vidējais gada pieauguma temps bija pozitīvs un zemāks par 1% lielākajā daļā Rietumeiropas ES valstu, izņemot Itāliju,

⁸ MFPA 2. posms īstenots 2013.–2014. gadā. Informācija par katras valsts datu atsaucē gadu norādīta 2016. gada MFPA 1.1. tabulā.

⁹ Itālijas gadījums aplūkots atsevišķi saistībā ar divu galveno modeļa parametru unikālu kombināciju – gan iedzīvotāju skaita pieauguma temps, gan ražīguma kāpuma temps ir tuvi nullei.

kur ražīguma vidējais gada pieauguma temps bija 0%. Savukārt Austrumeiropas ES valstīs ražīguma vidējais gada pieauguma temps attiecīgajā periodā bija 3% (sk. B pielikumu un B.2. att.). Novērotā ražīguma pieauguma tempu atšķirība iestrādāta modelī kā *paaudžu neviendabīguma* pieņēmums. Tiek pieņemts, ka aģentu ražīguma līmenis mūža laikā saglabājas nemainīgs. Tomēr katras nākamās paaudzes ražīguma līmenis palielinās par g procentiem. Tāpēc noteiktā brīdī nodarbināto ražīguma līmenis samazinās, nodarbinātajiem kļūstot vecākiem.

3. tabula

Neto bagātības sadalījums valstu grupās

	Itālija	Rietumeiropas ES valstis	Austrumeiropas ES valstis
Iedzīvotāju ar vidējo neto bagātību vecums	55–60	40–45	35–40
Iedzīvotāju ar maksimālo neto bagātību vecums	70–75	65–70	50–55

Avots: autoru aprēķini, pamatojoties uz MFPA 2. posma datiem.

Piezīmes. Neto bagātības mainīgie aplēsti uz vienu pieaugušo māsaimniecības locekli; vecums atspoguļo māsaimniecības atbildētājpersoņas vecumu. Austrumeiropas ES valstis ir Ungārija, Latvija, Igaunija, Slovēnija un Slovākija. Rietumeiropas ES valstis ir Austrija, Beļģija, Kipra, Vācija, Spānija, Somija, Francija, Grieķija, Īrija, Itālija, Luksemburga, Malta, Nīderlande un Portugāle. Vērtība reģionu dalījumā aplēsta kā vienkāršā vidējā vērtība.

4. tabula

Modeļa kalibrēšanas rezultāti: neto bagātības sadalījuma struktūra

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Iedzīvotāju ar vidējo neto bagātību vecums	50	41	33	48	38	31
Iedzīvotāju ar maksimālo neto bagātību vecums	69	69	52	69	69	49

Avots: autoru veiktas dažādu modeļa specifiskāciju aplēses.

Pieņēmums par paaudzei raksturīgu ražīguma līmeni ļauj sastatīt iedzīvotāju ar vidējas un maksimālas neto bagātības turējumiem vecumu ar MFPA 2. posma rezultātiem (sk. 3. un 4. tabulu). D.1. attēlā atspoguļots neto bagātības sadalījums pēc vecuma, pamatojoties uz modeļos definēto attiecīgo iedzīvotāju skaita un ražīguma pieauguma tempu (sk. 2. tabulu). Pieaugot ražīguma atšķirībām starp paaudzēm un samazinoties OAD rādītājam, bagātības sadalījums nosveras par labu gados jaunākām kohortām.

Papildus izmantoti MFPA dati, lai kalibrētu modeli attiecībā uz ienākumu un patēriņa pieauguma tempu kohortu dalījumā (sk. 5. un 6. tabulu). Šajā modelī patēriņa un darba ienākumu pieauguma temps starp kohortām ir konstants. Saskaņā ar MFPA datiem patēriņa un darba ienākumu pieauguma temps vecuma grupā no 35 līdz 75 gadiem ir konstants, jo lielākajā daļā valstu maksimālais ienākumu līmenis ir sasniegts jau līdz 40 gadu vecumam. Trijās valstu grupās pieauguma tempi būtiski atšķiras: vislētākās pārmaiņas starp kohortām vērojamas Itālijā, bet visstraujākās – Austrumeiropas ES valstīs (sk. 5. tabulu). Šis novērojums atbilst pieņēmumam par ražīguma neviendabīgumu starp paaudzēm. Lielākas ražīguma atšķirības starp kohortām izraisa straujāku algas ienākumu sarukumu (sk. 6. tabulu), savukārt patēriņu ietekmē algas ienākumu un neto bagātības pārmaiņas. Uzkrājot neto bagātību ātrāk

(saskaņā ar (6) modeli), patēriņa pieauguma temps sarūk lēnāk nekā darba ienākumu kāpuma temps (sk. 6. tabulu), un tas saskan ar 5. tabulā sniegtajiem Austrumeiropas ES valstu rezultātiem. Rietumeiropas ES valstīs patēriņa un darba ienākumu sarukuma tempi ir līdzīgāki.

5. tabula

Patēriņa un darba ienākumu pārmaiņu temps valstu grupu dalījumā

	Itālija		Rietumeiropas ES valstis		Austrumeiropas ES valstis	
	vidējais	mediāna	vidējais	mediāna	vidējais	mediāna
Pārmaiņas kopējos ienākumos uz vienu pieaugušo mājsaimniecības locekli vecumā no 35 līdz 75 gadiem	0.000	-0.003	-0.004	-0.007	-0.015	-0.014
Pārmaiņas kopējā patēriņā uz vienu pieaugušo mājsaimniecības locekli vecumā no 35 līdz 75 gadiem	-0.001	-0.001	-0.003	-0.004	-0.007	-0.005

Avots: autoru aprēķini, pamatojoties uz MFPA 2. posma datiem.

Piezīmes. Kopējais patēriņš un bruto ienākumi aplēsti uz vienu pieaugušo mājsaimniecības locekli. Austrumeiropas ES valstis ir Ungārija, Latvija, Igaunija, Slovēnija un Slovākija. Rietumeiropas ES valstis ir Austrija, Beļģija, Kipra, Vācija, Spānija, Somija, Francija, Grieķija, Īrija, Itālija, Luksemburga, Malta, Nīderlande un Portugāle. Vērtība reģionu dalījumā aplēsta kā vienkāršā vidējā vērtība.

6. tabula

Modeļa kalibrēšanas rezultāti: darba ienākumu un patēriņa pārmaiņas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$N_R^*/N_{R-1}^* - 1$	0.002	-0.003	-0.010	-0.002	-0.007	-0.014
$C_T^*/C_{T-1}^* - 1$	-0.002	-0.007	-0.010	-0.003	-0.007	-0.010

Avots: autoru veiktas dažādu modeļa specifiskāciju aplēses.

7. tabulā apkopoti dažādu vecuma grupu patēriņa, ienākumu un neto bagātības rādītāji, kas iegūti no MFPA datiem. Var novērot, ka bruto ienākumu attiecība pret patēriņu ir 1–2. Palielinoties vecumam, pieaug neto bagātības attiecība pret patēriņu. Rietumeiropas ES valstu lielāka vecuma kohortās šis rādītājs var sasniegt 8, bet Austrumeiropas ES valstīs tas var pārsniegt 20. Palielinoties vecumam, pieaug arī neto bagātības attiecība pret bruto ienākumiem, un tā ir vidēji zemāka par neto bagātības attiecību pret patēriņu. 8. tabulā sniegtie modeļa kalibrēšanas rezultāti apjoma un virzības ziņā ir līdzīgi rādītājiem, kas iegūti no MFPA datiem.

7. tabula

Patēriņa, neto bagātības un bruto ienākumu rādītāji vecuma un valstu grupu dalījumā

	Itālija		Rietumeiropas ES valstis		Austrumeiropas ES valstis	
Bruto ienākumu attiecība pret patēriņu	vidējais	mediāna	vidējais	mediāna	vidējais	mediāna
līdz 30 gadiem	1.06	1.11	0.95	1.61	1.16	1.81
no 31 gada līdz 40 gadiem	1.20	1.21	1.31	2.18	1.54	2.56
no 41 gada līdz 50 gadiem	1.25	1.23	1.08	2.09	1.54	2.83
no 51 gada līdz 64 gadiem	1.32	1.34	1.12	2.00	1.50	2.69
65 gadi un vairāk	1.29	1.28	1.01	1.34	1.67	2.25
Neto bagātības attiecība pret patēriņu	vidējais	mediāna	vidējais	mediāna	vidējais	mediāna
līdz 30 gadiem	4.02	0.67	1.89	1.67	3.39	2.04
no 31 gada līdz 40 gadiem	6.08	3.15	3.48	4.20	5.48	5.80
no 41 gada līdz 50 gadiem	8.10	5.23	3.83	5.86	7.82	10.82
no 51 gada līdz 64 gadiem	10.62	7.50	4.99	7.47	11.00	15.81
65 gadi un vairāk	11.53	7.90	6.50	7.65	17.49	18.45
Neto bagātības attiecība pret bruto ienākumiem	vidējais	mediāna	vidējais	mediāna	vidējais	mediāna
līdz 30 gadiem	3.77	0.61	2.04	1.02	3.06	1.07
no 31 gada līdz 40 gadiem	5.06	2.62	2.75	2.04	3.79	2.36
no 41 gada līdz 50 gadiem	6.50	4.25	3.77	2.90	5.46	4.08
no 51 gada līdz 64 gadiem	8.05	5.61	4.80	4.05	7.54	6.18
65 gadi un vairāk	8.98	6.19	6.75	5.71	10.72	8.87

Avots: autoru aprēķini, pamatojoties uz MFPA 2. posma datiem.

Piezīmes. Kopējā patēriņa, bruto ienākumu un neto bagātības mainīgie aplēsti uz vienu pieaugušo māsaimniecības locekli; vecums atspoguļo māsaimniecības atbildētājpersoņas vecumu. Austrumeiropas ES valstis ir Ungārija, Latvija, Igaunija, Slovēnija un Slovākija. Rietumeiropas ES valstis ir Austrija, Beļģija, Kipra, Vācija, Spānija, Somija, Francija, Grieķija, Īrija, Itālija, Luksemburga, Malta, Nīderlande un Portugāle. Vērtība reģionu dalījumā aplēsta kā vienkāršā vidējā vērtība.

8. tabula

Modeļa kalibrēšanas rezultāti: patēriņa, neto bagātības un darba ienākumu līdzsvara stāvokļa rādītāji

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$w * N^* / C^*$						
līdz 30 gadiem	1.1	1.3	1.5	1.1	1.3	1.6
no 31 gada līdz 40 gadiem	1.1	1.2	1.2	1.1	1.2	1.2
no 41 gada līdz 50 gadiem	1.2	1.1	1.0	1.2	1.1	1.0
no 51 gada līdz 64 gadiem	1.2	1.0	0.8	1.2	1.0	0.7
65 gadi un vairāk	1.3	1.0	0.6	1.2	0.9	0.6
A^* / C^*						
līdz 30 gadiem	0.5	1.8	3.6	0.8	2.2	4.1
no 31 gada līdz 40 gadiem	1.9	4.9	8.5	2.5	5.7	9.5
no 41 gada līdz 50 gadiem	3.9	7.5	11.5	4.8	8.5	12.5
no 51 gada līdz 64 gadiem	7.7	10.4	13.1	8.3	11.1	13.7
65 gadi un vairāk	8.1	8.2	8.4	8.1	8.3	8.4
$A^* / (w * N^*)$						
līdz 30 gadiem	0.5	1.5	2.5	0.7	1.7	2.7
no 31 gada līdz 40 gadiem	1.6	4.1	7.1	2.2	4.8	7.9
no 41 gada līdz 50 gadiem	3.3	6.8	11.7	4.1	7.9	13.2
no 51 gada līdz 64 gadiem	6.3	10.2	16.9	7.1	11.6	19.2
65 gadi un vairāk	9.3	13.1	20.3	10.0	14.4	23.0

Avots: autoru veiktas dažādu modeļa specifiku aplēses.

Filipsa sakarības koeficienti $\phi = \tilde{\beta}\tilde{\Lambda}$ un κ (sk. (16) vienādojumu un 9. tabulu) uzsver, ka tautsaimniecībā, kuras raksturo paaudžu nevienādīgums, pašreizējā inflācija relatīvi vairāk atkarīga no inflācijas gaidām un mazāk – no reālo robežizmaksu novirzēm. Ražīguma atšķirībām kohortu starpā samazinoties, reālo robežizmaksu novirzes relatīvā nozīme palielinās.

