

**LATVIJAS UNIVERSITĀTE**

**Kristīne Vītola**

**LATVIJAS NEKUSTAMĀ ĪPAŠUMA TIRGUS  
IETEKMES UZ TAUTSAIMNIECĪBU  
EKONOMETRISKAIS NOVĒRTĒJUMS**

**Promocijas darbs**

**Dr.oec. zinātniskā grāda iegūšanai**

**Ekonomikas zinātnes**

**apakšnozare - ekonometrija**

Darba vadītāja: Dr. math., Prof. Ismena Revina

**Rīga, 2010**

## Saturs

Ievads .....	7
1. Nekustamais īpašums un tautsaimniecības augsme .....	16
1.1. Mājoklis kā aktīvs monetārās transmisijas mehānismā.....	16
1.2. Monetārās politikas reakcija uz mājokļu cenu pārmaiņām .....	28
1.3. Nodaļas galvenie secinājumi .....	35
2. Latvijas dzīvokļu tirgus analīze saistībā ar kreditēšanas un iedzīvotāju maksātspējas novērtējumiem.....	37
2.1. Dzīvokļu cenu un nomas maksas attīstība.....	37
2.2. Dzīvokļu cenu un ienākumu salīdzinājums.....	43
2.3. Neapmierinātā dzīvokļu pieprasījuma novērtējums .....	45
2.4. Maksātspējīgā pieprasījuma potenciāla novērtējums .....	50
2.5. Nodaļas galvenie secinājumi .....	70
3. Vektora autoregresijas pielietošanas iespējas Latvijas nekustamā īpašuma tirgus modelēšanā .....	72
3.1. Vektora autoregresijas modelis .....	73
3.2. Neierobežotais kļūdu korekcijas modelis .....	79
3.3. Dzīvojamā fonda fundamentālo rādītāju modelis .....	85
3.4. Nodaļas galvenie secinājumi .....	92
4. Latvijas nekustamā īpašuma tirgus ietekmes uz tautsaimniecību novērtējums dinamiskā stohastiskā vispārējā līdzsvara (DSGE) modeļa ietvaros.....	93
4.1. Mazas atvērtas ekonomikas DSGE modeļa novērtēšana Latvijai ar Baiesa pieeju ....	95
4.2. Dzīvokļu cenu, valsts riska prēmijas un finanšu ierobežojumu ietekmes novērtējums uz iedzīvotāju un uzņēmumu patēriņu un mājokļu investīcijām.....	121
4.3. Nodaļas galvenie secinājumi .....	155
Secinājumi un priekšlikumi.....	157
Problēmas un to risinājumi .....	159
Izmantotās literatūras saraksts.....	160

## Apzīmējumu saraksts

- CEPI – Eiropas Padomes nekustamo īpašumu jautājumos (*European Council of Real Estate Professions*)
- CES – konstanta aizvietojamības elastība (*constant elasticity of substitution*)
- CSP – Centrālā statistikas pārvalde
- DSGE – dinamiskā stohastiskā vispārējā līdzsvara modelis (*dynamic stochastic general equilibrium model*)
- ES – Eiropas Savienība
- ES15 valstis – valstis, kuras ietilpa ES pirms 2004. gada 1. maija
- FKTK – Finanšu un kapitāla tirgus komisija
- GMM – vispārināto momentu metode (*generalized method of moments*)
- IKP – iekšzemes kopprodukts
- ML – maksimālā ticamība (*maximum likelihood*)
- NVA – Nodarbinātības valsts aģentūra
- NVS – Neatkarīgo Valstu Savienība
- OECD – Ekonomiskās sadarbības un attīstības organizācija (*Organisation for Economic Cooperation and Development*)
- PCI – patēriņa cenu indekss
- SVF – Starptautiskais Valūtas fonds
- UIP – procentu likmju paritāte (*uncovered interest parity*)
- VAR – vektoru autoregresija (*vector autoregression*)
- VEC – vektora kļūdu korekcija (*vector error correction*)
- VID – Valsts ieņēmumu dienests

## Tabulu rādītājs

2.1. Gadu skaits, kas nepieciešams, lai Latvija sasniegtu Igaunijas un Slovēnijas līmeni ar dažādu ekspluatācijā nodoto dzīvojamo platību pieauguma tempu (gadu skaits) .....	50
2.2. Varbūtība ņemt hipotekāro kredītu atkarībā no indivīdu raksturojošiem faktoriem .....	54
2.3. Kļūdaini neiekļauto mainīgo pārbaude .....	55
2.4. Ģimenes minimālo ikmēneša ienākumu aprēķins .....	57
2.5. Ģimenes minimālo ikmēneša ienākumu aprēķins .....	63
2.6. Ģimenes minimālo ikmēneša ienākumu aprēķins .....	64
3.1. Paplašinātā Dikeja–Fullera testa rezultāti .....	75
3.2. Lagu skaita izvēle .....	76
3.3. Kļūdu normalitātes pārbaude .....	77
3.4. Modeļa kļūdu korelācijas .....	78
3.5. Johansena kointegrācijas testa rezultāti .....	82
3.6. Latvijas dzīvojamā fonda modelis ar fundamentāliem mainīgajiem .....	91
4.1. DSGE ekonometriskā novērtēšanas metožu salīdzinājums .....	103
4.2. Priorie sadalījumi un novērtētie posteriorie rezultāti Latvijas datiem .....	116
4.3. Kalibrētie parametri.....	137
4.4. Priorie sadalījumi un novērtētie posteriorie rezultāti Latvijas datiem .....	139

## Attēlu rādītājs

1.1. Centrālās bankas ietekme uz mājokļu tirgu.....	16
2.1. Sērijveida dzīvokļu cenu vidējās pārmaiņas Rīgā (%).....	38
2.2. Sērijveida dzīvokļu 1 m <sup>2</sup> vidējā cena Rīgas mikrorajonos un tās gada pieauguma temps .....	38
2.3. Dzīvokļu cenu diapazons Vecrīgā (eiro/m <sup>2</sup> ) .....	39
2.4. Dzīvokļu cenu diapazons vēsturiskajā centrā (eiro/m <sup>2</sup> ) .....	40
2.5. Nomas maksas un pārdošanas cenas kāpums atsevišķos Rīgas mikrorajonos un Jūrmalā 2006. gada augustā salīdzinājumā ar 2005. gada martu (%) .....	41
2.6. Nomas bruto ienesīgums 2005. gada martā un 2006. gada augustā (%).....	41
2.7. Nomas neto ienesīgums 2005. gada martā un 2006. gada augustā (%) .....	42
2.8. Pārdošanai piedāvāto dzīvokļu skaits 2005. gada martā un 2006. gada decembrī.....	42
2.9. Īrēšanai piedāvāto dzīvokļu skaits 2005. gada martā un 2006. gada decembrī .....	43
2.10. Sērijveida dzīvokļu 1 m <sup>2</sup> vidējās cenas Rīgas mikrorajonos un strādājošo neto darba algas attiecība mēnesī.....	44
2.11. Dzīvokļa 1 m <sup>2</sup> cenas galvaspilsētā un bruto algas attiecība 2005. gadā .....	44
2.12. Dzīvojamais fonds vidēji uz vienu iedzīvotāju 2005. gadā (m <sup>2</sup> ).....	46
2.13. Mājokļu sadalījums pēc uzcelšanas perioda Igaunijā 2004. gadā .....	47
2.14. Mājokļu sadalījums pēc uzcelšanas perioda Latvijā 2000. gadā.....	47
2.15. Mājokļu sadalījums pēc uzcelšanas perioda Rīgā 2002. gadā .....	48
2.16. Eksploatācijā nodoto dzīvokļu skaits uz 1 000 iedzīvotājiem.....	49
2.17. Daudzdzīvokļu māju būvniecībai izsniegto būvatļauju paredzētā jauda (tūkst. m <sup>2</sup> ) .....	49
2.18. Respondentu attieksme pret hipotekāro kredītēšanu .....	51
2.19. Ienākumu sadalījums saskaņā ar SIA <i>Market Lab</i> veiktās aptaujas datiem .....	58
2.20. Iedzīvotāji, kuriem jau bija hipotēku kredīts (% no kopējā respondentu skaita) .....	59
2.21. Iedzīvotāji, kuriem jau bija hipotēku kredīts vai kuri uzskatīja, ka tas nebūs vajadzīgs (% no kopējā respondentu skaita) .....	60
2.22. Iedzīvotāji, kam jau bija hipotēku kredīts vai kuri uzskatīja, ka tas nebūs vajadzīgs, vai bija vecāki par 50 gadiem (% no kopējā respondentu skaita) .....	60
2.23. Atlikušie potenciālie nekustamā īpašuma pircēji aptaujas brīdī 2006. gada jūnijā.....	61
2.24. Atlikušie potenciālie nekustamā īpašuma pircēji un privātpersonām mājokļa iegādei, rekonstrukcijai un remontam izsniegto kredītu skaita gada pieaugums .....	62
2.25. Atlikušie potenciālie nekustamā īpašuma pircēji 2007. gada jūnijā .....	63
2.26. Atlikušie potenciālie nekustamā īpašuma pircēji 2006. gada jūnijā, ja zemākais pieņemamais līmenis ir 25 m <sup>2</sup> un privātpersonām mājokļu iegādei, rekonstrukcijai un remontam izsniegto kredītu skaita gada pieaugums .....	65
2.27. Zemesgrāmatā reģistrētie darījumi ar nekustamajiem īpašumiem .....	66

2.28. Sērijveida dzīvokļa 1 m <sup>2</sup> vidējā cena Rīgā .....	67
2.29. Strādājošo vidējā neto darba samaksa, sērijveida dzīvokļu 1 m <sup>2</sup> vidējā cena un cenas un neto darba samaksas attiecība .....	68
2.30. Vidējās īres cenas, neietverot komunālos maksājumus .....	69
3.1. Novirzes no kointegrācijas vektora neierobežotā VEC modelī ar vienu lagu.....	84
3.2. Uzbūvētās dzīvojamās ēkas, tūkst. m <sup>2</sup> kopējās platības.....	90
4.1. Beta sadalījuma varbūtības blīvuma funkcija dažādām $\alpha$ un $\beta$ vērtībām .....	112
4.2. Gamma sadalījuma varbūtības blīvuma funkcija dažādām $k$ un $\theta$ vērtībām .....	113
4.3. Inversā gamma sadalījuma varbūtības blīvuma funkcija dažādām $\alpha$ un $\beta$ vērtībām .....	114
4.4. Impulsa reakcijas uz iekšzemes monetāro šoku $\varepsilon^r$ .....	119
4.5. Modeļa uzbūve .....	123
4.6. Eksogēno šoku transmisija .....	140
4.7. Reakcija uz ārvalstu procentu likmes šoku $\varepsilon^{r^*}$ .....	142
4.8. Reakcija uz ārvalstu procentu likmes šoku $\varepsilon^{r^*}$ .....	143
4.9. Reakcija uz ārvalstu procentu likmes šoku $\varepsilon^{r^*}$ .....	144
4.10. Ārvalstu procentu likmes šoka transmisija .....	145
4.11. Valsts riska prēmijas šoka transmisija .....	146
4.12. Ierobežoto mājstāvēniecību kredītu šoka transmisija .....	147
4.13. Mājokļu cenu šoka transmisija.....	148
4.14. Produktivitātes šoka transmisija .....	149
4.15. Tirdzniecības nosacījumu šoka transmisija .....	150

## Ievads

Nekustamajam īpašumam ir būtiska nozīme tautsaimniecības procesos. Zinātniskajā literatūrā ir definēti vismaz seši kanāli, ar kuru starpniecību centrālā banka, pielietojot monetārās politikas instrumentus, tieši vai netieši var ietekmēt mājokļu tirgu un tā rezultātā ekonomiku kopumā. Centrālās bankas noteiktās procentu likmes pārmaiņas tieši ietekmē kapitāla lietošanas izmaksas, mājokļu cenu gaidāmās pārmaiņas un mājokļu piedāvājumu. Netiešā ietekme savukārt izpaužas caur mājokļu cenu bagātības efektu, bilances jeb kredītu kanāla efektiem uz patēriņu un bilances jeb kredītu kanāla efektiem uz mājokļu pieprasījumu.

Pasaules pētījumos pierādīta arī banku kredītu un nekustamā īpašuma cenu abpusējā cēlonība. Tā kā eksistē finanšu tirgu nepilnības, mājsaimniecībām un uzņēmumiem var būt aizņemšanās ierobežojumi. Nekustamais īpašums bieži tiek izmantots kā ķīla, kuras cena ir privātā sektora aizņemšanās kapacitātes noteicošais rādītājs. Nekustamā īpašuma cenu pārmaiņas var būtiski ietekmēt arī patērētāju uztveri par dzīves laikā uzkrāto bagātību, mudinot viņus mainīt patēriņa un aizņemšanās plānus. Rezultātā mainās arī mājsaimniecību kredītu pieprasījums ar mērķi izlīdzināt patēriņu dzīves cikla laikā. Savukārt banku kredīti var ietekmēt nekustamā īpašuma cenas ar dažādiem likviditātes efektiem. Tā kā nekustamā īpašuma cena ir aktīva cena, kuru nosaka nekustamā īpašuma ģenerētās gaidāmās nākotnes peļņas diskontētā vērtība, tad, pieaugot kredītu pieejamībai, samazinās procentu likmes, tādējādi veicinot tagadnes un nākotnes gaidāmo ekonomisko aktivitāti. Rezultātā patērētāju ienākumu pieaugums palielina mājokļu pieprasījumu, kas fiksēta dzīvojamā fonda piedāvājuma tirgū atspoguļojas mājokļu cenu kāpumā.

Šī potenciālā divu virzienu cēlonība starp banku kredītiem un nekustamā īpašuma cenām var izraisīt savstarpēji pastiprinošus ciklus kredītu un nekustamā īpašuma tirgos. Nekustamā īpašuma cenu pieaugums, kuru izraisa optimistiskas tautsaimniecības nākotnes attīstības gaidas, palielina uzņēmumu un mājsaimniecību aizņemšanās kapacitāti. Papildus pieejamie kredīti var daļēji tikt izmantoti jauna īpašuma iegādei, tādējādi vēl vairāk veicinot cenu kāpumu.

Nekustamajam īpašumam ir būtiska loma Latvijas tautsaimniecības procesos. Pēc iestāšanās Eiropas Savienībā Latvijas ekonomikas straujā izaugsme bija cieši saistīta ar nekustamā īpašuma tirgus un hipotekārās kreditēšanas attīstību. Kredītu pieejamība un procentu likmju kritums veicināja investīciju dzīvojamā fondā strauju pieaugumu, būvniecības attīstību un algu kāpumu. Taču pie relatīvi zema dzīvojamā fonda uz vienu iedzīvotāju un mājokļu pieprasījumam pārsniedzot piedāvājumu, mājokļu cenu kāpums ievērojami apsteidza algu un produktivitātes pieaugumu. Šī algu un mājokļu cenu pieauguma

tempu disproporcija un maksātspējīgā pieprasījuma mazināšanās izraisīja pamatotas šaubas par nekustamā īpašuma tirgus attīstības un tā virzītās tautsaimniecības augsmes fundamentālu ilgtspēju. Kopš 2007. gada maija, kad sākās dzīvokļu cenu kritums, līdz 2009. gada rudenim sērijveida dzīvokļu cenas Rīgā kritušās trīskārt, mājāsaimniecību kavēto mājokļu kredītu īpatsvars pieaudzis no aptuveni 8% līdz 26% attiecīgajā kredītu kategorijā, savukārt reālais IKP šajā periodā krities par 23%.

Šo procesu kopsakarības, pielietojot ekonometriskās metodes, Latvijā ir maz pētītas. Cik autoriem zināms, šobrīd Latvijā nav modeļu, uz kuru bāzes būtu iespējams analizēt nekustamā īpašuma tirgus, finanšu ierobežojumu, monetārās politikas un makroekonomisko rādītāju savstarpējo mijiedarbību. Taču šāda modeļa izstrāde un novērtēšana ir būtiska gan Latvijas Bankai monetārās politikas veidošanā un monetārās transmisijas mehānisma pētīšanā, gan valdībai, izstrādājot prognozes un plānojot fiskālo politiku, gan arī komercbankām, veidojot kreditēšanas politiku. Izstrādājot šādu modeli, svarīgi, lai ar modeļa palīdzību būtu iespējams izsekot procesu secību, definējot cēloņus, sekas un ietekmes ilgumu.

Spēcīgs instruments šādi analīzei ir dinamiskā stohastiskā vispārējā līdzsvara (DSGE) modeļi, kas sniedz saskaņotu struktūru monetārās politikas pētīšanā un formulēšanā. Šie modeļi dod iespēju identificēt makroekonomisko un finanšu rādītāju svārstību cēloņus, rast atbildes uz strukturālo pārmaiņu izraisītajiem jautājumiem, prognozēt monetārās politikas izmaiņu efektus. Tie palīdz identificēt saikni starp ekonomikas strukturālajām iezīmēm un reducētās formas parametriem, kas ne vienmēr ir iespējams liela mēroga makroekonomisko modeļu ietvaros. Būtiska DSGE priekšrocība ir modeļa bāze, kas atvasināta no mikroekonomikas pamatiem, un modeļa spēja nošķirt dziļos strukturālos parametrus (kas raksturo preferences, tehnoloģiju, šoku dinamiku) no gaidu parametriem (kas ir atkarīgi no politikas režīma), tādējādi garantējot modeļa robustumu jeb stabilitāti politikas analīzē.

DSGE modeļi aizvien plašāk tiek pielietoti centrālajās bankās. ASV Federālo rezervju padomes SIGMA modelis tiek pielietots monetārās politikas, valdības izdevumu pieauguma, mājokļu pieprasījuma kāpuma, valūtas riska prēmijas samazināšanās, ārvalstu pieprasījuma pārmaiņu, pastāvīga produktivitātes kāpuma, darbaspēka un kapitāla nodokļu samazināšanas šoku ietekmes analīzē. Eiropas Centrālā banka plaši pielieto dažādas DSGE modeļa specifikācijas monetārās politikas analīzē un prognozēšanā. Ļoti attīstīti un daudzu gadu garumā aprobēti modeļi ir vairākās vecajās Eiropas Savienības dalībvalstīs – Zviedrijā, Lielbritānijā, Itālijā, kā arī jaunās dalībvalstīs aktīvi izstrādā un uzlabo esošos DSGE modeļus monetārās un fiskālās politikas analīzei. Ņemot vērā finanšu sektora nozīmi un nekustamā īpašuma tirgus straujo attīstību pēdējos gados, daudzās centrālajās bankās DSGE modeļi paplašināti, iekļaujot finanšu ierobežojumus un mājokļu cenas.



Divas galvenās metodes DSGE modeļu novērtēšanai ir kalibrēšana un ekonometriskā novērtēšana. Kalibrēšanas metodes bija izplatītas pirms vairākiem gadiem, taču to popularitāte ir ievērojami mazinājusies. Tas daļēji skaidrojams ar skaitļošanas potenciāla kāpumu un jaunu ekonometrisko metožu attīstību. Šodien centrālās bankas lielākoties cenšas attīstīt un ekonometriski novērtēt DSGE modeļus. Viena no pasaulē arvien plašāk pielietotajām novērtēšanas metodēm ir Baiesa pieeja, kas piemērota promocijas darbā Latvijas DSGE modeļa novērtēšanai.

Latvijai kā Eiropas Savienības dalībvalstij un Ekonomikas un monetārās savienības kandidātvalstij ir svarīgi izstrādāt un novērtēt DSGE modeli, kas atspoguļotu Latvijas ekonomikas struktūru un būtiskākās iezīmes. Nekustamā īpašuma loma Latvijas tautsaimniecības procesos, kas līdz šim nav pietiekami pētīta, pamato autores darba aktualitāti, darba temata izvēli un pielietotās ekonometriskās metodes.

**Darba ierobežojumi.** Nekustamā īpašuma tirgus pētījumu problemātika ir ļoti plaša, un visus ar to saistītos jautājumus promocijas darbā nav iespējams aplūkot. Ierobežotā apjoma un darba temata specifikas dēļ darba empīriskajā daļā pētīts noteikts nekustamā īpašuma tirgus segments – sērijveida dzīvokļu tirgus. Darbā netiek pētīts Latvijas zemes tirgus, komercplatību tirgus, kā arī jauno dzīvokļu tirgus. To pamato vairāki apsvērumi. Pirmkārt, sērijveida dzīvokļu tirgus darbā aplūkotajā periodā bija pats aktīvākais segments Latvijas mājokļu tirgū – lielākā darījumu daļa notika tieši ar sērijveida dzīvokļiem. Otrkārt, to cenu dinamika labi atspoguļoja norises mājokļu tirgū. Treškārt, sērijveida dzīvokļu cenu laikrindas bija pieejamas par salīdzinoši ilgu laika periodu. Ceturtkārt, sērijveida dzīvokļu kvadrātmetru cenas bija apkopotas no nekustamā īpašuma kompānijas *Latvio* publicētām reālām darījumu summām. Par zemes tirgu, komercplatību segmentu un jauno dzīvokļu tirgu šādi regulāri statistikas dati nav pieejami. Visbeidzot, hipotekārie kredīti aplūkotajā periodā veidoja vairāk par pusi no banku kredītportfeļa, un tie pārsvarā tika izmantoti mājokļu iegādei, savukārt kredīti, kas nodrošināti ar zemes ķīlu, veidoja relatīvi nelielu daļu kopējā hipotekāro kredītu portfeli.

Zinātniskā **darba mērķis** ir analizēt nekustamā īpašuma kā aktīva nozīmi Latvijas monetārās politikas transmisijas mehānismā un ar ekonometriskajiem modeļiem novērtēt finanšu ierobežojumu, nekustamā īpašuma cenu un valsts riska prēmijas ietekmi uz Latvijas makroekonomiskajiem rādītājiem.

Minētā mērķa sasniegšanai izvirzīti šādi **pētījuma uzdevumi**:

- Izpētīt nekustamā īpašuma un tautsaimniecības augsmes kopsakarību teorētiskos aspektus un salīdzināt mājokļu cenu nozīmi attīstīto valstu centrālo banku monetārās politikas veidošanā.
- Pielietojot *logit* modeli, noskaidrot faktorus, kas nosaka iedzīvotāju lēmumu ņemt hipotekāro kredītu.
- Izpētīt dzīvokļu cenu un kredītu savstarpējo ietekmi, pielietojot vektora autoregresijas modeli.
- Novērtēt dzīvokļu cenu novirzi no ilgtermiņa sakarības un cenu atgriešanās pie ilgtermiņa līdzsvara ātrumu, pielietojot neierobežoto vektora kļūdu korekcijas modeli.
- Pielietojot dzīvojamā fonda fundamentālo rādītāju modeli, noskaidrot dzīvojamā fonda pieauguma noteicošos faktorus Latvijā.
- Izveidojot dinamiskā stohastiskā vispārējā līdzsvara modeli un novērtējot to ar Baiesa pieeju, izpētīt finanšu ierobežojumu, nekustamā īpašuma cenu un valsts riska prēmijas lomu Latvijas monetārās politikas transmisijas mehānismā.
- Pielietojot novērtētos koeficientus, simulēt modeļa endogēno mainīgo – IKP, inflācijas, patēriņa, iekšzemes aizņēmumu, ārvalstu aizņēmumu, nefinanšu investīciju nekustamajā īpašumā - impulsa reakcijas funkcijas uz ārvalstu procentu likmes, valsts riska prēmijas, kredītu, nekustamā īpašuma cenu, tehnoloģisko un tirdzniecības nosacījumu šokiem.

**Pētījuma objekts** ir Latvijas nekustamā īpašuma tirgus un tā loma monetārās transmisijas mehānismā.

**Pētījuma priekšmets** ir nekustamā īpašuma ietekme uz Latvijas IKP, inflāciju, privāto patēriņu, nefinanšu investīcijām, mājsaimniecību un uzņēmumu aizņēmumiem.

**Darba teorētiskais un metodoloģiskais pamats.** Pētījuma teorētiskais un metodoloģiskais pamats ir speciālā ekonomiskā literatūra, ārvalstu zinātnieku publicētie zinātniskie darbi, zinātnisko konferenču un semināru materiāli. Promocijas darba izstrādāšanas gaitā tika izmantotas vispārpieņemtās ekonomikas zinātnes pētījumu kvantitatīvās un kvalitatīvās metodes, tajā skaitā monogrāfiskās, normatīvo dokumentu analīzes, grupēšanas, salīdzināšanas, vispārināšanas, grafiskās analīzes, statistiskās un ekonometriskās analīzes metodes.

**Statistisko datu avoti.** Pētījuma aprēķinos izmantoti Latvijas Bankas, Latvijas Republikas Centrālās statistikas pārvaldes, EUROSTAT un citu starptautisko organizāciju statistiskie dati, SIA *Market Lab* iedzīvotāju aptaujas dati, kā arī Latvijas nekustamā īpašuma kompāniju *Latio*, *Ober Haus Real Estate Latvia* un *Arco Real Estate* Latvijas nekustamā

īpašuma tirgus pārskati. Aprēķini tika veikti, pielietojot datorprogrammas nodrošinājumus *Microsoft Excel*, *Eviews 6.0*, *Matlab R2008a* un *Dynare 3*.

Promocijas darbā autore ir izvirzījusi šādu **hipotēzi**: Baiesa pieejas pielietošana DSGE modeļa novērtēšanā palīdz iegūt Latvijas datus ietvertu būtisku informāciju, uzlabojot modeļa ticamību ar parametru prioriem sadalījumiem, un tādējādi tuvina modeļa posterioros novērtējumus ekonomikas strukturālo parametru patiesajām vērtībām.

Pamatojoties uz promocijas darba rezultātiem, **autore aizstāv šādas tēzes**:

1. Salīdzināt Latvijas un citu valstu "m<sup>2</sup> skaitu uz iedzīvotāju" var tikai pie nosacījuma, ja vienlaikus izdara pieņēmumus par ienākumu konverģenci.
2. Dzīvokļu cenas un kredīti ir ilgtermiņā cieši saistīti jeb kointegrēti, un pēc iestāšanās Eiropas Savienībā dzīvokļu cena pārsniedza savu ilgtermiņa līdzsvara vērtību.
3. No ārējā parāda atkarīgās valsts riska prēmijas kāpums izraisa iekšzemes procentu likmju pieaugumu, kas caur kredītu kanālu un bagātības kanālu izraisa privātā patēriņa, iekšzemes kredītu, IKP, uzņēmumu robežizmaksu kritumu, kā arī nekustamā īpašuma pieprasījuma, cenu un nefinanšu investīciju samazinājumu.
4. Augsta valsts riska prēmijas elastība attiecībā pret ārējo parādu nosaka būtisku iekšzemes procentu likmju transmisiju, ietekmējot privāto patēriņu, iekšzemes hipotekāros kredītus, IKP, inflāciju, nefinanšu investīcijas nekustamajā īpašumā un ārējo parādu.
5. Pie augstas kredīta un ķīlas vērtības attiecības patēriņš, aizņēmumi un investīcijas jūtīgi reaģē uz ārvalstu monetāriem šokiem un nekustamā īpašuma cenu šokiem.

**Pētījuma veikšanas periods.** Promocijas darbā izstrādātajiem modeļiem izvēlēti atšķirīgi periodi, kas saistīts ar analīzei nepieciešamo statistisko datu pieejamību, to apkopošanas metodoloģiskajām īpatnībām, kā arī pētījumu veikšanas atšķirīgiem periodiem. 2. nodaļā *logit* modeļa izveidei izmantoti SIA *Market Lab* 2006. gada jūnijā veiktās iedzīvotāju aptaujas dati. Salīdzinājumam ar 2009. gadu būtu vēlami jaunāki dati, taču šādas aptaujas veikšana prasītu būtiskus papildu līdzekļus. VAR modeļa novērtēšanai izmantotas mēneša novērojumu laikrindas laika periodā no 1999. gada janvāra līdz 2006. gada decembrim. Perioda sākuma izvēli pamato apsvērums, ka SIA *Latio* dati par dzīvokļu cenām pieejami no 1999. gada, savukārt 2006. gads bija pēdējais pirms cenu korekcijas. Dzīvojamā fonda fundamentālo rādītāju modelis novērtēts no 1999. gada 1. ceturkšņa līdz 2007. gada 1. ceturksnim, kas aptver maksimālo laika periodu, par kuru bija pieejami visu laika rindu dati pirms dzīvokļu cenu krituma sākuma 2007. gada maijā. 4.1. sadaļā DSGE modelis novērtēts

periodā no 1998. gada 2. ceturkšņa līdz 2007. gada 1. ceturksnim, jo importa preču cenu indekss publicēts CSP, sākot ar 1998. gadu. Visbeidzot, 4.2. sadaļā paplašinātais DSGE modelis novērtēts no 1999. gada 1. ceturkšņa līdz 2009. gada 2. ceturksnim, kas aptver maksimālo laika periodu, par kuru pētījuma veikšanas brīdī bija pieejami modelī pielietoto laika rindu dati.

**Promocijas darba struktūra un apjoms.** Promocijas darbs sastāv no ievada, četrām nodaļām, secinājumiem un priekšlikumiem un literatūras saraksta. Darba kopējais apjoms, neskaitot pielikumus, ir 170 lappuses. Darbā iekļautas 16 tabulas, 48 attēli, 7 pielikumi. Literatūras sarakstā ir iekļauti 97 izmantotās literatūras un 27 datu informācijas avoti.

**Darba saturs pamatojums.** Darbs strukturēts četrās nodaļās. Tā kā nekustamais īpašums tiešā un netiešā veidā ietekmē makroekonomiskos procesus, patērētāju un uzņēmumu uzvedību, kā arī sniedz nozīmīgus signālus centrālajai bankai monetārās politikas veidošanā, 1. nodaļā aplūkoti nekustamā īpašuma un tautsaimniecības augsmes savstarpējās mijiedarbības teorētiskie aspekti. Ņemot vērā centrālās bankas būtisko lomu nekustamā īpašuma un tautsaimniecības procesu mijiedarbībā, nodaļā no teorijas viedokļa aplūkota centrālās bankas monetārās politikas ietekme uz mājokļu tirgu, analizēta mājokļa kā aktīva loma monetārās transmisijas mehānismā, kā arī salīdzināta mājokļu cenu nozīme dažādu valstu centrālo banku monetārās politikas veidošanā. Šajā kontekstā aplūkota Latvijas Bankas nostāja un valdības īstenotā politika mājokļu cenu straujā kāpuma ierobežošanā, kad Latvijā nekustamā īpašuma cenas būtiski pieauga laika posmā no 2004. gada līdz 2007. gada aprīlim. Nodaļā analizēts 2007. gadā valdības īstenotais pretinflācijas jeb ekonomikas stabilizācijas plāns, kura mērķis bija ierobežot pārmērīgo ar nekustamā īpašuma tirgu saistīto aizņemšanos un nekustamā īpašuma cenu straujo kāpumu.

Darba 2. nodaļā analizēta dzīvokļu cenu attīstība Latvijā salīdzinājumā ar iedzīvotāju ienākumu pieaugumu, jo mājokļu potenciālo pircēju maksātspēja ir būtisks faktors, kas nosaka mājokļu pieprasījumu ilgtermiņā. Mājokļu cenām pieaugot straujāk par iedzīvotāju pirktspēju, daļa potenciālo pircēju tiek izspiesta no tirgus, tādējādi, samazinoties potenciālo mājokļu kredītu ņēmēju skaitam, cenu kāpums ilgtermiņā nav uzturams. Tā kā 2007. gada aprīlī dzīvokļu kvadrātmetra cenas sasniedza savu maksimumu, savukārt turpmākajā periodā tās strauji samazinājās līdz pat 2009. gada rudenim, ir būtiski izpētīt šo cenu korekciju iedzīvotāju maksātspējas kontekstā. Šajā nolūkā, pirmkārt, analizēta dzīvokļu cenu un iedzīvotāju ienākumu attīstība Latvijā no 2001. gada līdz 2006. gadam, t.i., aptverot laika posmu pirms cenu korekcijas. Otrkārt, lai pārbaudītu, vai noteikta dzīvojamā fonda piedāvājuma sasniegšana bija noteicošais faktors cenu stabilizācijai, salīdzināts Latvijas

dzīvojamais fonds uz vienu iedzīvotāju un mājokļu cenu kāpums 2006. gadā ar Igaunijas un Slovēnijas attiecīgajiem rādītājiem. Rezultātā tika novērtēts, cik mājokļu Latvijā vēl bija jāuzbūvē, lai notiktu cenu stabilizācija. Treškārt, izmantojot SIA *Market Lab* 2006. gada jūnijā veiktās iedzīvotāju aptaujas datus, tika novērtēts nekustamā īpašuma tirgus potenciāls 2006. gadā un izpētīts, vai zems dzīvojamais fonds uz vienu iedzīvotāju pats par sevi bija pietiekams faktors turpmākam dzīvokļu cenu kāpumam.

Tā kā 2. nodaļā pētīta varbūtība ņemt hipotekāro kredītu, pamatojoties uz relatīvi nelielas izlases iedzīvotāju aptaujas datiem, rezultāti, iespējams, neatspoguļoja Latvijas iedzīvotāju patieso ienākumu sadalījumu un potenciālo mājokļu pieprasījumu Latvijas mērogā. Nolūkā iegūt reprezentatīvus vērtējumus 3. nodaļā Latvijas mājokļu tirgus analizēts makroekonomiskā līmenī, kur mājokļu cenu dinamika ir cieši saistīta ar hipotekāro kredītu tirgu. Nodaļā novērtēta dzīvokļu cenu un kredītu īstermiņa mijiedarbību un ilgtermiņa sakarība, pielietojot attiecīgi vektora autoregresijas (VAR) un vektora kļūdu korekcijas (VEC) modeļus. Ņemot vērā Latvijas makroekonomisko rādītāju laukrindu garumu, VAR un VEC modeļos nevar iekļaut lielu mainīgo skaitu. Tomēr, tā kā hipotekāro kredītu tirgus ir saistīts arī ar investīcijām dzīvojamā fondā, ir būtiski analizēt šīs investīcijas noteicošos faktorus. Tādējādi nodaļas trešajā sadaļā novērtēts investīciju dzīvojamā fondā modelis ar fundamentāliem rādītājiem.

Kaut arī VAR modeļi labi apraksta laukrindu dinamiku un ir lietderīgi prognozēšanā, tie nedod iespēju izsekot eksogēnu šoku secīgu ietekmi uz modeļa rādītājiem. Taču šāda analīze ir būtiska gan monetārās transmisijas mehānisma pētīšanā, gan gadījumā, ja iegūtās mainīgo reakcijas uz šokiem neatbilst iepriekš gaidītajām. Tādējādi ar mērķi novērtēt nekustamā īpašuma tirgus ietekmi uz iekšzemes makroekonomiskajiem rādītājiem darba 4. nodaļas 4.1. sadaļā Latvijai izveidots un ar Baiesa pieeju novērtēts vienkāršs mazas atvērtas ekonomikas DSGE modelis. Modeļa izveide sāka ar vienkāršotu struktūru tā apsvēruma dēļ, ka vienkāršā modelī ar dažiem vienādojumiem ir mazāk koeficientu ierobežojumu, tādējādi, piemērojot modeli datiem, iegūtie izlases parametru novērtējumi tuvāk atspoguļo ģenerālās kopas jeb šajā gadījumā Latvijas ekonomikas patieso rādītājus. Novērtēto strukturālo koeficientu posteriorās vērtības, kas atspoguļo mājsaimniecību un uzņēmumu preferences, tālāk izmantotas 4.2. sadaļas modelī kā parametru priorās vērtības un novērtēts Latvijas DSGE modelis ar nekustamā īpašuma cenām, valsts riska prēmiju un finanšu ierobežojumiem laika periodā no 1999. gada 1. ceturkšņa līdz 2009. gada 2. ceturksnim. Modeļa ietvaros simulētas endogēno mainīgo impulsu reakcijas uz ārvalstu monetāro, valsts riska prēmijas, hipotekāro kredītu, nekustamā īpašuma cenu, tehnoloģisko un tirdzniecības nosacījumu šoku. Analizēta aizņemšanās ierobežojumu loma monetārās transmisijas aktīvu kanālā.

DSGE modeļa izvēli promocijas darbā pamato apsvērumi, ka DSGE modeļi ir spēcīgs instruments, kas sniedz saskaņotu struktūru monetārās un fiskālās politikas diskusijai un analīzei. Šie modeļi dod iespēju identificēt makroekonomisko un finanšu rādītāju svārstību cēloņus, rast atbildes uz strukturālo pārmaiņu izraisītajiem jautājumiem, prognozēt monetārās un fiskālās politikas izmaiņu efektus. Tie dod iespēju arī identificēt saikni starp ekonomikas strukturālajām iezīmēm un reducētās formas parametriem, kas ne vienmēr ir iespējams liela mēroga makroekonomisko modeļu ietvaros. Savukārt darbā pielietotās Baiesa pieejas priekšrocība salīdzinājumā ar citām DSGE novērtēšanas metodēm, kurām pastāv zināmi trūkumi, ir tās spēja uzlabot ticamību ar parametru prioriem sadalījumiem, kā arī ietvert politikas veidotāju uzskatus par pagātnē izpētītajām ekonomikas likumsakarībām.

Tā kā promocijas darbā aprobētais DSGE modelis ir pirmais šāds modelis, kas izveidots un novērtēts Latvijai, tas pielietojams kā bāzes modelis, kas turpmāk pilnveidojams un paplašināms vairākos virzienos. DSGE modeļa izstrāde atbilstoši tautsaimniecības struktūras īpatnībām ir sarežģīts un laikietilpīgs process, savukārt modeļa novērtēšanai ar Baiesa pieeju nepieciešamas salīdzinoši garas datu laikrindas, lai iegūtie novērtējumi iespējami precīzi atspoguļotu Latvijas ekonomikas strukturālo parametru patiesās vērtības. Šobrīd vairākas Latvijas makroekonomisko rādītāju laikrindas ir ļoti svārstīgas vai satur mainīgus trendus, kas sarežģī modeļa novērtēšanas procesu. Promocijas darbā aprobētajā DSGE modelī ietvertas lineāras sakarības, taču, lai labāk aprakstītu laikrindu svārstības un trenda izmaiņas Latvijas datos, modeli ieteicams pilnveidot, ietverot nelineāras sakarības modeļa struktūrā. Turklāt ir jāpaiet zināmam laikam, lai Latvijā notiktu pilns biznesa cikls un ekonomika sasniegtu stabilu līdzsvaru. Šis ir būtisks apsvērumi, ņemot vērā DSGE modeļa pieņēmumu, ka eksogēno šoku izraisītās novirzes no stabila līdzsvara ir relatīvi mazas. Tādējādi, paplašinot bāzes modeļa struktūru un novērtējot to ar Baiesa pieeju pēc noteikta laika perioda, varēs iegūt Latvijas ekonomikas strukturālo parametru stabilus vērtējumus, kas dos iespēju pielietot modeli prognozēšanā, kā arī monetārās un fiskālās politikas analīzē.

**Autores zinātniskais ieguldījums.** Promocijas darbā izstrādātas šādas zinātniskās novitātes:

1. Pielietojot *logit* modeli, noteikta varbūtība ņemt hipotekāro kredītu atkarībā no cilvēka individuāliem faktoriem: nodarbinātības, vecuma, algas un dzīves apstākļiem (dzīvokļa platības). Ar *logit* modeli pierādīts, ka  $m^2$  skaits uz iedzīvotāju ir svarīgs faktors tikai tad, ja cilvēkam ir arī pietiekami ienākumi. Tādējādi salīdzināt Latvijas un kādas citas valsts " $m^2$  skaitu uz iedzīvotāju" var tikai tad, ja vienlaikus izdara pieņēmumus par ienākumu konverģenci.

2. Izveidojot un novērtējot Latvijas VAR modeli, aprakstīta kredītu, dzīvokļu cenu, procentu likmju un algas īstermiņa mijiedarbība. Izpētītas doto rādītāju impulsa reakcijas uz eksogēniem šokiem un kredītšoka īpatsvars dzīvokļa kvadrātmetra cenas variācijā.
3. Novērtēta dzīvokļu cenu un kredītu ilgtermiņa sakarība Latvijas VEC modeļa ietvaros. Pielietojot kļūdu korekcijas modeli, novērtētas dzīvokļu cenas novirzes no ilgtermiņa līdzsvara vērtībām un noteikts dzīvokļu cenu pielāgošanās ātrums.
4. Izveidojot un novērtējot Latvijas dzīvojamā fonda fundamentālo rādītāju modeli, izpētītas investīcijas dzīvojamā fondā atkarībā no demogrāfiskās struktūras, mājokļa cenas attiecības pret īres cenu, mājāsaimniecību patēriņa, darbaspēka līdzdalības rādītāja un kapitāla cenas. Novērtējot investīciju elastības pret fundamentālajiem rādītājiem, pierādīts, ka tieši ES iestāšanās gaidas veicināja mājokļu cenu kāpumu un turpmāku straujo dzīvojamā fonda pieaugumu.
5. Izstrādājot pirmo DSGE modeli Latvijas ekonomikai un novērtējot to ar Baiesa pieeju, pirmoreiz Latvijā novērtēta finanšu ierobežojumu, nekustamā īpašuma cenu un valsts riska prēmijas loma Latvijas monetārās politikas transmisijas mehānismā.
6. Ar DSGE modeļa palīdzību novērtētas privātā patēriņa, iekšzemes kredītu, nefinanšu investīciju nekustamajā īpašumā, inflācijas, potenciālā un faktiskā IKP starpības Baiesa impulsa reakcijas uz eksogēniem šokiem: valsts riska prēmijas, ārvalstu procentu likmes, ierobežoto mājāsaimniecību kredītu, nekustamā īpašuma cenu, produktivitātes un tirdzniecības nosacījumu šokiem.
7. Ņemot vērā starptautisko aizdevumu un EURIBOR likmju nozīmi Latvijas finanšu tirgū, modelis dod iespēju analizēt valsts riska prēmijā atspoguļoto ārvalstu investoru gaidu ietekmi uz galvenajiem makroekonomiskajiem rādītājiem.
8. Promocijas darbā pielietotā Baiesa pieeja dod iespēju uzlabot DSGE modeļa ticamības funkciju ar parametru prioriem sadalījumiem un tādējādi tuvināt modeļa posterioros novērtējumus ekonomikas strukturālo parametru patiesajām vērtībām.

**Autores praktiskais ieguldījums.** Darbā izstrādātiem modeļiem ir plašas praktiskas pielietošanas iespējas makroekonomiskā analizē un ekonomiskās politikas izstrādāšanā.

Latvijas ekonomikai izstrādātais un novērtētais VAR modelis dod iespēju pētīt banku kredītu un nekustamā īpašuma tirgus ciklu savstarpējo mijiedarbību. Šo sakarību analīze un padziļināta izpēte ir īpaši būtiska un aktuāla komercbankām, ņemot vērā kavēto mājokļu kredītu īpatsvara pieaugumu banku kredītportfelī, kas prasa papildu uzkrājumu veidošanu, tādējādi iesaldējot banku rīcībā esošos resursus jaunu kredītu izsniegšanai un mājokļu tirgus atdzīvināšanai. Šī noslēgtā apla pamatā ir kredītu un nekustamā īpašuma cenu abpusējā

cēlonība. No vienas puses, mājsaimniecībām un uzņēmumiem ir aizņemšanās ierobežojumi, kur bankas piešķirtā kredīta summa ir atkarīga no iekārtotā nekustamā īpašuma cenas. Tāpat mājokļu cenu pārmaiņas nosaka patērētāju uztveri par dzīves laikā uzkrāto bagātību, rezultātā ietekmējot indivīdu patēriņu un aizņemšanās plānus jeb kredītu pieprasījumu. Visbeidzot, nekustamā īpašuma cenas nosaka banku aktīvu vērtību un tādējādi banku riska uzņemšanās kapacitāti. No otras puses, banku kredīti ietekmē nekustamā īpašuma cenas ar dažādiem likviditātes efektiem, kas eventuāli atspoguļojas makroekonomisko rādītāju – aizņēmumu, algu, procentu likmju un kopējās izlaides pārmaiņās. Promocijas darbā novērtētais VAR modelis, kuru raksturo uzbūves vienkāršības un prognozēšanas efektivitātes apvienojums, dod iespēju pētīt šo rādītāju mijiedarbību un pielietot modeli politikas analīzē. VAR modeļa plašo pielietojumu pamato fakts, ka tas labi apraksta laikrindu dinamiku, ir lietderīgs prognozēšanā, kā arī bieži vien sniedz labākas prognozes par viendimensiju laikrindu modeļiem un simultāno vienādojumu modeļiem.

Darbā aprobētais DSGE modelis ir pirmais šāds modelis, kas izstrādāts un ar Baiesa pieeju novērtēts Latvijas ekonomikā.

**Aprobācija.** Par promocijas darba galvenajiem rezultātiem ziņots:

1. Biedrības „Latvijas Ekonometristu asociācija” seminārā, uzstāšanās ar prezentāciju „Latvijas nekustamā īpašuma tirgus ietekmes uz tautsaimniecību ekonometriskais novērtējums” 2010. gada 12. aprīlī;
2. Paplašinātajā katedras sēdē 2010. gada 22. martā;
3. Katedras sēdē 2009. gada 14. decembrī;
4. Gerzensee, Šveicē, seminārā Central Bankers Course „Advanced Topics in Monetary Economics”, uzstāšanās ar prezentāciju “Asset Prices and Financial Frictions in the Monetary Transmission” 2009. gada 9. septembrī;
5. Piedaloties Latvijas Universitātes pētniecības projektā Nr.2009/ZP-108 „Ārvalstu tiešo investīciju struktūras tautsaimniecības sektoros loma ekonomikas augsmē” 2009. gadā;
6. Piedaloties Latvijas Universitātes pētniecības projektā Nr.2008/ZP-108 „Ārvalstu tiešo investīciju struktūras tautsaimniecības sektoros loma ekonomikas augsmē” 2008. gadā;
7. Stažējoties ārzemēs universitātē Corvinus University Budapest (Ungārijā) seminārā „GEM-E3 modelling” 2008. gadā.
8. Mācību procesā, vadot seminārus studentiem ekonometrijā, biznesa statistikā, matemātikā Latvijas Universitātes Ekonomikas un vadības fakultātē 2006. – 2008. gadā.



### **Publikācijas:**

1. Vītola K. Housing Investment and Credit Frictions in an Open-Economy DSGE Model.// University of Latvia International Scientific Conference proceedings „Finance and Accounting: Theory and Practice, Development and Trends” – Rīga, 2009, pp. 566-575.
2. Ajevskis V., Vītola K. Fiksēta valūtas kursa priekšrocības vispārējā līdzsvara stāvokļa apstākļos.// Latvijas Banka, Nr. 4, 2009, 5.-14. lpp.
3. Ajevskis V., Vītola K. Procentu likmju termiņstruktūras konverģences modelis.// Latvijas Banka, 2009, Nr.1, 10.-16. lpp.
4. Ajevskis V., Vītola K. A Convergence Model of the Term Structure of Interest Rates.// Review of Finance, doi:10.1093/rof/rfn030, 2008, pp. 1-22.
5. Vītola K. Latvijas dzīvojamā fonda modelēšana ar fundamentāliem rādītājiem.// LU zinātnisko rakstu krājums "Ekonomika un vadības zinātne" – Rīga, 2008, Nr.726, 234.-243. lpp.
6. Vītola K. Sērijveida dzīvokļu cenas modelēšana ar vektora autoregresijas modeļiem.// Liepājas Universitātes Sociālo zinātņu katedras un Vadībzinātņu katedras 10. rakstu krājums "Sabiedrība un kultūra" – Liepāja, 2008, 356.-363. lpp.
7. Vītola K. Inflācijas samazināšanas plāna analīze saistībā ar nekustamā īpašuma tirgu Latvijā.// Baltijas Foruma rakstu krājums "Latvijas ekonomikas līdzsvarota attīstība: problēmas, riski, perspektīvas" – Rīga, 2007, 67.-72. lpp.
8. Vītola K., Dāvidsons G., Mjagkiha L. Sērijveida dzīvokļu tirgus analīze saistībā ar kreditēšanas un iedzīvotāju maksāspējas novērtējumiem.// Latvijas Banka, 2007. – Nr.2, 4.-28. lpp.

### **Starptautiskās konferences:**

1. “Housing Investment and Credit Frictions in an Open-Economy DSGE model”: Latvijas Universitātes starptautiskā zinātniskā konference, Finance and Accounting: Theory and Practice, Development and Trends, 2008. gada 19. septembrī.
2. "Latvijas mājsaimniecību finansiālā ievainojamība": 50. starptautiskā zinātniskā konference, Daugavpils Universitāte, 2008.gada 15. maijā.
3. "Vai politikas veidotājiem jāreaģē uz nekustamā īpašuma burbuli?": 11. starptautiskā zinātniskā konference, Liepājas Pedagoģijas akadēmija, 2008.gada 25. aprīlī.
4. "Latvijas dzīvojamā fonda modelēšana ar fundamentāliem rādītājiem": Latvijas Universitātes 66. konference, 2008. gada 31. janvārī.
5. "Sērijveida dzīvokļu cenas modelēšana ar vektora autoregresijas modeļiem": 10. starptautiskā zinātniskā konference, Liepājas Pedagoģijas akadēmija, 2007.gada 27. aprīlī.

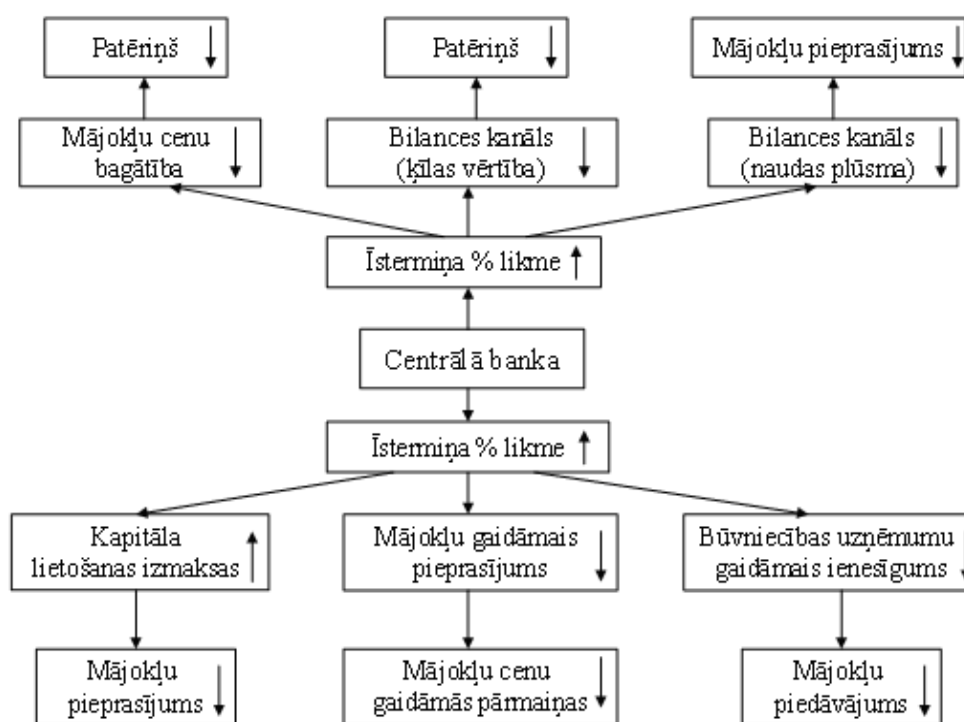
6. "Sērijveida dzīvokļu cenas modelēšana ar vektora autoregresijas modeļiem": Latvijas Universitātes 65. konference, 2007. gada 1. februārī.
7. "Dzīvokļu tirgus un tā attīstības perspektīvas": Latvijas Universitātes 65. konference, 2007. gada 1. februārī.

## 1. NEKUSTAMĀIS ĪPAŠUMS UN TAUTSAIMNIECĪBAS AUGSME

Nekustamajam īpašumam ir būtiska nozīme tautsaimniecībā, jo tas tiešā un netiešā veidā ietekmē makroekonomiskos procesus, patērētāju un uzņēmumu uzvedību, kā arī sniedz nozīmīgus signālus centrālajai bankai monetārās politikas veidošanā. Promocijas darba praktiskajā daļā ir izstrādāti vairāki modeļi, kas pierāda nekustamā īpašuma būtisko ietekmi uz makroekonomiskajiem rādītājiem. Tomēr pirms modeļu izstrādes ir svarīgi izpētīt nekustamā īpašuma lomas tautsaimniecības augsmē teorētiskos aspektus. Nekustamā īpašuma un tautsaimniecības procesu savstarpējā mijiedarbībā būtiska loma ir centrālajai bankai. Tādējādi pirmajā nodaļā aplūkota centrālās bankas monetārās politikas ietekme uz mājokļu tirgu, kā arī salīdzināta mājokļu cenu nozīme dažādu valstu centrālo banku monetārās politikas veidošanā. Šajā kontekstā aplūkota Latvijas Bankas nostāja un valdības īstenotā politika mājokļu cenu straujā kāpuma ierobežošanā, kad Latvijā nekustamā īpašuma cenas būtiski pieauga laika posmā no 2004. gada līdz 2007. gada aprīlim. Nodaļā analizēts 2007. gadā valdības īstenotais pretinflācijas jeb ekonomikas stabilizācijas plāns, kura mērķis bija ierobežot pārmērīgo ar nekustamā īpašuma tirgu saistīto aizņemšanos un nekustamā īpašuma cenu straujo kāpumu.

### 1.1. Mājoklis kā aktīvs monetārās transmisijas mehānismā

Mainot īstermiņa procentu likmi, centrālā banka tieši vai netieši ietekmē mājokļu tirgu un tā rezultātā ekonomiku kopumā caur vismaz sešiem kanāliem: 1) kapitāla lietošanas izmaksām; 2) mājokļu cenu gaidāmajām pārmaiņām; 3) mājokļu piedāvājumu; 4) mājokļu cenu bagātības efektu; 5) bilances jeb kredītu kanāla efektu uz patēriņu; 6) bilances jeb kredītu kanāla efektu uz mājokļu pieprasījumu.



### 1.1. att. Centrālās bankas ietekme uz mājokļu tirgu

Central bank's effect on housing market

Avots: autore izstrādne

1.1. attēlā shematiski atspoguļota centrālās bankas ietekme uz mājokļu tirgu caur iepriekš aplūkotajiem kanāliem. Turpmāk detalizēti aplūkots procentu likmes ietekme katrā monetārās transmisijas kanāla darbībā, pielietojot 1.1. attēlā autore izstrādāto shēmu.

#### Procentu likmes tiešais efekts caur kapitāla lietošanas izmaksām

Standarta neoklasiskajos mājokļu tirgus modeļos kapitāla lietošanas izmaksas aplūkotas kā būtisks dzīvojamā fonda pieprasījumu noteicošais faktors (Jorgenson, 1963; Poterba, 1984). Kapitāla lietošanas izmaksas (*user cost of capital*, turpmāk *uc*) definē šādi:

$$uc = ph((1-t)i - \pi_h^e + \delta) \quad (1),$$

kur  $ph$  ir mājokļa iegādes cena,  $i$  ir hipotēku kredīta procentu likme,  $\pi_h^e$  ir mājokļa gaidāmā vērtības pieauguma temps un  $\delta$  ir mājokļa nolietojuma norma. Sakarība ietver arī hipotēku kredīta procentu maksājumu atskaitījumu, koriģējot hipotēku kredīta nominālo procentu likmi ar nodokļu robežlikmi  $t$ . Pārgrupējot locekļus, kapitāla lietošanas izmaksas var definēt atkarībā no pēcnodokļu reālās procentu likmes,  $\{(1-t)i - \pi^e\}$ , un mājokļa reālā gaidāmā vērtības pieauguma tempa,  $\{\pi_h^e - \pi^e\}$ , kur  $\pi^e$  ir gaidāmā inflācijas likme

$$uc = ph(\{(1-t)i - \pi^e\} - \{\pi_h^e - \pi^e\} + \delta) \quad (2).$$

Būtisks moments aplūkotajā kapitāla lietošanas izmaksu vienādojumā ir tas, ka gan hipotēku kredīta reālās procentu likmes, gan reālā gaidāmā vērtības pieauguma tempa laika horizonts ir mājokļa kā aktīva gaidāmais kalpošanas laiks, kas būtībā ir ļoti ilgs. Ilgtermiņa hipotēku kredīta ar fiksētu procentu likmi gadījumā procentu likme neatspoguļo ilgtermiņa horizontu. Savukārt, ja mājokļa īpašniekam ir kredīts ar mainīgu likmi, attiecīgā hipotēku kredīta likme ir nevis pašreizējā tirgus likme, bet mājokļa kalpošanas periodā gaidāmā vidējā likme. Pieņemot, ka finanšu tirgi darbojas efektīvi un bez frikcijām, tas nozīmē, ka pat pie mainīgas likmes mājokļu pieprasījumam atbilstoša likme ir ilgtermiņa hipotēku kredīta likme, kas atspoguļo gaidāmās nākotnes īstermiņa likmes mājokļa kalpošanas periodā.

Kad centrālā banka palielina īstermiņa procentu likmes, ilgtermiņa likmēm arī ir tendence pieaugt, jo tās ir saistītas ar gaidāmām nākotnes īstermiņa likmēm. Rezultātā kapitāla lietošanas izmaksas pieaug un pieprasījums pēc mājokļa samazinās. Krītoties mājokļu pieprasījumam, mājokļu būvniecība sarūk, kā rezultātā samazinās kopējais pieprasījums ekonomikā. Aplūkotajam monetārās politikas transmisijas kanālam ir būtiska nozīme centrālajās bankās pielietotajos makroekonomiskajos modeļos.

### **Procentu likmes efekts caur mājokļu cenu gaidāmām pārmaiņām**

Otrs rādītājs kapitāla lietošanas izmaksu vienādojumā – mājokļa reālais gaidāmais vērtības pieauguma temps,  $\{\pi_h^e - \pi^e\}$ , ir vēl viens kanāls, caur kuru monetārā politika var ietekmēt mājokļu tirgu. Gaidu pārmaiņas var būtiski ietekmēt kapitāla lietošanas izmaksas un tādējādi mājokļu pieprasījumu. Centrālajai bankai īstenojot ierobežojošu monetāro politiku, proti, palielinot procentu likmi, mājokļu pieprasījums sarūk caur iepriekš aplūkoto lietošanas izmaksu transmisijas mehānismu, kā rezultātā mājokļu cenas samazinās.

Tādējādi, prognozējot ierobežojošu monetāro politiku, mājokļa cenas reālais gaidāmais pieauguma temps var mazināties, palielinot kapitāla lietošanas izmaksu tagadnes vērtību, kas savukārt izraisīs mājokļu pieprasījuma un dzīvojamā fonda investīciju sarukumu.

Būtisks aspekts šī kanāla darbībā ir fakts, ka mājokļu cenās ietilpst ne tikai ēkas vērtība, bet arī zeme, uz kuras mājoklis atrodas. Ja mājokļu cenas noteiktu tikai būvniecības izmaksas, mājokļu cenu pārmaiņu svārstības kapitāla lietošanas izmaksu (1) vienādojumā varētu būt ievērojami mazākas. No jauna uzbūvētā dzīvojamā fonda piedāvājums būtībā ir visai elastīgs, tādēļ cenu pārmaiņas pamatā atspoguļotu būvniecības izmaksu (darbaspēka un materiālu) pārmaiņas, kas relatīvi mazāk svārstās.

Taču pastāv vairāki faktori, kas var izraisīt mājokļu cenu pārmaiņu būtiskas svārstības un kas nav saistīti ar dzīvojamā fonda būvniecības izmaksām. Pirmkārt, zemes izmantošanas

ierobežojumi (zonēšana) samazina jaunbūvju skaitu un lielumu uz atvēlētā zemes gabala, tādējādi ierobežojot jauno ēku piedāvājumu attīstītās teritorijās. Ir pierādīts, ka zemes izmantošanas normatīvi samazina mājokļu piedāvājuma elastību (Katz, Rosen, 1987). Otrkārt, kaut arī daudzās teritorijās ir pieejami lieli zemes gabali, bieži vien vietās, kur cilvēki vēlas apmesties uz dzīvi, zemes piedāvājums ir ļoti ierobežots.

Apsvērums, ka mājokļu cenas ietver gan ēkas vērtību, gan zemi, uz kuras šī ēka ir celta, ir pamats diskusijai, vai zemes cena būtu jāiekļauj mājokļu cenās, aprēķinot gaidāmo mājokļa vērtības pieaugumu kapitāla lietošanas izmaksu vienādojumā. Ja mājokļu gaidāmo cenas pieaugumu galvenokārt nosaka zemes vērtības kāpums un zemes vērtība ir nodalāma no ēkas vērtības, tad ietekme uz ēkas pieprasījumu varētu būt relatīvi neliela. Šajā gadījumā mājokļa gaidāmā cenas pieauguma būtiskas svārstības var visai nelielā mērā ietekmēt mājokļu būvniecību.

Taču tā kā mājokļa objektā zeme un ēka parasti ir nedalāmi un zemes, uz kuras jaunais mājoklis var tikt uzbūvēts, piedāvājums ir relatīvi neelastīgs, var apgalvot, ka mājokļa cenas gaidāmā pieauguma svārstības būtiski ietekmē dzīvojamo ēku lietošanas izmaksas. Ne tikai zemes cenu gaidāmais pieaugums var izraisīt mājokļu pieprasījuma kāpumu, bet arī strauji sadārdzinoties zemes cenām, būvnieki var mainīt lēmumu par ēku lielumu un vietu, ietaupot uz galvenā resursa rēķina, kas relatīvi sadārdzinājies. Tādējādi straujš zemes cenu kāpums var stimulēt jaunu celtniecību piepilsētās, kur zeme ir ievērojami lētāka. Mājokļu cenu kāpuma gaidas ir sarežģīti izmērīt, tādēļ novērtēt dotā monetārās politikas transmisijas mehānisma nozīmīgumu nav viegls uzdevums.

### **Procentu likmju efekts uz mājokļu piedāvājumu**

Mainot procentu likmi, centrālā banka eventuāli ietekmē arī mājokļu piedāvājumu. Šis transmisijas kanāls darbojas šādi. Augstākas īstermiņa likmes, kas palielina jaunu mājokļu būvniecības izmaksas, samazina būvniecības uzņēmumu gaidāmo ienesīgumu no jauno dzīvojamo platību pārdošanas. Zemāks gaidāmais ienesīgums samazina celtniecības uzņēmumu skaitu, kas vēlas uzsākt mājokļu būvniecību. Tā kā būvniecības nozare ir tieši saistīta ir citām nozarēm, proti, būvniecības procesā tiek iesaistīti arhitekti, dizaineri, būvniecības ģenerāluzņēmēji, apakšuzņēmēji, projektu attīstītāji, nekustamā īpašuma tirgus starpnieki jeb mākleri, būvmateriālu ražotāji, metālapstrādes uzņēmumi, tad, samazinoties jauno pieteikto projektu skaitam, mazinās aktivitāte arī saistītajās nozarēs. Krītoties šo nozaru darbaspēka un izejvielu pieprasījumam, samazinās darbaspēka un izejmateriālu izmaksas. Tā kā būvniecībā un ar to saistītajās nozarēs nodarbināto ienākumi krītas un līdz ar to mazinās arī kopējais patēriņš, tautsaimniecībā kopējais preču un pakalpojumu pieprasījums samazinās.

Tādējādi aplūkotajā transmisijas kanālā darbojas multiplikatora efekts, kur zemāka aktivitāte vienā sektorā izraisa pieprasījuma un algu kritumu citos sektoros. Procentu likmju ietekme uz mājokļu būvniecību ir empīriski pierādīta (*McCarthy, Peach, 2002*).

### **Mājokļu cenu pārmaiņu bagātības ietekme uz patēriņu**

Saskaņā ar uzkrājumu un patēriņa dzīves cikla hipotēzi, kuru pirmie izvirzīja Modigliani un Brumbergs (*Modigliani, Brumberg, 1954*) un vēlāk attīstīja Ando un Modigliani (*Ando, Modigliani, 1963*), visi bagātību palielinošie faktori – akcijas, nekustamais īpašums vai citi aktīvi – vienādi pozitīvi ietekmē mājsaimniecību patēriņu. Kate u.c. (*Catte et al., 2004*), analizējot OECD valstis, secināja, ka ilgtermiņa patēriņa robežtieksme no finanšu bagātības ir robežās no 0.01% Itālijā līdz 0.07% Japānā. Autoru novērtējums OECD valstīm vidēji ir 0.35, bet ASV 0.03.

Kā iepriekš minēts, ekspansīva monetārā politika ar zemākām procentu likmēm veicina mājokļu pieprasījumu, izraisot mājokļu cenu kāpumu. Tā rezultātā kopējās bagātības pieaugums stimulē mājsaimniecību patēriņu un kopējo pieprasījumu. Tādējādi dzīves cikla bagātības efekts caur mājokļu cenām ir būtisks elements monetārās transmisijas mehānismā.

Taču pastāv atšķirīgi uzskati apgalvojumam, ka bagātības efekti ir vienādi visiem bagātības veidiem. Viens no pretargumentiem ir tāds, ka patēriņa efektam, kuru izraisa mājokļa bagātības pārmaiņas, jābūt lielākam par efektu, kas izriet no citiem aktīviem, it īpaši akcijām, jo mājokļu bagātība ir sadalīta ievērojami vienmērīgāk iedzīvotāju vidū nekā akciju tirgus bagātība. Piemēram, 2001. gadā ASV 1% bagātākajiem akciju turētājiem piederēja trešdaļa no kopējās akciju tirgus bagātības, savukārt 1% turīgākiem mājokļu īpašniekiem piederēja tikai viena astotdaļa no mājokļu bagātības (*Belsky, Prakken, 2004*). Ja patēriņa robežtieksme no bagātības ir zemāka turīgāko iedzīvotāju vidū, kā tas izriet no ekonomiskās teorijas un empīriskiem pierādījumiem (*Lusardi, 1996; Souleles, 1999*), tad mājokļu bagātības pārmaiņas varētu atstāt lielāku ietekmi uz patēriņu nekā akciju tirgus bagātības pārmaiņas. Turklāt, tā kā mājokļu cenas ir ievērojami mazāk svārstīgas nekā akciju cenas, mājokļu bagātības pārmaiņas var uzskatīt par ilglaicīgākām salīdzinājumā ar akciju tirgus bagātības pārmaiņām, kas savukārt ir papildu arguments mājokļu bagātības relatīvi lielākam efektam uz patēriņu.

Otrs pretarguments dzīves cikla teorijai izpaužas mantojuma efektā, saskaņā ar kuru mājokļu bagātības ietekme uz patēriņu varētu būt mazāka nekā citu aktīvu efekts. Aplūkosim piemēru, kurā mājokļu īpašnieki plāno nodzīvot visu mūžu savā mājā, nodot to mantojumā bērniem un vērtē savu bērnu labklājību tāpat kā pašu. Šie īpašnieki bagātības pieaugumu, kas izriet no viņu mājokļu cenu kāpuma, uztvers kā netiešo izmaksu pieaugumu no dzīvošanas

tajā (mājokļa sniegto pakalpojumu patēriņa), tādēļ viņu mājokļa vērtības pieaugums neizraisīs citu izdevumu kāpumu. Protams, gados vecākiem mājokļu īpašniekiem, kuri tuvākajā nākotnē plāno pārdot savu mājokli vai pārcelties uz mazāku, bagātības pieaugums no augstākām mājokļu cenām sniedz papildu līdzekļus, lai palielinātu savu patēriņu. Augstākas mājokļu cenas var būt pat par iemeslu pašreizējam patēriņa samazinājumam tiem cilvēkiem, kas plāno pirkt mājokli, ja viņi uzskata, ka šim nolūkam būs nepieciešami lielāki ietaupījumi. Tādējādi mājokļu cenu pieauguma efekts uz patēriņu nav viennozīmīgs un ir atkarīgs no sadalījuma un mājokļu bagātības pieauguma ieguvējiem.

Vēl viens iemesls, kādēļ mājokļu bagātības kāpumam var būt mazāks efekts uz patēriņu nekā akciju tirgus vērtības pieaugumam, ir tas, ka akciju vērtība ir relatīvi lielākā mērā saistīta ar ekonomikas produktivitātes nākotnes pieaugumu. Varbūtību, ka mājokļu cenu pieaugums neatspoguļo nākotnes produktivitātes kāpumu, pamato arguments, ka mājokļu sadārdzināšanos galvenokārt nosaka ierobežotais piedāvājums. Piemēram, dažās valstīs, kā Lielbritānijā, piedāvājums bijis izteikti ierobežots, izraisot strauju mājokļu cenu kāpumu, savukārt reālais dzīvojamais fonds palicis relatīvi nemainīgs. Šādos gadījumos mājokļu bagātības būtisks pieaugums acīmredzami neliecina par valsts kopējā labklājības līmeņa kāpumu. Turklāt atšķirībā no mājokļu bagātības sadalījuma, vecāku cilvēku rokās ir koncentrēts ievērojami lielāks akciju tirgus īpatsvars, savukārt saskaņā ar dzīves cikla teoriju vecākiem cilvēkiem ir augstāka patēriņa robežtieksme no bagātības (Mishkin, 2007).

### **Bilances jeb kredītu kanāla efekts uz patēriņu**

Kaut arī iepriekš tika izklāstīti teorētiskie argumenti mājokļu bagātības relatīvi nelielajai ietekmei uz patēriņu, turpmāk tiks aplūkoti pētījumi, kuros šie empīriskie efekti ir nozīmīgi. Atšķirībā no standarta dzīves cikla teorijas, šo ievērojamo efektu pamatā ir bilances jeb kredītu kanāls, caur kuru, pieaugot mājokļa vērtībai, kredīta ierobežojums kļūst mājsaimniecībām mazāk saistošs un tādējādi dod iespēju aizņemties papildu līdzekļus pret mājokļa ķīlu ar mērķi palielināt patēriņa izdevumus.

Kredītu tirgos būtiska problēma ir asimetriskā informācija. Aizdevēji nelabprāt piešķir kredītus, jo tiem ir grūtības noteikt, vai potenciālajam aizņēmējam pietiks līdzekļu atmaksāt kredītu, un, kad kredīts ir izsniegts, vai aizņēmējs iesaistīsies riskantos projektos, kas samazinās kredīta atmaksas varbūtību. Ķīla atrisina šīs informācijas trūkuma problēmas, jo laba ķīla (t.i., viegli novērtējama un pārvaldāma) būtiski samazina kreditora zaudējumus, ja kredīta ņēmējs nespēj kredītu atdot, un kavē aizņēmēja vēlmi uzņemties pārmērīgu risku, jo tam ir ko zaudēt.



Ja hipotēku kredīti ir viegli pieejami mājokļu īpašniekiem, tad mājokļu cenu kāpums palielina ķīlas vērtību, kas savukārt dod iespēju vairāk aizņemties pret mājokļa ķīlu un uzlabo aizņemšanās nosacījumus. Šo pašu efektu var izskaidrot finanšu akceleratora ietvaros, kuru izvirzīja Bernanke un Gertlers (*Bernanke, Gertler, 1995*) un Bernanke, Gertlers un Gilhrists (*Bernanke, Gertler, Gilchrist, 1999*). Augstākas mājokļu cenas samazina tā saukto finansēšanas prēmiju (*finance premium*), t.i., starpību starp bezriskā procentu likmi un mājokļa īpašnieka maksāto efektīvo procentu likmi. Mājokļu cenu kāpums, kas uzlabo mājsaimniecības bilanci, samazina finansēšanas prēmiju.

Alternatīvs veids izskaidrot mājokļa kā aktīva efektu ir tā ietekme uz aizņemšanās ierobežojumiem. Pieaugot mājokļa cenai, mājokļu īpašniekiem rodas papildu ķīla, pret kuru tie var aizņemties – parādība, kuru sauc par ķīlas vērtības izņemšanu (*mortgage equity withdrawal*). Ķīlas vērtības izņemšana ir vēl viens kanāls, caur kuru mājokļu cenu kāpums var izraisīt patēriņa izdevumu kāpumu. Daži ekonomisti uzskata, ka šim kanālam ir ļoti būtiska tieša loma izdevumu pārmaiņu izskaidrošanā (*Greenspan, Kennedy, 2005; Hatzius, 2005; Benito et al., 2006*). Hacıus (*Hatzius, 2005*), piemēram, novērtēja, ka ķīlas vērtības izņemšana laika posmā no 1990. līdz 2004. gadam samazināja personīgo uzkrājumu likmi par aptuveni 2.5 līdz 5 procentu punktiem. Tā kā personīgā patēriņa izdevumi veido ap divām trešdaļām ASV kopējā patēriņā, šāds kauzāls efekts nozīmētu vismaz 0.3 procentpunktu devumu IKP kāpumā aplūkotajā periodā.

Taču teorētiskie apsvērumi izraisa šaubas par ķīlas vērtības izņemšanas tiešo ietekmi uz patēriņa izdevumiem. Mājokļu īpašnieki, kuru mājokļa vērtība būtiski pieaug, visticamāk, ir ar ievērojami mazāku kredīta ierobežojumu nekā citas mājsaimniecības. Turklāt, ņemot vērā standarta dzīves cikla apsvērumus, mājsaimniecībām ar lielāku mājokļa bagātību būtu jātērē vairāk, tādēļ ķīlas vērtības izņemšana var vienkārši būt pēdējais solis patēriņa izdevumu pieaugumā, līdzīgi kā daži patērētāji dodas pie bankomāta pēdējā brīdī pirms iepirkšanās. Maz ticams, ka naudas izņemšana no bankomāta palielina patēriņa izdevumus, un tas attiecināms arī uz ķīlas vērtības izņemšanu.

Mājokļu cenu kāpuma nozīme kredīta ierobežojumu mazināšanā un patēriņa izdevumu pieaugumā ir acīmredzami atkarīga no tā, cik dārgi ir izņemt ķīlas vērtību jeb cik efektīvi funkcionē hipotēku kredītu tirgus, kas dod iespēju mājokļu īpašniekiem pārvarēt kredīta ierobežojumus. Valstīs ar attīstītiem hipotēku kredītu tirgiem patēriņa izdevumi var tādējādi būt jutīgāki pret mājokļu cenu pārmaiņām. Tā piemēram, Kalsa, Monaselli un Straca (*Calza, Monacelli, Stracca, 2007*) secināja, ka patēriņa kāpums un mājokļu cenu pieaugums ir ciešāk korelēti valstīs ar attīstītām hipotēku kredītu finanšu sistēmām. Autori arī konstatēja, ka izlaides reakcija uz monetārās politikas šokiem valstij specifiskos VAR modeļos ir pozitīvi

korelēta ar tādiem valsts rādītājiem kā hipotēku kredītu tirgus lielums, dziļums un komplektums.

Pat ASV, kurā ir attīstīta finanšu infrastruktūra, informācijas tehnoloģiju progress radīja jaunus finanšu tirgus produktus, kas uzlaboja hipotēku kredītu tirgus efektivitāti. Samazinājās pirmās iemaksas prasības un refinansēšanas izmaksas, un kredītu klasifikācijas ieviešana veicināja mājokļu kredītu pieejamību. Šīs tendences liecina, ka ķīlas vērtības izņemšanas izmaksas ASV laika gaitā samazinājās, rezultātā potenciāli palielinot patēriņa izdevumu elastību attiecībā pret mājokļu cenu pārmaiņām (Aoki, Proudman, Vlieghe, 2002).

### **Mājokļu un citu aktīvu bagātības efektu atšķirības**

Ņemot vērā iepriekš izklāstītās viedokļu atšķirības, jautājums, vai patēriņu lielākā mērā ietekmē mājokļu bagātības pārmaiņas vai citu bagātības avotu pārmaiņas, ir savā būtībā empīrisks. ASV mājokļu tirgum veiktie pētījumi nesniedz viennozīmīgus secinājumus. ASV laikrindu dati liecina, ka mājokļu un nemājokļu bagātības atšķirīgā ietekme uz patēriņu nav nozīmīga. Federālo rezervju padomes veiktajos pētījumos, piemēram, nav atrastas statistiski nozīmīgas mājokļu bagātības un akciju tirgus bagātības efektu atšķirības (Mishkin, 2007). Statistisko testu visai zemo nozīmīguma pakāpi ASV pamato fakts, ka reālās mājokļu cenas ilgu laika periodu bija stabilas relatīvi pret ienākumiem, tādējādi mājokļu bagātības efekta uz patēriņu novērtējuma nozīmīgums ir ļoti neprecīzs. Federālo rezervju padomes standarta patēriņa modeļi, kuros noteiktais ierobežojums pielīdzina patēriņa robežtieksmi no mājokļu bagātības patēriņa robežtieksmei no citu aktīvu bagātības, labi apraksta kopējā patēriņa izdevumus, pat ja modeļi novērtēti līdz 1995. gadam. Tādējādi pēc šiem modeļiem nevar secināt, ka patēriņa augstais jutīgums pret mājokļu bagātību patiesi izskaidro personīgo uzkrājumu zemās likmes pēdējos gados. Līdzīgi kā Federālo rezervju padomes iegūtajos rezultātos, Belskijs un Prakens (Belsky, Prakken, 2004) pierādīja, ka māsaimniecību patēriņa robežtieksmes no mājokļu un finanšu bagātības ilgtermiņā ir aptuveni vienādas, taču abi autori novērtēja, ka izdevumi reaģē uz mājokļu bagātību ātrāk nekā uz finanšu bagātību.

Citos pētījumos ir relatīvi vairāk pierādījumu par labu argumentam, ka mājokļu bagātībai ir nozīmīgāks ilgtermiņa efekts uz patēriņa izdevumiem nekā akciju tirgus bagātībai. Šo uzskatu pārsvarā pamato pētījumi, kas balstīti uz vairāku valstu apkopotiem laikrindu datiem. Keiss, Kvīglijs un Šillers (Case, Quigley, Shiller, 2005), analizējot piecpadsmit pasaules valstis, secināja, ka patēriņa izdevumu elastība pret mājokļu bagātību ir robežās no 11% līdz 17%, bet tikai 2% attiecībā pret akciju bagātību. Bajomi un Edisons (Bayoumi, Edison, 2003) pierādīja, ka patēriņa robežtieksme no mājokļu bagātības 1 ASV dolāra pieauguma ir 7 centi un tikai 4.5 centi no akciju tirgus bagātības. Ludvigs un Sloks (Ludwig,

*Slok*, 2002) konstatēja, ka mājokļu bagātības efekti pārsniedz akciju tirgus bagātības efektus sešpadsmit autoru analizētajās OECD valstīs, turklāt šī atšķirība laika gaitā pieaug. Keiss, Kvīglijs un Šillers, veicot līdzīgu analīzi ASV, secināja, ka patēriņa izdevumu elastība pret mājokļa bagātību ir 5-9% robežās, savukārt elastība pret akciju tirgus bagātību nav statistiski nozīmīgi atšķirīga no nulles. Turklāt, Kerols, Otsuka un Slakaleks (*Carroll, Otsuka, Slacalek*, 2006), izmantojot ASV laikrindu datus, novērtēja, ka ilgtermiņa patēriņa robežtieksme no mājokļu bagātības 1 ASV dolāra pieauguma ir 9 centi salīdzinājumā ar 4 centiem no akciju tirgus bagātības. Visbeidzot, pielietojot ASV mājsaimniecību datus, Bostiks, Gabriels un Peinters (*Bostic, Gabriel, Painter*, 2004) secināja, ka patēriņa izdevumi ir divas reizes jūtīgāki pret mājokļu bagātības pārmaiņām salīdzinājumā ar finanšu bagātību.

Vairākos empīriskos pētījumos savukārt ir mazāk pierādījumu argumentam, ka mājokļu bagātība būtiskāk ietekmē patēriņa izdevumus nekā akciju tirgus bagātība. Žirārs un Blondāls (*Girouard, Blondal*, 2001) darbā nav konsekventu pierādījumu pa valstīm, proti, dažās valstīs akciju tirgus efekts ir lielāks, savukārt citās valstīs mājokļu efekts ir lielāks. Dvornaks un Kehlers (*Dvornak, Kohler*, 2003), pielietojot Austrālijas datiem metodes līdzīgi kā Keisa, Kvīglija un Šillera (*Case, Quigley, Shiller*, 2005) darbā, secināja, ka akciju tirgus bagātībai ir lielāks efekts nekā mājokļu bagātībai. Atanasio u.c. (*Attanasio et al.*, 2005) pierādīja, ka Lielbritānijā mājokļu īpašnieki un īrnieki līdzīgi maina savus izdevumus, reaģējot uz mājokļu cenu pārmaiņām, kas, pēc autoru domām, ir pretrunā ar standarta mājokļu bagātības kanālu un ķīlas kanālu. Gluži otrādi, autoru rezultāti liecina, ka mājokļu cenas un patēriņa izdevumi reaģē uz kopīgu faktoru, kas nav tieši izmērāms – tās varētu būt ienākumu gaidas.

Kopumā empīriskie pierādījumi mājokļu un finanšu bagātības iespējami atšķirīgajiem efektiem uz patēriņa izdevumiem ir visai neviennozīmīgi. Jāsecina, ka liecības nedod iespēju ar pārliecību atspēkot standarta dzīves cikla teorijas uzskatu, ka mājokļu un finanšu bagātības ilgtermiņa efekti ir līdzvērtīgi. Pieejamo datu ierobežojumi, piemēram, salīdzinot valstu rādītājus, nesniedz noteiktus secinājumus. Turklāt starpvalstu pētījumu rezultāti jāuztver ar zināmu piesardzību, jo tie neatspoguļo faktu, ka mājokļu bagātības efekti varētu būtiski atšķirties pa valstīm, ņemot vērā nozīmīgas institucionālās atšķirības finanšu sistēmu struktūrās, kā arī mājsaimniecību ienākumu un aktīvu sadalījumos.

Turklāt rodas jautājums, vai Keisa, Kvīglija un Šillera (*Case, Quigley, Shiller*, 2005) darbā un Bostika, Gabriela un Peintera (*Bostic, Gabriel, Painter*, 2004) pētījumā izmantotie mikrodati ir piemēroti akciju tirgus efektu novērtēšanai. Otrajā darbā parastās akcijas koncentrētas dažu mājsaimniecību īpašumā, kas, iespējams, nav pietiekami reprezentētas datu izlasē. Savukārt pirmajā darbā noteiktas valsts finanšu aktīvu turējuma dati nav visai ticami. Pastāv liela varbūtība, ka finanšu aktīvu datu nepilnības rada mainīgajos ietvertos kļūdu

problēmu, nedodot iespēju precīzi novērtēt finanšu bagātības efektu. Apsvērums, ka nekustamā īpašuma vērtība ir būtiski atkarīga no iekšzemes ekonomiskajiem apstākļiem, nozīmē, ka mājokļu cenu un patēriņa izdevumu savstarpējo korelāciju atsevišķās situācijās var ietekmēt iedzīvotāju ienākumu gaidas noteicošie vietējie apstākļi. Tādējādi novērtētā augstā korelācija starp mājokļu bagātību un patēriņa izdevumiem daļēji var būt neīsta.

Visbeidzot, ir vairāki empīriski pētījumi, kuros analizēta ķīlas vērtības izņemšanas un patēriņa izdevumu sakarība, apgalvojot, ka mājokļu cenu pārmaiņas ļoti nozīmīgi ietekmē patēriņa izdevumus. Regresējot patēriņu ASV uz izņemto ķīlas vērtības, pētījumos iegūti ilgtermiņa patēriņa robežtieksmes koeficienti robežās no nulles līdz 0.62 (*Catte et al.*, 2004; *Belsky, Prakken*, 2004; *Hatzius*, 2005; *Klyuev, Mills*, 2006). Citām valstīm, piemēram, Austrālijai, Kate u.c. (*Catte et al.*, 2004) un Klujeva un Milla (*Klyuev, Mills*, 2006) darbos iegūto jūtīgumu pret ķīlas vērtības izņemšanu vērtības atsevišķos gadījumos ir pat augstākas. Šo novērtējumu augstākā robeža liecina par mājokļu cenu pārmaiņu ievērojami lielāku efektu uz patēriņa izdevumiem nekā no akciju tirgus vērtības pieauguma. Jāatzīmē gan, ka Belskijs un Prakens norādīja, ka šie koeficienti ir ļoti jūtīgi pret izlases perioda un vienādojuma specifikācijas izvēli un daudzos gadījumos nav statistiski nozīmīgi (*Belsky, Prakken*, 2004). Savukārt Grīnspens un Kenedijs (*Greenspan, Kennedy*, 2005) savā pētījumā secināja, ka mājokļu īpašnieki patērē līdz pusei no ķīlas vērtības izņemtā ieguvuma, lai gan lielākā izdevumu daļa tiek tērēta mājokļu uzlabojumiem, kas daļēji ir investīcijas, nevis gala patēriņam kā tādām.

Taču ir vairāki argumenti, kas liek apšaubīt novērtēto efektu nozīmīgumu. Ķīlas vērtības izņemšana acīmredzami nav eksogēna. Mājokļu īpašnieki, kas pieņem lēmumu palielināt izdevumus, visticamāk, pārkreditēsies uz sava mājokļa ķīlas vērtības kāpuma rēķina. Tādējādi augstā korelācija starp izdevumiem un ķīlas vērtības izņemšanu atspoguļos kauzalitāti virzienā no izdevumiem uz ķīlas izņemšanu, nevis otrādi. Citiem vārdiem, maz ticams, ka ķīlas vērtības izņemšana nosaka patēriņa kāpumu. Šajā ziņā iepriekš aplūkoto pētījumu (*Catte et al.*, 2004; *Belsky, Prakken*, 2004; *Hatzius*, 2005; *Klyuev, Mills*, 2006) rezultāti ir arī relatīvi neinformatīvi, jo jautājums nav par to, vai mājsaimniecības izņem ķīlas vērtību, lai iegūtu papildu līdzekļus izdevumiem, bet gan par to, vai tās par iegūto ķīlas naudu veic pirkumus, kurus citos apstākļos nebūtu darījušas.

### **Bilances jeb kredītu kanāla efekts uz mājokļu pieprasījumu**

Lai gan šis kanāls literatūrā ir relatīvi mazāk pētīts, apsvērums, ka mājsaimniecībām ir kredīta ierobežojumi, liecina par bilances jeb kredīta kanālu esamību, kas darbojas caur mājokļu pieprasījuma efektiem. Kredīta ierobežotās mājsaimniecības ietekmē pašreizējās

naudas plūsmas, proti, viņu ienākumu un izdevumu starpība. Pieaugot hipotēku kredīta ar mainīgu likmi īstermiņa procentu likmēm, mājsaimniecībām būs augstāki procentu likmes maksājumi un mazāka naudas plūsma. No šīs sakarības izriet divi iespējamie kredīta kanāli.

Pirmais kanāls, kas literatūrā pētīts vairāk kā 20 gadus, liecina, ka ne vien reālās, bet arī nominālās procentu likmes var ietekmēt mājokļu pieprasījumu. Augstākas nominālās procentu likmes, pat pie nemainīgām reālajām likmēm, samazina pašreizējo naudas plūsmu. Savukārt zemāka pašreizējā naudas plūsma samazina mājokļu pieprasījumu, jo augstāka gaidāmā inflācija ietekmē tagadnes reālos procentu maksājumus (Poole, 1972; Kearl, 1979). Bilances kanāls, kas darbojas caur atlikumiem, nevis plūsmām, aplūkots Kērla un Miškina (Kearl, Mishkin, 1977) darbā. Autori secināja, ka, pieaugot uzkrātajam parādam salīdzinājumā ar finanšu aktīviem, mājsaimniecības izjūt finansiālās grūtības, rezultātā samazinot tādu nelikvīdu aktīvu kā mājokļa pieprasījumu. Mazāka naudas plūsma samazina hipotēku kredīta lielumu, ko kredīta ierobežotās mājsaimniecības var atļauties, tādējādi rezultātā tās spēj iegādāties lētāku mājokli, nekā pirms to naudas plūsma kritās. Empīriskie pierādījumi šim naudas plūsmas efektam nav viennozīmīgi (Kearl, 1979; Hendershott, 1980, Schwab, 1982; Peach, 1983), un jāatzīmē, ka mūsdienu strukturālajos makroekonometriskajos modeļos, kā ASV Federālo rezervju padomes pielietotajos, mājokļu investīciju vienādojumi nesatur naudas plūsmas mainīgos. Taču ņemot vērā jaunu produktu rašanos mājokļu kredītu tirgū, kas dod iespēju cilvēkiem ar zemiem uzkrājumiem potenciāli kļūt par mājokļu īpašniekiem, empīriskie pierādījumi šim naudas plūsmas efektam laika gaitā var kļūt pārliecinošāki.

No neoklasiskās dzīves cikla teorijas izriet, ka tikai ilgtermiņa procentu likmes ietekmē mājokļu pieprasījumu un nav svarīgi, vai mājokļu īpašniekam hipotēku kredīts ir ar mainīgu vai fiksētu likmi. Ja mājokļa pircējam kredīts ir ar mainīgu likmi, attiecīgā procentu likme kapitāla lietošanas izmaksu vienādojumā (1) ir ilgtermiņa, jo, kā izklāstīts iepriekš, tā ietver gaidāmo vidējo mainīgo likmi mājokļa īpašuma periodā.

Bilances jeb kredīta kanāla efekts uz mājokļu pieprasījumu izpaužas tādā veidā, ka, ja mājsaimniecībām ir kredīta ierobežojumi, nav svarīgi, vai mājokļu pircējiem kredīti ir ar mainīgu vai fiksētu likmi, un īstermiņa likmju pārmaiņas var ietekmēt mājokļu pieprasījumu. Pieaugot īstermiņa procentu likmēm hipotēku kredītiem ar mainīgu likmi, kredīta ierobežotajām mājsaimniecībām būs augstāki procentu maksājumi un mazāka naudas plūsma, kā rezultātā mazināsies maksātspēja iegādāties vēlamu mājokli. Ja tirgū ir liels mājsaimniecību īpatsvars, kurām hipotēku kredīts ir ar mainīgu procentu likmi, tad īstermiņa procentu likmju pieaugums, pat ja ilgtermiņa likmes nemainās vai pieaug lēnāk, var būtiski ietekmēt mājokļu pieprasījumu. Tā kā hipotēku kredītu mainīgajām likmēm ir lielāka tendence virzīties līdz ar īstermiņa likmēm, kuras monetārās politikas veidotāji pielieto kā

instrumentu, valstīs ar mainīgu likmju hipotēku kredītu augstāku īpatsvaru monetārās politikas efekti varētu būt spēcīgāki.

Kalsa, Monaselli un Straca (*Calza, Monacelli, Stracca, 2007*) secināja, ka dažādas hipotēku kredītu tirgu institucionālās īpatnības OECD valstīs izraisa hipotēku kredītu procentu likmju atšķirīgu pielāgošanos. Autori klasificēja procentu likmju pielāgošanos trijās kategorijās: fiksēta, kur procentu likmes ir fiksētas vairāk par pieciem gadiem vai līdz termiņa beigām; kombinēta, kur procentu likmes ir fiksētas no viena līdz pieciem gadiem; un mainīga, kur procentu likmes tiek pārskatītas ik gadu vai piesaistītas tirgus likmēm, vai pielāgotas pēc aizdevēja ieskatiem. Viņi novērtēja, ka ASV 85% hipotēku kredītu mājokļu iegādei ir fiksēti, 15% ir kombinēti un nav mainīgu. ASV ir augstākais hipotēku kredītu īpatsvars ar fiksētu likmi, bet daudzās valstīs, kā Beļģijā, Dānijā, Vācijā, Spānijā, Francijā, Nīderlandē, Austrijā un Kanādā, kredīti ir pārsvarā ar fiksētu likmi un mainīgu likmi. Savukārt Grieķijā, Īrijā, Luksemburgā, Portugālē, Somijā, Austrālijā un Lielbritānijā hipotēku kredīti ir galvenokārt ar mainīgu likmi. Japānā 64% kredītu ir ar kombinētu un mainīgu likmi, bet 36% ir fiksēti. Itālijā pārsvarā ir kombinētas likmes kredīti un 28% fiksēti (*Calza, Monacelli, Stracca, 2007*).

Ņemot vērā iepriekš izklāstīto loģiku, Debelle (*Debelle, 2004*) prognozēja, ka valstīs ar augstu mainīgas likmes hipotēku kredītu īpatsvaru dzīvojamā fonda būvniecība jūtīgāk reaģē uz īstermiņa procentu likmju pārmaiņām un kopumā monetārās politikas transmisijas mehānisms ir spēcīgāks. Tāpat autors izvirzīja hipotēzi, ka valstīs ar augstu mainīgas likmes hipotēku kredītu īpatsvaru ir lielākas mājokļu tirgus aktivitātes svārstības. Kaut arī autorei nav zināmi pētījumi, kuros pierādīta sakarība starp mainīgas likmes hipotēku kredītu īpatsvaru un dzīvojamā fonda investīciju volatilitāti – SVF darbā (*IMF, 2006*) pa valstīm nav novērota korelācija starp mājokļu kredītu procentu likmju jūtīgumu un mājokļu finansēšanas struktūru – ir pierādīts, ka mājokļu cenas un reālais IKP ir svārstīgāki valstīs ar augstu mainīgas likmes hipotēku kredītu īpatsvaru (*IMF, 2004; Tsatsaronis, Zhu, 2004*).

Valstīs ir atšķirīga hipotēku kredītu procentu likmju pielāgojamība, kas galvenokārt pamatojams ar to dažādām hipotēku kredītu tirgu politikām. Viens no iemesliem augstajam fiksētas likmes hipotēku kredītu īpatsvaram ASV ir tāds, ka pēc Lielās Depresijas valdība agresīvi propagandēja hipotēku kredītus ar fiksētu likmi. Kā atzīmēts Grīna un Votčera (*Green, Wachter, 2005*) darbā, pagājušā gadsimta trīsdesmitajos gados esošā likumdošana lika pamatus valdības sponsorētajiem uzņēmumiem, kā Federālā Mājokļu administrācija un *Fannie Mae* (vēlāk arī *Ginnie Mae*), lai veicinātu fiksētas likmes hipotekāro kredītēšanu, kas pēc tālaika standartiem bija ar ļoti garu termiņu. Šie fiksētas likmes kredīti tika uzskatīti par mājsaimniecībām drošākajiem salīdzinājumā ar mainīgas likmes un progresīvo maksājumu

kredītiem, kas dominēja pirms Lielās Depresijas, un kas tādējādi veicinātu mājokļu kredītu ņemšanu.

Citās valstīs normatīvā bāze atbalsta hipotēku kredītus ar mainīgu likmi, nosakot, ka hipotēku kredīti jāsamēro ar atbilstošiem īstermiņa depozītiem. Tā kā šīs finanšu iestādes nespēj hedžēt procentu likmju risku, to izsniegtie hipotēku kredīti jāpiesaista īstermiņa procentu likmēm. Turpretī Vācija ir piemērs, kur hipotēku kredīti ir pārsvarā ar fiksētu likmi, bet samērā neattīstītu hipotēku kredītu finansēšanas sistēmu.

Savukārt attīstoties hipotēku kredītu sekjuritizācijai (*securitization*), pieaug iespējas izsniegt hipotēku kredītus ar fiksētu likmi, jo darījums tiek finansēts, izmantojot fiksēta kupona vērtspapīrus ar hipotēku ķīlu. Sekjuritizācija ir darījums vai shēma, kurā ar riska darījumu vai ar riska darījumu portfeli saistītais risks tiek sadalīts atsevišķos laidienos, kuriem ir šādas īpatnības: a) darījuma vai shēmas maksājumi ir atkarīgi no riska darījuma vai riska darījumu portfeļa saistību izpildes; b) laidieņu iedalījums nosaka zaudējumu sadali darījuma vai shēmas termiņa laikā. Tādējādi faktiski tiek panākta portfeļa diversifikācija. Rezultātā dažās valstīs pieaudzis hipotēku kredītu īpatsvars ar fiksētu procentu likmi. No vienas puses, šī hipotēku kredītu tirgu institucionālās struktūras pārmaiņa liecina, ka procentu likmju transmisijas mehānisms laika gaitā var vājināties. No otras puses, kā atzīmēja Estrella (*Estrella, 2002*) savā darbā, pieaugot sekjuritizācijai, hipotēku kredītu tirgus kļūst ciešāk saistīts ar plaša mēroga kapitāla tirgiem, kas rezultātā izpaužas monetārās politikas veidotāju noteikto pašreizējo un gaidāmo procentu likmju pārmaiņu tiešākā transmisijā uz hipotēku kredītu likmēm. Tādējādi sekjuritizācija potenciāli var stiprināt procentu likmju kanālu.

## **1.2. Monetārās politikas reakcija uz mājokļu cenu pārmaiņām**

Iepriekš tika aplūkota nekustamā īpašuma loma monetārās politikas transmisijas mehānismā, ar kura starpniecību centrālā banka var ietekmēt ekonomiskos procesus valstī. Tādējādi ir aktuāls jautājums, vai centrālajai bankai būtu jāreaģē uz mājokļu cenu strauju kāpumu lielākā mērā, nekā nepieciešams inflācijas un nodarbinātības stabilizēšanas mērķu sasniegšanai. Vai monetārai politikai jābūt vērstai uz mājokļu cenu burbuļa slāpēšanu ar mērķi minimizēt burbuļa plīšanas rezultātā ekonomikai radītos zaudējumus?

Lai rastu atbildi uz šiem jautājumiem, turpmāk aplūkota mājokļu cenu loma attīstīto valstu centrālo banku monetārās politikas veidošanā, izvērtēta uz nekustamā īpašuma burbuli vērstas politikas pamatotība un iespējamās negatīvās sekas.

Analizējot mājokļu cenu lomu monetārās politikas veidošanā, jāsecina, ka ekonomistu vidū šajā jautājumā viedokļi atšķiras. Tā, piemēram, Dupors (*Dupor, 2005*) savā darbā uzsvēra, ka aktīvu cenu novirze no fundamentālās vērtības izkropļo investīcijas, rezultātā

samazinot ekonomikas efektivitāti. Mājokļu cenām pārsniedzot savu fundamentālo vērtību, tiks būvēts pārāk daudz mājokļu, izraisot piedāvājuma pārpalikumu. Rezultātā, cenām atgriežoties pie fundamentālās vērtības, investīcijas dzīvojamā fonda būvniecībā samazināsies. Līdzīgi procesi pēdējos gados novēroti arī Latvijā. Dzīvojamā fonda deficīts izraisīja strauju nekustamā īpašuma cenu kāpumu, piesaistot lielas investīcijas mājokļu būvniecībā un pārvilinot strādniekus no citām tautsaimniecības nozarēm, radot tajās darbaspēka deficītu un pārmērīgu izmaksu kāpumu. Savukārt šobrīd, piedāvājumam pārsniedzot pieprasījumu, būvniecības apjomi samazinās un vērojams bezdarba pieaugums.

Neskatoties uz mājokļu cenu burbuļu potenciālajām negatīvām sekām ekonomikā, nav viennozīmīgas atbildes uz jautājumu, vai centrālām bankām būtu jāreaģē uz cenu kāpumiem. Vairāki ekonomisti, kā Cečeti u.c. (*Cecchetti et al.*, 2000), Borio un Love (*Borio, Lowe*, 2002) un Vaits (*White*, 2004) pārstāv viedokli, ka centrālajām bankām dažkārt būtu jāpaaugstina procentu likmes, lai mazinātu mājokļu cenu straujo kāpumu. Savukārt Bernanke, Gertlers un Gilhrists (*Bernanke, Gertler, Gilchrist*, 1999) un Bernanke un Gertlers (*Bernanke, Gertler*, 2001) aizstāv pretēju viedokli, pierādot, ka vēlāmāka ir uz optimālu inflācijas stabilizēšanu vērsta monetārā politika.

Kaut arī parasti centrālo banku nostāja nav bijusi agresīva procentu likmju celšana ar mērķi "noplacināt" aktīvu cenu burbuli, tomēr daži centrālo banku pārstāvju paziņojumi liecina, ka intervenču politika var būt pamatota. Šīs politikas galvenā nostādne ir, ka centrālā banka var labāk sasniegt inflācijas un IKP pieauguma mērķus, ja tā reaģē uz strauji augošām aktīvu cenām lielākā mērā par aktīvu cenu potenciālo negatīvo efektu uz inflāciju un kopējo ekonomisko aktivitāti. Situācijās, kad aktīvu cenu pārmaiņas izraisa ne-fundamentāli faktori, intervenču politika var slāpēt nepamatotā cenu kāpuma efektus uz ekonomiku un tādējādi nepieļaut resursu neefektīvu izlietošanu. Ja tirgus dalībnieki zina, ka centrālā banka pielietos šo politiku, ne-fundamentālu faktoru izraisītu cenu pārmaiņu varbūtība samazināsies.

Piemēram, Anglijas Bankas Monetārās politikas komitejas 2004. gada sanāksmēs daži tās locekļi vairākkārt izteicās par labu procentu likmju celšanai lielākā mērā, nekā tas būtu nepieciešams Anglijas Bankas inflācijas mērķa sasniegšanai ierastajā laika horizontā (*Bank of England*, 2004a, 2004b, 2004c, 2004d). Saskaņā ar sēžu protokoliem agresīvas politikas aizstāvji uzskatīja, ka šāda procentu likmju celšana samazinās negatīvo seku riskus ekonomikā, kas rastos strauja mājokļu cenu kāpuma un mājsaimniecību parāda pieauguma rezultātā. Anglijas Bankas vadītājs Mervins Kings apgalvoja, ka finanšu nesabalansētības novēršanai centrālā banka varētu paplašināt laika horizontu, kurā sasniedzams inflācijas mērķis. Eiropas Centrālās Bankas un citu centrālo banku pārstāvji arī pauduši viedokli, ka aktīvu cenu strauja pieauguma apstākļos, iespējams, nepieciešams ilgāks laika periods nekā



parasti viens vai divi gadi, lai novērtētu cenu stabilitātes mērķa sasniegšanu (*Gjedrem, 2003; Stevens, 2004; Rosenberg, 2006*).

Jāpiemin arī Zviedrijas centrālās bankas (Riksbankas) politiku ekonomikas stabilizēšanā. Giavaci un Miškins (*Giavazzi, Mishkin, 2006*) atzīmēja, ka Zviedrijas centrālās bankas paziņojumos bija nojaušama pielāgota monetārā politika, reaģējot uz mājokļu cenu straujo kāpumu. 2006. gada 23. februārī Riksbankas valde nobalsoja par repo likmju celšanu par 25 bāzes punktiem (0.25 procentpunktiem). Šim lēmumam sekoja paziņojums, ka inflācijas prognoze bija pārskatīta uz leju. Arī tajā pašā dienā publicētajā Riksbankas inflācijas ziņojumā lasāms, ka inflācijas prognoze tika pārskatīta uz leju un bija zem 2 procentiem visos prognozes horizontos. Valdes ziņojumā savukārt minēts, ka mājokļu cenu parāds un mājokļu cenas turpina strauju kāpumu. Tālāk teikts, ka, ņemot vērā šo apstākli, valde vakardienas sēdē nolēma paaugstināt repo likmi par 0.25 procentpunktiem. Tādējādi nav pārsteigums, ka tirgus dalībnieki šajā paziņojumā saskatīja Riksbankas politiku, kas vērsta ne tikai uz inflācijas kontrolēšanu, bet arī mājokļu cenu kāpuma ierobežošanu. Līdzīga atsauce uz mājokļu cenām, pamatojot lēmumu par likmju celšanu, lasāma 2006. gada 20. janvāra ziņojumā preseī.

No iepriekš minētiem paziņojumiem var secināt par dažu centrālo banku uzskatu, ka aktīvu cenām – sevišķi mājokļu cenām – ir īpaša loma monetārās politikas veidošanā papildus to prognozētai ietekmei uz inflāciju un nodarbinātību. Taču šim viedoklim ir vairāki pretargumenti.

Miškins (*Mishkin, 2007*) savā rakstā atzīmēja, ka jāizpildās trim pamatpieņēmumiem, lai aktīvu cenām būtu īpaša loma monetārās politikas veidošanā. Pirmkārt, jābūt spēkā pieņēmumam, ka centrālā banka spēj identificēt veidojošos burbuli. Šis pieņēmums ir visai apšaubāms, jo maz ticams, ka centrālās bankas rīcībā ir informācija, kas nav pieejama individuāliem tirgus dalībniekiem. Savukārt, ja centrālajai bankai nav informācijas priekšrocības un tā zina, ka burbulis ir izveidojies, tad arī tirgus to zinās un burbulis pārlīsīs. Tādējādi jebkuram burbulim, kuru centrālā banka spēj noteikti identificēt, ir visai maza varbūtība attīstīties daudz tālāk.

Otrs nepieciešamais pieņēmums, lai attaisnotu mājokļu cenu īpašo lomu, ir tāds, ka centrālā banka nespēj pienācīgi tikt galā ar plīsuša burbuļa sekām, tādēļ jāīsteno iepriekšēji pasākumi ar mērķi kavēt burbuļa veidošanos. Šajā sakarā daudzkārt minēta Japānas neveiksmīgā pieredze pēc akciju tirgus burbuļa plīšanas, tādējādi attaisnojot iepriekšēju pasākumu vajadzību. Taču, kā atzīmēja Posens (*Posen, 2003*), šāds secinājums izriet, nepareizi interpretējot Japānas pieredzi. Japānas problēma bija ne tik daudz burbuļa plīšana, bet gan turpmāk īstenotā politika. Japānas banku sektora nesabalansētība netika atrisināta,

tādēļ tā turpināja pasliktināties ilgi pēc burbuļa plīšanas. Turklāt, kā atzīmēja Ahearne u.c. (*Ahearne et al.*, 2002), Japānas bankas īstenotā monetārā politika nebija pietiekami stimulējoša vai strauja pēc krīzes iestāšanās.

No Japānas pieredzes gūtā mācība ir tā, ka, novērojot burbuli, centrālās bankas uzdevums ir nevis bremsēt to, bet gan reaģēt ātri, kad burbulis ir pārplīsis. Ja monetārās politikas veidotāji pēc burbuļa plīšanas uzmanīgi izvērtēs tā sekas un laicīgi reaģēs, tad, visticamāk, burbuļa radītos zaudējumus būs iespējams kontrolēt.

Mājokļu cenu sabrukums dažkārt var izraisīt būtisku finanšu nestabilitāti, kur Japāna ir viens no raksturīgākajiem attīstīto valstu piemēriem pēdējo gadu laikā. Šāda sabrukuma gadījumā monetārā politika var zaudēt efektivitāti ekonomiskās situācijas atjaunošanā (*Mishkin*, 2007).

Taču pasaules prakse liecina, ka mājokļu cenu samazināšanās parasti nav izraisījusi finanšu nestabilitāti. Pagājušā gadsimta deviņdesmitajos gados daudzās valstīs, tai skaitā Japānā, piedzīvoto finanšu nestabilitāti pārsvarā izraisīja sliktie komerc kredīti un industriālie kredīti, kas tika izsniegti pret uzņēmumu nekustamā īpašuma ķīlu, kuru vērtība strauji kritās. Kaut arī atsevišķos gadījumos banku problēmas saasināja sliktie hipotēku kredīti, jo kritās nodrošinājuma tirgus cena, tomēr kopumā mājokļu kredīti nebija galvenais banku krīzes cēlonis. Arī šobrīd ASV augsta riska (*subprime*) hipotēku kredītu tirgus problēmu cēlonis ir banku nepietiekami novērtētā aizņēmēju maksāspēja, nevis mājokļu cenu lejupslīde pati par sevi.

Trešais nepieciešamais pieņēmums, lai pamatotu aktīvu īpašo lomu monetārās politikas veidošanā, ir centrālās bankas skaidra izpratne par īstenojamo monetāro politiku burbuļa noplacināšanai. Procentu likmju ietekme uz aktīvu cenu burbuli nav viennozīmīga. Kaut gan dažos pētījumos apgalvots, ka, palielinot procentu likmes, iespējams palēnināt aktīvu cenu kāpumu, citos secināts, ka procentu likmju kāpums var izraisīt spēcīgāku burbuļa plīšanu, rezultātā vēl vairāk saasinot ekonomikā radušās problēmas (*Bernanke, Gertler, Gilchrist*, 1999; *Greenspan*, 1999; *Gruen, Plumb, Stone*, 2005). Pēc definīcijas burbuļi ir novirzes no modelī noteiktās aktīvu vērtības, tādējādi būtu pārlietu optimistiski sagaidīt, ka monetārās politikas instrumenti normāli darbosies anomālos apstākļos.

Ņemot vērā procentu likmju neviennozīmīgo efektu uz aktīvu burbuli, ceļot procentu likmes, radītie zaudējumi var pārsniegt ieguvumu. Turklāt, mainot procentu likmju trajektoriju, kas iepriekš pielietota inflācijas un nodarbinātības mērķu sasniegšanai prognozētajā periodā, pastāv acīmredzams risks novirzīties no šiem vēlamajiem rezultātiem.

Rezumējot jāatzīst, ka praksē nākas apšaubīt visu trīs iepriekš minēto pieņēmumu izpildi, kas attaisnotu mājokļu cenu īpašo lomu monetārās politikas formulēšanā.

Pastāv arī citi būtiski iemesli, kādēļ centrālām bankām būtu jāizvairās apzināti kontrolēt mājokļu cenas. Īstenojot monetāro politiku, kas vērsta arī uz mājokļu cenu kāpuma mazināšanu, sabiedrībā var rasties uzskats, ka centrālā banka cenšas kontrolēt ekonomikā pārāk daudzus rādītājus. Tāpat liels uzsvars uz mājokļu cenām tirgus dalībniekos var izraisīt neizpratni par centrālās bankas mērķiem. Tā, piemēram, Giavaci un Miškins (*Giavazzi, Mishkin, 2006*) savā rakstā atzīmēja, ka Zviedrijā dažādu nozaru pārstāvji intervijās atzinās, ka Riksbankas paziņojumi par mājokļu cenām radīja viņos apmulsumu un kopumā mazināja uzticību Zviedrijas centrālajai bankai.

Ņemot vērā iepriekš minētos argumentus, Miškins secina, ka, veidojot monetāro politiku, centrālajai bankai nebūtu jāatvēr īpaša loma mājokļu cenām, bet gan jāpieturas pie politikas, kas vērsta uz tās galvenā, proti, inflācijas mērķa sasniegšanu. Protams, šāds arguments, pēc centrālā baņķiera vārdiem, nav ieteikums centrālajai bankai ieņemt pasīvu pozīciju, vērojot mājokļu cenu strauju kāpumu. Gluži otrādi, viens no veidiem, kā centrālā banka varētu sagatavoties ātri reaģēt uz cenu strauju kritumu, ir izpētīt dažādus scenārijus un novērtēt, kādus atbildes pasākumus tā īstenotu šoku apstākļos, lai maksimāli sasniegtu cenu stabilitāti un ilgtspējīgu nodarbinātību.

Runājot par Latvijas politikas veidotāju nostāju mājokļu cenu regulēšanā, vispirms jāatzīmē, ka Latvijas Republikas likuma "Par Latvijas Banku" 3. pants nosaka, ka Latvijas Bankas galvenais mērķis ir saglabāt cenu stabilitāti valstī. Novērojot pārāk straujo kreditēšanu, 2004. gadā Latvijas Banka norādīja uz tās nelabvēlīgo ietekmi uz iekšzemes pieprasījumu un inflāciju, kā arī uz to, ka sevišķi strauji pieaug privātpersonām izsniegto kredītu apjoms, kas tiešā veidā veicina patēriņu. Arī starptautiskās institūcijas norādīja uz risku pieaugumu - Starptautiskā Valūtas fonda misijas pārstāvji jau kopš 2004. gada atzīmēja, ka nepieciešams īstenot tādu ekonomisko politiku, kas nodrošinātu daudz ilgtspējīgāku kredītu pieauguma tempu. Taču ne valdība, ne banku sektors nesaskatīja vajadzību mazināt kreditēšanas tempus, un Latvijas Bankas ierosinājums par kredīta nodokļa ieviešanu un Latvijas Bankas īstenotā rezerves normas celšana bankām tika uzverti kā traucēkli ekonomikas izaugsmei un banku misijas pildīšanai. Latvijas Banka turpināja īstenot situācijai atbilstošu monetāro politiku, taču tās ietekme iepriekš minēto iemeslu dēļ nevarēja būt liela, un tai pietrūka valdības pasākumu atbalsta.

Pirmos pasākumus, lai ierobežotu pārmērīgo ar nekustamā īpašuma tirgu saistīto aizņemšanos, valdība veica tikai 2007. gadā tā saucamā pretinflācijas jeb ekonomikas stabilizācijas plāna ietvaros. Lai bremzētu uz nekustamā īpašuma orientēto kreditēšanas straujo pieaugumu, tika pieņemtas vairākas jaunas prasības un nodokļu un nodevu izmaiņas, piemēram, tika noteikts obligātās pirmās iemaksas apmērs un maksimālais kredīta apjoms pret

ķīlas vērtību. Aizdevumu, kuru apjoms pārsniedz 100 minimālās mēnešalgas, izsniegšanu varēja balstīt tikai uz legālajiem ienākumiem. Ienākumi no nekustamā īpašuma pārdošanas, kas pārdevēja īpašumā ir bijis mazāk par 5 gadiem, tika aplikti ar nodokli. Tāpat tika diferencēts nodevas apjoms par nekustamā īpašuma reģistrēšanu Zemesgrāmatā atkarībā no īpašumu skaita un palielināta un diferencēta valsts nodeva par ķīlas tiesību nostiprināšanu Zemesgrāmatā. Bija paredzēts, ka šie pasākumi nodrošinās pakāpenisku korekciju nekustamā īpašuma tirgū un mazinās ar to saistītos citus makroekonomiskos riskus. Taču grūti novērtēt šo pasākumu ietekmi, jo to ieviešanas laiks sakrita ar globālās finanšu krīzes sākumu. Krīze nozīmē gan banku piesardzību kredītu piešķiršanā, gan augstāku finanšu resursu cenu un galu galā augstu neuzticības pakāpi un ierobežotu resursu pieejamību. Tā ietekmēja banku sektoru un tātad arī privātā sektora aizņemšanos un nekustamā īpašuma cenu korekciju Latvijā.

Korekcija nekustamo īpašumu tirgū un iekšzemes pieprasījumā ir notikusi - dzīvokļu cenas ir jau kritušās no vēsturiskā maksimuma par vairāk nekā 70%. Cenu kritums notika tik strauji, ka tas savukārt akumulēja citus riskus, kas ir saistīti ar privātā sektora ienākumu mazināšanos un spēju atmaksāt kredītus, ķīlas vērtības kritumu un banku sektora ārējā parāda lielumu. Tātad straujajam kāpumam sekojošais kritums nekustamā īpašumu tirgū ietekmē arī turpmākās ekonomikas atveseļošanās iespējas. Ekonomikas lejupslīdes posmā balstīt ekonomiku, dot atspēriena punktu vajadzētu kredītresursiem, kas ieguldīti ražojošos produktīvos sektoros - tādos, kas spēj palīdzēt pārvarēt šokus un ģenerē ienākumus. Taču, tā kā tādu ieguldījumu ir proporcionāli maz, tas nelabvēlīgi ietekmē ekonomikas atveseļošanas perspektīvas.

Atskatoties pagātnes notikumos, rodas leģitīms jautājums – vai inflācijas apkarošana bija tikai plāns vai reāla rīcība? Kā jau minēts, straujā izaugsme un kreditēšanas bums nesa sev līdzīgu pieprasījuma pieaugumu un tas sāka atspoguļoties inflācijas kāpumā. 2004.-2005. gadā inflācijas kāpums vairāk bija saistāms ar vienreizējiem ar iestāšanos ES saistītiem faktoriem, kā arī ar izmaksu faktoriem, bet pakāpeniski un aizvien vairāk to sāka ietekmēt arī pieprasījuma puse jeb patēriņa kāpums. Inflācija trīs gadus turējās virs 6% gadā, 2007. gada vidū gada inflācija sasniedza divciparu skaitli un 2008. gadā vēl pieauga, gada vidējai inflācijai sasniedzot 10.1% 2007. gadā un 15.4% 2008. gadā. Pieprasījuma veicināšanā acīmredzama bija banku loma, jo banku iepludinātā nauda ekonomikā strauji pieauga, un nozīmīga daļa tika iepludināta ar nekustamo īpašumu saistītās un patēriņu veicinošās jomās.

2004. gadā Latvijas Banka pirmoreiz lika priekšā izveidot inflācijas apkarošanas programmu, kurai vajadzētu ietvert pasākumus kreditēšanas ierobežošanas jomā.

Šajā posmā skaidrai valsts pārstāvju rīcībai inflācijas ierobežošanā būtu liela nozīme inflācijas gaidu veidošanā un cenu-algu spirāles novēršanā. Pieaugošas inflācijas apstākļos, ja

netiek sperti skaidri soļi inflācijas ierobežošanā, tirgus dalībnieki bez pamatota iemesla ieceno bijušo augsto inflāciju nākotnes cenās un algās, un tā veidojas inflācijas jeb cenu - algu spirāle, no kuras tikt ārā ir grūti. Pieaugoša inflācija kļūst par sociāla rakstura problēmu.

Valdība nevis īstenoja pasākumus inflācijas bremsēšanai, bet izvēlējās pretējo ceļu - nodrošināt ar inflācijas indeksāciju saistītu kompensācijas mehānismu pensionāriem un celt sabiedriskā sektora algas. Tādējādi tā problēmu ne tikai atlika, bet arī pastiprināja. Katrs pēc iepriekš novērotās augstās inflācijas indeksēts algu pielikums vai pensiju palielināšana, lai arī sociāli nepieciešama, bet bez citu pasākumu īstenošanas, tikai "stutēja" patēriņu. Turklāt pieaugošā inflācija kļuva ne tikai par sociāla rakstura problēmu iedzīvotājiem, bet tai bija vēl divi nelabvēlīgi aspekti. Pirmkārt, pieaugot iekšzemes izmaksām - cenām un caur cenu - algu spirāli arī algām, tas nelabvēlīgi ietekmēja mūsu ražotāju konkurētspēju un mazināja ražošanu un eksporta ienākumus. Otrkārt, tā kā eiro ieviešana bija valsts stratēģiskais mērķis ar iestājas datumu 2008. gadā, tad pieaugošā inflācija radīja bažas - kas vēlāk piepildījās - šo mērķi palaist garām, tādējādi gan kaitējot valsts ekonomikai, gan tās uzticamībai ārvalstu investoru acīs.

Inflācijas apkarošanas darba grupa uzsāka darbu jau 2005. gadā, tomēr reāli soļi tika sperti tikai 2007. gadā, kad tika pieņemts jau iepriekš minētais pretinflācijas plāns. Pieprasījuma spiediena izraisītās inflācijas mazināšana bija lielākoties paredzēta caur šajā plānā paredzētajiem pasākumiem, kas noregulētu nekustamā īpašuma tirgu un bremsētu kreditēšanu. Taču, kā jau minēts, tas sakrita ar globālās finanšu krīzes laiku - līdz ar to inflācija mazinās kopā ar globālās finanšu krīzes izraisītām krasām un sāpīgām korekcijām iekšzemes pieprasījumā.

2008. gadā, kad bija pagājis vairāk par gadu kopš plānā paredzēto pasākumu ieviešanas, nekustamā īpašuma kompānijas un komercbankas inflācijas samazināšanas plāna efektivitāti vērtēja dažādi. Vieni uzskatīja, ka nekustamā īpašuma tirgus aktivitātes un cenu kritumu ietekmēja inflācijas samazināšanas plāns, citi savukārt uzskatīja, ka tam ir bijusi vismazākā ietekme uz tirgu. Turpmāk aplūkotas galvenās identificētās problēmas saistībā ar inflācijas apkarošanas plānu.

Viens no nekustamā īpašuma nozares speciālistu vidū dominējošiem viedokļiem ir, ka inflācijas apkarošanas plāna galvenais uzdevums netika sasniegts, proti, inflācija turpināja pieaugt, savukārt tirgus būtu noregulējies pats. Valdības centieni un aktivitātes, lai uzlabotu ekonomisko situāciju valstī, tika īstenoti par velti. Pieņemtie likumu grozījumi inflācijas apkarošanas plāna ietvaros neietekmēja tirgu tā, kā bija plānots, jo laikā, kad tika ieviests inflācijas apkarošanas plāns, nekustamā īpašuma cenas jau bija sasniegušas savu maksimumu un korekcijas šajā tirgū bija tikai laika jautājums. Vienlaicīgi tika pieņemti pārāk daudz

dažādi pasākumi, kas uz nekustamā īpašuma tirgu atstāja negatīvu ietekmi. Kā pretinflācijas plāna pozitīvais aspekts atzīmējama spekulantu pakāpeniska iziešana no tirgus.

Vairums ekspertu par vissmagāko prasību atzina obligāto pirmo iemaksu 10% apmērā no kredīta summas. 10% pirmās iemaksas prasība bija būtisks šķērslis vairākām klientu grupām, īpaši jaunajām ģimenēm, kurām bija salīdzinoši lieli ienākumi, bet nebija iespējas izveidot uzkrājumus, jo tika maksāta īre. Latvijas nekustamo īpašumu darījumu asociācijas 2008. gada oktobrī rīkotajās diskusijās izstādes „Realty Baltics 2007” ietvaros tika runāts par nepieciešamību valdībai izstrādāt atbalsta mehānismus, kas atvieglotu mājokļu iegādi jaunajām ģimenēm un speciālistiem, kuru rīcībā nav uzkrājumu pirmajai iemaksai hipotekārā kredīta ņemšanai. Šajā sakarā risinājums būtu piešķirt atvieglojumus noteiktām sabiedrības grupām, piemēram, atbrīvojot jaunās ģimenes un tos, kuri iegādājas savu pirmo mājokli, no obligātās pirmās iemaksas 10–15% apmērā. Šādā veidā tiktu pozitīvi stimulēta normāla tālāka nekustamā īpašuma tirgus attīstība. Taču šāds atbalsts netika izveidots.

Cita starpā eksperti minēja, ka 10% pirmās iemaksas prasība radīja problēmas jauno projektu klientiem, kuri priekšlīgumu slēgšanas laikā rēķinājās ar tajā laikā plaši reklamēto, bet vēlāk nepieejamo 100% finansējumu. Normatīvās prasības mainījās tik īsā laikā, ka klientiem nebija iespējas mainīt agrāk noslēgtos līgumus.

Kā negatīvais aspekts minams arī tas, ka likumdošanā noteiktie 10% kā pirmā iemaksa no nekustamā īpašuma iegādes summas, pērkot īpašumu, stimulēja iedzīvotājus ņemt ne tikai hipotekāro, bet arī patēriņa kredītu. Tā kā patēriņa kredīta atmaksai bija īsāki termiņi un lielāki procenti, tas daļēji paildzināja īpašuma iegādes procesu un sadārdzināja kopējās izmaksas.

Vērtējot VID izziņas par legālajiem ienākumiem pamatotību, lielākās komercbankas uzsvēra, ka jau pirms inflācijas samazināšanas plāna apstiprināšanas sāka ieviest stingrāku kreditēšanas politiku. Tāpat prasība par VID izziņu pieprasīšanu no potenciālajiem kredītu ņēmējiem dažām bankām nebija nekas jauns (piemēram, Nordea bankai, SEB Unibankai). Bankas gan atzina šo izziņu formālo nepieciešamību, tomēr par noderīgākām klienta ienākumu novērtēšanā uzskatīja Valsts sociālās apdrošināšanas aģentūras izziņu par sociālajām iemaksām, kurā norādīti visi personas oficiālie ienākumi, kā arī bankas konta izdruku, jo no VID izziņas nevarēja saprast ienākumu regularitāti. VID izziņu saņemšana nedaudz pagarināja kredīta izskatīšanas procesu, jo izziņu saņemt varēja tikai pats tās pieprasītājs pēc deklarētās dzīvesvietas attiecīgajā VID nodaļā.

Par nekustamā īpašuma tirgu bremzējošu faktoru tika uzskatīts arī maksimālā kredīta apjoma ierobežojums pret ķīlas vērtību, kas ievērojami samazināja iespēju saņemt pietiekami lielu nepieciešamo finansējumu. Tā kā pircējam bieži vien nebija uzkrājumu, no kuriem

piemaksāt nepieciešamo summu, īpašuma iegāde tika atlikta. Tāpat par nepamatotu maksājumu ekspertu vidū minēta valsts nodeva 2-4% apmērā, kas jāmaksā, reģistrējot nekustamo īpašumu zemesgrāmatā. Lai arī šis lēmums palīdzēja valdībai kontrolēt nekustamā īpašuma tirgu, daudzi pircēji jutās zaudētāji un uzskatīja šo nodevu par negodīgu.

Nekustamā īpašuma tirgus attīstību noteicošs faktors šobrīd un arī turpmāk būs banku kredītpolitika, jo, ja nav nepieciešamā finansējuma, arī tirgus nevar tālāk attīstīties. Taču situācijā, kad Latvijas ekonomiskās lejupslīdes tempi vairākus ceturkšņus pēc kārtas uzrāda būtisku kritumu, pieaug kavēto kredītu maksājumu īpatsvars un bankas ir spiestas veidot lielus uzkrājumus zaudējumu segšanai, valdības politikai ir izšķiroša loma nekustamā īpašuma tirgus atdzīvināšanas mehānisma iedarbināšanā.

### **1.3. Nodaļas galvenie secinājumi**

Analizējot mājokļu cenu lomu monetārās politikas veidošanā un mājokļu cenu burbuļu potenciālās negatīvās sekas ekonomikā, nav viennozīmīgas atbildes uz jautājumu, vai centrālām bankām būtu jāreaģē uz mājokļu cenu kāpumiem.

Dažu centrālo banku, piemēram, Anglijas Bankas un Eiropas Centrālās Bankas, monetārās politikas analīze liecina, ka intervenču politika var būt pamatota. Situācijās, kad aktīvu cenu pārmaiņas izraisa ne-fundamentāli faktori, intervenču politika var slāpēt nepamatotā cenu kāpuma efektus uz ekonomiku un tādējādi nepieļaut resursu neefektīvu izlietošanu. Ja tirgus dalībnieki zina, ka centrālā banka pielietos šo politiku, ne-fundamentālu faktoru izraisītu cenu pārmaiņu varbūtība samazināsies.

Taču šim viedoklim ir vairāki pretargumenti, proti, jāizpildās trim pamatpieņēmumiem, lai aktīvu cenām būtu īpaša loma monetārās politikas veidošanā. Pirmkārt, jābūt spēkā pieņēmumam, ka centrālā banka spēj identificēt veidojošos burbuli. Šis pieņēmums ir visai apšaubāms, jo maz ticams, ka centrālās bankas rīcībā ir informācija, kas nav pieejama individuāliem tirgus dalībniekiem. Otrkārt, centrālā banka nespēj pienācīgi tikt galā ar plīsuša burbuļa sekām, tādēļ jāisteno iepriekšēji pasākumi ar mērķi kavēt burbuļa veidošanos. Mājokļu cenu sabrukums dažkārt var izraisīt būtisku finanšu nestabilitāti, kur Japāna ir viens no raksturīgākajiem attīstīto valstu piemēriem pēdējo gadu laikā. Šāda sabrukuma gadījumā monetārā politika var zaudēt efektivitāti ekonomiskās situācijas atjaunošanā. Treškārt, centrālai bankai jābūt skaidrai izpratnei par īstenojamo monetāro politiku burbuļa noplacināšanai. Procentu likmju ietekme uz aktīvu cenu burbuli nav viennozīmīga. Kaut gan dažos pētījumos apgalvots, ka, palielinot procentu likmes, iespējams palēnināt aktīvu cenu

kāpumu, citos secināts, ka procentu likmju kāpums var izraisīt spēcīgāku burbuļa plīšanu, rezultātā vēl vairāk saasinot ekonomikā radušās problēmas.

Pastāv arī citi būtiski iemesli, kādēļ centrālām bankām būtu jāizvairās apzināti kontrolēt mājokļu cenas. Īstenojot monetāro politiku, kas vērsta arī uz mājokļu cenu kāpuma mazināšanu, sabiedrībā var rasties uzskats, ka centrālā banka cenšas kontrolēt ekonomikā pārāk daudzus rādītājus. Tāpat liels uzsvars uz mājokļu cenām tirgus dalībniekos var izraisīt neizpratni par centrālās bankas mērķiem.

Ar mērķi ierobežot nekustamā īpašuma cenu un kreditēšanas straujo kāpumu, Latvijas Banka jau 2004. gadā ierosināja izveidot inflācijas apkarošanas programmu jeb pretinflācijas plānu. Taču valdība to ieviesa krietni novēloti, 2007. gadā, kas sakrita ar globālās finanšu krīzes sākumu, nekustamā īpašuma cenas jau bija sasniegušas savu maksimumu un sākās lejupvērsta cenu korekcija. Vienlaicīgi pretinflācijas plāna ietvaros tika pieņemti vairāki pasākumi, kas uz nekustamā īpašuma tirgu atstāja negatīvu ietekmi. 10% pirmās iemaksas prasība bija būtisks šķērslis īpaši jaunajām ģimenēm, kurām bija salīdzinoši lieli ienākumi, bet nebija iespējas izveidot uzkrājumus, jo tika maksāta īre. Savukārt likumdošanā noteiktie 10% kā pirmā iemaksa no nekustamā īpašuma iegādes summas, pērkot īpašumu, stimulēja iedzīvotājus ņemt ne tikai hipotekāro, bet arī patēriņa kredītu. Tā kā patēriņa kredīta atmaksai bija īsāki termiņi un lielāki procenti, tas daļēji paildzināja īpašuma iegādes procesu un sadārdzināja kopējās izmaksas. Pretinflācijas plāna pozitīvais rezultāts bija spekulantu pakāpeniska iziešana no tirgus.

Nodaļā aplūkoto pētījumu rezultāti atspoguļoti šādās autore publikācijās:

- 1) Vītola K. Inflācijas samazināšanas plāna analīze saistībā ar nekustamā īpašuma tirgu Latvijā.// Baltijas Foruma rakstu krājums "Latvijas ekonomikas līdzsvarota attīstība: problēmas, riski, perspektīvas" – Rīga, 2007;
- 2) Ajevskis V., Vītola K. A Convergence Model of the Term Structure of Interest Rates.// Review of Finance, doi:10.1093/rof/rfn030, 2008;
- 3) Ajevskis V., Vītola K. Procentu likmju termiņstruktūras konverģences modelis.// Latvijas Banka, 2009, Nr.1.



## 2. LATVIJAS DZĪVOKĻU TIRGUS ANALĪZE SAISTĪBĀ AR KREDITĒŠANAS UN IEDZĪVOTĀJU MAKSĀTSPĒJAS NOVĒRTĒJUMIEM

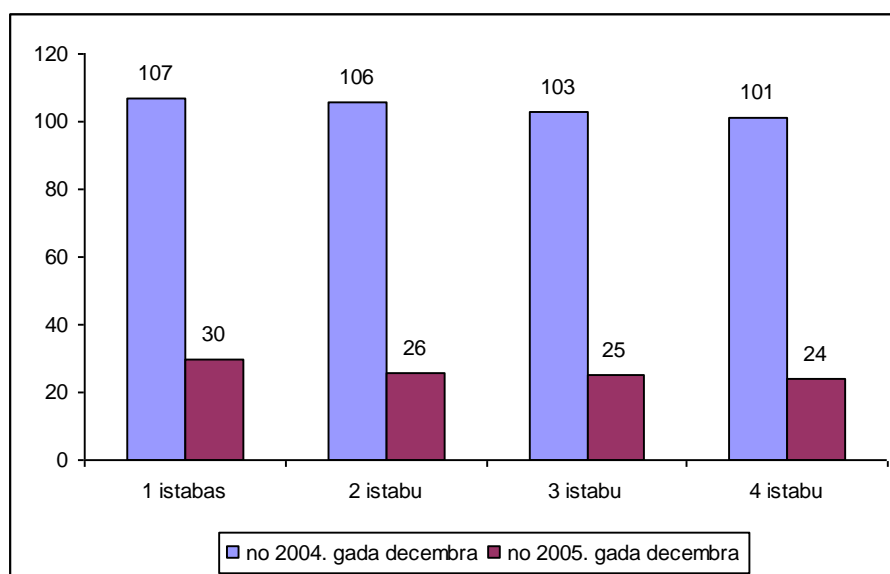
Nodaļas mērķis ir analizēt dzīvokļu cenu attīstību Latvijā salīdzinājumā ar iedzīvotāju ienākumu pieaugumu, jo mājokļu potenciālo pircēju maksātspēja ir būtisks faktors, kas nosaka mājokļu pieprasījumu ilgtermiņā. Mājokļu cenām pieaugot straujāk par iedzīvotāju pirktspēju, daļa potenciālo pircēju, kas vēlējās ņemt mājokļu kredītu, tiek izspiesta no tirgus, jo pie noteikta cenu līmeņa vairs nespēj atļauties ņemt kredītu, sakrāt naudu pirmajai iemaksai un segt ikmēneša kredīta maksājumus. Tādējādi, samazinoties potenciālo mājokļu kredītu ņēmēju skaitam, cenu kāpums ilgtermiņā nav uzturams. Tā kā 2007. gada aprīlī dzīvokļu kvadrātmetra cenas sasniedza savu maksimumu, savukārt turpmākajā periodā tās strauji samazinājās, cenu lejupslīdei turpinoties līdz pat 2009. gada rudenim, ir būtiski izpētīt šo cenu korekciju iedzīvotāju maksātspējas kontekstā. Šajā nolūkā ir veikti trīs uzdevumi. Pirmkārt, analizēta dzīvokļu cenu un iedzīvotāju ienākumu attīstība Latvijā laika posmā no 2001. gada līdz 2006. gadam. Otrkārt, salīdzinot Latvijas dzīvojamo fondu uz vienu iedzīvotāju un mājokļu cenu kāpumu ar Igaunijas un Slovēnijas attiecīgajiem rādītājiem, tika novērtēts, cik mājokļu Latvijā vēl bija jāuzbūvē, lai notiktu cenu stabilizācija. Treškārt, izmantojot SIA *Market Lab* 2006. gada jūnijā veiktās iedzīvotāju aptaujas datus, tika novērtēts nekustamā īpašuma tirgus potenciāls 2006. gadā un izpētīts, vai zems dzīvojamais fonds uz vienu iedzīvotāju pats par sevi bija pietiekams faktors turpmākam dzīvokļu cenu kāpumam.

### 2.1. Dzīvokļu cenu un nomas maksas attīstība

Vispirms aplūkota situācija dzīvokļu tirgū 2006. gadā, t.i., iepriekšējā gadā pirms novērotās cenu korekcijas, kas sākās 2007. gada maijā. Saskaņā ar nekustamā īpašuma uzņēmuma *Arco Real Estate* tirgus pārskatā sniegto informāciju 2006. gadā nekustamo īpašumu tirgū saglabājusies ļoti augsta aktivitāte gandrīz visos tirgus segmentos. Darījumu skaits Latvijā 2006. gadā (76 468 darījumi) ievērojami pārsniedza attiecīgo darījumu skaitu iepriekšējā gadā (63 947).

Lai gan mājokļu būvniecības aktivitāte palielinājās, 2006. gadā dzīvokļu cenu kāpums turpinājās. Pēc *Arco Real Estate* informācijas, 2006. gada 1. pusgadā Rīgā un Rīgas tuvumā atsevišķu dzīvokļu kategoriju cenu kāpums sasniedza pat 40%. Rīgā sērijveida dzīvokļu cenas pieauga par 23–30%. Pusotra gada laikā (no 2005. gada 1. janvāra) sērijveida dzīvokļu vidējā cena Rīgā palielinājās vairāk nekā par 100% (sk. 2.1. att.). To noteica t.s. tradicionālie iemesli, proti, mājokļu deficīts, iedzīvotāju pirktspējas pieaugums, ilgstoši zemās kredītu procentu likmes, spekulatīvas intereses saglabāšanās, cerot uz tālāku nekustamā īpašuma cenu

kāpumu, būvniecības zemā produktivitāte, ierobežotās būvniecības jaudas un kvalificēta darbaspēka trūkums.

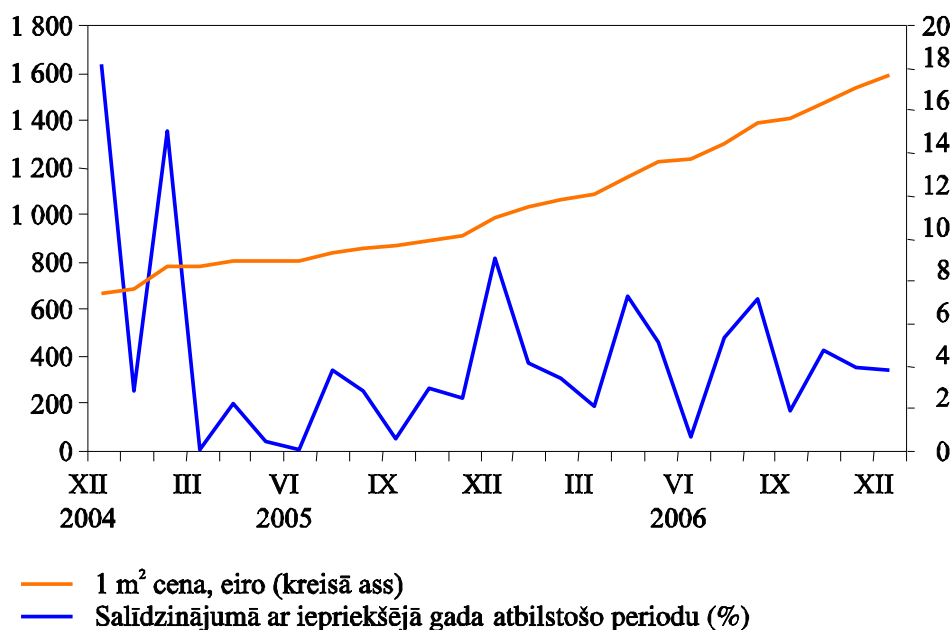


**2.1. att. Sērijveida dzīvokļu cenu vidējās pārmaiņas Rīgā (%)**

*Average price change of standard type apartments in Riga (%)*

Datu avots: Arco Real Estate, 2006.

2006. gadā sērijveida dzīvokļu cenas mēnesī vidēji pieauga par 4.5%, un arī 2007. gada pirmajos trīs mēnešos cenu kāpums bija tuvs 4%. Tādējādi, izvērtējot situāciju 2007. gada 1.ceturkšņa beigās un raugoties nākotnes tendencēs, cenu stabilizācija vēl nebija gaidāma. Turklāt, pēc nekustamā īpašuma uzņēmuma *Latio* datiem, 2006. gada oktobrī dzīvokļu darījumu skaits sasniedza vēsturisko maksimumu – vairāk nekā 1 700 darījumu, tādējādi varēja secināt, ka tirgū, līdzīgi iepriekšējiem gadiem, saglabājās augsta aktivitāte.



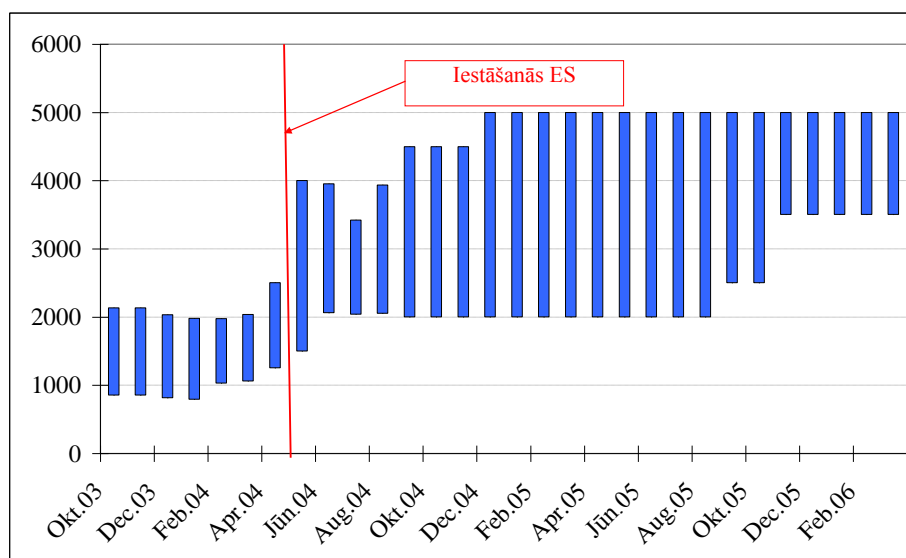
**2.2. att. Sērijveida dzīvokļu 1 m<sup>2</sup> vidējā cena Rīgas mikrorajonos un tās gada pieauguma temps**

*Average 1 m<sup>2</sup> price of standard type apartments in Riga microregions and its annual growth rate*

Datu avots: *Latio*, 2007.

Pretēja tendence bija vērojama Vecrīgas dzīvokļu tirgū (*Ober-Haus Real Estate, 2006*). Potenciālo pircēju interese par dzīvokļiem nerenovētās ēkās mazinājās, un darījumu cena pēdējā gada laikā pat kritās par 15% (SIA *Latio* pārskats par 2006. gada jūliju). Pēc SIA *Latio* informācijas kopumā kritās ārvalstu pilsoņu interese par nekustamā īpašuma iegādi Vecrīgā. Segments, kas bija saistošs Latvijas iedzīvotājiem un NVS valstu pilsoņiem, bija jaunie dzīvokļu projekti Vecrīgā. Tomēr arī šajā segmentā cena, ko pircēji bija gatavi maksāt par mājokli bez apdares, robežojās no 4 000 līdz 5 000 eiro/m<sup>2</sup> (sk. 2.3. att.). Ārvalstu pircēju intereses par mājokļu iegādi Vecrīgā mazināšanos pamatoja apsvērumi, ka investīcijām arvien pievilcīgāka kļuva, piemēram, Bulgārija, kur dzīvokļi ekskluzīvos, jaunos projektos pie jūras maksāja tikai 1 200–1 400 eiro/m<sup>2</sup>. Arī saskaņā ar nekustamā īpašuma kompānijas SIA *Nira Fonds* sniegto informāciju vidējās dzīvokļu cenas Rīgas centrā (aptuveni 3 000 eiro/m<sup>2</sup>) nedaudz pārsniedza atbilstošos rādītājus citu Baltijas valstu galvaspilsētās, kā arī Varšavā, Helsinkos un Leipcigā un bija ievērojami augstākas nekā Vācijas pilsētās Rostokā, Hannoverē un Brēmenē.

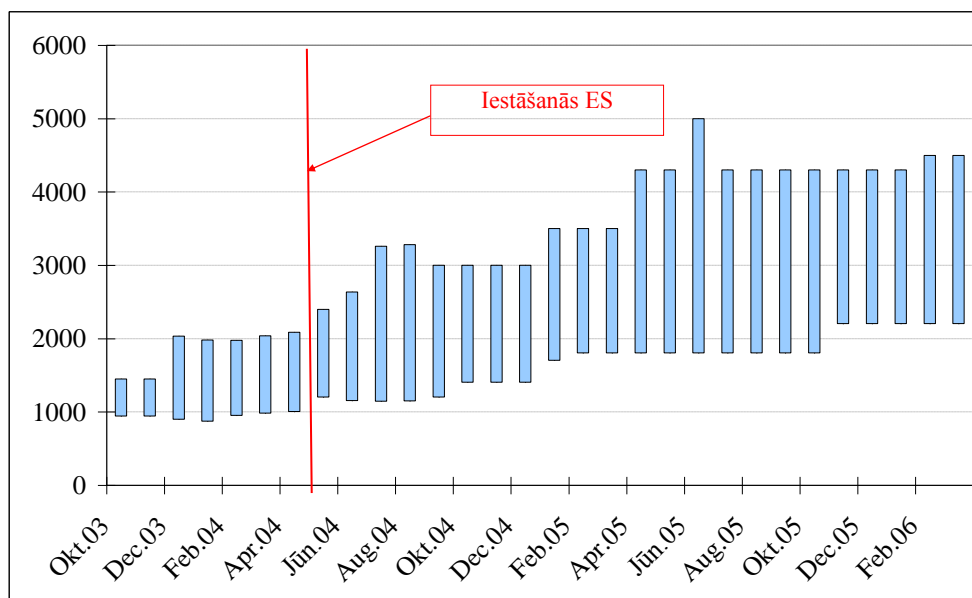
Dzīvoklis ir aktīvs, kuru pārdodot tā īpašnieks var gūt noteiktu peļņu vai izīrējot dzīvoklis ģenerē noteiktu naudas plūsmu. Salīdzinot dzīvokļa pārdošanas rezultātā gūto peļņu no cenas pieauguma un potenciālos īres ienākumus noteiktā laika periodā, var secināt, vai dzīvokļu cenas atbilst nomas ienesīguma noteiktai fundamentālai vērtībai vai arī cenas ir pārvērtētas. Tādējādi dzīvokļu cenu iespējamās pārvērtēšanas noteikšanai viens no pielietotajiem rādītājiem ir nomas ienesīgums (*rental yield*). Ja šis rādītājs ir zems, tas var liecināt par dzīvokļu cenu pārvērtēšanu un to iespējamu korekciju nākotnē. Turpmāk aplūkotas nomas ienesīguma pārmaiņas 2006. gadā salīdzinājumā ar iepriekšējo gadu.



2.3. att. Dzīvokļu cenu diapazons Vecrīgā (eiro/m<sup>2</sup>)

*Price range of apartments in Old Riga (euro/m<sup>2</sup>)*

Datu avots: nekustamā īpašuma kompānijas *Ober Haus Real Estate Latvia* nekustamā īpašuma tirgus pārskati no 2003. gada līdz 2006. gadam.



#### 2.4. att. Dzīvokļu cenu diapazons vēsturiskajā centrā (eiro/m<sup>2</sup>)

*Price range of apartments in Riga Historical Center (euro/m<sup>2</sup>)*

Datu avots: nekustamā īpašuma kompānijas *Ober Haus Real Estate Latvia* nekustamā īpašuma tirgus pārskati no 2003. gada līdz 2006. gadam.

Ienesīgumu pārmaiņu pētīšanas nolūkā 2005. gadā un 2006. gadā Vītola u.c. (2007) apkopoja un analizēja datus par dzīvokļu tirgu Rīgas mikrorajonos un Jūrmalā. Lai aprēķinātu bruto un neto ienesīguma likmi, tika izmantota interneta sludinājumu datubāze *www.nams24.lv*. Apkopojot datus par dzīvokļu pārdošanu un īrēšanu, tika aprēķināta 1 m<sup>2</sup> vidējā cena un vidējā nomas maksa. Bruto ienesīguma likmi, ko nopelnītu dzīvokļa īpašnieks, ja tā iegādei netiek ņemts kredīts un ja īpašums netiek apdrošināts, aprēķināja šādi:

*bruto ienesīgums (gadā) = ((dzīvokļa 1 m<sup>2</sup> vidējā īres maksa x 12 mēnešu) / dzīvokļa 1 m<sup>2</sup> vidējā pārdošanas cena) x 100%.*

Savukārt neto ienesīgumu, ko nopelnītu dzīvokļa īpašnieks, kas īpašuma iegādei paņēmis kredītu (šajā gadījumā uz 20 gadiem) un īpašumu apdrošinājis, aprēķināja šādi:

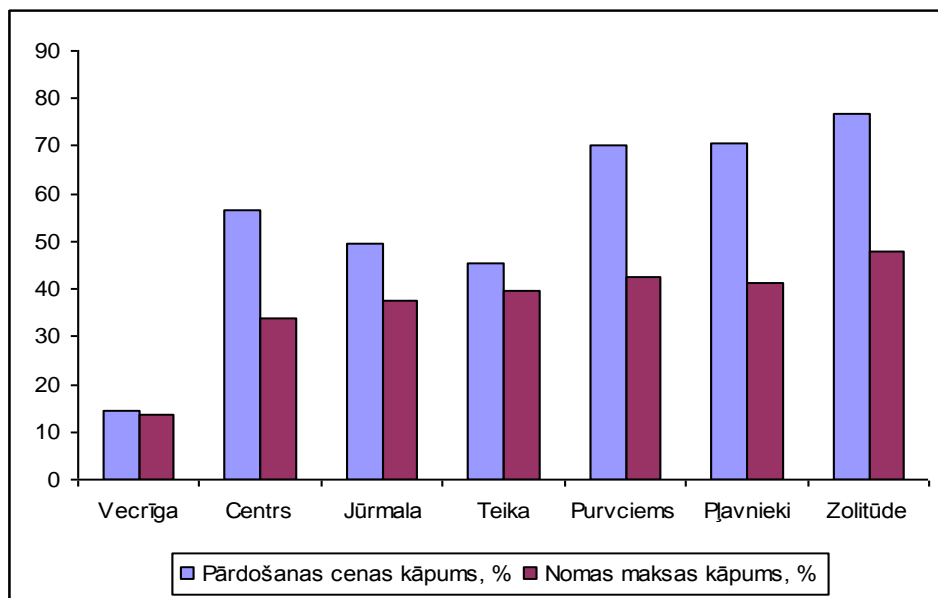
*neto ienesīgums (gadā) = (dzīvokļa 1 m<sup>2</sup> vidējā īres maksa x dzīvokļa vidējā platība x 12 mēnešu x 20 gadu – kopējie procentu maksājumi par kredītu – īpašuma apdrošināšanas izdevumi) / (dzīvokļa vidējā pārdošanas jeb tirgus cena x 20 gadu) x 100%.*

Salīdzinot 2005. un 2006. gada rezultātus (sk. 1. un 2. pielikumu), tika iegūti šādi secinājumi.

1. Visos aplūkotajos mikrorajonos palielinājās pārdošanai piedāvāto dzīvokļu platība. Iespējams, ka tā bija gan jaunu dzīvokļu tiešā ietekme, gan tas, ka, iegādājoties jaunus dzīvokļus vai mājas, turīgāki cilvēki pārdeva savus lielos dzīvokļus.

2. Visos rajonos būtiski pieauga gan pārdošanas cena (par 14–77%), gan īres maksa (par 14–48%), bet pārdošanas cena auga daudz straujāk (sk. 2.5. att.), tādējādi vēl vairāk samazinot zemo īres bruto ienesīgumu (sk. 2.6. att.). Saskaņā ar autores aprēķiniem, neliels

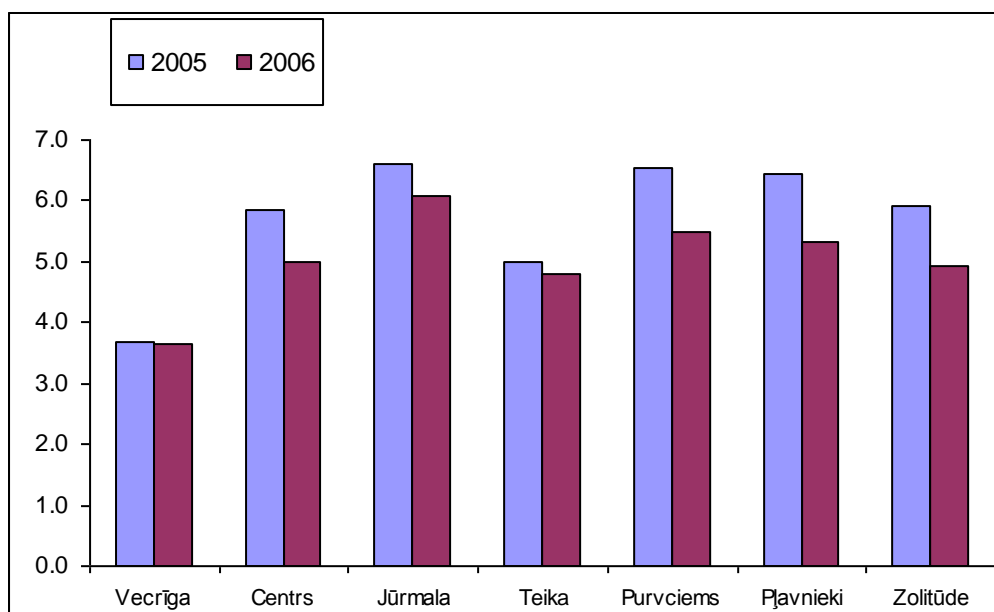
Īres neto ienesīguma pieaugums Vecrīgā, Jūrmalā un Teikas rajonā Rīgā (sk. 2.7. att.) izskaidrojams ar to, ka starpību starp cenas un īres maksas pieaugumu kompensēja banku kredītu procentu likmju kritums un apdrošināšanas likmes samazināšanās, t.i., pārdošanas cenas salīdzinājumā ar nomas maksu pieauga mazāk nekā saruka kredītu procentu likmes un apdrošināšanas likmes.



**2.5. att. Nomā maksas un pārdošanas cenas kāpums atsevišķos Rīgas mikrorajonos un Jūrmalā 2006. gada augustā salīdzinājumā ar 2005. gada martu (%)**

*Growth rate of rent and selling price in Riga microregions and Jurmala in August 2006 compared to March 2005 (%)*

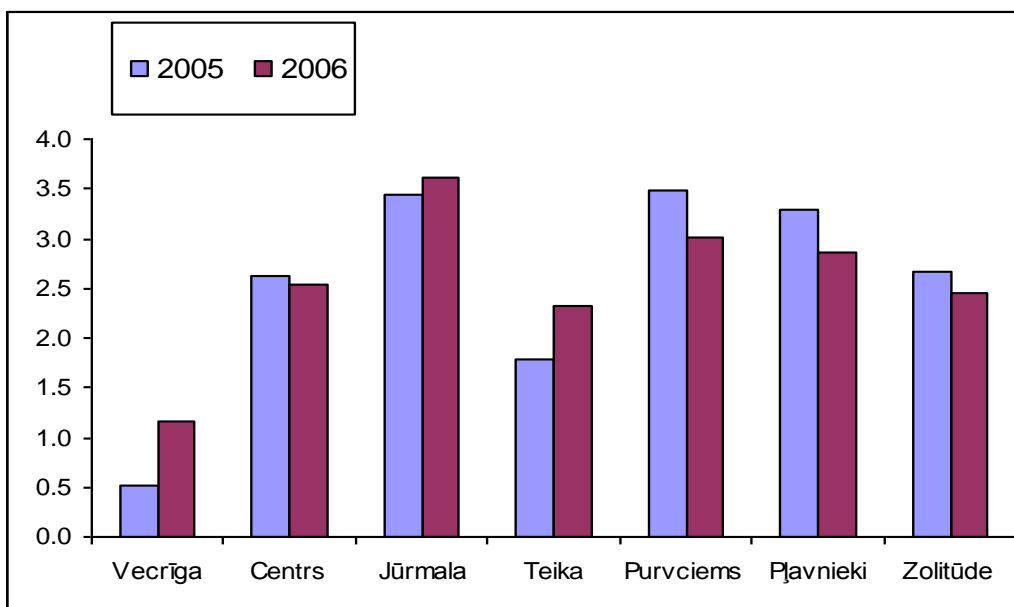
Datu avots: [www.nams24.lv](http://www.nams24.lv), autores aprēķini.



**2.6. att. Nomā bruto ienesīgums 2005. gada martā un 2006. gada augustā (%)**

*Gross rental yield in March 2005 and August 2006 (%)*

Datu avots: [www.nams24.lv](http://www.nams24.lv), autores aprēķini.

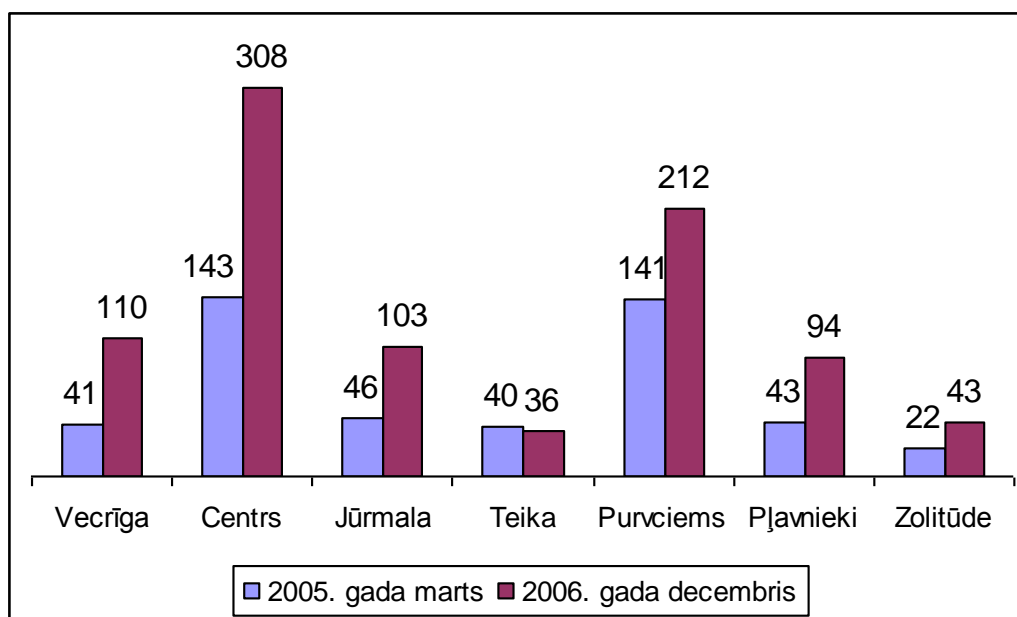


2.7. att. Nomas neto ienesīgums 2005. gada martā un 2006. gada augustā (%)

Net rental yield in March 2005 and August 2006 (%)

Datu avots: www.nams24.lv, autores aprēķini.

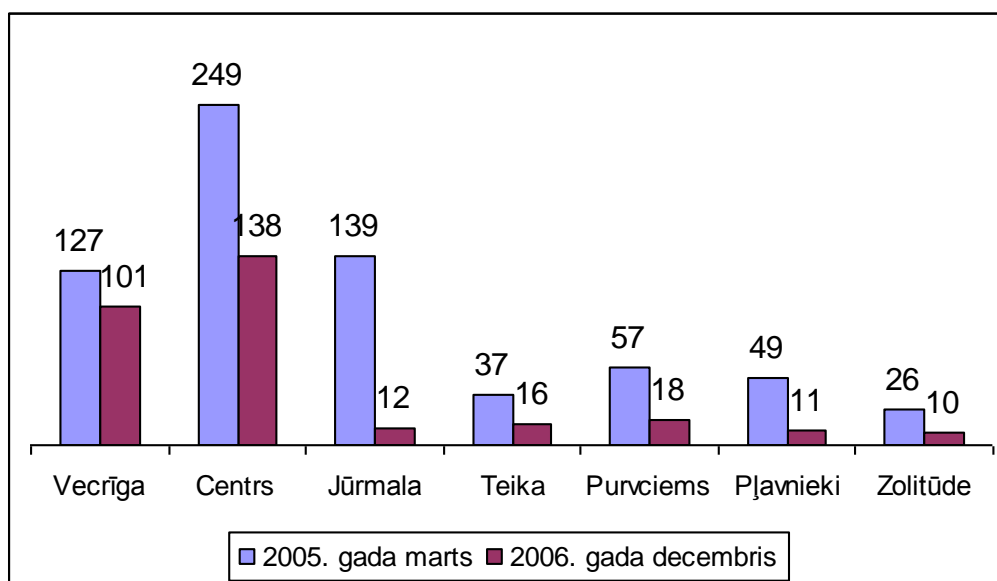
3. Pretēji 2005. gada tendencēm 2006. gadā pārdošanai piedāvāto dzīvokļu skaits būtiski pārsniedza īrēšanai piedāvāto dzīvokļu skaitu (sk. 2.8. un 2.9. att.). No vienas puses, tas norāda, ka saņemtā īres maksa nenosedza kredīta maksājumus, pārejot uz jauno mājokli, tāpēc bija finansiāli izdevīgāk iepriekšējo dzīvokli pārdot. No otras puses, tas varētu liecināt par to, ka arvien biežāk īpašnieki izvēlējās veco dzīvokli pārdot, necerot uz būtisku turpmāku dzīvokļa cenu pieaugumu. Viņu lēmumu varēja ietekmēt arī kredītu procentu likmju kāpums starpbanku tirgū, kas sāka atspoguļoties banku kredītu procentu likmēs.



2.8. att. Pārdošanai piedāvāto dzīvokļu skaits 2005. gada martā un 2006. gada decembrī

Number of apartments offered for sale in March 2005 and December 2006 (%)

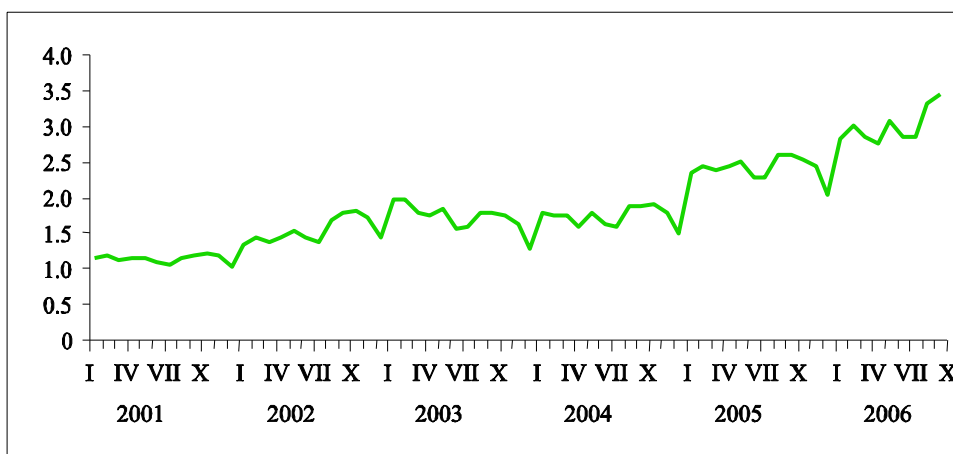
www.nams24.lv, autores aprēķini.



2.9. att. Īrēšanai piedāvāto dzīvokļu skaits 2005. gada martā un 2006. gada decembrī  
 Number of apartments offered for rent in March 2005 and December 2006 (%)  
 www.nams24.lv, autores aprēķini.

## 2.2. Dzīvokļu cenu un ienākumu salīdzinājums

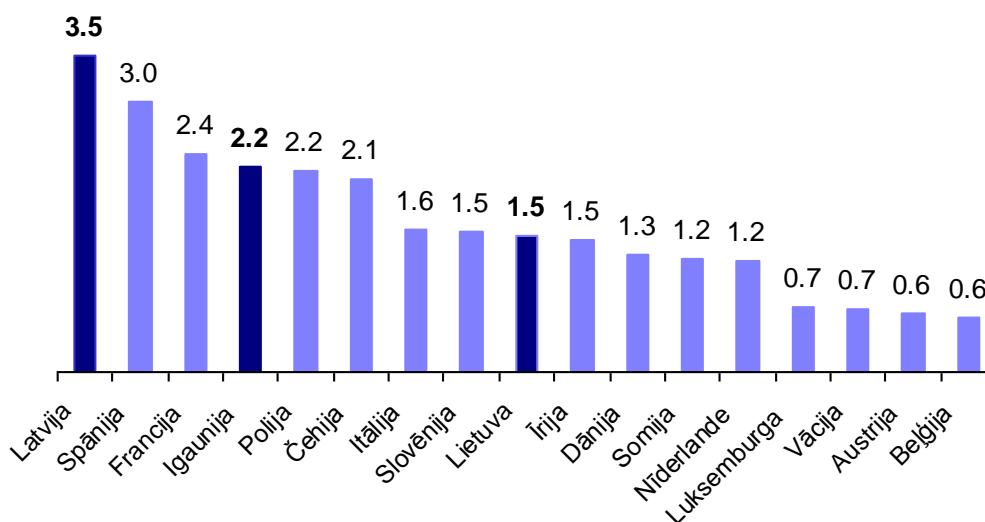
Kā jau iepriekš minēts, dzīvokļu cenu kāpums ilgtermiņā nav uzturams, ja cenu pieauguma temps pārsniedz ienākumu kāpuma tempu, jo cilvēki, kas iepriekš vēlējās un finansiāli spēja iegādāties mājokli, ierobežotās maksātspējas dēļ vairs nevar to atļauties. Salīdzinot neto algu un dzīvokļa 1 m<sup>2</sup> cenas attīstību Rīgā mēnešu dalījumā, tika konstatēts, ka 2001. gadā Rīgā strādājošais varēja nopirkt dzīvokļa 1 m<sup>2</sup> vidēji par vienu mēneša neto algu, savukārt turpmākajos gados novērotais cenu pieaugums būtiski apsteidza neto algas pieaugumu, un 2006. gada nogalē Rīgā strādājošajam bija jāiztērē jau četras mēneša neto algas, lai iegādātos dzīvokļa 1 m<sup>2</sup> (sk. 2.10. att.). Dzīvokļu cenu kāpuma ziņā Latvija apsteidza ne tikai jaunās ES valstis, bet ievērojami pārsniedza arī ES15 valstu rādītājus (sk. 2.11. att.). Jāatzīmē, ka cenas un algas attiecības aprēķināšanai izmantotas bruto algas, jo daudzu valstu dati par neto algām nebija pieejami. Taču, ja tiktu ņemtas vērā arī sociālo un ienākuma nodokļu atšķirības, kuru dēļ neto algas attīstījās valstīs samazinātos straujāk nekā jaunajās ES valstīs, cenas un neto algas attiecības atšķirība joprojām būtu nozīmīga. Tādējādi jāsecina, ka Rīgas iedzīvotāji aplūkotajā periodā par dzīvokļiem maksāja relatīvi vairāk nekā citu ES valstu iedzīvotāji.



2.10. att. Sērijveida dzīvokļu 1 m<sup>2</sup> vidējās cenas Rīgas mikrorajonos un strādājošo neto darba algas attiecība mēnesī

Ratio of average 1 m<sup>2</sup> price of standard type apartments in Riga microregions and net monthly wage

Datu avoti: Latio, 2007; CSP.



2.11. att. Dzīvokļa 1 m<sup>2</sup> cenas galvaspilsētā un bruto algas attiecība 2005. gadā

Ratio of average 1 m<sup>2</sup> price of apartments in capital and gross monthly wage in 2005

Datu avots: CEPI

Raugoties uz Latvijas dzīvokļu tirgus attīstību 2006. gadā, jāsecina, ka, dzīvokļu cenām turpinot pieaugt straujāk par ienākumiem, cenu korekcija bija pamatots rezultāts līdzīgi, kā tas notika Lietuvā un Igaunijā. No vienas puses, nekustamā īpašuma cenas Lietuvā ietekmēja Eiropas Komisijas lēmums Lietuvas pievienošanās eiro zonai pārcelt uz vēlāku laiku. Daudzi, un vispirms jau spekulanti, cerēja, ka Lietuvas iekļaušana eiro zonā izraisīs tādu pašu cenu kāpumu kā pievienošanās ES. Taču tas nenotika, un īstermiņa investori sāka atbrīvoties no saviem aktīviem. Taču, no otras puses, runas par to, ka Lietuvas tirgus ir tuvu stabilizācijai, sākās jau 2005. gada beigās. Piedāvājuma apjoms Lietuvas tirgū palielinājās, bet vienlaikus darījumu skaits saruka un, salīdzinot 2006. gada pēdējo mēnešu datus ar iepriekšējā gada



rādītājiem, bija samazinājies divkārt (*Statistics Lithuania*). Starpība starp otrreizējā tirgus objektu un jaunbūvju cenu veidoja 20–25%, bet pēc vairāku nekustamā īpašuma ekspertu atzinuma, vajadzētu būt 35–40%. Tomēr, ņemot vērā pieaugošās būvniecības izmaksas, jauno platību palētināšanās daudzstāvu mājās bija maz ticama.

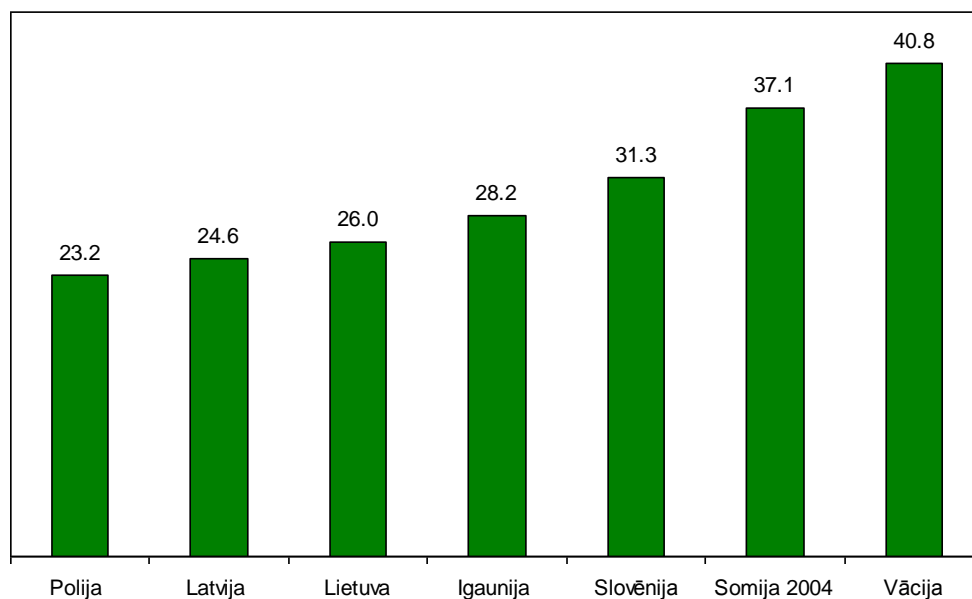
Igaunijā situācija nekustamā īpašuma tirgū bija ļoti līdzīga situācijai Lietuvā. Jau 2006. gada nogalē Igaunijā novērota stagnācija jaunbūvju sektorā un sērijveida projektu mājokļu cenu krišanās. Sērijveida dzīvokļu cenas kritās straujāk nekā Lietuvā. Piedāvājuma apjoms Igaunijā palielinājās trīs reizes, un spekulanti pamazām izbeidza savu biznesu. Dzīvokļu cenu starpība jaunbūvēs un otrreizējā tirgū Tallinā 2006. gada beigās veidoja 30–35% (*Statistics Estonia*).

Pamatojoties uz Latvijas dzīvokļu tirgum iepriekš veikto analīzi, var secināt, ka 2006. gadā bija vairākas pazīmes, kas liecināja par drīzu dzīvokļu cenu stabilizāciju vai pat lejupvērstu korekciju. Pirmkārt, 2006. gadā ievērojami palielinājās sērijveida dzīvokļu piedāvājums tirgū un to ekspozīcijas periods. Tas liecina, ka daļa dzīvokļu īpašnieku, kas iepriekš ieņēma nogaidošu pozīciju, cerot nopelnīt uz cenu pieauguma rēķina, 2006. gada 2. pusē apzinājās reālo situāciju un centās realizēt savus īpašumus pirms cenu krišanās, savukārt otra daļa bija tie dzīvokļu īpašnieki, kuri no sērijveida dzīvokļiem pārcēlās uz jauniem mājokļiem. Otrkārt, dzīvokļu cenu pieaugums ievērojami apsteidza vidējās darba algas pieaugumu, un, ņemot vērā to, ka iepriekšējos gados dzīvokļus pārsvarā iegādājās augstāko ienākumu grupu iedzīvotāji, turpmāka cenu un algu pieauguma tempa disproporcija vēl vairāk izstumtu no tirgus potenciālos kredītņēmējus ar zemākiem ienākumiem. Visbeidzot, lai gan viedokļi par gaidāmo krīzi nekustamā īpašuma tirgū bija atšķirīgi, dzīvokļu tirgus eksperti vienprātīgi atzina, ka padomju laikos būvētajiem sērijveida mājokļiem gaidāma cenu stabilizēšanās vai samazināšanās, jo vairākumam māju ekspluatācijas termiņš ir 40–60 gadu un tām ir liels siltumenerģijas patēriņš.

### **2.3. Neapmierinātā dzīvokļu pieprasījuma novērtējums**

Šajā sadaļā analizēts neapmierinātais pieprasījums pēc dzīvojamā fonda Latvijā 2006. gadā. Šim nolūkam salīdzināts Latvijas dzīvojamais fonds uz vienu iedzīvotāju un mājokļu cenu kāpums ar Igaunijas un Slovēnijas attiecīgajiem rādītājiem un novērtēts, cik mājokļu Latvijā vēl bija jāuzbūvē, lai notiktu cenu stabilizācija. Igaunija un Slovēnija salīdzinājumam ar Latviju izvēlētas tā apsvēruma dēļ, ka abās valstīs dzīvojamais fonds uz vienu iedzīvotāju bija augstāks nekā Latvijā, savukārt mājokļu cenu kāpuma temps bija ievērojami zemāks jeb tuvu stabilizācijai.

Baltijas valstīs dzīvojamais fonds uz vienu iedzīvotāju bija visai līdzīgs (sk. 2.12. att.). Augstākais līmenis bija Igaunijā (28.2 m<sup>2</sup> uz vienu iedzīvotāju), tai sekoja Lietuva (26.0 m<sup>2</sup>) un Latvija (24.6 m<sup>2</sup>). Salīdzinājumā ar ES15 valstīm šis rādītājs bija aptuveni divas reizes zemāks. Tādējādi varēja secināt, ka, ceļoties iedzīvotāju labklājības līmenim un attīstoties hipotekārajai kreditēšanai, dzīvokļu pieprasījums augs un ilgtermiņa perspektīvā Baltijas valstis sasniegs ES15 valstu līmeni. Savukārt vidējā un īsā termiņā sprādzienveidīgs pieprasījuma kāpums nebija gaidāms, jo Baltijas valstu iedzīvotāju ienākumi salīdzinājumā ar ES15 valstīm joprojām bija ļoti zemi.



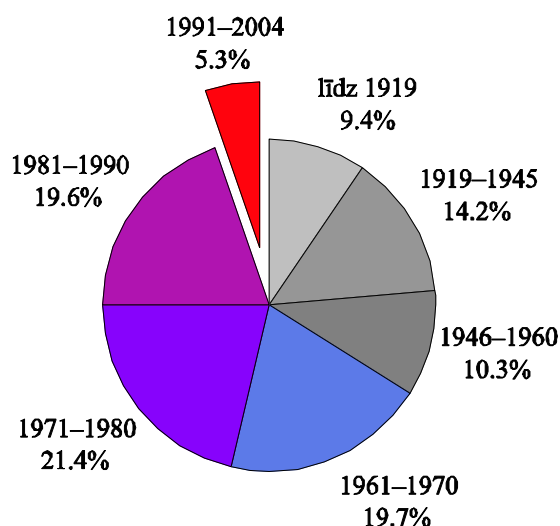
2.12. att. **Dzīvojamais fonds vidēji uz vienu iedzīvotāju 2005. gadā (m<sup>2</sup>)**

*Average housing stock per capita in 2005 (m<sup>2</sup>)*

Datu avots: ES15 valstu statistikas iestādes

Saskaņā ar ekonomikas teoriju, preces cenu nosaka pieprasījums un piedāvājums. Pētot Baltijas valstu tirgu, tika noskaidrots, ka augstākās dzīvokļu cenas bija tieši Latvijā, kas varētu liecināt par to, ka mūsu valstī dzīvokļu pieprasījums ievērojami pārsniedza piedāvājumu. Lai pārlicinātos, vai izvirzītais pieņēmums atbilst patiesībai, tika savākta oficiālā būvniecības un dzīvojamā fonda statistika par visām trim Baltijas valstīm. Īpaša uzmanība pievērsta šādiem rādītājiem:

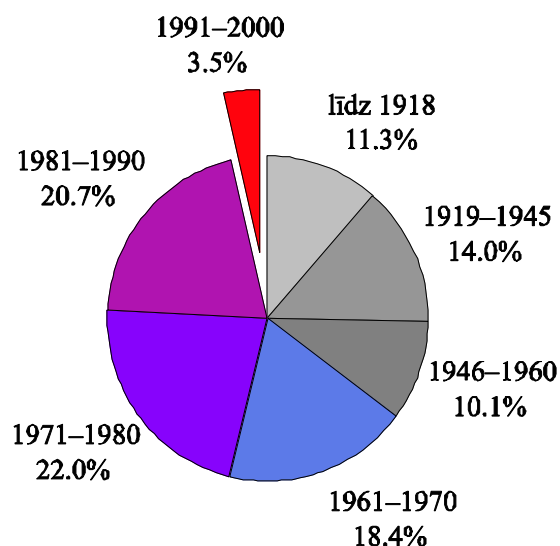
- 1) mājokļu struktūra pēc uzbūves gada – jauno dzīvokļu īpatsvars kopējā dzīvojamā fondā;
- 2) uzbūvēto dzīvokļu skaits uz 1 000 iedzīvotājiem;
- 3) daudzdzīvokļu māju būvniecībai izsniegto būvatļauju paredzamā jauda (tūkst. m<sup>2</sup>).



2.13. att. Mājokļu sadalījums pēc uzcelšanas perioda Igaunijā 2004. gadā

*Housing by year of construction in Estonia, 2004*

Datu avots: Igaunijas Statistikas birojs



2.14. att. Mājokļu sadalījums pēc uzcelšanas perioda Latvijā 2000. gadā

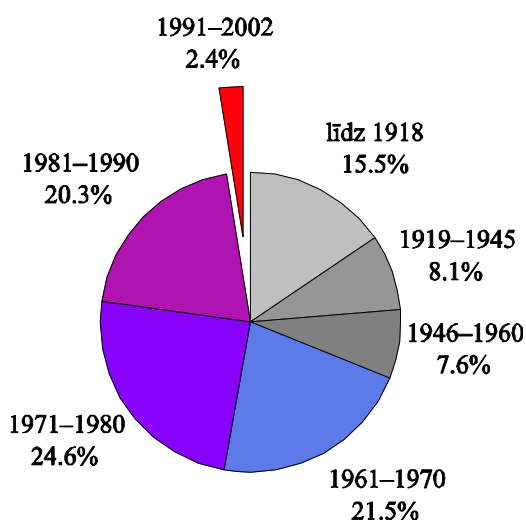
*Housing by year of construction in Latvia, 2000*

Datu avots: CSP

Latvijas, Igaunijas un Lietuvas mājokļu struktūras pēc uzbūvēšanas gada salīdzinājums liecina, ka vislielākais jauno mājokļu īpatsvars bija Lietuvā – saskaņā ar Lietuvas Statistikas departamenta datiem pēc 1995. gada tika uzbūvēti 12.3% no kopējā dzīvojamā fonda. Diemžēl Lietuvai dati par mājokļu sadalījumu pēc uzcelšanas perioda nebija pieejami. Lietuvā pēc neatkarības atgūšanas saglabājās rūpnīcas, kas ražoja māju paneļus, tāpēc turpinājās dzīvojamā fonda atjaunošana. Aplūkojot CSP publicētos datus, varētu secināt, ka Latvijā jauno (pēc 1991. gada uzbūvēto) mājokļu īpatsvars bija viszemākais – 3.5% (sk. 2.14. att.), t.sk. Rīgā – 2.4% (sk. 2.15. att.). Taču šāds secinājums būtu kļūdainis, jo CSP dati par jauno mājokļu īpatsvaru Latvijā pieejami līdz 2000. gadam. Apkopojot datus par ekspluatācijā nodotajām dzīvojamām platībām līdz 2006. gadam, izriet, ka Latvijā jauno mājokļu īpatsvars

(uzbūvēti 1991.–2006. gadā) bija 8.3% no kopējā dzīvojamā fonda. Apkopojot attiecīgos datus par Igauniju, iegūst šajā periodā (1991.–2006. gadā) uzbūvēto mājokļu īpatsvaru 6.2% kopējā dzīvojamā fondā. Lai gan jauno mājokļu īpatsvars Latvijā bija augstāks nekā Igaunijā, 2006. gada 2. pusgadā Tallinas centrā dzīvokļu cenas bija stabilizējušās, bet vecā tipa dzīvokļiem pat kritušās par 10–20%, savukārt Rīgā cenas turpināja augt. Tādējādi var secināt, ka dzīvojamais fonds nebija noteicošais cenu stabilizācijas rādītājs un būtisks pieprasījuma uzturēšanas faktors bija iedzīvotāju maksātspēja.

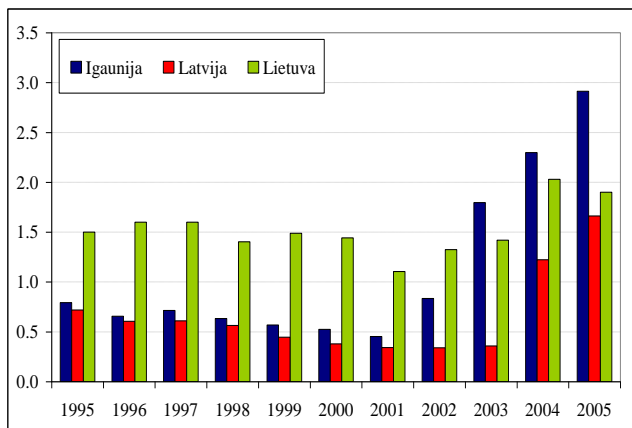
Uzbūvēto dzīvokļu skaits uz 1 000 iedzīvotājiem 1995.–2005.gadā Latvijā bijis viszemākais Baltijas valstīs (sk. 2.16. att.). Faktiski mājokļu būvniecība atsākās tikai 2004. gadā, jo iepriekšējos gados tika būvēti tikai ekskluzīvie projekti. Atšķirībā no kaimiņvalstīm Latvijas pašvaldības dzīvokļu celtniecību neatbalstīja un gandrīz necēla tipveida mājas. Arī hipotekārā kreditēšana Latvijā sāka attīstīties vēlāk nekā Igaunijā, tāpēc nebija maksātspējīgā pieprasījuma. 2006. gadā Latvijā bija plānots nodot ekspluatācijā aptuveni 6 000 dzīvokļu (2.6 dzīvokļi uz 1 000 iedzīvotājiem), bet tas tomēr nebija pietiekami, lai sasniegtu kaimiņvalstu līmeni.



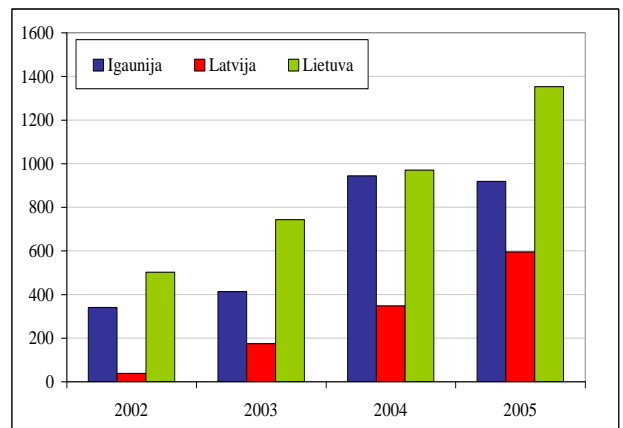
2.15. att. Mājokļu sadalījums pēc uzcelšanas perioda Rīgā 2002. gadā

*Housing by year of construction in Riga, 2002*

Datu avots: CSP



2.16. att. Eksploatācijā nodoto dzīvokļu skaits uz 1 000 iedzīvotājiem  
Number of finished apartments per 1 000 inhabitants



2.17. att. Daudzdzīvokļu māju būvniecībai izsniegto būvatļauju paredzētā jauda (tūkst. m<sup>2</sup>)  
Envisaged capacity of building permits granted for multi-dwelling buildings (thsd m<sup>2</sup>)

Datu avoti: Igaunijas Statistikas birojs, CSP, Lietuvas Statistikas departaments

Izsniegto būvatļauju paredzētā jauda visās Baltijas valstīs 2002.–2006. gadā būtiski palielinājās. Igaunija gandrīz sasniedza Lietuvas līmeni, bet Latvija, neraugoties uz jaudas kāpumu, joprojām atpalika (sk. 2.17. att.).

Tādējādi dzīvokļu cenu kāpumu no 2004. gada līdz 2007. gada aprīlim Latvijā uzturēja nepietiekamais piedāvājums. Pieņemot, ka dzīvojamā fonda piedāvājumam bija jāsasniedz noteikts līmenis, lai cenas stabilizētos, autore aprēķināja, cik mājokļu pēc 2006. gada vēl bija jāuzbūvē. Lai novērtētu neapmierinātā pieprasījuma apjomu, tika salīdzināts dzīvokļu cenu kāpums un dzīvojamais fonds uz vienu iedzīvotāju Latvijā, Igaunijā un Slovēnijā. 2006. gada otrajā pusē pārdošanā esošo dzīvokļu cenu vērtē ņemamas pārmaiņas Tallinas centrā nebija novērotas, bet vecā tipa dzīvokļu cenu kritums Tallinas mikrorajonos sasniedza pat 10–20% (*Ober-Haus Real Estate*). Dzīvojamais fonds uz vienu iedzīvotāju Igaunijā 2006. gadā bija 28.5 m<sup>2</sup> (*Statistics Estonia*). Savukārt Rīgā sērijveida dzīvokļa 1 m<sup>2</sup> vidējā cena 2006. gada decembrī salīdzinājumā ar iepriekšējā gada atbilstošo periodu pieauga par 69% (*Latio*), bet dzīvojamais fonds 2006. gada beigās bija 25.1 m<sup>2</sup> uz vienu iedzīvotāju (CSP). Tāpēc, lai sasniegtu dzīvojamo fondu uz vienu iedzīvotāju 2006. gada Igaunijas līmenī, proti, 28.5 m<sup>2</sup>, un samazinātu cenu kāpumu, autore aprēķināja, ka Latvijā vēl bija jāuzbūvē 7.8 milj. m<sup>2</sup> dzīvojamās platības. Pieņemot, ka 2006. gada nogalē būvniecības jaudas bija pilnībā noslogotas, un saglabājoties 2006. gadā eksploatācijā nodotās dzīvojamās platības apjomam, autore aprēķināja, ka Latvija sasniegs Igaunijas līmeni pēc 8.7 gadiem. Ja dzīvojamās platības apjoms katru gadu pieaugtu par 10% vai 20% (piemēram, ievēdot darbaspēku un pieaugot jaudām), Latvija sasniegtu Igaunijas līmeni attiecīgi 6 vai 5 gadus (sk. 2.1. tabulu).

**Gadu skaits, kas nepieciešams, lai Latvija sasniegtu Igaunijas un Slovēnijas līmeni ar dažādu ekspluatācijā nodoto dzīvojamo platību pieauguma tempu (gadu skaits)**

*Number of years necessary for Latvia to catch up with Estonia and Slovenia under various growth rates of finished apartments (number of years)*

	<i>Ekspluatācijā nodoto dzīvojamo platību gada pieauguma temps (%)</i>		
	<i>0</i>	<i>10</i>	<i>20</i>
<i>Lai sasniegtu Igaunijas līmeni</i>	<i>8.7</i>	<i>6.1</i>	<i>4.9</i>
<i>Lai sasniegtu Slovēnijas līmeni</i>	<i>15.8</i>	<i>9.4</i>	<i>7.1</i>

Datu avots: CSP un CEPI dati, autores aprēķini

Slovēnijā 2006. gadā dzīvokļu cenas pieauga par 6%, bet dzīvojamais fonds 2006. gadā sasniedza 31.3 m<sup>2</sup> uz 1 iedzīvotāju (*Statistical Office of the Republic of Slovenia*). Tātad Latvijā bija jāuzbūvē 14.3 milj. m<sup>2</sup> dzīvojamās platības, lai panāktu Slovēnijas līmeni, kuru ar 2006. gadā esošajām būvniecības jaudām varētu sasniegt pēc 16 gadiem. Ja ekspluatācijā nodoto dzīvojamo platību apjoms katru gadu pieaugtu par 10% vai 20%, Latvijai būtu nepieciešami attiecīgi 9 vai 7 gadi.