9. tabula

Modeļa kalibrēšanas rezultāti: Filipsa vienādojuma koeficienti

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ϕ	0.982	0.986	0.990	0.983	0.987	0.990
κ	0.088	0.087	0.086	0.088	0.086	0.086
$\tilde{\beta}$	0.980	0.970	0.961	0.978	0.968	0.958

Avots: autoru veiktas dažādu modeļa specifiku aplēses.

Visbeidzot, G. A. Kalvo (5) cenu nemainības parametrs θ ir 0.75. Dž. Teilora (29) principa koeficienti ir $\phi_{\pi} = 0.625$ attiecībā uz inflāciju un $\phi_y = 0.3$ attiecībā uz produkcijas izlaides starpību. Atšķirībā no jaunā Keinsa standartmodeļa tiek pieņemts, ka $\phi_{\pi} < 1$ vērtībām līdzsvars ir noteikts. Tas saistīts ar OLG iestatījumu problēmu pieprasījuma pusē. Šoka noturība ρ_v ir 0.2, nodrošinot procentu likmes atgriešanos līdzsvara stāvoklī pēc trijiem gadiem. Visās modeļa specifikācijās tiek izmantots viens

un tas pats Dž. Teilora (29) princips ar to pašu koeficientu, tādējādi pieņemot, ka visos gadījumos īstenota viena monetārā politika.

5. KVANTITATĪVĀ ANALĪZE

Šajā nodaļā analizēta monetārās politikas šoka ietekme uz agregētajiem un kohortām raksturīgajiem mainīgajiem iepriekš aprakstītā modeļa tautsaimniecībā. Tiek apsvērta monetārās politikas procentu likmju jauninājumu ietekme Austrumeiropas ES valstīs, kurās ir augsts ražīguma un iedzīvotāju skaita pieauguma temps, un Rietumeiropas ES valstīs, kurās ir zems ražīguma un iedzīvotāju skaita pieauguma temps.

Kā aprakstīts iepriekš, monetārās politikas stingrības palielināšanas šoks ietekmē tautsaimniecību pa trijiem kanāliem. 1) *Aizstāšanas ietekme*: palielinoties pašreizējām patēriņa cenām, aģenti parasti atliek patēriņu uz vēlāku laiku. Aģentam kļūstot vecākam, aizstāšanas ietekme samazinās, jo palielinās aģenta MPC. 2) *Bagātības ietekme*: palielinoties procentu likmei, pieaug aģenta nākotnes finanšu ienākumi, tāpēc aģenta pašreizējais patēriņš parasti ir lielāks. Bagātības sadalījums ir izšķirošs šīs ietekmes faktors. 3) Visbeidzot, tā kā lietderības funkcijā ietvertas nostrādātās stundas, pozitīva monetārās politikas šoka rezultātā mainās aģentu starplaiku darbaspēka piedāvājuma lēmums. Augstāku procentu likmju dēļ aģenti vēlas piedāvāt vairāk darbaspēka, lai gūtu ienākumus un veidotu lielākus uzkrājumus nākotnei. Tomēr pārmērīga darbaspēka piedāvājuma dēļ pazeminās algas līmenis. Tāpēc nodarbināto darbaspēka ienākumi samazinās, izraisot kopējā pieprasījuma un darbaspēka pieprasījuma pazemināšanos un tādējādi – turpmāku darba ienākumu sarukumu. Šis ir negatīvās *ienākumu ietekmes* kanāls. Sākotnēji modeļa dinamika tiek analizēta, nosakot IES apgrieztā lieluma σ vērtību 1. Tādējādi procentu likmju pārmaiņas neietekmēs patēriņu caur pirmajiem diviem kanāliem – procentu likmju pārmaiņu *aizstāšanas ietekme* dzēs *bagātības ietekmi* uz patēriņu, un vienīgais atlikušais kanāls ir negatīvā *ienākumu ietekme*. Pētījuma 5.1. apakšnodaļā "Jūtīguma analīze" analizēta pozitīvu monetārās politikas šoku radītā ietekme gan individuālā, gan kopsavilkuma līmenī dažādās aizstājamības elastības pakāpēs.

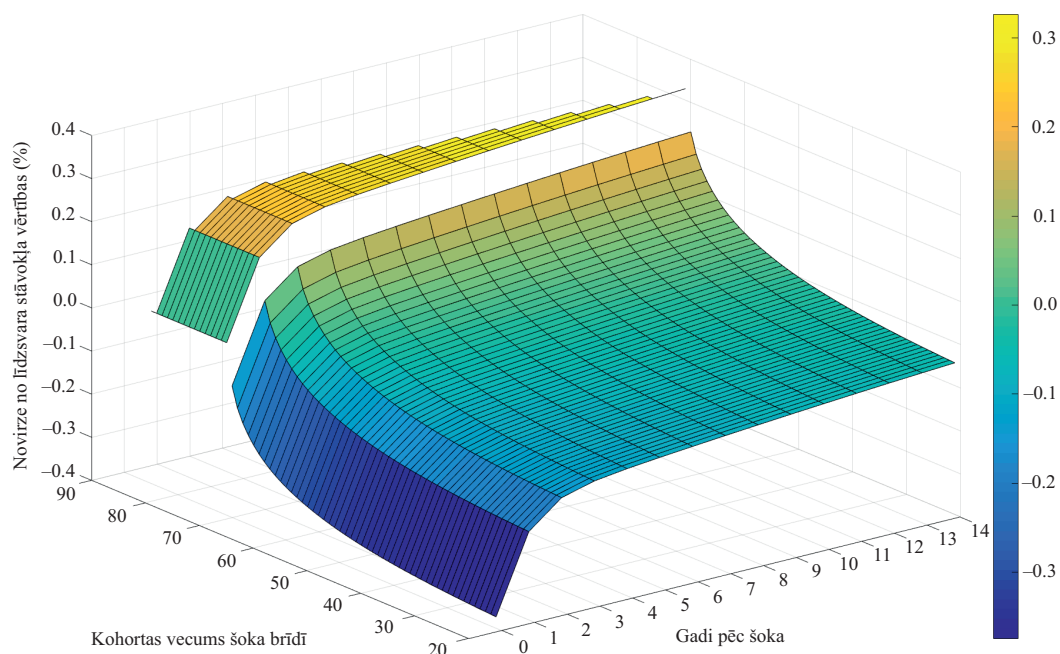
Vispirms salīdzināta Rietumeiropas ES valstīs un Austrumeiropas ES valstīs vērotā patēriņa un darbaspēka reakcija uz šoku, kas saistīts ar monetārās politikas procentu likmju palielināšanu par 25 bāzes punktiem, laika gaitā attiecībā uz katru kohortu. Līdzīgi 2. nodaļā sniegtajai BVAR analīzei Rietumeiropas ES valstīs un Austrumeiropas ES valstīs var novērot būtiskas IRF atšķirības attiecībā uz monetārās politikas šoku, un kohortu līmenī spēcīgāka reakcija vērojama Austrumeiropas ES valstīs. 5. attēlā atspoguļotas kohortu patēriņa IRF, pieņemot, ka Rietumeiropas ES valstī Itālijā iedzīvotāju skaita pieauguma temps un ražīguma kāpuma temps ir 0%.¹⁰ X ass parāda vecumu šoka brīdī, y ass – gadus pēc šoka, z ass – patēriņa līmeņa novirzi no līdzsvara stāvokļa vērtības.¹¹

¹⁰ Austrumeiropas ES valstu patēriņa un darbaspēka reakciju uz šoku, kas saistīts ar monetārās politikas procentu likmju palielināšanu par 25 bāzes punktiem, sk. 11. att.

¹¹ Šajā pētījumā impulsa reakciju interpretācija atšķiras no bezgalīgi dzīvojošu aģentu standartmodeļa. Standarta iestatījumi ietver tikai viena veida reprezentatīvo aģentu, un šā aģenta patēriņa reakcija uz šoku atspoguļota vienā grafiskajā attēlā. Savukārt šajā ietvarā noteikti 65 dažādi aģenti, tāpēc šo aģentu lēmumi attiecībā uz patēriņu un darbaspēka nodrošināšanu atspoguļoti virsmas diagrammās.

5. attēls

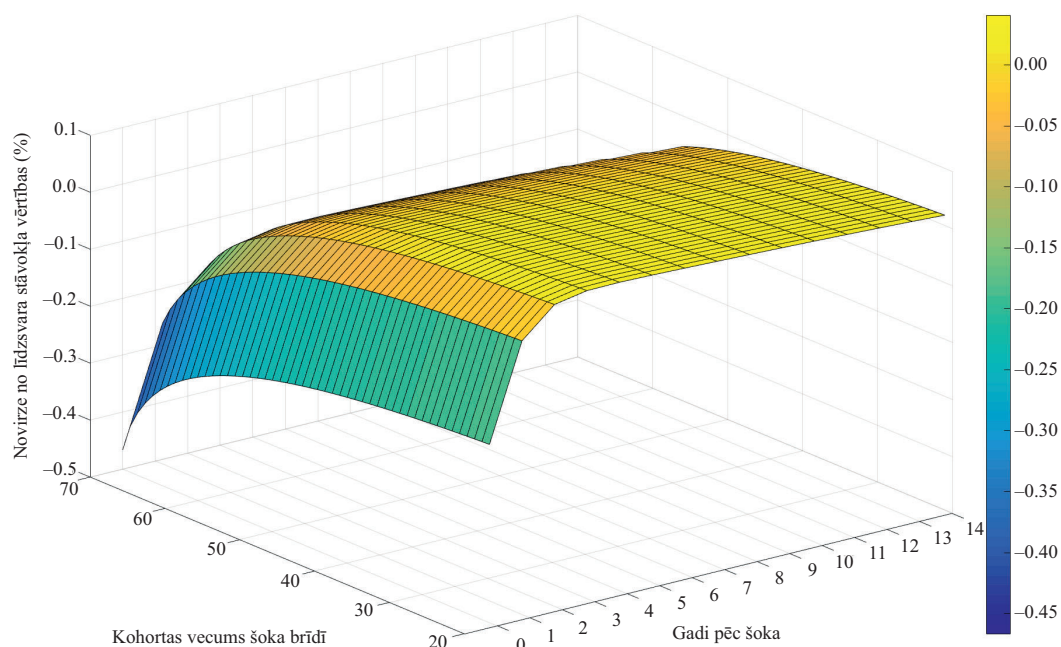
Patēriņa reakcija uz šoku, kas saistīts ar monetārās politikas procentu likmju palielināšanu par 25 bāzes punktiem (Rietumeiropas ES valstis)



5. attēls parāda, ka pēc pozitīva monetārās politikas jauninājuma patēriņa līmenis pazeminās. Nodarbinātajiem kļūstot vecākiem, to patēriņa sarukums ir mazāks. Turklāt pensijā aizgājušo agentu patēriņš nemainās, jo saskaņā ar šiem parametriem *bagātības ietekme dzīvē aizstāšanas ietekmi*. Pensijā aizgājušie aģenti neizjūt negatīvo *ienākumu ietekmi*, jo šo agentu ienākumu avots ir tikai finanšu aktīvi. Savukārt darbaspējas vecuma iedzīvotāju darba ienākumos ietekme ir jūtama. Procentu likmes pieaugums nosaka darbaspēka piedāvājuma kāpumu. Vienlaikus kopējais pieprasījums un līdz ar to arī darbaspēka pieprasījums samazinās, un tāpēc turpina sarukt (reālā) alga. Aģentu (īpaši gados jaunu nodarbināto), kuriem ir relatīvi mazāk aktīvu turējumu, pieprasījums samazinās. Reālās algas sarukuma negatīvo ietekmi mazāk jūt vecāka gadagājuma iedzīvotāji, jo reālās algas samazināšanās palielina peļņu un līdz ar to – aktīvu turētāju dividenžu ienākumus. Rietumeiropas ES valstīs maksimālais uzkrātās bagātības līmenis tiek sasniegts pensionēšanās vecumā. Tāpēc, aģentiem kļūstot vecākiem, vērojams lielāks darbaspēka piedāvājuma sarukums (sk. 6. att.), bet patēriņš samazinās mazāk (sk. 5. att.). Samazinoties paredzamajam dzīves ilgumam un/vai veidojoties lielākiem bagātības uzkrājumiem, aģentu darbaspēka piedāvājuma lēmums kļūst neelastīgāks attiecībā pret algas līmeņa pārmaiņām, t.i., algas līmeņa pārmaiņu radītā ienākumu ietekme uz aģentu darbaspēka piedāvājuma lēmumu samazinās.