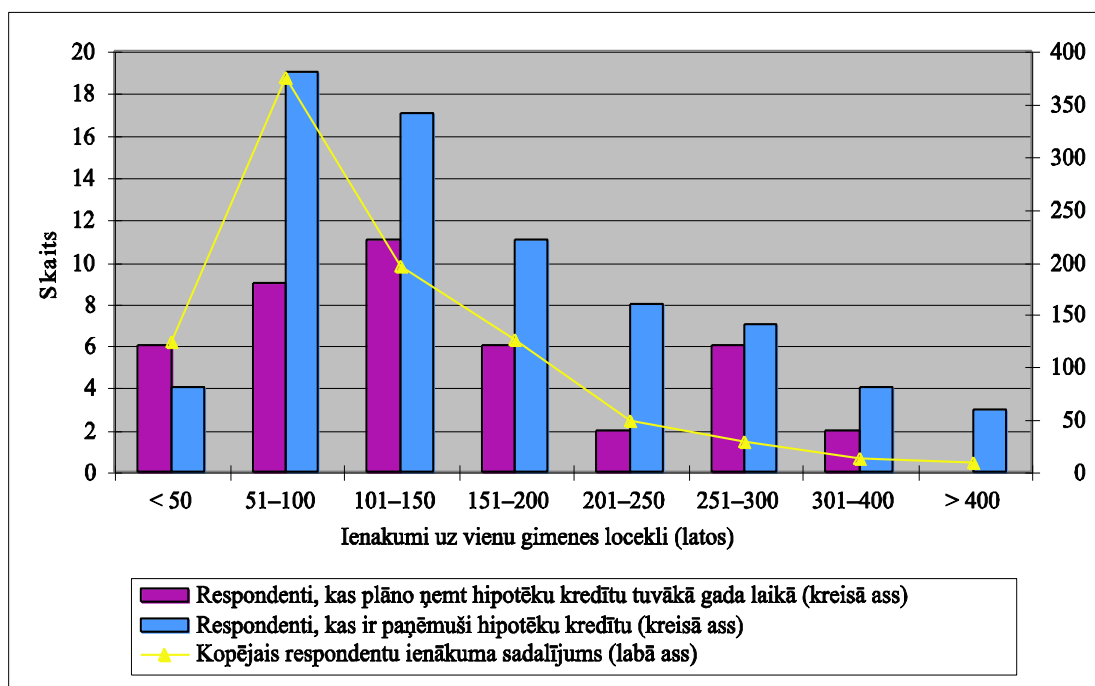
No vienas puses, pamatojoties uz dotajiem aprēķiniem, bija jāpaiet vairākiem gadiem, lai dzīvojamā fonda piedāvājums Latvijā sasniegtu pieprasījumu, tādēļ, no piedāvājuma un pieprasījuma aspekta raugoties, dzīvokļu cenām pēc 2006. gada bija jāpieaug, un reālām pārmaiņām, t.i., cenu stabilizācijai, bija jānotiek tikai pēc dažiem gadiem. Taču, no otras puses, cenu pārmaiņas lielā mērā bija atkarīgas no maksātspējīgā pieprasījuma potenciāla, kas, kā liecina turpmākie aprēķini, 2006. gadā bija visai ierobežots un kuru būtiski ietekmēja cenu un algu pieauguma tempu atšķirības.

#### **2.4. Maksātspējīgā pieprasījuma potenciāla novērtējums**

Lai noskaidrotu nekustamā īpašuma tirgus potenciālu 2006. gadā maksātspējīgā pieprasījuma kontekstā, tika izmantoti mārketinga pētījumu un konsultāciju aģentūras SIA *Market Lab* 2006. gada jūnijā veiktās iedzīvotāju aptaujas „Nauda un banku sistēma Latvijā” dati. Kopumā tika aptaujāti 1000 respondenti no visiem Latvijas reģioniem. Respondentiem tika uzdoti 74 jautājumi par Latvijas ekonomiskās situācijas vērtējumu, inflāciju, kredītiem, ģimenes ienākumiem, Latvijas bankas jubilejas monētām un naudas drošību, attieksmi pret eiro ieviešanu Latvijā. Tā kā anketa ir visai apjomīga, 3. pielikumā ir sniegti tie aptaujas jautājumi (19.-27. jautājums), kas izmantoti promocijas darbā maksātspējīgā pieprasījuma un potenciālo mājokļa kredīta ņēmēju novērtēšanā. No visiem respondentiem tika atlasītas divas grupas: pirmajā grupā iekļauti tie, kas jau bija paņēmuši hipotēku kredītu (83 cilvēki),

savukārt otrajā grupā iekļauti respondenti, kas plānoja ņemt hipotēku kredītu tuvākā gada laikā (51). No abām grupām izslēgti tie, kas nespēja definēt savu ienākumu grupu un izvēlējās atbildi "grūti pateikt" vai neatbildēja (10 respondentu no tiem, kuriem ir hipotēku kredīts, un divi no tiem, kuri plānoja ņemt kredītu papildus iepriekš dzēstajiem kredītiem).

Ienākumu sadalījums šajās grupās atspoguļots 2.18. attēlā.



### 2.18. att. Respondentu attieksme pret hipotekāro kredītēšanu

*Attitude of respondents with respect to mortgage lending*

Datu avots: Market Lab iedzīvotāju aptaujas dati

Tā kā aktīva hipotekārā kredītēšana bija vērojama jau vairākus gadus (saskaņā ar aptaujas rezultātiem līdz aptaujas brīdim no 1 000 respondentiem hipotēku kredīts bija 83 cilvēkiem) un tuvākā gada laikā 51 respondents plānoja ņemt hipotēku kredītu, kā arī ņemot vērā izlases reprezentativitāti, autore secināja, ka tirgus potenciāls vēl bija diezgan liels. Pēc ienākumu sadalījuma redzams, ka kredītņēmēji galvenokārt bija iedzīvotāji ar samērā zemiem ienākumiem (51-100 latu uz vienu ģimenes locekli). Savukārt tie iedzīvotāji, kuri plānoja ņemt kredītu, pārsvarā bija iedzīvotāju grupā ar 101-150 latu ienākumiem uz vienu ģimenes locekli. Šo potenciālo kredītņēmēju augstāki ienākumi uz vienu ģimenes locekli salīdzinājumā ar aptaujas brīdī jau esošajiem kredītņēmējiem varēja būt pamatojami ar gaidāmo mājokļu cenu kāpumu, jo cilvēkiem, kas vēlējas ņemt kredītu, bija jānodrošina lielāka pirmā iemaksa un jābūt lielākiem ienākumiem, lai kredīta atmaksas periodā varētu atļauties augstākus ikmēneša maksājumus. No vienas puses, tas liecināja, ka tuvākajā laikā tirgus potenciāls bija pietiekams, lai vismaz uzturētu tābrīža cenu līmeni (tirgū ienākošajiem kredītņēmējiem bija lielāki ienākumi nekā iepriekš), taču, no otras puses, šādi samazinājās potenciālo pircēju skaits ar zemāku ienākumu līmeni.

Jāatzīst gan, ka tik zems gan esošo, gan potenciālo kredītņēmēju uzrādītais ienākumu līmenis lika apšaubīt datu patiesumu, netieši norādot uz to, ka iedzīvotāji apzināti vai neapzināti nenorādīja visus ienākumu avotus (prēmijas, pabalstus, stipendijas, pensijas, gadījuma ienākumus u.c.), tāpēc ienākumi uz vienu ģimenes locekli, iespējams, bija novērtēti pārāk zemu.

Lai noskaidrotu faktorus, kas mudināja izlemt par hipotēku kredīta nepieciešamību, tika lietots loģistiskais modelis.

Ja  $P_i$  ir varbūtība, ka notikums  $Y$  realizējas ( $Y = 1$ ), un atbilstoši  $(1 - P_i)$  – varbūtība, ka notikums  $Y$  nerealizējas ( $Y = 0$ ), tad notikuma  $Y$  matemātiskā cerība

$$E(Y = 1) = P_i \quad (3).$$

Pieņemsim, ka  $P_i$  ir varbūtība, ka indivīds pieņem lēmumu ņemt hipotēku kredītu. Ja ar  $X_{1i}, \dots, X_{ki}$  apzīmē rādītājus, kas ietekmē indivīda lēmumu ņemt kredītu, t.i.,  $Y = 1$ , tad, izmantojot loģistiskā sadalījuma funkciju, kredīta ņemšanas varbūtību var definēt šādi:

$$P_i = E(Y = 1 | X_{1i}, \dots, X_{ki}) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki})}} \quad (4).$$

Izmantojot (4) vienādojumu, varbūtība, ka kredīts netiks ņemts, ir attiecīgi:

$$1 - P_i = \frac{1}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki}}} \quad (5).$$

Tādējādi pretēju gadījuma notikumu varbūtību attiecību, ka indivīds ir ņēmis kredītu, pret varbūtību, ka nav ņēmis kredītu, var uzrakstīt šādi:

$$\frac{P_i}{1 - P_i} = \frac{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki}}}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki})}} = e^{\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki}} \quad (6).$$

Piemēram, ja varbūtība, ka indivīds ir ņēmis kredītu, ir 0.8, tad pretēju gadījuma notikumu varbūtību attiecība, ka indivīds ir ņēmis kredītu, pret varbūtību, ka nav ņēmis, ir 0.8 pret 0.2, jeb 4 pret 1.

Logaritmējot (6) vienādojuma abas puses, iegūstam šādu izteiksmi:

$$L_i = \ln\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki} \quad (7).$$

Mainīgo  $L_i$  (7) vienādojumā sauc par *logit*, un pašu vienādojumu par loģistisko modeli. Loģistiskajam modelim ir spēkā šādas īpašības:

1. Varbūtība  $P$  var mainīties no 0 līdz 1, bet  $L$  (tādējādi arī  $\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki}$ ) var pieņemt jebkura reāla skaitļa vērtību.



2.  $L$  ir lineārs attiecībā pret  $X_{1i}, \dots, X_{ki}$ , lai arī varbūtības nav lineāras attiecībā pret  $X_{1i}, \dots, X_{ki}$ .
3. Ja  $L$  ir pozitīvs, tad tas nozīmē, ka, pieaugot regresoru vērtībām, to regresantu daļa, kuru patiesuma vērtība ir 1, palielinās. Ja  $L$  ir negatīvs, tad to regresantu daļa, kuru vērtība ir 1, samazinās, palielinoties regresoru vērtībai.
4. Parametrus  $\beta_1, \dots, \beta_k$  interpretē kā  $L$  izmaiņas, mainoties attiecīgi  $X_{1i}, \dots, X_{ki}$  par vienu vienību (Gujarati, 2003, 598-600).

Pielietojot *logit* modeli *Market Lab* aptaujas datiem un pārbaudot dažādas modeļa variācijas, tika noskaidrots labākais modelis, kas ietvēra nozīmīgus lēmuma pieņemšanas faktorus:

$$P(KREDITS = 1 | x_i, \beta) = \frac{e^{L_i}}{1 + e^{L_i}} \quad (8),$$

$$L_i = \beta_0 + \beta_1 * VECUMS + \beta_2 * NODARBOSANAS + \beta_3 * ALGA + \beta_4 * KVM \quad (9),$$

kur  $P$  ir varbūtība, ka indivīds ņēmis hipotekāro kredītu,  $VECUMS$  – respondenta vecums,  $NODARBOSANAS$  – fiktīvais mainīgais, kas ir 1 strādājošajiem vai 0 nestrādājošajiem: studentiem, pensionāriem, māsaimniecēm (šos rādītājus varētu uzskatīt par "obligātiem mainīgajiem", jo tās ir kategorijas, kuras bankas ņēma vērā, izsniedzot kredītus);  $ALGA$  – neto ienākums latos uz vienu ģimenes locekli,  $KVM$  – m<sup>2</sup> skaits uz vienu māsaimniecībā dzīvojošu personu.

Tika iegūti šādi vienādojuma rezultāti (iekavās norādīta  $z$ -statistika, visi mainīgie ir nozīmīgi, izmantojot 1% nozīmības līmeni):

$$L_i = -2.76 - 0.040 * VECUMS + 1.93 * NODARBOSANAS + 0.004 * ALGA - 0.042 * KVM \quad (10).$$

(-13.7)
(-10.2)
(12.5)
(9.94)
(-10.2)

$Z$ -testu pielieto lielās izlasēs (vairāk par 30 novērojumiem), lai noteiktu, vai izlases vidējais būtiski atšķiras no ģenerālās kopas vidējā.  $Z$ -statistiku aprēķina, izdalot izlases vidējā un ģenerālās kopas vidējā starpību ar izlases vidējā standartnovirzi. Aprēķināto statistiku salīdzina ar  $z$  tabulas kritiskajām vērtībām un izdara slēdzienu par izlases vidējā un ģenerālās kopas vidējā atšķirībām.  $Z$ -statistikai saistīts rādītājs ir  $p$ -vērtība, kas parāda, vai modelī iekļautais izskaidrojošais mainīgais ir nozīmīgs, proti, būtiski atšķiras no nulles. Ja  $p$ -vērtība ir tuvu nullei, attiecīgais izskaidrojošais jeb neatkarīgais mainīgais nozīmīgi ietekmē atkarīgo jeb pētāmo mainīgo. Pēc 4. pielikuma 4.1. tabulas rezultātiem redzams, ka visas  $p$ -vērtības ir nulles, tādējādi visi mainīgie – vecums, nodarbošanās, kvadrātmetru skaits un alga – būtiski ietekmēja varbūtību ņemt hipotekāro kredītu.

**Varbūtība ņemt hipotekāro kredītu atkarībā no indivīdu raksturojošiem faktoriem***Probability to take a housing loan depending on individual characteristics*

Vecums (gados)	30	30	25	25	25	25	25	25
Nodarbošanās (1=strādā, 0=nestrādā)	1	1	1	1	1	1	0	1
Alga (latos)	500	1000	400	400	1000	1000	1000	2000
Mājokļa platība (m <sup>2</sup> uz 1 ģimenes locekli)	50	50	30	60	25	50	50	18
$L_i$	-2.13	-0.13	-1.49	-2.75	1.12	0.07	-1.86	5.41
Varbūtība (P)	0.106	0.467	0.184	0.060	0.75	0.517	0.134	0.996

Datu avots: autores aprēķini

2.2. tabulā aprēķināta varbūtība ņemt hipotekāro kredītu atkarībā no indivīda vecuma, nodarbošanās, ienākuma uz vienu ģimenes locekli un mājokļa platības uz vienu ģimenes locekli. Tabulas otrās kolonnas dati parāda, ka 30 gadus jauns, strādājošs cilvēks ar 500 latu ienākumiem uz vienu ģimenes locekli un 50 m<sup>2</sup> platību uz vienu ģimenes locekli ņēma hipotekāro kredītu ar varbūtību 0.106. Citiem vārdiem, vidēji 11% gadījumu indivīdi ar šādiem raksturlielumiem pieņēma lēmumu par hipotekārā kredīta ņemšanu. Ja šī paša indivīda ienākumi uz vienu ģimenes locekli pieauga no 500 līdz 1000 latiem (trešā kolonna), varbūtība paņemt kredītu pieauga vairāk kā četras reizes. Ceturtās un piektās kolonnas salīdzinājums parāda, ka 25 gadus jaunam, strādājošam cilvēkam ar 400 latu ienākumiem uz vienu ģimenes locekli, platībai uz vienu ģimenes locekli pieaugot no 30 m<sup>2</sup> līdz 60 m<sup>2</sup>, varbūtība paņemt hipotekāro kredītu samazinājās trīskārt (no 18% līdz 6%). Savukārt pie augstākiem ienākumiem (1000 latu), platībai pieaugot no 25 līdz 50 m<sup>2</sup>, kredīta ņemšanas varbūtība samazinājās mazāk kā divas reizes (no 75% 6. kolonnā līdz 52% 7. kolonnā). Dotie aprēķini pierāda, ka tādu indivīdu raksturojošo rādītāju kā ienākumu un mājokļa platības izmaiņu robežefekti uz kredīta ņemšanas lēmumu nebija konstanti, bet gan samazinājās jeb kļuva zemproporcionāli pie augstākām rādītāju vērtībām. Turpretī nodarbošanās statusa maiņa, proti, pārejot no strādājoša nestrādājoša statusā būtiski samazināja varbūtību ņemt kredītu. To var secināt, salīdzinot 2.2. tabulas 7. un 8. kolonnu. Salīdzinoši gados jaunam cilvēkam ar augstiem ienākumiem varbūtība ņemt kredītu samazinājās no 52% līdz 13%, ja cilvēks zaudēja darbu. Visbeidzot, 9. kolonnā atspoguļots gadījums, kad varbūtība ņemt kredītu bija ļoti augsta (99.6%). Tas raksturīgs gados jaunam, strādājošam indivīdam ar augstiem ienākumiem uz vienu ģimenes locekli un nelielu mājokļa platību uz vienu ģimenes locekli. Zīmīgi piebilst, ka pat pie būtiski augstākiem ienākumiem un vēl mazākas mājokļa platības kredīta ņemšanas varbūtība tuvojas vienam jeb 100%, taču nepārsniedz to, kas atbilst varbūtības vērtības definīcijas intervālam robežās no nulles līdz vienam.

Koeficientus pie izskaidrojošiem mainīgajiem var interpretēt arī aplūkojot koeficientu attiecības. Piemēram,  $m^2$  skaita uz vienu mājsaimniecības locekli un ienākuma uz vienu ģimenes locekli attiecība ir aptuveni  $-10$ . Nav pārsteidzoši, ka skaitlis ir lielāks par 1, jo ienākumi uz vienu ģimenes locekli vidēji ir augstāki par  $m^2$  skaitu uz vienu mājsaimniecības locekli. Iegūtā attiecība nozīmē, ka aptuveni vienāda ietekme uz vēlmi ņemt kredītu bija dzīvojamās platības samazinājumam par  $10 m^2$  uz vienu personu un ienākuma uz vienu ģimenes locekli pieaugumam par 100 latu. Līdzīgi salīdzinot vecuma un algas uz vienu ģimenes locekli koeficientus, iegūst attiecību  $-10$ . Tādējādi aptuveni vienāda ietekme uz vēlmi ņemt kredītu bija ienākuma uz vienu ģimenes locekli pieaugumam par 10 latu un vecuma samazinājumam par 1 gadu. Nodarbošanās un  $m^2$  skaita uz vienu mājsaimniecības locekli koeficientu attiecība ir aptuveni  $-46$ , proti, indivīda pāreja strādājošā statusā un dzīvojamās platības samazinājums par  $46 m^2$  uz ģimenes locekli līdzvērtīgi ietekmēja vēlmi ņemt kredītu.

Ar (10) vienādojuma palīdzību iespējams arī pārbaudīt, cik pamatoti bija spriest par nekustamā īpašuma tirgus attīstību pēc 2006. gada, pamatojoties uz datiem par  $m^2$  skaitu uz vienu iedzīvotāju. Lai to pārbaudītu, izmantots varbūtības proporcijas (*likelihood ratio*) testu, kurā testēta ierobežotā modeļa versija bez mainīgā lieluma ALGA pret neierobežoto versiju ar mainīgo lielumu ALGA, tādējādi nosakot, vai ALGA vienādojumā ir kļūdaini neiekļauts mainīgais. 2.3. tabulā atspoguļotie rezultāti parāda, ka testa varbūtība ir 0.0046, tādēļ, ja nozīmības līmenis ir 5%, ALGA tomēr ir nepieciešams mainīgais vienādojumā. Tādējādi var secināt, ka mājokļa platība varēja ietekmēt lēmumu ņemt hipotēku kredītu tikai ar nosacījumu, ja cilvēkam bija arī pietiekami ienākumi.

2.3. tabula

### Kļūdaini neiekļauto mainīgo pārbaude

*Omitted variables test*

Kļūdaini neiekļautie mainīgie: ALGA

F-statistika	8.065324	Varbūtība F(1,814)	0.004625
Log LR	4.040373	Varbūtība hī-kvadrāts (1)	0.044424

Kopumā šie dati ļāva secināt, ka tad, ja tautsaimniecībā nenotiek nekādi satricinājumi, gada laikā no aptaujas brīža, proti, līdz 2007. gada vidum, nozīmīgas pārmaiņas nekustamā īpašuma tirgū bija maz ticamas, jo aptaujas brīdī vēl bija diezgan liela jauna patērētāju grupa, kas apsvēra iespēju iegādāties nekustamo īpašumu. Jāatzīmē gan, ka šāda situācija bija 2006. gada jūnijā. Taču, nekustamā īpašuma cenām turpinot pieaugt, tas samazinātu hipotēku kredīta gribētāju skaitu. Tāpat pastāvēja arī iespēja, ka liela daļa personu, kas iecerēja "tuvākā

gada laikā ņemt kredītu", jau bija piesaistītas kādam projektam un tādējādi visai maz saistīta ar cenām nākotnē.

Rezultāti, kas iegūti, izmantojot *logit* modeli, atbilst intuitīvi gaidītajiem. Cilvēku vēlme ņemt kredītu visvairāk bija atkarīga no faktoriem, kurus *ex ante* varēja sagaidīt: no tā, vai cilvēks bija nodarbināts, no viņa vecuma, algas un dzīves apstākļiem (dzīvokļa platības).

Interesanti, ka neviens no "subjektīvajiem" rādītājiem (kas arī iegūti no minētās aptaujas un tika lietoti kā fiktīvie mainīgie) neparādījās sakarībā kā nozīmīgs rādītājs: subjektīvā apmierinātība ar dzīvokļa platību, infrastruktūru, mājokļa tehnisko stāvokli un sociālo vidi nebija svarīgi (statistiski nozīmīgi) iemesli, lai izšķirtos par to, ka nepieciešams kredīts. Nozīmes nebija arī tam, cik ģimenē bija bērnu un cik mājsaimniecībā pieaugušo (tika izmantots fiktīvais mainīgais  $-1$ , ja mājsaimniecībā bija vairāk nekā 2 pieaugušie,  $0$  – ja nav, tādējādi testējot, vai nozīmīga ietekme bija vēlmei nedzīvot kopā ar vecākiem un līdzīgiem faktoriem). Galvenie faktori, kas izrādījās ļoti nozīmīgi gandrīz jebkurā regresijas specifikācijā, bija  $m^2$  skaits uz vienu ģimenes locekli un ienākumi.

Izmantojot iepriekš iegūtos varbūtības testa rezultātus, var apgalvot, ka nebija korekti izdarīt secinājumus par turgus nākotni tikai no " $m^2$  skaita uz iedzīvotāju" un tā, cik ļoti Latvijā šis rādītājs atpalika no citām valstīm. Kļūdaini neiekļautā algas mainīgā tests pierādīja, ka  $m^2$  skaits uz iedzīvotāju bija svarīgs faktors tikai tad, ja cilvēkam bija arī pietiekami ienākumi. Respektīvi, salīdzināt Latvijas un kādas citas valsts " $m^2$  skaitu uz iedzīvotāju" var tikai tad, ja vienlaikus izdara pieņēmumus par algas konvergenci un implikatīvi par konverģences procesiem vispār.

### **Iespējas: nekustamā īpašuma cenu atbilstība ienākumiem**

Izmantojot SIA *Market Lab* veiktās iedzīvotāju aptaujas datus, bija iespēja izdarīt arī indikatīvus secinājumus par to, cik lielā mērā iedzīvotāju ienākumi atbilda tābrīža nekustamā īpašuma cenu līmenim. Šajā nolūkā tika noteikta rādītāja " $m^2$  skaits uz vienu ģimenes locekli" zemākā robeža, ko ģimene bija ar mieru akceptēt, iegādājoties jaunu mājokli. Šādas robežas noteikšana ir reālistisks pieņēmums, jo tā arī faktiski tika pieņemts lēmums, iegādājoties jaunu mājokli (piemēram, triju cilvēku ģimene diez vai iegādātos vienistabas vai mazu dzīvokli. Ja neko atbilstošu ģimenes lielumam tā nevar atļauties, visdrīzāk turpinās dzīvokli īrēt). Tehniski tas nepieļauj iespēju pieprasījumam kļūt bezgalīgam (kur galējās situācijās patērētāji būtu gatavi ar 40 gadu kredīta palīdzību pirkt  $1 m^2$  mājokļa). Promocijas darbā pieņemts, ka "zemākā akceptējamā robeža" bija  $20 m^2$  uz vienu ģimenes locekli. Tātad mājsaimniecība izlēma par jauna mājokļa iegādi tad, ja divu personu mājsaimniecība varēja iegādāties vismaz  $40 m^2$  mājokli, triju personu mājsaimniecība –  $60 m^2$ , četru personu

mājsaimniecība – 80 m<sup>2</sup> utt. Šāds pieņēmums ļauj izdarīt secinājumus par to, kādiem bija jābūt ienākumiem uz vienu mājsaimniecības locekli, lai iegādātos atbilstošu platību. Ienākumu aprēķināšanai tika izvirzīti aptaujas brīdī šādi banku politikai raksturīgi pieņēmumi:

- 1) banka izsniedza kredītu, ja kredītņēmēja mēneša maksājumi nepārsniedza 40% no mājsaimniecības neto ienākumiem;
- 2) banka piešķīra kredītu 80% apmērā no īpašuma vērtības;
- 3) ilgtermiņa procentu likme – 5% gadā;
- 4) ikgadējie apdrošināšanas maksājumi – 0.14% gadā;
- 5) kredīts tika izsniegts ar fiksētu mēneša maksājumu (dilstošu procentu maksājumu daļu un augošu pamatsummas maksājumu daļu);
- 6) kredīts tika izsniegts uz 25 gadiem.

Lai salīdzinātu ar ienākumu sadalījumu, tika izmantota Rīgas mikrorajonu sērijveida dzīvokļu m<sup>2</sup> vidējā cena aptaujas veikšanas brīdī 2006. gada jūnijā. Šā perioda dati bija pieejami gan par ienākumu sadalījumu, gan arī par nekustamā īpašuma cenām. Tajā laikā dzīvokļu cenas bija aptuveni 1 200 eiro/m<sup>2</sup> (*Latio*), un ienākumu sadalījums atspoguļots 2.19. attēlā.

Kādi bija nepieciešamie ikmēneša ienākumi, lai nopirktu 20 m<sup>2</sup> dzīvojamās platības uz vienu mājsaimniecības locekli? Izmantojot 1)–6) pieņēmumus un piemērojot aprēķinos valūtas kursu 1 eiro = 0.7028 lati, autore aprēķināja, ka nepieciešamie minimālie ienākumi bija 206 lati (sk. 2.4. tabulu).

2.4. tabula

### Ģimenes minimālo ikmēneša ienākumu aprēķins

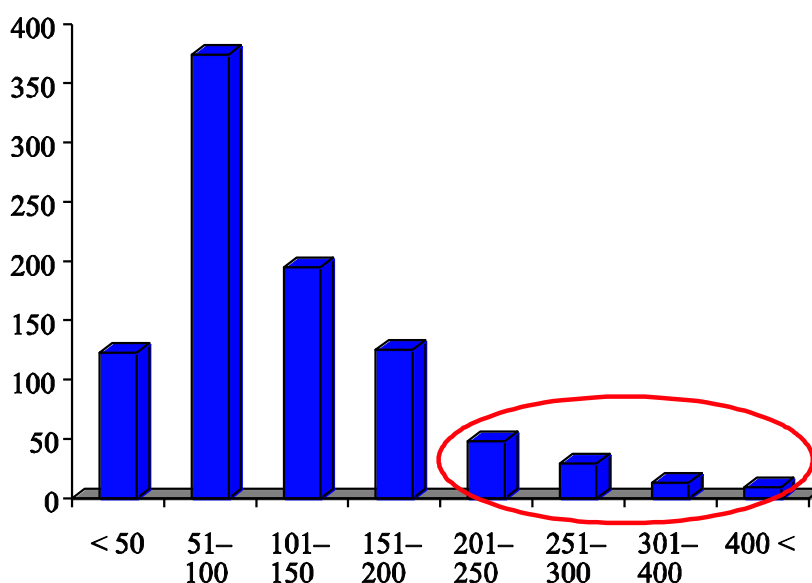
*Minimum monthly family income*

1	Dzīvokļa m <sup>2</sup> vidējā pārdošanas cena, eiro	1200
2	Dzīvokļa m <sup>2</sup> vidējā pārdošanas cena, latos	843
3	Minimālā dzīvokļa platība uz 1 ģimenes locekli, m <sup>2</sup>	20
4	Dzīvokļa cena, latos	16867
5	Pirmā iemaksa (20%), latos	3373
6	Kredīta summa, latos	13494
7	Procentu likme gadā, %	5
8	Kredīta termiņš, gados	25
9	Apdrošināšanas likme gadā, % no dzīvokļa cenas	0.14
10	Kopējie apdrošināšanas maksājumi, latos	590
11	Kopējā kredīta summa, latos	14084
12	Ikmēneša maksājums, latos	82
13	Ģimenes minimālie ikmēneša ienākumi, latos	206

Datu avots: autores aprēķini

Minimālie ģimenes ienākumi aprēķināti šādi. Dzīvokļa m<sup>2</sup> vidējā pārdošanas cena eiro pārrēķināta latos pēc Latvijas Bankas oficiālā eiro/ lata fiksētā valūtas kursa 1 eiro = 0.7028 lati un pareizinot ar minimālo dzīvokļa platību uz 1 ģimenes locekli, iegūta dzīvokļa cena latos (2.4. tabulas 4. rinda). Atņemot pirmo iemaksu 20% apmērā, iegūta kredīta summa 13494 lati (6. rinda). Kopējie apdrošināšanas maksājumi (10. rinda) aprēķināti, reizinot dzīvokļa cenu (4. rinda) ar apdrošināšanas likmi (9. rinda) un kredīta termiņu (8. rinda). Saskaitot kredīta summu (6. rinda) un apdrošināšanas maksājumus), iegūst kopējo kredīta summu 14084 lati (11. rinda). Rezultātā aprēķināts ikmēneša maksājums un minimālie ikmēneša ienākumi pie nosacījuma, ka ikmēneša maksājums nepārsniedz 40% no ģimenes ikmēneša ienākumiem.

Tātad 206 lati bija zemākā robeža, kas ļāva mājsaimniecībai vispār potenciāli izvērtēt iespēju iegādāties nekustamo īpašumu (ar zemākiem ienākumiem iegūstamā platība vienkārši bija pārāk maza, lai uzlabotu ģimenes situāciju, tātad mājsaimniecība turpinās dzīvokli īrēt). Šīs maksātspējīgās ienākumu grupas iezīmētas 2.19. attēlā.



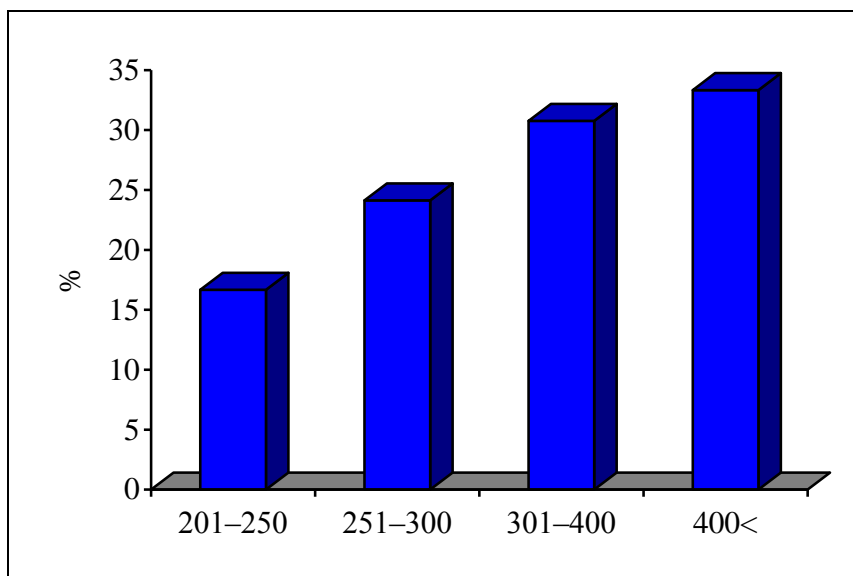
**2.19. att. Ienākumu sadalījums saskaņā ar SIA Market Lab veiktās aptaujas datiem (šeit un turpmāk ienākumi ir latos uz vienu ģimenes locekli pēc visu nodokļu nomaksas)**

*Income distribution according to Market Lab survey data (hereinafter after-tax income per household member in lats)*

Datu avots: Market Lab iedzīvotāju aptaujas dati, autores aprēķini

Kā redzams, lielākās ienākumu grupas jau bija "izspiestas" no potenciālo nekustamā īpašuma tirgus dalībnieku skaita. Turklāt tas nebūt nenozīmēja, ka visas grupas, kas iezīmētas 2.19. attēlā un potenciāli varēja ņemt kredītu, to arī darītu, jo:

1) lielai daļai iedzīvotāju jau bija mājokļa kredīti. Aplūkojot 2.20. attēlu, var spriest, ka potenciāli maksāspējīgās ienākumu grupās to iedzīvotāju skaits, kuriem jau tobrīd bija hipotēku kredīts, pieauga vienlaikus ar ienākumiem. Tātad kopumā var teikt, ka tie, kuri varēja atļauties, mājokļa kredītu jau bija paņēmuši;

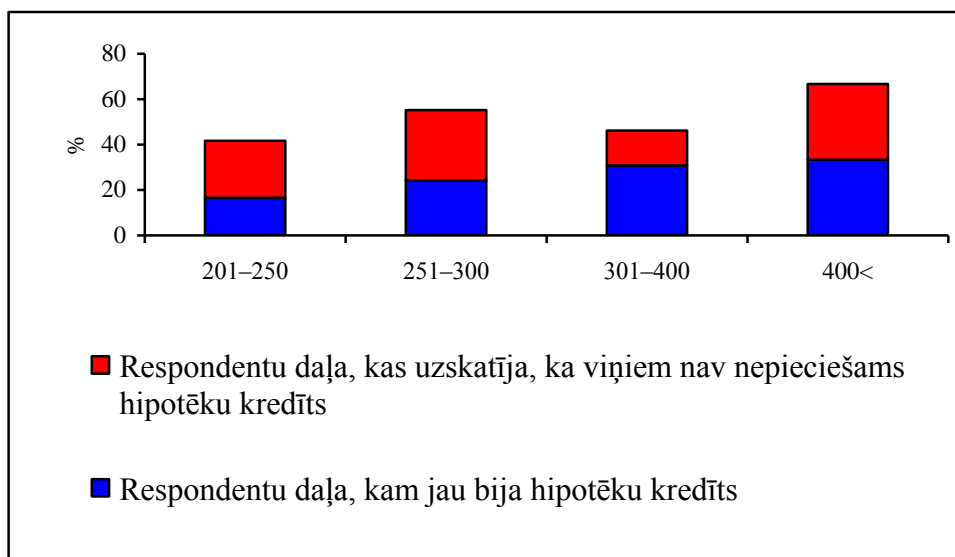


**2.20. att. Iedzīvotāji, kuriem jau bija hipotēku kredīts (% no kopējā respondentu skaita)**

*Respondents that already had a mortgage loan (% of total)*

Datu avots: *Market Lab* iedzīvotāju aptaujas dati, autore aprēķini

2) nebija vajadzības pēc kredīta. Latvijas situācija daudzos aspektos bija atšķirīga no Rietumeiropas valstīm. Relatīvi vēlās industrializācijas un padomju perioda specifikas dēļ lielai daļai patērētāju nebija nepieciešamības pēc lielas dzīvojamās platības pilsētās, jo, pirmkārt, daudzas ģimenes bija samērā nesen pārcēlušās uz Rīgu un tām bija "lauki". Otrkārt, mantojumā no padomju perioda daudzām ģimenēm piederēja vasarnīcas. Lai aptuveni iekļautu aprēķinos šo procesu, no aptaujātajiem, kas vēl nebija paņēmuši hipotēku kredītu, tika atsijāti tie, kuri uz jautājumu par iemeslu, kāpēc nav ņēmuši hipotēku kredītu, atbildēja "nav vajadzības". Abi šie faktori samazināja prasības pēc dzīvojamās platības pilsētā;

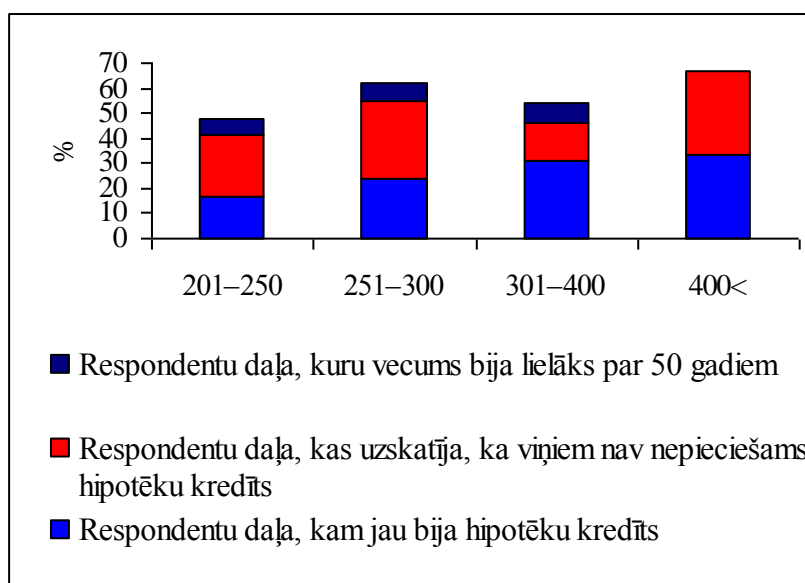


**2.21. att. Iedzīvotāji, kuriem jau bija hipotēku kredīts vai kuri uzskatīja, ka tas nebūs vajadzīgs (% no kopējā respondentu skaita)**

*Respondents that already had a mortgage loan or did not consider to take it in future (% of total)*

Datu avots: Market Lab iedzīvotāju aptaujas dati, autores aprēķini

3) vecuma grupa ierobežoja iespēju ņemt kredītu. Papildus tika atsijāti respondenti vecuma kategorijā virs 50 gadiem. Tā kā tika izmantots pieņēmums par 25 gadu kredītu un bankas nelabprāt aizdeva kredītus uz termiņu, kas iesniedzas kredītņēmēja pensijas vecumā, bija pamatoti atsijāt lielākā vecuma kategorijas. Taču, no otras puses, ja ienākumi bija ļoti augsti, nav pamata atmest šīs kategorijas. Tomēr jāņem vērā, ka, pat ja ienākumi bija augsti, šajā vecumā lielākoties jau izaudzināti bērni un nebija vajadzības pēc lielas dzīvojamās platības. Tāpēc vecuma sliekšnis noteikts ap 50 gadiem.



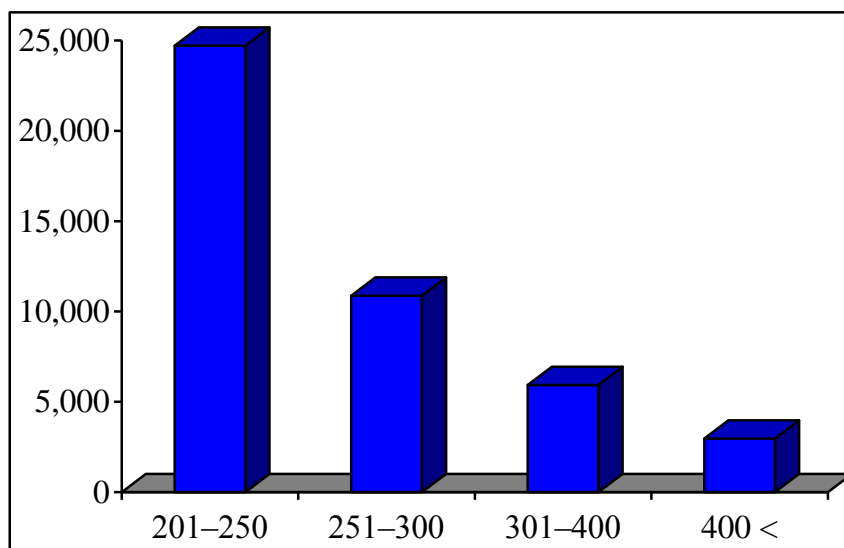
**2.22. att. Iedzīvotāji, kam jau bija hipotēku kredīts vai kuri uzskatīja, ka tas nebūs vajadzīgs, vai bija vecāki par 50 gadiem (% no kopējā respondentu skaita)**

*Respondents that already had a mortgage loan or did not consider to take it in future or those older than 50 years (% of total)*

Datu avots: Market Lab iedzīvotāju aptaujas dati, autores aprēķini



Ekstrapolējot jeb attiecinot šos datus uz kopējo mājsaimniecību skaitu Latvijā 2006. gadā, tika iegūta 2.23. attēlā atspoguļotā aina.



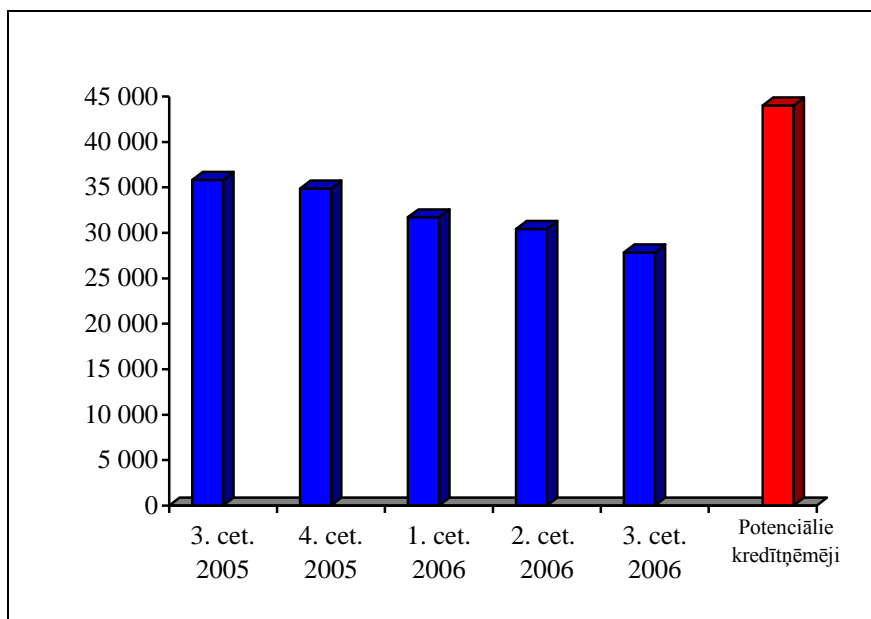
**2.23. att. Atlikušie potenciālie nekustamā īpašuma pircēji aptaujas brīdī 2006. gada jūnijā**

*The rest potential housing buyers at the moment of survey in June 2006*

Datu avots: *Market Lab* iedzīvotāju aptaujas dati, autores aprēķini

Pēc autores aprēķiniem 2006. gada vidū bija 44 tūkst. mājsaimniecību, kas potenciāli varēja iegādāties sev mājokli. Turklāt, kā redzams 2.23. attēlā, vairāk nekā puse no tām bija zemākajā piemērotajā ienākumu grupā – no 201 līdz 250 latiem.

Lai noteiktu, vai tas bija daudz vai maz, kā atskaites punkts tika izmantotas privātpersonām mājokļa iegādei, rekonstrukcijai un remontam izsniegto kredītu skaita pārmaiņas (pieņemot, ka parasti vienai mājsaimniecībai bija viens kredīts, tas parāda to mājsaimniecību skaitu, kuras turpmāk iesaistītos nekustamā īpašuma tirgū; sk. 2.24. att.). 2006. gada pirmajā pusē vidējais kredītu skaits salīdzinājumā ar iepriekšējā gada atbilstošo periodu pieauga aptuveni par 30 tūkst. Tas nozīmēja samērā neilgu dzīvokļu cenu kāpuma perspektīvu – aptuveni 1.5–2 gadi no aptaujas brīža (2006. gada jūnijs), ja cenas un ienākumu attiecība nemainītos.



**2.24. att. Atlikušie potenciālie nekustamā īpašuma pircēji un privātpersonām mājokļa iegādei, rekonstrukcijai un remontam izsniegto kredītu skaita gada pieaugums**

*The rest potential housing buyers and annual growth rate of loans granted to private persons for the purchase, reconstruction and repair of housing*

Datu avoti: *Market Lab* iedzīvotāju aptaujas dati, FKTK, autores aprēķini

Taču tāda bija situācija 2006. gada jūnijā. Nākamajos mēnešos nekustamā īpašuma cenu kāpums turpinājās. Saskaņā ar SIA *Latio* datiem dzīvokļa cena novembrī sasniedza 1 470 eiro/m<sup>2</sup>, piecos mēnešos pieaugot par 21%. Datu par ienākumiem un to sadalījumu autores rīcībā nebija, taču tika pieņemts, ka ienākumu dinamiku atainoja darba samaksas pārmaiņas. Pēdējie dati par darba samaksu bija pieejami par septembri, kad nominālās neto darba samaksas pieaugums salīdzinājumā ar iepriekšējā gada atbilstošo periodu bija 23%. Pieņemot šādu tendenci turpinājumu, var secināt, kādai bija jābūt situācijai gadu pēc aptaujas, t.i., 2007. gada jūnijā. Turpinot pieaugt iepriekšējā tempā (par 58% gadā), dzīvokļa 1 m<sup>2</sup> cena sasniegtu 1 900 eiro/m<sup>2</sup> (1200eiro/m<sup>2</sup> 2006. gada jūnijā x 1.58 = 1896 eiro/m<sup>2</sup> 2007. gada jūnijā), bet ienākumu sadalījums pavirzītos pa labi, vidējām algām pieaugot par 23%, t.i., divas reizes lēnāk (2.19. attēla ienākumu sadalījums pareizināts ar 23% gada pieaugumu).

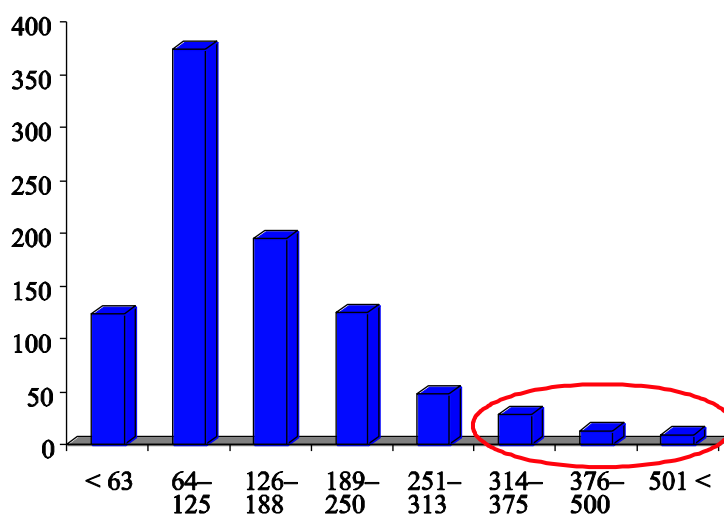
Lai, ievērojot minētos 1)–6) pieņēmumus, nopirktu mājokli, kura cena ir 1 900 eiro/m<sup>2</sup>, nepieciešami vismaz 326 latu ienākumi uz vienu mājsaimniecības locekli (sk. 2.5. tabulu).

**Ģimenes minimālo ikmēneša ienākumu aprēķins***Minimum monthly family income*

1	Dzīvokļa m <sup>2</sup> vidējā pārdošanas cena, eiro	1900
2	Dzīvokļa m <sup>2</sup> vidējā pārdošanas cena, latos	1335
3	Minimālā dzīvokļa platība uz 1 ģimenes locekli, m <sup>2</sup>	20
4	Dzīvokļa cena, latos	26706
5	Pirmā iemaksa (20%), latos	5341
6	Kredīta summa, latos	21365
7	Procentu likme gadā, %	5
8	Kredīta termiņš, gados	25
9	Apdrošināšanas likme gadā, % no dzīvokļa cenas	0.14
10	Kopējie apdrošināšanas maksājumi, latos	935
11	Kopējā kredīta summa, latos	22300
12	Ikmēneša maksājums, latos	130
13	Ģimenes minimālie ikmēneša ienākumi, latos	326

Datu avots: autores aprēķini

Aplūkojot sadalījumu, var secināt, ka arī nākamās ienākumu grupas potenciālie kredītņēmēji tiktu izspiesti no nekustamā īpašuma tirgus (sk. 2.25. att.).

**2.25. att. Atlikušie potenciālie nekustamā īpašuma pircēji 2007. gada jūnijā***The rest potential housing buyers in June 2007*

Datu avots: Market Lab iedzīvotāju aptaujas dati, autores aprēķini

Izdarot secinājumus par potenciālajiem kredītņēmējiem, tomēr jāievēro daži apsvērumi:

1. Ienākumu sadalījums, kas iegūts no Market Lab iedzīvotāju aptaujas, iespējams, neatspoguļoja Latvijas iedzīvotāju patieso ienākumu sadalījumu. Turklāt, vienlaikus ar parastajām problēmām, kas skar jebkurus aptaujas datus (maza lielo ienākumu grupu pārstāvniecība, iespējama nelegālo ienākumu neuzrādīšana utt.), jāņem vērā, ka tika aptaujāti

rezidenti, bet nekustamā īpašuma tirgū ārpus Latvijas dzīvojošiem pircējiem arī ir liela nozīme.

2. Spekulatīvais pieprasījums ilgtermiņā nevar būt nozīmīgs, jo katram mājoklim jābūt kādam galapircējam. Taču īsā un vidējā termiņā, sevišķi Latvijas apstākļos, kad tukša papildu mājokļa turēšana maksāja relatīvi maz, tam bija liela nozīme. Spekulatīvais pieprasījums varēja pagarināt tirgus stabilizācijas periodu, taču varēja arī izraisīt strauju cenu kritumu. Iespējamā scenārija īstenošanās atkarīga no cenu attīstības gaidām.

3. Iepriekš tika pieņemts, ka tiem respondentiem, kas atbildēja, ka viņiem nav nepieciešamības pēc hipotēku kredīta, šāds viedoklis būs arī nākotnē. Protams, nevar viennozīmīgi apgalvot, ka tā notiktu, jo reklāmas vai kādu citu apstākļu iespaidā cilvēki varēja arī mainīt savas domas.

4. Visi veiktie aprēķini balstījās uz pieņēmumu, ka minimālā platība, ko pircējs bija gatavs pieņemt, iegādājoties nekustamo īpašumu, ir 20 m<sup>2</sup> uz vienu mājsaimniecības locekli. Tomēr nebija pamatoti noteikt zemāku robežu, jo 2006. gadā, kad tika veikta *Market Lab* aptauja, viens no iemesliem tik augstām nekustamā īpašuma cenām Latvijā bija nelielais dzīvojamās platības m<sup>2</sup> skaits uz vienu iedzīvotāju (25 m<sup>2</sup>). Pieņemot 25 m<sup>2</sup> kā zemāko robežu, autore novērtēja, ka nepieciešamie minimālie ienākumi bija 257 lati uz 1 ģimenes locekli (sk. 2.6. tabulu), kas nozīmē, ka aptaujas veikšanas brīdī 2006. gada jūnijā potenciālais pircēju skaits bija aptuveni 20 tūkstoši. Saglabājoties privātpersonām mājokļu iegādei, rekonstrukcijai un remontam izsniegto kredītu skaita gada pieauguma tempam 2006. gada līmenī (sk. 2.26. att.), jāsecina, ka dzīvokļu cenu kāpumam bija jābeidzas jau 2007. gada pirmajā pusē.

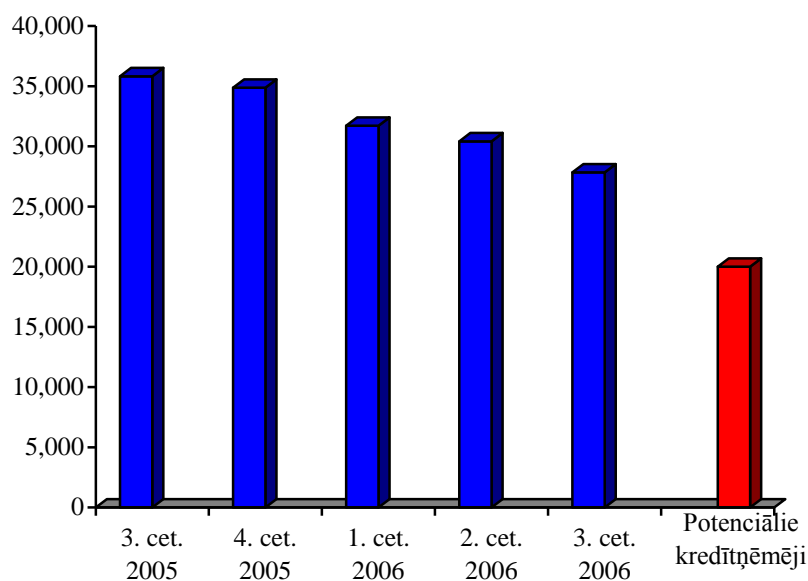
2.6. tabula

### Ģimenes minimālo ikmēneša ienākumu aprēķins

*Minimum monthly family income*

1	Dzīvokļa m <sup>2</sup> vidējā pārdošanas cena, eiro	1200
2	Dzīvokļa m <sup>2</sup> vidējā pārdošanas cena, latos	843
3	Minimālā dzīvokļa platība uz 1 ģimenes locekli, m <sup>2</sup>	25
4	Dzīvokļa cena, latos	21084
5	Pirmā iemaksa (20%), latos	4217
6	Kredīta summa, latos	16867
7	Procentu likme gadā, %	5
8	Kredīta termiņš, gados	25
9	Apdrošināšanas likme gadā, % no dzīvokļa cenas	0.14
10	Kopējie apdrošināšanas maksājumi, latos	738
11	Kopējā kredīta summa, latos	17605
12	Ikmēneša maksājums, latos	103
13	Ģimenes minimālie ikmēneša ienākumi, latos	257

Datu avots: autores aprēķini



**2.26. att. Atlikušie potenciālie nekustamā īpašuma pircēji 2006. gada jūnijā, ja zemākais pieņemamais līmenis ir 25 m<sup>2</sup> un privātpersonām mājokļu iegādei, rekonstrukcijai un remontam izsniegto kredītu skaita gada pieaugums**

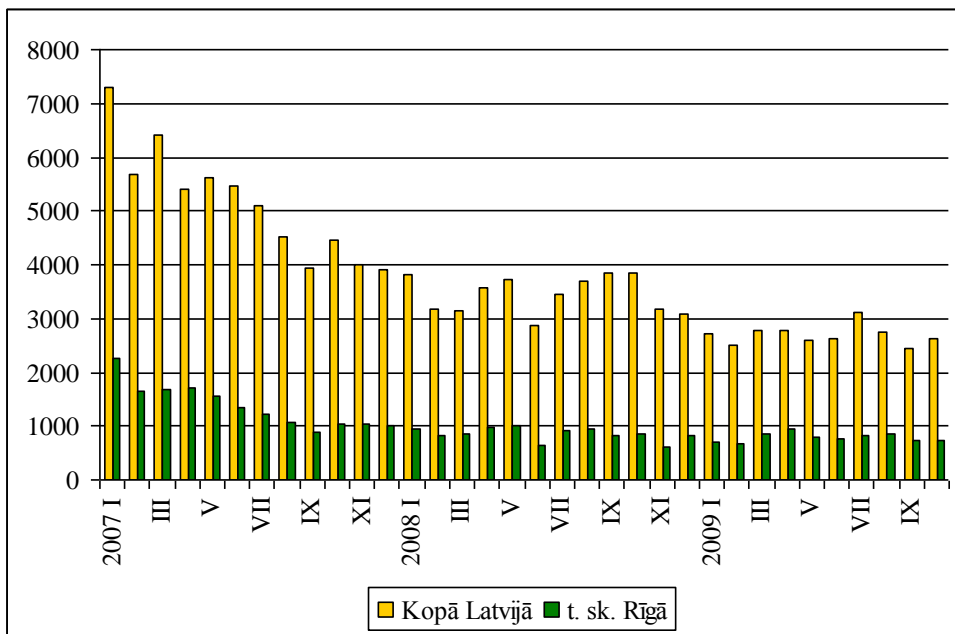
*The rest potential housing buyers in June 2006 if the lowest acceptable living area is 25 m<sup>2</sup> and annual growth rate of loans granted to private persons for the purchase, reconstruction and repair of housing*  
 Datu avots: Market Lab iedzīvotāju aptaujas dati, FKTK, autores aprēķini

Kopumā var secināt, ka 2006. gadā novērotais dzīvokļu cenu kāpuma temps nebija uzturams pat samērā īsā laika periodā, ņemot vērā, ka aprēķinos tika izmantota sērijveida dzīvokļa cena, kas, domājams, nebija augstāko ienākuma grupu intereses objekts. Tādējādi, pamatojoties uz aptaujas rezultātu analīzi un iedzīvotāju maksātspējas izvērtējumu, dzīvokļu cenu kāpumam bija jābeidzas jau 2007. gadā. Aplūkojot vēsturiskos datus, jāatzīst, ka šāds secinājums ir pamatots, jo cenu kritums sākās 2007. gada maijā un turpinājās līdz 2009. gada jūnijam (*Latio*), kad pirmoreiz pēc divus gadus ilga cenu krituma sērijveida dzīvokļu tirgū bija vērojama cenu stabilizācija.

**Situācija 2008. un 2009. gadā**

Latvijas nekustamā īpašuma tirgū 2008. gadā turpinājās straujš pieprasījuma un cenu kritums. Samazinājās gan sērijveida dzīvokļu, gan jauno projektu dzīvokļu, gan māju, gan zemes cenas. Gada otrajā pusē cenu krituma temps pieauga, tādējādi arvien vairāk ietekmējot arī īres cenas.

Aktivitāte nekustamā īpašuma tirgū sāka strauji samazināties 2007. gada sākumā. Saskaņā ar Valsts zemes dienesta datiem par dzīvojamo telpu tirdzniecību 2009. gada oktobrī (pēdējie pieejamie dati pētījuma veikšanas brīdī) salīdzinājumā ar 2007. gada janvāri kopējais darījumu skaits samazinājās 2.8 reizes (sk. 2.27. att.).



**2.27. att. Zemesgrāmatā reģistrētie darījumi ar nekustamajiem īpašumiem**

*Real estate deals registered in the Land Register*

Avots: Valsts vienotā datorizētā zemesgrāmata

Straujajam cenu kritumam bija vairāki iemesli. Pirmkārt, Latvijas inflācijas samazināšanas pasākumu plāns paredzēja vairākus pasākumus spekulatīvo darījumu ar nekustamo īpašumu mazināšanai (nekustamā īpašuma reģistrācijas nodevas palielinājums, kredīta pirmā iemaksa, Valsts ieņēmumu dienesta izziņa par legālajiem ienākumiem), kas būtiski ierobežoja iespēju daļai potenciālo pircēju iegādāties nekustamo īpašumu. Otrkārt, nestabilitāte pasaules finanšu tirgos nozīmīgi samazināja finansējuma pieejamību bankām, kuras darbojas Latvijā. Bankas ieviesa stingrākus kredītēšanas nosacījumus (zemāka kredīta pret ķīlu attiecība, stingrāka ienākumu pietiekamības prasība), kas vēl vairāk apgrūtināja kredīta saņemšanu nekustamā īpašuma iegādei.

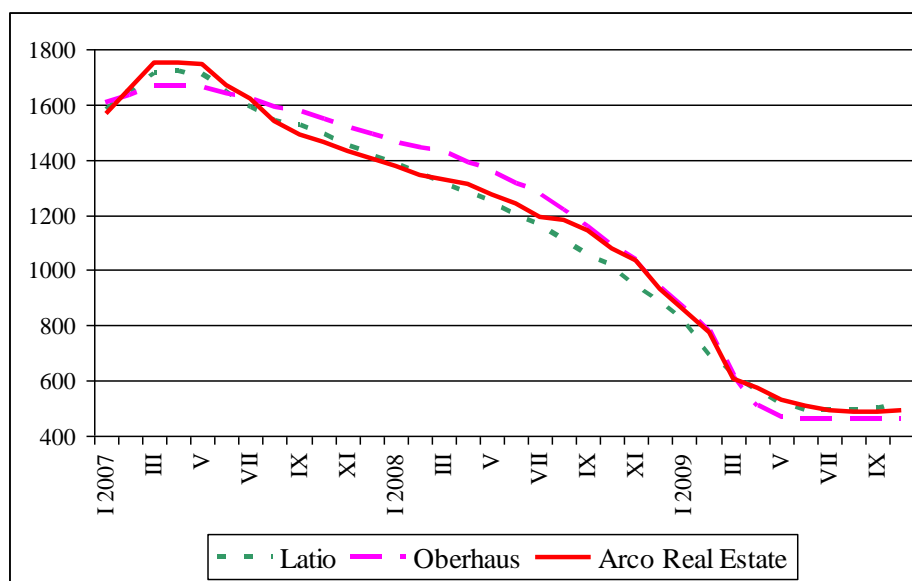
Lai gan 2008. gadā daļa Latvijas inflācijas samazināšanas pasākumu plāna pasākumu tika atcelta (piemēram, minimālā pirmā iemaksa nekustamā īpašuma iegādei – 2008. gada 19. jūnijā, iedzīvotāju ienākuma nodoklis nekustamā īpašuma pārdošanai, ja tas bijis personas īpašumā mazāk nekā piecus gadus vai mazāk nekā vienu gadu bijis personas deklarētā dzīvesvieta, – sākot ar 2009. gada 1. janvāri), šīs pārmaiņas visai maz ietekmēja nekustamā īpašuma tirgus aktivitāti.

Sērijveida dzīvokļu cenas 2008. gadā samazinājās par 35.2% (vidēji mēnesī – par 3.5%; sk. 2.28. att.). Salīdzinājumā ar augstāko cenu līmeni, kas tika sasniegts 2007. gada aprīlī, 2008. gada beigās sērijveida dzīvokļu cena bija samazinājusies par 45.5%. Līdzīgas tendences novērotas arī jauno projektu dzīvokļu tirgū, taču tajā bija daudz lielākas cenu atšķirības. Piemēram, daļai jauno projektu dzīvokļu, kuriem ir slikta būvniecības kvalitāte, cenas gandrīz

sasniedza sērijveida dzīvokļu cenu līmeni. Līdzīgu tendenci rāda arī Valsts Zemes dienesta dati: 1–4 istabu dzīvokļu vidējā cena 2008. gadā samazinājās par 29.6% (tajos gan iekļauti arī jauno projektu dzīvokļi). Pēc kompānijas *Knight Frank* tirgus pētījuma datiem, Latvija 2008. gadā ieņēma pirmo vietu dzīvokļu cenu krituma ziņā (*Knight Frank Global House Price Index*). 2009. gadā sērijveida dzīvokļu cenu kritums pat paātrinājies.

Lai gan 2008. gada 2. pusgadā jauno projektu tirgū tika piedāvāti dažādi papildu ieguvumi, iegādājoties dzīvokli (jauns automobilis kopā ar dzīvokli, dažādi dzīvokļa iegādes atvieglojumi, piemēram, jaunā dzīvokļa īre pirmos divus gadus ar izpirkuma iespēju vai tikai kredīta procentu maksājumu segšana pirmos divus gadus, pamatsummu sedzot attīstītājam), tie nedeļa gaidītos rezultātus, tādējādi arvien vairāk samazinoties arī jauno projektu dzīvokļu cenām.

Vienlaikus palielinājās nekustamā īpašuma īpašnieku interese par maiņas darījumiem ar piemaksu, kad, piemēram, lielāks dzīvoklis tiek mainīts uz mazāku un ekonomiskāku. Pieprasījums maiņai no lielākiem uz mazākiem dzīvokļiem ir lielāks nekā pieprasījums maiņai no mazākiem uz lielākiem dzīvokļiem (*Latvio*).



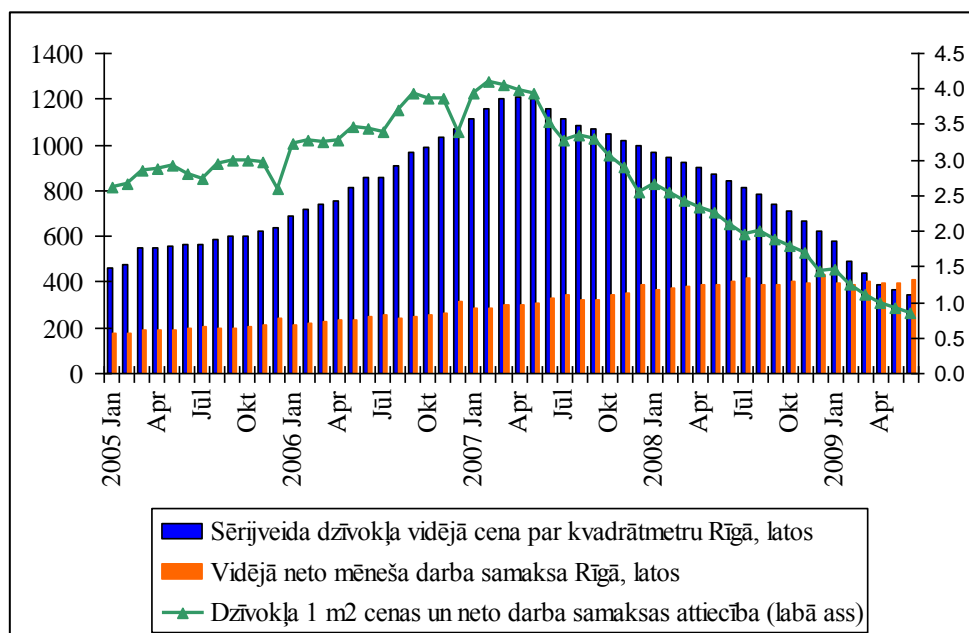
**2.28. att. Sērijveida dzīvokļa 1 m<sup>2</sup> vidējā cena Rīgā**

*Average price of standard type apartments per square meter in Riga*

Avoti: *Arco Real Estate, Latio, Ober Haus Real Estate Latvia*

Straujais nekustamā īpašuma cenu kritums uzlabojis mājsaimniecību pirktspēju (sk. 2.29. att.), jo vidējā neto darba samaksa Rīgā periodā no 2008. gada janvāra līdz 2009. gada jūnijam (pēdējie pieejamie dati) pieauga par 11.5% (CSP), tādējādi samazinot 1 m<sup>2</sup> iegādei nepieciešamo vidējo mēnešalgu skaitu līdz 0.8 – tas ir nozīmīgs samazinājums salīdzinājumā ar 2007. gada martā sasniegto attiecību 4.1. Taču pirktspējas palielināšanās nebija pietiekami stimulējošs faktors, lai veicinātu aktivitāti nekustamā īpašuma tirgū. Banku striktie

kreditēšanas nosacījumi līdz ar mājstaiņniecību neskaidrību par nākotnes ienākumiem un turpmāka cenu samazinājuma gaidām radīja pietiekamu pretspēku pirkstspējas palielinājumam.



2.29. att. Strādājošo vidējā neto darba samaksa, sērijveida dzīvokļu 1 m<sup>2</sup> vidējā cena un cenas un neto darba samaksas attiecība

*Average net monthly wage, average square meter price of standard type apartments, and square meter price to net wage ratio*

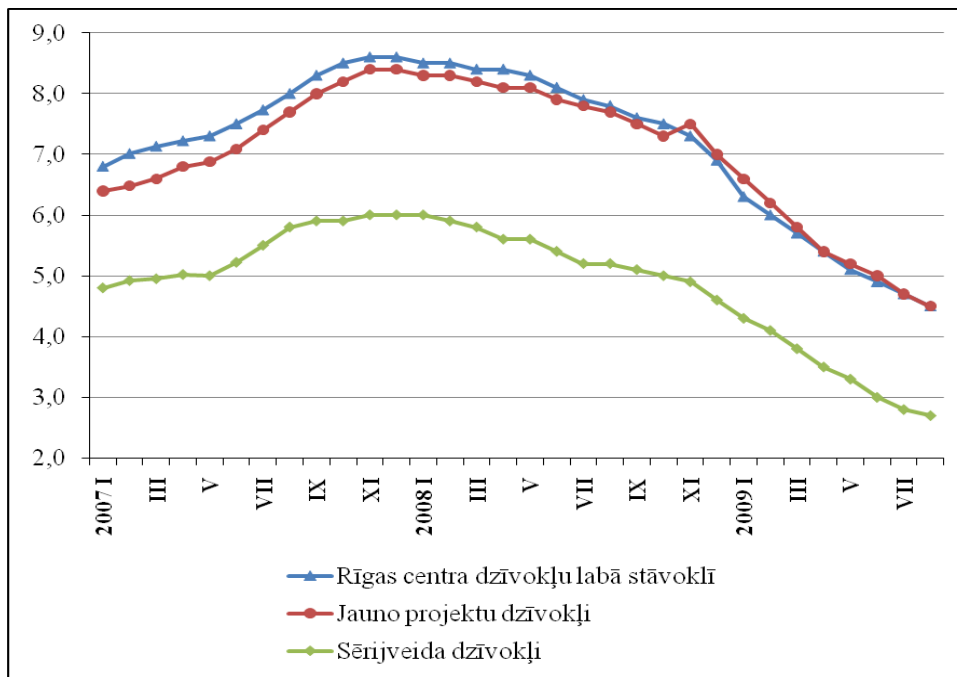
Avoti: CSP, Latio, autores aprēķini

Arī 2009. gadā bija vērojams cenu kritums – no janvāra līdz jūnijam sērijveida dzīvokļa 1 m<sup>2</sup> cena Rīgā samazinājās par 40%, jūlijā un augustā saglabājās nemainīga, bet septembrī un oktobrī pieauga par attiecīgi 2% un 3% pret iepriekšējo mēnesi. Tādējādi var secināt, ka dzīvokļu tirgū cenas ir stabilizējušās.

Īres tirgū 2008. un 2009. gadā bija vērojams nozīmīgs piedāvājuma pārpalikums, jo arvien vairāk nekustamā īpašuma attīstītāju un īpašnieku, kuri bija plānojuši pārdot īpašumā esošo nekustamo īpašumu, zemā pircēju pieprasījuma dēļ nolēma piedāvāt pārdošanai paredzēto īpašumu īres tirgū. Līdz ar piedāvājuma pieaugumu un esošo īrnieku (īpaši rudenī, sākoties apkures sezonai) arvien noteiktāku vēlmi mainīt esošo īres platību pret mazāku izīrējamo platību ar mazākiem komunālajiem maksājumiem, tika radīts ievērojams spiediens uz īres cenām. Tādējādi īres cenas Rīgā kritās gandrīz visām dzīvokļu grupām (sk. 2.30. att.).

Īres cenām samazinoties, arvien pievilcīgāka kļūst ilgtermiņa īres iespēja, jo šādā gadījumā nav nepieciešams meklēt līdzekļus vai papildu ķīlu, kas segtu to vēlamā īpašuma daļu, kuru nesedz hipotēku kredīts, kā arī nav jāuzņemas saistības pret banku. Visticamāk, īres cenu stabilizēšanās gaidāma līdz ar nekustamā īpašuma cenu stabilizēšanos.





2.30. att. Vidējās īres cenas, neietverot komunālos maksājumus (mēnesī; Ls/m<sup>2</sup>)

*Average prices of rent excluding public utilities*

Avots: SIA MG Media interneta katalogs *Rent in Riga*

Būtiski faktori, kas noteiks aktivitāti nekustamā īpašuma tirgū, ir nodarbinātība un ienākumu kāpums. Aplūkojot NVA publicētos bezdarba rādītājus, var secināt, ka reģistrēto bezdarbnieku skaits un bezdarba līmenis pēdējos divos gados strauji pieaudzis. Bezdarbnieku skaits no 2007.gada beigām līdz 2009. gada beigām palielinājies par 126 tūkstošiem jeb 3.4 reizes. Ekonomiskās aktivitātes atkopšanās notiek ļoti lēni un, saglabājoties zēmam iekšzemes pieprasījumam, IKP kāpumu galvenokārt noteiks izaugsme Latvijas eksporta tirgos. Pieaugot eksporta noietam un ienākumiem no eksporta, pakāpeniski atkopsies arī iekšzemes pieprasījums, taču šis efekts atspoguļosies ar zināmu novēlošanos. Lai patēriņš sāktu pieaugt, svarīgs priekšnoteikums ir pastāvīgs ienākumu un gaidāmais ienākumu kāpums, jo iedzīvotāju patēriņa robežtieksme ir relatīvi noturīgs lielums, kas atkarīgs no pagātnes un gaidāmās ienākumu plūsmas. Atjaunojoties izaugsmei ārējos tirgos, pakāpeniski tiks radītas jaunas darba vietas, pieaugs nodarbinātība un ienākumi, kas veicinās iekšzemes patēriņu, pieprasījumu un tādējādi tālāku nodarbinātības kāpumu, taču šis multiplikatora efekts atspoguļosies būtiskā ekonomiskās aktivitātes un ienākumu kāpumā ar divus vai vairāku gadu ilgu novēlošanos.

Arī banku kreditēšana, kas ir būtisks faktors Latvijas tautsaimniecības izaugsmei, būs atkarīga no iedzīvotāju maksāspējas un iepriekš izsniegto kredītu atmaksas kvalitātes. Pieaugot iedzīvotāju ienākumiem, kredītņēmēji spēš segt savas parādsaistības, kā rezultātā uzlabosies banku kredītportfeļa kvalitāte un pieaugs banku rīcībā esošie līdzekļi jaunu kredītu izsniegšanai. Tādējādi tiks sekmēta tautsaimniecības nozaru attīstība, savukārt, pieaugot

privātpersonām izsniegto kredītu apjomam, tai skaitā mājokļa iegādei, atjaunosies aktivitāte dzīvokļu tirgū. No iepriekš izklāstītā izriet secinājums, ka iekšzemes pieprasījuma veicinātā nekustamā īpašuma tirgus aktivitāte atjaunosies brīdī, kad būtiski pieaugs nodarbinātība, pastāvīgi palielināsies iedzīvotāju ienākumi un atjaunosies kreditēšana. Papildu faktors tirgus atdzīvināšanā būs arī ārvalstu investoriem, kuri varētu veikt nekustamā īpašuma pirkumus.

## 2.5. Nodaļas galvenie secinājumi

Izpētot dzīvokļu cenu kāpumu iedzīvotāju maksātspējas kontekstā, secināts, ka 2001. gadā Rīgā strādājošais varēja nopirkt dzīvokļa 1 m<sup>2</sup> vidēji par vienu mēneša neto algu, savukārt, cenu kāpumam būtiski apsteidzot neto algas pieaugumu, 2006. gada nogalē Rīgā strādājošajam bija jāiztērē jau četras mēneša neto algas dzīvokļa 1 m<sup>2</sup> iegādei. Tādējādi aplūkotajā periodā iedzīvotāju maksātspēja būtiski pasliktinājās, liecinot, ka mājokļu cenu kāpums ilgtermiņā nebija uzturams.

Pielietojot *logit* modeli SIA *Market Lab* veiktās iedzīvotāju aptaujas datiem un pieņemot 20 m<sup>2</sup> uz vienu mājsaimniecības locekli kā minimālo robežu, ar kuru mājsaimniecība pieņēma lēmumu ņemt hipotēku kredītu, darbā aprēķināts, ka mājokļa kredīta ņemšanai minimālie nepieciešamie ienākumi pēc nodokļu samaksas bija 206 latu uz vienu mājsaimniecības locekli. Tika novērtēts, ka 2006. gadā bija 44 tūkst. maksātspējīgu mājsaimniecību, kas atbilda šim kritērijam un nākotnē varēja iegādāties sev jaunu mājokli. Ar 2006. gadā novēroto hipotēku kredītu skaita pieauguma tempu un 1 m<sup>2</sup> cenas un ienākumu attiecību tas nozīmēja samērā neilgu dzīvokļu cenu kāpuma perspektīvu (1.5–2 gadi). Pieņemot 25 m<sup>2</sup> kā zemāko robežu, kas atbilda 2006. gada dzīvojamam fondam uz vienu iedzīvotāju, tika iegūts aptuveni 20 tūkstoši potenciālo pircēju. Tādējādi, pamatojoties uz aptaujas rezultātu analīzi un iedzīvotāju maksātspējas izvērtējumu, dzīvokļu cenu kāpumam bija jābeidzas jau 2007. gadā. Aplūkojot vēsturiskos datus, šāds secinājums ir pamatots, jo cenu kritums sākās 2007. gada maijā un turpinājās līdz 2009. gada rudenim.

Dzīvokļu tirgus aktivitātes atjaunošanos noteiks būtisks nodarbinātības kāpums, pastāvīgs iedzīvotāju ienākumu un kreditēšanas pieaugums. Papildu faktors tirgus atdzīvināšanā būs arī ārvalstu investoru interesei par nekustamā īpašuma iegādi Latvijā.

Nodaļā aplūkoto pētījumu rezultāti atspoguļoti publikācijā Vītola, K.; Dāvidsons, G.; Mjagkiha, L. (2007). Latvijas dzīvokļu tirgus analīze saistībā ar kreditēšanas un iedzīvotāju maksātspējas novērtējumiem, *Latvijas Bankas pētījums*, Nr.2.

### 3. VEKTORA AUTOREGRESIJAS PIELIETOŠANAS IESPĒJAS LATVIJAS NEKUSTAMĀ ĪPAŠUMA TIRGUS MODELĒŠANĀ

Iepriekšējā nodaļā tika pētīta varbūtība ņemt hipotekāro kredītu atkarībā no indivīdu raksturojošiem faktoriem, proti, vecuma, nodarbošanās, ienākuma uz vienu ģimenes locekli un mājokļa platības uz vienu ģimenes locekli. Iegūtie secinājumi tika balstīti uz iedzīvotāju aptaujas datiem, kas veidoja relatīvi nelielu izlasi, tādējādi rezultāti, iespējams, neatspoguļoja Latvijas iedzīvotāju patieso ienākumu sadalījumu un potenciālo mājokļu pieprasījumu Latvijas mērogā. Lai iegūtu reprezentatīvus vērtējumus, Latvijas mājokļu tirgus jāanalizē makroekonomiskā līmenī, kur nekustamā īpašuma tirgus attīstības tendences un mājokļu cenu dinamika ir cieši saistītas ar hipotekāro kredītu tirgu. Tādējādi nodaļas mērķis ir novērtēt dzīvokļu cenu un kredītu īstermiņa mijiedarbību un ilgtermiņa sakarību, pielietojot attiecīgi vektora autoregresijas (VAR) un vektora kļūdu korekcijas (VEC) modeļus. Modeļos iekļautas kredītu, dzīvokļu cenu, procentu likmju un algas laikrindas. Jāpiebilst, ka Latvijas makroekonomisko rādītāju laikrindas ir salīdzinoši īsas, tādēļ VAR un VEC modeļos nevar iekļaut lielu mainīgo skaitu. Tomēr, tā kā hipotekāro kredītu tirgus ir saistīts arī ar investīcijām dzīvojamā fondā, ir būtiski analizēt šīs investīcijas noteicošos faktoros. Tādējādi nodaļas trešajā sadaļā novērtēts investīciju dzīvojamā fondā modelis ar fundamentāliem rādītājiem, kur par fundamentāliem rādītājiem definēti demogrāfiskās struktūras rādītājs, mājokļa cenas attiecība pret īres cenu, mājsaimniecību patēriņš, darbaspēka līdzdalības rādītājs un kapitāla cena.

Kredītu un nekustamā īpašuma tirgus ciklu savstarpējā sakarība ir plaši pētīta ekonomiskajai politikai veltītajā literatūrā. Teorētiski cēlonība starp banku kredītiem un nekustamā īpašuma cenām var būt vērsta abos virzienos. Nekustamā īpašuma cenu ietekme uz banku kredītiem var izpausties, dažādi uztverot uzkrāto bagātību. Pirmkārt, tā kā eksistē finanšu tirgu nepilnības, mājsaimniecībām un uzņēmumiem var būt aizņemšanās ierobežojumi. Tādējādi mājsaimniecības un uzņēmumi var aizņemties, tikai piedāvājot ķīlu, tajā viņu aizņemšanās kapacitāte ir funkcija no ieķīlātās neto vērtības. Tā kā nekustamais īpašums bieži tiek izmantots kā ķīla, tā cena ir privātā sektora aizņemšanās kapacitātes noteicošais rādītājs. Otrkārt, nekustamā īpašuma cenu pārmaiņas var būtiski ietekmēt patērētāju uztveri par dzīves laikā uzkrāto bagātību, mudinot viņus mainīt patēriņa un aizņemšanās plānus un līdz ar to – arī kredītu pieprasījumu ar mērķi izlīdzināt patēriņu dzīves cikla laikā. Visbeidzot, nekustamā īpašuma cenas ietekmē banku aktīvu vērtību gan tiešā veidā, samazinot vai palielinot bankas kapitāla vērtību, gan netieši, ietekmējot ar nekustamo īpašumu nodrošināto kredītu vērtību. Tādējādi nekustamā īpašuma cenas ietekmē banku riska uzņemšanās kapacitāti un to vēlmi pagarināt kredītu termiņu.

No otras puses, banku kredīti var ietekmēt nekustamā īpašuma cenas ar dažādiem likviditātes efektiem. Nekustamā īpašuma cenu var uzskatīt par aktīva cenu, kuru nosaka nekustamā īpašuma ģenerētās nākotnes peļņas diskontētā vērtība. Pieaugot kredītu pieejamībai, samazinās procentu likmes, stimulējot tagadnes un nākotnes gaidāmo ekonomisko aktivitāti. Tāpēc augstāks gaidāmais nekustamā īpašuma ienesīgums un zemāks diskonts var veicināt nekustamā īpašuma cenu pieaugumu. Nekustamo īpašumu var uzskatīt arī par ilgtermiņa lietošanas precī ar īslaicīgi fiksētu piedāvājumu. Ja mājsaimniecībām ir aizņemšanās ierobežojums, pieaugot kredītu pieejamībai, mājokļu pieprasījums var palielināties. Tā kā īstermiņā piedāvājums ir fiksēts, jo jaunu mājokļu būvniecībai nepieciešams zināms laika periods, augošais pieprasījums atspoguļosies augstākās nekustamā īpašuma cenās.

Ņemot vērā minēto banku kredītu un nekustamā īpašuma cenu mijiedarbību, darba turpmākajā daļā izveidoti un novērtēti VAR un VEC modeļi, kuros kredīti izmantoti kā viens no dzīvokļu cenu pārmaiņu izskaidrojošiem rādītājiem.

Viens no modeļu veidiem, kas plaši pielietots makroekonomisko rādītāju savstarpējo dinamisko sakarību aprakstīšanai, ir VAR modelis, kuru raksturo uzbūves vienkāršības un prognozēšanas efektivitātes apvienojums. VAR apraksta ekonomiku kā vispārīgu lineāru dinamisku sistēmu, kurā visi mainīgie ir savstarpēji saistīti, bet vienādojumu koeficientus nesaista nekādi ierobežojumi. Vektora autoregresijas, kuras var uzskatīt par atsevišķu laika rindu autoregresijas modeļu vispārinājumu, aplūko gadījumus, kad laika rindu dinamiskās īpašības nosaka arī īstermiņa mijiedarbība starp dažādiem rādītājiem.

VAR ir sistēmu regresijas modelis, proti, tajā ir vairāk kā viens atkarīgais mainīgais, kurā katrs endogēnais mainīgais ir izskaidrots ar savām novēlošanām un citu modeļi iekļauto endogēno mainīgo novēlotām vērtībām.

VAR modeļa plašo pielietojumu pamato fakts, ka tas labi apraksta ekonomisko un finanšu laikrindu dinamiku un ir lietderīgs prognozēšanā. Tas bieži vien sniedz labākas prognozes salīdzinājumā ar viendimensiju laikrindu modeļiem un teorijā balstītiem simultāno vienādojumu modeļiem. VAR modeļu prognozes ir visai elastīgas, jo tās var veidot atkarībā no modeļi definēto mainīgo potenciālās nākotnes dinamikas.

VAR modelis ir lietderīgs ne tikai datu aprakstīšanai un prognozēšanai, bet arī strukturāliem secinājumiem un politikas analīzei. Strukturālajā analīzē tiek definēti pieņēmumi par pētāmo datu cēlonības struktūru un analizēta noteiktu mainīgo negaidītu šoku ietekme uz pārējiem modeļa endogēnajiem mainīgajiem. Šī šoku ietekme tiek pētīta ar impulsa reakcijas funkcijām un prognozes kļūdas variācijas dekompozīciju. Parasti tiek simulēts noteikta endogēnā mainīgā vienu standartnovirzi liels šoks un analizēta dotā šoka

ietekmes dinamika uz pārējiem mainīgajiem laika gaitā. Variācijas dekompozīcija savukārt parāda, cik lielu daļu no endogēnā mainīgā svārstībām izskaidro konkrētais simulētais eksogēnais šoks.

Darba 3.1. un 3.2. sadaļās izveidoti un novērtēti attiecīgi VAR un VEC modeļi Latvijas mājokļu tirgum.

### 3.1. Vektora autoregresijas modelis

Šajā sadaļā Latvijas VAR modeļa ietvaros analizēta sakarība starp kopējiem reālajiem banku kredītiem, reālo algu tautsaimniecībā, kas izmantota kā iekšzemes kopproduktu (IKP) aizvietojošais mainīgais ekonomiskās aktivitātes atspoguļošanai, reālajām procentu likmēm un reālajām sērijveida dzīvokļu cenām. Modeļa parametru novērtēšanai izmantotas mēneša novērojumu laikrindas, kas aptver laika periodu no 1999. gada janvāra līdz 2006. gada decembrim. Perioda sākuma izvēli pamato apsvērums, ka SIA *Latio* dati par dzīvokļu cenām pieejami tikai no 1999. gada. Savukārt 2006. gads bija pēdējais pirms dzīvokļu cenu korekcijas, kas aizsākās 2007. gada 1. pusē. Modelī iekļauti šādi mainīgie:

- Banku kredīti (**lnkred\_real**) definēti kā kopējie nefinanšu sektoram izsniegtie kredīti, izteikti latos.
- Alga (**lnalga\_real\_sa**) modelī iekļauta kā IKP aizvietojošais mainīgais, jo dati par IKP pieejami tikai ceturkšņu dalījumā, turklāt starp abiem mainīgajiem pastāv ļoti augsta korelācija. Tā kā algu laikrindai ir izteikta sezonālitate, dati ir sezonāli izlīdzināti.
- Procentu likme (**proc\_real**) definēta kā starpība starp mājtsaimniecībām izsniegto kredītu vidējo svērto procentu likmi un gada inflāciju attiecīgajā mēnesī salīdzinājumā ar iepriekšējā gada atbilstošo periodu. Procentu likmju dati par mājokļa kredītiem jaunajiem darījumiem pieejami, tikai sākot ar 2004. gadu, tāpēc agrāki dati attiecas uz kopējiem mājtsaimniecībām izsniegtajiem ilgtermiņa kredītiem.
- Dzīvokļu cenas (**lnkvm\_real**) ir SIA *Latio* publicētie dati par sērijveida dzīvokļu 1 m<sup>2</sup> vidējo cenu Rīgas mikrorajonos. Cenas, kas līdz 2005. gadam bija publicētas ASV dolāros, bet pēc 2005. gada – eiro, pārrēķinātas latos pēc Latvijas Bankas noteiktā attiecīgās valūtas mēneša vidējā kursa.

Lai iegūtu reālos rādītājus, visi rādītāji, izņemot procentu likmi, attiecināti pret PCI un logaritmēti. Līdzīgu mainīgo kopu savos VAR modeļos izmantoja Basurto, Gudharts un Hofmans (*Basurto, Goodhart, Hofmann, 2006*), taču atšķirībā no šo autoru izmantotā reālā IKP un visu laikrindu ceturkšņa datiem, šajā darbā modelī iekļauta reālā alga. Kredītu un dzīvokļu cenu gaidāmā savstarpējā ietekme aprakstīta iepriekš. Sagaidāms, ka dzīvokļu cenas pozitīvi ietekmēs algu pieaugums un negatīvi – procentu likmes. Dzīvokļu cenu kāpums ar

zināmu novēlošanos varētu pozitīvi ietekmēt algu kāpumu, jo cilvēki, kas vēlēšies iegādāties mājokli, meklēs iespējas palielināt savus ienākumus. Sagaidāma negatīva procentu likmju ietekme uz kredītiem, algu un dzīvokļu cenām.

Pirms VAR modeļa novērtēšanas jāpārbauda laikrindu stacionaritāte. Mainīgo stacionaritātes pārbaudes nozīmi nosaka vairāki apsvērumi:

- Laika rindu stacionaritāte/ nestacionaritāte būtiski ietekmē mainīgo uzvedību un īpašības.
- Nestacionāru laika rindu gadījumā novērtētā regresija var būt viltus regresija. Tā kā mainīgo laika rindām ir vienāds izteikti augošs vai dilstošs trends, regresijai ir novērota augsta novērtētā determinācijas koeficienta  $R^2$  vērtība, kaut arī starp mainīgiem nepastāv savstarpēja sakarība.
- Ja regresijas veidošanā ir izmantoti nestacionāri mainīgie, tad nedrīkst izmantot asimptotiskās analīzes pieņēmumus, jo  $t$  - statistika nepakļaujas  $t$  - sadalījumam, bet  $F$  - statistika –  $F$  - sadalījumam.

Mainīgo stacionaritāte pārbaudīta, izmantojot paplašināto Dikeja–Fullera testu, vienādojumā iekļaujot lineāru trendu un konstanti, bet diferencēto laikrindu testēšanai – vienādojumu ar konstanti. Lagu skaits testā izraudzīts, pamatojoties uz Švarca informācijas kritēriju. Modelī iekļauto mainīgo testēšanas rezultāti atspoguļoti 5. pielikumā.

Stacionaritātes testa rezultāti norādīja (sk. 3.1. tabulu), ka visi mainīgie integrēti ar pakāpi 1. Ekonomiskajā literatūrā plaši diskutēts par to, vai mainīgajiem VAR modelī jābūt stacionāriem. Sims (*Sims*, 1980) un Sims, Stoks un Vatsons (*Sims, Stock, Watson*, 1990) ieteica izmantot mainīgo līmeņus, nevis starpības, pat ja mainīgie satur vienības sakni. Autori uzsvēra, ka VAR analīzes mērķis ir noteikt savstarpējās sakarības starp mainīgajiem, nevis noteikt parametru vērtējumus. Galvenais arguments pret diferencēšanu ir tas, ka diferencējot netiek ņemta vērā informācija par laikrindu kopkustību (piemēram, kointegrācijas sakarību iespējamība).

3.1. tabula

### Paplašinātā Dikeja–Fullera testa rezultāti

*Augmented Dickey-Fuller test results*

	Apzīmējums	Līmenis		Diference	
		Testa forma*	ADF testa p-vērtība	Testa forma*	ADF testa p-vērtība
Reālā alga	Inalga_real_sa	t, 1	0.9977	c, 0	0.0000
Reālā procentu likme	proc_real	t, 1	0.1985	c, 0	0.0000
Reālie banku kredīti	Inkred_real	t, 0	0.9764	c, 0	0.0000
Reālā 1 m <sup>2</sup> cena	Inkvm_real	t, 2	0.5270	c, 1	0.0007

\* t – trends un konstante, c – konstante, skaitļi norāda lagu skaitu.

Ir pierādīts, ka vispārēja prakse pārveidot modeli stacionārā formā ar diferencēšanas vai kointegrācijas operatoru palīdzību, kad dati ir integrēti, daudzos gadījumos ir lieka. Pat klasiskās pieejas gadījumā jautājums nav par to, vai dati ir integrēti, bet gan par to, vai novērtētiem koeficientiem vai testa statistikai ir nestandarta sadalījums, ja regresori patiesi ir integrēti. Vairākumā gadījumu interesējošo statistikas sadalījumu neietekmē nestacionaritāte, tādēļ hipotēžu pārbaudi var veikt, nepārveidojot regresorus stacionārās laikrindās (*Sims, Stock, Watson, 1990*).

Tādējādi līdzīgi Basurto, Gudharta un Hofmana (*Basurto, Goodhart, Hofmann, 2006*) pieejai, Latvijas modelī izmantoti laikrindu līmeņi, potenciāli pieļaujot kointegrācijas attiecības starp mainīgajiem.

### **Modeļa rezultāti**

Iepriekš definētajām laikrindām tika novērtēts šāds VAR modelis:

$$\begin{cases} x_{1t} = A_{11}x_{1,t-1} + \dots + A_{1n}x_{4,t-n} + \mu_1 + \delta_1 t + \varepsilon_{1,t} \\ x_{2t} = A_{21}x_{1,t-1} + \dots + A_{2n}x_{4,t-n} + \mu_2 + \delta_2 t + \varepsilon_{2,t} \\ x_{3t} = A_{31}x_{1,t-1} + \dots + A_{3n}x_{4,t-n} + \mu_3 + \delta_3 t + \varepsilon_{3,t} \\ x_{4t} = A_{41}x_{1,t-1} + \dots + A_{4n}x_{4,t-n} + \mu_4 + \delta_4 t + \varepsilon_{4,t} \end{cases}$$

kur  $x_1, \dots, x_4$  – mainīgo lnkred\_real, lnalga\_real\_sa, proc\_real un lnkv\_m\_real vektors;  $t$  – deterministisks laika trends;  $\mu$  – konstante;  $\varepsilon_t$  – stohastiska kļūda;  $n$  – lagu skaits. Tādējādi katram endogēnajam mainīgajam  $x$  novērtēts vienādojums, kur endogēnais mainīgais atkarīgs no  $n$  savām novēlotām vērtībām un pārējo endogēno mainīgo  $n$  novēlotām vērtībām.

Lagu skaits izvēlēts, izmantojot varbūtības attiecību (*likelihood ratio*), galējo paredzēšanas kļūdu (*final prediction error (FPE)*), Akaikes, Švarca un Hanana–Kvina informācijas kritērijus (skat. 3.2. tabulu).

3.2. tabula

### **Lagu skaita izvēle**

*Choice of lags*

Lagu skaits	Varbūtības attiecība (LR)	Galējā paredzēšanas kļūda (FPE)	Akaike kritērijs	Švarca kritērijs	Hanana–Kvina kritērijs
0	NA	5.76e-09	-7.621588	-7.391691	-7.529117
1	453.3365	2.70e-11	-12.98355	-12.29386*	-12.70614*
2	35.75849*	2.45e-11*	-13.08386*	-11.93438	-12.62151
3	18.69887	2.77e-11	-12.97076	-11.36148	-12.32346
4	17.00027	3.17e-11	-12.84802	-10.77895	-12.01578
5	13.23355	3.83e-11	-12.68161	-10.15275	-11.66443
6	17.93402	4.26e-11	-12.60910	-9.620448	-11.40698
7	22.73690	4.30e-11	-12.64603	-9.197582	-11.25897
8	13.07427	5.16e-11	-12.52592	-8.617677	-10.95391

\* Optimālais lagu skaits

3.2. tabulas rezultāti liecina, ka pirmie trīs rādītāji kā optimālus uzrādīja divus lagus, bet pēdējie divi – vienu lagu. Lai nezaudētu informāciju, ko ietver mainīgo savstarpējā ietekme ar novēlošanos, sākotnēji novērtēts modelis ar diviem lagiem.

Kļūdu normalitātes pārbaudē (sk. 3.3. tabulu) kredītu un dzīvokļu cenu kļūdām raksturīga pozitīva asimetrija un ekscess. 2005. gada janvārī un martā bija vērojami dzīvokļu cenu šoki. Tas izskaidrojams ar to, ka cenas, kas iepriekš tika noteiktas ASV dolāros, ar 2005. gadu tika noteiktas eiro, un, tā kā pārmaiņas notika tikai valūtā, nevis absolūtā izteiksmē, rezultātā latos izteiktā  $1 \text{ m}^2$  cena palielinājās uz eiro augošā kursa rēķina. Lai kontrolētu šos šokus, modelī iekļauti papildu fiktīvie mainīgie (*dummies*) d2005m1 un d2005m3, kas atbilst attiecīgi 2005. gada janvāra un 2005. gada marta šokiem. 2001. gada decembrī kredītu šoks kontrolēts ar papildu fiktīvo mainīgo d2001m12. VAR novērtētās koeficientu vērtības liecina, ka visi fiktīvie mainīgie ir nozīmīgi attiecīgajiem rādītājiem ar 5% nozīmības līmeni.

3.3. tabula

### Kļūdu normalitātes pārbaude

*Test for normality of errors*

Komponents	Jarko–Bera kritērijs	Brīvības pakāpju skaits	Varbūtība
1	2.424	2	0.298
2	0.711	2	0.701
3	0.576	2	0.750
4	3.289	2	0.193
Kopējais	7.000	8	0.537

Lai izpētītu VAR modeļa endogēno mainīgo šoku ietekmi uz banku kredītiem, reālo algu tautsaimniecībā, reālajām procentu likmēm un reālajām sērijveida dzīvokļu cenām, konstruētas impulsa reakcijas funkcijas. Katram mainīgajam atsevišķi no katra vienādojuma piemēro vienu standartnovirzi lielu vienu kļūdas šoku un novēro efektu uz VAR sistēmu laika gaitā. Ja sistēmā ir  $g$  mainīgo, var novērtēt  $g^2$  skaita impulsa reakcijas. Ja sistēma ir stabila, šoki ar laiku pazūd. Citiem vārdiem, šoks, kas simulēts  $i$ -tajam mainīgajam, ietekmē ne tikai šo mainīgo, bet arī tiek pārnesti uz visiem pārējiem endogēnajiem mainīgajiem ar VAR dinamiskās novēlošanās struktūras starpniecību.

Modeļa dinamiskās īpašības aprakstošās impulsa reakciju funkcijas konstruētas, izmantojot Čoleski (*Cholesky*) dekompozīciju. Tā kā rezultāti ir jutīgi pret mainīgo secību, analizējot impulsa reakcijas, mainīgie tika sakārtoti šādā mainīgo secībā: alga, procentu likme, kredīti un  $1 \text{ m}^2$  cena. Pielietojot Čoleski dekompozīciju, impulsa reakciju rezultāti var atšķirties atkarībā no mainīgo secības, tomēr šajā gadījumā, mainot mainīgo secību, impulsu



reakcijas būtiski nemainās. Tas pamatojams ar to, ka VAR modeļa kļūdu korelācija izrādījās zema (sk. 3.4. tabulu). Impulsa reakciju funkcijas horizonts ir 12 mēneši.

3.4. tabula

### Modeļa kļūdu korelācijas

*Correlation of the model errors*

	lnalga_real_sa	proc_real	lnkred_real	lnkvm_real
lnalga_real_sa	1.000			
proc_real	0.187	1.000		
lnkred_real	0.291	-0.028	1.000	
lnkvm_real	0.279	0.069	0.087	1.000

Saskaņā ar VAR modeļa rezultātiem (sk. 5. pielikuma 5.1. att.) algu šoks pozitīvi ietekmē kredītu apjomu, un šī ietekme ir nozīmīga līdz pat 12 mēnešu novēlojumam. Procentu likmju šokam ir negatīva ietekme uz kredītiem, kas atbilst gaidāmajam. Īpatnēji, ka novērota cenu šoka negatīva ietekme uz kredītiem, kas izpaužas pat ar gadu ilgu novēlošanos. Tas varētu būt pamatojams ar to, ka sākotnējais mājokļu cenu kāpums apstieidz reālo algu pieaugumu un cilvēkiem, kas plānojuši iegādāties mājokli, nepieciešams laiks, lai sakrātu naudu pirmajai iemaksai un paņemtu hipotēku kredītu.

Alga pozitīvi reaģē uz kredītu šoku, kas, pirmkārt, varētu būt skaidrojams ar kredītu stimulējošo ietekmi uz kopējo ekonomisko aktivitāti ar investīcijām, tādējādi palielinoties darbaspēka pieprasījumam un arī produktivitātei. Otrkārt, kredītiem kļūstot pieejamākiem un augot aizņēmumu summām, kredītņēmēji meklē iespējas gūt lielākus ienākumus, lai izlīdzinātu savu patēriņu.

Algu šoks pozitīvi ietekmē dzīvokļu cenas; tas pieaug un ir nozīmīgs pirmos trīs mēnešus, bet vēlāk šī ietekme pakāpeniski samazinās un kļūst nenozīmīga. Tas, no vienas puses, liecina par ēnu ekonomikas sektoru, jo dati par iedzīvotāju reālo ienākumu dinamiku nav zināmi. No otras puses, tas var norādīt, ka kredītņēmēji ir pārlietu optimistiski un pārvērtē savu maksāspēju un iespējas pildīt kredītsaistības nākotnē. Procentu likmju šoka ietekme uz cenām ir negatīva līdz trijiem mēnešiem, ilgtermiņā tā kļūst pozitīva, tomēr visā periodā ir nenozīmīga.

Kā jau tika gaidīts, visbūtiskāk cenu pieaugumu ietekmē kredīta šoks. Pirmajos divos mēnešos tas gandrīz nemaz neietekmē cenu pieaugumu, ar trīs mēnešu novēlošanos kļūst pozitīvs un līdz pat aptuveni pusotram gadam pakāpeniski pieaug. Ilgākā periodā, t.i., aptuveni pēc diviem gadiem, kredīta šoka ietekme stabilizējas 0.017 procentu punktu līmenī. Tā kā abas laikkrindas izteiktas logaritmos, arī pārejot uz sākotnējiem datiem, izriet, ka kredīta šoks 10% apmērā ilgtermiņā izraisa dzīvokļu cenu pieaugumu par 0.17%. Arī variācijas

dekompozīcija norāda (sk. 5. pielikuma 5.2. att.), ka kredīta šoka īpatsvars 1 m<sup>2</sup> cenas variācijā laika gaitā pieaug – pēc gada kredīta šoks izskaidro 11%, pēc diviem gadiem – 20%, bet pēc trijiem gadiem – 26% no cenas variācijas.

### 3.2. Neierobežotais vektora kļūdu korekcijas modelis

Iepriekš tika secināts, ka VAR modelī iekļautās laika rindas ir integrētas ar kārtu 1. Ja rindas ir integrētas ar vienādu kārtu, tās varētu būt kointegrētas, proti, I(1) mainīgo lineāra kombinācija ir I(0) process. Šajā gadījumā nepastāv viltus regresijas problēma, turklāt netiek zaudēta informācija par mainīgo ilgtermiņa sakarību, kā tas ir mainīgo diferencēšanas gadījumā.

Ja starp I(1) nestacionāriem mainīgajiem  $x_t$  un  $y_t$  pastāv lineāra kombinācija I(0), var novērtēt kļūdu korekcijas modeli, kas apraksta  $x_t$  un  $y_t$  mainīgo īstermiņa un ilgtermiņa attiecības. Kļūdu korekcijas modelis definēts formā

$$\Delta y_t = \alpha + \beta(y_{t-1} - \lambda x_{t-1}) + \gamma \Delta x_t + u_t \quad (11),$$

kur  $\Delta x_t \equiv x_t - x_{t-1}$  un  $\Delta y_t \equiv y_t - y_{t-1}$ .

Kļūdu korekcijas modelī  $y_t$  mainīgā izmaiņas ir saistītas ar  $x_t$  mainīgā izmaiņām un abu mainīgo starpību iepriekšējā periodā. Starpība starp  $y_{t-1}$  un  $\lambda x_{t-1}$  parāda, kādā mērā  $x_t$  un  $y_t$  neatbilst ilgtermiņa līdzsvara nosacījumiem. Atbilstoši parametru  $\beta$  var interpretēt kā rezultējošās nobīdes no līdzsvara stāvokļa daļu, kas atspoguļojas  $y_t$  viena perioda izmaiņās. Tādējādi  $\beta(y_{t-1} - \lambda x_{t-1})$  sauc par kļūdas korekcijas komponenti.

Atverot iekavas, (11) vienādojumā definēto modeli var pārrakstīt formā

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} - \lambda \beta x_{t-1} + \gamma \Delta x_t + u_t$$

jeb apzīmējot  $-\lambda \beta \equiv \beta'$ , iegūst

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \beta' x_{t-1} + \gamma \Delta x_t + u_t \quad (12),$$

kuru var novērtēt ar mazāko kvadrātu metodi. (12) vienādojuma parametru ekonomiskā interpretācija ir šāda:

- Parametrs  $\gamma$  raksturo izskaidrojošā mainīgā  $x_t$  izmaiņu efektu uz atkarīgā mainīgā  $y_t$  izmaiņām īsā laika periodā.
- Parametru attiecība  $-\beta'/\beta$  jeb  $\lambda$  (ņemot vērā iepriekš ieviesto apzīmējumu) raksturo izskaidrojošā mainīgā  $x_t$  izmaiņu efektu uz atkarīgā mainīgā  $y_t$  izmaiņām ilgā laika periodā.

Vektora kļūdu korekcijas jeb VEC modelī var būt vairākas mainīgo kointegrācijas sakarības. Lai analizētu ne tikai mainīgo dinamiskās īpašības, kas aprakstītas iepriekš novērtētajā Latvijas VAR modelī, bet arī līdzsvara nosacījumus, izmantoti VAR modeļa mainīgo līmeņi un novērtēta 1 m<sup>2</sup> cenas ilgtermiņa saistība ar citiem faktoriem VEC modeļa ietvaros.

Vispirms apskatīts neierobežotais VEC modelis, kas izveidots, izmantojot līdzšinējo mainīgo sarakstu. Pirmkārt, jānosaka kointegrācijas vektoru skaits. Viens no plaši izmantotiem kointegrācijas testiem kointegrācijas vektoru skaita noteikšanai ir Engla-Grendžera (*Engle-Granger*) procedūra. Tomēr uz kļūdu analīzes balstīts tests varētu būt neefektīvs, kad tiek aplūkoti vairāk par diviem I(1) mainīgie, tādējādi kointegrācijas noteikšanai tiek izmantoti Johansena un Johansena un Juseliusa kointegrācijas testi. Šie testi balstās uz maksimālās ticamības (*maximum likelihood*) noteikšanas procedūru un nodrošina vienotu struktūru, lai pārbaudītu kointegrācijas attiecības VAR kļūdu korekcijas modeļu kontekstā.

Johansens izstrādāja ticamības attiecības (*likelihood ratio*) divus testus, lai noteiktu kointegrācijas vektoru skaitu. Viens tiek balstīts uz maksimālās īpašvērtības noteikšanu, bet otrais – uz pēdas testu (*maximum eigenvalue and trace tests*). Maksimālās īpašvērtības tests tiek uzskatīts par spēcīgāku.

Lai aprakstītu testa būtību, jāapskata VAR modelis ar kārtu  $p$ :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-k} + Bx_t + \varepsilon_t,$$

kur

$y_t$  – nestacionāro I(1) mainīgo  $k$ -vektors

$x_t$  – deterministisko mainīgo  $d$ -vektors

$\varepsilon_t$  – kļūdu vektors.

Doto VAR iespējams modificēt formā

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t,$$

kur

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j.$$

Ja koeficientu matrica  $\Pi$  ir reducējusi rangū  $r < k$ , tad eksistē  $k \times r$  matricas  $\alpha$  un  $\beta$  (katra ar rangū  $r$ ) tādā veidā, ka  $\Pi = \alpha\beta'$  un  $\beta'y_t$  ir I(0).  $R$  ir kointegrācijas attiecību skaits (rang) un katra kolonna  $\beta$  ir kointegrācijas vektors. Elements  $\alpha$  ir regulēšanas parametrs

vektora kļūdu korekcijas modelī. Pielietojot Johansena metodi, tiek novērtēta  $\Pi$  matrica no neierobežotā VAR modeļa, kā arī tiek pārbaudīts, vai ar  $\Pi$  reducētu rangu noteikto ierobežojumu var noraidīt.

Lai noteiktu ilgtermiņa attiecības starp iepriekš novērtētā Latvijas VAR modeļa rādītājiem, par eksogēniem mainīgajiem VEC modelī iekļauti iepriekš definētie fiktīvie mainīgie d2001m12, d2005m1 un d2005m3. Tā kā VAR modelī izmantoti divi lagi, kointegrācijas pārbaudē iekļauto lagu skaits ir par vienu mazāk, t.i., viens lags. Šim modelim tālāk noteiktas kointegrācijas sakarības, veicot pēdas un maksimālās īpašvērtības testus. Johansens aplūkoja piecus deterministiskā trenda gadījumus:

1) Līmeņa datiem  $y_t$  nav deterministiskā trenda un kointegrētajiem vienādojumiem nav konstantes

$$\Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha \beta' y_{t-1}$$

2) Līmeņa datiem  $y_t$  nav deterministiskā trenda un kointegrētie vienādojumi satur konstanti

$$\Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha (\beta' y_{t-1} + \rho_0)$$

3) Līmeņa datiem  $y_t$  ir lineārs trends, bet kointegrētie vienādojumi satur tikai konstanti

$$\Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha (\beta' y_{t-1} + \rho_0) + \alpha_{\perp} \gamma_0$$

4) Līmeņa datiem  $y_t$  un kointegrētajiem vienādojumiem ir lineārs trends

$$\Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha (\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{\perp} \gamma_0$$

5) Līmeņa datiem  $y_t$  ir kvadrātisks trends un kointegrētajiem vienādojumiem ir lineārs trends

$$\Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha (\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{\perp} (\gamma_0 + \gamma_1 t),$$

kur  $\alpha$  ir deterministiskā daļa “ārpus” kointegrācijas attiecībām.

Ja modeļa dati ir kointegrēti, tad neierobežotā VAR modeļa vietā jāpiemēro VEC modelis. Tas pamatojams ar to, ka, tā kā kointegrācijas vektors ierobežo mainīgo ilgtermiņa uzvedību, VEC modelis nodrošina impulsa reakcijas analīzes un dispersijas sadalījuma rezultātus, kas precīzāk izskaidro sakarību starp mainīgajiem nekā standarts neierobežots VAR.

3.5. tabulā atspoguļoti Latvijas VEC modeļa kointegrācijas testa rezultāti. Švarca kritērijs norāda, ka modeļu specififikācijās, kurās pieļauta lineāra deterministiska trenda esamība laikrindās, kointegrācija starp mainīgajiem nepastāv. Akaike kritērijs norāda uz vienu kointegrācijas vektoru pie nosacījuma, ja datos novērots kvadrātisks deterministisks trends. Savukārt matricas pēdas testi un maksimālo īpašvērtību testi liecina, ka pat pie 5% ticamības līmeņa datos ar lineāru un kvadrātisku trendu kointegrācija starp visiem četriem mainīgajiem nepastāv.

**Johansena kointegrācijas testa rezultāti***The Johansen cointegration test results*

<b>Datu trends</b>	<b>Nav</b>	<b>Nav</b>	<b>Lineārs</b>	<b>Lineārs</b>	<b>Kvadrātisks</b>
Rangs jeb kointegrācijas vektoru skaits	Bez konstantes	Ar konstanti	Ar konstanti	Ar konstanti	Ar konstanti
	Bez trenda	Bez trenda	Bez trenda	Ar trendu	Ar trendu
Izvēlētais (ar 5% ticamības līmeni) kointegrācijas vektoru skaits modelī (kolonnās)					
Pēda	1	1	1	1	0
Maksimālā īpašvērtība	1	1	1	1	0
<i>Log</i> varbūtība pēc ranga (rindas) un modeļa (kolonnas)					
0	425.503	425.503	457.333	457.333	464.005
1	463.095	463.162	464.649	468.608	470.534
2	464.204	465.799	465.799	470.543	470.543
Akaike informācijas kritērijs pēc ranga (rindas) un modeļa (kolonnas)					
0	-9.264	-9.264	-9.919	-9.919	-10.022
1	-10.002	-9.982	-9.992	-10.057	-10.078*
2	-9.939	-9.930	-9.930	-9.990	-9.990
Švarca kritērijs pēc ranga (rindas) un modeļa (kolonnas)					
0	-9.153	-9.153	-9.754	-9.754	-9.801*
1	-9.781	-9.733	-9.716	-9.754	-9.747
2	-9.607	-9.543	-9.543	-9.548	-9.548

VAR impulsa reakcijas funkcijas parādīja, ka, pirmkārt, dzīvokļu cenas visbūtiskāk reaģē uz kredītsoku un atšķirībā no algas šoka kredīta šoka ietekme uz cenām laika gaitā pieaug. Otrkārt, starp kredītiem un procentu likmēm iespējama multikolinearitāte, tāpēc, iekļaujot abus mainīgos modelī, kredīta šoka ietekme uz cenām varētu būt novērtēta pārāk zemu. Šo abu apsvērumu dēļ alga un procentu likme tika izņemta no modeļa un pārbaudīta kointegrācija starp kredītiem un dzīvokļu cenām. Starp vairākām testa formām tika izvēlēts kointegrācijas tests ar deterministisko trendu laikrindās, ko var pamatot ar diviem apsvērumiem. Pirmkārt, stacionaritātes testēšanas gaitā izrādījās, ka visu mainīgo līmeņi paplašinātā Dikeja–Fullera testā ir statistiski nozīmīgi atkarīgi no laika trenda, līdz ar to trends jāiekļauj arī kointegrācijas vienādojumā. Otrkārt, tam ir arī ekonomiskā interpretācija, proti, statistiski nozīmīgs trends kointegrācijas vienādojumā norādīs, ka ilgtermiņa līdzsvars tautsaimniecībā joprojām nav sasniegts, kas ir visai ticami, ņemot vērā strukturālās pārmaiņas Latvijas tautsaimniecībā pēdējos gados. Johansena testa statistika apstiprina hipotēzi par kointegrācijas vektora esamību starp kredītiem un dzīvokļa cenām ar 5% ticamības līmeni.

Tādējādi neierobežotā VEC modelī ar vienu kointegrācijas modeli un vienu lagu kļūdu korekcijas vienādojums izskatās šādi (iekavās norādīta t-statistika):

$$\Delta kvm_t = -0.02 + 0.015(kvm - 9.66kred + 0.25t) + 0.1\Delta kred_{t-1} - 0.26\Delta kvm_{t-1} \quad (13),$$

(-4.51) (3.59)      (-3.20)      (3.19) (2.68)      (-3.08)

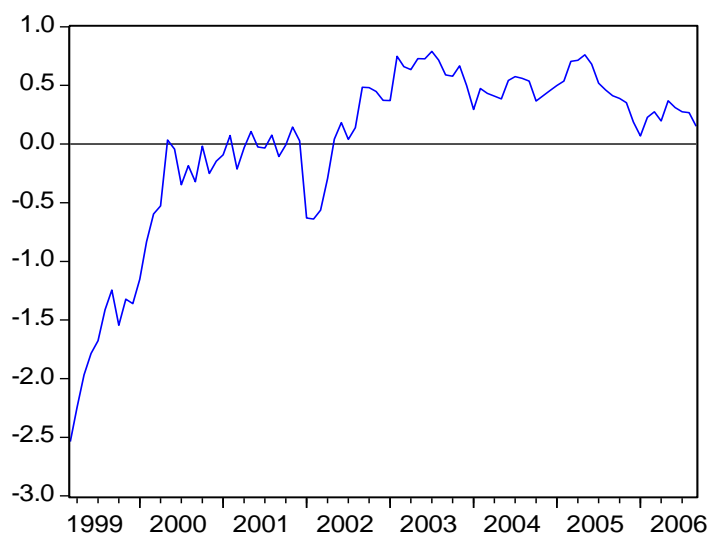
kur  $kvm$  ir 1 m<sup>2</sup> reālā cena, logaritmos,  $kred$  ir reālie kredīti, logaritmos,  $t$  ir laika trends,  $\Delta kvm$  un  $\Delta kred$  atspoguļo attiecīgi kvadrātmetra cenas un kredītu procentuālās izmaiņas (jo mainīgie ir logaritmos) pret iepriekšējo periodu. Kointegrācijas sakarību no (13) vienādojuma var pārrakstīt formā  $kvm = 9.66kred - 0.25t$ .

Kredītu koeficienta zīme sakrīt ar teorētiski sagaidāmo – kredītu pieaugums par 1% izraisa dzīvokļu 1 m<sup>2</sup> cenas pieaugumu par 9.7%. Savukārt trenda koeficients ir negatīvs, norādot uz to, ka dzīvokļu cenām ir tendence samazināties. Kointegrācijas vienādojums un abi tā koeficienti ir statistiski nozīmīgi ar 1% ticamības līmeni. Kointegrācijas vienādojuma ilgtermiņa koeficients (0.015) parāda, ka cenas novirzes no ilgtermiņa līdzsvara pielāgojas līdzsvara vērtībai ļoti lēni – vienā periodā (mēnesī) tiek koriģēts 1.5% no cenas ilgtermiņa novirzes, kas nozīmē cenas atgriešanos pie ilgtermiņa līdzsvara vērtības vidēji pēc pieciem ar pusi gadiem. Koeficients 0.1 pie kredītiem nozīmē, ka 1% reālo kredītu pieaugums iepriekšējā mēnesī atspoguļojas 0.1% viena kvadrātmetra reālās cenas kāpumā tekošajā mēnesī. Visbeidzot, koeficients pie  $\Delta kvm_{t-1}$  parāda, ka kvadrātmetra reālās cenas 1% kāpums iepriekšējā mēnesī atspoguļojas 0.26% tekošā mēneša cenas kritumā. Kredītu un kvadrātmetra cenas pārmaiņu koeficienti ir statistiski nozīmīgi ar 5% ticamību.

3.1. attēlā atspoguļotās novirzes no kointegrācijas vektora liecina, ka no 2000. gada vidus līdz 2001. gada beigām 1 m<sup>2</sup> cenas bija tuvu ilgtermiņa līdzsvara vērtībām, kopš 2002. gada novirze pakāpeniski pieauga, sasniedzot maksimumu 2005. gada maijā, bet turpmākajā periodā novērojama tās samazināšanās tendence. No vienas puses, pozitīvās novirzes no 0 liecina, ka dzīvokļu 1 m<sup>2</sup> cena no 2002. līdz 2006. gadam atradusies virs savām līdzsvara vērtībām. Taču, no otras puses, novirzes samazināšanās no 0.76 bāzes punktiem 2005. gada maijā līdz 0.15 bāzes punktiem 2006. gada septembrī norāda, ka novērojama cenas konverģence uz līdzsvara līmeni. Tādējādi, pielietojot VEC modeli, var secināt, ka dzīvokļu cenas un kredīti ir kointegrēti, un pēc iestāšanās ES dzīvokļu cenas pārsniedza savas ilgtermiņa līdzsvara vērtības.

Ņemot vērā, ka cenas sāka novirzīties no ilgtermiņa līdzsvara 2002. gadā un saskaņā ar kļūdu korekcijas vienādojumu (12) cena atgriežas pie ilgtermiņa līdzsvara vērtības vidēji pēc

pieciem ar pusi gadiem, tad, saglabājoties konverģences tempam, autore prognozēja, ka 1 m<sup>2</sup> cena sasniegs pētītā perioda līdzsvara vērtību jau 2007. gadā.



3.1. att. Novirzes no kointegrācijas vektora neierobežotā VEC modelī ar vienu lagu  
*Deviations from cointegration vector in the unrestricted VEC model with one lag*

Kā jau 2. nodaļā secināts, dzīvokļu tirgus aktivitātes attīstība tuvākajos gados būs atkarīga no nodarbinātības pieauguma, ienākumu kāpuma un kreditēšanas politikas. Arī kļūdu korekcijas modeļa rezultāti pierādīja, ka dzīvokļu cenas ir kointegrētas ar banku izsniegtajiem kredītiem. No kointegrācijas vienādojuma secināts, ka ilgtermiņā 1% reālo kredītu mēneša pieaugums atspoguļojas nākamā mēneša 0.1% viena kvadrātmetra reālās cenas kāpumā. Ņemot vērā šo apsvērumu, banku piesardzīgā kredītpolitika pamato dzīvokļu cenu kritumu pēdējo divu gadu laikā. Savukārt *logit* modelis pierādīja, ka būtisks faktors, kas nosaka indivīdu lēmumu ņemt hipotekāro kredītu, ir iedzīvotāju ienākumi. Tādējādi *logit* un VEC modeļa rezultāti ļauj secināt, ka dzīvokļu tirgus aktivitātes un dzīvokļu cenu attīstību nākotnē noteiks iedzīvotāju ienākumu kāpums un kreditēšanas tempu pieaugums. Turklāt, būtiski piebilst, ka abi šie rādītāji ir savstarpēji saistīti. Proti, augot ienākumiem un maksātspējai, kredītņēmēji spēs atmaksāt iepriekš uzņemtās kredītsaistības, kā rezultātā uzlabosies banku kredītportfeļa kvalitāte, atbrīvosies daļa līdzekļu, kas iepriekš tika novirzīti slikto kredītu uzkrājumiem, un atmaksātie kredīti sniegs papildu resursus jaunu kredītu izsniegšanai. Savukārt, pieaugot uzņēmumiem piešķirto kredītu apjomam, aizņēmumi tiks novirzīti apgrozāmiem līdzekļiem un investīcijām, kas rezultēsies ražošanas un sniegto pakalpojumu pieaugumā, jaunu darba vietu radīšanā un tādējādi kopējo ienākumu kāpumā. Šis multiplikatora efekts ir ļoti būtisks un spēcīgs mehānisms, kas noteiks Latvijas tautsaimniecības ilgspējīgu izaugsmi, iedzīvotāju labklājības kāpumu un nekustamā īpašuma tirgus attīstību.

### 3.3. Dzīvojamā fonda fundamentālo rādītāju modelis

Šajā sadaļā aplūkots dzīvojamā fonda investīciju modelis ar fundamentāliem rādītājiem, un, sekojot Demera (*Demers*, 2005) pieejai, modelis novērtēts Latvijas mājokļu tirgum. Par fundamentāliem rādītājiem definēti: demogrāfiskās struktūras rādītājs, mājokļa cenas attiecība pret īres cenu, mājsaimniecību patēriņš, darbaspēka līdzdalības rādītājs un kapitāla cena.

Dzīvojamais fonds uz vienu iedzīvotāju Latvijā būtiski atpaliek no Eiropas Savienības vidējā līmeņa, tādējādi mājokļu pieprasījuma pārsvars pār piedāvājumu bija viens no faktoriem, kas noteica mājokļu cenu strauju kāpumu. Cenu pieaugums, savukārt, veicināja investīciju ieplūdi dzīvojamā fonda būvniecībā, būtiski pieaugot jauno mājokļu piedāvājumam tirgū. Kaut arī 2007. gada 2. pusē, pēc aprīlī sasniegtā cenu maksimuma, mājokļu tirgū cenas kritās ik mēnesi, daudzi projekti bija izstrādes stadijā un tirgū arvien tika pieteikti jauni projekti. Pie esošā darbaspēka trūkuma, nelabvēlīgās demogrāfiskās situācijas valstī, augošām procentu likmēm un būvniecības izmaksu sadārdzinājuma, radās bažas par attīstītāju iespējām iesāktos projektus nākotnē realizēt. Tādējādi bija būtiski izpētīt, cik lielā mērā dzīvojamā fonda pieaugumu Latvijā aplūkotajā periodā noteica fundamentāli rādītāji, kas ļautu prognozēt pieprasījumam atbilstošu būvniecības attīstību nākotnē. Šim nolūkam darbā aplūkots mājokļu investīciju modelis, izmantojot fundamentālus rādītājus, kuru izstrādāja un pielietoja Demers (*Demers*, 2005) Kanādas tirgum. Tā kā cenu kritums aizsākās 2007. gada maijā, dotais modelis novērtēts Latvijas datiem no 1999. gada 1. ceturkšņa līdz 2007. gada 1. ceturksnim, kas aptver maksimālo laika periodu, par kuru bija pieejami visu laika rindu dati līdz cenu korekcijas sākumam.

Demera darbā kopējās mājokļu investīcijas  $h_t$  sastāv no primārā tirgus  $i_t$  un sekundārā tirgus investīcijām  $m_t$ . Primārajā tirgū līdzekļi tiek ieguldīti jaunu mājokļu būvniecībā un renovācijā. Savukārt sekundārajā jeb otrreizējā tirgū mājokļi tiek pārdoti vairākkārt, tādējādi darījumu summas atspoguļojas kopējās sekundārā tirgus investīcijās. Abi tirgi gan mājokļu kvalitātes, gan cenu ziņā ir atšķirīgi, tādējādi tie modelēti atsevišķi. Tā kā dotais modelis novērtēts ar mērķi izpētīt uz fundamentāliem faktoriem balstītu prognozēšanas modeļu priekšrocības salīdzinājumā ar vienkāršiem noteicošo rādītāju (*leading indicators*) modeļiem, strukturālajās specifikācijās nav iekļauti noteicošie rādītāji, kā izsniegtās būvatļaujas un patērētāju konfidences rādītāji. Nošķirot fundamentālo rādītāju un noteicošo rādītāju modelēšanas pieejas, iespējams noteikt, vai strukturālais modelis ar fundamentāliem rādītājiem var pārspēt vienkāršos noteicošo rādītāju modeļus.

Vispirms aplūkosim fundamentālo rādītāju modeli. Apzīmējot ar  $k_t$  valsts dzīvojamo fondu, tā dinamiku var definēt šādi:



$$k_t \equiv (1 - \tau)k_{t-1} + i_t \quad (14),$$

kur  $k_{t-1}$  – dzīvojamais fonds iepriekšējā periodā;

$i_t$  – investīcijas jaunu mājokļu būvniecībā un renovācijā;

$\tau$  – nolietojuma likme.

Demers investīciju būvniecībā ilgtermiņa specifiku formulēja šādi:

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 k_{t-1} + \alpha_3 d_t + \alpha_4 c_t + \alpha_5 a_t + \alpha_6 r_t + v_{1,t} \quad (15),$$

kur  $p_t$  – mājokļa cenas attiecība pret īres cenu. Šajā rādītājā ietvertas dažādas izmaksas, kuras sedz mājokļa īpašnieks – nolietojums, īpašuma nodokļi, uzturēšanas un remonta izdevumi, apdrošināšana;

$d_t$  – demogrāfiskās struktūras rādītājs;

$c_t$  – mājsaimniecību patēriņš;

$a_t$  – darbaspēka līdzdalības rādītājs;

$r_t$  – kapitāla cena;

$v_{1,t}$  – stohastiska kļūda ar vidējo nulle.

Demogrāfiskās struktūras rādītājs  $d_t$  definēts kā 25–44 gadu vecuma iedzīvotāju īpatsvars 15 gadu un vecāku iedzīvotāju skaitā. Patēriņš  $c_t$  ir pastāvīgo ienākumu jeb bagātību aizvietojošais mainīgais, kas aprakstīts iepriekš. Kapitāla cena  $r_t$  ir mājokļu būvniecībai izsniegto kredītu gada procentu likme.

Tā kā (15) vienādojumu var interpretēt kā pieprasījuma funkciju, apriori var prognozēt, ka izpildīsies šādi koeficientu ierobežojumi:  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_6 < 0$  un  $\alpha_3, \alpha_4, \alpha_5 > 0$ .

Kaut arī (15) vienādojums raksturo būvniecības investīciju ilgtermiņa dinamiku, to pielieto, lai analizētu arī īstermiņa dinamiku, kurai ir šāda specifika:

$$\Delta i_t = \sum_{j=1}^j \beta_{1,j} \Delta i_{t-j} + \sum_{j=1}^j \beta_{2,j} \Delta c_{t-j} + \sum_{j=1}^j \beta_{3,j} \Delta r_{t-j} + \sum_{j=1}^j \beta_{4,j} \Delta p_{t-j} + \sum_{j=1}^j \delta_{1,j} v_{1,t-j} + v_{2,t} \quad (16),$$

kur  $\Delta$  apzīmē differences operatoru;  $v_{2,t}$  ir identiski, neatkarīgi sadalīta kļūda un  $j$  ir novēlošanās garums. Uzskatāmības labad visur lietots vienāds apzīmējums  $j$ , taču novēlošanās garums visiem mainīgajiem var atšķirties.  $\Delta i_{t-j}$ ,  $\Delta c_{t-j}$ ,  $\Delta r_{t-j}$  un  $\Delta p_{t-j}$  parāda attiecīgi investīciju, patēriņa, procentu likmes un mājokļa cenas pārmaiņas viena perioda laikā ar  $j$  periodu novēlošanos. Koeficients  $\beta_{1,j}$  atspoguļo investīciju inerci, proti, jo tas tuvāks vienam, jo lielākā mērā pašreizējā perioda investīcijas atkarīgas no iepriekšējā perioda investīcijām.  $\beta_{2,j}$ ,  $\beta_{3,j}$  un  $\beta_{4,j}$  atspoguļo investīciju jaunu mājokļu būvniecībā un renovācijā pārmaiņas periodā  $t$ , ja attiecīgi patēriņš, procentu likme un mājokļu cena periodā  $t - j$  pieaug par vienu vienību, pārējiem faktoriem paliekot nemainīgiem. Tā kā (15) vienādojums attēlo ilgtermiņa līdzsvara

attiecības starp mainīgajiem, tad (16) vienādojums atspoguļo līdzsvara korekcijas modeli ar pielāgošanās ātrumu  $\delta_{1,j}$ .

Sekundāro tirgu  $m_t$  raksturo līdzīga ilgtermiņa specififikācija:

$$m_t = \gamma_0 + \gamma_1 p_t + \gamma_2 d_t + \gamma_3 c_t + \gamma_4 a_t + \gamma_5 r_t + e_{1,t} \quad (17),$$

kur  $e_{1,t}$  ir gadījuma kļūda. (17) vienādojumā sagaidāms, ka  $\gamma_2$ ,  $\gamma_3$  un  $\gamma_4$  būs pozitīvi, savukārt  $\gamma_1$  un  $\gamma_5$  negatīvi.

Īstermiņa specififikācija, savukārt, ir šāda:

$$\Delta m_t = \sum_{j=1}^j \eta_{1,j} \Delta m_{t-j} + \sum_{j=1}^j \eta_{2,j} \Delta r_{t-j} + \sum_{j=1}^j \eta_{3,j} \Delta p_{t-j} + \sum_{j=1}^j \delta_{2,j} e_{1,t-j} + e_{2,t} \quad (18).$$

(18) vienādojums arī atspoguļo līdzsvara korekcijas modeli ar pielāgošanās ātrumu  $\delta_{2,j}$ .

Jauno mājokļu piedāvājumu var ierobežot tādi faktori kā būvniecības laiks, zeme un darbaspēka trūkums, savukārt sekundārajā tirgū ierobežojums var izpausties nepietiekošā piedāvājumā, kas dod iespēju mājāsaimniecībām izvēlēties savām vajadzībām un finansiālajām iespējām atbilstošu mājokli. Taču kopumā sagaidāms, ka  $\sum_{j=1}^j \delta_{2,j} \leq \sum_{j=1}^j \delta_{1,j}$ , proti, sekundārajā tirgū līdzsvars iestājas vismaz tikpat ātri kā būvniecības tirgū. Ja dotā nevienādība izpildās, pie pārējiem vienādiem nosacījumiem, pielāgošanās procesa implicētā heterogenitāte nozīmē, ka rezultātu efektivitāti iespējams uzlabot, balstoties uz dezagregēto pieeju, salīdzinājumā ar agregēto modeli, kurā tiešā veidā novērtēts  $h_t$ .

Visbeidzot, ar mērķi salīdzināt fundamentālo rādītāju prognozēšanas spējas ar noteicošo rādītāju pieeju, Demers savā darbā definēja dzīvojamā fonda investīciju modeli ar noteicošiem rādītājiem. Līdzās nacionālo kontu datiem par mājokļu investīcijām, mājokļu sektoru raksturo tādi ceturkšņu rādītāji kā izsniegtās būvatļaujas un jaunie pasūtījumi būvniecībā. Šie rādītāji, visticamāk, cieši korelē ar nacionālo kontu mājokļu investīciju datiem, jo izsniegtās būvatļaujas ir pirmais acīmredzamais signāls attiecībā uz mājokļu būvniecību nākotnē. Tādējādi, galvenais uzdevums ir noskaidrot, vai ar noteicošiem rādītājiem var iegūt mājokļu investīciju īstermiņa dinamikas ticamas prognozes. Lai to izpētītu, definē autoregresīvu noteicošo rādītāju modeli:

$$x_t = \sum_{j=1}^{j^x} \phi_j \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^{j^w} \beta_j \Delta w_{l,t-j} + e_t \quad (19),$$

kur  $x_t$  – pētāmais mainīgais;

$w_{l,t}$  –  $l$ -tais noteicošais rādītājs;

$e_t$  – baltais troksnis;

$\Delta$  – differences operators;

$j^x$  un  $j^w$  – attiecīgi atkarīgā mainīgā un noteicošā rādītāja novēlošanās skaits.

Atkarīgais mainīgais ir investīcijas jaunu mājokļu būvniecībā un renovācijā  $i_t$ , sekundārā tirgus investīcijas  $m_t$  vai kopējās mājokļu investīcijas  $h_t$ , proti,  $x_t = \{i_t, m_t, \{h_t = i_t + m_t\}\}'$ .  $\Delta x_{t-j}$  un  $\Delta w_{l,t-j}$  atspoguļo attiecīgi atkarīgā mainīgā un  $l$ -tā noteicošā rādītāja pārmaiņas viena perioda laikā. Koeficients  $\phi_j$  parāda atkarīgā mainīgā pārmaiņu ietekmi ar  $j$  periodu novēlošanos uz atkarīgā mainīgā pašreizējā perioda līmeni, savukārt  $\beta_j$  parāda noteicošo rādītāju pārmaiņu kopējo novēloto ietekmi uz atkarīgo mainīgo.

Piemērojot fundamentālo rādītāju pieeju Latvijas datiem, vispirms jāatzīmē daži ierobežojumi. Pirmkārt, Latvijā nav laika rindu datu par reālām darījumu summām sekundārajā mājokļu tirgū. Tādējādi  $m_t$  komponenti atsevišķi nav iespējams modelēt. Otrkārt, dati par kapitālieguldījumiem dzīvokļu būvniecībā, kurus publicē CSP, pieejami tikai pa gadiem. Taču tā kā šīs investīcijas pēc noteikta laika atspoguļojas uzbūvētajā dzīvojamā fondā, modeļa novērtēšanai izmantoti uzbūvēto dzīvojamo ēku platību dati, kas pieejami pa ceturkšņiem. Ņemot vērā, ka mājokļu būvniecības process ilgst 1,5–2 gadus, dzīvojamā fonda ilgtermiņa specifiskācijā, kuru apraksta (15) vienādojums, eksogēnie mainīgie jāiekļauj ar zināmu novēlošanos. Atkarīgais mainīgais  $i_t$  ir dzīvojamo ēku kopējās platības nodošana ekspluatācijā, tūkstošos kvadrātmetru (turpmāk  $m^2$ ). Lai aprēķinātu mājokļu cenas un īres attiecību  $p_t$ , izmantoti nekustamā īpašuma kompānijas *Latio* dati par sērijveida dzīvokļu vidējām kvadrātmetra cenām Rīgas mikrorajonos, kas pārrēķinātas indeksa veidā attiecībā pret 2000. gada vidējo cenu. *Latio* ir viens no lielākajiem nekustamā īpašuma uzņēmumiem Latvijā. Tā dati ir reprezentatīvāki salīdzinājumā ar citu nekustamo īpašumu kompāniju datiem, jo atspoguļo reālu darījumu cenas. Savukārt CSP publicētie dzīvokļu cenu dati nav pielietojami modeļa aprēķinos, jo vērtējami kā pārāk zemi salīdzinājumā ar nekustamo īpašumu kompāniju pārskatos minētām reālo darījumu summām. Īres cenas indekss ir patēriņa cenu groza īres maksas komponente (04.1. grupa) 2000. gada vidējās cenās. Modelī pielietota M.Frīdmana (*Friedman*) izvirzītā pastāvīgo ienākumu hipotēze, saskaņā ar kuru individu patēriņš ir konstanta daļa no viņu pastāvīgajiem ienākumiem. Tādējādi modelī par bagātības jeb pastāvīgo ienākumu aizvietojošo rādītāju izmantota patēriņa komponente IKP 2000. gada cenās ( $c_t$ ). Patēriņa komponente ietver māsaimniecību un bezpeļņas organizāciju, kas apkalpo māsaimniecības, galapatēriņa izdevumus. Tā kā dati par kredītu procentu likmēm atsevišķās tautsaimniecības nozarēs, tai skaitā būvniecībā, nav pieejami, par reālo kapitāla cenu  $r_t$  izmantota iekšzemes uzņēmumiem no jauna izsniegto kredītu vidējās procentu likmes un inflācijas starpība. Darbaspēka līdzdalības rādītāja vietā iekļauts bezdarba līmenis  $u_t$ . Tā kā 25

līdz 44 gadu vecuma iedzīvotāju īpatsvars 15 gadu un vecāku iedzīvotāju skaitā Latvijā ik gadu samazinājās no 35,2% 1998. gada sākumā līdz 32,6% 2007. gada sākumā, tad, iekļaujot to modelī, novērtētais koeficients būtu negatīvs, proti, pretējs gaidītajam. Tādējādi atšķirībā no Demera darba, Latvijas modelī nav iekļauts demogrāfiskais faktors. Paplašinot demogrāfiskā faktora vecuma robežas līdz 20 – 49 gadiem, novērojama līdzīga samazināšanās tendence.

Demera specifikācijā kā eksogēnais mainīgais ietverts arī dzīvojamais fonds iepriekšējā perioda beigās. Tas pamatots ar apsvērumu, ka, jo lielāks dzīvojamais fonds valstī jau eksistē, jo mazāk mājokļu būvniecībā tiks investēts, respektīvi, sagaidāma negatīva abu rādītāju sakarība. Latvijā dzīvojamais fonds uz 1 iedzīvotāju pieauga no 21,3 m<sup>2</sup> 1995. gadā līdz 25,7 m<sup>2</sup> 2006. gadā, kas ir uz pusi zemāks rādītājs nekā attiecīgajā periodā vidēji Eiropas Savienībā. Aplūkojot 3.2. attēlā atspoguļotās uzbūvēto dzīvojamo ēku platības, secinām, ka periodā no 1995. līdz 2003. gadam ekspluatācijā nodoto dzīvojamo platību apjoms bija relatīvi neliels, savukārt aktīva mājokļu būvniecība vērojama tikai kopš 2004. gada. Respektīvi, laikā, kad tika novērtēts modelis, dzīvojamais fonds vēl nebija sasniedzis noteiktu piesātinājuma līmeni, pēc kura varētu novērtēt negatīvu korelatīvu sakarību starp esošo dzīvojamo fondu un investīcijām mājokļu būvniecībā. Tādēļ Latvijas ilgtermiņa vienādojumā šis rādītājs netika iekļauts. Tā vietā iekļauta endogēnā mainīgā pirmā novēlošanās, jo būvniecībai raksturīga liela inerce, un tādējādi tiek novērsta kļūdu autokorelācija.

Papildus iepriekš minētajiem mainīgajiem modelī ieviests fiktīvais mainīgais (*dum*), kas atspoguļo Eiropas Savienībā iestāšanās efektu. Kā iepriekš minēts, aktīva mājokļu būvniecība sākās 2004. gadā, proti, īsi pirms iestāšanās ES, tādēļ, lai uztvertu būvniecības strukturālās pārmaiņas, modelī periodā no 1999. līdz 2003. gadam *dum*=0, bet, sākot ar 2004. gadu, *dum*=1 (ES iestāšanās efekts ir ilglaicīgs, jo pēc 2004. gada būvniecībā vērojamas līmeņa pārmaiņas).

Rezultātā (15) vienādojums Latvijas datiem definēts šādi:

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_{t-k} + \alpha_2 c_{t-k} + \alpha_3 u_{t-k} + \alpha_4 r_{t-k} + \alpha_5 dum + \alpha_6 i_{t-1} + v_{1,t} \quad (20),$$

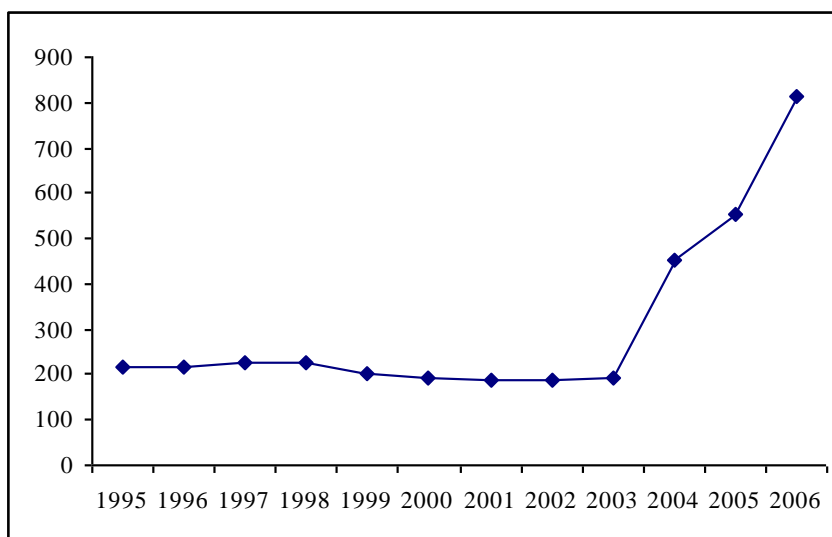
kur mainīgo apzīmējumi definēti iepriekš, savukārt novēlošanās *k* vienkāršības labad apzīmēta vienoti, kaut gan faktiski tā starp mainīgajiem var atšķirties.

Modelēšanā izmantoti ceturkšņa dati par periodu no 1999. gada 1. ceturkšņa līdz 2007. gada 1. ceturksnim. Aprēķiniem izmantota *Eviews* programma.

Tā kā uzbūvēto dzīvojamo ēku un patēriņa ceturkšņa datiem raksturīga sezonālitate, tie sezonāli izlīdzināti ar X12 metodi. Šo metodi izstrādāja ASV statistikas birojs (*US Census Bureau*) un šobrīd plaši pielieto daudzas pasaules valsts institūcijas, statistikas organizācijas

un ekonomisti. Uzbūvēto dzīvojamo ēku un patēriņa dati logaritmēti, kas ļauj interpretēt patēriņa regresijas koeficientu kā elastību. Cenas un īres attiecības indekss, bezdarba līmenis un procentu likme atstāti līmeņos.

Mainīgo savstarpējās korelācijas izrādījās augstas, bet darbā aplūktas tikai atkarīgā mainīgā korelācijas ar tā ietekmējošiem rādītājiem. Investīcijas būvniecībā būtiski un pozitīvi korelē ar cenas-īres attiecību un patēriņu (korelācija attiecīgi 0,90 un 0,86) un negatīvi ar bezdarba līmeni un procentu likmi (-0,72 un -0,56), kas atbilst gaidāmajam.



### 3.2. att. Uzbūvētās dzīvojamās ēkas, tūkst. m<sup>2</sup> kopējās platības

*Completed residential buildings, in thsd m<sup>2</sup>*

Avots: CSP

Modeļa analīzes gaitā veikti šādi noviržu testi:

- Breusch-Godfrey seriālo korelāciju LM tests, un pārbaudīta hipotēze par modeļa noviržu autokorelāciju. Hipotēze noraidīta, proti, modeļa novirzēs nav novērota autokorelācija;
- Normalitātes tests (Jarque-Bera statistika). Hipotēze par noviržu normālo sadalījumu nav noraidīta, tādējādi modeļa novirzes ir normāli sadalītas;
- White heteroskedasticitātes tests. Hipotēze par noviržu heteroskedasticitāti noraidīta.

Modelim veikts arī Ramsey RESET tests, kas pārbauda modeļa specifiskācijas pareizību, proti, vai iekļauti visi būtiskie mainīgie un ir korekti izvēlēta modeļa funkcionālā forma. Hipotēze nav noraidīta, norādot, ka eksogēno mainīgo izvēle un logaritmiskās formas ir korektas.

Mainīgo stacionaritātes testi parādīja, ka tie ir nestacionāri, bet to diferences ir stacionāras ar 5% ticamības līmeni. Visi mainīgie ir I(1) procesi, proti, integrēti ar vienu kārtu, un novirzes testi noraidīja hipotēzi par autokorelācijas esamību, kas savukārt pierāda, ka mainīgie ir kointegrēti.

Modelis novērtēts dažādās specifikācijās, mainot novēlošanās skaitu, iekļaujot trendu un konstanti. Rezultātā izvēlēts labākais modelis, atstājot nozīmīgos mainīgos ar korektām koeficientu zīmēm. Procentu likmes un bezdarba koeficienti izrādījās pozitīvi, kas ir pretēji gaidītajam, tādēļ izslēgti. Modeļa rezultāti atspoguļoti 3.6. tabulā.

3.6. tabula

**Latvijas dzīvojamā fonda modelis ar fundamentāliem mainīgajiem**  
*Latvian housing model with fundamentals*

Metode: Mazāko kvadrātu  
*Method: Least squares*  
 Izlase: 1999:1 2007:1  
*Sample: 1999:Q1 2007:Q1*  
 Novērojumu skaits: 33  
*Number of observations: 33*

$$\ln(i_t) = 0,258p_{t-6} + 0,344\ln(c_{t-8}) + 0,348dum + 0,438\ln(i_{t-1}) \quad (21)$$

p-vērtība (0,015) (0,001) (0,014) (0,005)

Determinācijas koeficients	0.951036	Akaike informācijas kritērijs	-0.731138
Koriģētais det. koef.	0.944915	Švarca kritērijs	-0.540823
Regresijas standartkļūda	0.157192	Durbina Vatsona statistika	2.263336

Uzbūvēto dzīvojamo platību apjoms Latvijā aplūkotajā periodā bija nozīmīgi un pozitīvi atkarīgs no reālā patēriņa ar 8 ceturkšņu jeb 2 gadu novēlošanos. Šāda novēlota ietekme ir pamatota, jo, kā iepriekš minēts, būvniecības process ir ilgstošs un nepieciešams relatīvi ilgs laiks, lai reaģētu uz fundamentālu rādītāju pārmaiņām. Elastība pret patēriņu parāda, ka, reālajam patēriņam pieaugot par 10% ceturksnī, ekspluatācijā nodoto dzīvojamo platību apjoms pēc 2 gadiem pieauga vidēji par 3,4% ceturksnī. Šis rādītājs vērtējams kā visai zems, ņemot vērā, ka patēriņš ir daļa no ienākumiem, un būtu vēl zemāks, ja iekļautu visus indivīdu ienākumus. Turklāt elastība būtu gaidāma augstāka, ņemot vērā salīdzinoši nelielo dzīvojamo fondu uz 1 iedzīvotāju.

Cenas un īres attiecība nozīmīgi un pozitīvi ietekmēja dzīvojamo fondu, norādot, ka, tai palielinoties par 1 vienību, uzbūvētās mājokļu platības pēc pusotra gada pieauga vidēji par 25,8%. Dotā elastība vērtējama kā ļoti augsta un visai labi raksturoja faktisko situāciju Latvijas mājokļu tirgū. Līdzās fiktīvajam mainīgajam, kas pamato Eiropas Savienībā iestāšanās efektu, cenas-īres attiecības koeficients ļauj secināt, ka tieši ES iestāšanās gaidas veicināja mājokļu cenu kāpumu un turpmāku straujo dzīvojamā fonda pieaugumu.

### 3.4. Nodaļas galvenie secinājumi

Latvijas VAR modeļa rezultāti liecina, ka algu šoks pozitīvi ietekmē, bet procentu likmju šoks negatīvi ietekmē kredītu apjomu. Cenu šoka negatīvā ietekme uz kredītiem, kas izpaužas pat ar gadu ilgu novēlošanos, bet ilgākā periodā kļūst pozitīva, varētu būt pamatojama ar to, ka sākotnējais mājokļu cenu kāpums apsteidz reālo algu pieaugumu un cilvēkiem nepieciešams laiks, pirmās iemaksas mājokļa iegādei sakrāšanai. Alga pozitīvi reaģē uz kredītu šoku, kas, no vienas puses, skaidrojams ar kredītu stimulējošo ietekmi uz kopējo ekonomisko aktivitāti, taču, no otras puses, kredītiem kļūstot pieejamākiem un augot aizņēmumu summām, kredītņēmēji meklē iespējas gūt lielākus ienākumus, lai izlīdzinātu savu patēriņu.

Visbūtiskāk dzīvokļu cenu pieaugumu ietekmē kredīta šoks. Kredīta šoks 10% apmērā ilgtermiņā izraisa dzīvokļu cenu pieaugumu par 0.17%. Variācijas dekompozīcija norāda, ka kredīta šoka īpatsvars 1 m<sup>2</sup> cenas variācijā laika gaitā pieaug – pēc gada kredīta šoks izskaidro 11%, pēc diviem gadiem – 20%, bet pēc trijiem gadiem – 26% no cenas variācijas.

Saskaņā ar VEC modeļa rezultātiem no 2000. gada vidus līdz 2001. gada beigām dzīvokļu 1 m<sup>2</sup> cenas bija tuvu ilgtermiņa līdzsvara vērtībām, kopš 2002. gada novirze pakāpeniski pieauga, sasniedzot maksimumu 2005. gada maijā, bet turpmākajā periodā novērojama tās samazināšanās tendence. Saskaņā ar kļūdu korekcijas vienādojumu, cenas novirzes no ilgtermiņa līdzsvara pielāgojas līdzsvara vērtībai ļoti lēni – vienā periodā (mēnesī) tiek koriģēts 1.5% no cenas ilgtermiņa novirzes.

No Latvijas dzīvojamā fonda fundamentālo rādītāju modeļa secināts, ka cenas un īres attiecība nozīmīgi un pozitīvi ietekmēja dzīvojamo fondu, norādot, ka, tai palielinoties par 1 vienību, uzbūvētās mājokļu platības pēc pusotra gada pieauga vidēji par 25,8%. Dotā elastība vērtējama kā ļoti augsta un visai labi raksturoja faktisko situāciju Latvijas mājokļu tirgū, liecinot, ka tieši ES iestāšanās gaidas veicināja mājokļu cenu kāpumu un turpmāku straujo dzīvojamā fonda pieaugumu.

Nodaļā novērtēto modeļu rezultāti atspoguļoti šādās autore publikācijās:

- 1) Vītola, K. (2008). Latvijas dzīvojamā fonda modelēšana ar fundamentāliem rādītājiem. *Latvijas Universitātes zinātnisko rakstu krājums "Ekonomika un vadības zinātne"*, Rīga, Nr.726;
- 2) Vītola, K. (2007). Sērijveida dzīvokļu cenas modelēšana ar vektora autoregresijas modeļiem. „*Liepājas Pedagoģijas akadēmijas 10. starptautiskās zinātniskās konferences raksti*”, Rīga.

#### 4. LATVIJAS NEKUSTAMĀ ĪPAŠUMA TIRGUS IETEKMES UZ TAUTSAIMNIECĪBU NOVĒRTĒJUMS DINAMISKĀ STOHAISTISKĀ VISPĀRĒJĀ LĪDZSVARA (DSGE) MODEĻA IETVAROS

Šis nodaļas mērķis ir, izstrādājot DSGE modeli Latvijas ekonomikā, novērtēt nekustamā īpašuma tirgus ietekmi uz iekšzemes makroekonomiskajiem rādītājiem. Šajā nolūkā 4.1. sadaļā Latvijai izveidots un ar Baiesa pieeju novērtēts vienkāršs mazas atvērtas ekonomikas DSGE modelis. Novērtēto strukturālo koeficientu posteriorās vērtības, kas atspoguļo mājsaimniecību un uzņēmumu preferences, tālāk izmantoti 4.2. sadaļas modelī kā parametru priorās vērtības un novērtēts Latvijas DSGE modelis ar nekustamā īpašuma cenām, valsts riska prēmiju un finanšu ierobežojumiem. Modeļa ietvaros simulētas endogēno mainīgo impulsu reakcijas uz ārvalstu monetāro, valsts riska prēmijas, hipotekāro kredītu, nekustamā īpašuma cenu, tehnoloģisko un tirdzniecības nosacījumu šoku. Novērtēta aizņemšanās ierobežojumu loma monetārās transmisijas aktīvu kanālā.

DSGE modeļa izvēli promocijas darbā pamato apsvērumi, ka DSGE modeļi ir spēcīgs instruments, kas sniedz saskaņotu struktūru monetārās un fiskālās politikas diskusijai un analīzei. Šie modeļi dod iespēju identificēt makroekonomisko un finanšu rādītāju svārstību cēloņus, rast atbildes uz strukturālo pārmaiņu izraisītajiem jautājumiem, prognozēt monetārās un fiskālās politikas izmaiņu efektus. Tie dod iespēju arī identificēt saikni starp ekonomikas strukturālajām iezīmēm un reducētās formas parametriem, kas ne vienmēr ir iespējams liela mēroga makroekonomisko modeļu ietvaros. Modeļa pārveidošana no strukturālās formas reducētā formā nozīmē, ka katrs endogēnais mainīgais tiek izteikts kā lineāra funkcija no visiem eksogēnajiem mainīgajiem, tai skaitā novēlotiem endogēniem mainīgajiem. Tā kā endogēnie mainīgie neparādās kā neatkarīgie mainīgie citu endogēno mainīgo reducētās formas vienādojumos, tad, ja katrs reducētās formas vienādojums tiek novērtēts ar mazāko kvadrātu metodi, iegūtie novērtējumi ir konverģējoši, proti, pieaugot novērojumu skaitam, tie tuvojas ģenerālās kopas parametriem. Savukārt, ja novēlotie endogēnie mainīgie neparādās starp eksogēnajiem mainīgajiem citu endogēno mainīgo reducētās formas vienādojumos, iegūtie reducēto parametru novērtējumi ir nenobīdīti, proti, to vidējā vērtība sakrīt ar ģenerālās kopas parametru vidējo vērtību. Šie reducētās formas parametri ir modeļa ilgtermiņa multiplikatori. Taču ir būtiski no reducētās formas parametriem iegūt sākotnējā modeļa strukturālos parametrus. Tas ne vienmēr ir iespējams, ja modelī pastāv identifikācijas problēma. DSGE modeļa struktūra ir veidota tā, ka identifikācijas problēma nepastāv, tādējādi no novērtētajiem reducētās formas parametriem iespējams iegūt sākotnējā modeļa strukturālo parametru novērtējumus.



Būtisks arguments, kas pamato DSGE modeļu priekšrocības, ir modeļa bāze, kas atvasināta no mikroekonomikas pamatiem, un modeļa spēja nošķirt dziļos strukturālos parametrus (t.i., parametrus, kas raksturo preferences, tehnoloģiju, šoku dinamiku) no gaidu parametriem (kas ir atkarīgi no politikas režīma), tādējādi garantējot modeļa robustumu jeb stabilitāti politikas analīzē. Citiem vārdiem, DSGE modeļi nepakļaujas “Lūkasa kritikai” un tādējādi izmantojami politikas kvantitatīvai novērtēšanai (skat. *Woodford*, 2003).

Lūkasa kritika, kas izvirzīta tā autora Roberta Lūkasa (*Lucas*, 1976) makroekonomiskajai politikai veltītajā darbā, paredz, ka ekonomiskās politikas izmaiņu efektu nevar paredzēt tikai balstoties uz vēsturiskajos datos novērotajām likumsakarībām. Savā 1976. gada darbā Lūkass argumentēja, ka no pagātnes datiem novērtēto vienādojumu sistēmu modeļiem nevar izdarīt konsekventus secinājumus par politikas izmaiņu efektiem. Tā kā šo modeļu parametri nav strukturāli, proti, nav no politikas neatkarīgi, tie noteikti mainīsies līdzās ar politikas izmaiņām. Tādējādi uz šiem modeļiem balstīti politikas secinājumi ir potenciāli maldinoši. Šis arguments lika apšaubīt plaši pielietoto liela mēroga ekonometrisko modeļu korektumu, jo tajos trūka ekonomiskās teorijas dinamisko likumsakarību pamatojuma.

Lūkasa kritika apgalvo, ka, lai prognozētu politikas izmaiņu efektu, jāmodelē dziļie parametri, kas raksturo preferences, tehnoloģiju un resursu ierobežojumus, proti, apraksta indivīdu uzvedību. Tādējādi iespējams paredzēt indivīdu rīcību, ņemot vērā politikas izmaiņas, un, agregējot indivīdu lēmumus, aprēķināt politikas izmaiņu makroekonomiskos efektus.

Lūkasa kritika kļuva populāra ne vien tādēļ, ka apšaubīja daudzus esošos modeļus, bet arī tādēļ, ka motivēja mikroekonomikas ekspertus veidot modeļus, balstītus uz mikroekonomikas pamatiem. Lūkass pārliecināja daudzus ekonomistus, kas mikroekonomikas pamati ir būtiski modeļu izveidē. Vēlāk Kidlands un Preskots (*Kydland, Prescott*, 1977) izvirzīja mikroekonomikas pamatu pielietojumu makroekonomisko modeļu formulēšanā. Mūsdienu makroekonomiskie modeļi, kuru mikroekonomikas pamati bāzējas uz racionālo aģentu mijiedarbību, ir dinamiskie stohastiskie vispārējā līdzsvara jeb DSGE modeļi.

DSGE modeļu pielāgošanas datiem priekšrocība ir šo modeļu atvasināšana no pamatprincipiem. Proti, tie apraksta ekonomikas vispārējā līdzsvara resursu un cenu izvietojuma struktūru, kurā visi ekonomikas aģenti dinamiski maksimizē savas mērķa funkcijas (derīgumu, peļņu u.c.) pie noteikta budžeta vai ražošanas funkcijas ierobežojuma. Tādējādi parametri raksturo aģentu preferences, ražošanas funkciju un citas ekonomikas strukturālās iezīmes. Šie ”dziļie” parametri (t.i., parametri, kas nemainās līdzās politikas

pārmaiņām) ir galvenais novērtēšanas mērķis. Pie dotā nosacījuma DSGE modelis nepakļaujas "Lūkasa kritikai", saskaņā ar kuru tikai tie modeļi, kuros parametri nemainās, mainoties monetārai vai fiskālai politikai, ir piemēroti politikas pārmaiņu ietekmes novērtēšanai.

#### 4.1. Mazas atvērtas ekonomikas DSGE modeļa novērtēšana Latvijai ar Baiesa pieeju

Šajā sadaļā izveidots vienkāršs mazas atvērtas ekonomikas DSGE modelis, kas novērtēts Latvijai, pielietojot Baiesa pieeju. Modeļa novērtētie parametri tālāk izmantoti paplašinātajā modelī, kurā iekļautas arī nekustamā īpašuma cenas, valsts riska prēmija un finanšu ierobežojumi. Modeļa izveide sāka ar vienkāršotu struktūru tā apsvēruma dēļ, ka vienkāršā modelī ar dažiem vienādojumiem ir mazāk koeficientu ierobežojumu, tādējādi, piemērojot modeli datiem, iegūtie izlases parametru novērtējumi tuvāk atspoguļo ģenerālās kopas jeb šajā gadījumā Latvijas ekonomikas patiesos rādītājus.

Pasaules ekonomika modelēta kā mazu atvēru valstu kopa, kas veido vienības intervālu. Katra atsevišķa valsts nespēj ietekmēt pārējo pasauli. Valstu produktivitātes šoki nav savstarpēji perfekti korelēti, savukārt pieņemts, ka visām valstīm ir identiskas preferences, tehnoloģija un tirgus struktūra.

Mainīgie ar apakšindeksu  $i \in [0, 1]$  raksturo valsti  $i$  kā vienu no daudzām pasaules ekonomiku veidojošām valstīm. Ar \* apzīmētie mainīgie attiecas uz pasaules ekonomiku kopumā.

##### Mājsaimniecības

Mazas atvērtas ekonomikas reprezentatīvā mājsaimniecība maksimizē savu derīgumu

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \frac{(C_t / A_t)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] \quad (22)$$

kur  $\sigma$  un  $\varphi$  atspoguļo mājsaimniecības izvairīšanos attiecīgi no riska un darba,  $N_t$  apzīmē nostrādātās stundas,  $A_t$  ir pasaules tehnoloģiskais process, savukārt  $C_t$  ir patēriņa preču indekss, kas definēts formā

$$C_t \equiv \left[ (1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (23).$$

$C_{H,t}$  savukārt ir iekšzemē ražoto preču patēriņa indekss, kuru apraksta CES funkcija

$$C_{H,t} \equiv \left( \int_0^1 C_{H,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}},$$

kur  $j \in [0, 1]$  apzīmē diferencētu preci no vienības intervāla.  $C_{F,t}$  ir importa preču indekss, definēts formā

$$C_{F,t} \equiv \left( \int_0^1 C_{i,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} di \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}},$$

kur  $C_{i,t}$  ir no valsts  $i$  importēto preču indekss, kuru patērē vietējās mājsaimniecības. Līdzīgi kā vietējo ražoto patēriņa preču gadījumā, importa preču indeksu atspoguļo CES funkcija

$$C_{i,t} \equiv \left( \int_0^1 C_{i,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}.$$

Parametrs  $\varepsilon > 1$  atspoguļo noteiktā valstī ražoto preču savstarpējās aizvietojamības elastību.  $\alpha \in [0, 1]$  raksturo valsts atvērtības pakāpi, kuru parasti aprēķina kā importa īpatsvaru IKP. Parametrs  $\eta > 0$  ir vietējo un importa preču aizvietojamība no iekšzemes patērētāja viedokļa, savukārt  $\gamma$  apzīmē no dažādām valstīm importēto preču savstarpējo aizvietojamību.

Mājsaimniecība maksimizē (22) vienādojumā definēto derīgumu pie budžeta ierobežojuma

$$\int_0^1 P_{H,t}(j)C_{H,t}(j)dj + \int_0^1 \int_0^1 P_{i,t}(j)C_{i,t}(j)djdi + D_t \leq D_{t-1}R_t + W_tN_t + T_t \quad (24)$$

visiem  $t = 0, 1, 2, \dots$ , kur  $P_{H,t}(j)$  ir iekšzemē ražotas diferencētas preces  $j$  cena,  $P_{i,t}(j)$  ir no valsts  $i$  importētas diferencētas preces  $j$  cena.  $R_t$  ir perioda  $t-1$  beigās turēto investīciju  $D_{t-1}$  (t.sk., uzņēmumu akciju) ienesīgums,  $W_t$  apzīmē nominālo algu, savukārt  $T_t$  ir vienreizējie transferti (nodokļi).

#### Identitātes starp inflāciju, valūtas kursu un tirdzniecības nosacījumiem

Tālāk definētas dažas identitātes, kas saista inflāciju, valūtas kursu un tirdzniecības nosacījumus. Divpusējie tirdzniecības nosacījumi starp iekšzemes ekonomiku un valsti  $i$  definēti formā

$$S_{i,t} = \frac{P_{H,t}}{P_{i,t}},$$

proti, izsaka vietējo preču cenas no valsts  $i$  importēto preču cenās. Tādējādi efektīvos tirdzniecības nosacījumus raksturo sakarība

$$S_t \equiv \frac{P_{H,t}}{P_{F,t}} = \left( \int_0^1 S_{i,t}^{1-\gamma} di \right)^{\frac{1}{1-\gamma}}.$$

Loglinearizējot ap nostabilizējušos līdzsvaru, iegūst

$$\pi_t = \pi_{H,t} - \alpha \Delta s_t \quad (25)$$

kur  $\pi_{H,t} \equiv p_{H,t} - p_{H,t-1}$  un mazie burti apzīmē mainīgo novirzes no to nostabilizējušās stāvokļa. (25) vienādojums izsaka, ka inflācijas starpība ir proporcionāla tirdzniecības

nosacījumu procentuālajām pārmaiņām, kur proporcionalitātes koeficients ietverts atvērtības pakāpē  $\alpha$ .

Tālāk pieņemts, ka ir spēkā vienas cenas likums produktu līmenī gan importa, gan eksporta cenām, proti,  $P_{i,t}(j) = \varepsilon_{i,t} P_{i,t}^i(j)$  visiem  $i, j \in [0, 1]$ .  $\varepsilon_{i,t}$  ir divpusējais nominālais valūtas kurss, t.i., valsts  $i$  valūtas cena vietējās valūtas vienībās, savukārt  $P_{i,t}^i(j)$  ir valsts  $i$  preces  $j$  cena, izteikta šīs valsts valūtas vienībās. Piemērojot vienas cenas likumu  $P_{i,t}$

definīcijai, iegūst  $P_{i,t} = \varepsilon_{i,t} P_{i,t}^i$ , kur  $P_{i,t}^i \equiv \left( \int_0^1 P_{i,t}^i(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$  apzīmē valsts  $i$  preču cenu indeksu.

Nominālā valūtas kursa  $e_t$  un PCI sakarību iegūst, pieņemot, ka ir spēkā relatīvās pirkspējas paritātes nosacījums. Lai iegūtu šo sakarību, no tirdzniecības nosacījumu vienādojuma  $s_t = p_{H,t} - p_{F,t}$  izsaka  $p_{F,t}$  un ievieto sakarībā  $p_{F,t} = e_t + p_t^*$ , kā rezultātā izriet

$$p_{H,t} - s_t = e_t + p_t^* \quad (26).$$

Pārrakstot starpībās un pielietojot iekšzemes preču inflācijas izteiksmi, seko

$$\pi_t = \Delta e_t + (1 - \alpha) \Delta s_t + \pi_t^*.$$

Pielietojot starptautiskā riska dalīšanas nosacījumu, iegūst

$$\tilde{c}_t = \tilde{c}_t^* - \left( \frac{1 - \alpha}{\sigma} \right) s_t \quad (27),$$

kur  $\tilde{c}_t^*$  apzīmē stacionāru logaritmētu pasaules patēriņu. Šis vienādojums saista iekšzemes patēriņu ar pasaules patēriņu un tirdzniecības nosacījumiem.

### Uzņēmumi

Iekšzemes ekonomikā darbojas uzņēmumu  $j \in [0, 1]$  nepārtraukta kopa, katrs uzņēmums ražo diferencētu preci, pielietojot vienu un to pašu tehnoloģiju

$$Y_t(j) = A_t N_t(j),$$

kur  $A_t$  ir tehnoloģijas līmenis un  $a_t \equiv \log A_t$  apraksta AR(1) process  $a_t = \rho_a a_{t-1} + v_t$ .

Visiem uzņēmumiem ir identiska pieprasījuma līkne, agregētais cenu līmenis un patēriņa indekss ir eksogēni. Saskaņā ar cenu veidošanās mehānismu, kuru izvirzīja Kalvo (*Calvo*, 1983), katrs uzņēmums ik periodu var mainīt savas preces cenu ar varbūtību  $1 - \theta$  neatkarīgi no tā, kad pēdējo reizi tika mainīta cena. Tādējādi katru periodu uzņēmumu daļa 1

–  $\theta$  maina cenas, pārējā daļa  $\theta$  atstāj cenas nemainīgas. Citiem vārdiem,  $\theta$  atspoguļo cenu stingrību.

Tā kā visi uzņēmumi, kas maina cenas, izvēlēsies vienu un to pašu cenu  $\bar{P}_{H,t}$ , agregēto cenu līmeni var definēt formā

$$P_{H,t} = \left[ \theta (P_{H,t-1})^{1-\varepsilon} + (1-\theta) (\bar{P}_{H,t})^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}.$$

Pieņemot, ka nostabilizējušās stāvoklī ir nulles inflācija, proti,  $\bar{P}_{H,t} = P_{H,t-1} = P_{H,t}$  visiem  $t$ , loglinearizējot pēdējo sakarību ap nostabilizējušos stāvokli, iegūst

$$\pi_{H,t} = (1-\theta)(\bar{P}_{H,t} - P_{H,t-1}) \quad (28).$$

(28) vienādojums izsaka, ka inflācija rodas, uzņēmumiem optimizējot savu cenu ik periodu tā, ka tā atšķiras no perioda  $t-1$  vidējās cenas tautsaimniecībā. Lai izsekotu inflācijas dinamikai laikā, nākošais solis ir noskaidrot, kādi faktori nosaka uzņēmumu cenu veidošanas mehānismu.

Uzņēmums, kas optimizē cenu periodā  $t$ , noteiks cenu  $\bar{P}_{H,t}$ , maksimizējot šodienas vērtību peļņai, kas iegūta periodā, kamēr dotās cena ir spēkā

$$\max_{\bar{P}_{H,t}} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left( \bar{P}_{H,t} Y_{t+k|t} - \Psi_{t+k}(Y_{t+k|t}) \right) \right\} = 0 \quad (29),$$

ievērojot pieprasījuma ierobežojumus

$$Y_{t+k|t} = \left( \frac{\bar{P}_{H,t}}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} \left( C_{H,t+k} + \int_0^1 C_{H,t+k}^i di \right) = \left( \frac{\bar{P}_{H,t}}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} \hat{C}_{H,t+k} \equiv Y_{t+k}^d(\bar{P}_{H,t}) \quad (30)$$

visiem  $k = 0, 1, 2, \dots$ , kur  $Q_{t,t+k} \equiv \beta^k (\tilde{C}_{t+k} / \tilde{C}_t)^{-\sigma} (A_t / A_{t+k})(P_t / P_{t+k})$  ir nominālā ienesīguma stohastisks diskonta faktors,  $\Psi_t(\cdot)$  ir izmaksu funkcija un  $Y_{t+k|t}$  ir  $t+k$  perioda izlaide uzņēmumā, kas pēdējo reizi pielāgoja cenu periodā  $t$ .

Atrisinot (30) vienādojumā definēto problēmu un loglinearizējot, iegūst

$$\bar{P}_{H,t} - P_{H,t-1} = (1-\beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{ \hat{m}c_{t+k|t} + (P_{H,t+k} - P_{H,t-1}) \} \quad (31),$$

kur  $\hat{m}c_{t+k|t} \equiv \hat{m}c_{t+k|t} - mc$  ir robežizmaksu log novirze no nostabilizējušās līdzsvara vērtības  $mc$ .

### Līdzsvars

1. Pieprasījuma puse. Preču tirgus līdzsvars iekšzemes ekonomikā ir definēts šādi:

$$\frac{Y_t(j)}{A_t} = \frac{C_{H,t}(j)}{A_t} + \int_0^1 \frac{C_{H,t}^i(j)}{A_t} di$$

visiem  $j \in [0, 1]$  un  $t$ , kur  $C_{H,t}^i(j)$  ir valsts  $i$  pieprasījums pēc iekšzemē ražotās preces  $j$ .

2. Piedāvājuma puse. Apzīmēsim ar  $Y_t \equiv \left[ \int_0^1 Y_t(j)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$  iekšzemes kopējās izlaides indeksu. Izsakot darbaspēka piedāvājumu no uzņēmuma ražošanas funkcijas  $N_t(j) = Y_t(j)/A_t$  un ievietojot darba tirgus līdzsvara nosacījumā  $N_t = \int_0^1 N_t(j) dj$ , iegūst sakarību, kas saista kopējo pieprasījumu ar kopējo nodarbinātību

$$N_t = \int_0^1 \frac{Y_t(j)}{A_t} dj = \int_0^1 \frac{Y_t(j)Y_t}{Y_t A_t} dj = \frac{Y_t}{A_t} \int_0^1 \frac{Y_t(j)}{Y_t} dj.$$

Standarta atvasinājumu rezultātā iegūst iekšzemes inflāciju kā robežizmaksu noviržu no nostabilizējušās līdzsvara funkciju

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \{ \pi_{H,t+1} \} + \lambda \hat{m}c_t \quad (32),$$

kur

$$\lambda \equiv \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta}.$$

(32) vienādojums atspoguļo, ka iekšzemē ražoto preču inflāciju neietekmē parametri, kas raksturo atvērtu ekonomiku. Gluži otrādi, reālās robežizmaksas kā funkcija no iekšzemes izlaides atvērtā ekonomikā atšķiras no slēgtas ekonomikas gadījuma, ko nosaka izlaides un patēriņa, kā arī iekšzemē ražoto preču un patēriņa preču cenu atšķirības.

Pēc dažiem pārveidojumiem iegūst reālās robežizmaksu funkciju atkarībā no iekšzemes un pasaules izlaides

$$\hat{m}c_t = (\sigma_\alpha + \varphi) \tilde{y}_t + (\sigma - \sigma_\alpha) \tilde{y}_t^* \quad (33).$$

### Monetārā politika

Monetārā politika ir definēta ar procentu likmes likumu, proti, centrālā banka nosaka procentu likmi, lai koriģētu PCI inflācijas, izlaides un valūtas kursa novirzes no mērķa rādītājiem

$$r_t = \rho_R r_{t-1} + (1-\rho_R) [\psi_1 \pi_t + \psi_2 \tilde{y}_t + \psi_3 \Delta e_t] + \varepsilon_t^R,$$

kur monetārās politikas koeficienti  $\psi_1, \psi_2, \psi_3 \geq 0$ , savukārt  $\varepsilon_t^R$  ir eksogēns monetārās politikas šoks. Lai atspoguļotu nominālo procentu likmju persistenci, monetārās politikas likumā ir ietverts autoregresijas koeficients  $0 < \rho_R < 1$ .

### Modeļa vienkāršots gadījums

Darbā novērtēts iepriekš aplūkotā Gali un Monacelli (*Gali, Monacelli, 2005*) modeļa vienkāršots gadījums, kur  $\varphi = 0$ ,  $\eta = 1$ ,  $\gamma = 1$  un  $1/\sigma = \tau$ . Pieņēmums  $\varphi = 0$  nozīmē, ka mājsaimniecību atpūtas robežderīgums ir konstants. Koeficients  $\eta = 1$  parāda, ka vietējās un importa preces no iekšzemes patērētāja viedokļa ir perfekti aizvietojamās, savukārt  $\gamma = 1$  nozīmē no dažādām valstīm importēto preču perfektu aizvietojamību.

Zemāk sniegti iegūtie loglinearizētie gala vienādojumi, kas tiks izmantoti modeļa novērtēšanā:

$$\tilde{y}_t = E_t \{ \tilde{y}_{t+1} \} - (\tau + \alpha(1-\tau)(2-\alpha))(r_t - E_t \{ \pi_{t+1} + \alpha \Delta s_{t+1} \} - \rho_z z_t) + \alpha(2-\alpha) \left( \frac{1-\tau}{\tau} \right) E_t \{ \Delta \tilde{y}_{t+1}^* \} \quad (34)$$

$$\pi_t = \beta E_t \{ \pi_{t+1} \} + \alpha \beta E_t \{ \Delta s_{t+1} \} - \alpha \Delta s_t + \frac{\lambda}{\tau + \alpha(2-\alpha)(1-\tau)} (\tilde{y}_t - \tilde{y}_t^n) \quad (35)$$

$$\pi_t = \Delta e_t + (1-\alpha) \Delta s_t + \pi_t^* \quad (36)$$

$$r_t = \rho_R r_{t-1} + (1-\rho_R) [\psi_1 \pi_t + \psi_2 \tilde{y}_t + \psi_3 \Delta e_t] + \varepsilon_t^R \quad (37)$$

$$\Delta s_t = \rho_s \Delta s_{t-1} + \varepsilon_t^S \quad (38)$$

$$y_t^* = \rho_{y^*} y_{t-1}^* + \varepsilon_t^{y^*} \quad (39)$$

$$\pi_t^* = \rho_{\pi^*} \pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \quad (40)$$

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_t^z \quad (41),$$

kur  $\tilde{y}_t^n \equiv -\frac{\alpha(2-\alpha)(1-\tau)}{\tau} \tilde{y}_t^*$  un  $z_t \equiv \Delta a_t$ .

(34) vienādojums ir uz nākotni vērsta IS līkne atvērtai ekonomikai, kas atspoguļo, ka izlaidi nosaka gaidāmais iekšzemes un ārvalstu pieprasījums, reālā procentu likme, gaidāmās tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas un tehnoloģiskā augsme. (35) vienādojums ir atvērtas ekonomikas jaunā Keinsa Fīlipa līkne (*New Keynesian Phillips curve*). Tā nosaka, ka PCI inflācija ir atkarīga no inflācijas gaidām, tirdzniecības nosacījumu pašreizējām un gaidāmajām pārmaiņām, kā arī iekšzemes un ārvalstu pieprasījuma. Iekšzemes izlaides pārmaiņas ietekmē inflāciju, jo ir saistītas ar reālo robežizmaksu pārmaiņām, savukārt parametrs  $\lambda$  nosaka Fīlipa līknes slīpumu un ir funkcija no dziļajiem parametriem – uzņēmumu noteiktās cenu stingrības un mājsaimniecību diskonta faktora. Tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas Fīlipa līknē parāda, ka daļa no patēriņa precēm ir importa. (36) vienādojums ietver pirktspējas paritātes nosacījumu. Monetārās politikas likums (37) vienādojumā atspoguļo, ka centrālā banka nosaka procentu likmi, lai koriģētu PCI inflācijas, izlaides un valūtas kursa novirzes no mērķa rādītājiem. Autoregresijas koeficients monetārās

politikas likumā atspoguļo nominālo procentu likmju persistenci. Pārējie vienādojumi apraksta eksogēnos tirdzniecības nosacījumus, ārvalstu izlaidi, ārvalstu inflāciju un tehnoloģiskās pārmaiņas. Visi eksogēnie rādītāji ir pirmās kārtas autoregresijas procesi.

### **Baiesa pieejas pielietošana DSGE modeļa novērtēšanā**

Jebkurai DSGE modeļu novērtēšanas metodei jāņem vērā modeļa nepareizas specifikācijas un identifikācijas trūkuma problēma. DSGE modeļi uzliek potenciāli nepareizus savstarpēji saistošus koeficientu ierobežojumus novērojamo mainīgo vektoram  $y_t$ , kā rezultātā DSGE modeļi bieži vien slikti apraksta ārpusizlases datus salīdzinājumā ar VAR. Piemēram, ar mērķi iegūt pārskatāmu un novērtējamu atvērtas ekonomikas modeli, darbā pieņemts, ka valstīs ir simetriskas preferences, kopējs produktivitātes trends un ir spēkā procentu likmju paritātes nosacījums. Lai arī slēgtas ekonomikas sarežģītos modeļos, kā, piemēram, Smeta un Voutera (*Smets, Wouters, 2003*) darbā, modelis daļēji apraksta realitāti, nepareiza specifikācija joprojām ir problēma pat liela mēroga DSGE modeļos (*Del Negro, Schorfheide, Smets, Wouters, 2004*).

Atšķirībā no lineāru simultāno vienādojumu modeļiem vai vektoru autoregresijām, DSGE modeļiem nav vienkārši pārbaudāmu identifikācijas nosacījumu, jo pāreja no strukturāliem parametriem uz stāvokļa telpas reducēto formu ir ļoti nelineāra. Pielietojot liela mēroga modeļus, kas mazina dažus nereālistiskus mazāku modeļu uzliktos ierobežojumus, potenciāli palielinās identifikācijas problēmas. Tādējādi ir svarīgi, lai DSGE modeļa novērtēšanas procedūra sniegtu loģiskus secinājumus, pat ja daži parametri nav identificējami, un spētu ietvert papildu informāciju no citām datu kopām.

Nepareizas specifikācijas esamība sarežģī ekonometrisko novērtējumu interpretāciju. DSGE modeļa nepareiza specifikācija var izpausties vairākās formās – neiekļautas nelineāras sakarības, nepareizi specificētas strukturālas sakarības, kas izriet no nekorekti definētām preferencēm vai tehnoloģijām, kā arī neiekļauti vai nepareizi specificēti eksogēnie procesi.

Apzinoties, ka ekonometriskais modelis ir tikai un vienīgi laikrindu  $y_t$  dinamikas aproksimācija, ir pamatoti pieļaut iespēju, ka neeksistē viens vienīgs parametru vektors  $\theta_0$ , kas atspoguļo, piemēram, iekšzemes un importa preču "patieso" savstarpējās aizvietojamības elastību, kā arī sniedz visprecīzākās impulsa reakcijas uz monetārās politikas šoku. Visas novērtēšanas procedūras netieši pielieto atšķirības mēru starp laikrindu dinamikas "patiesajām" sakarībām un aproksimējošo modeli. Nav pārsteidzoši, ka nepareizas modeļa specifikācijas gadījumā dažādi atšķirību mēri sniedz dažādus parametru novērtējumus. Uz ticamību balstītas metodes, piemēram, meklē tādas strukturālo parametru vektora  $\theta$  vērtības, pie kurām aproksimējošais modelis ģenerē labas laikrindu prognozes.



Viens no kalibrēšanas pieejas pamatojumiem, kuru izvirzīja Kidlands un Prescotts (*Kydland, Prescott, 1982, 1996*), ir tāds, ka eksistē daudz liecību par  $\theta_0$ , kas atspoguļotas gan laikrindu  $y_t$  ilgtermiņa īpašībās, gan arī citās datu kopās  $X$ , kas satur mājsaimniecību un uzņēmumu uzvedību raksturojošus mikrolīmeņa rādītājus. Šie novērojumi tiek pārveidoti  $\theta$  kalibrētajās vērtībās, kuras pielieto DSGE modeļa parametrizēšanā. Ja modelim ir pareiza specifikācija, uz ticamību balstītām novērtēšanas metodēm būtu jāģenerē tādas pašas parametru vērtības, kuras noteiktas kalibrējot, un otrādi, no kalibrēšanas analīzes iegūtajām parametru vērtībām jāsniedz augsta ticamība. Tomēr pasaules pētījumos divu desmitgažu ilgā kalibrēšanas pieredze un vienas desmitgades laikā gūtie novērtēšanas pierādījumi diemžēl liecina, ka nedz datu kopas  $X$  satur pietiekošu informāciju, lai viennozīmīgi noteiktu  $\theta_0$ , nedz no mikrolīmeņa pētījumiem iegūtās parametru vērtības viennozīmīgi sniedz ticamības funkciju augstas vērtības.

Baiesa pieejā ticamības funkcija tiek svēta ar prioro blīvumu  $p(\theta)$ , un priorais sadalījums atspoguļo informāciju  $X$ , kuru nesatur izlase  $Y = \{y_t\}_{t=1}^T$ . Atšķirībā no maksimālās ticamības pieejas, kas pielieto izlases datus ietvertu informāciju, lai noteiktu parametru vektora  $\theta$  elementus, priorais blīvums dod iespēju svērt dažādus parametrus raksturojošo informāciju atbilstoši tās ticamībai. Piemēram, no mikrodatiem iegūtie ekonometriskie pierādījumi par to, cik bieži uzņēmumi maina savas cenas, var atspoguļoties modeļu attiecīgo parametru koncentrētos prioros sadalījumos. Tā kā priorās vērtības tiek vienmēr pakļautas pārbaudei, pāreja no priorā uz posterioro sadalījumu ir rādītājs mikrolīmeņa datus un laikrindās ietvertās informācijas atšķirībai.

Ticamībā balstītajai pieejai divas visbiežāk pielietotās alternatīvas ir (i) parametru novērtēšana, kas balstās uz minimālo atšķirību jeb distanci starp DSGE modeļa un vektora autoregresijas ģenerētajām impulsa reakcijas funkcijām, un (ii) katra atsevišķa vienādojuma GMM novērtēšana. Modeļa novērtēšanas metožu salīdzinājums sniegts 4.1. tabulā. Impulsa reakcijas funkciju saskaņošanas pieejā modeļa nepareizas specifikācijas problēma tiek risināta, atstājot nespecificētus lielāko daļu eksogēno šoku. Trūkums ir tāds, ka šajā pieejā būtisks nosacījums ir korekti identificētas un precīzi novērtētas VAR impulsa reakcijas uz, piemēram, monetārās politikas vai tehnoloģisko šoku. Turklāt tā nesniedz vispārēju mēru, kas raksturotu DSGE modeļa atbilstību laikrindām.

Līdzīgi minimālās distances pieejai, arī katra atsevišķa vienādojuma novērtēšanas pieejas atrisina modeļa nepareizas specifikācijas problēmu, atstājot DSGE modeļa daļas nespecificētas. Būtiski atzīmēt, ka katra atsevišķa vienādojuma novērtējumi nesniedz DSGE modeļa atbilstības laikrindām vispārēju mēru. Tādējādi, piemēram, ir grūti novērtēt, cik ticamas ir impulsa reakcijas funkcijas, kas izveidotas, balstoties uz katra atsevišķa

vienādojuma novērtēšanas rezultātā iegūtajām parametru vērtībām. Tā kā eksogēnie šoki, kas izraisa biznesa ciklus, parasti nav specificēti, nav iespējams atšķirt atsevišķu šoku relatīvo ieguldījumu endogēno mainīgo svārstībās. Racionālo gaidu gadījumā viena vienādojuma novērtēšanas pieeja bieži vien ir fundamentāli kļūdaina, jo strukturālos parametrus iespējams identificēt tikai tad, ja pārējā sistēma ir pietiekami ierobežota.

Ierobežotas informācijas pieejas, kurās papildu pieņēmumi nav ņemti vērā, bieži vien ir pakļautas apslēptai identifikācijas problēmai. Tādējādi ir ieteicams pielietot sistēmā balstītu novērtēšanas pieeju, kas definē visus papildu pieņēmumus, izveido ticamības funkciju un apvieno izlases informāciju  $Y$  ar priorajā sadalījumā atspoguļoto ārpus izlases informāciju  $X$ .

4.1. tabula

**DSGE ekonometriskā novērtēšanas metožu salīdzinājums**  
*Comparison of DSGE econometric estimation methods*

Metode	Priekšrocības un trūkumi
Vispārināto momentu metode (GMM)	<ul style="list-style-type: none"> <li>Izmanto tikai daļu no modelī ietvertās informācijas, t.i., novērtē katru vienādojumu atsevišķi, neņemot vērā sakarības starp vienādojumiem.</li> </ul>
Minimālā distance starp VAR un DSGE impulsa reakcijas funkcijām	<ul style="list-style-type: none"> <li>Problēma ir tā, ka jābūt korekti identificētām un precīzi novērtētām VAR impulsa reakcijām uz, piemēram, monetārās politikas vai tehnoloģisko šoku.</li> <li>Nesniedz DSGE modeļa atbilstības laikrindām vispārēju mēru.</li> </ul>
Maksimālā ticamība (ML)	<ul style="list-style-type: none"> <li>Stohastiskās singularitātes problēma.</li> <li>Ticamības funkcijas ir līdzenas vai ar ļoti izteiktiem pīķiem.</li> <li>DSGE modeļu novērtējumam ar ML ir absurdu parametru novērtējumu dilemmas problēma. Proti, ar ML metodēm ģenerētie strukturālo parametru novērtējumi bieži vien ir pretrunā ar ekonomistu rīcībā esošo papildu informāciju.</li> <li>Identificējamības trūkums – ticamības funkcija nav jūtīga uz dažu parametru kombināciju izmaiņām.</li> </ul>
Baiesa pieeja	<ul style="list-style-type: none"> <li>ML metožu trūkumu dēļ labāks veids, kā novērtēt DSGE modeļus, ir papildināt (uzlabot) ticamību ar parametru prioriem sadalījumiem.</li> <li>Baiesa metodes spēj ietvert politikas veidotāju uzskatus par pagātnē izpētītajām ekonomikas likumsakarībām.</li> </ul>

Avots: autore izstrādne

Darbā pielietotajai Baiesa pieejai ir trīs galvenās iezīmes. Pirmkārt, atšķirībā no GMM novērtēšanas Baiesa analīze ir sistēmā balstīta un pielāgo atrisināto DSGE modeli laicrindu datiem. Otrkārt, novērtēšana balstās uz DSGE modeļa ģenerēto ticamības funkciju, nevis atšķirību starp DSGE modeļa impulsa reakcijas funkcijām un VAR identificētajām impulsa reakcijām. Treškārt, priorie sadalījumi pielietoti ar mērķi ietvert papildu informāciju parametru novērtēšanā.

### Baiesa novērtēšanas pamatprincipi

Kā jau iepriekš izklāstīts, Baiesa novērtēšana ir saikne starp kalibrēšanu un maksimālo ticamību. Modeļu kalibrēšanas tradīcija izriet no prioro vērtību specifiskācijas, savukārt maksimālās ticamības pieejas novērtēšanas procesā modelis tiek piemērots datiem. Tādējādi priorās vērtības var interpretēt kā ticamības funkcijai piemērotos svarus ar mērķi piešķirt parametru apakštelpas noteiktām kopām lielāku nozīmi. Šos divus modeļa blokus – priorās vērtības un ticamības funkcijas – apvieno Baiesa likums, kas detalizēti aplūkots darba turpmākajā daļā.

Pirmkārt, prioro vērtību sadalījumu raksturo blīvuma funkcija  $p(\theta_A|A)$ , kur  $A$  apzīmē konkrēto modeli,  $\theta_A$  atspoguļo modeļa  $A$  parametrus,  $p(\bullet)$  apzīmē varbūtības blīvuma funkciju, piemēram, normālo, gamma, nobīdīto gamma, inverso gamma, beta, vispārināto beta vai vienmērīgo funkciju.