6. attēls

Darbspēka reakcija uz šoku, kas saistīts ar monetārās politikas procentu likmju palielināšanu par 25 bāzes punktiem (Rietumeiropas ES valstis)



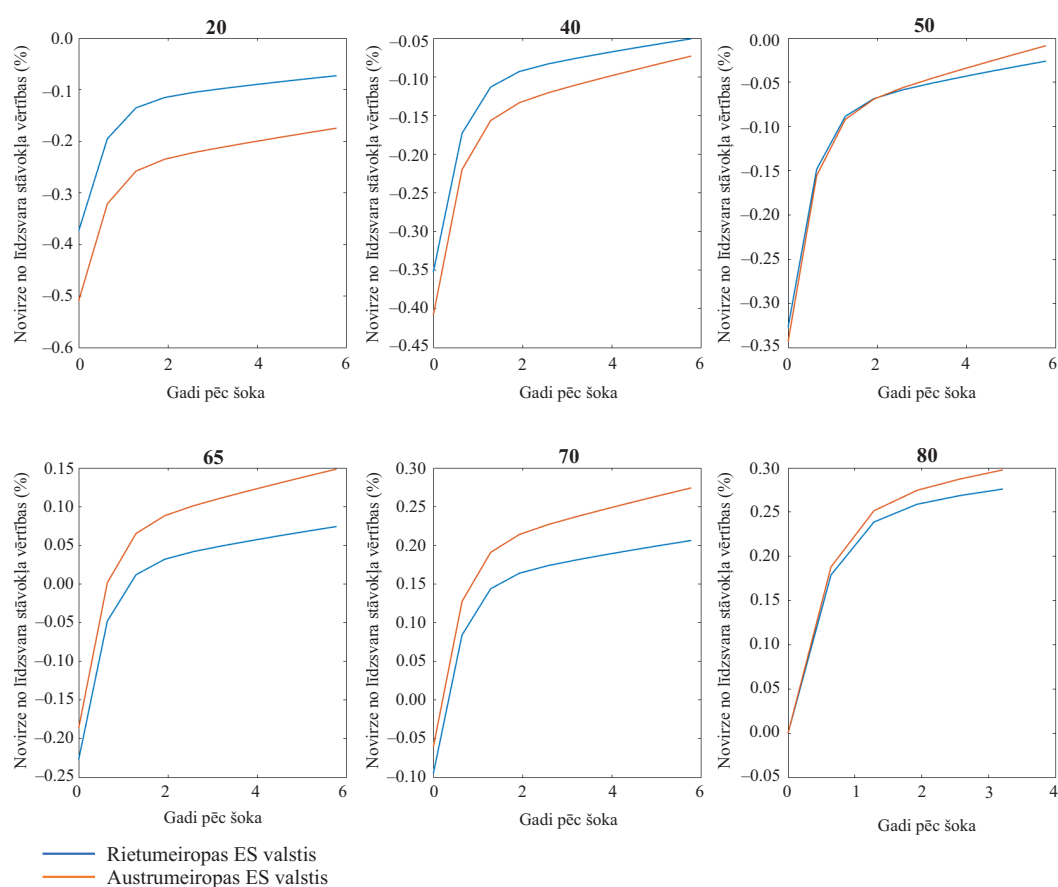
7. attēlā salīdzinātas patēriņa IRF ar šoku, kas saistīts ar monetārās politikas procentu likmju palielināšanu par 25 bāzes punktiem, dažādās vecuma grupās (20, 40, 50, 65, 70 un 80 gadu), pieņemot, ka Austrumeiropas ES valstīs iedzīvotāju skaita pieauguma temps un ražīguma kāpuma temps ir attiecīgi 0.25% un 2%, bet Rietumeiropas ES valstīs – 0%. Iepriekšējā modeļa specifikācijā ir lielāks gados jaunāku nodarbināto patēriņa sarukums. Vienlaikus vidēja vecuma nodarbināto patēriņa līmenis abos gadījumos samazinās vienādā apjomā. Austrumeiropas ES valstīs ražīguma atšķirības starp kohortām nosaka atšķirīgus atbilstoši ražīgumam koriģētās algas līmeņus. Tāpēc, ņemot vērā, ka vidēja vecuma aģentu ražīguma līmenis ir zemāks par gados jaunāku nodarbināto ražīguma līmeni, vidēja vecuma aģentu darba ienākumi sarūk mazāk. Palielinoties procentu likmei, Austrumeiropas ES valstīs gados jauni aģenti parasti piedāvā vairāk darbaspēka, tādējādi izraisot lielāku algas sarukumu nekā Rietumeiropas ES valstīs. Nozīmīgāku darbaspēka pieprasījuma sarukumu nosaka lielāks darba ienākumu kritums, kura dēļ vairāk samazinās kopējais pieprasījums. Algas pazemināšanās dēļ palielinās dividenžu ienākumi. Tāpēc Austrumeiropas ES valstīs patēriņa kritumu daļēji kompensē lielāka aktīvu turējumu atdeve. Tā kā Austrumeiropas ES valstīs maksimālais uzkrātās bagātības līmenis tiek sasniegts 50–55 gadu vecumā, šajās valstīs kohortu sākotnējās reakcijas līkne ir stāvāka nekā Rietumeiropas ES valstīs.

8. attēlā attēlotas apkopoto mainīgo pārmaiņas, reaģējot uz monetārās politikas stingrības palielināšanas šoku. Produkcijas izlaides sarukuma apjoms atšķiras atkarībā no iedzīvotāju demogrāfiskās struktūras un ražīguma līmeņa (un tādējādi – neto bagātības sadalījuma). Tā kā šis ir pieprasījumā balstīts modelis, kurā darbaspēks ir vienīgais galapatēriņa preču ražošanas faktors, pieprasījums pēc darbaspēka samazinās atbilstoši produkcijas izlaides sarukuma apjomam. Ražīguma kāpuma atšķirības starp kohortām nosaka lielāku reālās algas – un tādējādi arī darbaspēka

piedāvājuma – kritumu Austrumeiropas ES valstīs. Jaunajā Keinsa modelī inflācijas avots ir robežizmaksas. Tādējādi Austrumeiropas ES valstīs vērojams spēcīgāks inflācijas sarukums. Šis rezultāts atbilst M. Feldkirhera un F. Hūbera (13), L. Fadejevas, M. Feldkirhera un T. Reinigera (12), P. Burjela un A. Galezi (4) un J. Hājeka un R. Horvāta (18) pētījumos sniegtajiem empīriskajiem datiem, kas liecina, ka produkcijas izlaides un inflācijas reakcija uz monetārās politikas šoku Centrāleiropas un Austrumeiropas valstīs varētu būt lielāka nekā citās eiro zonas valstīs.

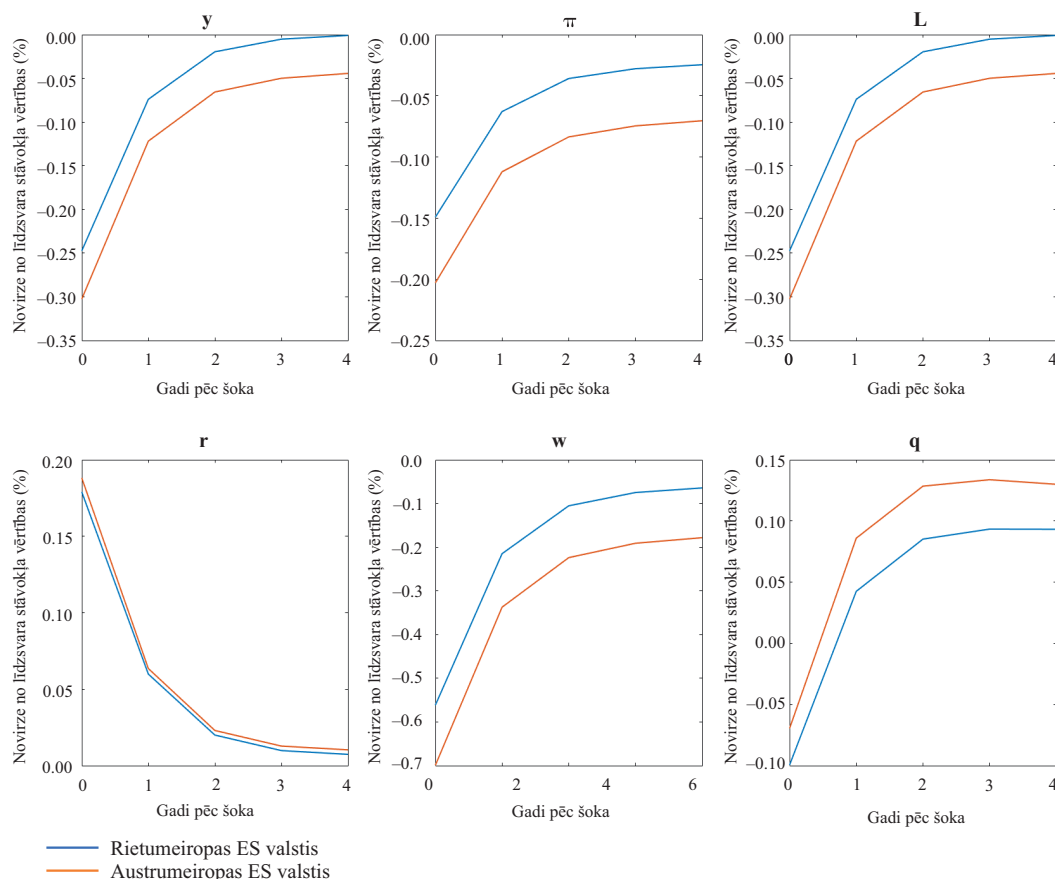
7. attēls

Kohortu patēriņa reakcija uz šoku, kas saistīts ar monetārās politikas procentu likmju palielināšanu par 25 bāzes punktiem



8. attēls

Reakcija uz šoku, kas saistīts ar monetārās politikas procentu likmju palielināšanu par 25 bāzes punktiem



Turklāt Rietumeiropas ES valstīs aktīvu cenas krīt straujāk, un tas, iespējams, skaidrojams ar faktu, ka vecāka gadagājuma aģentiem tautsaimniecībās, kurās ir lielāks iedzīvotāju vidējais vecums, ir lielāki finanšu aktīvu turējumi nekā tautsaimniecībās, kurās ir mazāks iedzīvotāju vidējais vecums. Tāpēc Rietumeiropas ES valstīs aktīvu cenu reakcija uz to pašu monetārās politikas šoku ir spēcīgāka. Pensijas periodā vecāka gadagājuma aģenti pārdod savus aktīvus, mazinot savus uzkrājumus. Austrumeiropas ES valstīs paaudžu neviendabīguma dēļ bagātības uzkrājumi tiek izveidoti jau pirms pensionēšanās vecuma, un iedzīvotāji var sākt mazināt uzkrājumus agrāk. Tādējādi pensijas vecumā finanšu aktīvu piedāvājums ir ierobežots, un lielāka pieprasījuma apstākļos Austrumeiropas ES valstīs aktīva cena samazinās mazāk nekā Rietumeiropas ES valstīs. Turklāt Rietumeiropas ES valstīs finanšu aktīvu piedāvājums ir lielāks augstāka apgādājamo darbības vecumu pārsniegušo cilvēku īpatsvara dēļ. Tāpēc aktīva cena samazinās vairāk, sasniedzot reālās procentu likmes kāpuma līmeni.

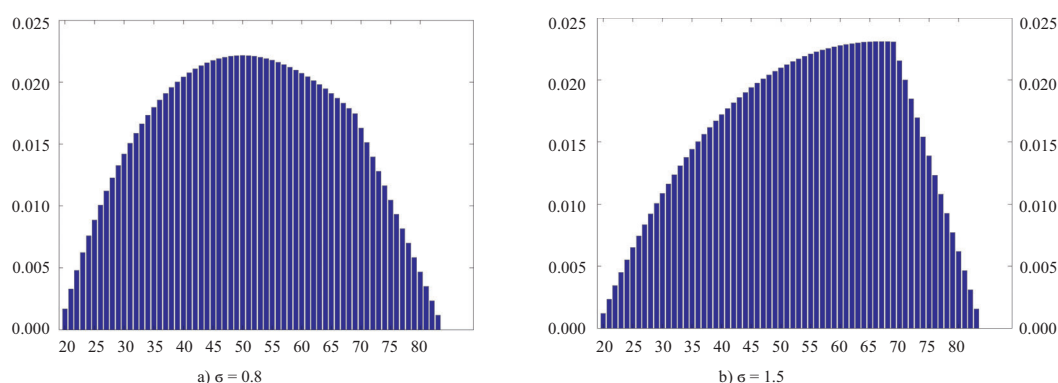
5.1. Jūtīguma analīze

Papildus ražīguma līmeņa un demogrāfiskās struktūras atšķirībām neto bagātības sadalījuma struktūru ietekmē arī citi iespējami faktori. Viens no šādiem faktoriem ir IES (apvērsta lielums), ar ko mēra pašreizējā patēriņa korekcijas līmeni, reaģējot uz monetārās politikas procentu likmju pārmaiņām. 9. attēlā parādītas dažādu IES neto bagātības sadalījuma struktūras. Kreisajā panelī atspoguļots tautsaimniecības neto

bagātības sadalījums pēc vecuma, pamatojoties uz augstu IES ($\sigma = 0.8$), bet labajā panelī sniegta situācijas atspoguļojums, pamatojoties uz zemu IES ($\sigma = 1.5$).