Otrkārt, ticamības funkcija apraksta novēroto datu blīvumu dotajam modelim un tā parametriem:

$$L(\theta_A|Y_T, A) \equiv p(Y_T|\theta_A, A) \quad (42),$$

kur  $Y_T$  ir novērojumi līdz periodam  $T$ , savukārt ticamība ir rekursīva un definēta šādi:

$$p(Y_T|\theta_A, A) = p(y_0|\theta_A, A) \prod_{t=1}^T p(y_t|Y_{t-1}, \theta_A, A) \quad (43).$$

No vienas puses, mūsu rīcībā ir priorais sadalījums  $p(\theta)$  un, no otras puses, ticamības funkcija  $p(Y_T|\theta)$ . Rezultātā mērķis ir iegūt posterioro blīvumu  $p(\theta|Y_T)$ . Pielietojot datiem Baiesa teorēmu, iegūstam parametru blīvuma funkciju:

$$p(\theta|Y_T) = \frac{p(\theta; Y_T)}{p(Y_T)} \quad (44).$$

Tāpat ir spēkā sakarība

$$p(Y_T|\theta) = \frac{p(\theta; Y_T)}{p(\theta)} \Leftrightarrow p(\theta; Y_T) = p(Y_T|\theta) \times p(\theta) \quad (45).$$

Apvienojot šīs abas identitātes, proti, prioro blīvumu ar iepriekš aplūkoto ticamības funkciju, iegūst posterioro blīvumu:

$$p(\theta_A | Y_T, A) = \frac{p(Y_T | \theta_A, A)p(\theta_A | A)}{p(Y_T | A)} \quad (46),$$

kur  $p(Y_T | A)$  ir datu robežblīvums atkarībā no modeļa:

$$p(Y_T | A) = \int_{\theta_A} p(\theta_A; Y_T | A) d\theta_A \quad (47).$$

Visbeidzot, posteriorais kodols (jeb nenormalizēts posteriorais blīvums, pieņemot, ka iepriekš minētais robežblīvums ir konstants jeb vienāds jebkurai parametram) atbilst posteriorā blīvuma skaitītājam:

$$p(\theta_A | Y_T, A) \propto p(Y_T | \theta_A, A)p(\theta_A | A) \equiv K(\theta_A | Y_T, A) \quad (48).$$

Šis ir fundamentāls vienādojums, kas dos iespēju pārveidot visus interesējošos posterioros momentus. Uzdevums ir novērtēt ticamības funkciju ar Kalmana filtru un tad simulēt posterioro kodolu, pielietojot izlases veida jeb Monte Karlo metodi, piemēram, Metropolis-Hastings metodi. Šī pieeja detalizēti aplūkota darba turpmākajā daļā.

### DSGE modeļa atrisinājums

Jebkuru DSGE modeli, kas apvieno pirmās kārtas un līdzsvara nosacījumus, var uzrakstīt formā  $E_t\{f(y_{t+1}, y_t, y_{t-1}, u_t)\} = 0$ . Tā atrisinājumu definē vienādojumi  $y_t = g(y_{t-1}, u_t)$ , kurus sauc par lēmuma likumiem (*decision rules*). DSGE modeļa atrisinājumu var pārrakstīt kā sistēmu šādā formā:

$$y_t^* = M\bar{y}(\theta) + M\hat{y}_t + N(\theta)x_t + \eta_t \quad (49),$$

$$\hat{y}_t = g_y(\theta)\hat{y}_{t-1} + g_u(\theta)u_t \quad (50),$$

$$E(\eta_t \eta_t') = V(\theta) \quad (51),$$

$$E(u_t u_t') = Q(\theta) \quad (52),$$

kur  $\hat{y}_t$  ir mainīgo novirzes no nostabilizējušās līdzsvara,  $\bar{y}$  ir nostabilizējušās stāvokļa vērtību vektors, savukārt  $\theta$  atspoguļo novērtējamo dziļo (jeb strukturālo) parametru vektoru.

(50) vienādojums ir iepriekš aplūkotais lēmuma likums. Taču šis vienādojums izsaka sakarību starp patiesajiem endogēnajiem mainīgajiem, kas nav tieši novērojami. Patiesie endogēnie mainīgie (50) vienādojumā ir izteikti ar autoregresijas procesu, kas atkarīgs no dziļajiem parametriem, savukārt endogēnā mainīgā autoregresijā neizskaidrotā daļa ietverta

klūdā  $u_t$ , kas arī atkarīga no dziļajiem parametriem. Tikai  $y_t^*$  (49) vienādojumā ir novērojams, un tas ir saistīts ar patiesajiem mainīgajiem caur kļūdu  $\eta_t$ . Turklāt, tam var būt trends, ko atspoguļo  $N(\theta)x_t$ , pieļaujot vispārīgu gadījumu, kur trends ir atkarīgs no dziļajiem parametriem. Tādējādi (49) un (50) vienādojums kopā veido sistēmu, kas sastāv attiecīgi no mērījuma un pārejas jeb stāvokļa vienādojumiem, līdzīgi kā Kalmana filtrā. (51) un (52) vienādojums definē attiecīgi  $\eta_t$  un  $u_t$  kovariācijas matricas.

### DSGE modeļa ticamības funkcijas novērtēšana

Nākošais loģiskais solis ir novērtēt DSGE modeļa iepriekš aplūkotās atrisinājuma sistēmas ticamības funkciju. Pirmā acīmredzamā problēma ir tā, ka vienādojumi ir nelineāri attiecībā pret strukturālajiem parametriem. Taču tie ir lineāri attiecībā pret endogēniem un eksogēniem mainīgajiem, tādēļ ticamību var novērtēt, pielietojot lineāras prognozes kļūdas algoritmu, piemēram, Kalmana filtru. Tieši to arī veic *Dynare* programma, kurā autore izveidoja un novērtēja Latvijas DSGE modeli. Zemāk īsi aprakstīts Kalmana filtra rekursīvais algoritms.

Visiem  $t = 1, \dots, T$  un pie dotām sākuma  $y_1$  un  $P_1$  vērtībām izpildās rekursija

$$\begin{cases} v_t = y_t^* - \bar{y}^* - M\hat{y}_t - Nx_t \\ F_t = MP_tM' + V \\ K_t = g_y P_t g_y' F_t^{-1} \\ \hat{y}_{t+1} = g_y \hat{y}_t + K_t v_t \\ P_{t+1} = g_y P_t (g_y - K_t M)' + g_u Q g_u' \end{cases} \quad (53).$$

No Kalmana filtra rekursijas var iegūt log-ticamību, kas definēta formā

$$\ln L(\theta|Y_T^*) = -\frac{Tk}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T |F_t| - \frac{1}{2} v_t' F_t^{-1} v_t \quad (54),$$

kur vektors  $\theta$  satur novērtējamos parametrus:  $\theta$ ,  $V(\theta)$  un  $Q(\theta)$  un kur  $Y_T^*$  atspoguļo mērījumu vienādojumā ietverto novērojamo endogēno mainīgo  $y_t^*$  kopu.

Iepriekš aplūkotā log-ticamība par vienu soli pietuvina meklētajam parametru posteriorajam sadalījumam. Patiesi, logaritmētu posterioro kodolu var izteikt šādi:

$$\ln K(\theta|Y_T^*) = \ln L(\theta|Y_T^*) + \ln p(\theta) \quad (55),$$

kur pirmais loceklis vienādojuma labajā pusē pēc Kalmana filtra rekursijas izpildīšanas tagad ir zināms. Otrais loceklis ir priorais sadalījums, kas arī ir zināms.

### Posteriorā sadalījuma modas noteikšana

Lai atrastu posteriorā sadalījuma modu – galveno parametru un svarīgu Dynare iegūto rezultātu – maksimizē (55) vienādojumā definēto logaritmēto posterioro kodolu attiecībā pret  $\theta$ . Dynare programma to aprēķina ar skaitlisko metožu palīdzību. Jāuzsver, ka ticamības funkcija ir Gausa veida nevis attiecībā pret  $\theta$ , bet gan pret  $\theta$  funkcijām, kā tās definētas (50) stāvokļa vienādojumā. Tādējādi šī maksimizācijas problēma nav pilnībā acīmredzama, taču atrisināma ar mūsdienu programmatūras palīdzību.

### Posteriorā sadalījuma novērtēšana

Visbeidzot, nosaka parametru posterioro sadalījumu. Sadalījumu apraksta iepriekš aplūkotais (48) kodola vienādojums, taču, līdzīgi kā iepriekš, tā ir nelineāra un sarežģīta funkcija no strukturālajiem parametriem  $\theta$ . Tādējādi nav iespējams definēt sadalījumu noteiktā formā. Tā vietā pielieto izlases veida metodes, no kurām literatūrā par īpaši efektīvu atzīta Metropolis-Hastings metode. Šo metodi pielieto Dynare programma.

Metropolis-Hastings algoritma pamatideja ir posteriorā sadalījuma simulēšana. Tas ir “noraidīšanas izlases algoritms”, kuru pielieto izlašu virknes (pazīstama arī kā “Markova Ķēde”) ģenerēšanai no sadalījuma, kas sākotnēji nav zināms. Zināma ir tikai posteriorā moda, taču mērķis ir iegūt  $\theta$  novērtējumu vidējo vērtību un dispersiju. Lai tos noteiktu, algoritms veidots ar pieņēmumu, ka vispārīgā gadījumā strukturālo parametru sadalījums būs asimptotiski normāls. Algoritms izveido Gausa aproksimāciju ap posterioro modu un izmanto mērogotu asimptotiskās kovariācijas matricu kā piedāvātā sadalījuma kovariācijas matricu. Tas dod iespēju efektīvi izpētīt posterioro sadalījumu vismaz modas tuvākajā apkārtnē. Formāli definējot, Metropolis-Hastings algoritms izpilda šādus soļus:

1. Izvēlas sākuma punktu  $\theta^0$ , kas parasti ir posteriorā moda, un veic 2-3-4 soļus.
2. Izvēlas  $\theta^*$  no lēcienu sadalījuma (*jumping distribution*)

$$J(\theta^* | \theta^{t-1}) = N(\theta^{t-1}, c\Sigma_m) \quad (56),$$

kur  $\Sigma_m$  ir inversais posteriorajai modai aprēķinātais hesiāns un  $c$  ir mēroga faktors.

3. Aprēķina akceptēšanas attiecību (*acceptance ratio*)

$$r = \frac{p(\theta^* | Y_T)}{p(\theta^{t-1} | Y_T)} = \frac{K(\theta^* | Y_T)}{K(\theta^{t-1} | Y_T)} \quad (57).$$

4. Visbeidzot, pieņem vai noraida izvēlēto  $\theta^*$  saskaņā ar zemāk definēto likumu un aktualizē, ja nepieciešams, lēcienu sadalījumu:

$$\theta^t = \theta^* \text{ ar varbūtību } \min(r, 1), \text{ citādi } \theta^t = \theta^{t-1}.$$

Pirmajā solī izvēlas kandidāta parametru  $\theta^*$  no normālā sadalījuma, kuram noteikts vidējais  $\theta^{-1}$ . Otrajā solī aprēķina šī kandidāta parametra posteriorā kodola vērtību un salīdzina to ar normālā sadalījuma vidējam atbilstošo kodola vērtību. Trešajā solī pieņem lēmumu par kandidāta parametra paturēšanu. Ja akceptēšanas attiecība ir lielāka par vienu, noteikti patur kandidātu. Pretējā gadījumā atgriežas pie iepriekšējā perioda kandidāta (tas ir ļoti nosacīti, taču faktiski kandidātu patur tikai ar varbūtību mazāku par vienu). Tālāk aktualizē izvēles sadalījuma vidējo vērtību, paturot prātā atstātā parametra vērtību. Atkārtojot šos soļus pietiekami daudz reižu, pēdējā solī izveido histogrammu no izvēlētajām vērtībām. Protams, mērķis ir iegūt pēc iespējas gludāku histogrammu, kas rezultātā atspoguļos posterioro sadalījumu.

Pamatojums tik sarežģītam akceptēšanas likumam ir nepieciešamība aplūkot visu posteriorā sadalījuma apgabalu. Nevajadzētu pārāgri atmet kandidātu, kas sniedz posteriorā kodola zemāku vērtību gadījumā, ja, izmantojot šo kandidātu kā izvēles sadalījuma vidējo vērtību, iespējams atstāt šo lokālo maksimumu un virzīties uz globālo maksimumu. Citiem vārdiem, ideja ir dot iespēju meklēšanas algoritmam nespert mazu soli uz priekšu un tā vietā atkāpties par dažiem nelieliem soļiem atpakaļ cerībā, ka būs iespēja tuvākā nākotnē izdarīt lielu soli uz priekšu. Protams, svarīgs parametrs šajā meklēšanas procedūrā ir lēcieni sadalījuma dispersija, it īpaši mēroga faktors. Ja mēroga faktors ir pārāk mazs, akceptēšanas attiecība (noteiktajā laika periodā pieņemto kandidāta parametru īpatsvars) būs pārāk augsta un kandidāta parametru Markova Ķēde “mīsies lēni”, proti, sadalījums ļoti ilgi konverģēs uz posterioro sadalījumu, jo ķēde visticamāk blīvēsies ap lokālo maksimumu. No otras puses, ja mēroga faktors ir par augstu, akceptēšanas attiecība būs ļoti zema (jo kandidāti izvietosies zemas varbūtības blīvuma reģionos) un ķēde pārāk ilgi kavēsies posteriorā sadalījuma beigu posmos.

#### Posterioro sadalījumu pielietojums modeļu salīdzināšanā

Līdzās jau iepriekš izklāstītajām Baiesa pieejas priekšrocībām posteriorais sadalījums pielietojams arī modeļu salīdzināšanai. Turpmāk aplūkots piemērs.

Pieņemsim, ir doti divu konkurējošu modeļu priorie sadalījumi:  $p(A)$  un  $p(B)$ . Pielietojot Baiesa likumu, var aprēķināt modeļu posterioro sadalījumu

$$p(I|Y_T) = \frac{p(I)p(Y_T|I)}{\sum_{I=A,B} p(I)p(Y_T|I)} \quad (58),$$

kur  $I = A, B$  un formulu var vispārināt  $N$  modeļu kopai.

Rezultātā abus modeļus var salīdzināt, pielietojot modeļu posterioro sadalījumu attiecību, kuru sauc par posterioro varbūtību attiecību (*posterior odds ratio*):

$$\frac{p(A|Y_T)}{p(B|Y_T)} = \frac{p(A)p(Y_T|A)}{p(B)p(Y_T|B)} \quad (59).$$

Vienīgais sarežģītais uzdevums ir atrast datu robežblīvumu atkarībā no modeļa  $p(Y_T|I)$ , kas ir arī iepriekš aplūkotā posteriorā blīvuma  $p(\theta|Y_T)$  saucējs. Pamatojums tam ir šāds.

Katram modelim  $I = A, B$  var novērtēt, vismaz teorētiski, datu robežblīvumu atkarībā no modeļa, integrējot strukturālos parametrus  $\theta_I$  no posteriorā kodola:

$$p(Y_T|I) = \int_{\theta_I} p(\theta_I; Y_T | \theta_I, I) d\theta_I = \int_{\theta_I} p(\theta_I|I) \times p(Y_T | \theta_I, I) d\theta_I \quad (60).$$

Jāatzīmē, ka zemintegrāļa izteiksme ir tieši posteriorais kodols.

Lai iegūtu datu robežblīvumu atkarībā no modeļa, pastāv divas iespējas. Pirmā iespēja ir pieņemt posteriorā kodola funkcionālu formu, kuru var integrēt. Visvienkāršākā un labākā aproksimācija, īpaši lielām izlasēm, ir Gausa (saukta arī par Laplasa aproksimāciju). Šajā gadījumā iegūst šādu estimatoru:

$$\hat{p}(Y_T|I) = (2\pi)^{\frac{k}{2}} \left| \Sigma_{\theta_I^m} \right|^{-\frac{1}{2}} p(\theta_I^m|Y_T, I) p(\theta_I^m|I) \quad (61),$$

kur  $\theta_I^m$  ir posteriorā moda. Dotās metodes priekšrocība ir aprēķinu efektivitāte: laukietilpīgās Metropolis-Hastings iterācijas nav nepieciešamas, skaitliski jāaprēķina tikai posteriorā moda.

Otra iespēja ir pielietot no Metropolis-Hastings simulācijām iegūto informāciju, kuru sauc par harmoniskā vidējā estimatoru. Pamatideja ir simulēt vēlamo robežblīvumu un vienkārši aprēķināt šo simulēto vērtību vidējo. Vispirms jāatzīmē, ka

$$p(Y_T|I) = E \left[ \frac{f(\theta_I)}{p(\theta_I|I)p(Y_T|\theta_I, I)} \middle| \theta_I, I \right]^{-1} \quad (62),$$

kur  $f$  ir varbūtības blīvuma funkcija, jo

$$E \left[ \frac{f(\theta_I)}{p(\theta_I|I)p(Y_T|\theta_I, I)} \middle| \theta_I, I \right] = \frac{\int_{\theta_I} f(\theta) d\theta}{\int_{\theta_I} p(\theta_I|I)p(Y_T|\theta_I, I) d\theta_I} \quad (63)$$

un skaitītāja integrālis vienāds ar vienu (detalizētu izklāstu skat. *Geweke, 1999*).



No pēdējā izriet šāds robežblīvuma estimators

$$\hat{p}(Y_T|I) = \left[ \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \frac{f(\theta_I^{(b)})}{p(\theta_I^{(b)}|I)p(Y_T|\theta_I^{(b)}, I)} \right]^{-1} \quad (64),$$

kur katrs izvēlētais vektors  $\theta_I^{(b)}$  iegūts no Metropolis-Hastings iterācijām, savukārt varbūtības blīvuma funkciju  $f$  var interpretēt kā posteriorā kodola īpatsvarus ar mērķi mazināt  $\theta$  ekstremālo vērtību nozīmi. Ževeke (*Geweke, 1999*) ierosināja pielietot nošķelto Gausa funkciju, iegūstot tā saukto modificēto harmoniskā vidējā estimatoru.

### **Datu apraksts un prioro sadalījumu izvēle**

Modeļa novērtēšanai izmantoti ceturkšņa dati par reālo IKP pieaugumu, inflāciju, nominālām procentu likmēm, valūtas kursa pārmaiņām un tirdzniecības nosacījumu pārmaiņām periodā no 1998. gada 2. ceturkšņa līdz 2007. gada 1. ceturksnim. Datu perioda izvēli pamato importa preču cenu indeksa pieejamība CSP, sākot ar 1998. gadu, savukārt beigu periods izvēlēts pirms dzīvokļu cenu korekcijas, kas aizsākās 2007. gada maijā.

Izlaides pieauguma temps aprēķināts kā IKP logaritma starpības, reizinātas ar 100, iegūstot ceturkšņa procentuālās pārmaiņas. Inflācija definēta kā PCI logaritma starpības, reizinātas ar 400, iegūstot gada procentuālās pārmaiņas. Tirdzniecības nosacījumu procentuālās pārmaiņas aprēķinātas kā eksporta preču cenu un importa preču cenu attiecības logaritma starpības, reizinātas ar 100. Par monetārās politikas instrumentu pielietota *overnight* procentu likme. Valūtas kurss ir vidējais komercbanku *bid* un *ask* lata kurss pret SDR līdz 2004. gada decembrim un pret EUR pēc 2005. gada janvāra. Valūtas kursa procentuālās novirzes no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos periodos aprēķinātas kā valūtas kursa un paritātes vērtības logaritma starpības, reizinātas ar 100. *Overnight* likmes un valūtas kurss aprēķināti kā ceturkšņa vidējie rādītāji. IKP, PCI, eksporta un importa cenu indeksi sezonāli izlīdzināti. Pirms novērtēšanas visām laikrindām atņemtas to vidējās vērtības.

Tālāk definētas modeļa parametru priorās vērtības, kur katram parametram atbilst noteikta sadalījuma varbūtības blīvuma funkcija. 4.2 tabulā sniegtas Latvijas modelim definētās priorās vērtības. Strukturālo parametru priorie sadalījumi izvēlēti, pamatojoties uz vairākiem apsvērumiem. Pirmkārt, pieņemts, ka priorie sadalījumi ir neatkarīgi. Otrkārt, sadalījumu varbūtības blīvumu funkcijas – beta, gamma un inversais gamma – izvēlētas atbilstoši starptautiskajos pētījumos vispārpieņemtām parametru sadalījumu varbūtības blīvumu funkcijām. Pirms modeļa parametru prioro vidējo vērtību un standartnoviržu

definēšanas īsumā raksturotas beta, gamma un inversā gamma sadalījuma varbūtības blīvuma funkcijas.

Beta sadalījums ir definēts intervālā  $(0, 1)$ , un sadalījuma formu raksturo divi pozitīvi parametri, kurus parasti apzīmē ar  $\alpha$  un  $\beta$ . Beta sadalījuma varbūtības blīvuma funkcija ir definēta šādi:

$$f(x; \alpha, \beta) = \frac{x^{\alpha-1} (1-x)^{\beta-1}}{\int_0^1 u^{\alpha-1} (1-u)^{\beta-1} du},$$

kur  $f$  ir gadījuma mainīgā  $X$  sadalījuma  $x$  blīvuma funkcija, kas atkarīga no  $\alpha$  un  $\beta$  parametru vērtībām, savukārt  $u$  ir vienmērīgā (*uniform*) sadalījuma blīvuma funkcija, kuru raksturo vidējais nulle un standartnovirze viens. Beta sadalījuma gadījuma mainīgā  $X$  matemātiskā cerība ir definēta formā

$$E(X) = \frac{\alpha}{\alpha + \beta}$$

un dispersija

$$\text{Var}(X) = \frac{\alpha\beta}{(\alpha + \beta)^2 (\alpha + \beta + 1)}.$$

Beta sadalījuma varbūtības blīvuma funkcijai var būt dažādas formas atkarībā no  $\alpha$  un  $\beta$  parametru vērtībām. 4.1. attēlā parādītas blīvuma funkcijas dažādām  $\alpha$  un  $\beta$  vērtībām (uz horizontālās ass ir matemātiskā cerība (vidējais), uz vertikālās – sadalījuma varbūtības blīvuma vērtība). Parametriem

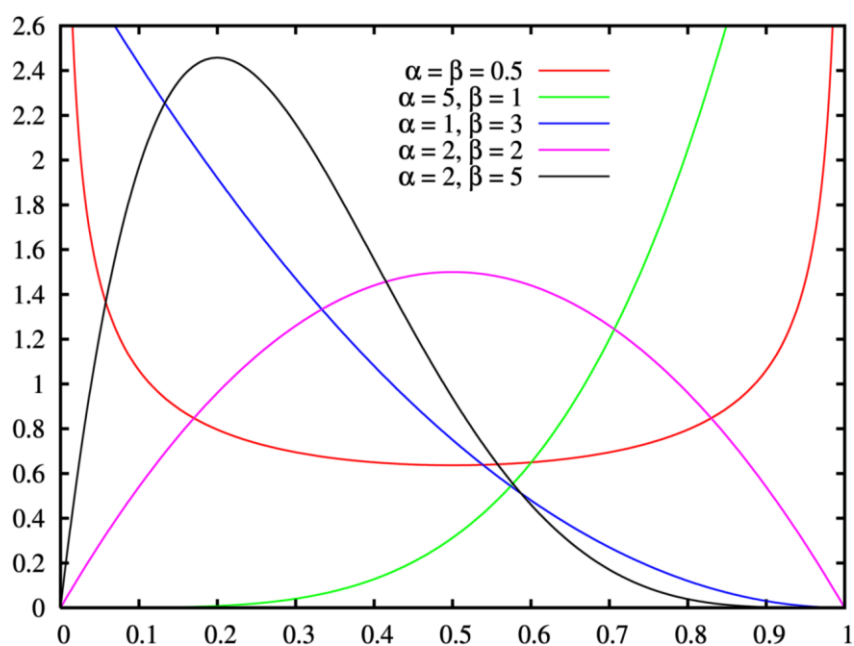
$\alpha = 1, \beta = 1$  atbilst vienmērīgais  $[0, 1]$  sadalījums;

$\alpha < 1, \beta < 1$  atbilst U-veida sadalījums (sarkanā līkne);

$\alpha < 1, \beta \geq 1$  vai  $\alpha = 1, \beta > 1$  atbilst stingri dilstošs sadalījums (zilā līkne);

$\alpha = 1, \beta < 1$  vai  $\alpha > 1, \beta \leq 1$  atbilst stingri augošs sadalījums (zaļā līkne);

$\alpha > 1, \beta > 1$  atbilst sadalījums ar vienu vienīgu virsotni (lillā un melnā līkne).



4.1. att. Beta sadalījuma varbūtības blīvuma funkcija dažādām  $\alpha$  un  $\beta$  vērtībām

The probability density function of the beta distribution depending on the values of parameters  $\alpha$  and  $\beta$

Avots: autores izstrādne

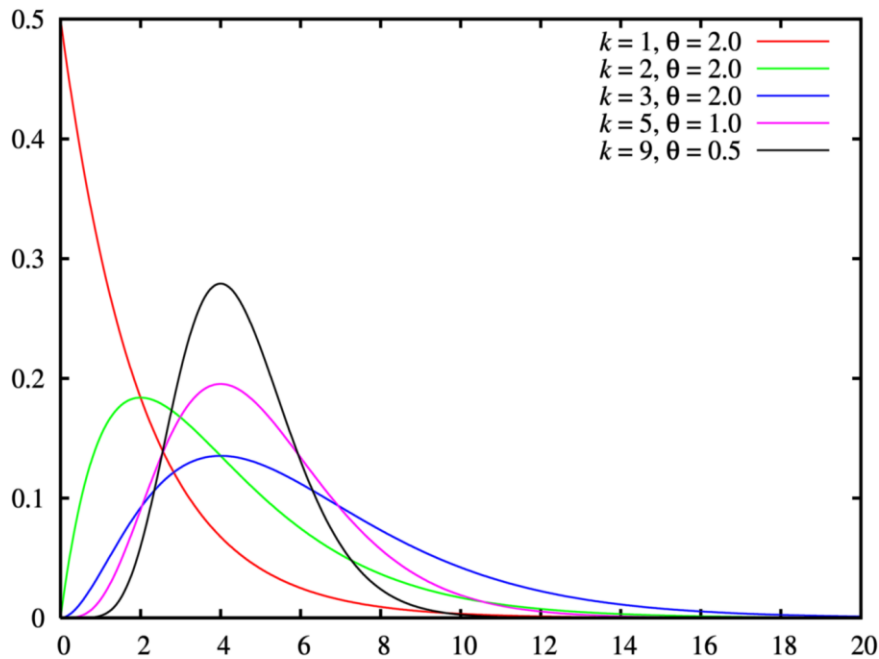
Gamma sadalījumu raksturo mēroga parametrs  $\theta$ , savukārt parametrs  $k$  nosaka sadalījuma formu. Ja  $k$  ir vesels skaitlis, tad sadalījums atspoguļo neatkarīgi eksponenciāli sadalītu  $k$  gadījuma mainīgo summu, kur katra mainīgā vidējā vērtība ir  $\theta$ . Gadījuma mainīgais  $X$ , kas ir gamma sadalīts ar mēroga parametru  $\theta$  un formas parametru  $k$ , ir definēts šādi:

$X \sim \Gamma(k, \theta)$ , kur  $\Gamma$  ir  $k$  un  $\theta$  parametru gamma funkcija.

Gamma sadalījuma varbūtības blīvuma funkciju var izteikt kā  $k$  un  $\theta$  parametru funkciju, kur abi parametri ir pozitīvi. Gamma sadalīta gadījuma mainīgā  $x$  varbūtības blīvuma funkcija  $f$  definēta formā

$$f(x; k, \theta) = x^{k-1} \frac{e^{-x/\theta}}{\theta^k \Gamma(k)} \text{ visiem } x > 0 \text{ un } k, \theta > 0.$$

4.2. attēlā parādītas blīvuma funkcijas dažādām  $k$  un  $\theta$  parametru vērtībām (uz horizontālās ass ir matemātiskā cerība (vidējais), uz vertikālās – sadalījuma varbūtības blīvuma vērtība).



4.2. att. **Gamma sadalījuma varbūtības blīvuma funkcija dažādām  $k$  un  $\theta$  vērtībām**

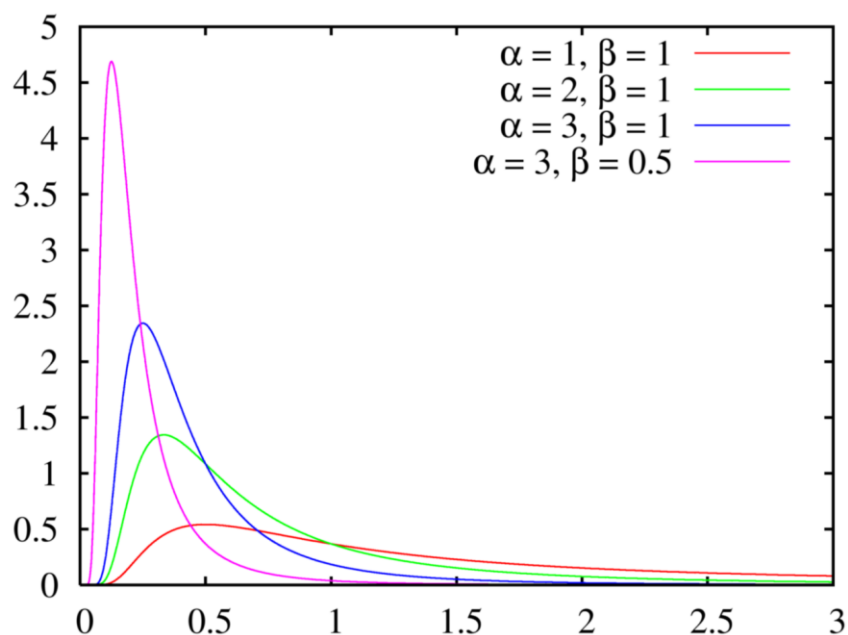
*The probability density function of the gamma distribution depending on the values of parameters  $k$  and  $\theta$*

Avots: autores izstrādne

Inversais gamma sadalījums ir gamma sadalījumam apgriezts sadalījums, kuru raksturo parametri  $\alpha$  un  $\beta$ . Inversā gamma sadalījuma varbūtības blīvuma funkcija ir definēta mainīgā vērtībām  $x > 0$  formā

$$f(x; \alpha, \beta) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} (1/x)^{\alpha+1} \exp(-\beta/x),$$

kur  $\Gamma(\alpha)$  ir parametra  $\alpha$  gamma funkcija, parametrs  $\alpha$  nosaka sadalījuma formu, bet  $\beta$  – sadalījuma mērogu. 4.3. attēlā ilustrētas blīvuma funkcijas dažādām  $\alpha$  un  $\beta$  parametru vērtībām (uz horizontālās ass ir matemātiskā cerība (vidējais), uz vertikālās – sadalījuma varbūtības blīvuma vērtība).



**4.3. att. Inversā gamma sadalījuma varbūtības blīvuma funkcija dažādām  $\alpha$  un  $\beta$  vērtībām**  
*The probability density function of the inverse gamma distribution depending on the values of parameters  $\alpha$  and  $\beta$*

Avots: autores izstrādne

Tālāk raksturota modeļa prioro vidējo vērtību un standartnoviržu izvēle. Monetārās politikas parametru  $\psi_1$  un  $\psi_2$  vidējās priorās vērtības noteiktas atbilstoši vispārpieņemtām Teilora likumā. Piemēram, Smets un Vouters (*Smets, Wouters, 2004*), novērtējot modeli eirozonai, ieguva inflācijas un izlaides novirzes koeficientu vidējās posteriorās vērtības attiecīgi 1.5 un 0.06. Hradiskijs, Žirardi un Rato (*Hradisky, Girardi, Ratto, 2007*) savukārt novērtēja DSGE modeli Čehijai, kur monetārā politika ir primāri vērsta uz cenu stabilizēšanu. Autori noteica inflācijas koeficienta prioro vidējo vērtību 1.7, bet ieguva posterioro novērtējumu 1.71. Tādējādi šajā darbā izvēlēta priorā vērtība  $\psi_1 = 2.0$  atbilst visai spēcīgai uz inflācijas stabilizēšanu vērsta monetārai politikai. Valūtas kursa koeficienta vidējā vērtība  $\psi_3 = 400$  ar nolūku izvēlēta liela, lai nodrošinātu fiksēta valūtas kursa režīmu. Procentu likmes autoregresijas koeficients ir 0.2, kas atbilst AR(1) procesam aplūkotajā periodā ar standartnovirzi 0.1. Modelis ir parametrizēts, nosakot reālās procentu likmes nostabilizējušās stāvokļa vērtību  $r$ , nevis diskonta faktoru  $\beta$ . Procentu likmes  $r$  gada vērtība noteikta tā, lai  $\beta = \exp[-r/400]$ . Tās izvēlēta vidējā vērtība ir 2.5%. Fīlpa līknes slīpuma koeficienta  $\lambda$  priorā vērtība atbilst pētījumos pielietotajām vērtībām (*Lubik, Schorfheide, 2007; Rotenberg, Woodford, 1997; Gali, Gertler, 1999; Sbordone, 2002*). Tā vidējais noteikts par 0.5 ar visai plašu standartnovirzi. Atvērtības pakāpes  $\alpha$  jeb importa īpatsvara IKP vidējā priorā vērtība ir 0.4, kas atbilst vidējam rādītājam aplūkotajā periodā.

Eksogēno šoku priorie rādītāji specificēti, sekojot Lubika un Šorfhaides (*Lubik, Schorfheide, 2007*) darbam. Lai definētu ārvalstu inflācijas eksogēno šoku priorās vērtības, novērtēta autoregresija Eiropas Savienības PCI ceturkšņa inflācijai un iegūta koeficienta  $\rho_{\pi^*}$  priorā vidējā vērtība 0.5 ar standartnovirzi  $\sigma_{\pi^*} = 0.25$ .

Ārvalstu izlaides  $y_t^*$  šoka priorās vērtības iegūtas, novērtējot AR(1) regresiju ES IKP un Latvijas IKP attiecības logaritmam. Rezultātā noteiktas priorās vidējās vērtības  $\rho_{y^*} = 0.99$  ar standartnovirzi 0.75.

Tehnoloģiskā procesa priorā vērtība specificēta, novērtējot IKP pieauguma AR(1) regresiju. Autoregresijas koeficienta un standartnovirzes vidējie novērtējumi ir attiecīgi 0.12 un 1.11. Tādējādi  $\rho_z$  un  $\sigma_z$  priorās vidējās vērtības noteiktas attiecīgi 0.1 un 1.0.

Tirdzniecības nosacījumu pārmaiņu novērtētais autoregresijas koeficients ir 0.11 un regresijas standartnovirze 2.14, tādējādi  $\rho_s$  un  $\sigma_s$  priorās vidējās vērtības izvēlētas attiecīgi 0.1 un 2.0.

Standartnovirzes  $\sigma_r$  priorais vidējais ir 0.45, kas atbilst procentu likmes AR(1) procesa novērtētajai standartnovirzei.

## **Rezultāti**

Latvijas strukturālo parametru Baiesa novērtējumi atspoguļoti 4.2. tabulā. Līdzās 95% posteriorajam ticamības intervālam tabulā sniegti arī posteriorie vidējie kā punkta vērtējumi. Posteriorie sadalījumi konstruēti, pielietojot Metropolis-Hastings algoritmu ar Markova ķēdes attiecīgi 60 000 un  $10^6$  iterācijām. Novērtēšana veikta, izmantojot *Dynare 3* programmu *Matlab R2008a* vidē. Vispirms aplūkosim rezultātus, kas iegūti novērtēšanā ar 60 000 iterācijām. Salīdzinājumā ar valstīm, kuru monetārā politika vērsta un inflācijas stabilizēšanu un kurām tādējādi ir augsts inflācijas koeficients Teilora likumā, koeficienta zema vērtība Latvijas modelī ( $\psi_1 = 0.515$ ) atbilst Latvijas Bankas monetārajai politikai. Zems izlaides starpības (*output gap*) koeficients ( $\psi_2 = 0.016$ ) liecina, ka centrālā banka nestabilizē izlaides novirzi no potenciālā rādītāja, savukārt augsts valūtas kursa parametrs ( $\psi_3 = 44.8$ ) apstiprina Latvijas Bankas īstenoto fiksēta valūtas kursa politiku. Modelis uzrāda arī ļoti noturīgu procentu likmes persistenci ( $\rho_r = 0.9$ ).

Strukturālo parametru novērtējumi ir ticami. Parametra  $\alpha$  vērtējums atspoguļo novēroto vidējo Latvijas importa īpatsvaru IKP pēdējos gados. Fīlipa līknes parametra  $\lambda$  vērtējums nedaudz pārsniedz prioro vidējo vērtību, liecinot, ka vietējie uzņēmumi, nosakot savas produkcijas optimālās cenas, spēcīgi reaģē uz izlaides novirzēm. Starplaika aizvietojamības elastība  $\tau$  izrādījās pārsteidzoši zema, norādot, ka patērētāji visai nelabprāt maina savus

patēriņa lēmumus, reaģējot uz procentu likmes šokiem. Stohastisko procesu vērtējumi atspoguļo būtisku persistenci laikrindās, kas izteikti parādās tehnoloģiskās augsmes ( $\rho_z = 0.61$ ) un ārvalstu izlaides šoka augstā autokorelācijā ( $\rho_{y^*} = 0.95$ ).

Modeļa parametru priorie un posteriorie sadalījumi attēloti 6. pielikuma 6.1. attēlā. Pārsvārā visi posteriorie sadalījumi ir nobīdīti attiecībā pret priorajiem sadalījumiem un ļoti koncentrēti ap to vidējām vērtībām. Tas liecina, ka dati kopumā ir informatīvi un parametru vērtējumi ir tuvi to patiesajām vērtībām. Vienīgais izņēmums ir procentu likme, par kuru dati sniedz visai maz informācijas.

4.2. tabula

### Priorie sadalījumi un novērtētie posteriorie rezultāti Latvijas datiem

*Priors and posteriors for Latvian data*

Priorie sadalījumi					Posteriorie sadalījumi, (60 000 iterāciju)			Posteriorie sadalījumi, (10 <sup>6</sup> iterāciju)		
Rād.	Def. apg.	Blīvums	Vid.	St.nov.	Vid.	95% tic.int.		Vid.	95% tic.int.	
$\psi_1$	$R^+$	Gamma	2.00	0.50	0.515	0.251	0.712	1.256	0.762	1.735
$\psi_2$	$R^+$	Gamma	0.05	0.13	0.016	0.000	0.032	0.034	0.000	0.108
$\psi_3$	$R^+$	Gamma	400	100	44.80	44.78	44.82	44.81	44.78	44.86
$\rho_r$	[0, 1)	Beta	0.20	0.10	0.896	0.896	0.896	0.894	0.894	0.894
$\alpha$	[0, 1)	Beta	0.40	0.20	0.627	0.623	0.638	0.665	0.563	0.854
$r$	$R^+$	Gamma	2.50	0.50	2.292	1.928	2.686	2.515	1.585	3.215
$\lambda$	$R^+$	Gamma	0.50	0.25	0.618	0.607	0.625	1.598	1.338	1.796
$\tau$	[0, 1)	Gamma	0.20	0.10	0.153	0.147	0.156	0.127	0.073	0.194
$\rho_s$	[0, 1)	Beta	0.10	0.05	0.137	0.134	0.141	0.356	0.295	0.422
$\rho_z$	[0, 1)	Beta	0.10	0.05	0.606	0.606	0.606	0.605	0.605	0.605
$\rho_{y^*}$	[0, 1)	Beta	0.99	0.05	0.954	0.922	0.993	0.986	0.961	1.000
$\rho_{\pi^*}$	[0, 1)	Beta	0.50	0.20	0.422	0.420	0.424	0.135	0.061	0.198
$\sigma_r$	$R^+$	InvGamma	0.45	4.00	0.712	0.705	0.720	1.948	1.755	2.141
$\sigma_s$	$R^+$	InvGamma	2.00	4.00	1.594	1.472	1.735	2.123	1.835	2.613
$\sigma_z$	$R^+$	InvGamma	1.00	4.00	1.275	1.232	1.314	1.722	1.561	1.873
$\sigma_{y^*}$	$R^+$	InvGamma	0.75	4.00	0.924	0.903	0.949	0.578	0.200	0.939
$\sigma_{\pi^*}$	$R^+$	InvGamma	0.25	4.00	0.319	0.312	0.327	1.268	1.129	1.397

Avots: autores aprēķini

Tālāk modelis novērtēts ar tām pašām priorajām vērtībām, taču šoreiz arī impulsa reakcijas uz eksogēnajiem šokiem novērtētas ar Baiesa pieeju. Lai konstruētu posterioros sadalījumus, pielietojot Metropolis-Hastings algoritmu ar Markova ķēdi, iterāciju skaits palielināts līdz 1000 000.

Baiesa posteriorie novērtējumi sniegti 4.2. tabulas pēdējās trijās kolonnās. Strukturālo parametru posteriorie vidējie abos novērtēšanas gadījumos ir visai līdzīgi. Modeļa rezultāti robusti liecina par Latvijas Bankas īstenoto fiksēta valūtas kursa politiku ( $\psi_3 = 44.8$ ), savukārt

visai zemā  $\psi_2$  vērtība norāda, ka monetārā politika nav vērsta uz izlaides starpības stabilizēšanu.

### **Impulsa reakcijas funkcijas**

Ar mērķi noteikt individuālo šoku ietekmi endogēno mainīgo svārstībās, novērtētas impulsa reakcijas funkcijas uz vienas standartnovirzes apmēra eksogēniem šokiem. 4.1. attēlā atspoguļotas Latvijas modeļa impulsa reakcijas uz iekšzemes monetāro šoku. Uz horizontālās ass parādīts laiks ceturkšņos, savukārt uz vertikālās ass ir attiecīgā mainīgā procentuālā novirze no nostabilizējušās stāvokļa. Iekšzemes monetārais šoks nozīmē, ka, centrālai bankai palielinot bāzes procentu likmi, starpbanku aizdevumu procentu likme uz nakti (*overnight*) pieaug par vienu standartnovirzi, kas 4.4. attēlā atspoguļots likmes uz nakti ( $r$ ) pieaugumā par aptuveni 0.12%. Likmju kāpums sadārdzina kredītresursus, kā rezultātā uzņēmumi un mājsaimniecības aizņemas mazāk, samazinās investīcijas, patēriņš, kopējais pieprasījums un izlaide. Izlaides starpības kritums redzams tūlītējā  $y$  samazinājumā par 0.14%. Procentu likmes ietekmi uz izlaidi var redzēt arī (34) vienādojumā, proti, negatīvā zīme pie  $r_t$  nozīmē, ka, pieaugot procentu likmei, izlaide  $y_t$  samazinās. Pie zemāka kopējā pieprasījuma mazinās spiediens uz algām un ražošanas resursu cenām, kas atspoguļojas patēriņa preču cenu kritumā. Tādējādi inflācijas  $\pi$  (grafikā "pie") impulsa reakcija sākotnējā periodā ir negatīva. Izlaides un inflācijas savstarpējā sakarība parādīta (35) vienādojumā. Lai pārbaudītu, vai sakarība ir pozitīva vai negatīva, jānosaka koeficienta  $\frac{\lambda}{\tau + \alpha(2 - \alpha)(1 - \tau)}$  zīme. Ievietojot no 4.2. tabulas

6. kolonnas attiecīgo parametru novērtētās posteriorās vidējās vērtības, proti,  $\lambda = 0.618$ ,  $\tau = 0.153$  un  $\alpha = 0.627$ , iegūst

$$\frac{\lambda}{\tau + \alpha(2 - \alpha)(1 - \tau)} = \frac{0.618}{0.153 + 0.627(2 - 0.627)(1 - 0.153)} = \frac{0.618}{0.882} = 0.70.$$

Tā kā koeficients ir pozitīvs un mazāks par vienu, izlaides starpība pozitīvi ietekmē inflāciju, taču inflācijas izmaiņas ir mazākas nekā izlaides starpības izmaiņas. To arī var redzēt 4.1. attēlā, kur sākotnējā periodā  $y$  krusto vertikālo asi pie negatīvākas vērtības nekā  $\pi$ .

Procentu likmju kāpums nostiprina arī lata kursu, jo pieaug latu finanšu instrumentu ienesīgums. Lata kursa nostiprināšanās sākotnējā periodā atspoguļota negatīvā  $\Delta e$  (grafikā "de") impulsa reakcijā. Lai izskaidrotu impulsa reakcijas pēc viena ceturkšņa (1. periodā uz horizontālās ass), jāizmanto modeļa vienādojumi un novērtētie koeficienti. Vispirms aplūkosim monetārās politikas likumu, kas atspoguļots (37) vienādojumā. Procentu likmju dinamika bija definēta šādā formā:

$$r_t = \rho_R r_{t-1} + (1 - \rho_R)[\psi_1 \pi_t + \psi_2 \tilde{y}_t + \psi_3 \Delta e_t] + \varepsilon_t^R \quad (37).$$



Ievietojot no 4.2. tabulas 6. kolonnas attiecīgo parametru novērtētās posteriorās vidējās vērtības (37) vienādojumā, iegūst

$$r_t = 0.896r_{t-1} + 0.104[0.515\pi_t + 0.016\tilde{y}_t + 44.8\Delta e_t] + \varepsilon_t^R$$

jeb atverot iekavas

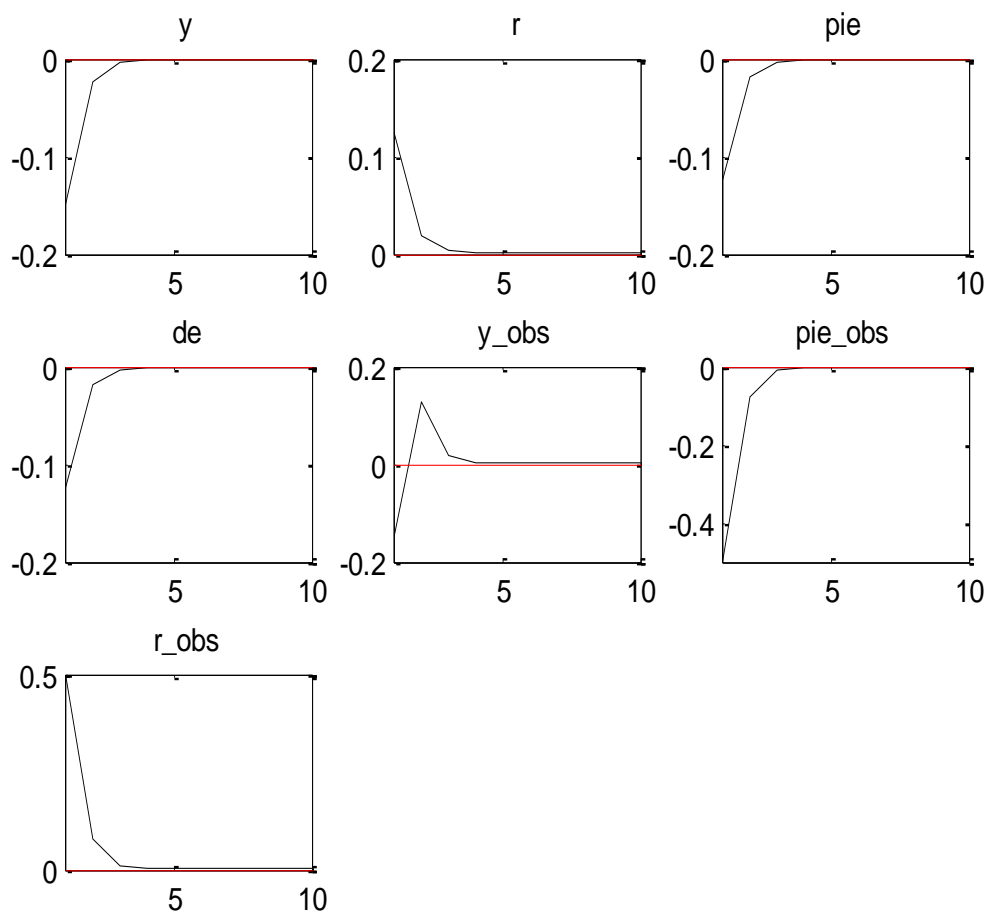
$$r_t = 0.896r_{t-1} + 0.054\pi_t + 0.002\tilde{y}_t + 4.659\Delta e_t + \varepsilon_t^R.$$

Procentu likmes persistences koeficients (0.896) ir mazāks par vienu, tādēļ pašreizējā periodā procentu likmē saglabājas 89.6% no iepriekšējā perioda tās vērtības. Inflācijas un izlaides starpības efekts uz procentu likmi ir relatīvi neliels, savukārt valūtas kurss būtiski ietekmē tās lielumu, jo centrālā banka nosaka procentu likmi, lai noturētu lata kursu +/-1% svārstību robežās attiecībā pret paritātes līmeni. Tā kā valūtas kursa, inflācijas un izlaides starpības impulsa reakcijas samazinājās (4.4. attēlā negatīvas vērtības), procentu likmes kāpums pēc ceturkšņa ir ievērojami zemāks nekā sākotnējā ceturksnī, savukārt aptuveni pēc pieciem ceturkšņiem procentu likmes šoka persistence pilnībā izzūd ( $r$  grafiks tuvojas horizontālai asij).

Monetārā šoka ietekme uz izlaides starpības un inflācijas kritumu izzūd pēc 3-4 ceturkšņiem, kad izlaides starpība un inflācija atgriežas sākotnējā līmenī ( $y$  un  $\pi$  atgriežas pie nulles vērtības).

Visi mainīgie ar paplašinājumu "obs" ir novērojumu laikrindas, proti,  $pie\_obs$ ,  $r\_obs$  un  $y\_obs$  ir attiecīgi ceturkšņa PCI, likme uz nakti (gada procentu likme) un IKP salīdzināmās cenās. Ceturkšņa PCI pārveidots gada procentuālās pārmaiņās, tādēļ novērojumu laikrinda un modeļa inflācija ir saistītas formā  $pie\_obs = 4\pi$ . Līdzīgi *overnight* gada likmi un modeļa ceturkšņa likmi saista sakarība  $r\_obs = 4r$ . Tādējādi mainīgo  $pie\_obs$  un  $r\_obs$  impulsa reakcijas pēc formas ir identiskas  $\pi_t$  un  $r_t$  grafikiem, bet četras reizes lielākas pēc amplitūdas. Savukārt IKP ceturkšņa laikrinda un modeļa izlaide ir saistītas formā  $y\_obs = y_t - y_{t-1} + z_t$ , kur  $z_t$  apraksta (41) vienādojumā definētās produktivitātes izmaiņas. Šī sakarība parāda, ka IKP pieaugumu izskaidro produktivitātes kāpums. 4.4. attēlā redzams, ka pēc 1 ceturkšņa IKP pieaug, ko nosaka zemākas procentu likmes salīdzinājumā ar sākotnējo periodu un iepriekš aplūkots darbaspēka izmaksu samazinājums, kas kāpina produktivitāti  $z_t$ . Taču sākotnējā monetārā šoka ietekme uz IKP pilnībā izzūd pēc gada ( $y\_obs$  grafiks tuvojas nullei pēc aptuveni četriem ceturkšņiem).

Tādējādi kopumā var secināt, ka ierobežojoša monetārā politika (*overnight* likmes šoks) nostiprina valūtas kursu, samazina inflāciju un izlaides starpību, taču šī ietekme ilgst aptuveni gadu.



#### 4.4. att. Impulsa reakcijas uz iekšzemes monetāro šoku $\varepsilon^r$

*Impulse responses to domestic monetary shock  $\varepsilon^r$*

Piezīme:  $y$ ,  $r$  un  $pie$  ir attiecīgi izlaides, procentu likmes un inflācijas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa (attiecīgi  $\tilde{y}_t$ ,  $r_t$  un  $\pi_t$  modeļa vienādojumos). Nostabilizējies stāvoklis ir vidējā vērtība aplūkotajā periodā.  $de$  ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos valūtas kursa piesaistes periodos ( $\Delta e_t$ ).  $r$ ,  $pie$  un  $de$  ir ceturkšņa dati.  $pie\_obs$  un  $r\_obs$  ir attiecīgi  $\pi_t$  un  $r_t$  gada izteiksmē.  $y\_obs = y_t - y_{t-1} + z_t$ , kur  $z_t$  apraksta produktivitātes izmaiņas.

Pārējie simulāciju rezultāti, kas parāda mainīgo impulsa reakcijas uz tirdzniecības nosacījumu, produktivitātes un ārvalstu inflācijas šokiem pie novērtētajām parametru posteriorajām vidējām vērtībām, atspoguļoti 6. pielikuma 6.2. attēlā. 6.2.1. attēlā redzams, ka tirdzniecības nosacījumu uzlabošanās palielina kopējo izlaidi un inflāciju caur valūtas kursa nominālo nostiprināšanos. Dotais mehānisms izpaužas šādā veidā. Uzlabojoties tirdzniecības nosacījumiem, pieaug iekšzemes eksportētāju ienākumi, veicinot aktivitāti un nodarbinātību eksportējošās nozarēs. Tā kā eksportētāji gūst papildu ienākumus ārvalstu valūtā, piemēram, eiro, tirgus dalībnieki piedāvā pārdošanai lielāku ārvalstu valūtas apjomu, lai nopirktu latus, kā rezultātā lata vērtība nostiprinās. Pie fiksēta valūtas kursa centrālajai bankai jāveic papildu

intervences, lai noturētu lata kursu pret eiro. Tādējādi centrālā banka pirks eiro apmaiņā pret latiem, rezultātā palielinot latu piedāvājumu un līdz ar to kāpinot kredītu pieejamību uzņēmumu investīcijām un darbības paplašināšanai. Tā kā šāda centrālās bankas darbība ir līdzvērtīga ekspansīvas monetārās politikas efektam, tirdzniecības nosacījumu pozitīvs šoks jeb eksporta cenu relatīvs kāpums izraisīs izlaidis pieaugumu un inflācijas kāpumu caur augstākām uzņēmumu robežizmaksām.

Pozitīvs produktivitātes šoks palielina izlaidi, kas izraisa uzņēmumu robežizmaksu kāpumu (skat. pielikuma 6.2.2. att.). Augstākas robežizmaksas tiešā veidā atspoguļojas iekšzemes preču inflācijā, mazinot vietējo preču konkurētspēju un mudinot patērētājus aizvietot vietējās preces ar relatīvi lētākām importa precēm. Mazinoties vietējo preču pieprasījumam, valūtas kurss pavājinās. Centrālā banka reaģē uz valūtas kursa spiedienu, palielinot procentu likmi.

Importa preču inflācijas šoka rezultātā patērētāji aizvieto importa preces ar relatīvi lētāku vietējo preču patēriņu, kas izraisa latu pieprasījuma kāpumu un lata kursa nostiprināšanos (pielikuma 6.2.3. att.). Centrālā banka, reaģējot uz valūtas kursa spiedienu, īsteno ekspansīvu monetāro politiku, samazinot procentu likmi, kas savukārt veicina izlaidis pieaugumu. IKP kāpums palielina uzņēmumu robežizmaksas, kas tiešā veidā atspoguļojas augstākā inflācijā.

Impulsa reakciju Baiesa novērtējumi attēloti 6. pielikuma 6.3. attēlā. Posterioro sadalījumu konstruēšanai *Dynare* programma izvēlas parametru vērtības un šoku dispersijas no attiecīgajiem novērtētajiem posteriorajiem sadalījumiem un katrai parametru un dispersiju kopai ģenerē impulsa reakciju. Atkārtojot šo procesu daudz reižu, iegūst impulsa reakciju posterioros sadalījumus.

6. pielikuma 6.3. attēlā doti impulsa reakciju 90% ticamības intervāli uz monetāro, tirdzniecības nosacījumu, produktivitātes un ārvalstu inflācijas šoku. Posteriorie sadalījumi ir līdzīgi impulsa reakcijām, kas iegūtas simulācijām ar posteriorajām vidējām vērtībām. Baiesa impulsa reakciju ticamības intervāli ir visai šauri, norādot, ka reakcijas ir statistiski nozīmīgas.

#### **4.2. Dzīvokļu cenu, valsts riska prēmijas un finanšu ierobežojumu ietekmes novērtējums uz iedzīvotāju un uzņēmumu patēriņu un mājokļu investīcijām**

Šīs nodaļas mērķis ir novērtēt finanšu ierobežojumu, mājokļu cenu un valsts riska prēmijas nozīmi Latvijas ekonomikas transmisijas mehānisma aktīvu kanālā. Šim nolūkam izveidots un novērtēts Latvijas DSGE modelis ar aizņemšanās ierobežojumiem, kur aktīvs ir mājsaimniecību īpašumā esošais mājoklis un uzņēmumu saimnieciskajā darbībā izmantotās komercplatības. Nolūkā pielietot vienotu terminu šiem abiem īpašuma veidiem, turpmāk darbā lietots jēdziens „nekustamais īpašums”.

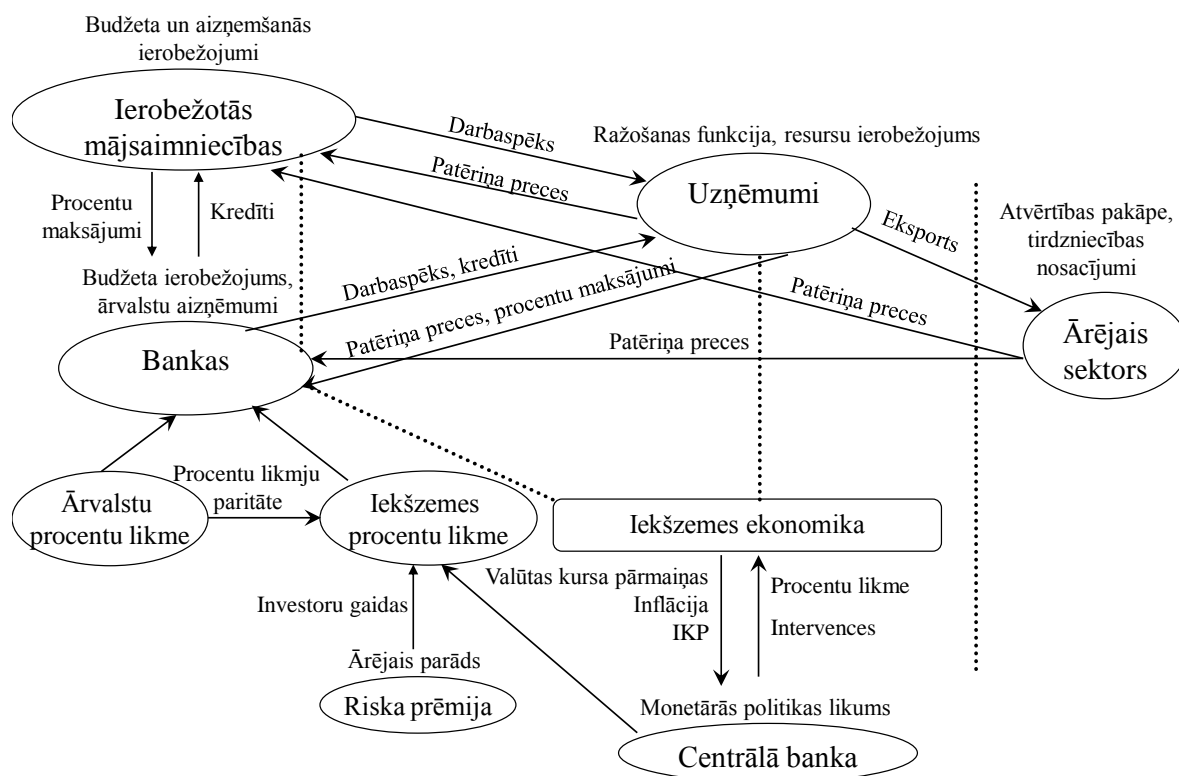
Hipotekāro kredītu un makroekonomisko rādītāju savstarpējo sakarību pētīšanai nesen veiktajos pētījumos standarta biznesa cikla modeļos iekļauta aizņēmēju-aizdevēju struktūra, kuru pirmo reizi ieviesa Kiotaki un Mūrs (Kiyotaki, Moore, 1997). Dotajā pieejā modelī kredīta plūsmas ietvertas, pieņemot, ka ekonomikas aģentiem ir heterogēnas jeb atšķirīgas diskonta likmes un aģentu aizņēmuma lielums ir atkarīgs no iekļīlātā aktīva vērtības. Jakovello (Iacoviello, 2005) izveidoja un novērtēja monetārā biznesa cikla modeli, kurā mājsaimniecībām un uzņēmumiem ir hipotekārā kredīta ierobežojums, kas atkarīgs no to iekļīlātā nekustamā īpašuma vērtības. Jakovello pētījuma mērķis bija iespējami tuvināt modeļa un novēroto korelāciju starp reālajiem patēriņa izdevumiem un nekustamā īpašuma cenām. Autors secināja, ka aizņemšanās ierobežojumiem ir būtiska nozīme, replicējot privātā patēriņa dinamiku uz nekustamā īpašuma cenu un inflācijas šokiem.

Promocijas darbā, sekojot Jakovello pieejai, izveidots modelis ar uzņēmumu un mājsaimniecību aizņemšanās jeb kredīta ierobežojumiem, kur kredīta summu ierobežo iekļīlātā nekustamā īpašuma vērtība. Jakovello modelis paplašināts trijos virzienos. Pirmkārt, modelis pārveidots no slēgtas ekonomikas uz mazu atvērtu ekonomiku, kas atbilst Latvijas situācijai. Šis paplašinājums paredz, ka daļa no patēriņa precēm ir importa un ārvalstu investori var aizdot līdzekļus iekšzemes ekonomikai, tādējādi caur procentu likmēm un aktīvu cenām eksogēnie šoki ietekmē uzņēmumu un mājsaimniecību rādītājus. Otrkārt, modelis papildināts ar investīcijām dzīvojamā fondā. Treškārt, pieņemts, ka ārvalstu investori aizdevumiem piemēro riska prēmiju, kas atkarīga no valsts privātā sektora ārējā parāda attiecības pret IKP. Šīs iezīmes ir svarīgi elementi, kas palīdz iespējami reālistiskāk modelēt Latvijas ekonomiku un novērtēt finanšu ierobežojumu, nekustamā īpašuma cenu un valsts riska prēmijas nozīmi Latvijas monetārās transmisijas mehānismā. Modelis novērtēts Latvijas datiem, pielietojot Baiesa pieeju.

### **Modeļa uzbūve**

Ekonomikā ir vairāki ekonomikas aģenti: uzņēmēji, bankas, kredīta ierobežotās mājsaimniecības, vairumtirgotāji, mazumtirgotāji, centrālā banka un uzņēmumi, kas investē nekustamā īpašuma būvniecībā. Mājsaimniecības izmanto un gūst derīgumu no mājokļa un īslaicīgās lietošanas patēriņa precēm. Lai iegūtu līdzekļus preču iegādei, mājsaimniecības piedāvā darbaspēku uzņēmējiem, kuri preču ražošanai iegulda darbaspēka resursus un savā rīcībā esošās komercplatības. Uzņēmēji un kredīta ierobežotie patērētāji diskontē gaidāmo nākotnes naudas plūsmu pie augstākas likmes nekā bankas. Pie dotā nosacījuma bankas ir ekonomikā neto aizdevēji, savukārt uzņēmēji un ierobežotās mājsaimniecības – neto aizņēmēji. Bankas piesaista brīvos līdzekļus, aizņemoties ārvalstīs un piešķir aizdevumus iekšzemes ierobežotajām mājsaimniecībām un uzņēmumiem. Lai aizņemšanās nepieaugtu bezgalīgi, uzņēmējiem un ierobežotajām mājsaimniecībām ir kredīta ierobežojums, kas ir fiksēta daļa no viņu nekustamā īpašuma gaidāmās nākotnes vērtības. Uzņēmēji piegādā savu tīrās konkurences tirgū ražoto produkciju nepilnīgas konkurences tirgū strādājošiem vairumtirgotājiem, kas nosaka savu preču cenas, ievērojot Kalvo veida cenu stingrību. Visbeidzot, pilnīgas konkurences tirgū strādājoši mazumtirgotāji apvieno iekšzemes un importa zīmolus galapatēriņa precē. Centrālā banka īsteno monetāro politiku, nosakot procentu likmi, lai koriģētu PCI inflācijas, izlaides un valūtas kursa novirzes no mērķa rādītājiem. Modelī ietverta arī jaunu mājokļu un komercplatību būvniecība jeb investīcijas nekustamā īpašumā. Vienkāršības labad pieņemts, ka jaunus mājokļus un komercplatības būvē konkurētspējīgi uzņēmumi, investējot tādā apmērā, lai atvietotu nolietoto nekustamā īpašumā fondu.

Modeļa uzbūve, kas parāda ekonomikas aģentu savstarpējo mijiedarbību, atspoguļota 4.5. attēlā.



#### 4.5. att. Modeļa uzbūve

##### Model setup

Avots: autores izstrādne

Turpmākajās sadaļās aplūkota atsevišķi katra aģenta un uzņēmuma optimizācijas problēma. Pasaules ekonomika ir modelēta kā mazu atvērto valstu kopums, kas veido vienu vienību. Katra valsts atsevišķi neietekmē pārējo pasauli. Valstīm raksturīgi neperfekti korelēti produktivitātes šoki, taču ir identiskas preferences, tehnoloģijas un tirgus struktūra.

Mainīgie ar apakšindeksu  $i \in [0, 1]$  attiecas uz valsti  $i$  kā vienu no daudzajām pasaules ekonomiku veidojošām valstīm. Mainīgie, kas apzīmēti ar \*, attiecas uz pasaules ekonomiku kopumā.

##### Bankas

Bankas gūst derīgumu, patērējot īslaicīgas lietošanas preces  $C'_t$  un sava nekustamā īpašuma sniegto pakalpojumu plūsmu, kas proporcionāla nekustamā īpašuma lielumam  $H'_t$ , savukārt zaudē derīgumu no ieguldītā darba  $N'_t$ . Bankas gūst līdzekļus vairākos veidos. Tās pelna algu, pārdodot savu darbaspēku konkurētspējīgā darba tirgū un saņemot algu  $W'_t$  un gūst peļņu  $F_t$  no saviem nepilnīgas konkurences tirgū strādājošiem zīmola uzņēmumiem (tiks

aplūkoti turpmāk). Bankas var aizņemties summu  $B_t^*$  no ārzemju kreditoriem pie procentu likmes  $R_t^* \zeta_t$ , kur  $R_t^*$  ir ārzemju procentu likme un  $\zeta_t$  ir ārvalstu investoru vietējai ekonomikai piemērotā riska prēmija, kas saistīta ar parāda nastu un tiks aplūkota turpmāk. Iekšzemē nopelnītos un ārvalstīs aizņemtus līdzekļus bankas izsniedz kredītos ( $-B_t'$ ) iekšzemes mājsaimniecībām un uzņēmumiem pret nekustamā īpašuma ķīlu, piemērojot iekšzemes nominālo procentu likmi  $R_t$ . Tāpat tās izmanto iegūtos līdzekļus ārzemju parādu atmaksai, patēriņa preču iegādei un nekustamā īpašuma investīcijām. Banka maksimizē šādu derīguma funkciju

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta')^t \left( \frac{(C_t' / A_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{(H_t')^{1-\delta}}{1-\delta} - \frac{(N_t')^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) \quad (65),$$

kur  $0 < \beta' < 1$  ir diskonta likme,  $\sigma$  ir izvairīšanās no riska parametrs,  $\delta$  ir nekustamā īpašuma īpatsvars bankas derīguma funkcijā,  $\varphi$  ir darbaspēka piedāvājuma funkcijas slīpuma koeficients, kas raksturo derīguma zudumu no darba, savukārt  $A_t$  ir nestacionārs pasaules tehnoloģiskais šoks.  $A_t$  iekļaušana (65) vienādojumā nozīmē, ka bankas gūst derīgumu no efektīvā patēriņa relatīvi pret tehnoloģisko līmeni un garantē, ka modelim eksistē līdzsvara augsmes trajektorija, atbilstoša nostrādātajām stundām.  $C_t'$  ir patēriņš, kas ir daļa no saliktā iekšzemes patēriņa groza  $C_t$ , definēta formā

$$C_t \equiv \left[ (1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (66).$$

$C_{H,t}$  savukārt ir iekšzemē ražoto preču patēriņa indekss, kuru apraksta CES funkcija

$$C_{H,t} \equiv \left( \int_0^1 C_{H,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (67),$$

kur  $j \in [0, 1]$  apzīmē diferencētu preci uz vienības intervāla.  $C_{F,t}$  ir importa preču indekss, definēts kā

$$C_{F,t} \equiv \left( \int_0^1 C_{i,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} di \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \quad (68),$$

kur  $C_{i,t}$  apzīmē no valsts  $i$  importēto un banku patērēto preču indeksu. Līdzīgi kā iekšzemē ražoto preču patēriņu, importa preču indeksu apraksta CES funkcija

$$C_{i,t} \equiv \left( \int_0^1 C_{i,t}(j)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (69).$$

Parametrs  $\varepsilon > 1$  atspoguļo noteiktā valstī ražoto preču savstarpējās aizvietojamības elastību.  $\alpha \in [0, 1]$  raksturo valsts atvērtību jeb importa īpatsvaru IKP. Parametrs  $\eta > 0$  apzīmē iekšzemē ražoto un importa preču savstarpējo aizvietojamību, raugoties no iekšzemes patērētāja redzespunkta, savukārt  $\gamma$  raksturo no dažādām valstīm importēto preču savstarpējo aizvietojamību.

Banka maksimizē (65) vienādojuma derīgumu pie šāda budžeta ierobežojuma:

$$P_t C_t' + G_t (H_t' - (1 - \delta^H) H_{t-1}') + Q_t (\zeta_{t-1} R_{t-1}^* B_{t-1}^* - B_t^*) \leq W_t' N_t' - R_{t-1} B_{t-1}' + B_t' + T_t' + F_t' \quad (70),$$

kur  $P_t$  apzīmē patēriņa cenu indeksu,  $G_t$  ir nekustamā īpašuma kvadrātmetra nominālā cena,  $\delta^H$  ir nekustamā īpašuma nolietojuma likme,  $Q_t$  ir nominālais valūtas kurss (iekšzemes naudas vienības par vienu ārvalstu valūtas vienību),  $T_t'$  apzīmē valdības pārvedumus (nodokļus) un  $F_t$  ir peļņa no bankām piederošu nepilnīgas konkurences tirgū strādājošiem zīmola uzņēmumiem.

Atrisinot (65) vienādojuma derīguma maksimizācijas uzdevumu, iegūst optimālu darbaspēka piedāvājumu:

$$\tilde{W}_t' = (\tilde{C}_t')^\sigma (N_t')^\varphi \quad (71),$$

kur

$$\tilde{C}_t' \equiv \frac{C_t'}{A_t} \quad \text{un} \quad \tilde{W}_t' \equiv \frac{W_t'}{P_t A_t}.$$

Nekustamā īpašuma platības optimāla izvēle ir šāda:

$$(\tilde{C}_t')^{-\sigma} \tilde{G}_t = \beta' E_t \left( (\tilde{C}_{t+1}')^{-\sigma} \tilde{G}_{t+1} (1 - \delta^H) \right) + (H_t')^{-\delta} \quad (72),$$

$$\text{kur } \tilde{G}_t \equiv \frac{G_t}{P_t A_t}.$$

Iekšzemes aizdevumu optimālu izvēli raksturo sakarība

$$(\tilde{C}_t')^{-\sigma} = \beta' E_t \left( (\tilde{C}_{t+1}')^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{A_t}{A_{t+1}} R_t \right) \quad (73).$$

Visbeidzot, ārvalstu aizņēmumu pieprasījumu definē sakarība

$$(\tilde{C}_t')^{-\sigma} \frac{Q_t}{P_t A_t} = \beta' E_t \left\{ (\tilde{C}_{t+1}')^{-\sigma} \frac{\zeta_t Q_{t+1}}{P_{t+1} A_{t+1}} R_t^* \right\} \quad (74).$$

Tālāk loglinearizē iegūtos optimalitātes nosacījumus. Loglinearizējot (71) vienādojumu, izriet



$$\tilde{w}'_t = \sigma \tilde{c}'_t + \varphi n'_t \quad (75),$$

kur mazie burti apzīmē novirzes no nostabilizējušās stāvokļa.

Loglinearizējot (72) vienādojumu, iegūst

$$\tilde{c}'_t = \beta'(1 - \delta^H) E_t \{\tilde{c}'_{t+1}\} + \frac{1}{\sigma} (\tilde{g}_t - \beta'(1 - \delta^H) E_t \{\tilde{g}_{t+1}\}) + (1 - \beta'(1 - \delta^H)) \delta h'_t \quad (76).$$

Loglinearizējot (73) vienādojumu, izriet

$$\tilde{c}'_t = E_t \tilde{c}'_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t \pi_{t+1}) + \frac{1}{\sigma} E_t \Delta a_{t+1} \quad (77),$$

kur  $E_t \pi_{t+1} = E_t p_{t+1} - p_t$ .

No iekšzemes un ārvalstu aizņēmumu izvēles izriet procentu likmju paritātes nosacījums (*uncovered interest rate parity*), kas atspoguļo gaidāmās valūtas kursa pārmaiņas. Lai nodrošinātu labi definētu nostabilizējušos stāvokli modelī, darbā pieņemts, ka ārvalstu aizņēmumam tiek piemērota riska prēmija,  $\zeta_t$ , kas atkarīga no tīriem ārējiem aktīviem, sekojot, piemēram, Lundvika (Lundvik (1992)), un Šmita-Groe un Uribes (Schmitt-Grohé and Uribe (2001)) pieejai. Loglinearizētu valsts riska prēmiju apraksta izteiksme

$$\zeta_t = \zeta_b \tilde{b}_t^* + \varepsilon_t^\zeta \quad (78)$$

kur  $\tilde{b}_t^*$  ir tīro ārējo aktīvu,  $\tilde{B}_t^* \equiv \frac{B_t^*}{P_t A_t}$ , log novirze un  $\varepsilon_t^\zeta$  ir riska prēmijas šoks.

Procentu likmju paritātes nosacījumu iegūst, apvienojot ārvalstu līdzekļu pieprasījumu ar iekšzemes aizņēmumu pieprasījumu, proti, attiecinot (74) vienādojumu pret (73) vienādojumu, loglinearizējot un pielietojot (78) vienādojumu

$$r_t - r_t^* = E_t \{\Delta q_{t+1}\} + \zeta_t = E_t \{\Delta q_{t+1}\} + \zeta_b \tilde{b}_t^* + \varepsilon_t^\zeta \quad (79).$$

Visbeidzot, lai linearizētu budžeta ierobežojumu, kas definēts (70) vienādojumā, vispirms jāiegūst darbaspēka pieprasījuma vienādojums, tādēļ tas tiks darīts, aplūkojot uzņēmumu optimizācijas problēmu.

### Ierobežotās mājsaimniecības

Kredīta ierobežotās mājsaimniecības, līdzīgi kā bankas, gūst derīgumu no īslaicīgas lietošanas preču patēriņa,  $C_t''$ , sava mājokļa platības  $H_t''$  un samazina savu derīgumu, piedāvājot darbaspēku  $N_t''$ . Ierobežotās mājsaimniecības gūst līdzekļus, piedāvājot savu darbaspēku konkurēspējīgā darba tirgū un saņemot par to algu  $W_t''$ , vai aizņemoties summu  $B_t''$  no bankām, izmantojot savu mājokli kā ķīlu. Maksimālā summa, kuru ierobežotās

mājsaimniecības var aizņemties, ir daļa  $m'' < 1$  no viņu mājokļa nākotnes cenas šodienas vērtības, atskaitot nolietojumu. Atšķirībā no bankām ierobežotās mājsaimniecības nevar aizņemties ārvalstīs. No iegūtajiem līdzekļiem tās atmaksā parādu, pērk īslaicīgas lietošanas patēriņa preces un investē mājoklī.

Mājsaimniecība maksimizē derīguma funkciju

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta'')^t \left( \frac{(C_t''/A_t)'^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{(H_t'')^{1-\delta}}{1-\delta} - \frac{(N_t'')^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) \quad (80)$$

pie budžeta ierobežojuma

$$P_t C_t'' + G_t (H_t'' - (1-\delta^H)H_{t-1}'') + R_{t-1} B_{t-1}'' \leq B_t'' + W_t'' N_t'' + T_t'' \quad (81)$$

un aizņemšanās ierobežojuma

$$B_t'' \leq m'' E_t \left( \frac{G_{t+1} (1-\delta^H) H_t''}{R_t} \right) \quad (82),$$

kur  $T_t''$  apzīmē valdības pārvedumus (nodokļus).

Atvasinot (80) vienādojumā definēto maksimizācijas uzdevumu attiecībā pret patēriņu  $C_t''$  un aizņēmumu  $B_t''$ , iegūst attiecīgi budžeta ierobežojuma un aizņemšanās ierobežojuma ēnu cenas. Ievietojot šīs ēnu cenas mājokļa platības optimālas izvēles sakarībā, izriet

$$(\tilde{C}_t'')^{-\sigma} \left[ \tilde{G}_t - m'' E_t \{ \tilde{G}_{t+1} \} (1-\delta^H) \frac{A_{t+1} P_{t+1}}{A_t P_t R_t} \right] = \beta'' E_t \left\{ (\tilde{C}_{t+1}'')^{-\sigma} \tilde{G}_{t+1} (1-\delta^H) \right\} (1-m'') + (H_t'')^{-\delta} \quad (83).$$

Optimālu darbaspēka piedāvājumu definē

$$\tilde{W}_t'' = (\tilde{C}_t'')^{\sigma} (N_t'')^{\varphi} \quad (84),$$

$$\text{kur } \tilde{C}_t'' \equiv \frac{C_t''}{A_t} \text{ un } \tilde{W}_t'' \equiv \frac{W_t''}{P_t A_t}.$$

Tālāk loglinearizē iegūtos optimalitātes nosacījumus. Loglinearizējot (83) vienādojumu, iegūst

$$\tilde{c}_t'' = \frac{s'}{(1-s'')} E_t \tilde{c}_{t+1}'' + \frac{1}{\sigma(1-s'')} \left[ \tilde{g}_t - (s' + s'') E_t \tilde{g}_{t+1} - s'' E_t \Delta a_{t+1} - s'' E_t \pi_{t+1} + s'' r_t + (1-s'' - s') \delta h_t'' \right] \quad (85),$$

$$\text{kur } s' \equiv \beta'' (1-m'') (1-\delta^H), \quad s'' \equiv m'' \beta' (1-\delta^H) \text{ un } E_t \pi_{t+1} = E_t p_{t+1} - p_t.$$

Līdzīgi kā banku gadījumā, budžeta ierobežojums tiks linearizēts, aplūkojot uzņēmumu optimizācijas problēmu.

Loglinearizējot (82) vienādojumā definēto aizņemšanās ierobežojumu, izriet

$$\tilde{b}_t'' = \tilde{g}_{t+1} + h_t'' + \pi_{t+1} + \Delta a_{t+1} - r_t \quad (86).$$

## Uzņēmumi

Ekonomikā ir uzņēmumu kopums, kur katrs uzņēmums apzīmēts ar  $j_H$  uz vienības intervāla (apakšindekss  $H$  nozīmē iekšzemes ekonomiku), t.i.,  $j_H \in [0, 1]$ . Uzņēmumi gūst derīgumu tikai no preču patēriņa. Katrā periodā  $t$  viņi var gūt līdzekļus divos veidos. Pirmkārt, ražojot vietējās starppatēriņa preces  $Y_{H,t}^{\text{int}}(j_H)$ , izmantojot savas komercplātības  $H_t^E(j_H)$ , attiecīgi banku un ierobežoto mājsaimniecību piedāvāto darbaspēku  $N_t'(j_H)$  un  $N_t''(j_H)$ , un pārdodot saražoto preci par konkurētspējīgu cenu, kas vienāda ar iekšzemes robežizmaksām  $\psi_t$ . Otrkārt, uzņēmumi var aizņemties no bankām summu  $B_t(j_H)$ , izmantojot savu nekustamo īpašumu kā ķīlu. Maksimālā summa, kuru uzņēmumi var aizņemties pret nekustamā īpašuma ķīlu, ir daļa  $m < 1$  no viņu nekustamā īpašuma nākotnes cenas šodienas vērtības, atskaitot nolietojumu. No rīcībā esošiem līdzekļiem uzņēmumi var izmaksāt nodarbinātajiem algas un apmaksāt ņemtus kredītus pie nominālās procentu likmes  $R_t$ . Tāpat uzņēmumi var iegādāties patēriņa preces  $C_t^E(j_H)$  un investēt nekustamajā īpašumā, maksājot nekustamā īpašuma kvadrātmetra cenu  $G_t$ . Izlaižot vienkāršības labad indeksu  $j_H$ , uzņēmumi cenšas maksimizēt derīguma funkciju

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( \frac{(C_t^E / A_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \right) \quad (87),$$

ievērojot budžeta ierobežojumu

$$P_t C_t^E + G_t (H_t^E - (1 - \delta^H) H_{t-1}^E) + R_{t-1} B_{t-1} + W_t' N_t' + W_t'' N_t'' \leq Y_{H,t}^{\text{int}} \psi_t + B_t \quad (88),$$

ražošanas funkciju

$$Y_{H,t}^{\text{int}} = A_t (H_{t-1}^E)^\nu (N_t')^{\kappa(1-\nu)} (N_t'')^{(1-\kappa)(1-\nu)} \quad (89)$$

un aizņemšanās ierobežojumu

$$B_t \leq m E_t \left( \frac{G_{t+1} (1 - \delta^H) H_t^E}{R_t} \right) \quad (90),$$

kur  $A_t$  ir tehnoloģiskais līmenis un  $a_t \equiv \log A_t$  apraksta AR(1) process  $a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a$ . Koeficients  $\beta < 1$  ir uzņēmumu diskonta faktors, savukārt  $\kappa$  atspoguļo bankām izmaksājamo algu īpatsvaru kopējā algu fondā.

Atvasinot (87) vienādojumā definēto maksimizācijas uzdevumu attiecībā pret patēriņu un aizņēmumu, iegūst attiecīgi budžeta ierobežojuma un aizņemšanās ierobežojuma ēnu

cenas. Ievietojot abas ēnu cenas un ražošanas funkciju nekustamā īpašuma platības optimālas izvēles sakarībā, izriet

$$\left(\tilde{C}_t^E\right)^{-\sigma} \left[ \tilde{G}_t - mE_t \{ \tilde{G}_{t+1} \} (1 - \delta^H) \frac{A_{t+1} P_{t+1}}{A_t P_t R_t} \right] = \beta E_t \left( \tilde{C}_{t+1}^E \right)^{-\sigma} \left( \tilde{G}_{t+1} (1 - \delta^H) (1 - m) + v \tilde{\psi}_{t+1} \frac{\tilde{Y}_{H,t+1}^{\text{int}}}{H_t^E} \right) \quad (91),$$

$$\text{kur } \tilde{\psi}_{t+1} \equiv \frac{\Psi_{t+1}}{P_{t+1}} \text{ un } \tilde{Y}_{H,t+1}^{\text{int}} \equiv \frac{Y_{H,t+1}^{\text{int}}}{A_{t+1}}.$$

Banku darbaspēka optimāls pieprasījums definēts formā

$$\tilde{W}_t' = \kappa (1 - \nu) \tilde{\psi}_t \frac{\tilde{Y}_{H,t}^{\text{int}}}{N_t'} \quad (92),$$

$$\text{kur } \tilde{W}_t' \equiv \frac{W_t'}{P_t A_t}$$

un pieprasījums pēc ierobežoto mājsaimniecību darbaspēku attiecīgi ir šāds

$$\tilde{W}_t'' = (1 - \kappa) (1 - \nu) \tilde{\psi}_t \frac{\tilde{Y}_{H,t}^{\text{int}}}{N_t''} \quad (93),$$

$$\text{kur } \tilde{W}_t'' \equiv \frac{W_t''}{P_t A_t}.$$

Loglinearizējot (91) vienādojumu, iegūst

$$\tilde{c}_t^E = E_t \tilde{c}_{t+1}^E + \frac{1}{\sigma(1 - p'')} \left[ \hat{g}_t - (p' + p'') E_t \hat{g}_{t+1} - p'' E_t (\Delta a_{t+1} + \pi_{t+1} - r_t) - (1 - p' - p'') E_t (\hat{\psi}_{t+1} + \hat{y}_{H,t+1}^{\text{int}} - h_t^E) \right] \quad (94),$$

kur  $\hat{\psi}_t$  apzīmē reālo (log) robežizmaksu novirze no nostabilizējušās līdzsvara.

Lai linearizētu (89) vienādojumā definēto ražošanas funkciju, vispirms jāiegūst darbaspēka piedāvājuma vienādojumi. Pielīdzinot (71) un (92) vienādojumu, kā arī (84) un (93) vienādojumu, iegūst attiecīgi banku un ierobežoto mājsaimniecību darbaspēka piedāvājumus. Ievietojot abas darbaspēka piedāvājuma izteiksmes (89) vienādojumā, izriet

$$\left(\tilde{Y}_{H,t}^{\text{int}}\right)^{\frac{\varphi + \nu}{1 + \varphi}} = \left(H_{t-1}^E\right)^\nu \left(\kappa(\tilde{C}_t')\right)^{\frac{\kappa(1 - \nu)}{1 + \varphi}} \left((1 - \kappa)(\tilde{C}_t'')\right)^{\frac{(1 - \kappa)(1 - \nu)}{1 + \varphi}} \left((1 - \nu)\tilde{\psi}_t\right)^{\frac{1 - \nu}{1 + \varphi}} \quad (95),$$

$$\text{kur } \tilde{Y}_{H,t}^{\text{int}} \equiv \frac{Y_{H,t}^{\text{int}}}{A_t}.$$

Loglinearizējot (95) vienādojumu, iegūst

$$\hat{y}_{H,t}^{\text{int}} = \left(\frac{1 + \varphi}{\varphi + \nu}\right) \nu h_{t-1}^E + \left(\frac{1 - \nu}{\varphi + \nu}\right) \hat{\psi}_t - \frac{\sigma(\kappa(1 - \nu)\tilde{c}_t' + (1 - \kappa)(1 - \nu)\tilde{c}_t'')}{\varphi + \nu} \quad (96).$$

Linearizējot (90) vienādojumā definēto aizņemšanās ierobežojumu, izriet

$$\tilde{b}_t = \tilde{g}_{t+1} + h_t^E + \pi_{t+1} + \Delta a_{t+1} - r_t \quad (97).$$

Lai linearizētu (88) līdzekļu plūsmas ierobežojumu, vispirms izsaka  $\tilde{W}'_t N'_t$  un  $\tilde{W}''_t N''_t$  attiecīgi no (92) un (93) vienādojuma un ievietojot abas izteiksmes stacionarizētā (88) vienādojumā. Loglinearizējot pārveidoto līdzekļu plūsmas ierobežojumu, izriet

$$\tilde{Y}_H^{\text{int}} \tilde{\psi} \nu (\tilde{y}_{H,t}^{\text{int}} + \hat{\psi}_t) + \tilde{B} \tilde{b}_t = \tilde{C}^E \tilde{c}_t^E + \tilde{G} H^E (h_t^E - (1 - \delta^H) h_{t-1}^E + \delta^H \tilde{g}_t) + \frac{\tilde{B}}{\beta'} (r_{t-1} + \tilde{b}_{t-1} - \pi_t - \Delta a_t) \quad (98).$$

Analoģiski atvasina mājsaimniecību budžeta ierobežojumus.

Pārveidojot banku (70) vienādojumā definēto budžeta ierobežojumu un loglinearizējot, iegūst

$$\begin{aligned} & \tilde{C} \tilde{c}'_t + \tilde{G} H' (h'_t - (1 - \delta^H) h'_{t-1} + \delta^H \tilde{g}_t) + Q \tilde{B}^* \frac{1}{\beta'} (q_t + \zeta_{t-1} + r_{t-1}^* + \tilde{b}_{t-1}^* - \pi_t - \Delta a_t) + \\ & + \frac{\tilde{B}'}{\beta'} (r_{t-1} + \tilde{b}'_{t-1} - \beta' \tilde{b}'_t - \pi_t - \Delta a_t) = \kappa (1 - \nu) \tilde{\psi} \tilde{Y}_H^{\text{int}} (\tilde{y}_{H,t}^{\text{int}} + \hat{\psi}_t) + Q \tilde{B}^* (\tilde{b}_t^* + q_t) \end{aligned} \quad (99).$$

Ierobežoto mājsaimniecību linearizēts budžeta ierobežojums attiecīgi ir šāds

$$\tilde{C}'' \tilde{c}''_t + \tilde{G} H'' (h''_t - (1 - \delta^H) h''_{t-1} + \delta^H \tilde{g}_t) + \frac{\tilde{B}''}{\beta'} (r_{t-1} + \tilde{b}''_{t-1} - \pi_t - \Delta a_t) = \tilde{B}'' \tilde{b}''_t + (1 - \kappa) (1 - \nu) \tilde{\psi} \tilde{Y}_H^{\text{int}} (\tilde{y}_{H,t}^{\text{int}} + \hat{\psi}_t) \quad (100).$$

### Vairumtirgotāji

Iekšzemes zīmolu ražotāji pērk vietējās starppatēriņa preces  $Y_{H,t}^{\text{int}}$  no uzņēmumiem par cenu  $\psi_t$  un, pielietojot lineāru tehnoloģiju, pārveido tās precēs  $Y_{H,t}(j_H)$ . Tādējādi  $Y_{H,t}$  ir CES salikta prece, kas sastāv no iekšzemē ražotiem atsevišķiem "zīmoliem", kur katru zīmola preci ražo nepilnīgas konkurences tirgū strādājošs vietējais uzņēmums  $j_H \in [0, 1]$ .  $Y_{H,t}$  definē šādi

$$Y_{H,t} \equiv \left( \int_0^1 Y_{H,t}(j_H)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} dj_H \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (101),$$

kur iekšzemē ražoto preču cenu indekss definēts formā

$$P_{H,t} \equiv \left( \int_0^1 P_{H,t}(j_H)^{1-\varepsilon} dj_H \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (102).$$

Iekšzemes zīmolu ražotāji maksimizē peļņas funkciju

$$P_{H,t} Y_{H,t} - \int_0^1 P_{H,t}(j_H) Y_{H,t}(j_H) dj_H \quad (103).$$

Atvasinot attiecībā pret  $Y_{H,t}(j_H)$ , iegūst

$$Y_{H,t}(j_H) = \left( \frac{P_{H,t}(j_H)}{P_{H,t}} \right)^{-\varepsilon} Y_{H,t} \quad (104).$$

Tādējādi visi uzņēmumi novēro identisku pieprasījuma funkciju, kas atspoguļota (104) vienādojumā, savukārt iekšzemes cenu līmenis un kopējā patēriņa indekss uzņēmējiem ir eksogēni lielumi. Līdzīgi kā iepriekšējā 4.1. sadaļā aplūkotajā modelī, katrs uzņēmums pielāgo savas cenas saskaņā ar Kalvo cenu noteikšanas mehānismu.

Sakarību, kas saista iekšzemes inflāciju ar robežizmaksu novirzi no nostabilizējušās līdzsvara, atvasina analogiski kā 4.1. sadaļā. Savukārt nākošajā solī, saskaņojot uzņēmumu optimizācijas problēmā definētās robežizmaksas ar iekšzemes vairumtirgotāju cenu noteikšanas mehānismā definētajām robežizmaksām un pielietojot 4.1. sadaļā iegūto sakarību, kas saista PCI ar tirdzniecības nosacījumu pārmaiņām, iegūst uz nākotni vērstu Fīlpa līkni

$$\pi_t = \beta E_t \{ \pi_{t+1} \} + \alpha \beta E_t \{ \Delta s_{t+1} \} - \alpha \Delta s_t + \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} (\hat{\psi}_t + \alpha s_t) \quad (105).$$

#### Investīcijas nekustamajā īpašumā

Pieņemts, ka nekustamajā īpašumā investējošie uzņēmumi celtniecībai izmanto gala patēriņa preces, pārveidojot tās ar lineāru tehnoloģiju, un pārdod nekustamā īpašuma kvadrātmetru par cenu  $G_t$ . Investēts tiek tādā apmērā, lai atvietotu nolietoto nekustamā īpašuma fondu, tādējādi nekustamā īpašuma investīcijas  $I_t^H$  stacionārā formā definētas šādi:

$$\tilde{I}_t^H = \tilde{G}_t \delta^H H_{t-1} \quad (106)$$

jeb loglineārā veidā

$$\tilde{i}_t^H = \tilde{g}_t + h_{t-1} \quad (107).$$

#### Monetārā politika

Monetārā politika ir definēta analogiski kā 4.1. sadaļā, proti, centrālā banka nosaka procentu likmi, lai koriģētu PCI inflācijas, izlaides un valūtas kursa novirzes no mērķa rādītājiem

$$r_t = \rho_R r_{t-1} + (1 - \rho_R) [\psi_1 \pi_t + \psi_2 \tilde{y}_t + \psi_3 \Delta q_t] + \varepsilon_t^R \quad (108),$$

kur monetārās politikas koeficienti  $\psi_1, \psi_2, \psi_3 \geq 0$ , savukārt  $\varepsilon_t^R$  ir eksogēns monetārās politikas šoks. Lai atspoguļotu nominālo procentu likmju persistenci, monetārās politikas likumā ir ietverts autoregresijas koeficients  $0 < \rho_R < 1$ .

### Tirgus līdzsvara nosacījumi

Iekšzemes izlaide ir vienāda ar iekšzemes banku, mājsaimniecību un uzņēmumu patēriņa, investīciju un neto eksporta summu

$$Y_t = C_t' + C_t'' + C_t^E + I_t^H + Y_{H,t}^F - Y_{F,t}$$

jeb attiecinot pret tehnoloģiju, lai iegūtu stacionārā formā

$$\tilde{Y}_t = \tilde{C}_t' + \tilde{C}_t'' + \tilde{C}_t^E + \tilde{I}_t^H + \tilde{Y}_{H,t}^F - \tilde{Y}_{F,t} \quad (109),$$

kur  $\tilde{Y}_{H,t}^F$  un  $\tilde{Y}_{F,t}$  ir attiecīgi stacionārs iekšzemes eksports un imports.

Līdzsvars nekustamā īpašuma tirgū nozīmē, ka nekustamā īpašuma piedāvājums  $H_t$  ir vienāds ar uzņēmumu  $H_t^E$ , banku  $H_t'$  un ierobežoto mājsaimniecību  $H_t''$  pieprasījumu

$$H_t = H_t^E + H_t' + H_t'' \quad (110).$$

Iekšzemes kredītu tirgus līdzsvars nosaka, ka uzņēmumu un ierobežoto mājsaimniecību aizņēmumi ir vienādi ar banku izsniegtajiem kredītiem

$$\tilde{B}_t + \tilde{B}_t'' = -\tilde{B}_t' \quad (111).$$

Visbeidzot, ārējais līdzsvars nosaka, ka tirdzniecības bilance ir vienāda ar tūriem ārējiem aktīviem

$$P_{H,t} Y_{H,t}^F - P_{F,t} Y_{F,t} = Q_t (\zeta_{t-1} R_{t-1}^* B_{t-1}^* - B_t^*) \quad (112).$$

### Loglinearizēti modeļa vienādojumi

Zemāk sniegti iegūtie loglinearizētie gala vienādojumi, kas tiks izmantoti modeļa novērtēšanā:

*Bankas*

$$\tilde{c}_t' = \beta'(1 - \delta^H) E_t \{ \tilde{c}_{t+1}' \} + \frac{1}{\sigma} (\tilde{g}_t - \beta'(1 - \delta^H) E_t \{ \tilde{g}_{t+1} \}) + (1 - \beta'(1 - \delta^H)) \delta h_t' \quad (113).$$

$$\begin{aligned} & \frac{\tilde{C}_t'}{\tilde{Y}} \tilde{c}_t' + \frac{\tilde{G}H'}{\tilde{Y}} (h_t' - (1 - \delta^H) h_{t-1}' + \delta^H \tilde{g}_t) + \frac{QB^*}{\tilde{Y}} \left( q_t \left( \frac{1}{\beta'} - 1 \right) + \frac{1}{\beta'} \tilde{b}_{t-1}^* - \tilde{b}_t^* + \frac{1}{\beta'} (\zeta_{t-1} + r_{t-1}^* - \pi_t - \Delta a_t) \right) + \\ & + \frac{\tilde{B}'}{\tilde{Y}} \frac{1}{\beta'} (r_{t-1} + \tilde{b}_{t-1}' - \beta' \tilde{b}_t' - \pi_t - \Delta a_t) = \kappa(1 - \nu) \tilde{\psi} (\tilde{y}_t + \hat{\psi}_t) \end{aligned} \quad (114)$$

$$\tilde{c}_t' = E_t \tilde{c}_{t+1}' - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t \pi_{t+1}) + \frac{1}{\sigma} E_t \Delta a_{t+1} \quad (115)$$

$$r_t - r_t^* = E_t \{ \Delta q_{t+1} \} + \zeta_t \quad (116)$$

$$\zeta_t = \zeta_b \tilde{b}_t^* + \varepsilon_t^\zeta \quad (117)$$

*Ierobežotās mājstaimniecības*

$$\tilde{c}_t'' = \frac{s'}{(1-s'')} E_t \tilde{c}_{t+1}'' + \frac{1}{\sigma(1-s'')} [\tilde{g}_t - (s' + s'') E_t \tilde{g}_{t+1} - s'' E_t \Delta a_{t+1} - s'' E_t \pi_{t+1} + s'' r_t + (1-s'' - s') \delta h_t''] \quad (118)$$

$$\frac{\tilde{C}''}{\tilde{Y}} \tilde{c}_t'' + \frac{\tilde{G}H''}{\tilde{Y}} (h_t'' - (1-\delta^H) h_{t-1}'' + \delta^H \tilde{g}_t) + \frac{\tilde{B}''}{\tilde{Y}} \frac{1}{\beta'} (r_{t-1} + \tilde{b}_{t-1}'' - \pi_t - \Delta a_t) = \frac{\tilde{B}''}{\tilde{Y}} \tilde{b}_t'' + (1-\kappa)(1-\nu) \tilde{\psi}(\tilde{y}_t + \hat{\psi}_t) \quad (119)$$

$$\tilde{b}_t'' = \tilde{g}_{t+1} + h_t'' + \pi_{t+1} + \Delta a_{t+1} - r_t + \varepsilon_t^{b''} \quad (120)$$

*Uzņēmumi*

$$\tilde{c}_t^E = E_t \tilde{c}_{t+1}^E + \frac{1}{\sigma(1-p'')} [\tilde{g}_t - (p' + p'') E_t \tilde{g}_{t+1} - p'' E_t (\Delta a_{t+1} + \pi_{t+1} - r_t) - (1-p' - p'') E_t (\hat{\psi}_{t+1} + \tilde{y}_{t+1} - h_t^E)] \quad (121)$$

$$\tilde{y}_t = \left( \frac{1+\varphi}{\varphi+\nu} \right) \nu h_{t-1}^E + \left( \frac{1-\nu}{\varphi+\nu} \right) \hat{\psi}_t - \frac{\sigma(\kappa(1-\nu)\tilde{c}_t' + (1-\kappa)(1-\nu)\tilde{c}_t'')}{\varphi+\nu} \quad (122)$$

$$\tilde{b}_t = \tilde{g}_{t+1} + h_t^E + \pi_{t+1} + \Delta a_{t+1} - r_t + \varepsilon_t^b \quad (123)$$

$$\tilde{\psi}\nu(\tilde{y}_t + \hat{\psi}_t) + \frac{\tilde{B}}{\tilde{Y}} \tilde{b}_t = \frac{\tilde{C}^E}{\tilde{Y}} \tilde{c}_t^E + \frac{\tilde{G}H^E}{\tilde{Y}} (h_t^E - (1-\delta^H) h_{t-1}^E + \delta^H \tilde{g}_t) + \frac{\tilde{B}}{\tilde{Y}} \frac{1}{\beta'} (r_{t-1} + \tilde{b}_{t-1} - \pi_t - \Delta a_t) \quad (124)$$

*Investīcijas nekustamajā īpašumā*

$$\tilde{i}_t = h_{t-1} + \tilde{g}_t + \varepsilon_t^i \quad (125)$$

*Nekustamā īpašuma kvadrātmetra cenas kointegrācijas vienādojums*

$$\tilde{g}_t = \rho_g \tilde{g}_{t-1} + 0.1(1.52\tilde{b}_t' - \tilde{g}_t) + \varepsilon_t^g \quad (126)$$

*Inflācija*

$$\pi_t = \beta E_t \{\pi_{t+1}\} - \alpha \beta E_t \{\Delta s_{t+1}\} + \alpha \Delta s_t + \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} (\hat{\psi}_t + \alpha s_t) \quad (127)$$

*Monetārā politika*

$$r_t = \rho_R r_{t-1} + (1-\rho_R) [\psi_1 \pi_t + \psi_2 \tilde{y}_t + \psi_3 \Delta q_t] + \varepsilon_t^R \quad (128)$$

*Tirgus līdzsvara nosacījumi*

$$\tilde{y}_t = \frac{1}{1+\alpha} \left( \frac{\tilde{C}'}{\tilde{Y}} \tilde{c}_t' + \frac{\tilde{C}''}{\tilde{Y}} \tilde{c}_t'' + \frac{\tilde{C}^E}{\tilde{Y}} \tilde{c}_t^E + \frac{\tilde{I}^H}{\tilde{Y}} \tilde{i}_t^H + \frac{\tilde{Y}_H^F}{\tilde{Y}} \tilde{y}_{H,t}^F \right) \quad (129)$$

$$\frac{GH}{\tilde{Y}} h_t = \frac{GH^E}{\tilde{Y}} h_t^E + \frac{GH'}{\tilde{Y}} h_t' + \frac{GH''}{\tilde{Y}} h_t'' + \varepsilon_t^h \quad (130)$$

$$\frac{\tilde{B}}{\tilde{Y}} \tilde{b}_t + \frac{\tilde{B}''}{\tilde{Y}} \tilde{b}_t'' = -\frac{\tilde{B}'}{\tilde{Y}} \tilde{b}_t' \quad (131)$$

$$\frac{P_H}{P} \frac{\tilde{Y}_H^F}{\tilde{Y}} (\tilde{y}_{H,t}^F - \alpha s_t) - \frac{P_F}{P} \alpha ((1-\alpha) s_t + \tilde{y}_t) = \frac{Q\tilde{B}^*}{\tilde{Y}} \frac{1}{\beta'} (q_t + \zeta_{t-1} + r_{t-1}^* + \tilde{b}_{t-1}^* - \pi_t - \Delta a_t) - \frac{Q\tilde{B}^*}{\tilde{Y}} (q_t + \tilde{b}_t^*) \quad (132)$$



### *Šoku procesi*

$$\Delta s_t = \rho_s \Delta s_{t-1} + \varepsilon_t^s \quad (133)$$

$$\Delta a_t = \rho_a \Delta a_{t-1} + \varepsilon_t^a \quad (134)$$

$$r_t^* = \rho_r r_{t-1}^* + \varepsilon_t^{r^*} \quad (135)$$

### *Sākotnējo datu pārveidojumi*

$$gy\_obs_t = \Delta a_t + \tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1} \quad (136)$$

$$gg\_obs_t = \Delta a_t + \tilde{g}_t - \tilde{g}_{t-1} + \pi_t \quad (137)$$

$$gb'\_obs_t = \Delta a_t + \pi_t + \tilde{b}'_t - \tilde{b}'_{t-1} \quad (138)$$

$$gi\_obs_t = \Delta a_t + \tilde{i}_t - \tilde{i}_{t-1} \quad (139)$$

kur

$$s' \equiv \beta''(1 - m'')(1 - \delta^H)$$

$$s'' \equiv m''\beta'(1 - \delta^H)$$

$$p' \equiv \beta(1 - m)(1 - \delta^H)$$

$$p'' \equiv m\beta'(1 - \delta^H)$$

(113) vienādojums atspoguļo banku nekustamā īpašuma pieprasījumu, kur gaidāmās patēriņa pārmaiņas ir pozitīvi atkarīgas no nekustamā īpašuma cenu gaidāmajām pārmaiņām un negatīvi no nekustamā īpašuma nolietojuma likmes, jo ķīlas atlikusī vērtība nosaka potenciālo izsniegto kredītu apmēru. (114) vienādojums ir banku budžeta ierobežojums. Izdevumi patēriņam, nekustamā īpašuma pirkšanai un amortizācijai, procentu maksājumi par aizņēmumiem no ārvalstīm kopsummā ir vienādi ar iekšzemes procentu ienākumiem un darba samaksu. (115) vienādojums raksturo starplaika patēriņu, kur šodienas patēriņš ir pozitīvi saistīts ar gaidāmajām produktivitātes pārmaiņām, bet negatīvi atkarīgs no iekšzemes reālās procentu likmes. (116) vienādojums ir procentu likmju paritātes nosacījums. Gaidāmās valūtas kursa izmaiņas un valsts riska prēmija izskaidro iekšzemes un ārzemju procentu likmju starpību. (117) vienādojums raksturo valsts riska prēmijas dinamiku atkarībā no ārējā parāda lieluma: jo lielāks ārējais parāds, jo augstāka riska prēmija, kas atspoguļo investoru gaidas par valsts maksāspēju.

(118) vienādojums atspoguļo ierobežoto mājsaimniecību mājokļu pieprasījumu. Līdzīgi kā banku gadījumā gaidāmās patēriņa pārmaiņas ir pozitīvi atkarīgas no dzīvokļu cenu gaidāmajām pārmaiņām un produktivitātes un negatīvi no dzīvojamās platības nolietojuma likmes. Tā kā mājsaimniecības var aizņemties tikai noteiktu daļu no tām piederošā mājokļa diskontētas nākotnes vērtības, mājokļu pieprasījums ir atkarīgs arī no reālās iekšzemes procentu likmes. (119) vienādojums ir mājsaimniecību budžeta ierobežojums, kas atspoguļo, ka izdevumi patēriņam, dzīvojamo platību pirkšanai un amortizācijai, procentu maksājumi par

iekšzemes aizņēmumiem ir vienādi ar darba samaksu. (120) vienādojums ir mājsaimniecību aizņemšanās ierobežojums, kas parāda, ka aizņēmuma summa nevar pārsniegt noteiktu daļu no mājokļa diskontētas nākotnes vērtības.

(121) vienādojums raksturo uzņēmumu nekustamā īpašuma pieprasījumu. Gaidāmās patēriņa pārmaiņas ir pozitīvi atkarīgas no gaidāmās izlaides, nekustamā īpašuma cenu gaidāmajām pārmaiņām un produktivitātes un negatīvi no iekšzemes reālās procentu likmes un nekustamā īpašuma nolietojuma likmes. (122) vienādojums ir uzņēmumu ražošanas funkcija. Saražotas produkcijas daudzums ir atkarīgs no uzņēmumiem piederošā nekustamā īpašuma platības un izmantotā darbaspēka. (123) vienādojums ir uzņēmumu aizņemšanās ierobežojums, kas parāda, ka aizņēmuma summa nevar pārsniegt noteiktu daļu no uzņēmumiem piederošā nekustamā īpašuma diskontētas nākotnes vērtības. (124) vienādojums ir budžeta ierobežojums. Izdevumi uzņēmumu patēriņam, nekustamā īpašuma pirkšanai un amortizācijai, procentu maksājumi par iekšzemes aizņēmumiem kopsummā ir vienādi ar saražotās produkcijas vērtību.

(125) vienādojums atspoguļo investīcijas nekustamajā īpašumā, tās ir vienādas ar nekustamā īpašuma nolietoto vērtību. (126) vienādojums ir nekustamā īpašuma kvadrātmetra cenas kointegrācijas vienādojums, kas definē ilgtermiņa līdzsvara attiecību starp izsniegto hipotekāro kredītu apjomu un nekustamā īpašuma kvadrātmetra cenu. (127) vienādojums ir atvērtas ekonomikas jaunā Keinsa Fīlipa līkne. Tā nosaka, ka PCI inflācija ir atkarīga no inflācijas gaidām, tirdzniecības nosacījumu pašreizējām un gaidāmajām pārmaiņām, kā arī uzņēmumu reālajām robežizmaksām. Tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas Fīlipa līknē parāda, ka daļa no patēriņa precēm ir importa, savukārt uzņēmumu robežizmaksu ietekmes uz inflāciju pakāpe ir atkarīga no dziļajiem parametriem – uzņēmumu cenu stingrības un uzņēmumu diskonta faktora. Monetārās politikas likums (128) vienādojumā atspoguļo, ka centrālā banka nosaka procentu likmi, lai koriģētu PCI inflācijas, izlaides un valūtas kursa novirzes no mērķa rādītājiem. Autoregresijas koeficients monetārās politikas likumā atspoguļo nominālo procentu likmju persistenci. (129) vienādojums ir iekšzemes preču tirgus līdzsvara nosacījums, kas parāda, ka iekšzemes izlaide ir vienāda ar banku, iekšzemes mājsaimniecību un uzņēmumu patēriņa, investīciju un neto eksporta summu. (130) vienādojums raksturo līdzsvaru nekustamā īpašuma tirgū, nosakot, ka nekustamā īpašuma piedāvājums ir vienāds ar banku, uzņēmumu un mājsaimniecību nekustamā īpašuma pieprasījumu. Iekšzemes kredītu tirgus līdzsvars ir atspoguļots (131) vienādojumā, parādot, ka uzņēmumu un ierobežoto mājsaimniecību aizņēmumu summa ir vienāda ar banku izsniegtajiem kredītiem. (132) vienādojums raksturo ārējo līdzsvaru, kur tirdzniecības bilance ir vienāda ar tīriem ārējiem aktīviem. (133)-(135) vienādojumi apraksta attiecīgi eksogēnos

tirdzniecības nosacījumus, tehnoloģiskās pārmaiņas un ārvalstu procentu likmi. Visi eksogēnie rādītāji ir pirmās kārtas autoregresijas procesi.

Modelī ir arī definēti četri laika rindu aprēķina vienādojumi (136)-(139) (produkcijas izlaide, nekustamā īpašuma cenas, hipotekārie aizdevumi mājsaimniecībām un uzņēmumiem, un investīcijas nekustamajā īpašumā), kas parāda, ka trends, ko satur sākotnējie dati, ir pilnībā izskaidrojams ar tehnoloģijas izmaiņām modelī. Tehnoloģiju trends ir definēts produkcijas izlaides vienādojumā. Papildu trendi nekustamā īpašuma cenu, aizdevumu un investīciju laikrindās tika izņemti pirms to iekļaušanas modeļa datubāzē.

### **Datu apraksts un parametru prioro sadalījumu izvēle**

Modeļa novērtēšanai izmantoti ceturkšņa dati par reālo IKP pieaugumu, nominālām iekšzemes procentu likmēm, nominālām ārvalstu procentu likmēm, inflāciju, tirdzniecības nosacījumu līmeni un pārmaiņām, reālo nekustamā īpašuma cenu kāpumu, valūtas kursa pārmaiņām, hipotekāro kredītu pieaugumu, nefinanšu investīciju nekustamajā īpašumā pieaugumu un mājsaimniecību reālā patēriņa pieaugumu periodā no 1999. gada 1. ceturkšņa līdz 2009. gada 2. ceturksnim. Modelī izmantoti SIA *Latvia* dati par dzīvokļu kvadrātmetra vidējām cenām Rīgā, kas pieejami no 1999. gada. Izlaides pieauguma temps aprēķināts kā sezonāli izlīdzināta IKP logaritma starpības. Nominālā iekšzemes procentu likme ir 3 mēnešu RIGIBOR, savukārt nominālā ārvalstu procentu likme ir 3 mēnešu EURIBOR. Inflācija definēta kā PCI logaritma starpības. Tirdzniecības nosacījumu procentuālās pārmaiņas aprēķinātas kā importa preču cenu un eksporta preču cenu attiecības logaritma starpības. Nekustamā īpašuma cenu kāpums aprēķināts kā nekustamā īpašuma cenu, kurām izņemts trends, un PCI attiecības logaritma starpības. Valūtas kurss ir vidējais komercbanku bid un ask lata kurss pret SDR līdz 2004. gada decembrim un pret EUR pēc 2005. gada janvāra. Valūtas kursa procentuālās novirzes no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos periodos aprēķinātas kā valūtas kursa un paritātes vērtības logaritma starpības.

Kredītu pieaugums ir rezidentu mājsaimniecībām un uzņēmumiem izsniegto hipotekāro kredītu, kuriem izņemts trends, un PCI attiecības logaritma starpības. Investīciju pieaugums aprēķināts kā sezonāli izlīdzinātu dzīvojamās ēkās, būvēs un celtnēs veikto nefinanšu investīciju, kurām izņemts trends, logaritma starpības. Reālais patēriņš ir mājsaimniecību sezonāli izlīdzinātā patēriņa, kuram izņemts trends, un PCI attiecības logaritma starpības. Patēriņa dati ir nacionālo kontu mājsaimniecību un bezpeļņas organizāciju galapatēriņa izdevumi.

Modelī kalibrēti diskonta faktori  $\beta$ ,  $\beta'$ ,  $\beta''$ , izvairīšanās no riska parametrs  $\sigma$ , derīguma elastība pret nekustamā īpašuma platības izmaiņām  $\delta$ , izvairīšanās no darba

parametrs  $\varphi$ , nekustamā īpašuma nolietojuma likme  $\delta^H$ , kā arī kredīta un ķīlas vērtības attiecības  $m$ ,  $m''$ .

4.3. tabulā apkopotas kalibrētās vērtības. Banku diskonta faktors  $\beta'$  ir 0.988, kas atbilst procentu likmes  $R$  nostabilizējušās stāvokļa vērtībai 5% gadā, proti,  $\beta' = 1/(1 + 5/400) = 0.988$ . Uzņēmumu diskonta faktoram  $\beta$  noteikta vērtība 0.985, kas atbilst 6% gada procentu likmei. Ierobežoto mājsaimniecību  $\beta''$  ir 0.980, kas atbilst mājsaimniecībām izsniegto kredītu vidējai gada procentu likmei 8.36% aplūkotajā periodā, t.i.,  $\beta'' = 1/(1 + 8.36/400) = 0.9795$ . Nostabilizējušās stāvokļa ārvalstu procentu likme noteikta 1.0075 ceturksnī jeb 3% gadā. Nostabilizējušās stāvokļa valūtas kurss ir 0.7028 LVL/EUR. Nekustamā īpašuma nolietojuma likme  $\delta^H$  noteikta 0.05. Parametrs, kas raksturo izvairīšanos jeb derīguma samazinājumu no darba,  $\varphi$  ir 2, līdzīgi kā Kristiano, Trabanda un Valentina (Christiano, Trabandt and Walentin (2007)) darbā. Izvairīšanās no riska parametrs  $\sigma$  ir 1, kas atbilst logaritma derīguma funkcijai un nodrošina modeļa atrisinājumu. Monetārās politikas vienādojuma parametru  $\psi_1$ ,  $\psi_2$  un  $\psi_3$  vērtības ir 4.1. nodaļā modelī novērtētās posteriorās vērtības.

4.3. tabula

### Kalibrētie parametri

#### Calibrated parameters

Apraksts	Parametrs	Vērtība
Banku diskonta faktors	$\beta'$	0.988
Ierobežoto mājsaimniecību diskonta faktors	$\beta''$	0.980
Uzņēmumu diskonta faktors	$\beta$	0.985
Izvairīšanās no riska	$\sigma$	1
Derīguma elastība pret nekustamā īpašuma platības izmaiņām	$\delta$	1
Izvairīšanās no darba	$\varphi$	2
Nekustamā īpašuma nolietojuma likme	$\delta^H$	0.05
Nekustamā īpašuma kvadrātmetra cenas autoregresijas koeficients	$\rho_g$	0.50
Uzņēmumu kredītu un nekustamā īpašuma vērtības attiecība	$m$	0.9
Ierobežoto mājsaimniecību kredītu un mājokļu vērtības attiecība	$m''$	0.8
Inflācijas koeficients monetārās politikas vienādojumā	$\psi_1$	0.515
Izlaides koeficients monetārās politikas vienādojumā	$\psi_2$	0.016
Valūtas kursa koeficients monetārās politikas vienādojumā	$\psi_3$	44.801

Avots: autores aprēķini

4.4. tabulā sniegtas Latvijas modelim definētās priorās vērtības. Strukturālo parametru priorie sadalījumi izvēlēti, pamatojoties uz vairākiem apsvērumiem. Pieņemts, ka priorie sadalījumi ir neatkarīgi. Autoregresijas koeficientu priorās vērtības iekšzemes procentu likmei  $\rho_r$ , tehnoloģiskajam procesam  $\rho_a$  un tirdzniecības nosacījumiem  $\rho_s$  ir 4.1. nodaļā iegūtie

Baiesa posteriorie novērtējumi. Atvērtības pakāpes  $\alpha$  jeb importa īpatsvara IKP vidējā priorā vērtība ir 0.55, kas atbilst vidējam rādītājam aplūkotajā periodā. Lai definētu ārvalstu procentu likmes autoregresijas koeficienta prioro vērtību, 3 mēneša EURIBOR likmei novērtēts AR(1) process un iegūta koeficienta  $\rho_{r^*}$  priorā vidējā vērtība 0.70 ar standartnovirzi  $\sigma_{r^*} = 0.05$ . Līdzīgi novērtēts sezonāli izlīdzinātās reālā eksporta laikrindas AR(1) process, iegūstot  $\rho_{y^{EX}}$  prioro vērtību 0.80 ar standartnovirzi  $\sigma_{y^{EX}} = 0.04$ . Cenu stingrības koeficienta vērtība izvēlēta, sekojot Jakovello (Iacoviello (2005)) darbam. Parametri  $\nu$  un  $\kappa$  noteikti tā, lai izpildītos nostabilizējušās stāvokļa nosacījumi.

4.4. tabulā atspoguļoti Latvijas strukturālo parametru Baiesa novērtējumi. Līdzās 95% posteriorajam ticamības intervālam tabulā sniegti arī posteriorie vidējie kā punkta vērtējumi. Posteriorie sadalījumi konstruēti, pielietojot Metropolis-Hastings algoritmu ar Markova ķēdes 50 000 iterācijām. Novērtēšana veikta, izmantojot Dynare 3 programmu Matlab R2008a vidē. Modeļa parametru prioro un posterioro sadalījumu rezultāti sniegti 7. pielikuma 7.1. attēlā.

Cenu stingrības posteriorais vērtējums ir augstāks par tā prioro vērtību, liecinot, ka uzņēmumi maina savas cenas vidēji reizi 2 gados. Gan nekustamā īpašuma īpatsvars, gan banku darbaspēka piedāvājuma īpatsvars ražošanas funkcijā pārsniedz priorās vērtības. Valsts riska prēmijas elastība ir nedaudz zemāka par prioro vidējo, liecinot, ka investori salīdzinoši mazāku nozīmi piešķir ārējam parādam, nosakot riska prēmiju savos investīciju lēmumos. Dati uzrāda arī zemāku valsts atvērtības pakāpi, taču vērtējums ir reālistisks. Iekšzemes procentu likme un tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas uzrāda augstāku persistenci salīdzinājumā ar priorajiem vidējiem, savukārt tehnoloģijas, ārvalstu procentu likmes un eksporta posteriorās vērtības ir nedaudz zemākas. Posteriorie sadalījumi ir lielākoties ļoti koncentrēti ap to vidējām vērtībām. Tas nozīmē, ka dati pārsvarā ir informatīvi un parametru vērtējumi ir tuvi to patiesajām vērtībām. Tādējādi pierādīta promocijas darbā izvirzītā hipotēze, ka Baiesa pieejas pielietošana DSGE modeļa novērtēšanā palīdz iegūt Latvijas datus ietvertu būtisku informāciju, uzlabojot modeļa ticamību ar parametru prioriem sadalījumiem, un tādējādi tuvina modeļa posterioros novērtējumus ekonomikas strukturālo parametru patiesajām vērtībām.

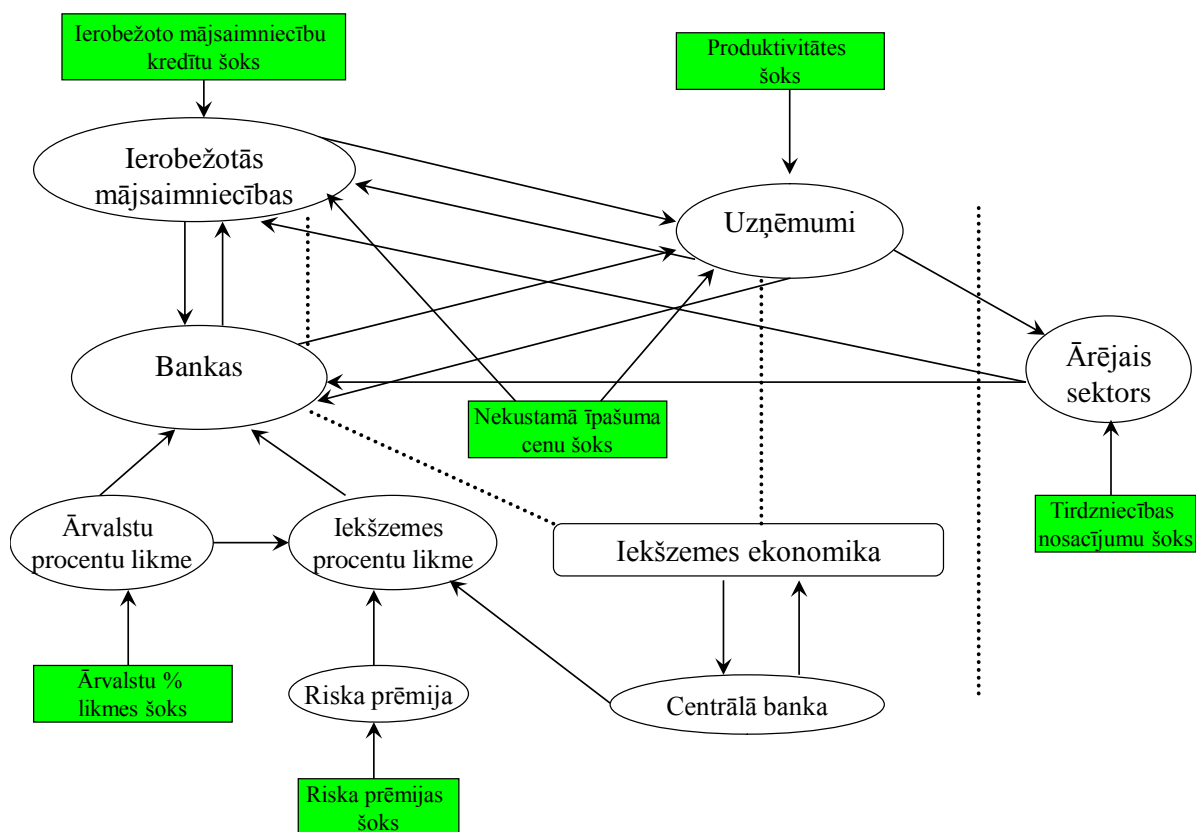
**Priorie sadalījumi un novērtētie posteriorie rezultāti Latvijas datiem**  
*Priors and posteriors for Latvian data*

Rādītājs	Priorie sadalījumi					Posteriorie sadalījumi		
	Apz.	Def. apg.	Blīvums	Vid.	St.nov.	Vid.	95% tic.int.	
Cenu stingrības koeficients	$\theta$	[0, 1)	Beta	0.670	0.30	0.871	0.869	0.874
Nekustamā īpašuma īpatsvars ražošanas funkcijā	$\nu$	[0, 1)	Beta	0.011	0.10	0.045	0.042	0.050
Banku darbaspēka īpatsvars ražošanas funkcijā	$\kappa$	[0, 1)	Beta	0.955	0.20	0.997	0.994	1.000
Valsts riska prēmijas elastība	$\zeta_b$	[0, 1)	Beta	0.100	0.30	0.060	0.072	0.097
Importa īpatsvars IKP	$\alpha$	[0, 1)	Beta	0.550	0.20	0.456	0.426	0.477
Procentu likmes autoregresijas koeficients	$\rho_R$	[0, 1)	Beta	0.896	0.20	0.927	0.902	0.926
Tehnoloģijas autoregresijas koeficients	$\rho_a$	[0, 1)	Beta	0.606	0.20	0.383	0.095	0.593
Tirdzniecības nosacījumu autoregresijas koeficients	$\rho_s$	[0, 1)	Beta	0.137	0.10	0.150	0.046	0.149
Ārvalstu procentu likmes autoregresijas koeficients	$\rho_{r^*}$	[0, 1)	Beta	0.700	0.20	0.678	0.554	0.983
Eksporta autoregresijas koeficients	$\rho_{y^{EX}}$	[0, 1)	Beta	0.800	0.20	0.648	0.118	0.796
Iekšzemes procentu likmes šoka standartnovirze	$\sigma_R$	$R^+$	InvGamma	0.100	2.00	0.034	0.026	0.044
Tirdzniecības nosacījumu šoka standartnovirze	$\sigma_s$	$R^+$	InvGamma	0.100	2.00	0.023	0.018	0.026
Tehnoloģijas šoka standartnovirze	$\sigma_a$	$R^+$	InvGamma	0.100	2.00	0.037	0.026	0.042
Ārvalstu procentu likmes šoka standartnovirze	$\sigma_{r^*}$	$R^+$	InvGamma	0.050	2.00	0.007	0.006	0.007
Valsts riska prēmijas šoka standartnovirze	$\sigma_\zeta$	$R^+$	InvGamma	0.100	2.00	0.022	0.020	0.025
Ierobežoto mājsaimniecību kredītu šoka standartnovirze	$\sigma_{b^*}$	$R^+$	InvGamma	1.000	2.00	1.774	1.237	2.109
Uzņēmumu kredītu šoka standartnovirze	$\sigma_b$	$R^+$	InvGamma	1.000	2.00	1.009	1.018	1.292
Nekustamā īpašuma cenu šoka standartnovirze	$\sigma_g$	$R^+$	InvGamma	0.500	2.00	0.105	0.090	0.130
Nekustamā īpašuma šoka standartnovirze	$\sigma_h$	$R^+$	InvGamma	0.500	2.00	0.309	0.243	0.493
Nefinanšu investīciju šoka standartnovirze	$\sigma_i$	$R^+$	InvGamma	0.500	2.00	0.269	0.129	0.332

Avots: autores aprēķini

### Impulsa reakcijas funkcijas

Eksogēno šoku ietekme uz endogēnajiem mainīgajiem novērtēta, konstruējot Baiesa impulsa reakcijas funkcijas uz vienas standartnovirzes lieliem eksogēniem šokiem. Kopumā modelim simulēti seši eksogēnie šoki: ārvalstu procentu likmes, riska prēmijas, ierobežoto mājsaimniecību kredītu, nekustamā īpašuma cenu, tirdzniecības nosacījumu un produktivitātes šoki. Līdzās impulsa reakcijas funkcijām, lai izpētītu šoku transmisiju uz modeļa rādītājiem, katram šokam attēlota ietekmes shēma, kas izriet no modeļa (113)–(139) vienādojumu sistēmas. 4.6. attēlā parādīta visu šoku sākotnējā ietekme. Turpmāk katra šoka ietekmes posmi aplūkoti detalizēti.



4.6. att. Eksogēno šoku transmisija

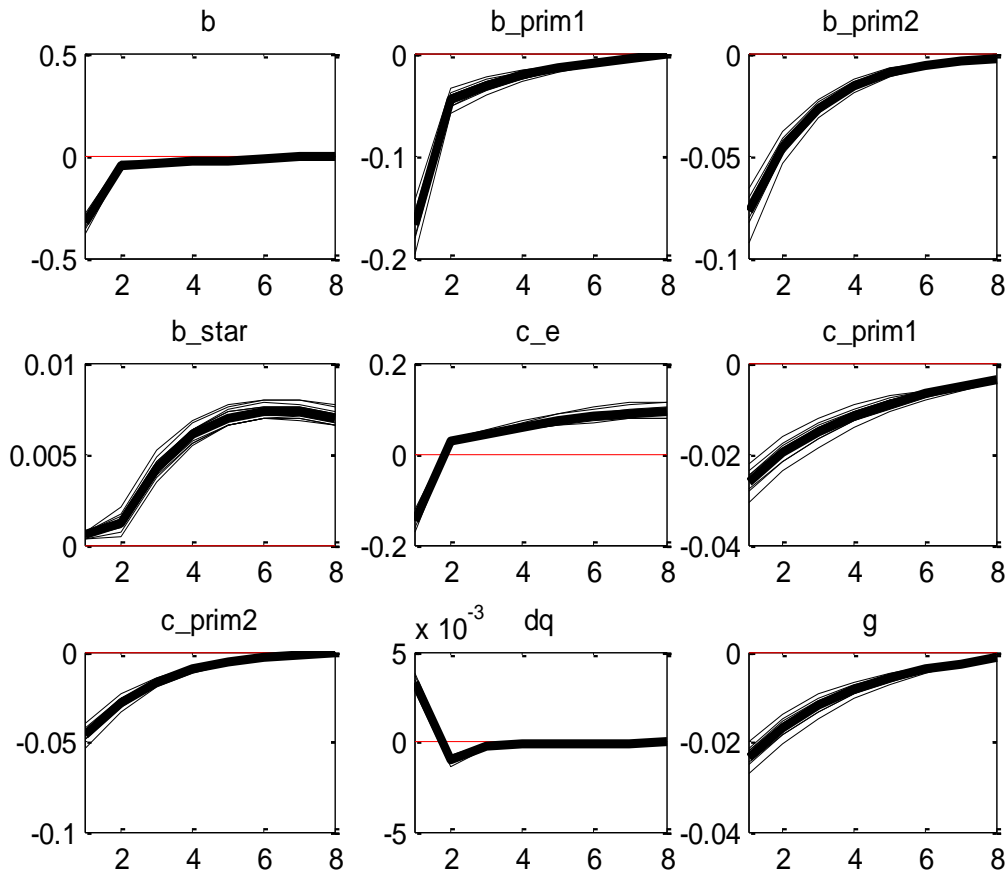
*Transmission of exogenous shocks*

Avots: autore izstrādne

Mainīgo impulsa reakcijas uz ārvalstu procentu likmes šoku atspoguļotas 4.7, 4.9. un 4.9. attēlos. Savukārt šoka ietekmes posmi uz modeļa mainīgajiem ilustrēti 4.10. attēlā. Impulsa reakciju interpretācija ir līdzīga 4.1. sadaļā izklāstītajai. 4.7.–4.9. attēlos uz horizontālās ass parādīts laiks ceturkšņos, savukārt uz vertikālās ass ir attiecīgā mainīgā procentuālā novirze no nostabilizējušās stāvokļa. EURIBOR procentu likmes šoks  $\varepsilon^{**}$  izraisa spiedienu uz lata vērtības krišanos (4.4. attēlā  $dq$  kāpums), tādējādi centrālā banka valūtas

kursa stabilitātes nodrošināšanai paaugstina bāzes procentu likmi. Tā kā bāzes likmes kāpums palielina starpbanku aizņemšanās likmes, 3 mēnešu RIGIBOR likmes pieaug. 4.9. attēlā tas redzams 3 mēnešu RIGIBOR likmes  $r$  kāpumā par 0.008%. Ārvalstu procentu likmes šoka ietekmes ķēdes posmi parādīti arī 4.10. attēlā, kur zaļā krāsā atspoguļota mainīgā pieaugums, bet sarkanā – samazinājums. RIGIBOR kāpums caur kredītu kanālu un bagātības kanālu izraisa uzņēmumu, mājsaimniecību un banku patēriņa kritumu. Uzņēmumu patēriņa  $\tilde{c}_t^E$  kritums par 0.18% redzams 4.7. attēlā ( $c_e$ ), savukārt banku un ierobežoto mājsaimniecību patēriņa kritums atspoguļots attiecīgi  $\tilde{c}'_t$  un  $\tilde{c}''_t$  impulsa reakcijās ( $c_{prim1}$  un  $c_{prim2}$ ). Bilances jeb kredītu kanāla efekts izpaužas tādā veidā, ka, sadārdzinoties kredītresursiem un krītot nekustamā īpašuma cenām, samazinās hipotekārā kredīta ķīlas vērtība, kredīta ierobežojums kļūst vairāk saistošs, kā rezultātā mājsaimniecību un uzņēmumu rīcībā atliek mazāk līdzekļu patēriņam. Savukārt bagātības kanālā ierobežojoša monetārā politika izraisa hipotekāro kredītu pieprasījuma kritumu gan uzņēmumiem (4.7. attēlā mainīgā  $b$  impulsa reakcija), gan ierobežotajām mājsaimniecībām ( $b_{prim2}$  negatīvā vērtība), kas tādējādi samazina uzņēmumu un ierobežoto mājsaimniecību nekustamā īpašuma pieprasījumu (4.8. attēlā attiecīgi  $h_e$  un  $h_{prim2}$ ) un nekustamā īpašuma cenas (4.7. attēlā  $g$ ). Rezultātā kopējās bagātības kritums samazina mājsaimniecību un uzņēmumu patēriņu un kopējo pieprasījumu. Turklāt nekustamā īpašuma cenu krituma rezultātā nekustamā īpašuma tirgus kļūst mazāk ienesīgs, tādējādi samazinās nefinanšu investīcijas (4.8. attēlā  $i$ ). Jāatzīmē, ka ārvalstu procentu likmes šoka negatīvā ietekme uz ierobežoto mājsaimniecību hipotekāro kredītu apjomu, patēriņu un mājokļu cenām ilgst aptuveni divus gadus (4.7. attēlā  $b_{prim2}$ ,  $c_{prim2}$  un  $g$  no negatīvā apgabala atgriežas pie nulles vērtības pēc 8 ceturkšņiem), uz uzņēmumu aizņēmumiem – aptuveni gadu ( $b$ ), savukārt uz uzņēmumu nekustamā īpašuma pieprasījumu un patēriņu – pusgadu (4.8. attēlā  $h_e$  un 4.4. attēlā  $c_e$ ). Monetārā šoka tūlītējais efekts uz uzņēmumu robežizmaksām ir negatīvs (4.9. attēlā  $psi$  samazinās), ko nosaka būtisks iekšzemes pieprasījuma kritums un ar to saistītā spiediena mazināšanās uz algām. Savukārt pēc aptuveni pusgada, samazinoties iekšzemes patēriņa kritumam, saglabājoties inflācijas gaidām (4.9. attēlā  $pi$  kāpums) un procentu likmju persistencei, kas sadārdzina aizņemtos līdzekļus un tādējādi ražošanas izmaksas, robežizmaksas pieaug, atspoguļojoties attiecīgā inflācijas kāpumā ( $pi$  divu gadu periodā saglabājas pozitīva). Ārvalstu procentu likmes šoka transmisija iekšzemes procentu likmēs, kas savukārt samazina aizņēmumus, nekustamā īpašuma pieprasījumu, patēriņu, nekustamā īpašuma cenas, nefinanšu investīcijas, kā arī uzņēmumu saražoto produkcijas apjomu un ražošanas robežizmaksas, uzskatāmi ilustrēta arī 4.10. attēlā.

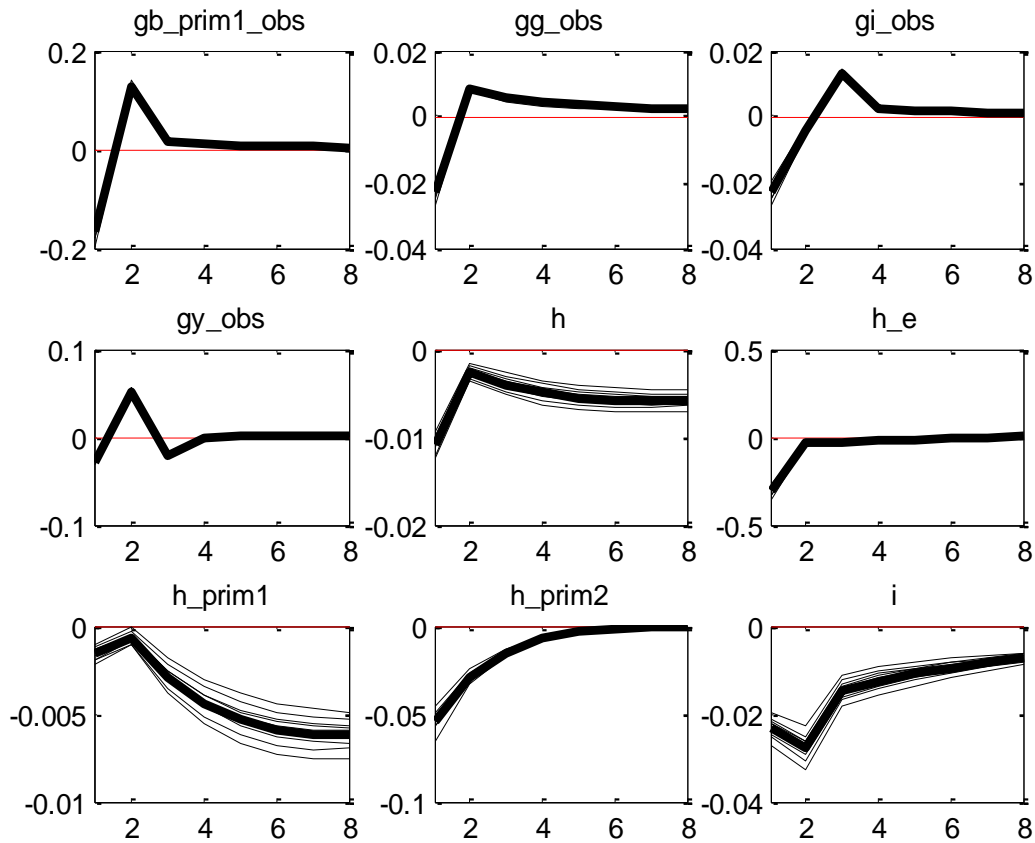




**4.7. att. Reakcija uz ārvalstu procentu likmes šoku  $\varepsilon^r$**

*Response to foreign interest rate shock  $\varepsilon^r$*

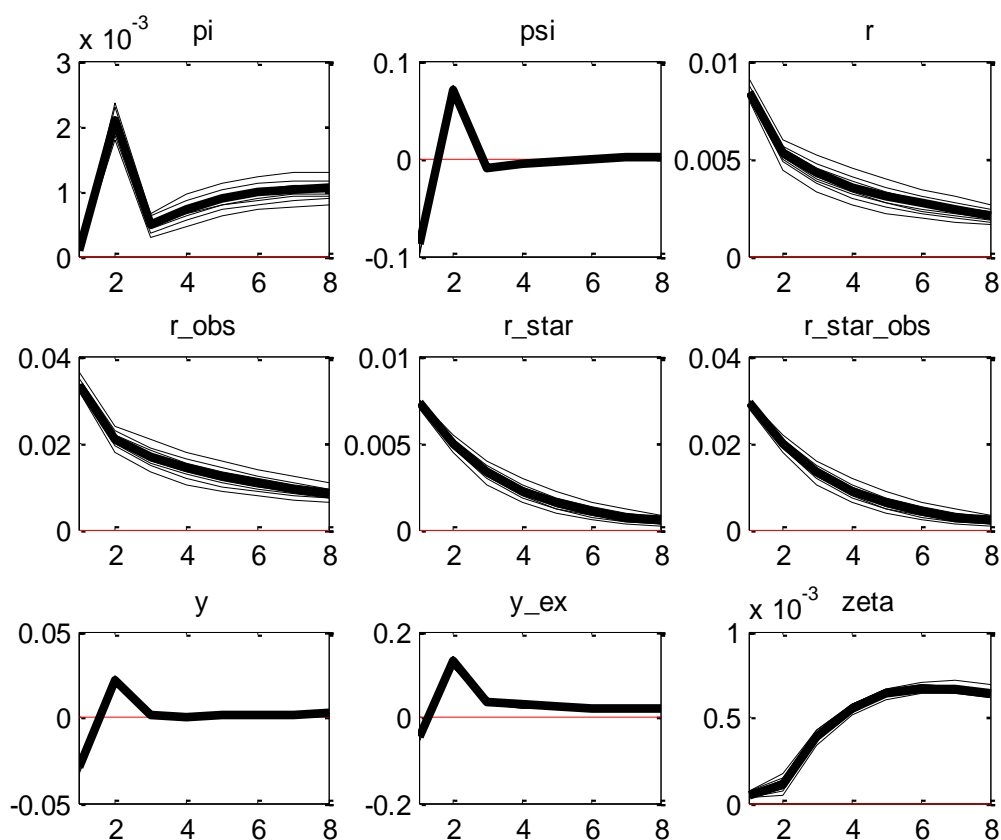
Piezīme: b, b\_prim1, b\_prim2 un b\_star ir attiecīgi uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību kredītu un ārvalstu aizņēmumu novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{b}_t$ ,  $\tilde{b}'_t$ ,  $\tilde{b}''_t$  un  $\tilde{b}^*_t$ ). c\_e, c\_prim1 un c\_prim2 ir attiecīgi uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību patēriņa novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{c}_t^E$ ,  $\tilde{c}'_t$  un  $\tilde{c}''_t$ ). g ir nekustamā īpašuma cenas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{g}_t$ ). dq ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos valūtas kursa piesaistes periodos ( $\Delta q_t$ ).



4.8. att. Reakcija uz ārvalstu procentu likmes šoku  $\varepsilon^r$ \*

*Response to foreign interest rate shock  $\varepsilon^r$ \**

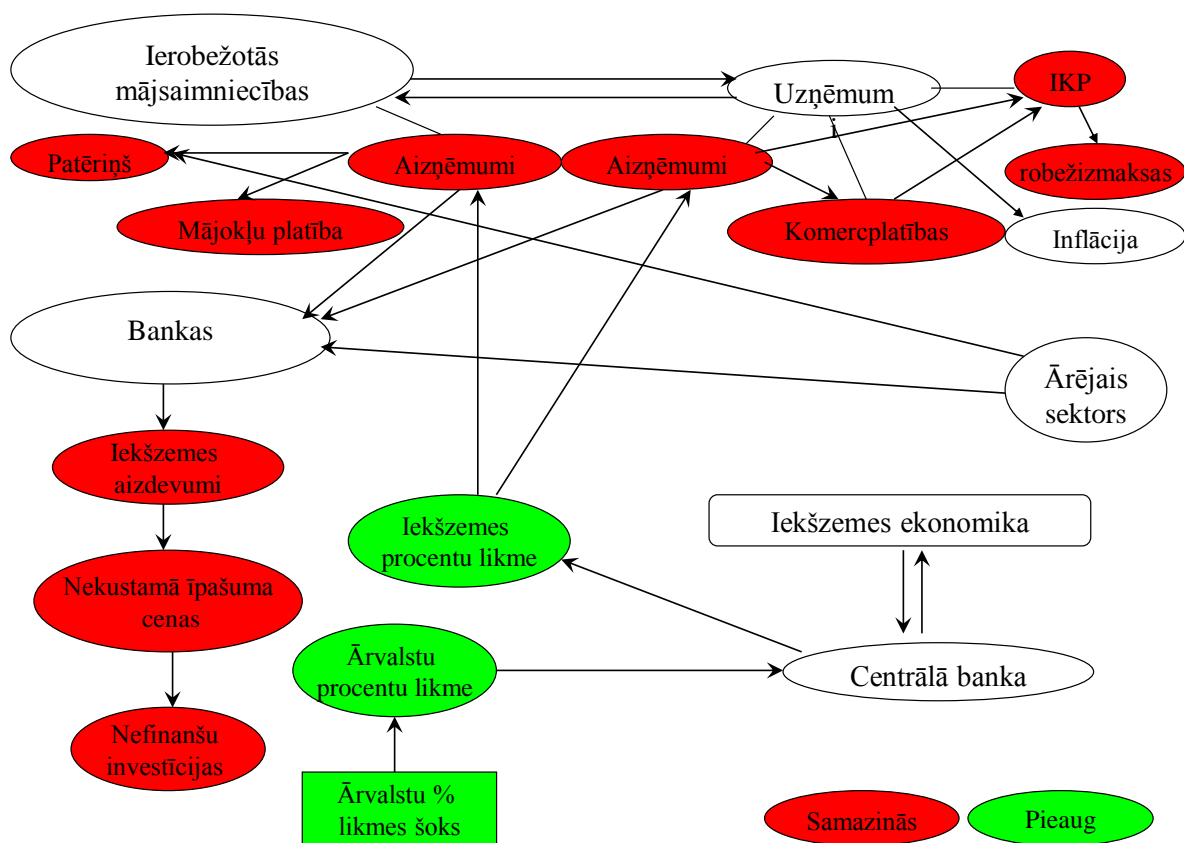
Piezīme:  $i$ ,  $h$ ,  $h_e$ ,  $h\_prim1$  un  $h\_prim2$  ir attiecīgi nefinanšu investīciju, kopējā nekustamā īpašuma, uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību nekustamā īpašuma novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{i}_t$ ,  $h_t$ ,  $h_t^E$ ,  $h_t'$  un  $h_t''$ ).  $gy\_obs$ ,  $gg\_obs$ ,  $gb\_prim1\_obs$  un  $gi\_obs$  apzīmē attiecīgi izlaides, nekustamā īpašuma cenas, hipotekāro kredītu un nefinanšu investīciju laikrindas, pieņemot, ka trendu novērotajās laikrindās pilnībā izskaidro tehnoloģiskā augšana. Novērojumu laikrindas un modeļa attiecīgos mainīgos saista sakarības  $gb\_obs_t = \Delta a_t + \pi_t + \tilde{b}_t' - \tilde{b}_{t-1}'$ ,  $gg\_obs_t = \Delta a_t + \tilde{g}_t - \tilde{g}_{t-1} + \pi_t$ ,  $gi\_obs_t = \Delta a_t + \tilde{i}_t - \tilde{i}_{t-1}$  un  $gy\_obs_t = \Delta a_t + \tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1}$ .



**4.9. att. Reakcija uz ārvalstu procentu likmes šoku  $\varepsilon^{r^*}$**

*Response to foreign interest rate shock  $\varepsilon^{r^*}$*

Piezīme: pi, psi, r, r\_star, y, y\_ex un zeta ir attiecīgi iekšzemes PCI inflācijas, robežizmaksu, iekšzemes procentu likmes, ārvalstu procentu likmes, izlaides, eksporta un riska prēmijas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\pi_t$ ,  $\hat{\psi}_t$ ,  $r_t$ ,  $r_t^*$ ,  $\tilde{y}_t$ ,  $\tilde{y}_{H,t}^F$  un  $\zeta_t$ ). r un r\_star ir ceturkšņa dati, savukārt r\_obs un r\_star\_obs ir attiecīgi r un r\_star gada izteiksmē.

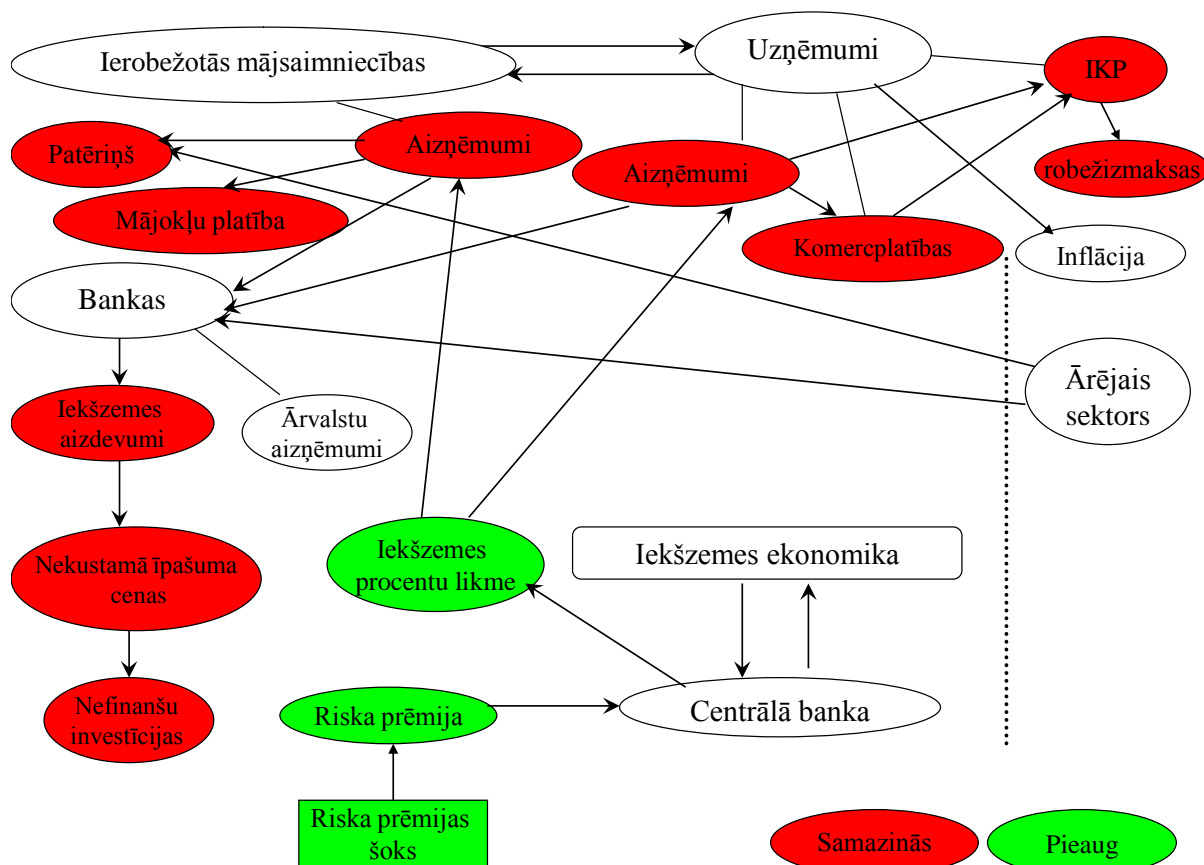


4.10. att. Ārvalstu procentu likmes šoka transmisija  
Transmission of the foreign interest rate shock

Avots: autore izstrādne

Mainīgo impulsa reakciju Baiesa novērtējumi uz valsts riska prēmijas, ierobežoto mājsaimniecību kredītu, nekustamā īpašuma cenu, produktivitātes un tirdzniecības nosacījumu šokiem attēloti 7. pielikuma 7.2. attēlā. Impulsa reakciju ticamības intervāli ir visai šauri, norādot uz reakciju statistisko nozīmīgumu. Valsts riska prēmijas vienas standartnovirzes šoks  $\varepsilon^s$  sadārdzina valsts parāda apkalpošanas izmaksas, samazinot banku rīcībā esošos resursus privātā sektora kreditēšanai, rezultātā pieaug arī iekšzemes procentu likmes. Šis efekts parādīts pielikuma 7.2.1. c) attēlā 3 mēnešu RIGIBOR likmes  $r$  kāpumā par 0.15%. Kredītresursu cenu kāpums samazina hipotekāro kredītu pieprasījumu, nekustamā īpašuma cenas un nefinanšu investīcijas. Hipotekāro kredītu pieprasījuma un nekustamā īpašuma cenu kritums atspoguļots pielikuma 7.2.1. a) attēlā, kur uzņēmumu kredīti ( $b$ ) samazinās par 0.3%, ierobežoto mājsaimniecību kredīti ( $b_{prim2}$ ) – par 0.07%, bet nekustamā īpašuma cenas ( $g$ ) – par 0.02%. Zemākas nekustamā īpašuma cenas nozīmē mazāku ienesīgumu no jauna nekustamā īpašuma pārdošanas, kā rezultātā nefinanšu investīcijas samazinās (7.2.1. b) attēlā  $i$  kritums par 0.02%). Tā kā nekustamā īpašuma cenu kritums samazina ķīlas vērtību, pret kuru uzņēmumi un mājsaimniecības var aizņemties un tādējādi izlietot daļu (vai visus) līdzekļus patēriņam, 7.2.1. a) attēlā redzams, ka tas izraisa tūlītēju

uzņēmumu patēriņa kritumu ( $c_e$ ), kas ilgst mazāk par diviem ceturkšņiem, savukārt mājsaimniecību patēriņa kritums ilgst pat divus gadus ( $c_{prim2}$  atgriežas pie nulles līmeņa pēc 8 ceturkšņiem). Riska prēmijas šoka ietekme uz uzņēmumu robežizmaksām ir līdzīga ārvalstu procentu likmes šoka efektam, proti, atspoguļojoties sākotnējā robežizmaksu kritumā un pieaugumā 1.-3.ceturksnī (7.2.1. c) attēlā  $psi$ ), taču pēc gada atgriežas sākotnējā jeb pirmsšoka līmenī. Līdzīgi kā iepriekš aplūkotajam ārvalstu procentu likmes šokam, valsts riska prēmijas šoka transmisija ilustratīvi atspoguļota 4.11. attēlā.

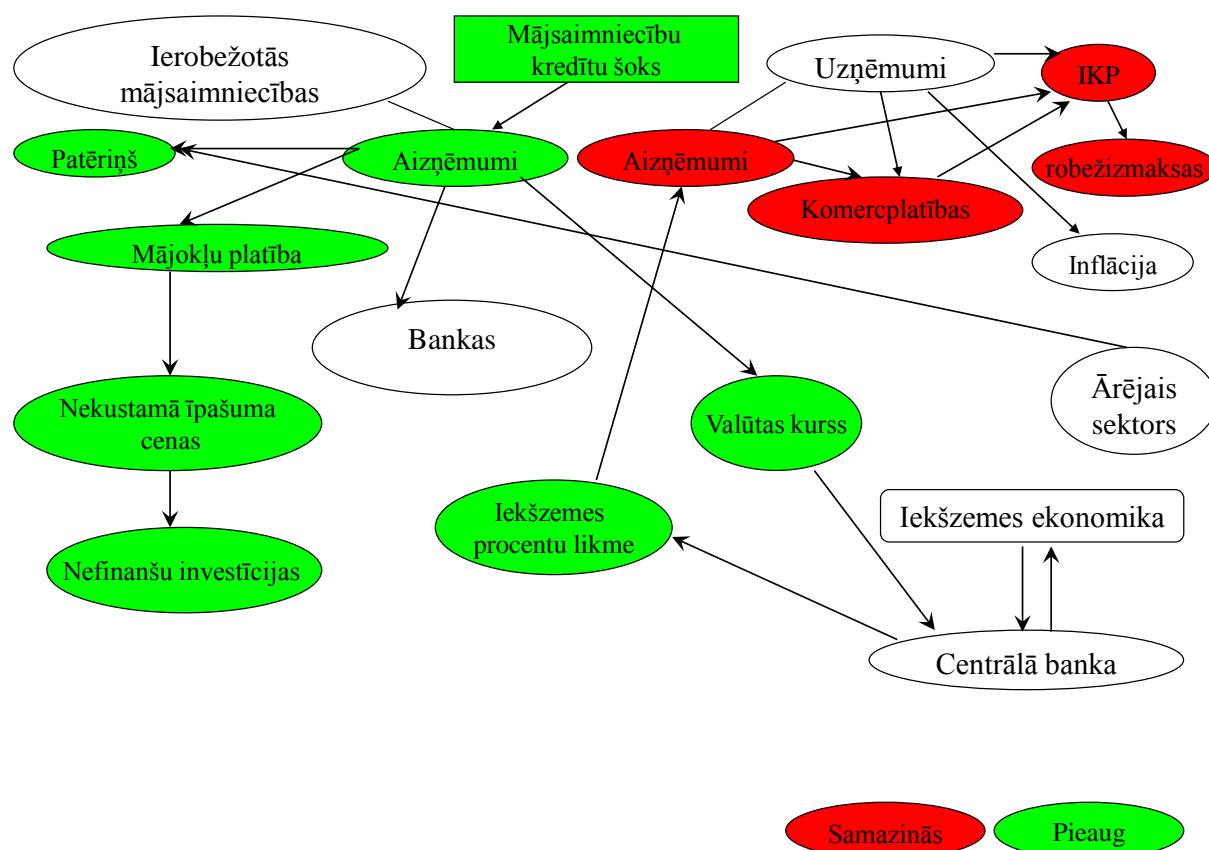


4.11. att. Valsts riska prēmijas šoka transmisija  
Transmission of the country-specific risk premium shock

Avots: autore izstrādne

Ierobežoto mājsaimniecību pozitīvs hipotekāro kredītu šoks  $\varepsilon^{b'}$  palielina šo mājsaimniecību mājokļu pieprasījumu (pielikuma 7.2.2. c) attēlā  $h_{prim2}$ ), patēriņu (7.2.2. b) attēlā  $c_{prim2}$ ) un inflāciju (7.2.2. a) attēlā  $pi$ ), taču šie efekti ir relatīvi īslaicīgi – mājokļu pieprasījums un patēriņa apjoms atgriežas sākotnējā līmenī vidēji pēc pusgada ( $h_{prim2}$  un  $c_{prim2}$  sasniedz nulles līmeni pēc 2 ceturkšņiem). Pieaugot inflācijas spiedienam, centrālā banka reaģē ar ierobežojošu monetāro politiku, kas atspoguļojas 3 mēnešu RIGIBOR likmju kāpumā (7.2.2. a) attēlā  $r$ ), rezultātā kredītu šoka efekts uz inflāciju izzūd pēc 3 ceturkšņiem

( $p_i$  atgriežas pie nulles jeb pirmsšoka līmenī). Uzmanības vērtā ir hipotekāro kredītu šoka ietekme uz dzīvokļu cenu kāpumu, kas saglabājas ilgāk par diviem gadiem (7.2.2. b) attēlā  $g$  impulsa reakcija ir virs nulles ilgāk par 8 ceturkšņiem). Ierobežoto mājsaimniecību hipotekāro kredītu šoka ietekmes posmi uz modeļa mainīgajiem ilustrēti 4.12. attēlā.

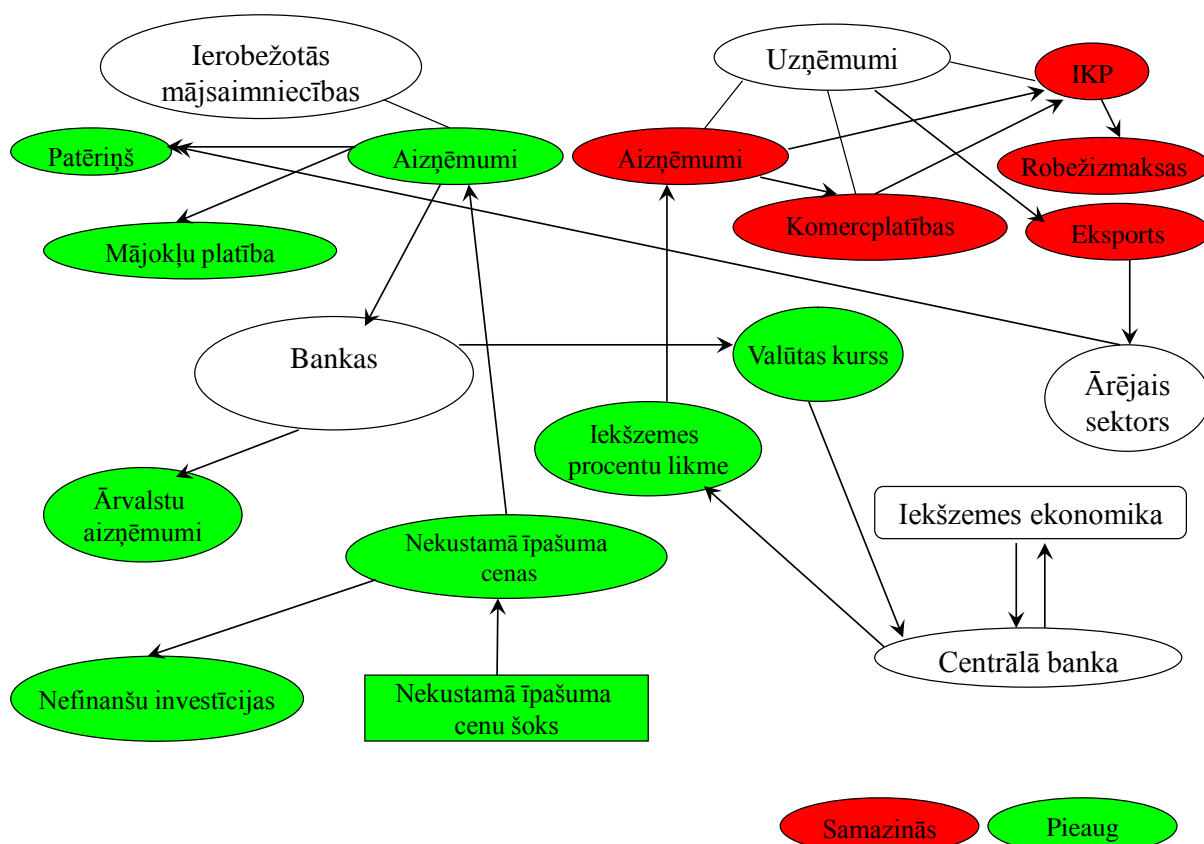


4.12. att. Ierobežoto mājsaimniecību kredītu šoka transmisija  
Transmission of the constrained households' credit shock

Avots: autores izstrādne

Mainīgo impulsa reakcijas uz nekustamā īpašuma cenu vienas standartnovirzes šoku atspoguļotas pielikuma 7.2.3 a) – c) attēlos. Nekustamā īpašuma cenu pozitīvs šoks  $\varepsilon^s$  palielina ierobežoto mājsaimniecību hipotekārā kredīta ķīlas vērtību, kas dod iespēju mājsaimniecībām papildus aizņemties un palielināt savu patēriņu ( $b_{prim2}$  un  $c_{prim2}$  pozitīvas impulsa reakcijas). Nekustamā īpašuma cenu kāpums palielina arī banku rīcībā esošo aktīvu vērtību, tādējādi tās var piedāvāt vairāk kredītu (negatīvs  $b_{prim1}$  nozīmē kredītu pieaugumu). Mājsaimniecībām papildus aizņemoties un pieaugot rīcībā esošo latu apjomam, aug spiediens uz lata kursa pavājināšanos ( $dq$  pozitīvs), uz ko centrālā banka reaģē ar ierobežojošu monetāro politiku ( $r$  kāpums). Tas atstāj tūlītēju efektu uz izlaides kritumu (negatīvs  $y$ ), samazinās uzņēmumu aizņēmumi ( $b$ ) un robežizmaksas ( $psi$ ). Tomēr spēcīgais iekšzemes pieprasījums ( $c_{prim2}$  pozitīvs divu gadu periodā) jau pēc pāris ceturkšņiem

atgriež izlaidi sākotnējā līmenī ( $y$ ), veicinot robežizmaksu un inflācijas kāpumu ( $pi$  atspoguļo mājsaimniecību pieprasījuma ietekmi uz divus gadus ilgstošu inflācijas kāpumu). Nekustamā īpašuma cenu šoka transmisija ilustrēta 4.13. attēlā.

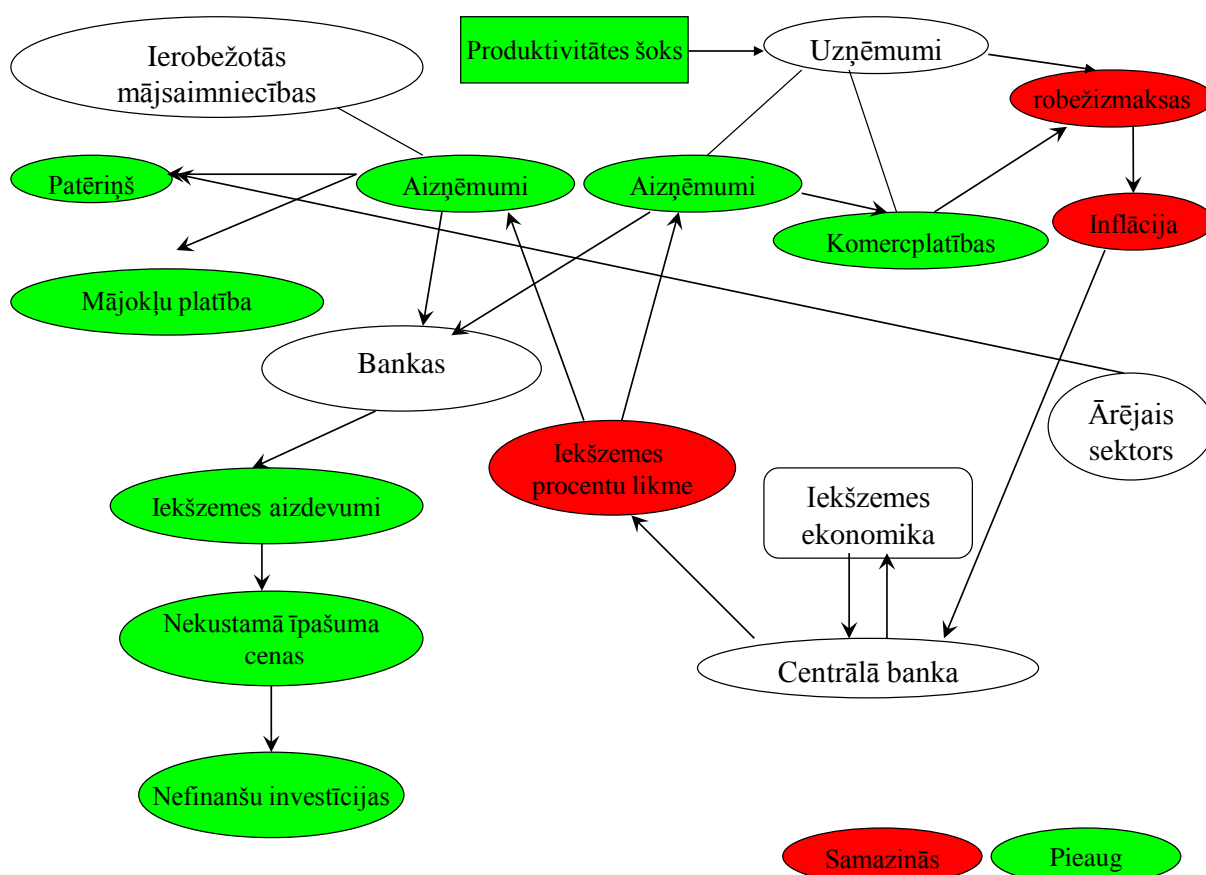


4.13. att. Nekustamā īpašuma cenu šoka transmisija  
Transmission of the real estate price shock

Avots: autore izstrādne

Produktivitātes šoka impulsa reakcijas atspoguļotas pielikuma 7.2.4. a) – c) attēlos. Pie pozitīva tehnoloģiskā šoka ( $\varepsilon^a$ ), proti, pieaugot produktivitātei, mazāk darbaspēka nepieciešams noteikta produkcijas apjoma ražošanai. Zemāks darbaspēka pieprasījums samazina spiedienu uz darba algām, kas savukārt samazina ražošanas robežizmaksas (pēc ceturkšņa  $psi$  kļūst negatīvs) un produkcijas gala cenu (negatīva inflācija  $pi$ ). Centrālā banka reaģē uz deflāciju ar ekspansīvu monetāro politiku, samazinot bāzes procentu likmi, kas atspoguļojas RIGIBOR kritumā (negatīvs  $r$ ). Aizņemtā kapitāla zemāka cena kāpina nekustamā īpašuma investīciju ienesīgumu, piesaistot papildu nefinanšu investīcijas ( $i$ ), kā arī mudina ierobežotās mājsaimniecības un uzņēmumus aizņemties vairāk ( $b_{prim2}$  un  $b$  kāpums), palielinot potenciālā patēriņa izdevumu apjomu ( $c_{prim2}$  un  $c_e$  pozitīvi). Hipotekāro kredītu cenas kritums arī motivē uzņēmumus un ierobežotās mājsaimniecības iegādāties nekustamo īpašumu, kas savukārt veicina nekustamā īpašuma cenu kāpumu ( $g$

pieaug). Augstākas nekustamā īpašuma cenas palielina banku aktīvu vērtību, kas dod iespēju paplašināt izsniegto kredītu apjomu no pašu kapitāla. Rezultātā mazinās nepieciešamība aizņemties līdzekļus ārvalstīs ( $b_{star}$  negatīvs), tādējādi sarūkot ārējā parāda lielumam. Pie zemāka ārējā parāda līmeņa samazinās ārvalstu investoru pieprasītā riska prēmija ( $zeta$  negatīva). Tāpat vērojams eksporta kritums ( $y_{ex}$ ), kas izriet no modeļa nosacījumiem, proti, ārējā parāda finansēšanai nepieciešami mazāki ienākumi no eksporta. Šis eksporta kritums tādējādi īslaicīgi atspoguļojas zemākā izlaidē ( $y$ ). Taču pretēji darbojošies efekti starp patēriņa un investīciju kāpumu, no vienas puses, un eksporta kritumu, no otras puses, izskaidro faktu, ka kopējā izlaide atgriežas sākotnējā līmenī pēc vidēji trim ceturkšņiem. Produktivitātes šoka secīga ietekme uz modeļa mainīgajiem ilustrēta 4.14. attēlā.

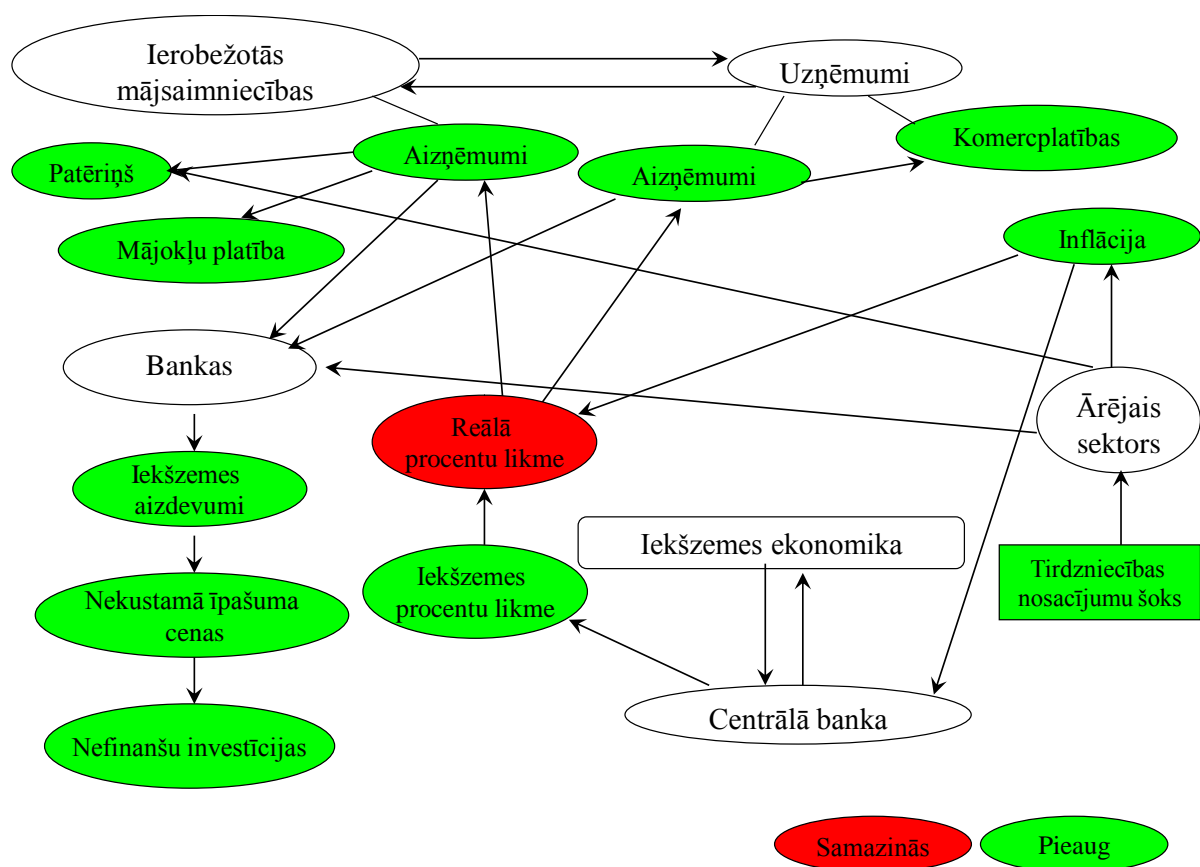


4.14. att. Produktivitātes šoka transmisija  
Transmission of the productivity shock

Avots: autores izstrādne



Tirdzniecības nosacījumu impulsa reakcijas sniegtas pielikuma 7.2.5. a) – c) attēlos. Tirdzniecības nosacījumu šoks ( $\varepsilon^s$ ), proti, importa un eksporta cenu attiecības kāpums izpaužas inflācijā (pozitīvs  $pi$ ), jo importa preces ir daļa no patēriņa. Ar mērķi ierobežot inflāciju, centrālā banka palielina procentu likmi ( $r$  kāpums), kas savukārt samazina kopējo izlaidi ( $y$  negatīvs). Pie zemākas izlaides un darbaspēka pieprasījuma samazinās spiediens uz darba algām, kas atspoguļojas ražošanas robežizmaksu kritumā ( $psi$  negatīvs). Taču tā kā nominālā procentu likme pieaug mazākā mērā nekā inflācija, kas nozīmē reālās procentu likmes sarukumu, ierobežotās mājsaimniecības un uzņēmumi aizņemas vairāk ( $b\_prim2$  pozitīvs ilgāk par 2 gadiem un  $b$  sākotnēji pieaug), palielinot nekustamā īpašuma pieprasījumu ( $h\_prim2$  un  $h\_e$  impulsa reakcijas atspoguļo  $b\_prim2$  un  $b$  līknes). Pie ierobežota piedāvājuma nekustamā īpašuma cenas tūlītēji reaģē ar cenu kāpumu ( $g$ ), piesaistot papildu investīcijas ( $i$ ). Nekustamā īpašuma cenu kāpums padara aizņemšanās ierobežojumu mazāk saistošu, kas dod iespēju ierobežotajām mājsaimniecībām papildus aizņemties un kāpināt savu patēriņu ( $c\_prim2$  pozitīvs divu gadu periodā). Tirdzniecības nosacījumu šoka ietekmes posmi uz modeļa mainīgajiem atspoguļoti 4.15. attēlā.



4.15. att. Tirdzniecības nosacījumu šoka transmisija  
Transmission of the terms of trade shock

Avots: autore izstrādne

### Aizņemšanās ierobežojumu un valsts riska prēmijas nozīme modeļa dinamikā

Lai novērtētu aizņemšanās ierobežojumu un valsts riska prēmijas nozīmi modeļa rādītāju dinamikā, ģenerētas impulsa reakcijas uz ārvalstu procentu likmes, nekustamā īpašuma cenas un valsts riska prēmijas šokiem novērtētajam modelim (turpmāk – bāzes modelis, grafikos – *baseline*) un divām modeļa specifikācijām, kurās mainīti modeļa parametri. Bāzes modelī kredīta un ķīlas attiecība ierobežotajām mājsaimniecībām ir 0.8 ( $m''$ ), bet uzņēmumiem 0.9 ( $m$ ), savukārt novērtētā riska prēmijas elastību attiecībā pret ārējo parādu ( $\zeta_b$ , grafikos  $\zeta_b$ ) ir 0.06. Bāzes modelis salīdzināts ar šādām divām modeļa specifikācijām:

(a) ierobežoto mājsaimniecību kredīta un ķīlas attiecība ir divas reizes zemāka nekā bāzes modelī ( $m'' = 0.4$ ), proti, nosakot stingrākus aizņemšanās ierobežojumus, savukārt uzņēmumu kredīta un ķīlas vērtības attiecību un riska prēmijas elastību attiecībā pret ārējo parādu atstājot nemainīgas ( $m = 0.9$ ,  $\zeta_b = 0.06$ );

(b) ievērojami augstāku riska prēmijas elastību attiecībā pret ārējo parādu nekā bāzes modelī ( $\zeta_b = 0.3$ ), saglabājot kredīta un ķīlas attiecības kā bāzes modelī ( $m = 0.9$ ,  $m'' = 0.8$ ). Augstāka riska prēmijas elastība šajā scenārijā nozīmē, ka investori ir būtiski piesardzīgāki savās gaidās par iekšzemes ekonomikas maksātspēju nākotnē.

Tālāk aplūkota katra atsevišķa šoka ietekme uz modeļa rādītājiem.

#### Ārvalstu procentu likmes šoks

7. pielikuma 7.3. attēlā ilustrētas bāzes modeļa (zilā krāsā, *baseline*) un divu alternatīvo modeļu reakcijas uz ārvalstu monetārā šoka vienu standartnovirzi. Uz horizontālās ass parādīts laiks ceturkšņos, savukārt uz vertikālās ass ir attiecīgā mainīgā procentuālā novirze no nostabilizējušās stāvokļa.

Bāzes modeļa rādītāju reakcijas uz ārvalstu procentu likmes šoku jau iepriekš aprakstītas 4.2.4 sadaļā: procentu likmju kāpums samazina aizņēmumu apjomu, izraisa nekustamā īpašuma cenu lejupslīdi, tādējādi ierobežojot patēriņu un nefinanšu investīcijas. Mazinoties kopējam pieprasījumam, sarūk ražošanas resursu pieprasījums, kā rezultātā samazinās izlaides starpība un ražošanas robežizmaksas.

Scenārijā ar ierobežoto mājsaimniecību stingrāku aizņemšanās ierobežojumu (zaļā līkne) kredīta un ķīlas vērtības zemākai attiecībai vērojams mazāks efekts uz mājokļu pieprasījumu un patēriņu. Tā kā kredīta un ķīlas attiecības pārmaiņām nav tūlītēja efekta uz banku kopējo kredītu apjomu, kopējais efekts uz uzņēmumiem un ierobežotajām mājsaimniecībām pieejamajiem kredītiem (banku aizdevumiem) ir vienāds ar bāzes scenārijā

novēroto, kas rezultātā izpaužas līdzīgā ietekmē uz nekustamā īpašuma cenām un nefinanšu investīcijām. No otras puses, ierobežoto mājsaimniecību kredīta un ķīlas vērtības pārmaiņas pielāgo visu trīs ekonomikas aģentu nekustamā īpašuma pieprasījuma reakciju – samazinot efektu uz ierobežoto mājsaimniecību pieprasījumu un palielinot ietekmi uz uzņēmumu un banku pieprasījumu.

Augstākas valsts riska prēmijas elastības scenārijā (sarkanā līkne) finanšu resursu cenas pieaugums (ārvalstu procentu likme plus riska prēmija) sadārdzina banku ārvalstu aizņēmumus, tādējādi ierobežojot uzņēmumiem un ierobežotajām mājsaimniecībām pieejamo kredītu apjomu. Rezultātā vērojams mazāks efekts uz kopējiem iekšzemes kredītiem, nekustamā īpašuma cenām un nefinanšu investīcijām. Ietekme uz visu tautsaimniecības aģentu nekustamā īpašuma pieprasījumu ir mazāk izteikta salīdzinājumā ar bāzes scenāriju. Tādējādi, samazinoties kopējai nekustamā īpašuma vērtībai, efekts uz izlaides starpību un ražošanas robežizmaksām arī ir mazāks nekā bāzes scenārijā.

#### Nekustamā īpašuma cenu šoks

Pielikuma 7.4. attēlā aplūkots nekustamā īpašuma cenu šoka efekts, nekustamā īpašuma cenām pieaugot par vienu standartnovirzi. Bāzes scenārijā nekustamā īpašuma cenu kāpums padara uzņēmumu un ierobežoto mājsaimniecību aizņemšanās ierobežojumu mazāk saistošu, dodot iespēju papildus aizņemties pret esošo nekustamā īpašuma ķīlu un tādējādi novirzīt vairāk līdzekļu patēriņam. Augstāks pieprasījums palielina spiedienu uz cenām, rezultātā centrālā banka ceļ procentu likmi ar mērķi ierobežot inflāciju, kas savukārt sadārdzina ražošanas izmaksas un mazina izlaides starpību.

Ierobežoto mājsaimniecību stingrāku aizņemšanās ierobežojumu scenārijā nekustamā īpašuma cenu kāpuma efekts uz procentu likmju pieaugumu ir mazāks salīdzinājumā ar bāzes scenāriju, kas tādējādi atspoguļojas relatīvi augstākās robežizmaksās un izlaides starpībā. Pie zemākas kredīta un ķīlas vērtības attiecības vērojamas izmaiņas nekustamā īpašuma pieprasījuma struktūrā, proti, pieaugot nekustamā īpašuma cenām, ierobežoto mājsaimniecību mājokļu pieprasījums ir relatīvi zemāks, savukārt augstāks bankām un uzņēmumiem. Stingrāks aizņemšanās ierobežojums samazina ierobežoto mājsaimniecību patēriņu attiecībā pret bāzes scenāriju.

Augstākas riska prēmijas elastības scenārijā iekšzemes procentu likme strauji pieaug, ko nosaka investoru piemērotās riska prēmijas kāpums, piešķirot aizdevumus. Iekšzemes procentu likmju pieaugums samazina izlaides starpību, ražošanas robežizmaksas un ierobežoto mājsaimniecību patēriņu. Līdzīgi kā ārējā monetārā šoka gadījumā, riska prēmijas

būtiskas svārstības nosaka modeļa rādītāju izteiktāku jūtīgumu salīdzinājumā ar pārējiem scenārijiem.

### Valsts riska prēmijas šoks

Tālāk aplūkots valsts riska prēmijas vienas standartnovirzes pozitīva šoka tiešais efekts uz modeļa dinamiku, kas atspoguļots pielikuma 7.5. attēlā.

Šoka ietekme visos trīs scenārijos ir visai līdzīga: iekšzemes procentu likmju kāpums samazina hipotekāro kredītu pieprasījumu, nekustamā īpašuma cenas un nefinanšu investīcijas. Nekustamā īpašuma cenu kritums mazina ķīlas vērtību, kas savukārt caur kredīta ierobežojumiem izpaužas patēriņa kritumā. Tādējādi augstākas iekšzemes procentu likmes mazina kopējo pieprasījumu, kas atspoguļojas zemākā izlaides starpībā un robežizmaksu kritumā.

Aizņēmumu un nekustamā īpašuma pieprasījuma svārstību atšķirības visos trīs scenārijos ir līdzīgas iepriekš aprakstītajam ārvalstu procentu likmes šoka gadījumam. Ierobežoto mājsaimniecību stingrāku aizņemšanās ierobežojumu scenārijā efekts uz ierobežoto mājsaimniecību mājokļu pieprasījumu ir zemāks nekā pārējos scenārijos, bet augstāks uz uzņēmumu un banku nekustamā īpašuma pieprasījumu.

Augstākas riska prēmijas elastības scenārijā ārējo finanšu resursu sadārdzināšanās rezultātā nekustamā īpašuma cenas un iekšzemes aizņēmumi samazinās vidēji pēc pusgada. Kopumā riska prēmijas būtiskas svārstības, kas atspoguļojas iekšzemes procentu likmēs izskaidro modeļa dinamikas izteiktu jūtīgumu salīdzinājumā ar pārējiem scenārijiem.

Impulsa reakciju scenāriju salīdzinājums produktivitātes un tirdzniecības nosacījumu šokiem sniegts pielikuma 7.6. un 7.7. attēlos.

### Modeļa jūtīguma analīze

Modeļa jūtīguma analīzē pielietotas četras uzņēmumu kredīta un ķīlas vērtības attiecības ( $m$ ): 0.25, 0.5, 0.75 un 0.9. Kredīta un ķīlas vērtības attiecība  $m = 0.25$  nozīmē, ka banka piešķir hipotekāro kredītu 25% apmērā no uzņēmuma ieķīlātās nekustamā īpašuma vērtības. Mainīgo impulsa reakcijas simulētas ārvalstu procentu likmes, nekustamā īpašuma cenu, valsts riska prēmijas un tirdzniecības nosacījumu vienas standartnovirzes šokiem, kuru rezultāti sniegti pielikuma 7. pielikuma 7.8.–7.11. attēlos. Uz horizontālās ass parādīts laiks ceturkšņos, savukārt uz vertikālās ass ir attiecīgā mainīgā procentuālā novirze no nostabilizējušās stāvokļa.

Impulsa reakcijas liecina, ka modeļa mainīgo reakcijas uz eksogēniem šokiem ir visai jūtīgas atkarībā no uzņēmumu kredīta un ķīlas attiecības lieluma  $m$ . Augstāka kredīta-ķīlas

attiecība dod iespēju uzņēmumiem aizņemties vairāk relatīvi pret to rīcībā esošo nekustamo īpašumu. Dotais efekts visizteiktāk izpaužas ārvalstu monetāro šoku un nekustamā īpašuma cenu šoku gadījumā.

7.8. attēlā redzams, ka uzņēmumu kredītu, patēriņa un nekustamā īpašuma pieprasījuma reakcija uz ārvalstu procentu likmes šoku kļūst izteiktāka, pieaugot  $m$ . Šie efekti ir nelineāri attiecībā pret  $m$ . Kredīta un ķīlas attiecībai pieaugot no 0.25 līdz 0.5, palielinās uzņēmumu kredītu, patēriņa un nekustamā īpašuma pieprasījuma reakcija uz ārvalstu monetāro šoku, taču šis efekts divkāršojas, kad  $m$  pieaug no 0.5 līdz 0.75. Robežefekts kļūst vēl izteiktāks pie kredīta un ķīlas vērtības attiecības 0.9. Jo vairāk līdzekļu pret nekustamā īpašuma ķīlu uzņēmumi var aizņemties, jo jūtīgāk tie reaģē uz negaidītām ārvalstu procentu likmes pārmaiņām. IKP, inflācijas, robežizmaksu, iekšzemes procentu likmes, ārvalstu aizņēmumu un nefinanšu investīciju tūlītējās reakcijas ir visai līdzīgas pie dažādām  $m$  vērtībām, taču pēc diviem ceturkšņiem vērojamas atšķirības laikrindu dinamikā. Ārvalstu monetārā šoka efekti uz IKP un robežizmaksām izzūd aptuveni pēc trim ceturkšņiem visām kredīta-ķīlas attiecībām. Pēc pusgada vērojams ārvalstu monetārā šoka transmisijas iekšzemes procentu likmē efekta būtisks kritums pie  $m$  vērtības 0.9, kas savukārt izpaužas nefinanšu investīciju straujākā pieaugumā. Ārvalstu aizņēmumu sākotnējā reakcija ir pozitīva, kas skaidrojams ar saistībām atmaksāt kredītus ārvalstu aizdevējiem, taču, samazinoties iekšzemes uzņēmumu kredītu pieprasījumam, turpmākajos periodos vērojams ārvalstu kredītu portfeļa samazinājums. Visbeidzot, ārvalstu monetārā šoka efekts uz nekustamā īpašuma cenu dinamiku nav jūtīgs uz kredīta un ķīlas vērtības lielumu.

7.9. attēlā mainīgo reakcijas variācija uz nekustamā īpašuma cenu šoku arī ir būtiska, kas īpaši raksturīga uzņēmumu rādītāju dinamikai. Palielinot  $m$  no 0.50 uz 0.75, nekustamā īpašuma cenu šoku robežefekts uz uzņēmumu kredītu, patēriņa un nekustamā īpašuma pieprasījumu divkāršojas salīdzinājumā ar gadījumu, kad  $m$  pieaug no 0.25 uz 0.5. Pie vēl augstākas  $m$  vērtības efekts pieaug virsproporcionāli, proti, palielinot  $m$  no 0.75 līdz 0.9, uzņēmumu rādītāju reakcija uz nekustamā īpašuma cenu šoku četrkāršojas. Tādējādi uzņēmumi ar augstu kredītu un ķīlas vērtības attiecību ir ievērojami lielākā mērā pakļauti negaidītiem nekustamā īpašuma cenu šokiem.

Kredīta-ķīlas vērtības pieauguma efekts uz citiem šokiem ir mazāk izteikts, taču būtisks. Līdzīgi kā iepriekš aplūkotos gadījumos, 7.10. attēlā redzams, ka augstāka  $m$  vērtība īstermiņā palielina valsts riska prēmijas efektu uz uzņēmumu aizņēmumiem, patēriņu un nekustamā īpašuma pieprasījumu. Riska prēmijas pieaugums atspoguļojas tūlītējā iekšzemes procentu likmju kāpumā, mazinot uzņēmumu vēlmi aizņemties. Tā kā iekšzemes hipotekārie kredīti ir kointegrēti ar nekustamā īpašuma cenām, iekšzemes kredītu pieprasījuma kritums

izraisa nekustamā īpašuma cenu lejupslīdi, kas savukārt, mazinoties investīciju ienesīgumam, samazina nefinanšu investīcijas. Pie zemāka uzņēmumu aizņēmumu līmeņa un tādējādi to rīcībā esošiem līdzekļiem ražošanai, vērojams kopējās izlaides un robežizmaksu kritums. Pēc diviem ceturkšņiem centrālā banka reaģē uz izlaides kritumu ar ierobežojošu monetāro politiku, kas savukārt motivē uzņēmumus vairāk aizņemties, palielināt savu patēriņu un nekustamā īpašuma platību. Šis efekts ir ievērojams pie visaugstākās kredīta un ķīlas attiecības. Rezultātā patēriņa kāpums palielina kopējo izlaidi, inflāciju un robežizmaksas. Tomēr kopumā riska prēmijas efekts ir īslaicīgs – izlaide, procentu likme, robežizmaksas, nefinanšu investīcijas un uzņēmumu rādītāji atgriežas sākotnējā līmenī vidēji pēc gada.