9. attēls

Neto bagātības sadalījums starp vecuma grupām



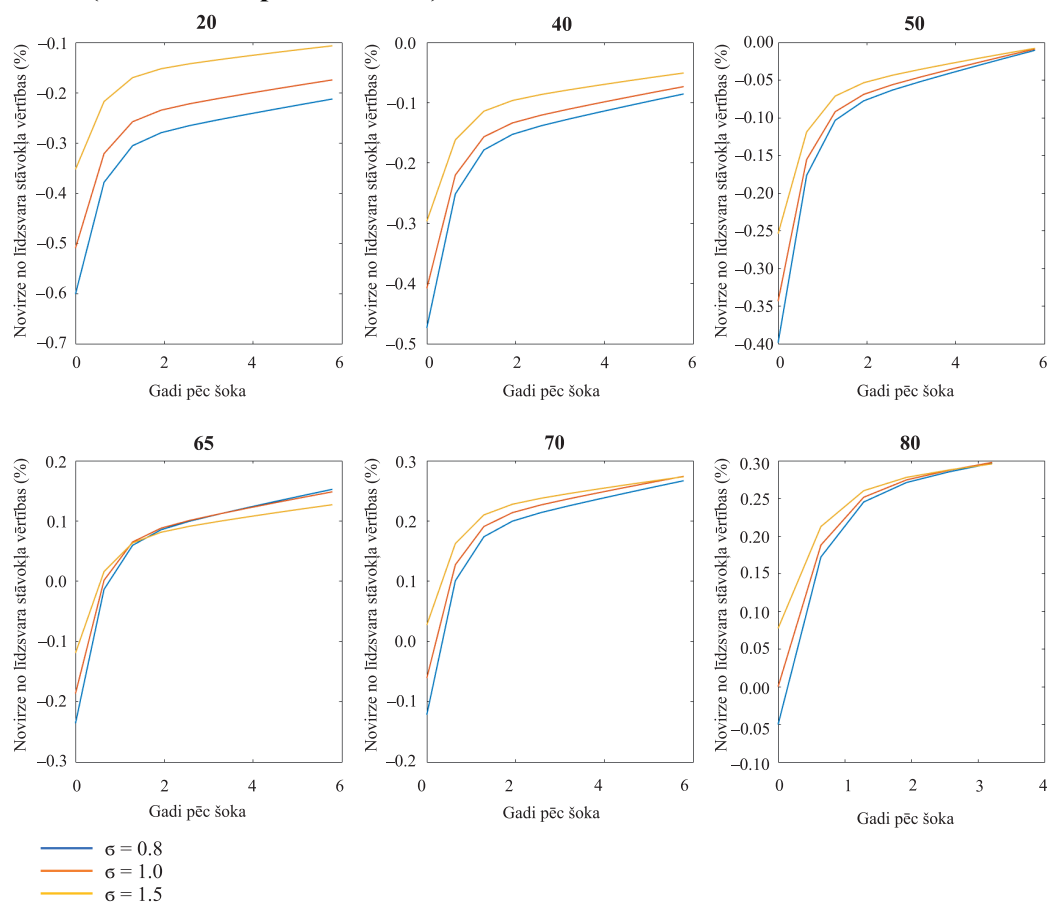
Tā kā nav pieejama precīza šā parametra vērtība, iepriekš abām valstu grupām tika piešķirta viena un tā pati vērtība. Tomēr aprakstoši var teikt, ka starp Austrumeiropas ES valstīm un Rietumeiropas ES valstīm vērojamas kultūras un sociālās atšķirības, kuras varētu skaidrot ar IES. Tagad tiek salīdzināta impulsa reakcija uz šoku, kas saistīts ar monetārās politikas procentu likmju palielināšanu par 25 bāzes punktiem, izmantojot Austrumeiropas ES valstu modeļa specifikāciju ar atšķirīgiem σ līmeņiem: $\sigma = 0.8$, $\sigma = 1$ un $\sigma = 1.5$.¹² 10. attēlā atspoguļotas dažādu kohortu patēriņa impulsa reakcijas. Augstāks σ līmenis (zema IES) norāda uz spēcīgāku *bagātības ietekmi* un vājāku *aizstāšanas ietekmi*, tāpēc katras vecuma grupas patēriņa līmenis samazinās mazāk. Turklāt, paaugstinoties IES, politikas pārmaiņu ietekme uz (kohortu) patēriņa līmeni palielinās. Analīze formulēta (17) vienādojumā. Pieņemot, ka IES ir augstāka ($\sigma = 0.8$), procentu likmes pieauguma līdzsvarošanai nepieciešams straujāks patēriņa kāpuma temps.

$$\hat{l}_t - E_t\{\hat{\pi}_{t+1}\} = \sigma \Delta c_{t+1} \quad (17).$$

¹² Apjoma ierobežošanas nolūkā rezultāti sniegti tikai par Austrumeiropas ES valstīm.

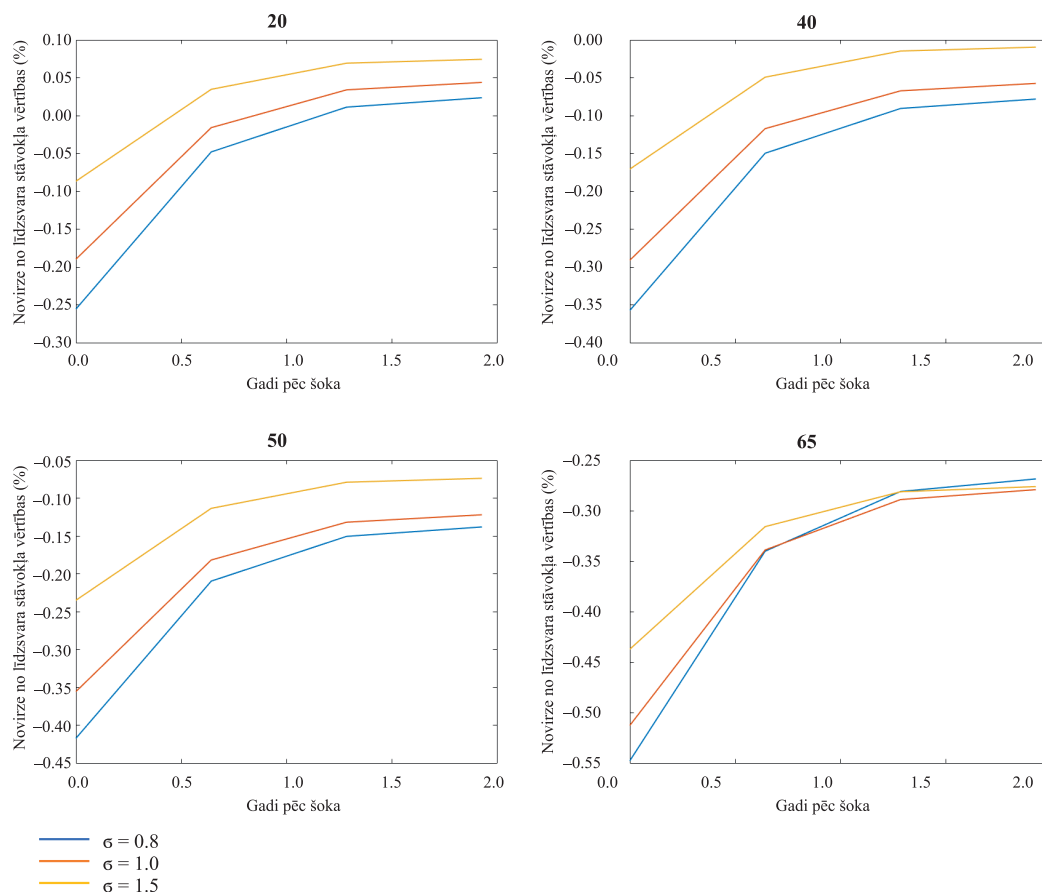
10. attēls

Patēriņa reakcija uz šoku, kas saistīts ar monetārās politikas procentu likmju palielināšanu par 25 bāzes punktiem (Austrumeiropas ES valstis)



11. attēls

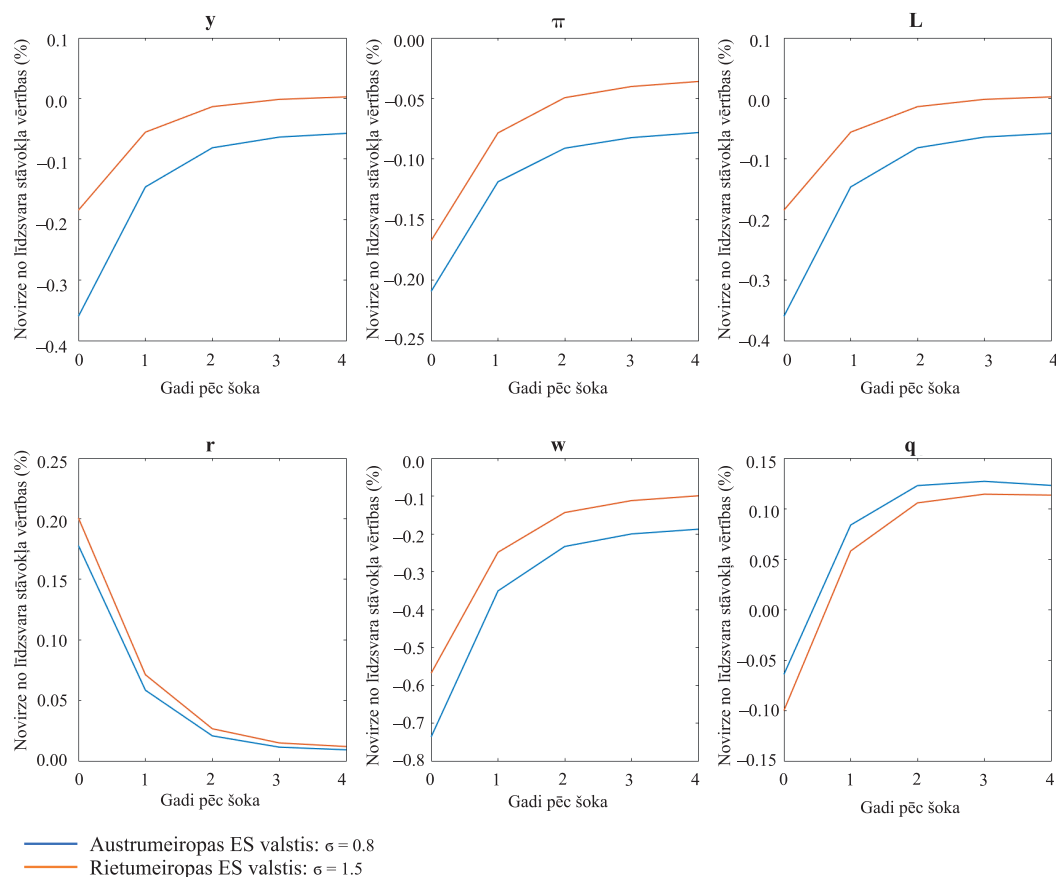
Darbspēka reakcija uz šoku, kas saistīts ar monetārās politikas procentu likmju palielināšanu par 25 bāzes punktiem (Austrumeiropas ES valstis)



11. attēlā atspoguļota darbaspēka piedāvājuma impulsa reakcija. Papildus negatīvajai *ienākumu ietekmei* būtiska ir arī procentu likmju pārmaiņu radītā *aizstāšanas* un *bagātības ietekme* uz darbaspēka piedāvājumu un tādējādi arī uz darbaspēka pieprasījumu. Ar augstu IES kalibrētā modelī *aizstāšanas ietekme* uz patēriņu ir spēcīgāka, bet bagātības ietekme ir vājāka. Tas nozīmē, ka šādā modelī aģenti izvēlas atlikt patēriņu vairāk nekā modelī ar zemāku IES vērtību. Ja ir šāda izvēle, vērojams lielāks darbaspēka piedāvājuma kāpums un straujāks algas līmeņa un līdz ar to arī darba ienākumu sarukums. Tāpēc kopējā un individuālā darbaspēka pieprasījuma kritums ir lielāks.

12. attēls

Reakcija uz šoku, kas saistīts ar monetārās politikas procentu likmju palielināšanu par 25 bāzes punktiem



Sniegta galveno apkopoto mainīgo impulsa reakcija uz pozitīvu monetārās politikas šoku, pamatojoties uz dažādiem pieņēmumiem par IES, paaudžu ražīguma un iedzīvotāju skaita pieauguma vērtībām. Kā parādīts 12. attēlā, zilā līnija atspoguļo tautsaimniecību ar strauju ražīguma un iedzīvotāju skaita pieauguma tempu un augstu IES vērtību (tautsaimniecība ar augstu izaugsmes tempu); sarkanā līnija atspoguļo tautsaimniecību ar lēnu ražīguma un iedzīvotāju skaita pieauguma tempu un zemu IES vērtību (tautsaimniecība ar zemu izaugsmes tempu). *Tautsaimniecībā ar augstu izaugsmes tempu* monetārās politikas procentu likmes paaugstināšanai ir spēcīgāka negatīva ietekme uz visiem mainīgajiem, izņemot aktīvu cenas. Augstāku IES vērtību radītā spēcīgākā aizstāšanas ietekme pastiprina ietekmi, ko rada lielākas paaudžu ražīguma atšķirības un straujāks iedzīvotāju skaita pieauguma temps.

6. SECINĀJUMI

Šajā pētījumā tiek meklēta atbilde uz jautājumu, vai bagātības sadalījuma atšķirības dažādās vecuma grupās ietekmē monetārās politikas efektivitāti Austrumeiropas ES valstīs un Rietumeiropas ES valstīs. Šajā kontekstā vispirms noteikts dažādu vecuma grupu bagātības sadalījuma atšķirību iemesls(-i) minētajās divās valstu grupās. Pēc tam monetārās politikas šoku ietekmes analizēšanai izstrādāts saskaņots teorētiskais modelis, kurā ietvertas šīs iezīmes.

Bagātības sadalījuma noteicošo faktoru izpratne ir būtisks solis. Austrumeiropas ES valstīs līdz 20. gs. beigām bija iekļautas centralizēti plānotās ekonomikas sistēmā. Šīs sistēmas sabrukums radīja ražīguma līmeņa atšķirības starp kohortām. Dažas netiešas barjeras vecāka gadagājuma nodarbinātajiem traucē sākt izmantot jaunās sistēmas radītus resursus, kuri var veicināt viņu ražīgumu. Tāpēc gados jaunāki nodarbinātie salīdzinājumā ar vecāka gadagājuma nodarbinātajiem gūst lielākus darba ienākumus. Atspoguļojot dažādu vecuma grupu algas profilu atšķirības starp valstīm, pētījumā sniegti pierādījumi tam, ka starp kohortām pastāv ražīguma atšķirības. Ražīguma atšķirības starp kohortām atspoguļo dažādu vecuma grupu neto bagātības sadalījuma struktūru atšķirības starp valstīm. Saskaņā ar šo pieņēmumu noteiktā periodā gados jauni nodarbinātie ir ražīgāki par vecāka gadagājuma nodarbinātajiem. Tāpēc jauni aģenti var uzkrāt lielāku bagātību salīdzinājumā ar gados vecākiem aģentiem. Turklāt pētījumā arī parādīts, ka tautsaimniecību vecumstruktūra ir būtisks faktors, kas nosaka bagātības sadalījuma atšķirības divās minētajās valstu grupās.

Izstrādāts modificēts jaunais Keinsa teorētiskais modelis, kas apvieno vairākas paaudzes, izmantojot OLG, un dinamisku jauno Keinsa (DNK) ietvaru. Modeļa pieprasījuma pusei ir OLG struktūra, kas dod iespēju modelī ieviest paaudžu ražīguma atšķirības un demogrāfiskos raksturlielumus. Runājot par pieprasījuma pusi, saskaņā ar H. Gali (16) izmantoto standarta DNK iestatījumu modeli, cenu neelastības iekļaušana modelī ļauj atspoguļot monetārās politikas ietekmi uz procentu likmēm un reālo tautsaimniecību. Izveidotais ietvars ir izmantots, lai ar saskaņota vispārēja līdzsvara modeļa palīdzību analizētu demogrāfisko procesu un paaudžu ražīguma atšķirību noteiktās bagātības uzkrāšanas ietekmi uz monetārās politikas efektivitāti.

Iegūtajā modelī izmantoti Austrumeiropas ES valstu un Rietumeiropas ES valstu MFPA dati. Pētījumā gūti pierādījumi tam, ka Rietumeiropas ES valstīs, neto bagātības sadalījumam nosveroties par labu vecāka gadagājuma aģentiem, monetārās politikas ietekme uz produkcijas izlaidi un inflāciju vājinās. Turklāt pētījumā parādīts, ka gados jauni aģenti Rietumeiropas ES valstīs un Austrumeiropas ES valstīs uz monetārās politikas šokiem reaģē atšķirīgi – monetārā politika efektīvāk ietekmē gados jaunākus Austrumeiropas ES valstu aģentus. Pētījuma secinājumi par reakciju uz monetāro politiku liecina, ka monetārās politikas efektivitātes ziņā izšķiroša nozīme ir neto bagātības sadalījumam gan individuālā, gan valsts līmenī. Pētījumā arī parādīts, ka dabiskā procentu likme monotoni samazinās, ne tikai palielinoties OAD rādītājam, bet arī izzūdēt ražīguma atšķirībām starp paaudzēm. Kopumā pētījuma secinājumi liecina, ka Austrumeiropas ES valstu reakcija uz monetārās politikas šoku ir spēcīgāka salīdzinājumā ar Rietumeiropas ES valstīm, un tas daļēji skaidrojams ar neto bagātības sadalījuma atšķirībām dažādās vecuma grupās.

A PIELIKUMS. TAUTSAIMNIECĪBAS PIEDĀVĀJUMA PUSE UN FILIPSA VIENĀDOJUMA IEGUVE

Patēriņa (galapatēriņa) preču ražotāji

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}.$$

$\varepsilon > 1$: dažādu starppatēriņa preču aizstājamības elastība.

Y_t : galapatēriņa prece.

$Y_t(i)$: starppatēriņa prece i .

Galapatēriņa preču ražotāja peļņas maksimālas palielināšanas problēma ir:

$$\max_{Y_t(i)} P_t Y_t - \int_0^1 P_t(i) Y_t(i) di,$$

kas pakļauta

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}.$$

Pirmās kārtas nosacījums(-i):

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t.$$

(Gala)patēriņa preču sektoru raksturo pilnīga konkurence, tāpēc

$$P_t Y_t = \int_0^1 P_t(i) Y_t(i) di,$$

$$P_t Y_t = \int_0^1 P_t(i) \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t di.$$

Aggregētais cenu indekss ir:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\varepsilon} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}.$$

Starppatēriņa preču ražotāji

Starppatēriņa preču sektora ražošanas funkcija ir:

$$Y_t(i) = Z_t N_t^1 + Z_{t-1} N_t^2 + \dots + Z_{t-R-1} N_t^R,$$

kur N_t^k ir viena kohortas k nodarbinātā nostrādātās stundas laikā t . R ir pensionēšanās vecums. Z_t apzīmē jaunākās kohortas ražīguma līmeni laikā t un $Z_{t+1} = Z_t(1+g)$. Atbilstoši ražīgumam koriģētā ražošanas funkcija¹³ ir:

$$\mathcal{Y}_t(i) = \frac{Y_t(i)}{Z_t} = N_t^1(i) + \frac{N_t^2(i)}{(1+g)} + \dots + \frac{N_t^R(i)}{(1+g)^{R-1}}.$$

¹³ Mainīgie tiek koriģēti, pamatojoties uz jaunākās kohortas ražīguma līmeni attiecīgajā periodā.

Izmaksu minimizācija

$$\min_{N_t^k(i)} W_t \left[N_t^1(i) + \frac{N_t^2(i)}{(1+g)} + \dots + \frac{N_t^R(i)}{(1+g)^{R-1}} \right],$$

kas pakļauta

$$y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} y_t,$$

$$y_t(i) = N_t^1(i) + \frac{N_t^2(i)}{(1+g)} + \dots + \frac{N_t^R(i)}{(1+g)^{R-1}},$$

$$\mathcal{L} = -W_t \left[N_t^1(i) + \frac{N_t^2(i)}{(1+g)} + \dots + \frac{N_t^R(i)}{(1+g)^{R-1}} \right] + \varphi_t \left[N_t^1(i) + \frac{N_t^2(i)}{(1+g)} + \dots + \frac{N_t^R(i)}{(1+g)^{R-1}} - \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} y_t \right].$$

Pirmās kārtas nosacījumi:

$$N_t^1(i) = -W_t + \varphi_t = 0,$$

$$N_t^2(i) = -\frac{W_t}{(1+g)} + \frac{\varphi_t}{(1+g)} = 0,$$

⋮

$$N_t^R(i) = -\frac{W_t}{(1+g)^{R-1}} + \frac{\varphi_t}{(1+g)^{R-1}} = 0,$$

kur φ_t ir robežizmaksas laikā t . $w_t = \frac{\varphi_t}{P_t} = \frac{W_t}{P_t}$ ir reālās robežizmaksas.

Peļņas maksimizācija

$$\max_{P_t(i)} P_t(i) Y_t(i) - W_t L_t(i),$$

kas pakļauta

$$y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} y_t,$$

$$W_t = \varphi_t,$$

kur

$$L_t(i) = \left[N_t^1(i) + \frac{N_t^2(i)}{(1+g)} + \dots + \frac{N_t^R(i)}{(1+g)^{R-1}} \right] = Y_t(i).$$

Pirmās kārtas nosacījums:

$$P_t(i) = \frac{\varepsilon}{1-\varepsilon} \varphi_t$$

kur $\frac{\varepsilon}{1-\varepsilon}$ ir uzcenojums. Līdzsvara stāvoklī $\varphi = \frac{\varepsilon}{1-\varepsilon} = 1/\mathcal{M}$.

Uzņēmumu, kuri atkārtoti optimizē peļņu, peļņas maksimizācijas problēma ir:

$$\max_{P_t^*} E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \tilde{\beta}^k \tilde{\Lambda}_{t,t+k} (P_t^* Y_{t+k}(i) - \varphi_{t+k} Y_{t+k}(i)),$$

kas pakļauta

$$y_{t+k}(i) = \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon} y_{t+k},$$

kur $\tilde{\Lambda}_{t,t+k} = \left(\frac{C_{t+k}^{p+1}}{C_t^p} \right)^{-\sigma}$, kur p apzīmē kohortas veidu.