7.11. attēlā pozitīva tirdzniecības nosacījumu šoka rezultātā pieaug inflācija, jo importa preces ir daļa no patēriņa. Centrālā banka reaģē uz cenu kāpumu ar ierobežojošu monetāro politiku, ceļot procentu likmi, kas savukārt sadārdzina kapitāla cenu un ierobežo investīcijas. Pie augstākas kapitāla cenas samazinās uzņēmumu kredītu apjoms, kas atspoguļojas zemākā patēriņā un komercplatību pieprasījumā. Dotais efekts ir līdzīgs pie uzņēmumu kredītu un ķīlas vērtības attiecībām 0.25, 0.5 un 0.75, savukārt pie  $m = 0.9$  uzņēmumu rādītāju reakcija uz tirdzniecības nosacījumu šoku seškārtšojas salīdzinājumā ar zemākām  $m$  vērtībām. Rezultātā izlaide un robežizmaksas samazinās. Sarūkot kopējam kredītu apjomam, vērojams nekustamā īpašuma cenu kritums, turklāt šī efekta persistence ilgst vairāk kā divus gadus (impulsa reakcijas ir negatīvajā apgabalā un pat pēc 8 ceturkšņiem nekrusto nulles līmeni).

### 4.3. Nodaļas galvenie secinājumi

Latvijas DSGE modeļa rezultāti liecina, ka uzņēmumu un mājsaimniecību finanšu ierobežojumi būtiski ietekmē endogēno rādītāju reakciju uz eksogēniem šokiem. Modelī ar augstu valsts riska prēmijas elastību nekustamā īpašuma cenu šoks izraisa iekšzemes procentu likmju strauju kāpumu. Rezultātā samazinās izlaides starpība, uzņēmumu ražošanas robežizmaksas un kredīta ierobežoto mājsaimniecību patēriņš.

No modeļa jūtīguma analīzes secināts, ka modeļa rādītāju reakcija ir jūtīga pret uzņēmumu kredīta un ķīlas vērtības attiecību. Uzņēmumu parāda, patēriņa un nekustamā īpašuma pieprasījuma krituma reakcija uz ārvalstu procentu likmes šoku kļūst izteiktāka pie augstākas kredīta un ķīlas vērtības attiecības. Šie efekti ir nelineāri attiecībā pret kredīta un ķīlas vērtības attiecību – uzņēmumi ar relatīvi augstāku aizņemtā kapitāla īpatsvaru ir lielākā mērā pakļauti negaidītām ārvalstu procentu likmju pārmaiņām.

Nekustamā īpašuma cenu šoku izraisīto efektu variācija arī ir ievērojama un nelineāra attiecībā pret kredīta un ķīlas vērtības attiecību. Uzņēmumi, kuru aizņemtais kapitāls pret pašu kapitālu ir relatīvi augstāks, ir lielākā mērā pakļauti negaidītām nekustamā īpašuma cenu

pārmaiņām. Uzņēmumu kredīta un ķīlas vērtības attiecības nozīme pārējo šoku transmisijā ir mazāk izteikta, tomēr būtiska. Augstāka kredīta un ķīlas attiecība īslaicīgi palielina valsts riska prēmijas šoka efektu uz uzņēmumu aizņēmumiem, patēriņu un nekustamā īpašuma pieprasījumu. Riska prēmijas kāpums atspoguļojas tūlītējā iekšzemes procentu likmju kāpumā, ierobežojot uzņēmumu aizņēmumus, savukārt zemāks iekšzemes kredītu pieprasījums izraisa nekustamā īpašuma cenu kritumu un samazina nefinanšu investīcijas nekustamajā īpašumā. Samazinoties aizņemtā kapitāla apjomam, uzņēmumi mazāk iegulda ražošanā, kas atspoguļojas izlaides starpības un robežizmaksu kritumā.

Pozitīva tirdzniecības nosacījumu šoka rezultātā pieaug inflācija. Centrālajai bankai reaģējot ar procentu likmju kāpumu, lai ierobežotu inflāciju, samazinās nefinanšu investīcijas nekustamajā īpašumā. Aizņemtā kapitāla sadārdzināšanās ierobežo uzņēmumu aizņēmumus, izraisot patēriņa un nekustamā īpašuma pieprasījuma kritumu. Pie 90% kredīta un ķīlas vērtības attiecības šie efekti seškārt pārsniedz rādītāju reakcijas scenārijos ar zemākām kredīta un ķīlas vērtības attiecībām.

Nodaļā novērtēto modeļu rezultāti atspoguļoti autores publikācijās:

- 1) Ajevskis V., Vītola K. (2009). Fiksēta valūtas kursa priekšrocības vispārējā līdzsvara stāvokļa apstākļos, Latvijas Banka, Nr. 4;
- 2) Vītola, K. (2009). Housing Investment and Credit Frictions in an Open-Economy DSGE Model. *University of Latvia International Scientific Conference proceedings „Finance and Accounting: Theory and Practice, Development and Trends”*, Rīga.

## Secinājumi un priekšlikumi

Apkopojot veikto pētījumu un ekonometrisko modeļu rezultātus, autore ir guvusi apstiprinājumu izvirzītajai hipotēzei un nonākusi pie šādiem **secinājumiem**:

1. Pamatojoties uz *logit* modeļa rezultātiem, iedzīvotāju vēlme ņemt kredītu ir atkarīga no tā, vai cilvēks ir nodarbināts, dzīvojamās platības  $m^2$  skaita uz vienu ģimenes locekli un ienākumiem. Ierobežotā modeļa bez algas mainīgā un neierobežotā modeļa ar algas mainīgo salīdzinājums liecina, ka mājokļa platība potenciāli var ietekmēt lēmumu ņemt hipotēku kredītu tikai ar nosacījumu, ja cilvēkam ir arī pietiekami ienākumi. Tādējādi salīdzināt Latvijas un citu valstu " $m^2$  skaitu uz iedzīvotāju" var tikai pie nosacījuma, ja vienlaikus izdara pieņēmumus par ienākumu konverģenci.
2. Dzīvokļu tirgus aktivitātes atjaunošanos noteiks būtisks nodarbinātības kāpums, pastāvīgs iedzīvotāju ienākumu un kreditēšanas pieaugums. Papildu faktors tirgus atdzīvināšanā būs arī ārvalstu investoru interesei par nekustamā īpašuma iegādi Latvijā.
3. Saskaņā ar VAR rezultātiem periodā no 1999. gada janvāra līdz 2006. gada decembrim dzīvokļu cenu kāpumu visbūtiskāk ietekmēja kredīta šoks. Kredīta šoks 10% apmērā ilgtermiņā izraisīja dzīvokļu cenu pieaugumu par 0.17%. Kredīta šoka īpatsvars 1  $m^2$  cenas variācijā laika gaitā pieauga – pēc gada izskaidrojot 11%, pēc diviem gadiem – 20%, bet pēc trijiem gadiem – 26% no cenas variācijas.
4. Neierobežotā VEC modeļa rezultāti liecina, ka no 2000. gada vidus līdz 2001. gada beigām 1  $m^2$  cenas bija tuvu ilgtermiņa līdzsvara vērtībām, kopš 2002. gada novirze pakāpeniski pieauga, sasniedzot maksimumu 2005. gada maijā, bet turpmākajā periodā novērojama tās samazināšanās tendence. Saskaņā ar kļūdu korekcijas vienādojumu, cenas novirzes no ilgtermiņa līdzsvara pielāgojas līdzsvara vērtībai ļoti lēni – vienā periodā (mēnesī) tiek koriģēts 1.5% no cenas ilgtermiņa novirzes. Pielietojot VEC modeli, secināts, ka dzīvokļu cenas un kredīti ir kointegrēti, un pēc iestāšanās ES dzīvokļu cenas pārsniedza savas ilgtermiņa līdzsvara vērtības.
5. Laika posmā no 1999. gada 1. ceturkšņa līdz 2007. gada 1. ceturksnim cenas un īres attiecība nozīmīgi un pozitīvi ietekmēja dzīvojamā fonda pieaugumu. Tai palielinoties par 1 vienību, uzbūvētās mājokļu platības pēc pusotra gada pieauga vidēji par 25.8%. Dotā elastība vērtējama kā ļoti augsta un visai labi raksturoja faktisko situāciju Latvijas mājokļu tirgū. Līdzās fiktīvajam mainīgajam, kas pamato Eiropas Savienībā iestāšanās efektu, cenas-īres attiecības koeficients ļauj secināt, ka tieši ES iestāšanās gaidas veicināja mājokļu cenu kāpumu un turpmāku straujo dzīvojamā fonda pieaugumu.



6. DSGE modeļa rezultāti liecina, ka ārvalstu procentu likmes pozitīvs šoks izraisa iekšzemes procentu likmju pieaugumu, kas caur kredītu kanālu un bagātības kanālu izraisa mājsaimniecību patēriņa un hipotekāro kredītu kritumu, kā arī nekustamā īpašuma pieprasījuma, cenu un nefinanšu investīciju samazinājumu. Ārvalstu procentu likmes šoka negatīvā ietekme uz kredīta ierobežoto mājsaimniecību hipotekāro kredītu apjomu, patēriņu un nekustamā īpašuma cenām ilgst vidēji divus gadus, uz uzņēmumu aizņēmumiem – gadu, uz uzņēmumu nekustamā īpašuma pieprasījumu un patēriņu – pusgadu, savukārt uz nefinanšu investīcijām nekustamajā īpašumā – ilgāk par diviem gadiem.
7. Valsts riska prēmijas pozitīvs šoks izraisa iekšzemes procentu likmju pieaugumu, kas caur kredītu kanālu un bagātības kanālu izraisa privātā patēriņa, hipotekāro kredītu, IKP, uzņēmumu robežizmaksu kritumu, kā arī nekustamā īpašuma pieprasījuma, cenu un nefinanšu investīciju samazinājumu.
8. Pie augstākas valsts riska prēmijas elastības ārvalstu monetārais šoks būtiski sadārdzina banku ārvalstu aizņēmumus, samazinot iekšzemes uzņēmumiem un mājsaimniecībām pieejamo kredītu apjomu. Rezultātā vērojams mazāks šoka efekts uz kopējiem iekšzemes kredītiem, mājsaimniecību patēriņu, nekustamā īpašuma cenām un nefinanšu investīcijām.
9. DSGE modeļa rādītāju reakcija ir jūtīga pret uzņēmumu kredīta un ķīlas vērtības attiecību. Pie augstākas kredīta un ķīlas vērtības attiecības uzņēmumi var aizņemties vairāk pret to rīcībā esošiem aktīviem. Šis efekts ir būtiski izteikts ārvalstu monetāro šoku un nekustamā īpašuma cenu šoku gadījumā.
10. Uzņēmumu parāda, patēriņa un nekustamā īpašuma pieprasījuma krituma reakcija uz ārvalstu procentu likmes pozitīvu šoku kļūst izteiktāka (nelineāra) pie augstākas kredīta un ķīlas vērtības attiecības. Uzņēmumi ar relatīvi augstāku aizņemtā kapitāla īpatsvaru ir lielākā mērā pakļauti negaidītām ārvalstu procentu likmju pārmaiņām.
11. Pierādīta promocijas darbā izvirzītā hipotēze, ka Baiesa pieejas pielietošana DSGE modeļa novērtēšanā palīdz iegūt Latvijas datus ietvertu būtisku informāciju, uzlabojot modeļa ticamību ar parametru prioriem sadalījumiem, un tādējādi tuvina modeļa posterioros novērtējumus ekonomikas strukturālo parametru patiesajām vērtībām.

Pamatojoties uz zinātniskā pētījuma gaitā iegūtajiem secinājumiem, autore izvirzījusi **priekšlikumus**, kas būtu noderīgi, ieviešot ekonometrisko metožu pielietojumu:

1. Latvijai novērtēto VAR modeli var izmantot banku kredītu un nekustamā īpašuma tirgus savstarpējās mijiedarbības pētīšanai. Šāda analīze ir īpaši būtiska un aktuāla **komercbankām**, ņemot vērā kavēto mājokļu kredītu īpatsvara pieaugumu banku kredītportfelī, kas prasa papildu uzkrājumu veidošanu, tādējādi iesaldējot banku rīcībā esošos resursus jaunu kredītu izsniegšanai un mājokļu tirgus atdzīvināšanai.
2. Aprobēto DSGE modeli ieteicams izmantot **Latvijas Bankai** monetārās politikas veidošanā, monetārās politikas transmisijas mehānisma pētīšanā un scenāriju simulāciju analīzē.
3. DSGE modeli var izmantot **valdība**, lai novērtētu monetāro šoku, valsts riska prēmijas, nekustamā īpašuma cenu, tirdzniecības nosacījumu un produktivitātes šoku ietekmi uz IKP, inflāciju, privāto patēriņu, kredītiem, nefinanšu investīcijām nekustamajā īpašumā, ārvalstu aizņēmumiem.
4. Ar aprobētā DSGE modeļa palīdzību tika pierādīts, ka kredīta un ķīlas vērtības attiecība būtiski ietekmē privāto patēriņu, investīcijas dzīvojamā fondā un aizņēmumus. Tādējādi DSGE modeli var pielietot **komercbankas**, izstrādājot kreditēšanas politiku un definējot kredītu izsniegšanas nosacījumus.
5. **FKTK** kā komercbanku uzraugošā institūcija var pielietot DSGE modeli, izstrādājot kvantitatīvos kritērijus un nosakot ierobežojumus komercbanku kredītu izsniegšanas nosacījumiem ar mērķi nodrošināt kredītportfeļa kvalitāti, kapitāla pietiekamības un likviditātes rādītājus. Tā kā kredītu procentu likmes un kredīta un ķīlas vērtības attiecība ietekmē kredītu atmaksu un tādējādi kredītportfeļa kvalitāti, FKTK, regulējot komercbanku kreditēšanas nosacījumus, var prognozēt uzkrājumus nedrošiem parādiem un kredītu kvalitātes struktūru un atbilstoši tirgus situācijai noteikt kredītu piešķiršanas kritēriju kvantitatīvos ierobežojumus.

## Problēmas un to risinājumi

Tā kā promocijas darbā aprobētais DSGE modelis ir pirmais šāds modelis, kas izveidots un novērtēts Latvijai, tas pielietojams kā bāzes modelis, kas turpmāk pilnveidojams un paplašināms vairākos virzienos. DSGE modeļa izstrāde atbilstoši tautsaimniecības struktūras īpatnībām ir sarežģīts un laikietilpīgs process, savukārt modeļa novērtēšanai ar Baiesa pieeju nepieciešamas salīdzinoši garas datu laikrindas, lai iegūtie novērtējumi iespējami precīzi atspoguļotu Latvijas ekonomikas strukturālo parametru patiesās vērtības. Balstoties uz šī darba rezultātiem, autore ir definējusi šādas nākamo pētījumu jomas:

1. Prognozēšanas nolūkā DSGE modelis būtu jākombinē ar Baiesa VAR modeli, integrējot VAR modelī DSGE modeļa posterioros parametru novērtējumus.
2. Šodienas pēckrīzes apstākļos būtiska loma ekonomikas izaugsmes atjaunošanā ir fiskālai politikai. Tādējādi aprobēto DSGE modeli ieteicams paplašināt ar fiskālās politikas sektoru, lai prognozētu nodokļu izmaiņu, valdības izdevumu un investīciju ietekmi uz makroekonomiskajiem rādītājiem, kā arī prognozētu ārējā parāda dinamiku un ārējā parāda apkalpošanas izmaksas.
3. Šobrīd vairākas Latvijas makroekonomisko rādītāju laikrindas ir ļoti svārstīgas vai satur mainīgus trendus, kas sarežģī modeļa novērtēšanas procesu. Promocijas darbā aprobētajā DSGE modelī ietvertas lineāras sakarības, taču, lai labāk aprakstītu laikrindu svārstības un trenda izmaiņas Latvijas datos, modeli ieteicams pilnveidot, ietverot nelineāras sakarības modeļa struktūrā.

## Izmantotās literatūras saraksts

1. Adolfson, M.; Adersson, M.; Lindé, J.; Villani, M.; Vredin, A. (2007a). Modern forecasting models in action: improving macroeconomic analyses at central banks. *International Journal of Central Banking*, Vol. 3, No. 4 (December), pp. 111-144.
2. Adolfson, M.; Laséen, S.; Lindé, J.; Villani, M. (2007b). RAMSES – a new general equilibrium model for monetary policy analysis. *Economic Review 2*, Riksbank.
3. Ahearne, A. G.; Gagnon, J. E.; Haltmaier, J.; Kamin, S. B. (2002). Preventing Deflation: Lessons from Japan's Experience in the 1990s. *International Finance Discussion Papers*, No. 729 (June), Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.
4. Ajevskis, V.; Vitola, K. (2008). A Convergence Model of the Term Structure of Interest Rates.// *Review of Finance*, doi:10.1093/rof/rfn030.
5. Ajevskis, V.; Vītola, K. (2009). Procentu likmju termiņstruktūras konverģences modelis.// *Latvijas Banka*, Nr.1.
6. Ando, A.; Modigliani, F. (1963). The 'Life-Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *American Economic Review*, Vol. 53 (March), pp. 55-84.
7. Aoki, K.; Proudman, J.; Vlieghe, G. (2002). House Prices, Consumption and Monetary Policy: A Financial Accelerator Approach. *Bank of England Working Paper*, No. 169, London: Bank of England.
8. Arco Real Estate (2006). Latvijas nekustamā īpašuma tirgus pārskats par 2006. gadu.
9. Attanasio, O.; Blow, L.; Hamilton, R.; Leicester, A. (2005). Consumption, House Prices, and Expectations. *Bank of England Working Paper*, No. 271 (September), London: Bank of England.
10. Bank of England (2004a). Monetary Policy Committee Minutes, January 7 and 8.
11. Bank of England (2004b). Monetary Policy Committee Minutes, March 3 and 4.
12. Bank of England (2004c). Monetary Policy Committee Minutes, April 7 and 8.
13. Bank of England (2004d). Monetary Policy Committee Minutes, August 4 and 5.
14. Basurto, M. A. S.; Goodhart, C.; Hofmann, B. (2006). Default, Credit Growth, and Asset Prices. *IMF Working Paper*, Vol. 223, No. 6 (September).
15. Bayoumi, T.; Edison, H. (2003). Is Wealth Increasingly Driving Consumption? *DNB Staff Reports*, No. 100, Amsterdam: De Nederlandsche Bank.
16. Belsky, E.; Prakken, J. (2004). Housing Wealth Effects: Housing's Impact on Wealth Accumulation, Wealth Distribution and Consumer Spending. Chicago: National Center for Real Estate Research.
17. Benito, A.; Thompson, J.; Waldron, M.; Wood, R. (2006). House Prices and Consumer Spending. *Bank of England Quarterly Bulletin*, Vol. 46 (Summer), pp. 142-154.

18. Berger-Thomson, L.; Ellis, L. (2004). Housing Construction Cycles and Interest Rates. *Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper*, No. 8.
19. Bernanke, B.; Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, pp. 27-48.
20. Bernanke B.; Gertler, M. (2001). Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices? *American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, pp. 253-257.
21. Bernanke, B.; Gertler, M.; Gilchrist, S. (1999). The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. In Taylor, J. B.; Woodford, M. (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*. Elsevier Science--North Holland, New York, Vol. 1C, pp. 1341-93.
22. Borio, C.; Lowe, P. (2002). Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus. *BIS Working Paper*, No. 114 (July), Bank for International Settlements, Basel.
23. Bostic, R.; Gabriel, S.; Painter, G. (2004). Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Microdata. *USC Lusk Center for Real Estate Working Paper*, No.1005, University of Southern California, Los Angeles.
24. Calza, A.; Monacelli, T.; Stracca, L. (2007). Mortgage Markets, Collateral Constraints, and Monetary Policy: Do Institutional Factors Matter? *CFS Working Paper Series*, No. 10, Center for Financial Studies, Frankfurt.
25. Carroll, C.; Otsuka, M.; Slacalek, J. (2006). How Large is the Housing Wealth Effect? A New Approach, *NBER Working Paper*, No. 12746 (December), Cambridge, Mass., National Bureau of Economic Research.
26. Case, K. E.; Quigley, J. M.; Shiller, R. J. (2005). Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market. *Advances in Macroeconomics*, Vol. 5, No. 1.
27. Catte, P.; Girouard, N.; Price, R.; Andre, C. (2004). Housing Markets, Wealth, and the Business Cycle. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 394 (June), Paris.
28. Cecchetti S.; Genberg, H.; Lipsky, J.; Wadhvani, S. (2000). Asset Prices and Central Bank Policy. *Geneva Reports on the World Economy*, No. 2 (July), Centre for Economic Policy Research, London.
29. Davidson, R.; Mackinnon, J. G. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford University Press.
30. Debelle, G. (2004). Household Debt and the Macroeconomy. *BIS Quarterly Review*, Vol. 2004 (March), pp. 51-64.
31. Del Negro, M.; Schorfheide, F.; Smets, F.; Wouters, R. (2004). On the Fit and Forecasting Performance of New Keynesian Models. Federal Reserve Bank of Atlanta, *Working Paper*, No. 37.
32. Demers, F. (2005). Modelling and Forecasting Housing Investment: The Case of Canada. Bank of Canada, *Working Paper*, No. 41.

33. Dupor, B. (2005). Stabilizing Non-fundamental Asset Price Movements under Discretion and Limited Information. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52 (May), pp. 727-747.
34. Dvornak, N.; Kohler, M. (2003). Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption: A Panel Analysis for Australia. *RBA Research Discussion Paper*, No. 7 (July), Sydney, Reserve Bank of Australia.
35. Edge, R.; Kiley, M.; Laforte, J. P. (2008). Natural rate measures in an estimated DSGE model of the US economy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, forthcoming.
36. Enders, W. Applied econometric time series, 2nd ed. University of Alabama, pp. 264-295, 320-366.
37. Erceg, C, L Guerrieri and C Gust (2006): "SIGMA: a new open economy model for policy analysis", *International Journal of Central Banking*, Vol. 2, No. 1, pp. 111-144, December.
38. Estrella, A. (2002). Securitization and the Efficacy of Monetary Policy. Federal Reserve Bank of New York, *Economic Policy Review*, Vol. 9 (May), pp. 243-55.
39. Friedman, M. (1957). A Theory of the Consumption Function. Princeton University Press.
40. Giavazzi, F.; Mishkin, F. S. (2006). An Evaluation of Swedish Monetary Policy between 1995 and 2005. Stockholm, Sveriges Riksdag.
41. Girouard, N.; Blondal, S. (2001). House Prices and Economic Activity. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 279 (January), Paris.
42. Gjedrem, S. (2003). Financial Stability, Asset Prices, and Monetary Policy. *Speech delivered at the Center for Monetary Economics, Norwegian School of Management*, June 3.
43. Greene, W. H. (2000). *Econometric Analysis*, 4th ed. New York, Macmillan, Prentice Hall.
44. Green, R. K.; Wachter, S. (2005). The American Mortgage in Historical and International Context. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 19, No. 4, pp. 93-114.
45. Greenspan, A. (1999). Economic Volatility. *Speech delivered before the World Bank Group and the International Monetary Fund, Washington*, September 27.
46. Greenspan, A.; Kennedy, J. (2005). Estimates of Home Mortgage Originations, Repayments, and Debt on One-to-Four-Family Residences. *Finance and Economics Discussion Series*, No. 41 (September), Washington, Board of Governors of the Federal Reserve System.
47. Gruen, D.; Plumb, M.; Stone, A. (2005). How Should Monetary Policy Respond to Asset Price Bubbles? *International Journal of Central Banking*, Vol. 1 (December), pp. 1-31.
48. Gujarati, D.N. (2003). *Basic Econometrics*, Fourth Edition. McGraw – Hill.
49. Hatzius, J. (2005). Housing Holds the Key to Fed Policy. Goldman Sachs Global Economics Paper, No. 137 (February), New York, Goldman Sachs.

50. Hendershott, P. H. (1980). Real User Costs and the Demand for Single-Family Housing. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1980, No. 2, pp. 401-452.
51. Hradisky, M.; Girardi, R.; Ratto, M. (2007). Think Twice, the EMU has its Price: The Czech Republic Case. Preliminary and incomplete (September).
52. Iacoviello, M. (2005). House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle. *American Economic Review*, Vol. 95, No. 3 (June), pp. 739 – 764.
53. IMF, (2004). Three Current Policy Issues. *World Economic Outlook*, Chapter II, Washington, International Monetary Fund (September), [www.imf.org/external/pubs/ft/weo](http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo).
54. IMF, (2006). How Do Financial Systems Affect Economic Cycles. *World Economic Outlook*, Chapter IV, Washington, International Monetary Fund (September), [www.imf.org/external/pubs/ft/weo](http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo).
55. Jorgenson, D. (1963). Capital Theory and Investment Behavior. *American Economic Review*, Vol. 53 (May), pp. 247-259.
56. Katz, L.; Rosen, K. (1987). The Interjurisdictional Effects of Growth Controls on House Prices. *Journal of Law & Economics*, Vol. 30, pp. 149-160.
57. Kearl, J. R. (1979). Inflation, Mortgages and Housing. *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, pp. 1115-1138.
58. Kearl, J. R.; Mishkin, F. S. (1977). Illiquidity, the Demand for Residential Housing, and Monetary Policy. *Journal of Finance*, Vol. 37 (December), pp. 1571-1586.
59. Kiyotaki, N.; Moore, J. (1997). Credit Cycles. *The Journal of Political Economy*, 105, pp. 211-248.
60. Klyuev, V.; Mills, P. (2006). Is Housing Wealth an ATM? The Relationship Between Household Wealth, Home Equity Withdrawal, and Saving Rates. *IMF Working Paper*, WP/06/162.
61. Krainer, J. (2005). Housing Markets and Demographics. Federal Reserve Bank of San Francisco, *FRBSF Economic Letter*, No. 27 (October).
62. Kydland, F.; Prescott, E. (1977). Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, No. 85, pp. 473–491.
63. Kydland, F.; Prescott, E. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, Vol. 50, No. 6 (November), pp. 1345-1370.
64. Kydland, F.; Prescott, E. (1996). The Computational Experiment: An Econometric Tool. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10, No. 1, pp. 69–85.
65. Latio (2007). Sērijveida dzīvokļu tirgus pārskats, 2007. gada janvāris.
66. Lubik, T. A.; Schorfheide, F. (2007). Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No. 4, pp. 1069–1087.

67. Lucas, R. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique. In Brunner, K.; Meltzer, A., *The Phillips Curve and Labor Markets*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1, New York: American Elsevier, pp. 19–46.
68. Ludwig, A.; Slok, T. (2002). The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries. *IMF Working Paper*, No. 1.
69. Lusardi, A. (1996). Current Income, Permanent Income, and Consumption: Evidence from Two Panel Data Sets. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 14, No. 1, pp. 81-90.
70. McCarthy, J.; Peach, R. (2002). Monetary Policy Transmission to Residential Investment. Federal Reserve Bank of New York, *Economic Policy Review*, Vol. 8, No. 1, pp. 139-158.
71. Medina, J.; Soto, C.; (2007a). Copper price, fiscal policy and business cycle in Chile. *Central Bank of Chile Working Papers*, No. 458 (December).
72. Medina, J.; Soto, C.; (2007b). The Chilean business cycle through the lens of a stochastic general equilibrium model. *Central Bank of Chile Working Papers*, No. 457 (December).
73. Medina, J.; Munro, A.; Soto, C. (2008). What drives the current account in commodity exporting countries? The cases of Chile and New Zealand. *BIS Working Paper*, No. 247 (March).
74. Mishkin, F. S. (2007). Housing and the Monetary Transmission Mechanism. *Finance and Economics Discussion Series*, Federal Reserve Board, No. 40.
75. Modigliani, F.; Brumberg, R. (1954). Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data. In Kurihara, K. (Ed.), *Post Keynesian Economics*, New Brunswick, N. J, Rutgers University Press, pp. 388-436.
76. Peach, R. (1983). An Econometric Model of Investment in Single-family Housing. Ph.D. dissertation, University of Maryland.
77. Poole, W. (1972). Housing Finance Under Inflationary Conditions. In *Ways to Moderate Fluctuations in Housing Construction*, Federal Reserve Staff Study, Washington, Board of Governors of the Federal Reserve System.
78. Posen, A. S. (2003). It Takes More Than a Bubble to Become Japan. *Reserve Bank of Australia Annual Conference, Asset Prices and Monetary Policy*, pp. 203-249.
79. Poterba, J. (1984). Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 99 (November), pp. 729-775.
80. Poterba, M. (1992). House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography. *NBER Working Paper*, No. 1706.
81. Rosenberg, I. (2006). Monetary Policy in Sweden. *Speech delivered at the Swedbank*, September 18.



82. Schwab, R. M. (1982). Inflation Expectations and the Demand for Housing. *American Economic Review*, Vol. 72, No. 1, pp. 143-153.
83. Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, Vol. 48, No. 1 (January), pp. 1-48.
84. Sims, C. A.; Stock, J.; Watson, M. (1990). Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots. *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, pp. 113-144.
85. Smets, F.; Wouters, R. (2003). An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 1, No. 5, pp. 1123-1175.
86. Smets, F.; Wouters R. (2004). Forecasting with a Bayesian DSGE Model: an Application to the Euro Area. *European Central Bank Working Paper*, No. 389 (September).
87. Souleles, N. (1999). The Response of Household Consumption to Income Tax Refunds. *American Economic Review*, Vol. 89, No. 4, pp. 947-958.
88. Stevens, G. R. (2004). Recent Issues for the Conduct of Monetary Policy. *Reserve Bank of Australia Bulletin* (March).
89. Tovar, C. (2008). DSGE models and central banks. *BIS Working Paper*, No. 258 (September), p.3.
90. Tsatsaronis, K.; Zhu, H. (2004). What Drives House Price Dynamics: Cross-Country Evidence. *BIS Quarterly Review* (March), pp. 65-78.
91. Vītola, K. (2007a). Inflācijas samazināšanas plāna analīze saistībā ar nekustamā īpašuma tirgu Latvijā. *Baltijas Foruma rakstu krājums "Latvijas ekonomikas līdzsvarota attīstība: problēmas, riski, perspektīvas"*, Rīga.
92. Vītola, K. (2007b). Sērijveida dzīvokļu cenas modelēšana ar vektora autoregresijas modeļiem. „*Liepājas Pedagoģijas akadēmijas 10. starptautiskās zinātniskās konferences raksti*”, Rīga.
93. Vītola, K. (2008). Latvijas dzīvojamā fonda modelēšana ar fundamentāliem rādītājiem. *Latvijas Universitātes zinātnisko rakstu krājums "Ekonomika un vadības zinātne"*, Rīga, Nr.726.
94. Vītola, K. (2009). Housing Investment and Credit Frictions in an Open-Economy DSGE Model. *University of Latvia International Scientific Conference proceedings „Finance and Accounting: Theory and Practice, Development and Trends”*, Riga.
95. Vītola, K.; Dāvidsons, G.; Mjagkiha, L. (2007). Latvijas dzīvokļu tirgus analīze saistībā ar kredītēšanas un iedzīvotāju maksātspējas novērtējumiem, *Latvijas Bankas pētījums*, Nr.2.
96. White, W. (2004). Making Macroprudential Concerns Operational. *Speech delivered at a Financial Stability Symposium organized by the Netherlands Bank*, Amsterdam, October 26, [www.bis.org/speeches/sp041026.htm](http://www.bis.org/speeches/sp041026.htm).
97. Woodford, M. (2003). Interest and prices. Princeton University Press.

## Datu avoti

1. AS "Aizkraukles banka" mājas lapa [www.ab.lv](http://www.ab.lv)
2. AS "Rietumu Banka" mājas lapa [www.rietumu.lv](http://www.rietumu.lv)
3. AS "SEB Banka" mājas lapa [www.seb.lv](http://www.seb.lv)
4. AS "Swedbank" mājas lapas [www.hansa.ee](http://www.hansa.ee); [www.swedbank.lv](http://www.swedbank.lv)
5. Eesti Pank mājas lapa [www.bankofestonia.info](http://www.bankofestonia.info)
6. Eiropas Padomes nekustamo īpašumu jautājumos (CEPI) mājas lapa [www.cepi.be](http://www.cepi.be)
7. Igaunijas Republikas Statistikas biroja (*Statistics Estonia*) mājas lapa [www.stat.ee](http://www.stat.ee)
8. Knight Frank Global House Price Index – Q4 2008, pieejams Knight Frank mājas lapā [www.knightfrank.co.uk](http://www.knightfrank.co.uk)
9. Latvijas Bankas mājas lapa [www.bank.lv](http://www.bank.lv)
10. Latvijas Republikas Centrālās statistikas pārvaldes mājas lapa [www.csb.gov.lv](http://www.csb.gov.lv)
11. Lietuvos bankas mājas lapa [www.lb.lt](http://www.lb.lt)
12. Lietuvas Republikas Statistikas departamenta (*Statistics Lithuania*) mājas lapa [www.stat.gov.lt](http://www.stat.gov.lt)
13. Nekustamā īpašuma portāla Nams24 mājas lapa [www.nams24.lv](http://www.nams24.lv)
14. Nodarbinātības valsts aģentūras mājas lapa [www.nva.lv](http://www.nva.lv)
15. Nordea Bank Finland Plc filiāļu mājas lapas [www.nordea.ee](http://www.nordea.ee); [www.nordea.lv](http://www.nordea.lv)
16. Polijas Statistikas pārvaldes mājas lapa [www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)
17. Realty.lv datubāzes mājas lapa [www.realty.lv](http://www.realty.lv)
18. SEB bankas kredīta kalkulators, pieejams:  
<http://www.seb.lv/lv/private/services/trusts/mortgages/mortgage/documents/calculator/>
19. SIA "Arco Real Estate" mājas lapa [www.arcoreal.lv](http://www.arcoreal.lv)
20. SIA "BaltHaus" mājas lapa [www.balthaus.lv](http://www.balthaus.lv)
21. SIA "Latio" mājas lapa [www.latio.lv](http://www.latio.lv)
22. SIA "MG Media" interneta katalogs Rent in Riga, pieejams [/www.rentinriga.lv](http://www.rentinriga.lv)
23. SIA "Ober Haus Real Estate Latvia " mājas lapas [www.ober-haus.lv](http://www.ober-haus.lv); [www.ober-haus.lt](http://www.ober-haus.lt)
24. Slovēnijas Statistikas pārvaldes (*Statistical Office of the Republic of Slovenia*) mājas lapa [www.stat.si](http://www.stat.si)
25. Somijas Statistikas pārvaldes mājas lapa [www.stat.fi](http://www.stat.fi)
26. Valsts vienotās datorizētās zemesgrāmatas mājas lapa [www.zemesgramata.lv](http://www.zemesgramata.lv)
27. VA/S "Latvijas Hipotēku un zemes banka" mājas lapa [www.hipo.lv](http://www.hipo.lv)

## PIELIKUMI

### 1. pielikums

#### Dzīvokļu cenas, īres maksa un īres ienesīgums dārgākajos Rīgas mikrorajonos un Jūrmalā 2006. gada augustā Housing prices, rents and rental yields in the most expensive Riga microregions and Jurmala, August 2006

	Vecrīga	Centrs*	Jūrmala	Teika	Purviems	Ļavnieki	Zolitūde
Pārdošanai piedāvāto dzīvokļu skaits	<b>138</b>	<b>295*</b>	<b>97</b>	<b>38</b>	<b>220</b>	<b>124</b>	<b>51</b>
Īrēšanai piedāvāto dzīvokļu skaits	<b>183</b>	<b>323*</b>	<b>95</b>	<b>26</b>	<b>50</b>	<b>41</b>	<b>24</b>
Dzīvokļa 1 m <sup>2</sup> vidējā pārdošanas cena, latos	<b>3 066</b>	<b>1 667</b>	<b>1 494</b>	<b>1 325</b>	<b>1 123</b>	<b>1 049</b>	<b>1 079</b>
Dzīvokļa 1 m <sup>2</sup> vidējā īres maksa, latos	<b>9.3</b>	<b>6.9</b>	<b>7.6</b>	<b>5.3</b>	<b>5.1</b>	<b>4.7</b>	<b>4.4</b>
Pārdošanai piedāvāto dzīvokļu vidējā platība, m <sup>2</sup>	<b>91</b>	<b>60</b>	<b>77</b>	<b>55</b>	<b>65</b>	<b>48</b>	<b>65</b>
Dzīvokļa vidējā tirgus cena, latos	278 817	99 529	114 783	72 834	72 640	49 829	70 246
Pirmā iemaksa (20%), latos	55 763	19 906	22 957	14 567	14 528	9 966	14 049
Kredīta summa, latos	223 054	79 623	91 826	58 268	58 112	39 863	56 197
Procentu likme gadā**, %	5.0	5.0	5.0	5.0	5.0	5.0	5.0
Kredīta termiņš, gados	20	20	20	20	20	20	20
Kopējie procentu maksājumi***, latos	130 240	46 492	53 617	34 022	33 931	23 276	32 813
Apdrošināšanas likme gadā, % no tirgus vērtības****	0.14	0.14	0.14	0.14	0.14	0.14	0.14
Kopējie apdrošināšanas maksājumi, latos	7 807	2 787	3 214	2 039	2 034	1 395	1 967
Īres bruto ienākumi, latos	203 391	99 601	139 545	69 995	79 566	53 198	69 251
Īres bruto gada ienesīgums, %	<b>3.65</b>	<b>5.00</b>	<b>6.08</b>	<b>4.81</b>	<b>5.48</b>	<b>5.34</b>	<b>4.93</b>
Īres neto gada ienesīgums*****, %	<b>1.17</b>	<b>2.53</b>	<b>3.60</b>	<b>2.33</b>	<b>3.00</b>	<b>2.86</b>	<b>2.45</b>
1 m <sup>2</sup> cenas un īres maksas attiecība	<b>329</b>	<b>240</b>	<b>197</b>	<b>250</b>	<b>219</b>	<b>225</b>	<b>243</b>

Avots: Apkopotā informācija no interneta sludinājumiem [www.nams24.lv](http://www.nams24.lv).

\* Tikai divstābu dzīvokļi.

\*\* Jauno mājokļu iegādei iero izsniegto kredītu vidējā procentu likme 2006. gada jūlijā.

\*\*\* Pēc vienmērīgā maksājumu grafika.

\*\*\*\* Apdrošinot sērijveida dzīvokli 100 000 eiro vērtībā AS "Balta".

\*\*\*\*\* Atskaitot izdevumus apdrošināšanai un kredītu procentiem.

## 2. pielikums

### Dzīvokļu cenas, īres maksa un īres ienesīgums dārgākajos Rīgas mikrorajonos un Jūrmalā 2005. gada martā Housing prices, rents and rental yields in the most expensive Riga microregions and Jurmala, March 2005

	Vecrīga	Centrs*	Jūrmala	Teika	Purvciems	Ļavnieki	Zolitūde
Pārdošanai piedāvāto dzīvokļu skaits	<b>41</b>	<b>143</b>	<b>46</b>	<b>40</b>	<b>141</b>	<b>43</b>	<b>22</b>
Īrēšanai piedāvāto dzīvokļu skaits	<b>127</b>	<b>249</b>	<b>139</b>	<b>37</b>	<b>57</b>	<b>49</b>	<b>26</b>
Dzīvokļa 1 m <sup>2</sup> vidējā pārdošanas cena, latos	<b>2 682</b>	<b>1 064</b>	<b>998</b>	<b>910</b>	<b>660</b>	<b>615</b>	<b>610</b>
Dzīvokļa 1 m <sup>2</sup> vidējā īres maksa, latos	<b>8.2</b>	<b>5.2</b>	<b>5.5</b>	<b>3.8</b>	<b>3.6</b>	<b>3.3</b>	<b>3.0</b>
Pārdošanai piedāvāto dzīvokļu vidējā platība, m <sup>2</sup>	<b>71</b>	<b>58</b>	<b>64</b>	<b>62</b>	<b>50</b>	<b>50</b>	<b>55</b>
Dzīvokļa vidējā tirgus cena, latos	190 422	61 712	63 872	56 420	33 000	30 750	33 354
Pirmā iemaksa (20%), latos	38 084	12 342	12 774	11 284	6 600	6 150	6 707
Kredīta summa, latos	152 338	49 370	51 098	45 136	26 400	24 600	26 827
Procentu likme gadā**, %	6.1	6.1	6.1	6.1	6.1	6.1	6.1
Kredīta termiņš, gados	20	20	20	20	20	20	20
Kopējie procentu maksājumi***, latos	111 711	36 203	37 471	33 099	19 359	18 039	19 672
Apdrošināšanas likme gadā, % no tirgus vērtības	0.24	0.24	0.24	0.24	0.24	0.24	0.24
Kopējie apdrošināšanas maksājumi, latos	9 140	2 962	3 066	2 708	1 584	1 476	1 610
Īres bruto ienākumi, latos	140 451	71 587	84 568	55 912	43 913	39 789	39 237
Īres gada bruto ienesīgums, %	<b>3.67</b>	<b>5.86</b>	<b>6.61</b>	<b>5.01</b>	<b>6.55</b>	<b>6.44</b>	<b>5.90</b>
Īres gada neto**** ienesīgums, %	<b>0.51</b>	<b>2.63</b>	<b>3.45</b>	<b>1.78</b>	<b>3.48</b>	<b>3.30</b>	<b>2.68</b>
1 m <sup>2</sup> cenas un īres maksas attiecība	<b>327</b>	<b>205</b>	<b>181</b>	<b>239</b>	<b>183</b>	<b>186</b>	<b>203</b>

Avots: Apkopotā informācija no interneta sludinājumiem [www.nams24.lv](http://www.nams24.lv).

\* Tikai divistabu dzīvokļi.

\*\* Jauno mājokļu iegādei visās valūtās izsniegto kredītu vidējā procentu likme 2005. gadā.

\*\*\* Pēc vienmērīgā maksājumu grafika.

\*\*\*\* Atskaitot izdevumus apdrošināšanai un kredītu procentiem.

### 3. pielikums

**Jautājumi no SIA Market Lab 2006. gada maijā veiktās iedzīvotāju aptaujas  
„Nauda un banku sistēma Latvijā”  
Questions from the Market Lab survey „Money and banking system in Latvia”, May 2006**

<b>19. Sakiet, vai Jūs personīgi šobrīd esat paņēmis/-usi kredītu kādā bankā vai lizinga kompānijā?</b>	Jā	1	→21
	Nē	2	→20
	Nav atbildes, grūti pateikt	3	→27A

*Jautājumu 20. uzdot tiem respondentiem, kuri šobrīd NAV paņēmuši kredītu (19. jaut. kods 2) un pēc tam pārejiet pie 27A jautājuma.*

<b>20. Kādēļ Jūs neesat paņēmis/-usi kredītu?</b> <i>Nesakiet priekšā. Tikai viena atbilde.</i>	Nav vajadzības	1
	Nevēlos būt parādā	2
	Neuzticos bankām/ lizinga kompānijām	3
	Nevaru atļauties (nav pietiekamu ienākumu)	4
	Cits iemesls	5
	(pierakstiet).....	
	Nav atbildes, grūti pateikt	6

*Jautājumus 21. līdz 26. uzdot tiem respondentiem, kuri šobrīd IR paņēmuši kredītu (19. jaut. kods 1).  
Pārējiem → pārejiet pie 27A. jautājuma.*

<b>21. Un kādam mērķim Jūs paņēmt kredītu? Vai tas bija... (nosauciet atbilžu variantus)?</b> <i>Tikai viena atbilde</i>	1)	... <b>hipotekārais kredīts</b> (mājokļa iegādei, remontam vai celtniecībai)	Jā 1
	2)	... <b>kredīts citiem mērķiem</b> (patēriņa preču vai automašīnas iegādei, izglītībai, biznesam vai citiem mērķiem)	2
	3)	... <b>vai arī tie bija abi kredīta veidi</b> (gan hipotekārais kredīts, gan kredīts citiem mērķiem)	3

**22. Cik ilgu laiku Jums vēl ir jāveic maksājumi par paņemto kredītu (ja respondentam ir vairāki kredīti, jāizvēlas tas kredīts, kuram atlikušais maksājumu termiņš ir visgarākais)?** *Tikai viena atbilde*

<b>Vienu gadu vai mazāk</b>	1
<b>1-5 gadus</b>	2
<b>5-10 gadus</b>	3
<b>10-15 gadus</b>	4
<b>15-20 gadus</b>	5
<b>Ilgāk par 20 gadiem</b>	6

<b>23. Kādu daļu (procentos) no Jūsu ģimenes ienākumiem Jūs katru mēnesi maksājat pēc kredītu saistībām bankai/ līzings kompānijai/ citam kredītoram?</b>	Līdz 10%	1
	11-30%	2
	31-50%	3
	51-80%	4
	Vairāk nekā 80%	5
	Nav atbildes, grūti pateikt	6

*Ja ģimenē ir vairāki kredīti, jautājiet par kopējo maksājumu summu par visiem kredītiem.  
Tikai viena atbilde.*

<b>24. Sakiet, vai Jūsu kredītam ir fiksētā (bankas noteiktā) likme vai mainīgā likme (likme balstās uz RIGIBOR, LIBOR vai EURIBOR izmaiņām)?</b>	Fiksētā likme	1	→26
	Mainīgā likme	2	→25
	Nezina, grūti pateikt	3	→26

*Ja ir vairāki kredīti, jautāt par patreiz lielāko neatmaksāto kredītu.*

*Jautājumu 25. uzdot tiem respondentiem, kuriem ir MAINĪGĀ LIKME (24. jaut. kods 2).*

<b>25. Kā Jūs vērtējat savas kredīta atmaksāšanas spējas, ja procentu likmes pieauguma rezultātā Jūsu ikmēneša maksājumi par kredītu pieaugtu par 20-25%?</b>	Man ir pietiekami augsti ienākumi un šādas izmaiņas manu maksātspēju neietekmēs	1
	Es joprojām būšu spējīgs atmaksāt kredītu laicīgi, tomēr man būs būtiski jāierobežo citi izdevumi	2
	Man būs jālūdz bankai izmainīt kredīta atmaksas grafiku, pagarinot atmaksas termiņu un samazinot ikmēneša maksājumus	3
	Es vairs nevarēšu veikt ikmēneša maksājumus	4
	Cita atbilde (precizējiet).....	5
	Grūti pateikt	6

*Tikai viena atbilde.*

<b>27A. Vai tuvākā gada laikā Jūs plānojat kādā bankā vai līzings kompānijā ņemt ...?</b>	... Hipotekāro kredītu	1,	
	... kredītu citiem mērķiem	2,	
	... vai neplānojat ņemt kredītu	3	→ 28
	Nezinu, grūti pateikt	4	→ 28

*Nosauciet atbilžu variantus un atzīmējiet atbilstošu/-as atbildi/-es*

*Jautāt, ja plāno ņemt HIPOTEKĀRO KREDĪTU (27A.jaut. = 1)*

<b>27.b) Lūdzu, precizējiet, vai Jūs plānojat ņemt hipotekāro kredītu ...?</b>	Jā	Nē	GP
<b>1) ... mājokļa iegādei</b>	1	2	3
<b>2) ... mājokļa remontam</b>	1	2	3
<b>3) ... mājokļa celtniecībai</b>	1	2	3

*Nosauciet atbilžu variantus un atzīmējiet atbildi par katru.*

*Jautāt, ja plāno ņemt HIPOTEKĀRO KREDĪTU (27A.jaut. = 1)*

**27.c) Cik lielu naudas summu Jūs būtu gatavi tērēt hipotekārā kredīta atmaksāšanai katru mēnesi?**

Mazāk par 50 Ls	1
51 - 100 Ls	2
101 - 150 Ls	3
151 - 200 Ls	4
201 - 250 Ls	5
251 - 300 Ls	6
Vairāk par 300 Ls	7
Nezinu, grūti pateikt	8

Jautāt, ja plāno ņemt KREDĪTU CITIEM MĒRĶIEM (27A.jaut. = 2)

27.d) Lūdzu, precizējiet, vai Jūs plānojat ņemt kredītu tādiem mērķiem kā ... (nosauciet atbilžu variantus un atzīmējiet atbildi par katru)?	Jā	Nē	GP
1) ..... automašīnas iegādei	1	2	3
2) ..... izglītībai	1	2	3
3) ..... patēriņa preču iegādei	1	2	3
4) ..... biznesam	1	2	3
5) ..... citam mērķim (precizējiet)	1	2	3

### NOBEIGUMĀ MAZLIET PAR JUMS UN JŪSU ĢIMENI . . .

D01. Kāds ir Jūsu vecums? 1 \_\_\_|\_\_\_1 gadu  
(pilnu gadu)

D02. Kāda ir Jūsu tautība?

Latvietis	1
Krievs	2
Cita _____	3

D03. Kāda ir Jūsu izglītība:

Pamatizglītība vai nepabeigta vidējā	1
Vidējā	2
Vidējā speciālā	3
Augstākā	4

D04. Kādi pagājušajā mēnesī bija Jūsu ģimenes IENĀKUMI pēc nodokļu atvilkšanas uz vienu cilvēku ģimenē, ņemot vērā visus ienākumus – algas, stipendijas, pabalstus, pensijas, utt.?

Līdz Ls 50	01	Ls 201 – 250	05	<i>Grūti pateikt</i>	09
Ls 51 – 100	02	Ls 251 – 300	06	<i>Nav atbildes</i>	10
Ls 101 – 150	03	Ls 301 – 400	07		
Ls 151 – 200	04	Ls 401 un vairāk	08		

D05. Vai Jūs esat Latvijas Republikas pilsonis?

Jā	1
Nē	2

D06. Kādā valodā Jūs runājat ģimenē?  
*Iespējamās vairākas atbildes.*

Latviešu	1,
Krievu	2,
Cita	3,

D07. Cik cilvēku (ieskaitot Jūs) Jūsu ģimenē dzīvo kopā ar Jums, ar kuriem Jums ir kopīga ikdienas saimniecība?

	Kopā ģimenē	_ _
-----		
No tiem:	bērni vecumā līdz 6 gadiem	_ _
	bērni un jaunieši vecumā no 7 līdz 18 gadiem	_ _
	pieaugušie	_ _

Ja respondents dzīvo viens pats, → pārejiet pie D09. jautājuma.

<b>D08. Ar ko kopā Jūs dzīvojat Jūsu ģimenē? Atzīmējiet visus atbilstošos</b>	Vīrs / sieva (t.sk. civillaulībā)	1,
	Vecāki	2,
	Bērni	3,
	Brāļi, māsas, citi radnieki	4,
	Citi (nav radnieki)	5,

**D09. Kāda pašreiz ir Jūsu galvenā nodarbošanās jeb statuss?**

Atzīmējiet tikai vienu atbildi.

Uzmanību! Ja respondents ir strādājošs pensionārs (jeb invalīds), noskaidrojiet, vai alga ir lielāka par pensiju.

Ja alga lielāka par pensiju – atzīmējiet atbilstošo strādājošo kategoriju.

Ja alga mazāka par pensiju – atzīmējiet “Pensionārs”.

Nestrādājošie:

Bezdarbnieks	01
Mājsaimniece	02
Pensionārs (t.sk. invalīds)	03
Students (klātienē), skolnieks	04

Strādājošie:

Pašnodarbināts (uzņēmējs, amatnieks, privātpakse, radošā darbība u.tml.)	05
Zemnieks (strādā savā saimniecībā)	06
Augstākā vai vidējā līmeņa vadītājs, vadošais speciālists	07
Ierindas darbinieks – strādā fizisku darbu	08
Ierindas darbinieks – ierēdnis, kalpotājs	09
Cits (ierakstiet).....	10

**D10. Es Jums nosaukšu vairākus mājokļa un dzīves vietas raksturojumus. Pasakiet, lūdzu, par katru no tiem, vai tas Jūs ļoti apmierina, drīzāk apmierina, drīzāk neapmierina vai ļoti neapmierina?**

Nosauciet pēc kārtas un atzīmējiet tikai vienu atbildi katrā rindiņā.

	Ļoti apmierināts	Drīzāk apmierināts	Drīzāk neapmierināts	Ļoti neapmierināts	Grūti pateikt
1) Mājokļa platība	1	2	3	4	5
2) Mājas tehniskais stāvoklis	1	2	3	4	5
3) Kaimiņi, apkārtnes sociālā vide	1	2	3	4	5
4) Apkārtnes infrastruktūra (veikali, skolas, bērnu dārzi, zaļā zonā u.tml.)	1	2	3	4	5

**D11. Kāda ir Jūsu mājokļa kopējā platība kvadrātmetros?**

līdz 30 m2	01
31-40 m2	02
41-50 m2	03
51-60 m2	04
61-70 m2	05
71-80 m2	06
81-90 m2	07
91-100 m2	08
virs 100 m2	09
Nezinu, grūti pateikt	10





## 4. pielikums

### 4.1. tabula

#### Logit modeļa rezultāti

Results of logit model

Atkarīgais mainīgais: KREDITS

Metode: ML – binārais *logit* (Ņūtona–Rafsona modelis)

Novērojumu skaits: 819

Konverģence sasniegta pēc astoņām Iterācijām

Būtiskas GLM standartklūdas un kovariācijas matrica

Aprēķinātais variācijas faktors = 0.04334215463

Kovariācijas matrica aprēķināta, izmantojot otros atvasinājumus (*second derivatives*)

Mainīgais	Koeficients	Standartklūda	z-statistika	p-vērtība
KVM SKAITS	-0.042315	0.004142	-10.21687	0.0000
VECUMS	-0.040418	0.003367	-12.00497	0.0000
NODARBOŠANĀS	1.939229	0.154578	12.54527	0.0000
C	-2.759777	0.201552	-13.69266	0.0000
ALGA	0.004526	0.000455	9.947828	0.0000
Regresijas standartklūda	0.208188	Akaike informācijas kritērijs		0.355814
SSR	35.28051	Švarca kritērijs		0.384557
Log varbūtība	-140.7057	Hanana–Kvinna kritērijs		0.366843
Ierobežota log varbūtība	-156.7927	Vidējā log varbūtība		-0.171802
Varbūtības proporcijas (LR) statistika (4 df)	32.17396	Makfadena $R^2$		0.102600
Varbūtība (LR stat)	1.76E-06			
Novērojumi, kuros atkarīgais mainīgais ir 0	780	Kopā		819
Novērojumi, kuros atkarīgais mainīgais ir 1	39			

Piezīme: Labākais modelis izvēlēts pēc *Akaike* informācijas kritērija. Vienādojumam gan ir visai mazs izskaidrošanas spēks (*explanatory power*) un tāpēc arī vāja prognozēšanas spēja (Makfadena  $R^2$  ir 0.10).

**Heteroskedasticitātes testi***Heteroscedasticity tests*

Z	LM-tests	p-vērtība
ALGA, KVM SKAITS, VECUMS, NODARBOŠANĀS	6.01	0.23
ALGA, VECUMS	4.77*	0.09*
KVM SKAITS	1.24	0.26
ALGA	2.17	0.14
VECUMS	3.02*	0.08*

\* Šajos gadījumos homoskedasticitāte netiek noraidīta pie standarta 1% un 5% nozīmības sliekšņa, taču tiek noraidīta pie 10%.

Heteroskedasticitātes tests: izmantots R. Dāvidsona un Dž. Makinona (1993) 15.4. nodaļā ierosinātais tests, kas balstās uz mākslīgās regresijas (*artificial regression*) izveidi.

$$\frac{y_i - \hat{p}_i}{\hat{p}_i \sqrt{\hat{p}_i(1 - \hat{p}_i)}} = \frac{f(-X' \beta)}{\hat{p}_i \sqrt{\hat{p}_i(1 - \hat{p}_i)}} X' b_1 + \frac{f(-X' \beta)(-X' \beta)}{\hat{p}_i \sqrt{\hat{p}_i(1 - \hat{p}_i)}} Z' b_2 + v_i,$$

kur šajā gadījumā  $y_i$  – atkarīgais mainīgais (attieksme pret hipotēku kredīta ņemšanu tuvākā gada laikā),  $\hat{p}_i$  – modeļa prognozētais atkarīgais mainīgais,  $f(\cdot)$  – normālais sadalījums,  $Z$  – mainīgie, kuriem testē heteroskedasticitāti.

Šīs regresijas izskaidrotās kvadrātisko noviržu summas (*explained sum of squares*) asimptotiskais sadalījums ir *hī-kvadrāts* ar tik brīvības pakāpēm (*degrees of freedom*), cik mainīgo iekļauts  $Z$ .

Jāatzīmē, ka koeficientu vērtībām *logit* modeļos nav standartinterpretācijas "par cik pieaug atkarīgais mainīgais, ja neatkarīgais mainīgais pieaug par vienu vienību" (robežefekti), tāpēc var runāt tikai par to, ka pastāv sakarība

un ar kādu zīmi tā ir. Taču, zinot, ka bināra modeļa robežefekta definīcija ir  $E\left(\frac{\partial y|x, \beta}{\partial x_i}\right) = f(-x' \beta) \beta_i$ , kur

$$f(x) = \frac{dF(x)}{dx}, \text{ iegūst attiecību } E\left(\frac{\partial y|x, \beta}{\partial x_i}\right) / E\left(\frac{\partial y|x, \beta}{\partial x_j}\right) = \beta_i / \beta_j, \text{ t.i., izmantojot koeficientus, var noteikt}$$

robežefektu attiecību.

## 5. pielikums

### Vektora autoregresijas modeļa rezultāti *Results of vector autoregression model*

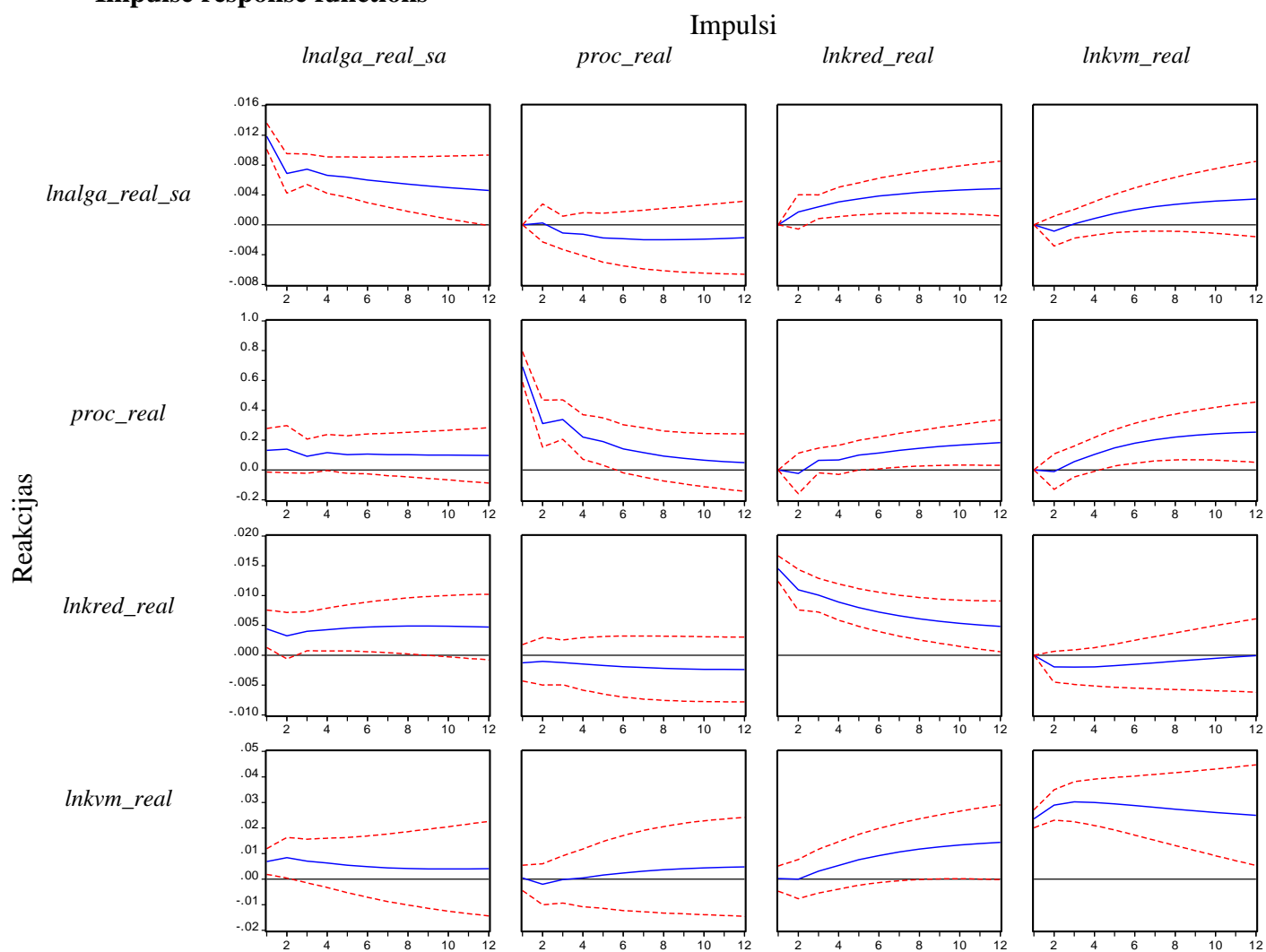
#### 5.1. tabula

#### Kļūdu korelācijas LM tests

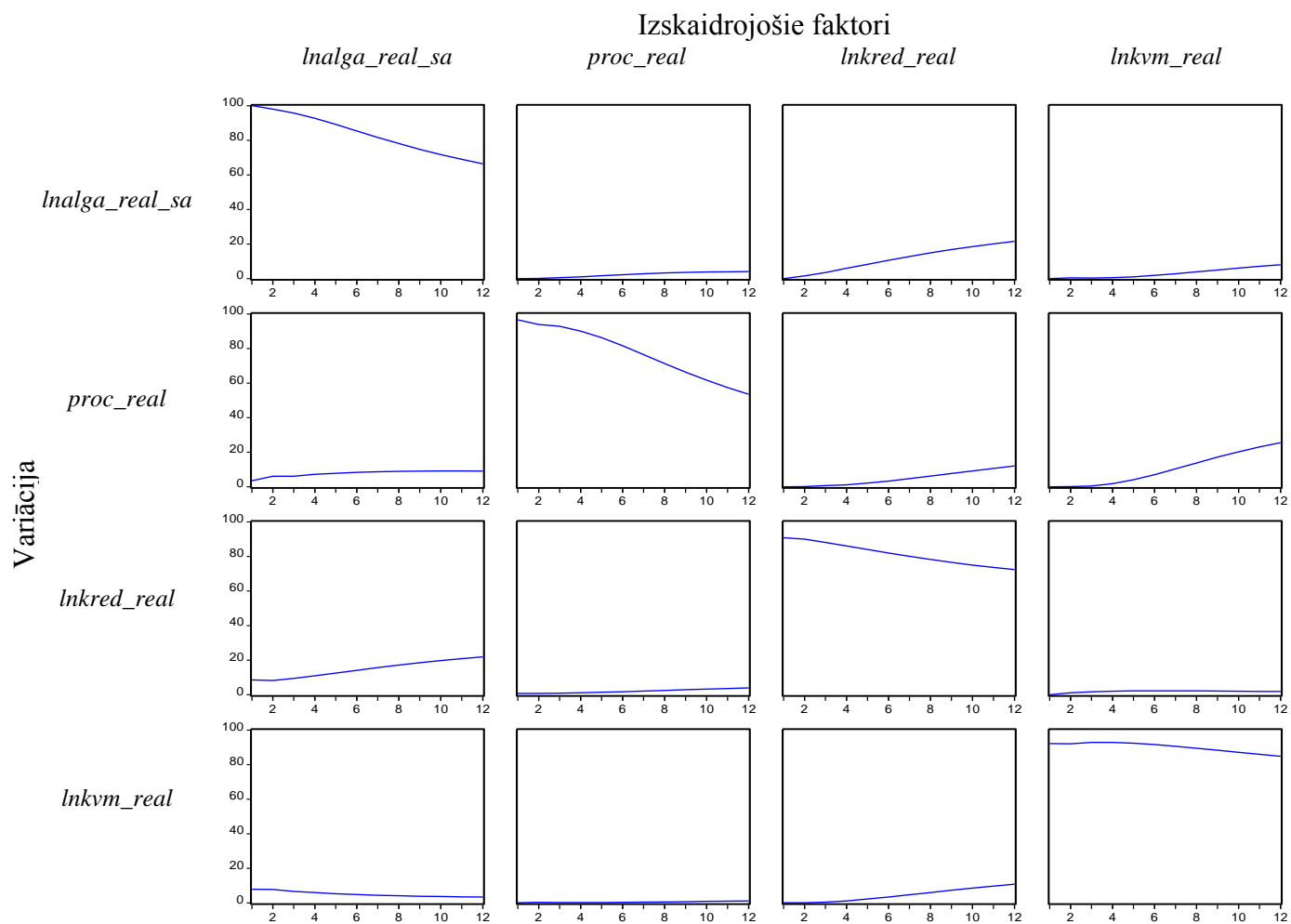
*Lagrange multiplier test for correlation of errors*

Lagu skaits	LM statistika	Varbūtība
1	18.77579	0.2805
2	14.85800	0.5351
3	9.853579	0.8742
4	16.36384	0.4279
5	15.05151	0.5209
6	22.77868	0.1198
7	15.59486	0.4816
8	11.49329	0.7781
9	24.23952	0.0844
10	10.96478	0.8117
11	8.751249	0.9233
12	11.25462	0.7935

**Impulsa reakciju funkcijas**  
**Impulse response functions**



**Variācijas dekompozīcija**  
*Variance decomposition*



**VAR kļūdu heteroskedasticitātes tests bez šķērslocekļiem (tikai līmeņi un kvadrāti)**  
*Heteroscedasticity test for VAR errors (no cross terms)*

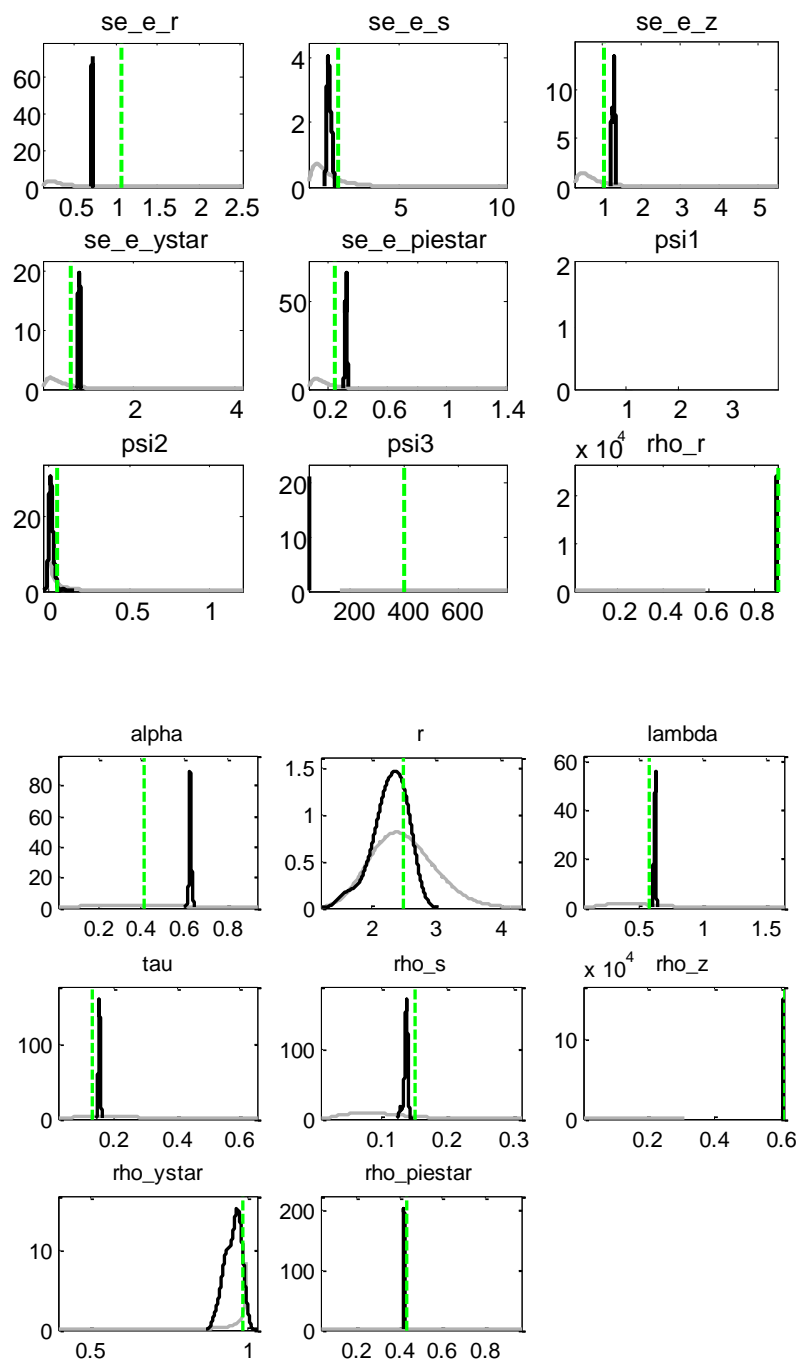
Atkarīgais	R <sup>2</sup>	F(21,69)	Varbūtība	H <sub>i</sub> (Chi) kvadrāts	Varbūtība
res1*res1	0.182840	0.735182	0.7823	16.63848	0.7328
res2*res2	0.208290	0.864435	0.6340	18.95441	0.5881
res3*res3	0.259295	1.150216	0.3220	23.59587	0.3130
res4*res4	0.340462	1.696126	0.0528	30.98202	0.0740
res2*res1	0.194399	0.792874	0.7182	17.69032	0.6685
res3*res1	0.194755	0.794675	0.7162	17.72267	0.6665
res3*res2	0.257095	1.137080	0.3339	23.39568	0.3232
res4*res1	0.229519	0.978786	0.4990	20.88627	0.4659
res4*res2	0.138776	0.529454	0.9480	12.62863	0.9211
res4*res3	0.283225	1.298311	0.2074	25.77348	0.2152

**VAR kļūdu heteroskedasticitātes tests (ietver šķērslocekļus)**  
*Heteroscedasticity test for VAR errors (with cross terms)*

Atkarīgais	R <sup>2</sup>	F(21,69)	Varbūtība	H <sub>i</sub> (Chi) kvadrāts	Varbūtība
res1*res1	0.613042	1.008166	0.4985	55.78685	0.4450
res2*res2	0.707443	1.538817	0.0882	64.37734	0.1813
res3*res3	0.687690	1.401239	0.1449	62.57979	0.2252
res4*res4	0.636191	1.112806	0.3732	57.89338	0.3690
res2*res1	0.616998	1.025151	0.4769	56.14681	0.4317
res3*res1	0.494912	0.623542	0.9428	45.03697	0.8288
res3*res2	0.729680	1.717748	0.0453	66.40087	0.1395
res4*res1	0.551569	0.782727	0.7955	50.19281	0.6585
res4*res2	0.549575	0.776445	0.8029	50.01136	0.6652
res4*res3	0.697651	1.468371	0.1140	63.48627	0.2022

**Latvijas DSGE modeļa rezultāti**  
*DSGE model results for Latvia*

6.1. attēls

**Priorie un posteriorie sadalījumi***Priors and posteriors*

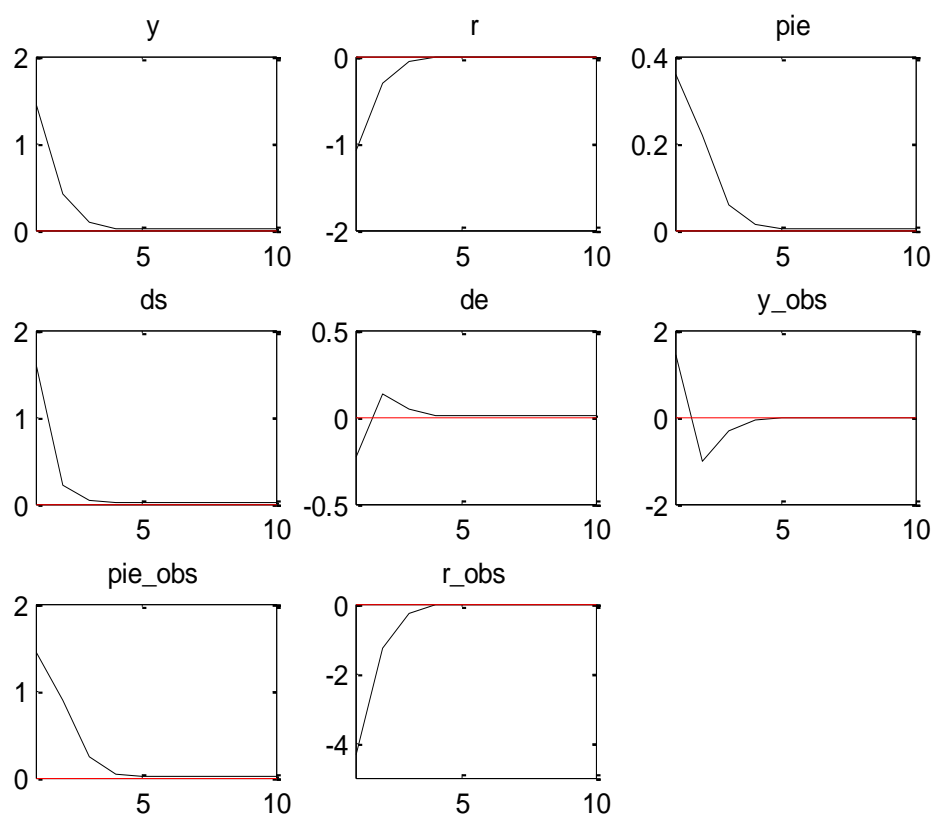
Piezīme: se\_e\_r, se\_e\_s, se\_e\_z, se\_e\_ystar un se\_e\_piestar ir attiecīgi šoku  $\varepsilon_t^R$ ,  $\varepsilon_t^S$ ,  $\varepsilon_t^Z$ ,  $\varepsilon_t^{y^*}$  un  $\varepsilon_t^{\pi^*}$  standartnovirzes. psi1, psi2, psi3, rho\_r, rho\_s, rho\_z, rho\_ystar, rho\_piestar, alpha, lambda un tau apzīmē attiecīgi  $\psi_1$ ,  $\psi_2$ ,  $\psi_3$ ,  $\rho_r$ ,  $\rho_s$ ,  $\rho_z$ ,  $\rho_{y^*}$ ,  $\rho_{\pi^*}$ ,  $\alpha$ ,  $\lambda$  un  $\tau$ . r ir nostabilizējošās stāvokļa iekšzemes reālā procentu likme.



**Impulsu reakcijas uz eksogēniem šokiem (60 000 iterācijas)**  
*Impulse responses to exogenous shocks (60 000 iterations)*

**6.2.1. Reakcija uz tirdzniecības nosacījumu šoku  $\varepsilon^s$**

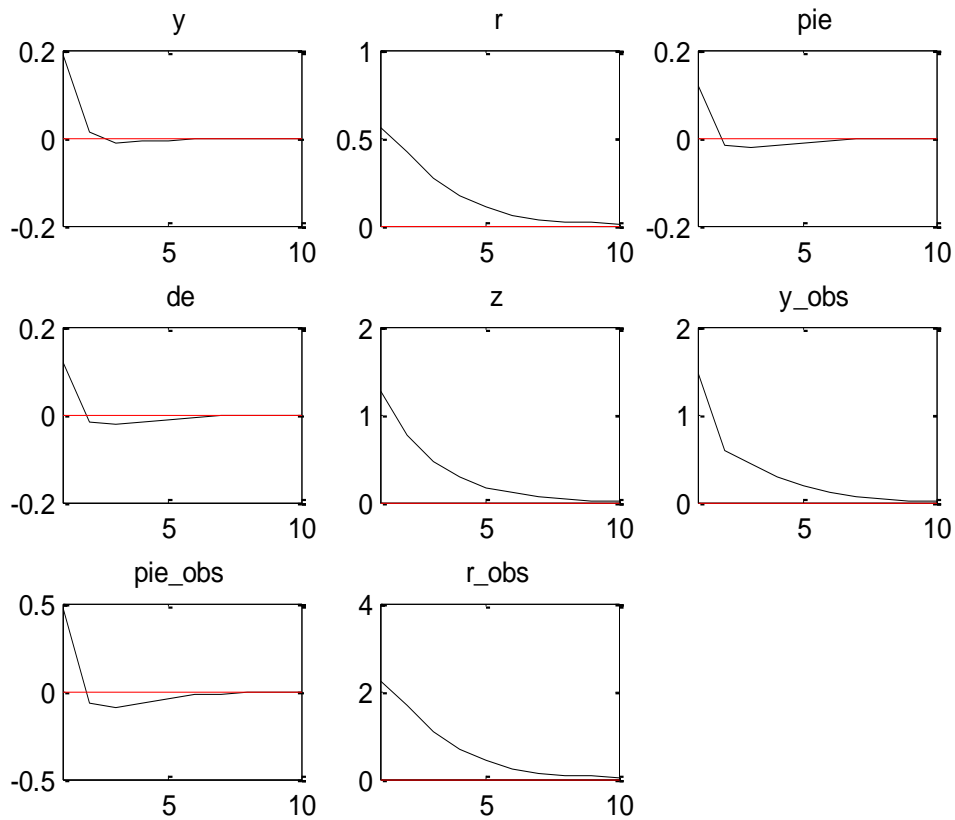
*Response to terms of trade shock  $\varepsilon^s$*



Piezīme:  $y$ ,  $r$  un  $pie$  ir attiecīgi izlaides, procentu likmes un inflācijas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa (attiecīgi  $\tilde{y}_t$ ,  $r_t$  un  $\pi_t$  modeļa vienādojumos). Nostabilizētais stāvoklis ir vidējā vērtība aplūkotajā periodā.  $de$  ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos valūtas kursa piesaistes periodos ( $\Delta e_t$ ).  $ds$  ir tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas ( $\Delta s_t$ ).  $r$ ,  $pie$ ,  $de$  un  $ds$  ir ceturkšņa dati.  $pie\_obs$  un  $r\_obs$  ir attiecīgi  $pie$  un  $r$  gada izteiksē.  $y\_obs = y_t - y_{t-1} + z_t$ , kur  $z_t$  apraksta produktivitātes izmaiņas.

## 6.2.2. Reakcija uz produktivitātes šoku $\varepsilon^z$

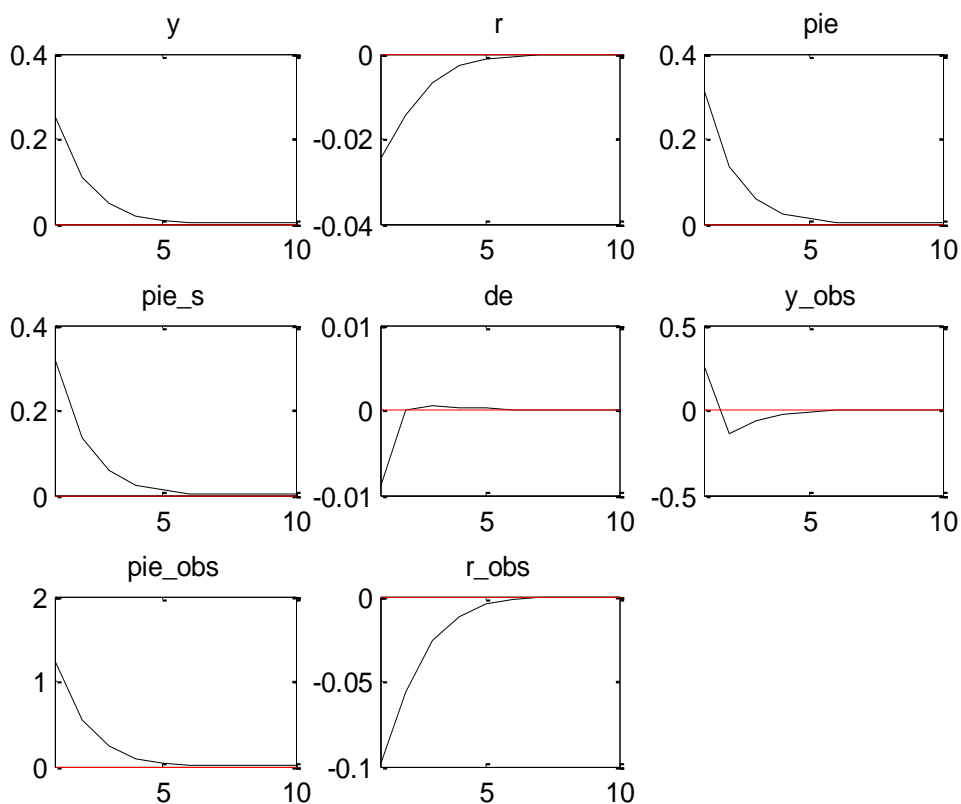
Response to productivity shock  $\varepsilon^z$



Piezīme:  $y$ ,  $r$  un  $pie$  ir attiecīgi izlaides, iekšzemes procentu likmes un iekšzemes inflācijas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa (attiecīgi  $\tilde{y}_t$ ,  $r_t$  un  $\pi_t$  modeļa vienādojumos). Nostabilizējies stāvoklis ir vidējā vērtība aplūkotajā periodā.  $de$  ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos valūtas kursa piesaistes periodos ( $\Delta e_t$ ).  $z$  ir tehnoloģijas pieauguma temps ( $z_t$ ).  $r$  un  $pie$  ir ceturkšņa dati, savukārt  $pie\_obs$  un  $r\_obs$  ir attiecīgi  $pie$  un  $r$  gada izteiksmē.  $y\_obs = y_t - y_{t-1} + z_t$ , kur  $z_t$  apraksta produktivitātes izmaiņas.

### 6.2.3. Reakcija uz ārvalstu inflācijas šoku $\varepsilon^{\pi^*}$

Response to foreign inflation shock  $\varepsilon^{\pi^*}$

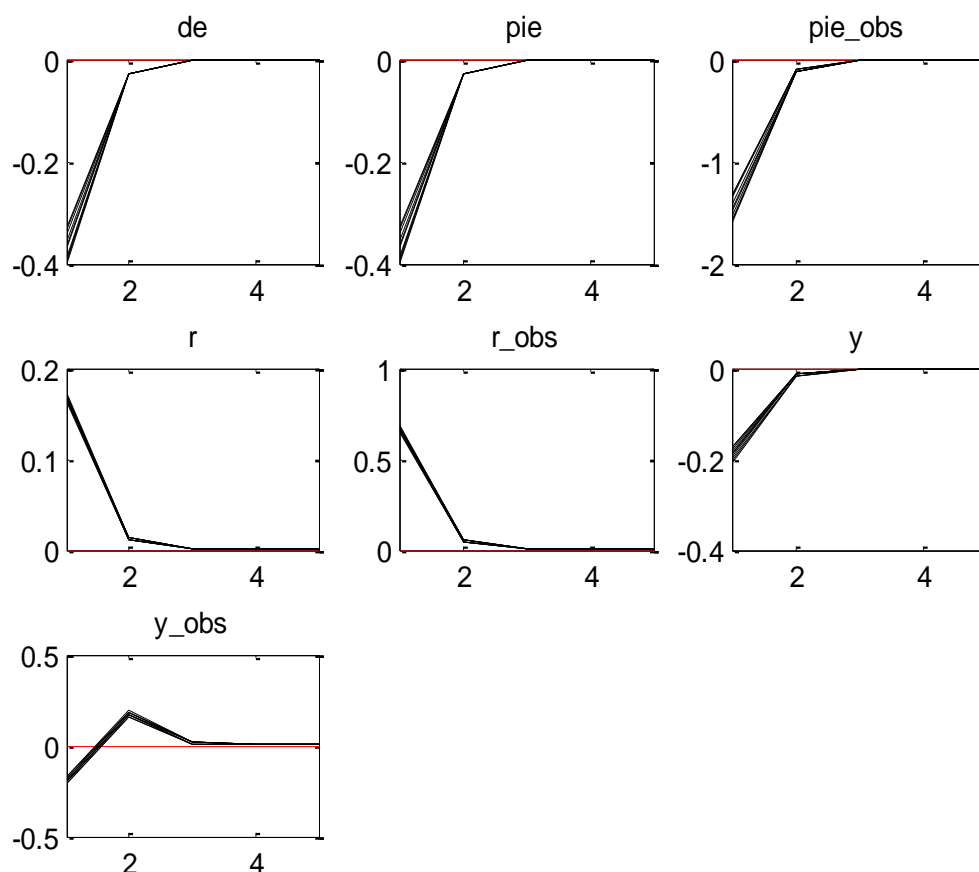


Piezīme:  $y$ ,  $r$ ,  $\pi$  un  $\pi_s$  ir attiecīgi izlaides, iekšzemes procentu likmes, iekšzemes inflācijas un ārvalstu inflācijas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa (attiecīgi  $\tilde{y}_t$ ,  $r_t$ ,  $\pi_t$  un  $\pi_t^*$  modeļa vienādojumos). Nostabilizētais stāvoklis ir vidējā vērtība aplūkotajā periodā.  $de$  ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos valūtas kursa piesaistes periodos ( $\Delta e_t$ ).  $r$  un  $\pi$  ir ceturkšņa dati, savukārt  $\pi_{obs}$  un  $r_{obs}$  ir attiecīgi  $\pi$  un  $r$  gada izteiksmē.  $y_{obs} = y_t - y_{t-1} + z_t$ , kur  $z_t$  apraksta produktivitātes izmaiņas.

**Ar Baiesa pieeju novērtētās impulsu reakcijas uz eksogēniem šokiem (1000 000 iterācijas)**  
*Bayesian impulse responses to exogenous shocks (1000 000 iterations)*

**6.3.1. Reakcija uz iekšzemes monetāro šoku  $\varepsilon^r$**

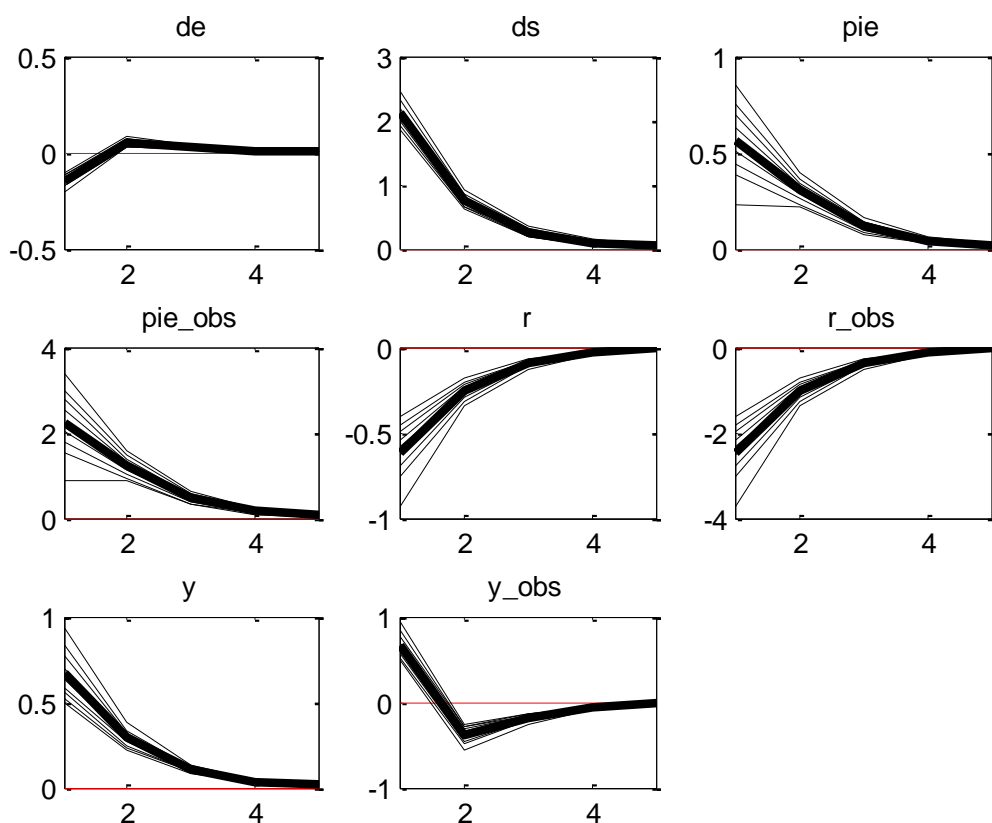
*Response to domestic monetary shock  $\varepsilon^r$*



Piezīme: de ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos valūtas kursa piesaistes periodos ( $\Delta e_t$ ). y, r un pie ir attiecīgi izlaides, procentu likmes un inflācijas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa (attiecīgi  $\tilde{y}_t$ ,  $r_t$  un  $\pi_t$  modeļa vienādojumos). Nostabilizējies stāvoklis ir vidējā vērtība aplūkotajā periodā. r un pie ir ceturkšņa dati, savukārt pie\_obs un r\_obs ir attiecīgi pie un r gada izteiksmē.  $y\_obs = y_t - y_{t-1} + z_t$ , kur  $z_t$  apraksta produktivitātes izmaiņas.

### 6.3.2. Reakcija uz tirdzniecības nosacījumu šoku $\varepsilon^s$

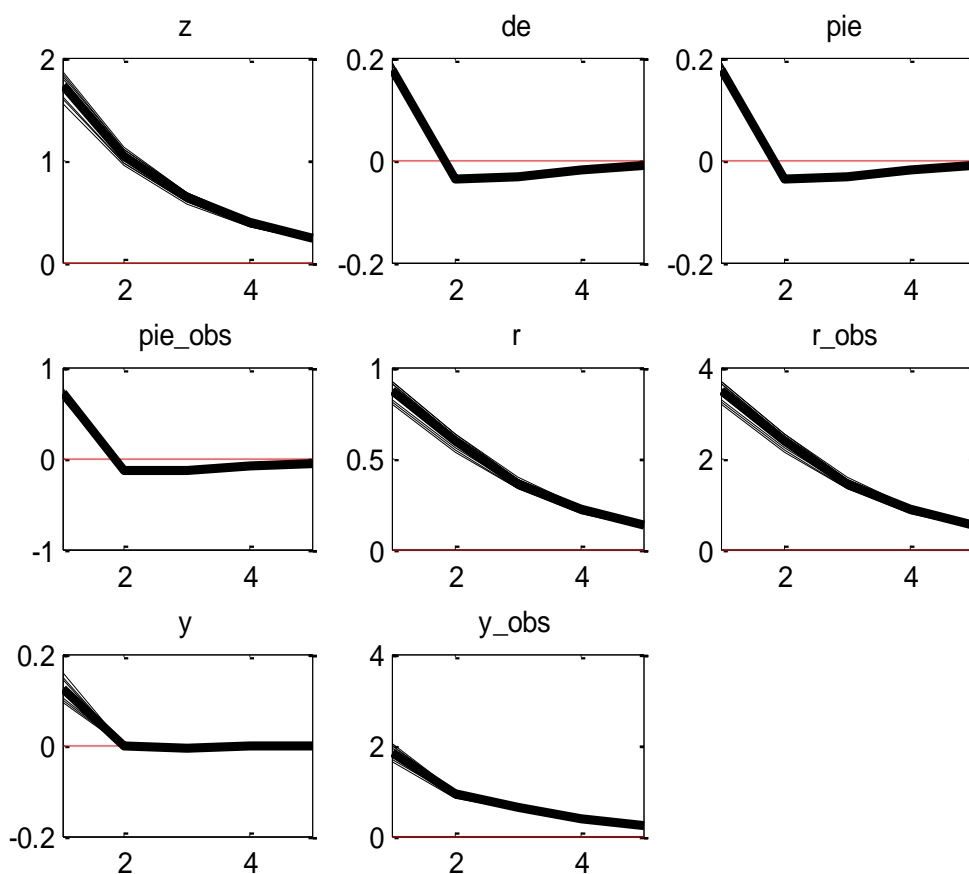
Response to terms of trade shock  $\varepsilon^s$



Piezīme: *de* ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos valūtas kursa piesaistes periodos ( $\Delta e_t$ ). *ds* ir tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas ( $\Delta s_t$ ). *y*, *r* un *pie* ir attiecīgi izlaides, procentu likmes un inflācijas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa (attiecīgi  $\tilde{y}_t$ ,  $r_t$  un  $\pi_t$  modeļa vienādojumos). Nostabilizējies stāvoklis ir vidējā vērtība aplūkotajā periodā. *r* un *pie* ir ceturkšņa dati, savukārt *pie\_obs* un *r\_obs* ir attiecīgi *pie* un *r* gada izteiksmē.  $y_{obs} = y_t - y_{t-1} + z_t$ , kur  $z_t$  apraksta produktivitātes izmaiņas.

### 6.3.3. Reakcija uz produktivitātes šoku $\varepsilon^z$

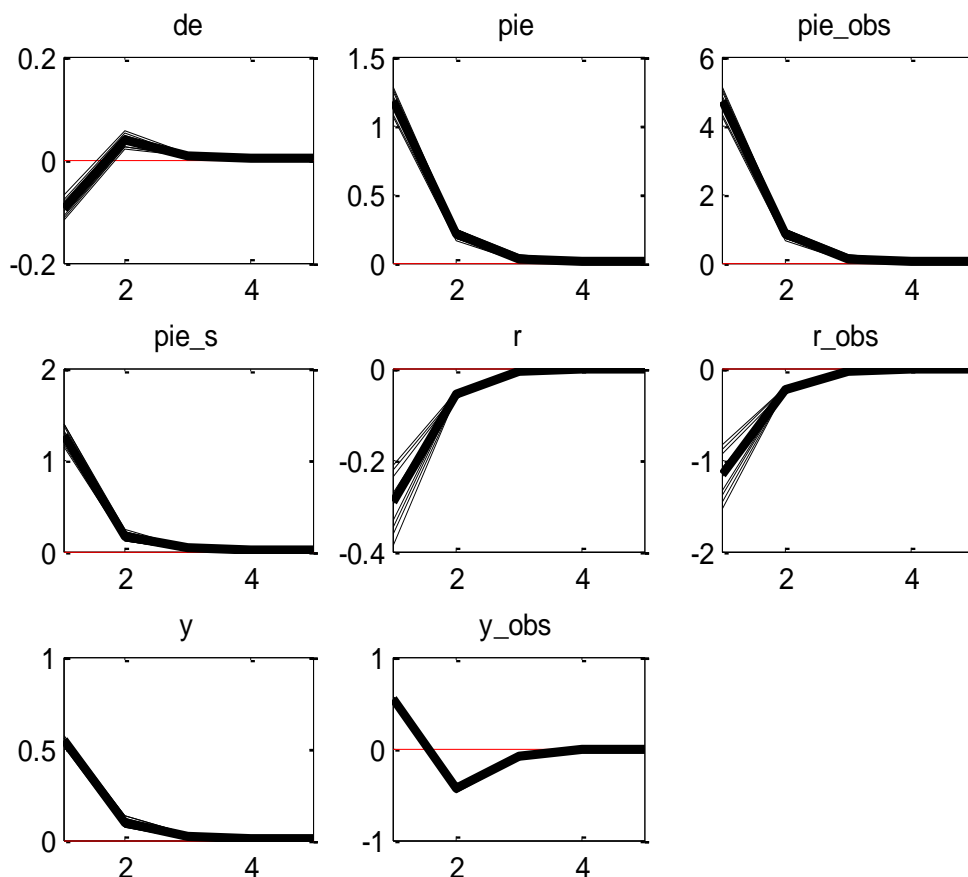
Response to productivity shock  $\varepsilon^z$



Piezīme:  $z$  ir tehnoloģijas pieauguma temps ( $z_t$ ).  $de$  ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos valūtas kursa piesaistes periodos ( $\Delta e_t$ ).  $y$ ,  $r$  un  $pie$  ir attiecīgi izlaides, iekšzemes procentu likmes un iekšzemes inflācijas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa (attiecīgi  $\tilde{y}_t$ ,  $r_t$  un  $\pi_t$  modeļa vienādojumos). Nostabilizējies stāvoklis ir vidējā vērtība aplūkotajā periodā.  $r$  un  $pie$  ir ceturkšņa dati, savukārt  $pie\_obs$  un  $r\_obs$  ir attiecīgi  $pie$  un  $r$  gada izteiksmē.  $y\_obs = y_t - y_{t-1} + z_t$ , kur  $z_t$  apraksta produktivitātes izmaiņas.