Peļņas maksimizācijas problēma kļūst:

$$\max_{P_t^*} E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta \tilde{\beta})^k \tilde{\Lambda}_{t,t+k} \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}} \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon} y_{t+k} - \frac{\varphi_{t+k}}{P_{t+k}} \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon} y_{t+k} \right).$$

Pirmās kārtas nosacījums:

$$\begin{aligned} E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta \tilde{\beta})^k \tilde{\Lambda}_{t,t+k} ((1-\varepsilon)(P_t^*)^{-\varepsilon} (P_{t+k})^{\varepsilon-1} Y_{t+k}) \\ = E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta \tilde{\beta})^k \tilde{\Lambda}_{t,t+k} ((-\varepsilon)(P_t^*)^{-\varepsilon-1} \varphi_{t+k} (P_{t+k})^{\varepsilon-1} Y_{t+k}), \\ P_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \frac{E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta \tilde{\beta})^k \tilde{\Lambda}_{t,t+k} (\varphi_{t+k} y_{t+k} (P_{t+k})^{\varepsilon-1})}{E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta \tilde{\beta})^k \tilde{\Lambda}_{t,t+k} ((P_{t+k})^{\varepsilon-1} y_{t+k})}, \\ P_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \frac{A_t}{B_t}, \end{aligned}$$

kur

$$\begin{aligned} A_t &= E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta \tilde{\beta})^k \tilde{\Lambda}_{t,t+k} (\varphi_{t+k} y_{t+k} (P_{t+k})^{\varepsilon-1}), \\ B_t &= E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\theta \tilde{\beta})^k \tilde{\Lambda}_{t,t+k} ((P_{t+k})^{\varepsilon-1} y_{t+k}). \end{aligned}$$

Tos var izteikt šādi:

$$\begin{aligned} A_t &= \tilde{\Lambda}_{t,t} \varphi_t y_t (P_t)^{\varepsilon-1} + \theta \tilde{\beta} \tilde{\Lambda}_{t,t+1} E_t \{A_{t+1}\}, \\ B_t &= \tilde{\Lambda}_{t,t} y_t (P_t)^{\varepsilon-1} + \theta \tilde{\beta} \tilde{\Lambda}_{t,t+1} E_t \{B_{t+1}\}, \end{aligned}$$

$$\text{kur } \tilde{\Lambda}_{t,t} = \left(\frac{C_t^{k+1}}{C_t^k} \right)^{-\sigma}.$$

Agregētais cenu indekss ir:

$$\begin{aligned} P_t &= \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\varepsilon} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \\ P_t &= \left[\int_0^1 [(1-\theta)(P_t^*(i))^{1-\varepsilon} + \theta(P_{t-1})^{1-\varepsilon}] di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}. \end{aligned}$$

Abas puses tiek dalītas ar P_{t-1} .

$$\frac{P_t}{P_{t-1}} = \left[\int_0^1 [(1-\theta)(P_t^*(i))^{1-\varepsilon} + \theta(P_{t-1})^{1-\varepsilon}] di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \frac{1}{P_{t-1}}$$

$$(1 + \pi_t)^{1-\varepsilon} = (1-\theta) \left(\frac{P_t^*(i)}{P_{t-1}} \right)^{1-\varepsilon} + \theta \quad (18)$$

$$\frac{P_t^*}{P_{t-1}} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \frac{A_t}{P_{t-1}} \frac{1}{B_t}$$

$$\frac{A_t}{P_{t-1}} = \frac{1}{P_{t-1}} [\tilde{\Lambda}_{t,t} \varphi_t \mathcal{Y}_t (P_t)^{\varepsilon-1} + \theta \tilde{\beta} \tilde{\Lambda}_{t,t+1} E_t \{A_{t+1}\}]$$

$$\frac{A_t}{P_{t-1}} = \frac{\varphi_t}{P_t} \frac{P_t}{P_{t-1}} (P_t)^{\varepsilon-1} \mathcal{Y}_t \tilde{\Lambda}_{t,t} + \theta \tilde{\beta} \tilde{\Lambda}_{t,t+1} E_t \frac{A_{t+1} P_t}{P_{t-1} P_t},$$

kur $\frac{\varphi_t}{P_t} = mc_t^R$. Pārkārtojot iepriekšējo izteiksmi, iegūst:

$$\tilde{A}_t = (1 + \pi_t) [mc_t^R (P_t)^{\varepsilon-1} \mathcal{Y}_t \tilde{\Lambda}_{t,t} + \theta \tilde{\beta} \tilde{\Lambda}_{t,t+1} E_t \tilde{A}_{t+1},$$

$$\frac{P_t^*}{P_{t-1}} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \frac{\tilde{A}_t}{B_t}.$$

$$\tilde{a}_t = \frac{\tilde{A}_t}{(P_t)^{\varepsilon-1}}, \text{ un pieņemts, ka } \tilde{b}_t = \frac{B_t}{(P_t)^{\varepsilon-1}}.$$

$$\frac{P_t^*}{P_{t-1}} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \frac{\tilde{a}_t}{\tilde{b}_t} \quad (19),$$

$$\tilde{a}_t = \frac{\tilde{A}_t}{(P_t)^{\varepsilon-1}} = (1 + \pi_t) [mc_t^R \mathcal{Y}_t \tilde{\Lambda}_{t,t} + \theta \tilde{\beta} \tilde{\Lambda}_{t,t+1} E_t (1 + \pi_t)^{\varepsilon-1} \tilde{a}_{t+1}],$$

$$\tilde{b}_t = \frac{B_t}{(P_t)^{\varepsilon-1}} = \mathcal{Y}_t \tilde{\Lambda}_{t,t} + \theta \tilde{\beta} \tilde{\Lambda}_{t,t+1} E_t (1 + \pi_t)^{\varepsilon-1} \tilde{b}_{t+1}.$$

Līdzsvara stāvoklī

$$\tilde{a}^* = \frac{mc^* \mathcal{Y}^* \tilde{\Lambda}^*}{1 - \theta \tilde{\beta} \tilde{\Lambda}^*},$$

$$\tilde{b}^* = \frac{\mathcal{Y}^* \tilde{\Lambda}^*}{1 - \theta \tilde{\beta} \tilde{\Lambda}^*},$$

$$\frac{P^*}{P^*} = 1 = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \frac{\tilde{a}^*}{\tilde{b}^*} \Rightarrow mc^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} = \frac{1}{\mathcal{M}}.$$

Logaritmiski linearizē (19) vienādojumu:

$$\hat{p}_t^* - \hat{p}_{t-1} = \hat{a}_t - \hat{b}_t \quad (20),$$

$$\hat{a}_t = \pi_t + \frac{mc^* \mathcal{Y}^* \tilde{\Lambda}^*}{a^*} [\widehat{mc}_t^R + \widehat{\Lambda}_{t,t} + \hat{y}_t] + \theta \tilde{\beta} \tilde{\Lambda}^* [\hat{a}_{t+1} + \widehat{\Lambda}_{t,t+1} + (\varepsilon-1)\pi_{t+1}] \quad (21),$$

$$\hat{b}_t = \frac{\tilde{\Lambda}^* \mathcal{Y}^*}{\tilde{b}^*} [\hat{y}_t + \widehat{\Lambda}_{t,t}] + \theta \tilde{\beta} \tilde{\Lambda}^* [\hat{b}_{t+1} + \widehat{\Lambda}_{t,t+1} + (\varepsilon-1)\pi_{t+1}] \quad (22).$$

(21) un (22) vienādojumu ievieto (20) vienādojumā:

$$\hat{p}_t^* - \hat{p}_{t-1} = \pi_t + (1 - \theta \tilde{\beta} \tilde{\Lambda}^*) \widehat{mc}_t^R + \theta \tilde{\beta} \tilde{\Lambda}^* (\hat{a}_{t+1} - \hat{b}_{t+1}) \quad (23).$$

Logaritmiski linearizē (18) vienādojumu:

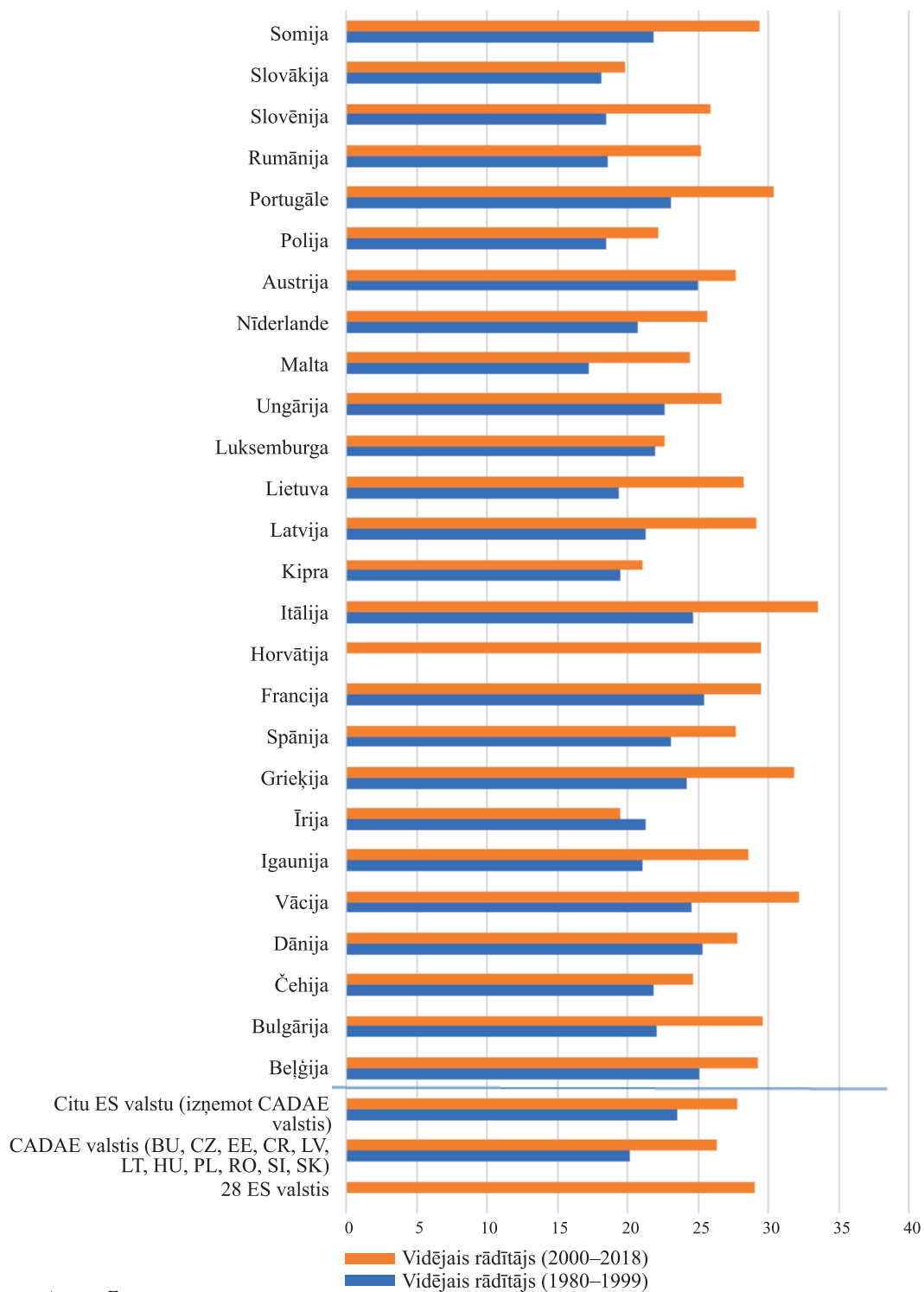
$$\pi_t = (1 - \theta) [\hat{p}_t^* - \hat{p}_{t-1}] \quad (24).$$

Ievietojot (23) vienādojumu minētajā linearizētajā izteiksmē, iegūst uz nākotni vērstu *Filipsa vienādojumu*:

$$\pi_t = \tilde{\beta} \tilde{\Lambda}^* E_t \pi_{t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\theta \tilde{\beta} \tilde{\Lambda}^*)}{\theta} \widehat{mc}_t^R \quad (25).$$

B PIELIKUMS. APRAKSTOŠĀ STATISTIKA*B.1. attēls***OAD**

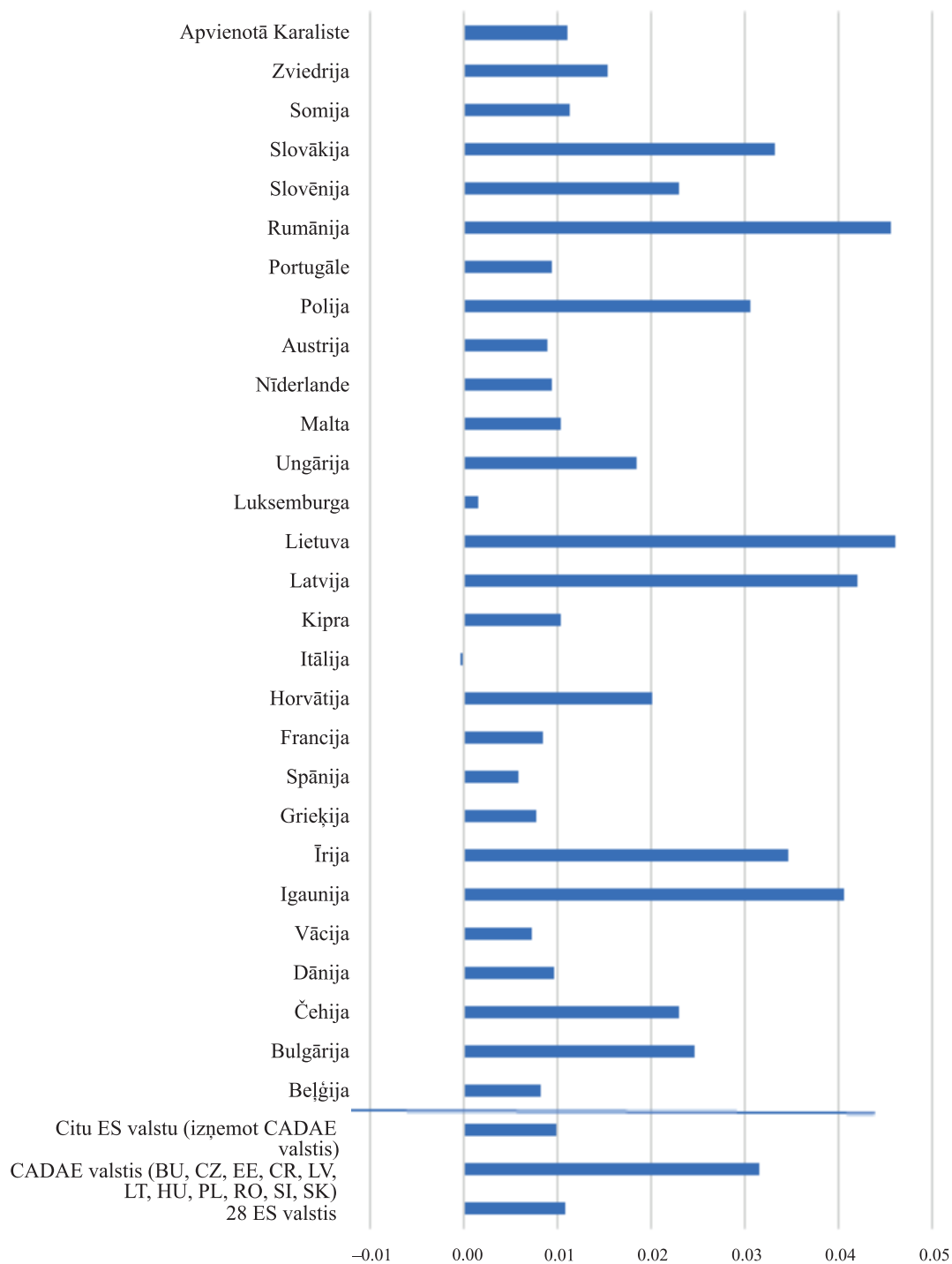
(%; 65+ gadu vecuma grupas iedzīvotāju skaita attiecība pret 20–64 gadu vecuma grupu iedzīvotāju skaitu)



Avots: Eurostat.

B.2. attēls

Reālais ražīguma pieaugums uz vienu iedzīvotāju
(vidējais rādītājs (1995–2018); 1 = 100%)



Avots: Eurostat.

C PIELIKUMS. BVAR DATU APRAKSTS

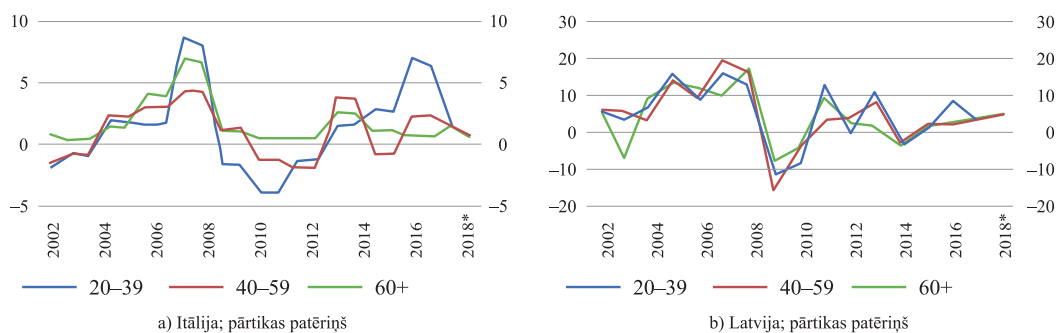
C.1. tabula

BVAR modelī izmantoto datu apraksts

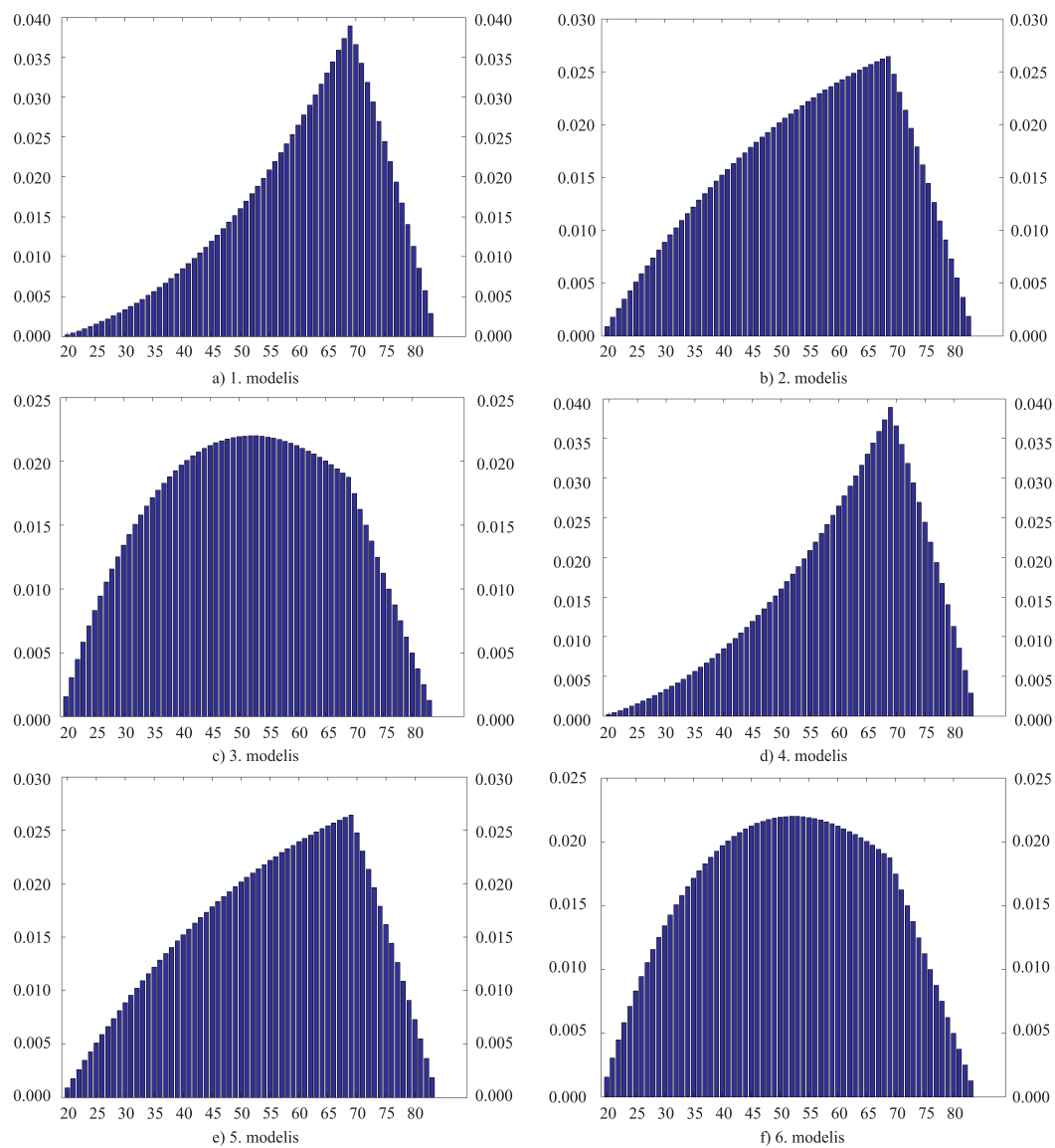
Mainīgie	Itālija	Latvija
Periods (gada dati)	1996–2018	2002–2018
Patēriņš	Datu avots: Itālijas centrālā banka, Mājsaimniecību ienākumu un bagātības apsekojuma vēsturiskā datubāze. Mainīgie aplēsti uz vienu mājsaimniecības ienākumu pelnītāju. Periods, par kuru pieejami dati: 1996–2016 (dati par katru otro gadu) Izmantotie mainīgie: izdevumi par pārtiku (CONSAL) Mainīgā rādītājs: gada pieauguma temps Vecuma kategorijas: 20–39, 40–59, 60+ Datu korekcija: tā kā apsekojuma dati pieejami par katru otro gadu, apsekojumā neapvertoto gadu mainīgo vērtības aplēstas, pamatojoties uz vienkāršiem vidējiem rādītājiem. 2017. un 2018. gadā katras grupas patēriņa pieauguma temps atbilst nacionālo kontu datiem par mājsaimniecību patēriņa kāpumu.	Datu avots: Latvijas Centrālā statistikas pārvalde, Mājsaimniecību budžeta apsekojums, vidējie patēriņa izdevumi vidēji mēnesī uz vienu mājsaimniecības locekli mājsaimniecības galvenā ienākumu guvēja vecuma dalījumā (eiro) Periods, par kuru pieejami dati: 2002–2016 Izmantotie mainīgie: pārtikas un bezalkoholisko dzērienu patēriņš Mainīgā rādītājs: gada pieauguma temps Vecuma kategorijas: 18–39, 40–59, 60+ Datu korekcija: 2017. un 2018. gadā katras grupas patēriņa pieauguma temps atbilst nacionālo kontu datiem par mājsaimniecību patēriņa kāpumu.
Inflācija	Datu avots: Eurostat. Izmantotie mainīgie: visu preču SPCI, vidējais gada pārmaiņu temps	
Procentu likme	Datu avoti: SVF un Eurostat. Izmantotais mainīgais: naudas tirgus 3 mēnešu procentu likme. Attiecībā uz Itāliju izmantots eiro zonas mainīgais. Attiecībā uz Latviju izmantota eiro zonas 2014. gada aplēse.	

C.2. attēls

Pārtikas patēriņa gada pieauguma temps kohortu dalījumā (%)



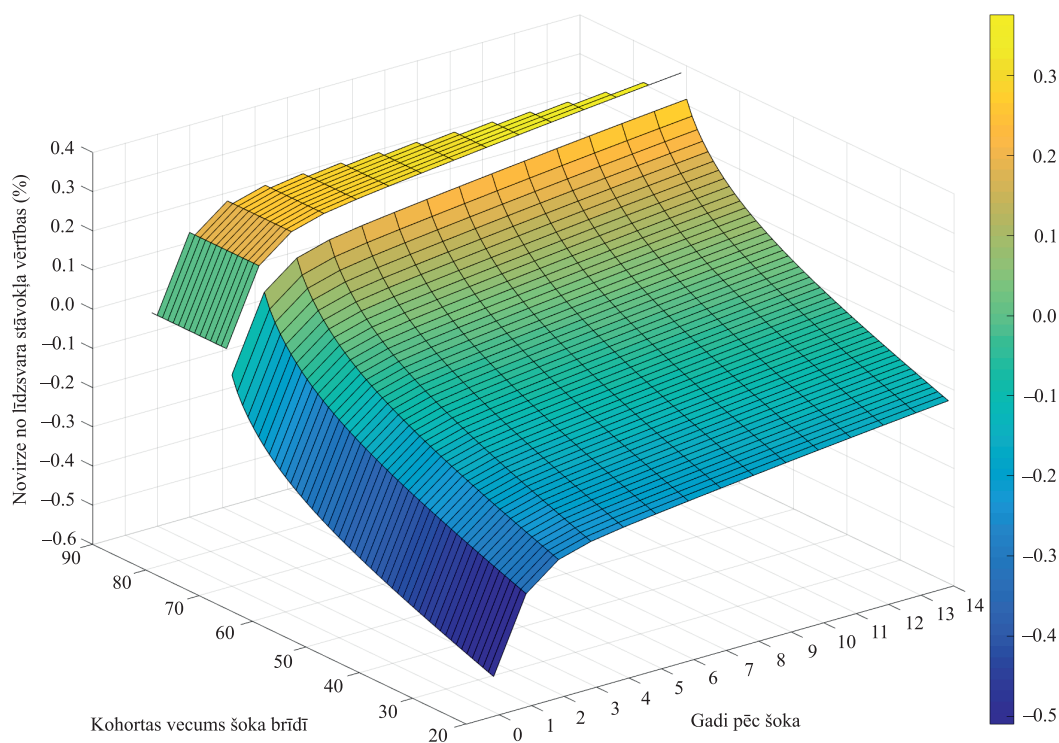
Piezīme. Sīkāku informāciju par avotu un aplēsi sk. 9. att. un C.1. tabulā.

D PIELIKUMS. BAGĀTĪBAS SADALĪJUMS*D.1. attēls***Neto bagātības sadalījums kohortu dalījumā**

E PIELIKUMS. PATĒRIŅA UN DARBASPĒKA REAKCIJA AUSTRUMEIROPAS ES VALSTĪS

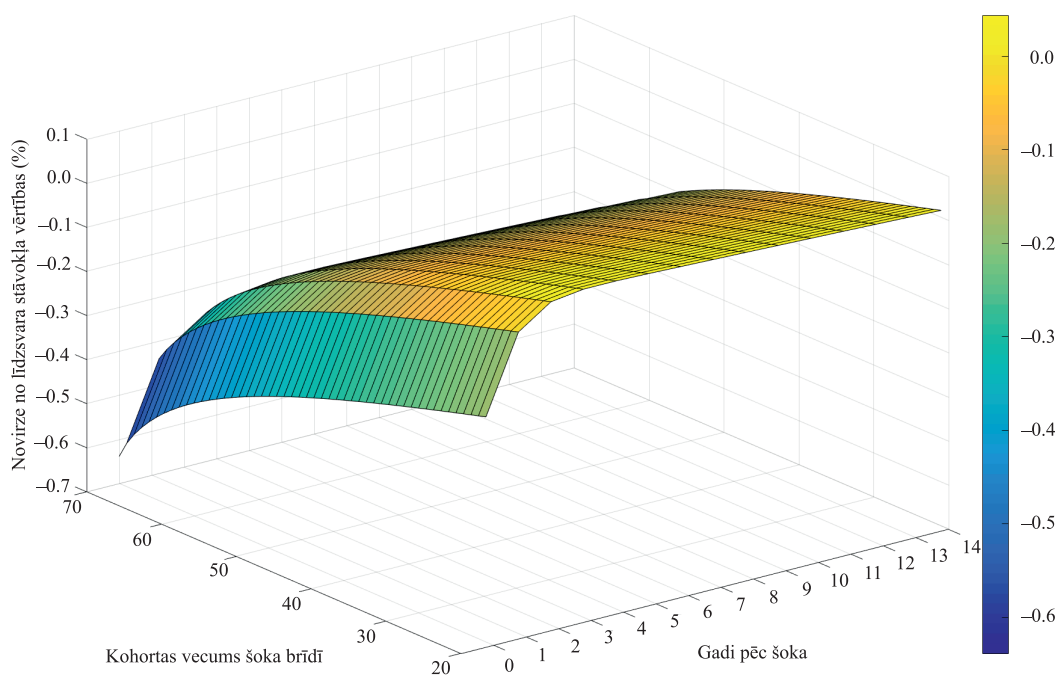
E.1. attēls

Patēriņa reakcija uz šoku, kas saistīts ar monetārās politikas procentu likmju palielināšanu par 25 bāzes punktiem (Austrumeiropas ES valstis)



E.2. attēls

Darbaspēka reakcija uz šoku, kas saistīts ar monetārās politikas procentu likmju palielināšanu par 25 bāzes punktiem (Austrumeiropas ES valstis)



LITERATŪRA

1. AMPUDIA, Miguel, GEORGARAKOS, Dimitris, SLACALEK, Jiri, TRISTANI, Oreste, VERMEULEN, Philip, VIOLANTE, Giovanni Luca. *Monetary Policy and Household Inequality*. ECB Working Paper Series, No. 2170, July 2018. 37 p. <https://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20182170.html>.
2. BERG, Kimberly A., CURTIS, Chadwick C., LUGAUER, Steven, MARK, Nelson C. *Demographics and Monetary Policy Shocks*. NBER Working Paper, No. 25970, June 2019. 71 p. <http://www.nber.org/papers/w25970>, DOI: 10.3386/w25970.
3. BIELECKI, Marcin, BRZOZA-BRZEZINA, Michał, KOLASA, Marcin. *Demographics, Monetary Policy, and the Zero Lower Bound*. Narodowy Bank Polski Working Paper, No. 284, 2018. 42 p. <https://ideas.repec.org/p/nbp/nbpmis/284.html>.
4. BURRIEL, Pablo, GALESI, Alessandro. Uncovering the Heterogeneous Effects of ECB Unconventional Monetary Policies Across Euro Area Countries. *European Economic Review*, vol. 101, issue C, 2018, pp. 210–229. <https://ideas.repec.org/a/eee/eecrev/v101y2018icp210-229.html>, DOI: 10.1016/j.euroecorev.2017.
5. CALVO, Guillermo Antonio. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, issue 3, 1983, pp. 383–398. <http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v12y1983i3p383-398.html>.
6. CALZA, Alessandro, MONACELLI, Tommaso, STRACCA, Livio. Housing Finance and Monetary Policy. *Journal of the European Economic Association*, vol. 11, 2013, pp. 101–122. <https://ideas.repec.org/a/bla/jeurec/v11y2013ip101-122.html>, DOI: j.1542-4774.2012.01095.x.
7. CARVALHO, Carlos, FERRERO, Andrea, NECHIO, Fernanda. Demographics and Real Interest Rates: Inspecting the Mechanism. *European Economic Review*, No. 88, 2016, pp. 208–226. <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0014292116300678>, DOI: 10.1016/j.euroecorev.2016.04.002.
8. CHEN, Qianying, LOMBARDI, Marco Jacopo, ROSS, Alex, ZHU, Feng. *Global Impact of US and Euro Area Unconventional Monetary Policies: a Comparison*. BIS Working Papers, No. 610, February 2017. 44 p. <https://ideas.repec.org/p/bis/biswps/610.html>.
9. CLARIDA, Richard, GALÍ, Jordi, GERTLER, Mark. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, vol. 37, No. 4, December 1999, pp. 1661–1707. DOI: 10.1257/jel.37.4.1661
10. CLOYNE, James, FERREIRA, Clodomiro Mayorga, SURICO, Paolo. *Monetary Policy When Households Have Debt: New Evidence on the Transmission Mechanism*. Banco de España Working Paper, No. 1813, 2018. 79 p. <https://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSeriadas/DocumentosTrabajo/18/Files/dt1813e.pdf>, <https://ideas.repec.org/p/bde/wpaper/1813.html>.
11. DIAMOND, Peter Arthur. National Debt in a Neoclassical Growth Model. *The American Economic Review*, vol. 55, No. 5, part 1, December 1965, pp. 1126–1150. <https://www.jstor.org/stable/pdf/1809231.pdf?refreqid=excelsior%3A17aa549f8a0f579a10600f8c4a55bf0c>; <http://www.jstor.org/stable/1809231>.

12. FADEJEVA, Ludmila, FELDKIRCHER, Martin, REININGER, Thomas. International Spillovers from Euro Area and US Credit and Demand Shocks: A Focus on Emerging Europe. *Journal of International Money and Finance*, vol. 70, issue C, February 2017, pp. 1–25. <https://ideas.repec.org/a/eee/jimfin/v70y2017icp1-25.html>, DOI: 10.1016/j.jimon_n.2016.0.
13. FELDKIRCHER, Martin, HUBER, Florian. The International Transmission of US Shocks – Evidence from Bayesian Global Vector Autoregressions. *European Economic Review*, vol. 81, issue C, 2016, pp. 167–188. <https://ideas.repec.org/a/eee/eecrev/v81y2016icp167-188.html>, DOI: 10.1016/j.euroecorev.2015.01.009.
14. FUJIWARA, Ippei, TERANISHI, Yuki. *Monetary Policy in a Life-cycle Economy*. Proceedings, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), December 2005. 55 p. https://www.researchgate.net/publication/228711301_Monetary_Policy_in_a_Life-Cycle_Economy_Distributional_Consequences_of_Monetary_Policy_Rule.
15. FUJIWARA, Ippei, TERANISHI, Yuki. A Dynamic New Keynesian Life-cycle Model: Societal Aging, Demographics, and Monetary Policy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 32, issue 8, August 2008, pp. 2398–2427. <http://ideas.repec.org/a/eee/dyncon/v32y2008i8p2398-2427.html>.
16. GALÍ, Jordi. *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications*. 2nd edition. Princeton University Press, 2015. 296 p. <https://press.princeton.edu/books/hardcover/9780691164786/monetary-policy-inflation-and-the-business-cycle>.
17. GEORGIADIS, Georgios. Examining Asymmetries in the Transmission of Monetary Policy in the Euro Area: Evidence from a Mixed Cross-Section Global VAR Model. *European Economic Review*, vol. 75, issue C, 2015, pp. 195–215. <https://ideas.repec.org/a/eee/eecrev/v75y2015icp195-215.html>, DOI: 10.1016/j.euroecorev.2014.12.007.
18. HAJEK, Jan, HORVATH, Roman. International Spillovers of (Un)Conventional Monetary Policy: The Effect of the ECB and the US Fed on Non-Euro EU Countries. *Economic Systems*, vol. 42, issue 1, 2018, pp. 91–105. <https://ideas.repec.org/a/eee/ecosys/v42y2018i1p91-105.html>, DOI: 10.1016/j.ecosys.2017.10.001.
19. HFCS. *The Household Finance and Consumption Survey: Results from the Second Wave*. European Central Bank Statistics Paper, No. 18, December 2016, 138 p. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpsps/ecbsp18.en.pdf>.
20. KANTUR, Zeynep. Aging and Monetary Policy. *Technical Report*, November 2013. 30 p. <https://www.aeaweb.org/conference/2014/retrieve.php?pdfid=146>.
21. KARA, Engin, VON THADDEN, Leopold. Interest Rate Effects of Demographic Changes in a New Keynesian Life-Cycle Framework. *Macroeconomic Dynamics*, vol. 20, issue 1, January 2016, pp. 120–164. <https://www.cambridge.org/core/journals/macroeconomic-dynamics/article/interest-rate-effects-of-demographic-changes-in-a-new-keynesian-lifecycle-framework/BD17D8DB12A4E4750173FF2C1715A666>, DOI: 10.1017/S1365100514000273.

22. KRUGMAN, Paul Robin. *It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap*. Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program, The Brookings Institution, vol. 29, issue 2, 1998, pp. 137–206. <http://ideas.repec.org/a/bin/bpeajo/v29y1998i1998-2p137-206.html>.
23. LAGAKOS, David, MOLL, Benjamin, PORZIO, Tommaso, QIAN, Nancy, SCHOELLMAN, Todd. Life Cycle Wage Growth across Countries. *Journal of Political Economy*, vol. 126, issue 2, 2018, pp. 797–849. <https://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/doi10.1086-696225.html>.
24. LEAHY, John V., THAPAR, Aditi. *Demographic Effects on the Impact of Monetary Policy*. NBER Working Paper, No. 26324, September 2019. 52 p. <https://www.nber.org/papers/w26324.pdf>, <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/26324.html>.
25. LOVÁSZ, Anna, RIGÓ, Mariann. Vintage Effects, Aging and Productivity. *Labour Economics*, vol. 22, issue C, 2013, pp. 47–60. <https://ideas.repec.org/a/eee/labeco/v22y2013icp47-60.html>, DOI: 10.1016/j.labeco.2012.08.005.
26. MODIGLIANI, Franco, BRUMBERG, Richard H. Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data. *No: Post-Keynesian Economics*. Ed. by Kenneth Kenkichi Kurihara. Rutgers University Press, New Brunswick, 1954, pp. 388–436.
27. SAMUELSON, Paul Anthony. An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money. *Journal of Political Economy*, vol. 66, No. 6, December 1958, pp. 467–482. <http://ideas.repec.org/a/ucp/jpolec/v66y1958p467.html>, DOI: 10.1086/258100.
28. SELEZNEVA, Veronika, SCHNEIDER, Martin, DOEPKE, Matthias. *Distributional Effects of Monetary Policy*. Society for Economic Dynamics 2015 Meeting Papers, February 2015, No. 1099. 13 p. <https://ideas.repec.org/p/red/sed015/1099.html>.
29. TAYLOR, John. *Discretion versus Policy Rules in Practice*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 39, issue 1, 1993, pp. 195–214. https://econpapers.repec.org/article/eeecrcspp/v_3a39_3ay_3a1993_3ai_3a_3ap_3a195-214.htm.
30. WONG, Arlene. *Population Aging and the Transmission of Monetary Policy to Consumption*. Society for Economic Dynamics 2016 Meeting Papers, No. 716, December 2015. 78 p. https://economics.yale.edu/sites/default/files/files/Events/jf-2016/Arlene_Wong_JMP_Latest.pdf; <https://ideas.repec.org/p/red/sed016/716.html>.