### 6.3.4. Reakcija uz ārvalstu inflācijas šoku $\varepsilon^{\pi^*}$

Response to foreign inflation shock  $\varepsilon^{\pi^*}$

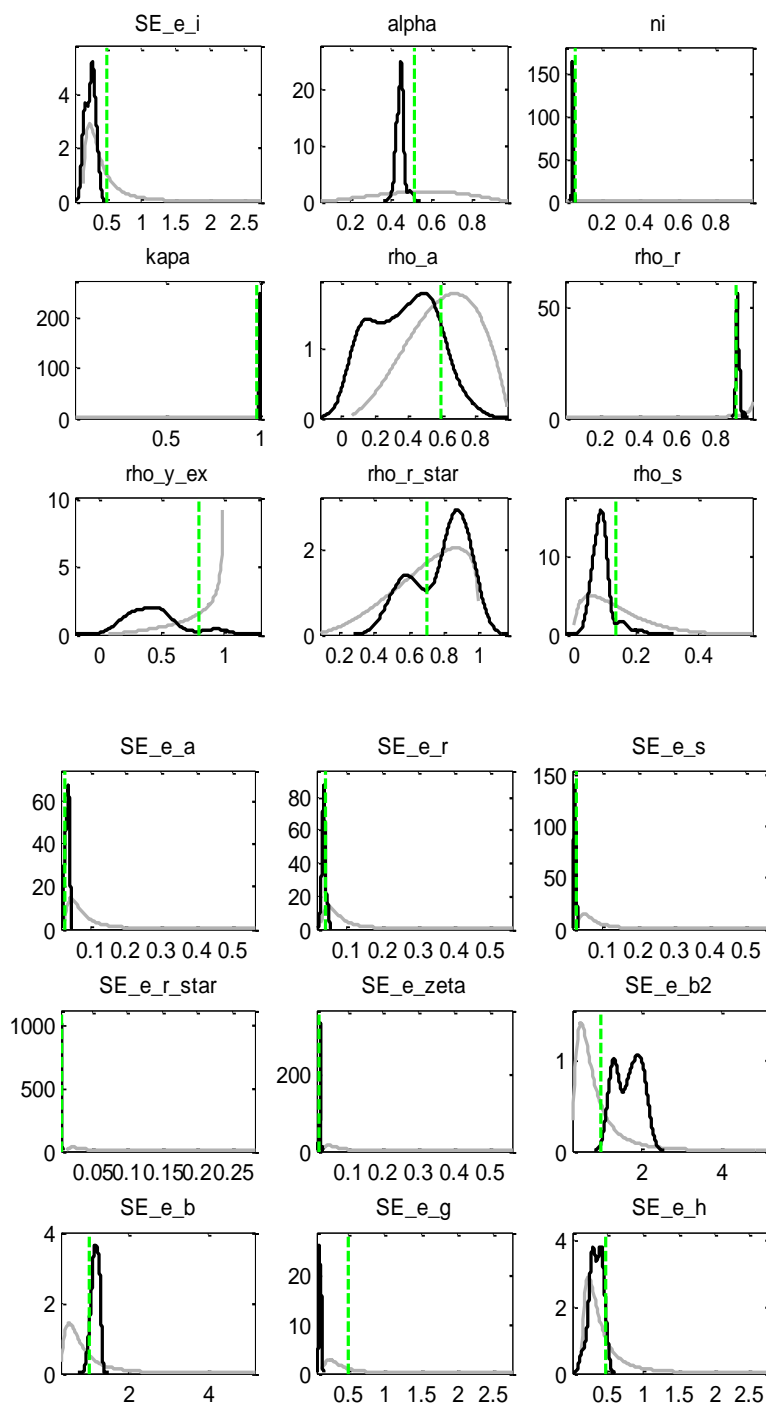


Piezīme: de ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos valūtas kursa piesaistes periodos ( $\Delta e_t$ ). y, r, pie un pie\_s ir attiecīgi izlaides, iekšzemes procentu likmes, iekšzemes inflācijas un ārvalstu inflācijas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa (attiecīgi  $\tilde{y}_t$ ,  $r_t$ ,  $\pi_t$  un  $\pi_t^*$  modeļa vienādojumos). Nostabilizējies stāvoklis ir vidējā vērtība aplūkotajā periodā. r un pie ir ceturkšņa dati, savukārt pie\_obs un r\_obs ir attiecīgi pie un r gada izteiksmē.  $y\_obs = y_t - y_{t-1} + z_t$ , kur  $z_t$  apraksta produktivitātes izmaiņas.

**Latvijas DSGE modeļa rezultāti**  
*DSGE model results for Latvia*

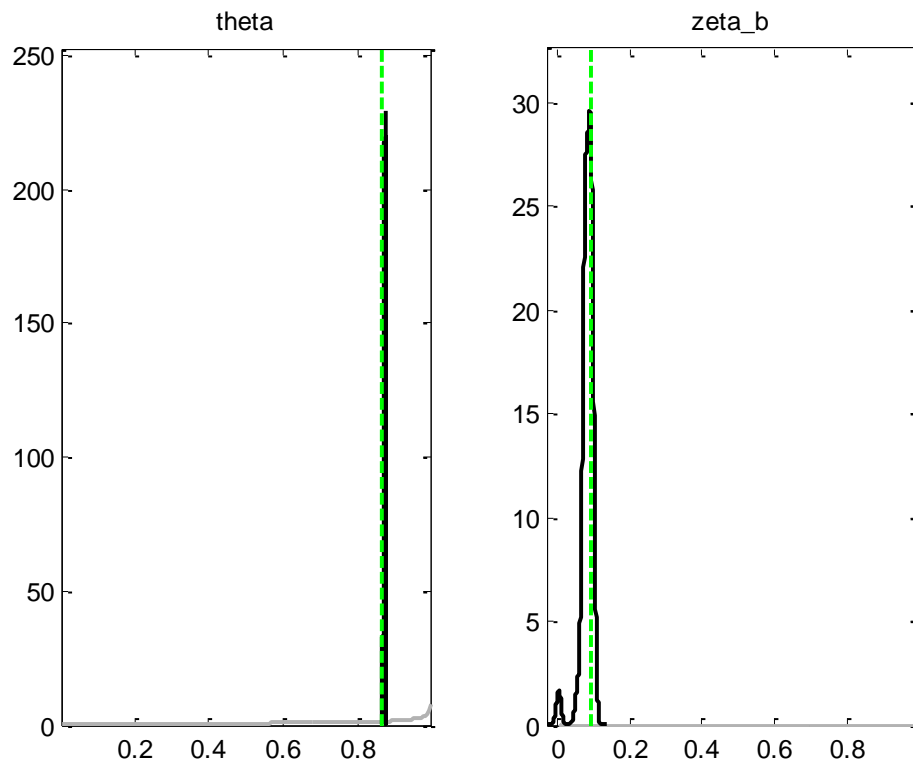
7.1. attēls

**Priorie un posteriorie sadalījumi**  
*Priors and posteriors*



Piezīmes:  $se\_e\_i$ ,  $se\_e\_a$ ,  $se\_e\_r$ ,  $se\_e\_s$ ,  $se\_e\_r\_star$ ,  $se\_e\_zeta$ ,  $se\_e\_b2$ ,  $se\_e\_b$ ,  $se\_e\_g$ , un  $se\_e\_h$  ir attiecīgi šoku  $\varepsilon_t^i$ ,  $\varepsilon_t^a$ ,  $\varepsilon_t^R$ ,  $\varepsilon_t^s$ ,  $\varepsilon_t^{r^*}$ ,  $\varepsilon_t^z$ ,  $\varepsilon_t^{b^*}$ ,  $\varepsilon_t^b$ ,  $\varepsilon_t^g$  un  $\varepsilon_t^h$  standartklūdas. Alpha, ni, kapa, rho\_a, rho\_r, rho\_y\_ex, rho\_r\_star un rho\_s apzīmē attiecīgi  $\alpha$ ,  $\nu$ ,  $\kappa$ ,  $\rho_a$ ,  $\rho_R$ ,  $\rho_{y^{EX}}$ ,  $\rho_{r^*}$  un  $\rho_s$ .





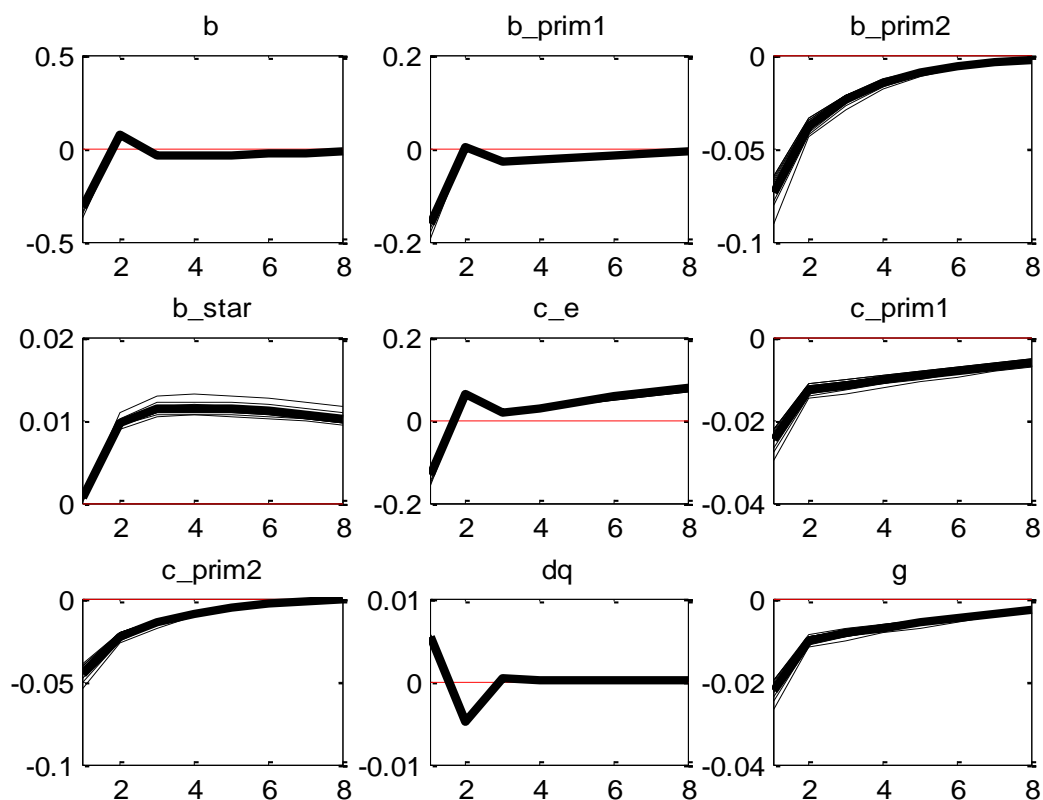
Piezīmes: theta un zeta\_b apzīmē attiecīgi  $\theta$  and  $\zeta_b$ .

**Ar Baiesa pieeju novērtētās impulsu reakcijas uz eksogēniem šokiem (1000 000 iterācijas)**  
*Bayesian impulse responses to exogenous shocks (1000 000 iterations)*

**Reakcija uz valsts riska prēmijas šoku  $\varepsilon^{\zeta}$**

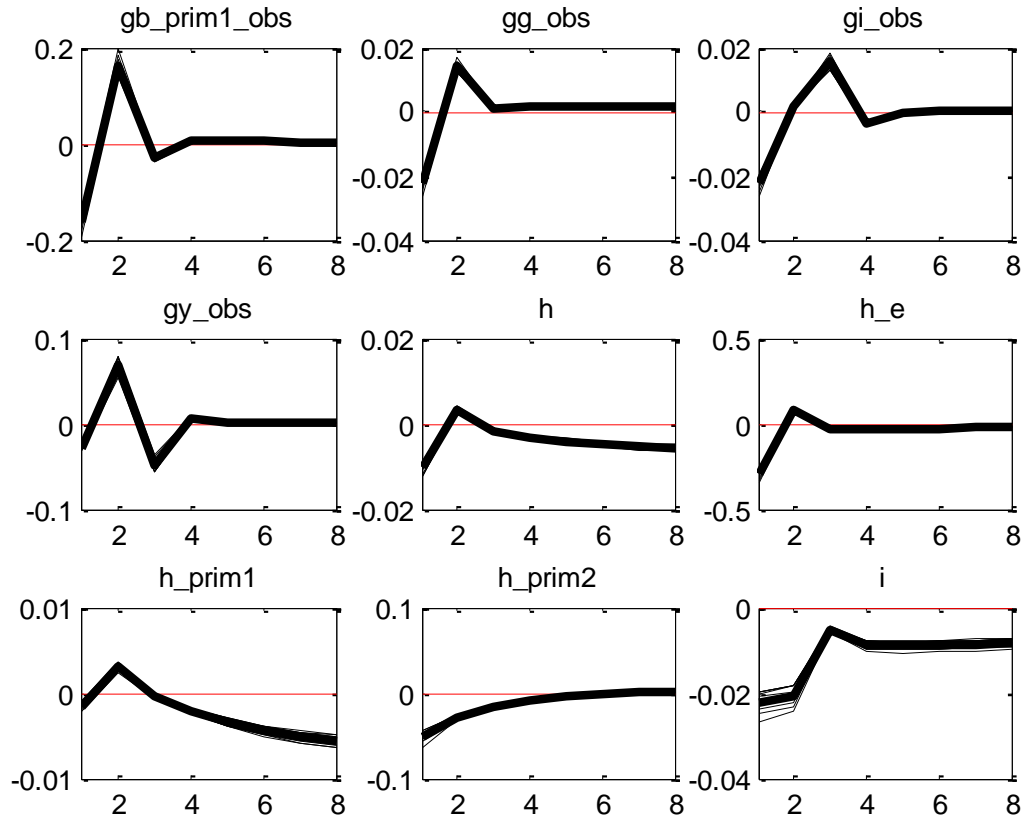
*Response to country risk premium shock  $\varepsilon^{\zeta}$*

**7.2.1. a)**



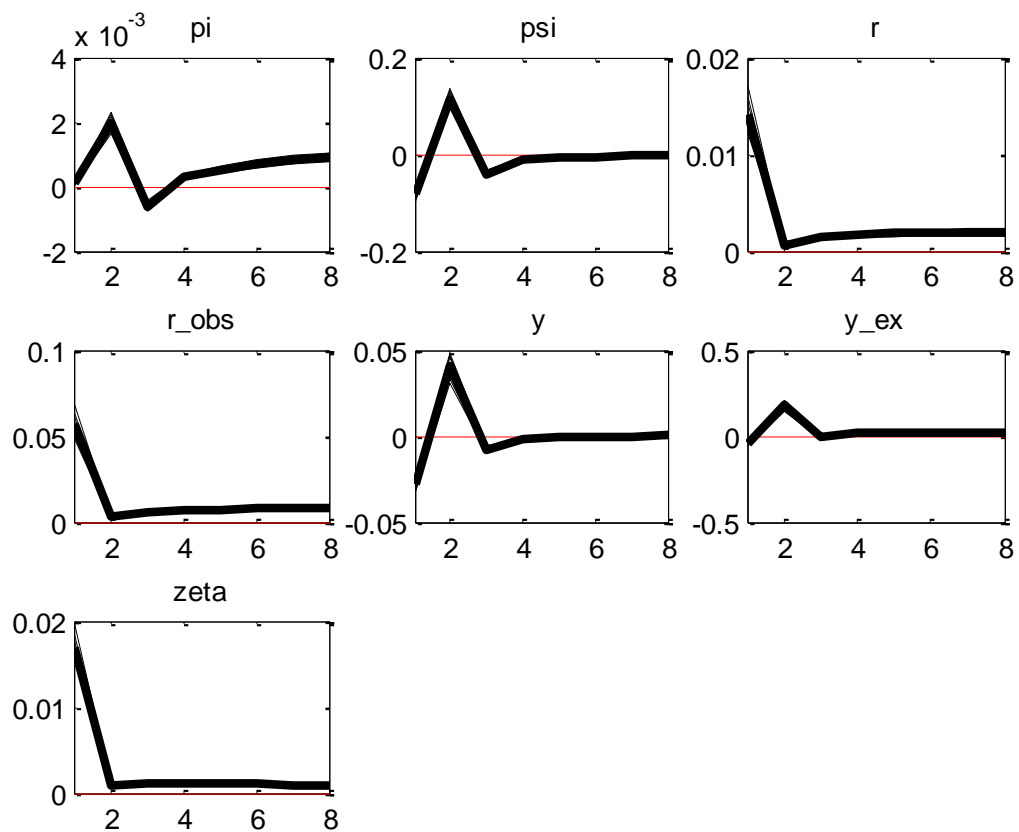
Piezīme:  $b$ ,  $b_{\text{prim1}}$ ,  $b_{\text{prim2}}$  un  $b_{\text{star}}$  ir attiecīgi uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību kredītu un ārvalstu aizņēmumu novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{b}_t$ ,  $\tilde{b}'_t$ ,  $\tilde{b}''_t$  un  $\tilde{b}_t^*$ ).  $c_e$ ,  $c_{\text{prim1}}$  un  $c_{\text{prim2}}$  ir attiecīgi uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību patēriņa novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{c}_t^E$ ,  $\tilde{c}'_t$  un  $\tilde{c}''_t$ ).  $g$  ir nekustamā īpašuma cenas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{g}_t$ ).  $dq$  ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos valūtas kursa piesaistes periodos ( $\Delta q_t$ ).

7.2.1. b)



Piezīme:  $i$  ir nefinanšu investīciju novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{i}_t$ ).  $h$ ,  $h_e$ ,  $h_{\text{prim1}}$  un  $h_{\text{prim2}}$  ir attiecīgi kopējā nekustamā īpašuma, uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību nekustamā īpašuma novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $h_t, h_t^E, h_t'$  un  $h_t''$ ).  $gy_{\text{obs}}$ ,  $gg_{\text{obs}}$ ,  $gb_{\text{prim1\_obs}}$  un  $gi_{\text{obs}}$  apzīmē attiecīgi izlaides, nekustamā īpašuma cenas, hipotekāro kredītu un nefinanšu investīciju novērojumu laikrindas, pieņemot, ka trendu pilnībā izskaidro tehnoloģiskā augšme. Novērojumu laikrindas un modeļa attiecīgos mainīgos saista sakarības  $gb'_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \pi_t + \tilde{b}'_t - \tilde{b}'_{t-1}$ ,  $gg_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \tilde{g}_t - \tilde{g}_{t-1} + \pi_t$ ,  $gi_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \tilde{i}_t - \tilde{i}_{t-1}$  un  $gy_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1}$ .

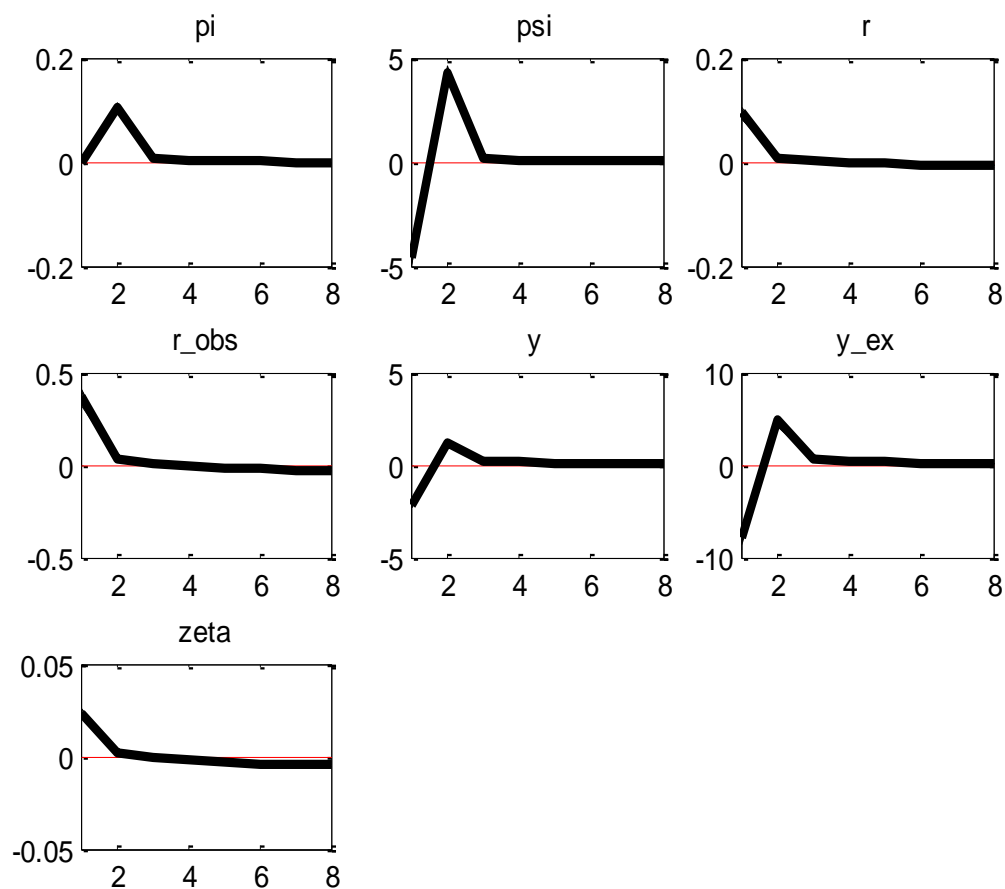
7.2.1. c)



Piezīme:  $\pi$ ,  $\psi$ ,  $r$ ,  $y$ ,  $y_{ex}$  un  $\zeta$  ir attiecīgi iekšzemes PCI inflācijas, robežmaksu, iekšzemes procentu likmes, izlaides, eksporta un riska prēmijas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\pi_t$ ,  $\hat{\psi}_t$ ,  $r_t$ ,  $\tilde{y}_t$ ,  $\tilde{y}_{H,t}^F$  un  $\zeta_t$ ).  $r$  ir ceturkšņa dati, savukārt  $r_{obs}$  ir  $r$  un gada izteiksmē.

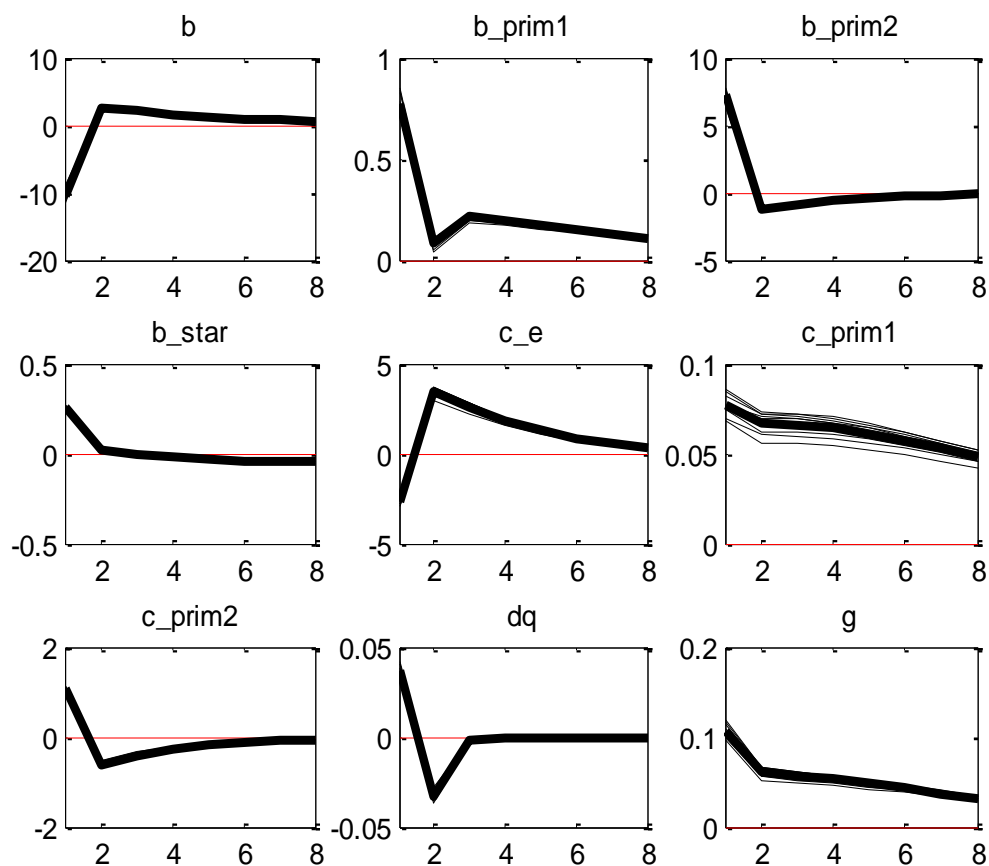
**Reakcija uz ierobežoto mājsaimniecību kredītu šoku  $\varepsilon^{b^*}$**   
*Response to constrained households' credit shock  $\varepsilon^{b^*}$*

**7.2.2. a)**



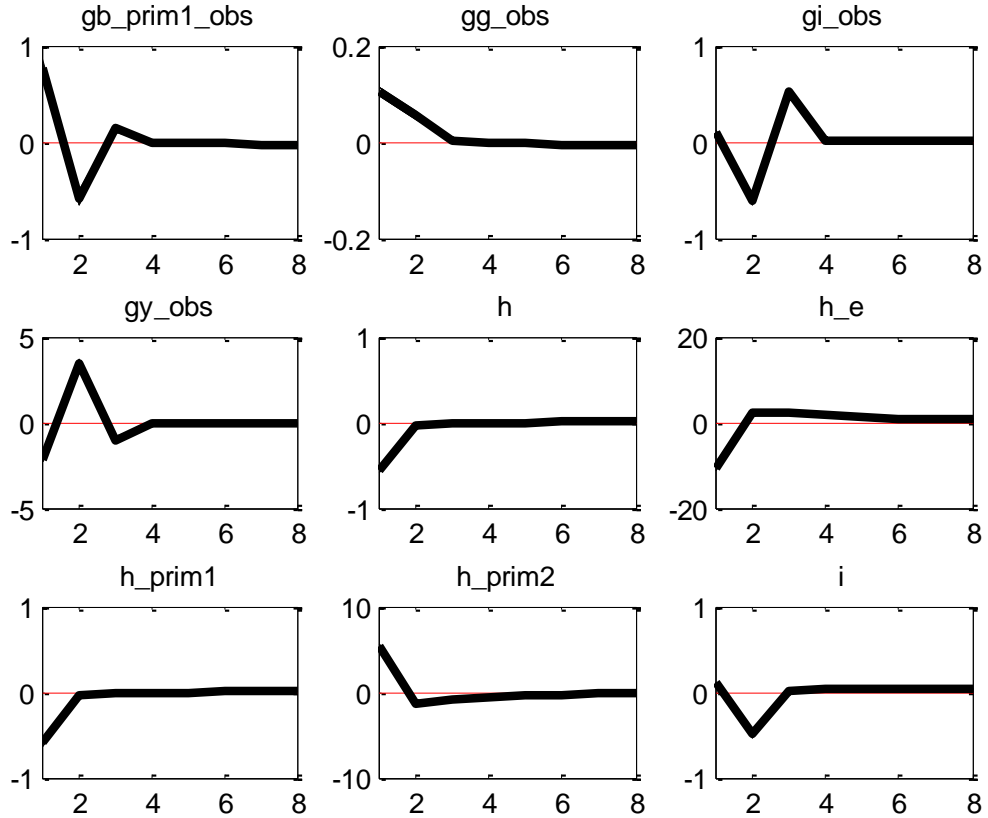
Piezīme: pi, psi, r, y, y\_ex un zeta ir attiecīgi iekšzemes PCI inflācijas, robežizmaksu, iekšzemes procentu likmes, izlaides, eksporta un riska prēmijas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\pi_t$ ,  $\hat{\psi}_t$ ,  $r_t$ ,  $\tilde{y}_t$ ,  $\tilde{y}_{H,t}^F$  un  $\zeta_t$ ). r ir ceturkšņa dati, savukārt r\_obs ir r gada izteiksmē.

### 7.2.2. b)



Piezīme:  $b$ ,  $b_{\text{prim1}}$ ,  $b_{\text{prim2}}$  un  $b_{\text{star}}$  ir attiecīgi uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību kredītu un ārvalstu aizņēmumu novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{b}_t$ ,  $\tilde{b}'_t$ ,  $\tilde{b}''_t$  un  $\tilde{b}_t^*$ ).  $c_e$ ,  $c_{\text{prim1}}$  un  $c_{\text{prim2}}$  ir attiecīgi uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību patēriņa novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{c}_t^E$ ,  $\tilde{c}'_t$  un  $\tilde{c}''_t$ ).  $g$  ir nekustamā īpašuma cenas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{g}_t$ ).  $dq$  ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos valūtas kursa piesaistes periodos ( $\Delta q_t$ ).

7.2.2. c)

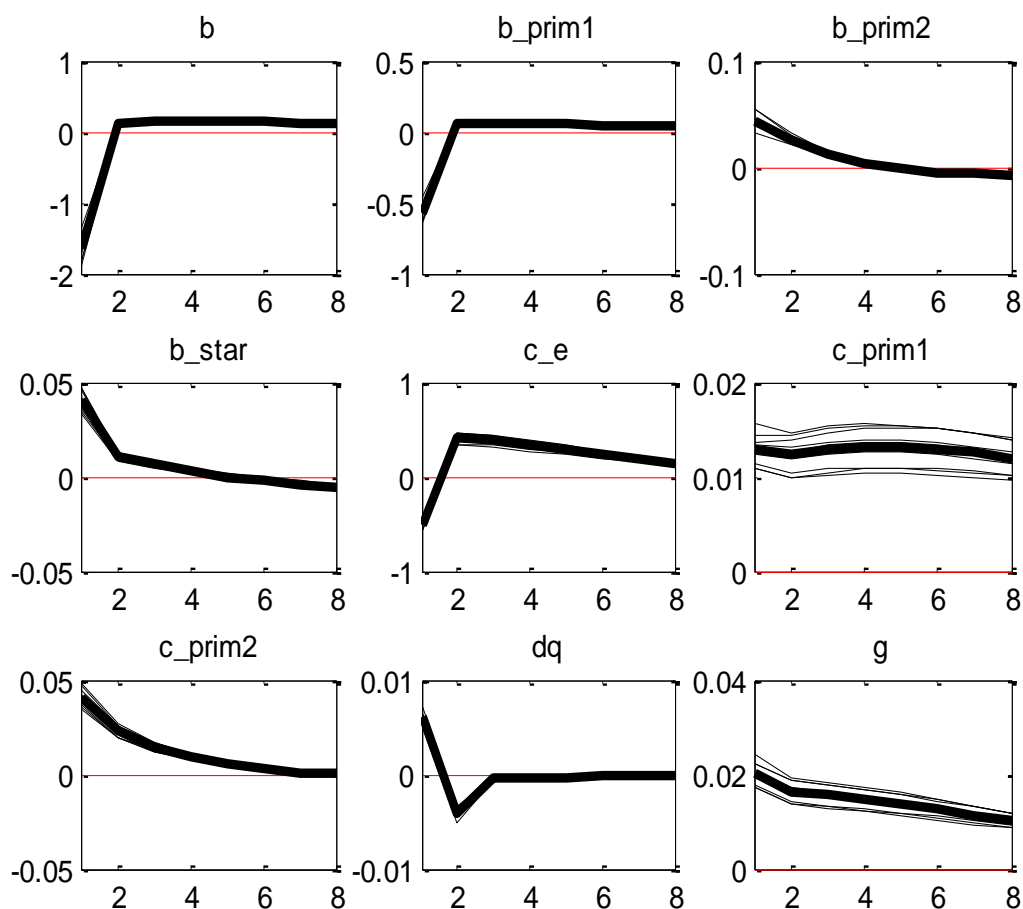


Piezīme:  $i$  ir nefinanšu investīciju novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{i}_t$ ).  $h$ ,  $h_e$ ,  $h_{\text{prim1}}$  un  $h_{\text{prim2}}$  ir attiecīgi kopējā nekustamā īpašuma, uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību nekustamā īpašuma novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $h_t, h_t^E, h_t'$  un  $h_t''$ ).  $gy_{\text{obs}}$ ,  $gg_{\text{obs}}$ ,  $gb_{\text{prim1\_obs}}$  un  $gi_{\text{obs}}$  apzīmē attiecīgi izlaides, nekustamā īpašuma cenas, hipotekāro kredītu un nefinanšu investīciju novērojumu laikrindas, pieņemot, ka trendu pilnībā izskaidro tehnoloģiskā augsme. Novērojumu laikrindas un modeļa attiecīgos mainīgos saista sakarības  $gb'_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \pi_t + \tilde{b}'_t - \tilde{b}'_{t-1}$ ,  $gg_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \tilde{g}_t - \tilde{g}_{t-1} + \pi_t$ ,  $gi_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \tilde{i}_t - \tilde{i}_{t-1}$  un  $gy_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1}$ .

## Reakcija uz nekustamā īpašuma cenu šoku $\varepsilon^g$

Response to real estate price shock  $\varepsilon^g$

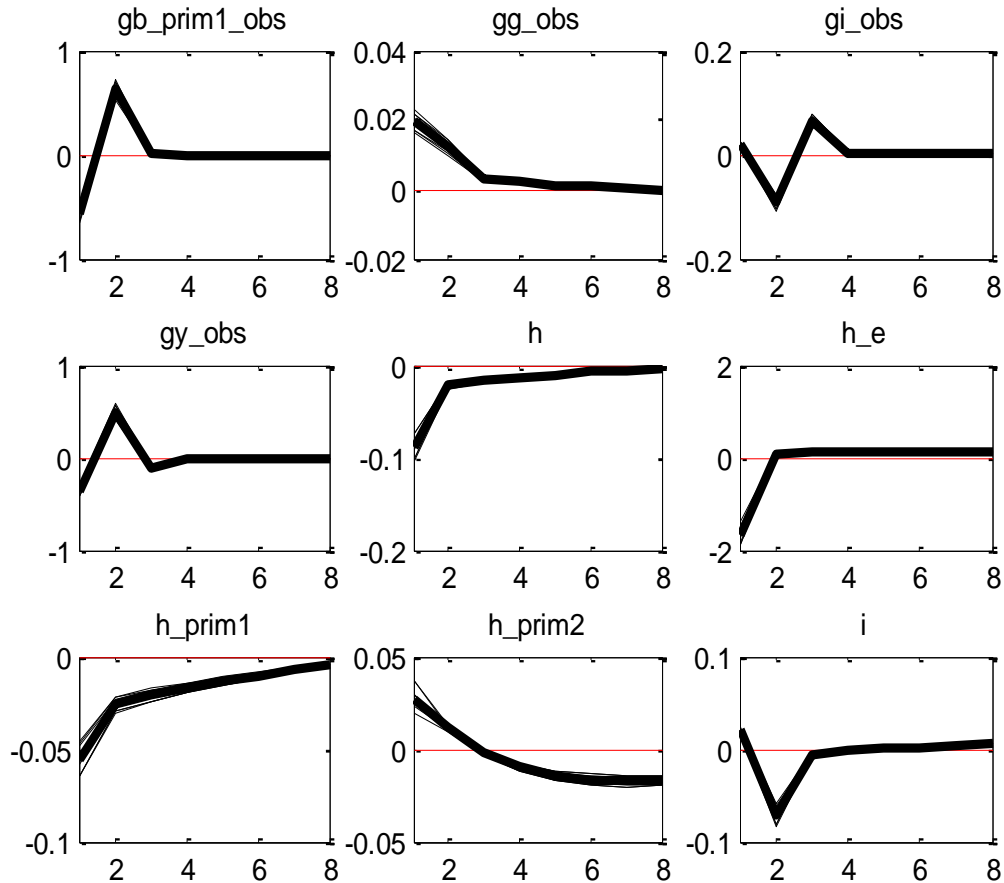
### 7.2.3. a)



Piezīme:  $b$ ,  $b_{prim1}$ ,  $b_{prim2}$  un  $b_{star}$  ir attiecīgi uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību kredītu un ārvalstu aizņēmumu novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{b}_t$ ,  $\tilde{b}'_t$ ,  $\tilde{b}''_t$  un  $\tilde{b}_t^*$ ).  $c_e$ ,  $c_{prim1}$  un  $c_{prim2}$  ir attiecīgi uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību patēriņa novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{c}_t^E$ ,  $\tilde{c}'_t$  un  $\tilde{c}''_t$ ).  $g$  ir nekustamā īpašuma cenas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{g}_t$ ).  $dq$  ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos valūtas kursa piesaistes periodos ( $\Delta q_t$ ).

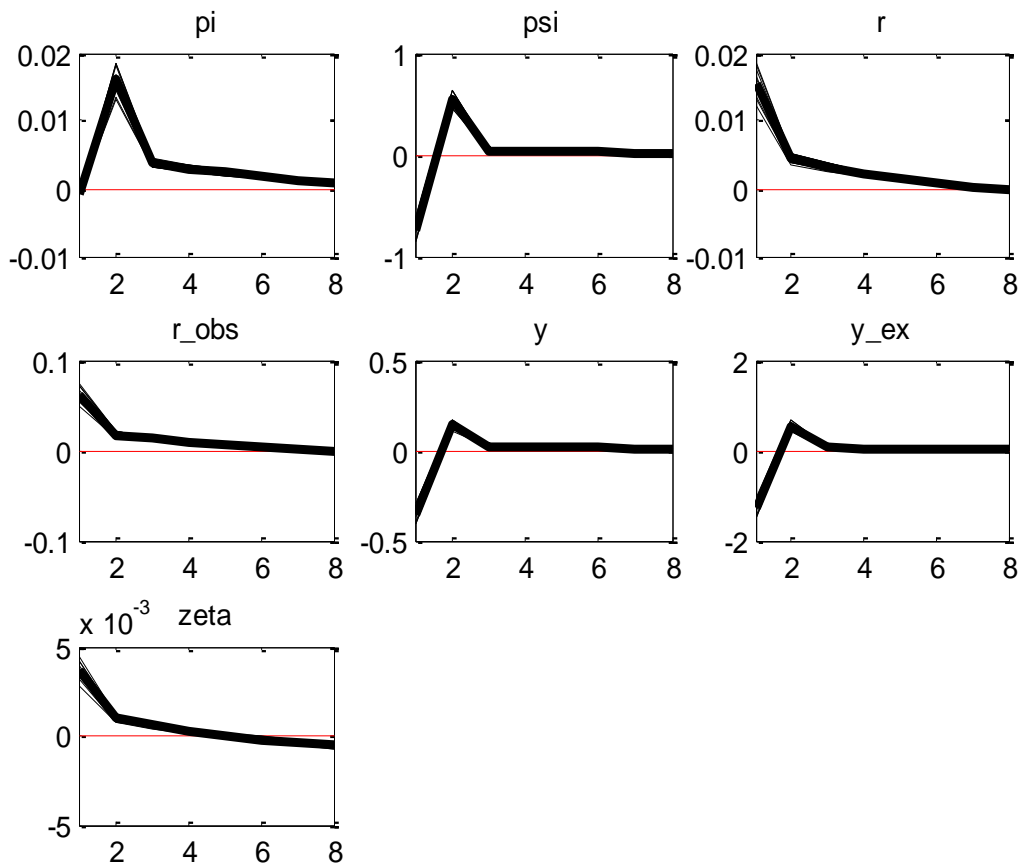


7.2.3. b)



Piezīme:  $i$  ir nefinanšu investīciju novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{i}_t$ ).  $h$ ,  $h_e$ ,  $h_{prim1}$  un  $h_{prim2}$  ir attiecīgi kopējā nekustamā īpašuma, uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību nekustamā īpašuma novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $h_t, h_t^E, h_t'$  un  $h_t''$ ).  $gy_{obs}$ ,  $gg_{obs}$ ,  $gb_{prim1_{obs}}$  un  $gi_{obs}$  apzīmē attiecīgi izlaides, nekustamā īpašuma cenas, hipotekāro kredītu un nefinanšu investīciju novērojumu laikrindas, pieņemot, ka trendu pilnībā izskaidro tehnoloģiskā augšana. Novērojumu laikrindas un modeļa attiecīgos mainīgos saista sakarības  $gb'_{obs_t} = \Delta a_t + \pi_t + \tilde{b}'_t - \tilde{b}'_{t-1}$ ,  $gg_{obs_t} = \Delta a_t + \tilde{g}_t - \tilde{g}_{t-1} + \pi_t$ ,  $gi_{obs_t} = \Delta a_t + \tilde{i}_t - \tilde{i}_{t-1}$  un  $gy_{obs_t} = \Delta a_t + \tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1}$ .

7.2.3. c)

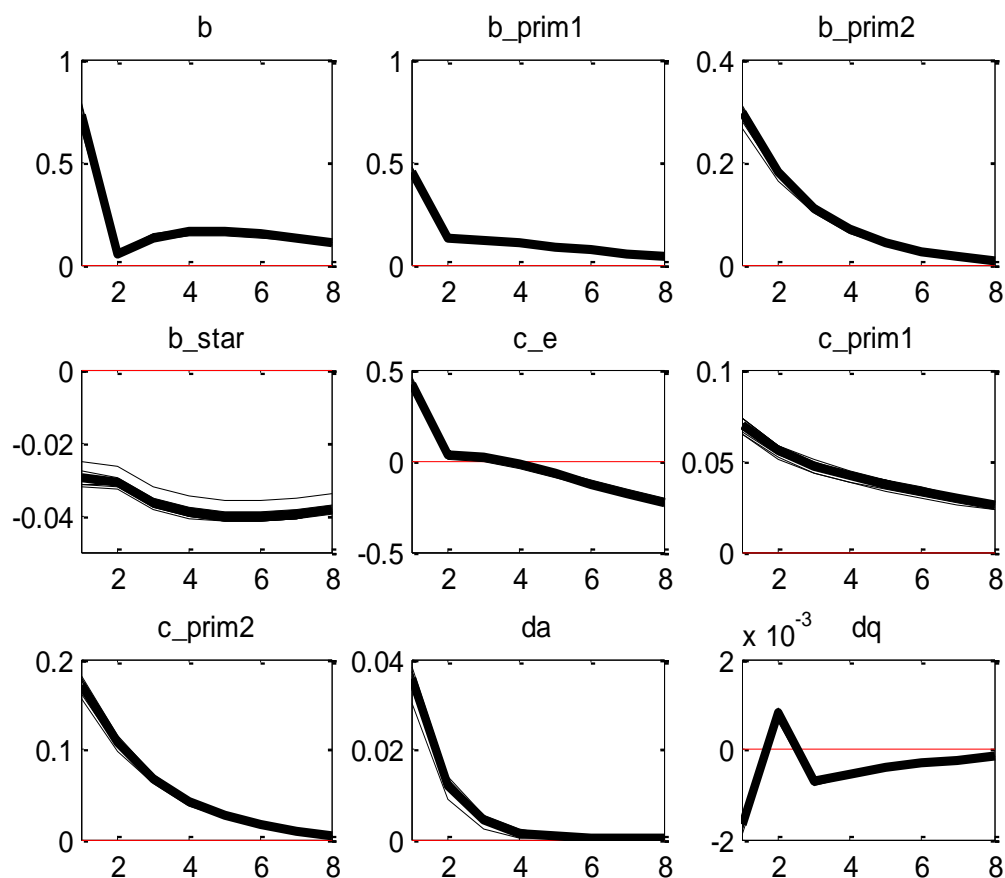


Piezīme: pi, psi, r, y, y\_ex un zeta ir attiecīgi iekšzemes PCI inflācijas, robežizmaksu, iekšzemes procentu likmes, izlaides, eksporta un riska prēmijas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\pi_t$ ,  $\hat{\psi}_t$ ,  $r_t$ ,  $\tilde{y}_t$ ,  $\tilde{y}_{H,t}^F$  un  $\zeta_t$ ). r ir ceturkšņa dati, savukārt r\_obs ir r gada izteiksmē.

## Reakcija uz produktivitātes šoku $\varepsilon^a$

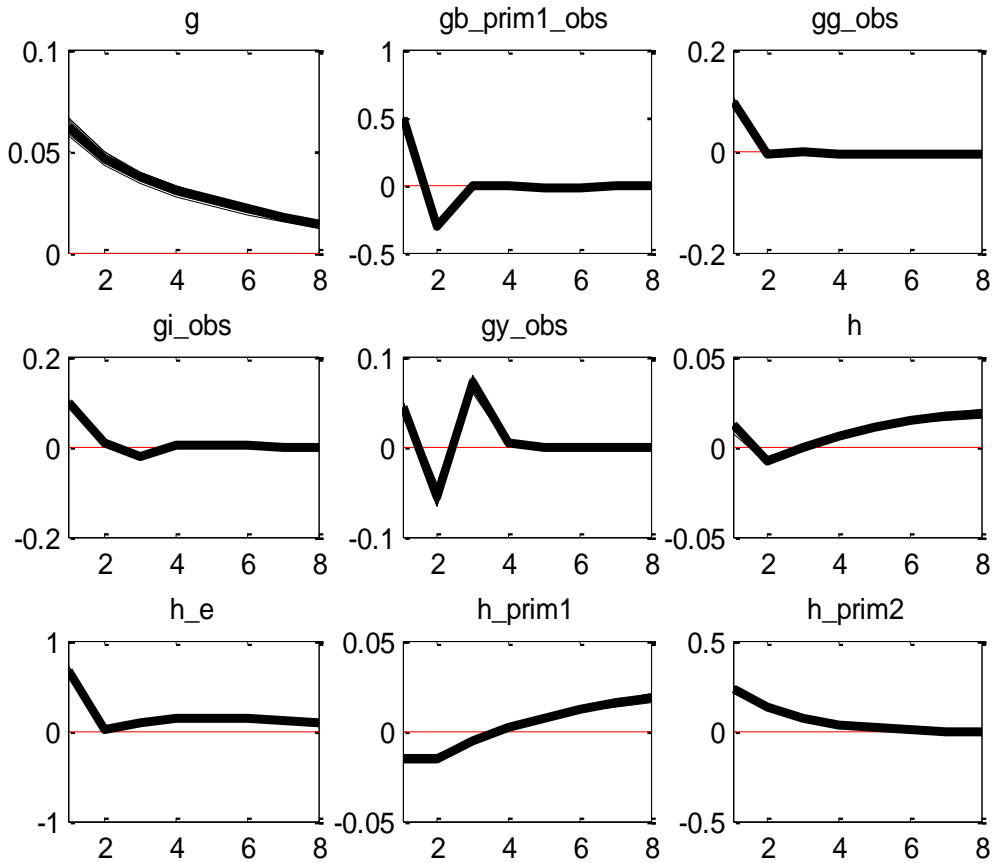
Response to productivity shock  $\varepsilon^a$

### 7.2.4. a)



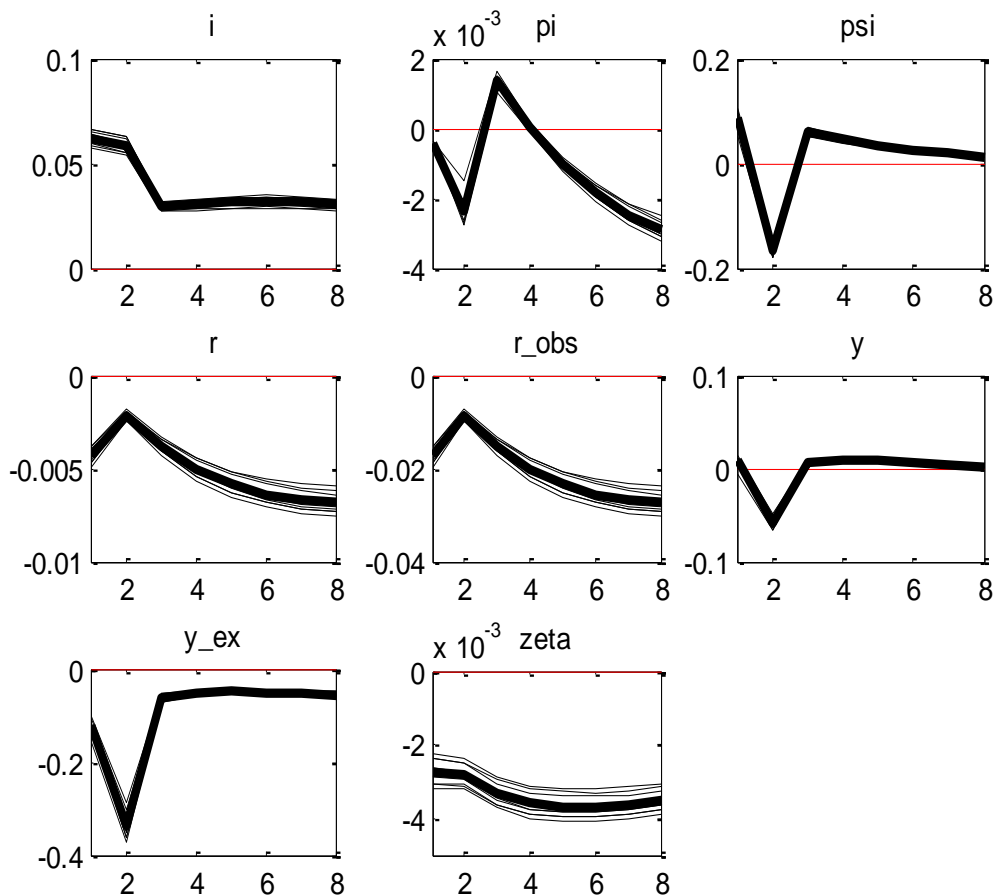
Piezīme:  $b$ ,  $b_{\text{prim1}}$ ,  $b_{\text{prim2}}$  un  $b_{\text{star}}$  ir attiecīgi uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību kredītu un ārvalstu aizņēmumu novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{b}_t$ ,  $\tilde{b}'_t$ ,  $\tilde{b}''_t$  un  $\tilde{b}^*_t$ ).  $c_e$ ,  $c_{\text{prim1}}$  un  $c_{\text{prim2}}$  ir attiecīgi uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību patēriņa novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{c}_t^E$ ,  $\tilde{c}'_t$  un  $\tilde{c}''_t$ ).  $da$  ir produktivitātes izmaiņas ( $\Delta a_t$ ), kas modelī apzīmētas  $z_t \equiv \Delta a_t$ .  $dq$  ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos valūtas kursa piesaistes periodos ( $\Delta q_t$ ).

7.2.4. b)



Piezīme:  $g$  ir nekustamā īpašuma cenas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{g}_t$ ).  $h$ ,  $h_e$ ,  $h_{\text{prim1}}$  un  $h_{\text{prim2}}$  ir attiecīgi kopējā nekustamā īpašuma, uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību nekustamā īpašuma novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $h_t, h_t^E, h_t'$  un  $h_t''$ ).  $gy_{\text{obs}}$ ,  $gg_{\text{obs}}$ ,  $gb_{\text{prim1\_obs}}$  un  $gi_{\text{obs}}$  apzīmē attiecīgi izlaides, nekustamā īpašuma cenas, hipotekāro kredītu un nefinanšu investīciju novērojumu laikrindas, pieņemot, ka trendu pilnībā izskaidro tehnoloģiskā augsme. Novērojumu laikrindas un modeļa attiecīgos mainīgos saista sakarības  $gb'_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \pi_t + \tilde{b}'_t - \tilde{b}'_{t-1}$ ,  $gg_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \tilde{g}_t - \tilde{g}_{t-1} + \pi_t$ ,  $gi_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \tilde{i}_t - \tilde{i}_{t-1}$  un  $gy_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1}$ .

7.2.4. c)

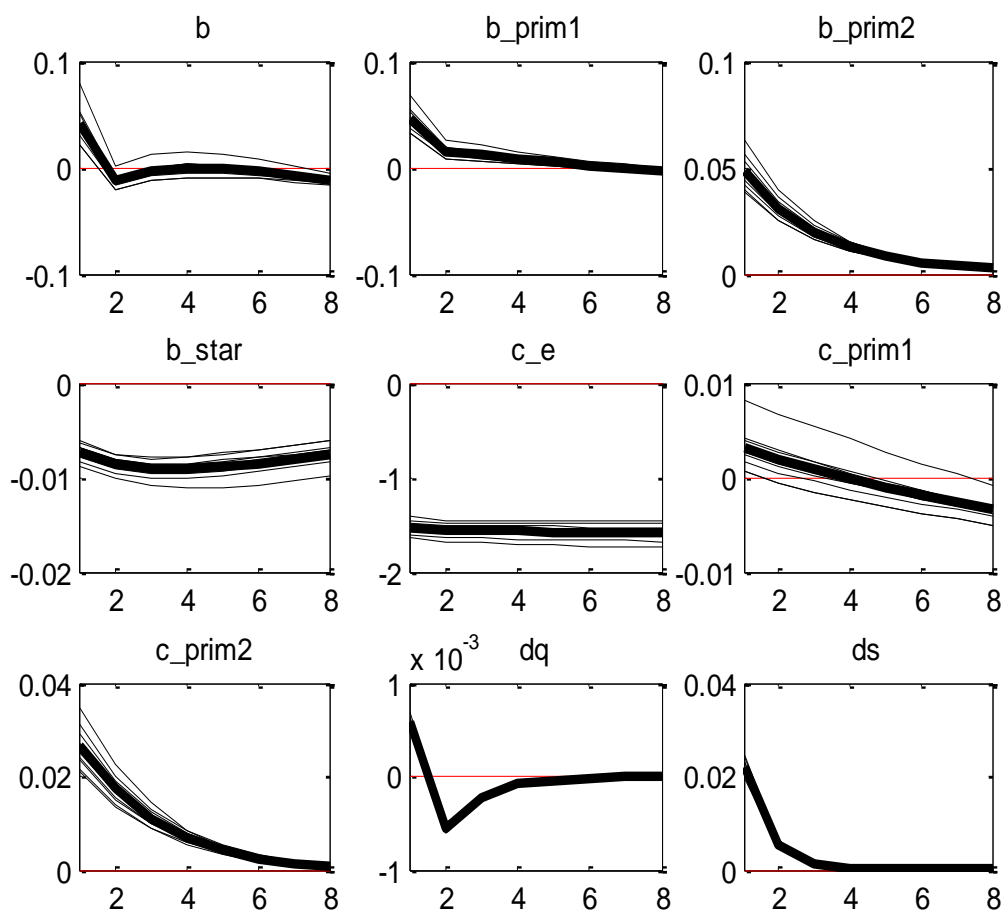


Piezīme:  $i$ ,  $\pi$ ,  $\psi$ ,  $r$ ,  $y$ ,  $y_{ex}$  un  $\zeta$  ir attiecīgi nefinanšu investīciju, iekšzemes PCI inflācijas, robežmaksu, iekšzemes procentu likmes, izlaides, eksporta un riska prēmijas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{i}_t$ ,  $\pi_t$ ,  $\hat{\psi}_t$ ,  $r_t$ ,  $\tilde{y}_t$ ,  $\tilde{y}_{H,t}^F$  un  $\zeta_t$ ).  $r$  ir ceturkšņa dati, savukārt  $r_{obs}$  ir gada izteiksmē.

## Reakcija uz tirdzniecības nosacījumu šoku $\varepsilon^s$

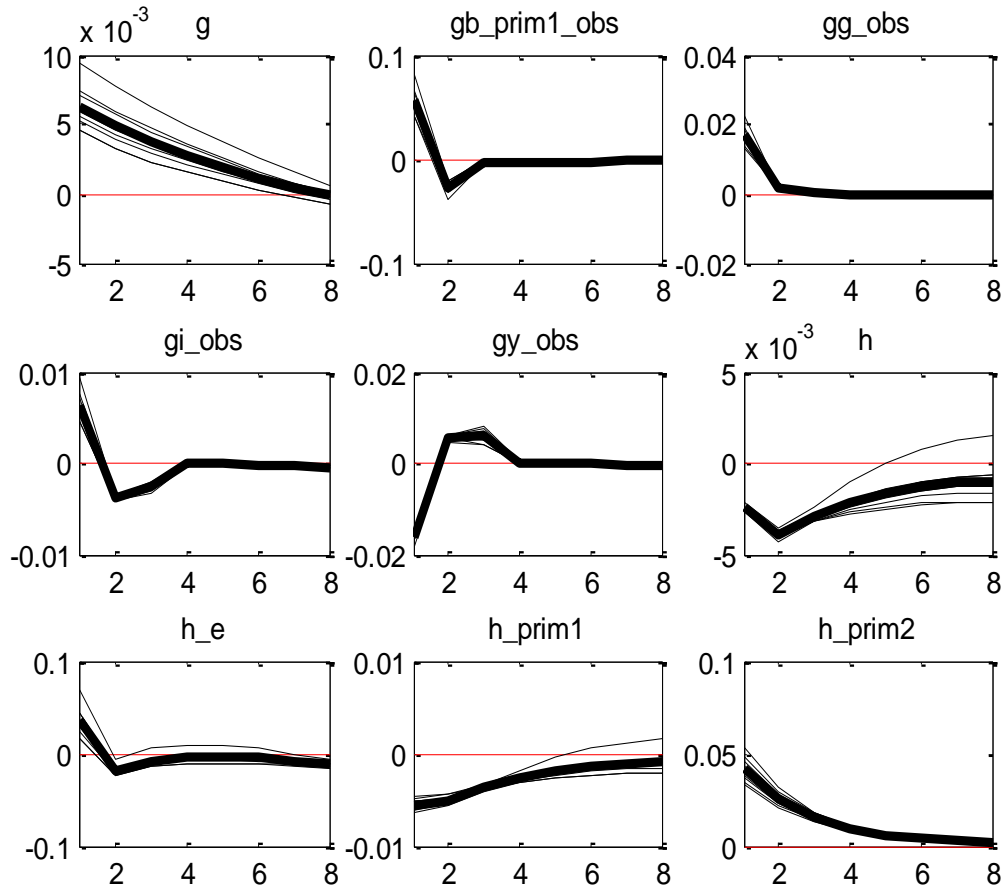
Response to terms of trade shock  $\varepsilon^s$

### 7.2.5. a)



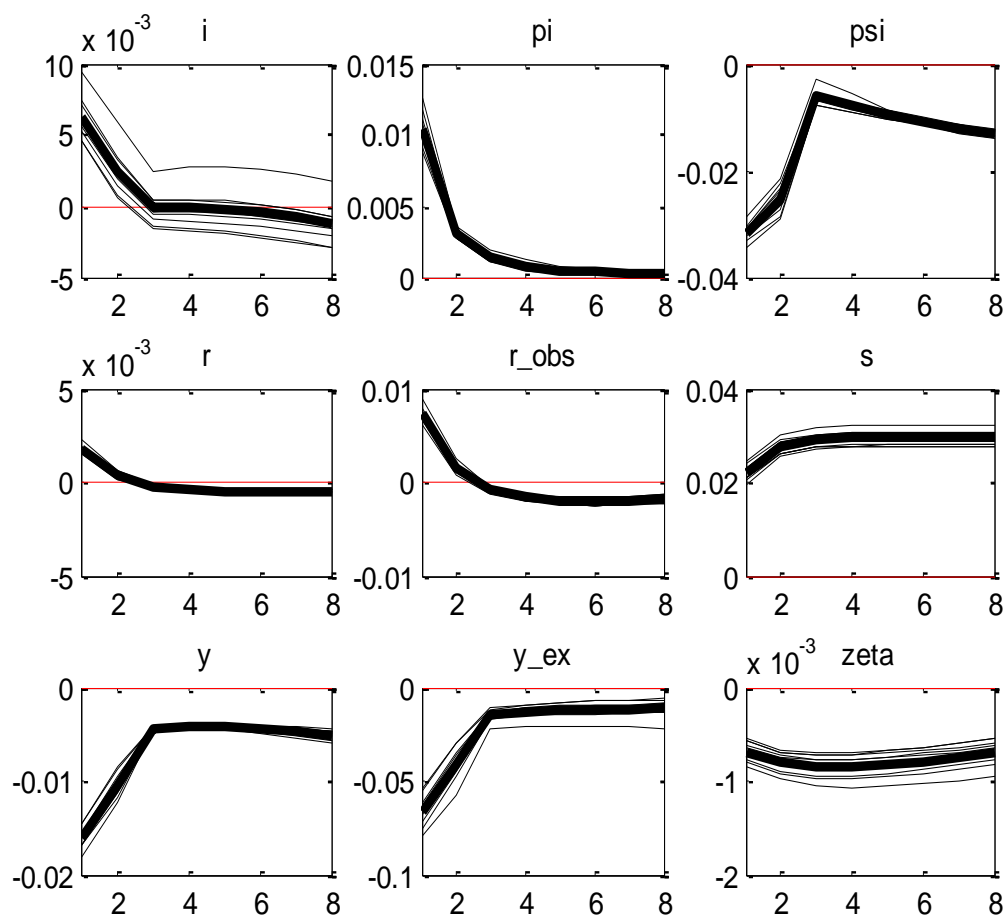
Piezīme:  $b$ ,  $b_{\text{prim1}}$ ,  $b_{\text{prim2}}$  un  $b_{\text{star}}$  ir attiecīgi uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību kredītu un ārvalstu aizņēmumu novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{b}_t$ ,  $\tilde{b}'_t$ ,  $\tilde{b}''_t$  un  $\tilde{b}_t^*$ ).  $c_e$ ,  $c_{\text{prim1}}$  un  $c_{\text{prim2}}$  ir attiecīgi uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību patēriņa novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{c}_t^E$ ,  $\tilde{c}'_t$  un  $\tilde{c}''_t$ ).  $dq$  ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un EUR attiecīgajos valūtas kursa piesaistes periodos ( $\Delta q_t$ ).  $ds$  ir tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas ( $\Delta s_t$ ).

7.2.5. b)



Piezīme:  $g$  ir nekustamā īpašuma cenas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{g}_t$ ).  $h$ ,  $h_e$ ,  $h_{\text{prim1}}$  un  $h_{\text{prim2}}$  ir attiecīgi kopējā nekustamā īpašuma, uzņēmumu, banku un ierobežoto mājsaimniecību nekustamā īpašuma novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $h_t, h_t^E, h_t'$  un  $h_t''$ ).  $gy_{\text{obs}}$ ,  $gg_{\text{obs}}$ ,  $gb_{\text{prim1\_obs}}$  un  $gi_{\text{obs}}$  apzīmē attiecīgi izlaides, nekustamā īpašuma cenas, hipotekāro kredītu un nefinanšu investīciju novērojumu laikrindas, pieņemot, ka trendu pilnībā izskaidro tehnoloģiskā augsme. Novērojumu laikrindas un modeļa attiecīgos mainīgos saista sakarības  $gb'_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \pi_t + \tilde{b}'_t - \tilde{b}'_{t-1}$ ,  $gg_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \tilde{g}_t - \tilde{g}_{t-1} + \pi_t$ ,  $gi_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \tilde{i}_t - \tilde{i}_{t-1}$  un  $gy_{\text{obs}_t} = \Delta a_t + \tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1}$ .

7.2.5. c)



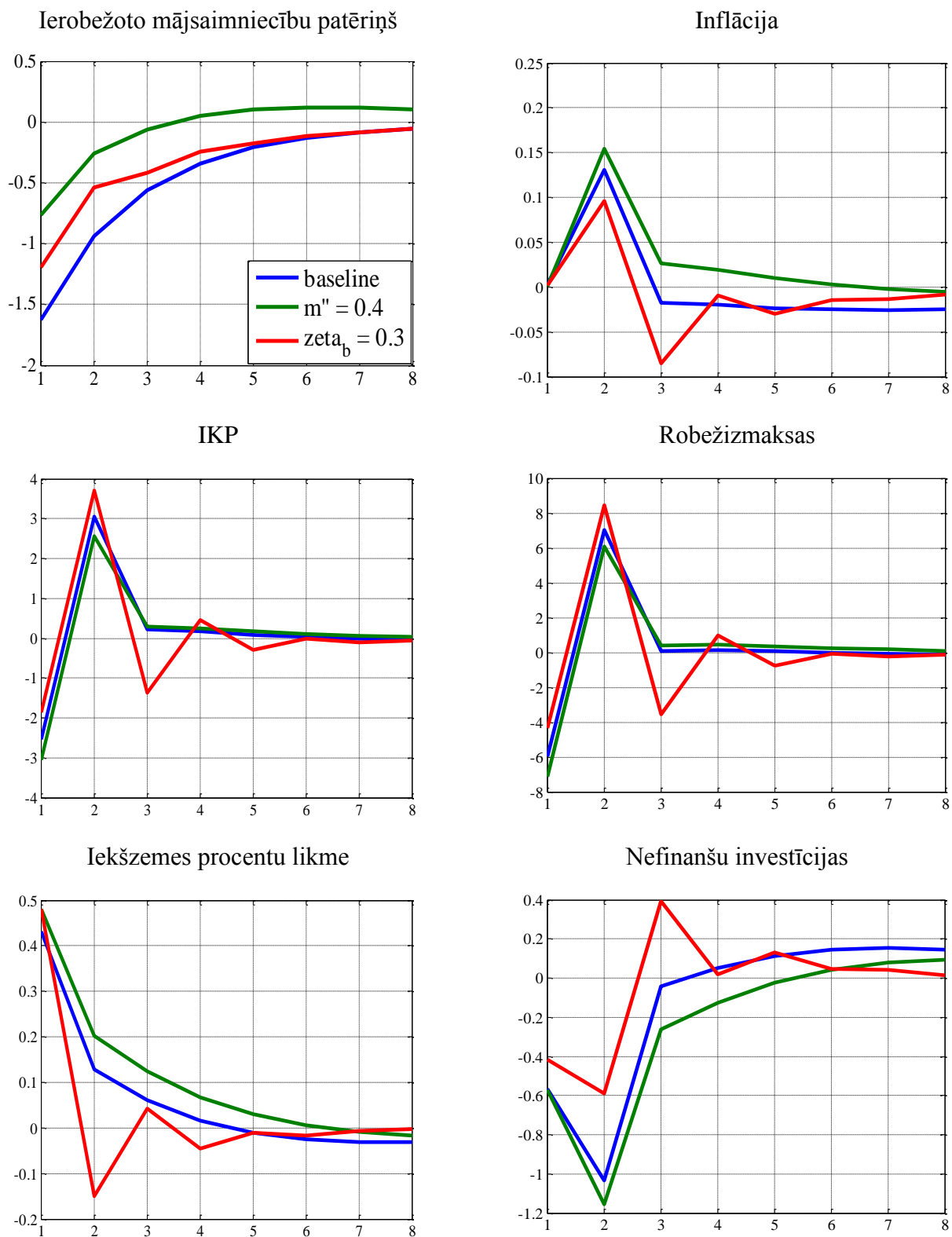
Piezīme:  $i$ ,  $\pi$ ,  $\psi$ ,  $r$ ,  $s$ ,  $y$ ,  $y_{ex}$  un  $zeta$  ir attiecīgi nefinanšu investīciju, iekšzemes PCI inflācijas, robežizmaksu, iekšzemes procentu likmes, tirdzniecības nosacījumu, izlaides, eksporta un riska prēmijas novirzes no nostabilizējušās stāvokļa ( $\tilde{i}_t$ ,  $\pi_t$ ,  $\hat{\psi}_t$ ,  $r_t$ ,  $s_t$ ,  $\tilde{y}_t$ ,  $\tilde{y}_{H,t}^F$  un  $\zeta_t$ ).  $r$  ir ceturkšņa dati, savukārt  $r_{obs}$  ir  $r$  gada izteiksmē.



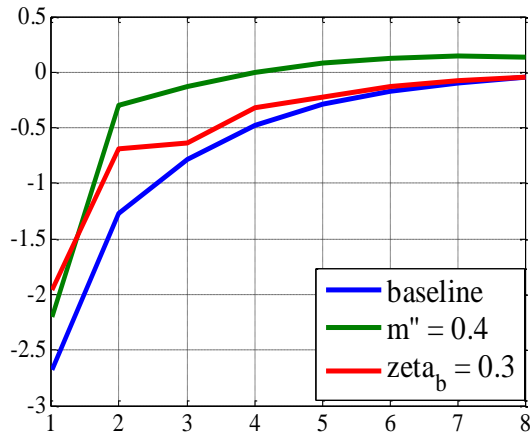
**Dažādu scenāriju impulsa reakciju salīdzinājums**  
*Comparison of impulse responses for various scenarios*

7.3. attēls

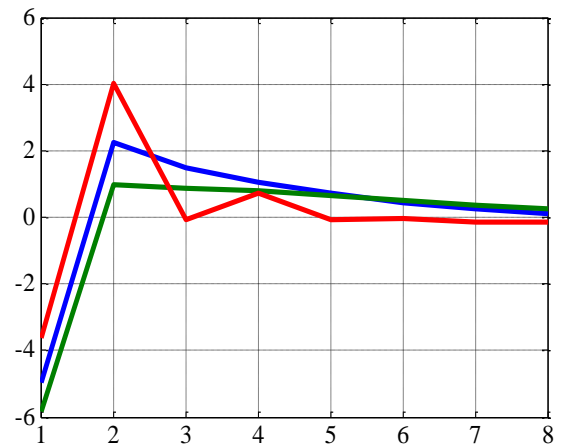
**Reakcija uz ārvalstu procentu likmes šoku  $\varepsilon^*$**   
*Response to foreign interest rate shock  $\varepsilon^*$*



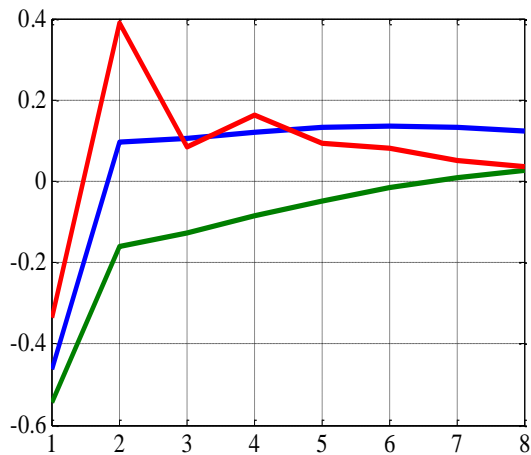
Ierobežoto mājsaimniecību mājokļu pieprasījums



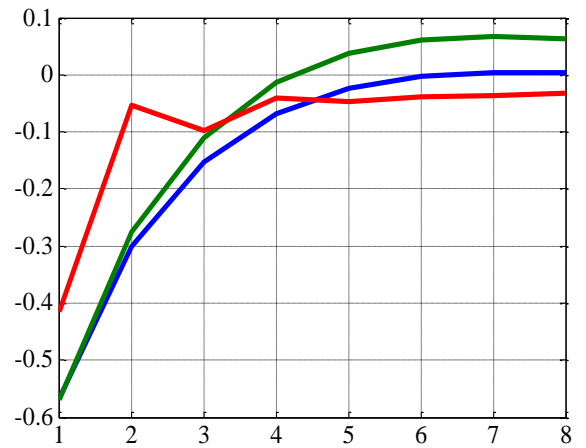
Uzņēmumu nekustamā īpašuma pieprasījums



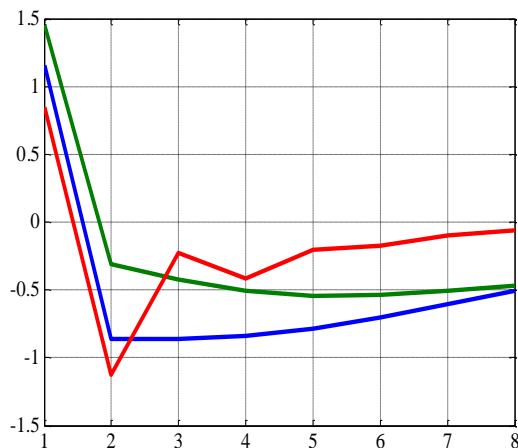
Banku nekustamā īpašuma pieprasījums



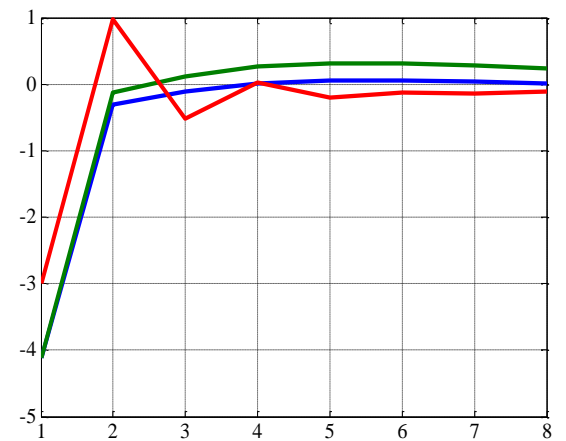
Nekustamā īpašuma 1 m<sup>2</sup> cena



Ārvalstu aizņēmumi



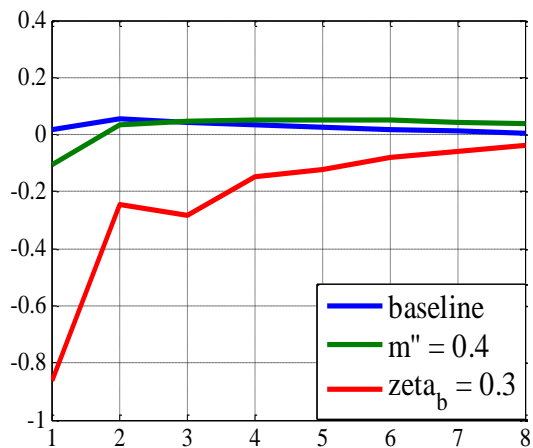
Hipotekārie kredīti



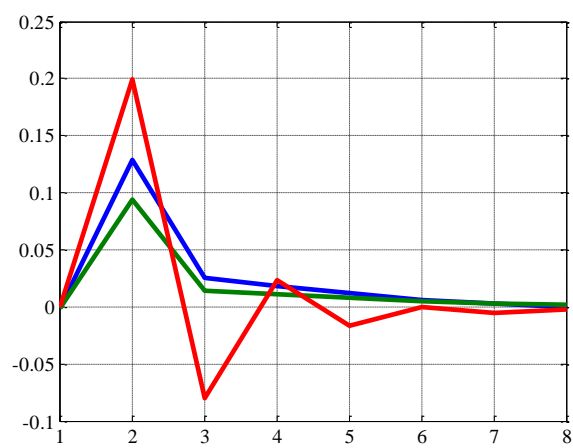
Piezīme: bāzes scenārijā (baseline) pielietotas modelī novērtētās posteriorās vērtības. Otrajā scenārijā ierobežoto mājsaimniecību kredītu un ķīlas vērtības attiecība samazināta no 0.8 (bāzes modelī) līdz 0.4. Trešajā scenārijā pieņemts, ka būtiski pieaug investoru riska prēmijas elastība attiecībā pret valsts ārējo parādu.

**Reakcija uz nekustamā īpašuma cenu šoku  $\varepsilon^s$**   
*Response to real estate price shock  $\varepsilon^s$*

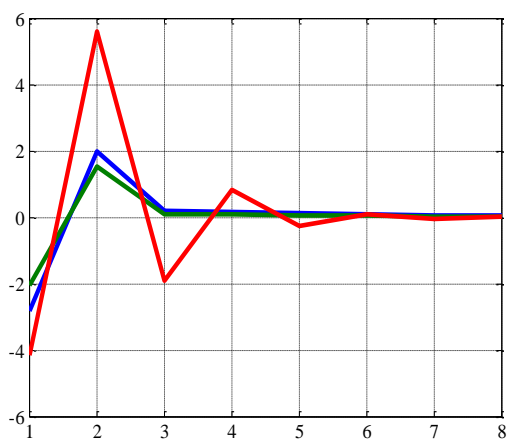
Ierobežoto mājsaimniecību patēriņš



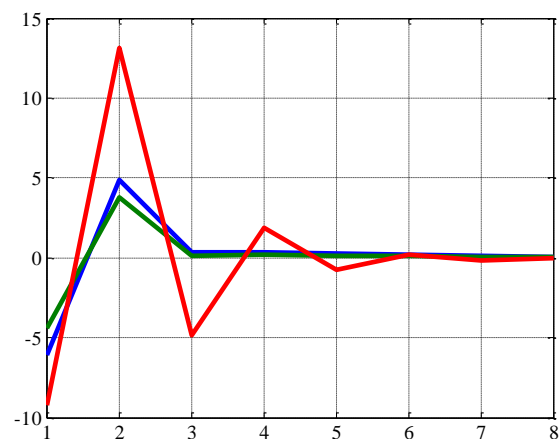
Inflācija



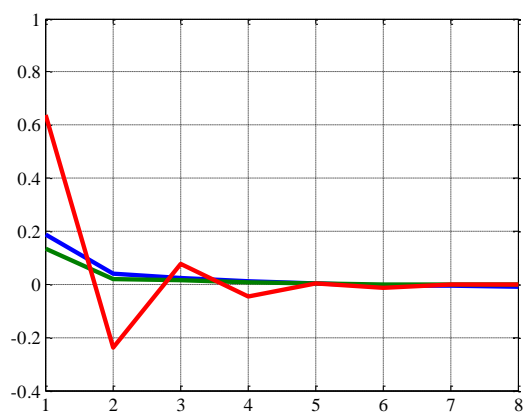
IKP



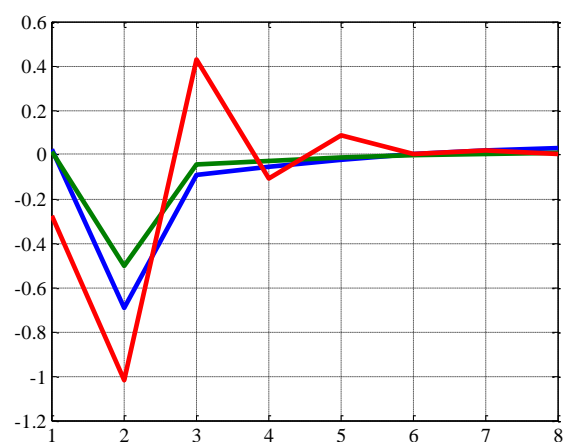
Robežizmaksas



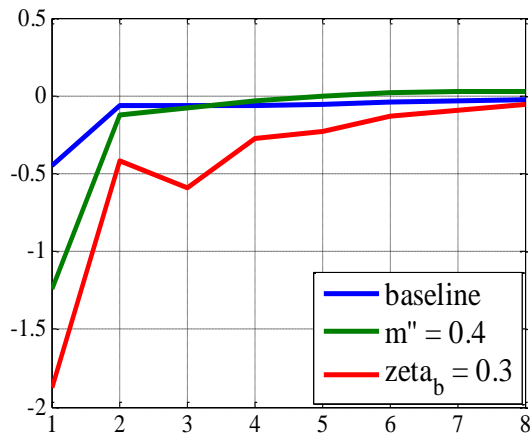
Iekšzemes procentu likme



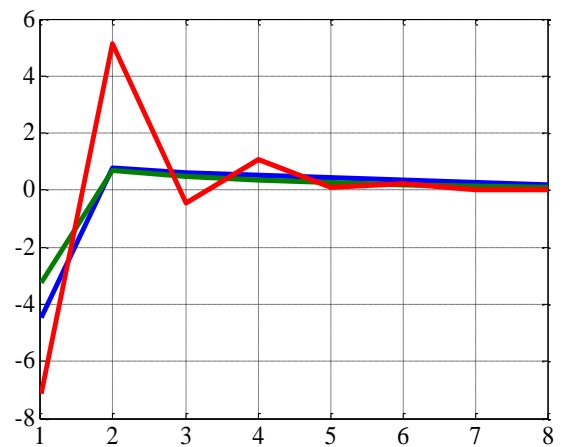
Nefinanšu investīcijas



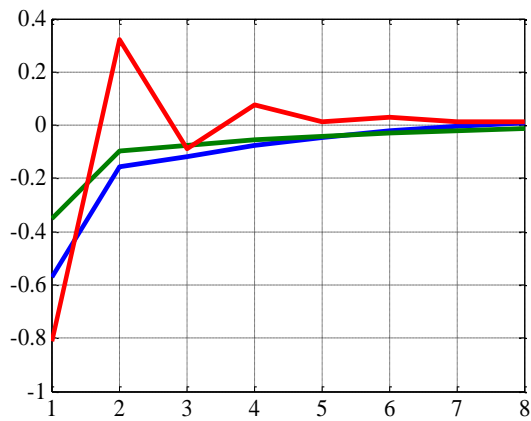
Ierobežoto mājsaimniecību mājokļu pieprasījums



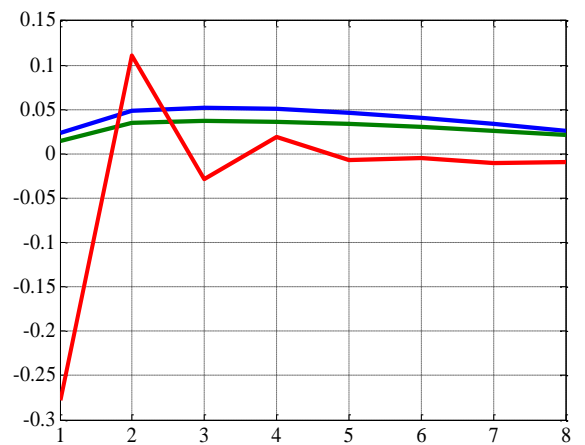
Uzņēmumu nekustamā īpašuma pieprasījums



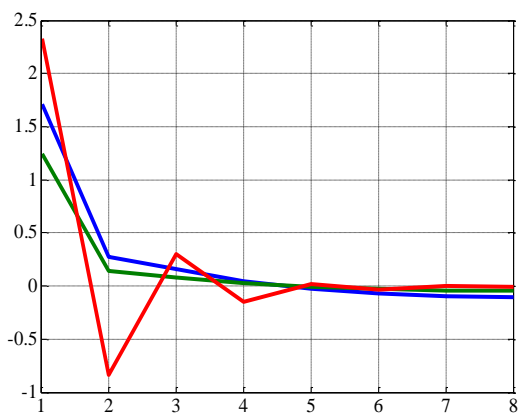
Banku nekustamā īpašuma pieprasījums



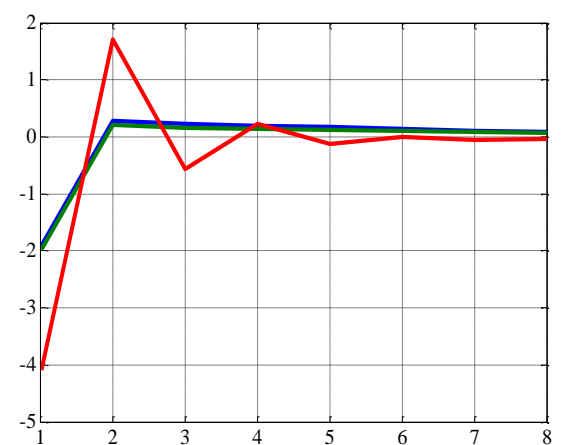
Nekustamā īpašuma 1 m<sup>2</sup> cena



Ārvalstu aizņēmumi



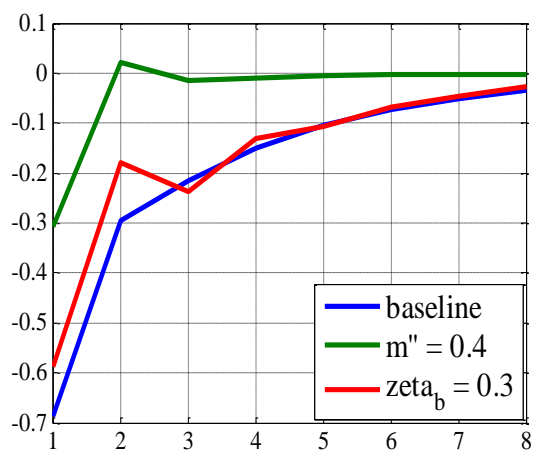
Hipotekārie kredīti



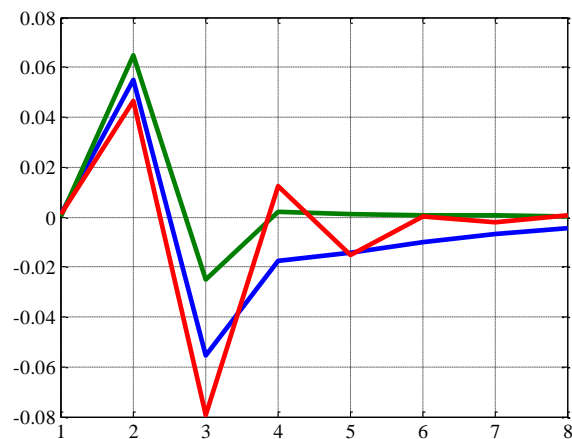
Piezīme: bāzes scenārijā (baseline) pielietotas modelī novērtētās posteriorās vērtības. Otrajā scenārijā ierobežoto mājsaimniecību kredītu un ķīlas vērtības attiecība samazināta no 0.8 (bāzes modelī) līdz 0.4. Trešajā scenārijā pieņemts, ka būtiski pieaug investoru riska prēmijas elastība attiecībā pret valsts ārējo parādu.

**Reakcija uz valsts riska prēmijas šoku  $\varepsilon^{\zeta}$**   
*Response to country risk premium shock  $\varepsilon^{\zeta}$*

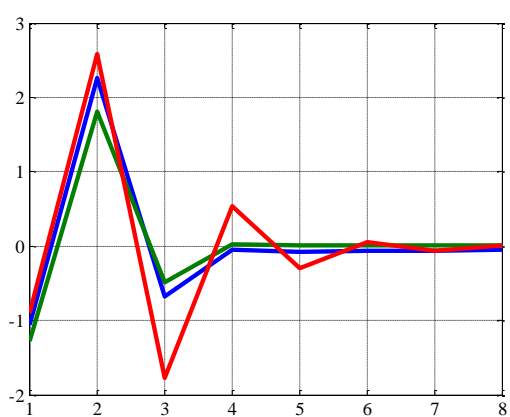
Ierobežoto mājsaimniecību patēriņš



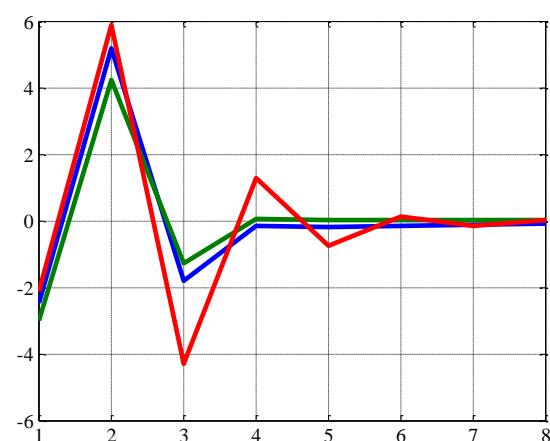
Inflācija



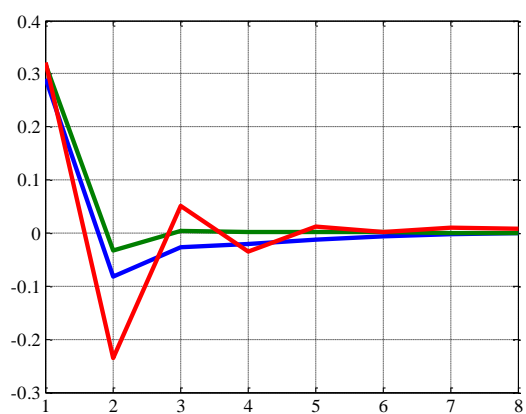
IKP



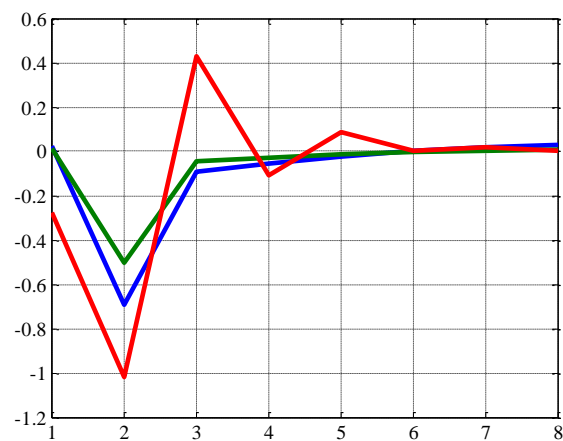
Robežizmaksas



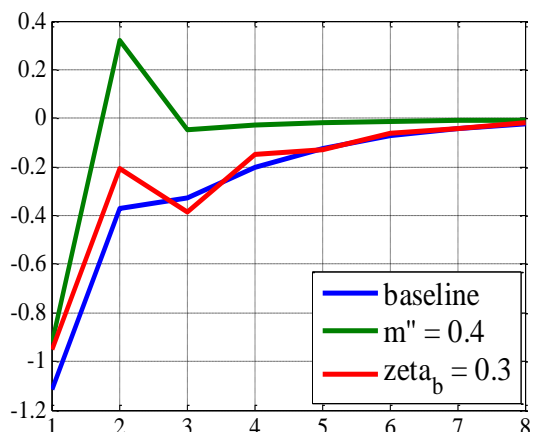
Iekšzemes procentu likme



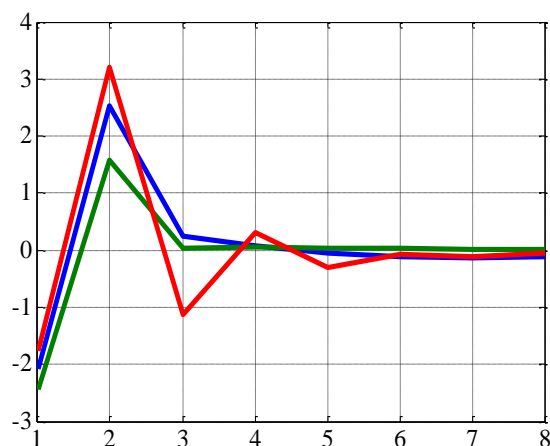
Nefinanšu investīcijas



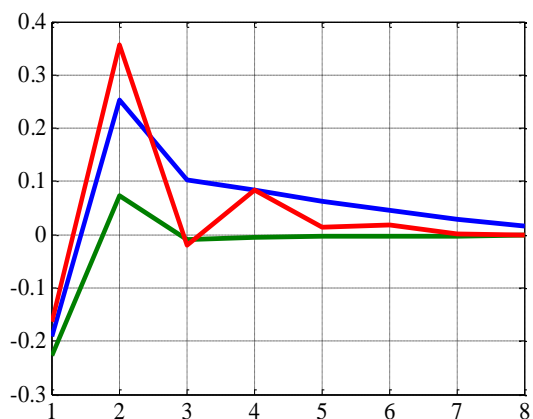
Ierobežoto mājsaimniecību mājokļu pieprasījums



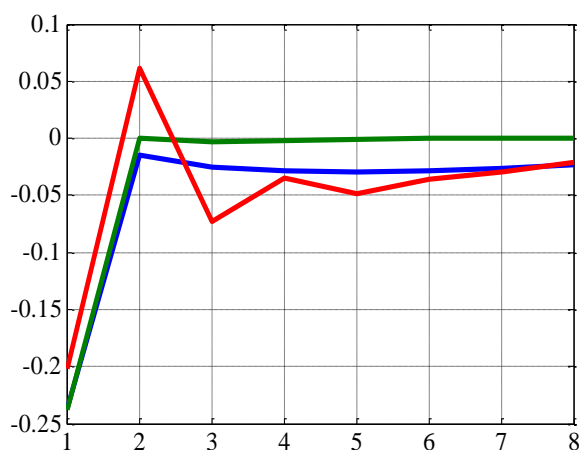
Uzņēmumu nekustamā īpašuma pieprasījums



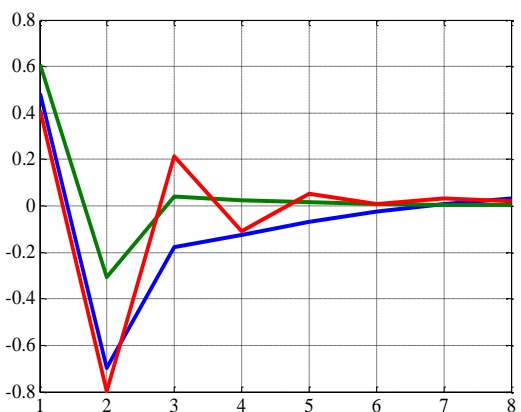
Banku nekustamā īpašuma pieprasījums



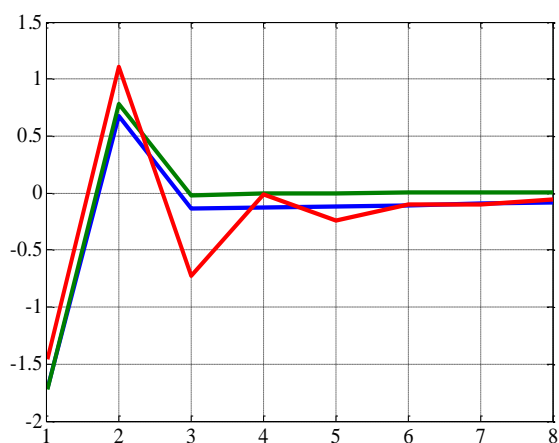
Nekustamā īpašuma 1 m<sup>2</sup> cena



Ārvalstu aizņēmumi



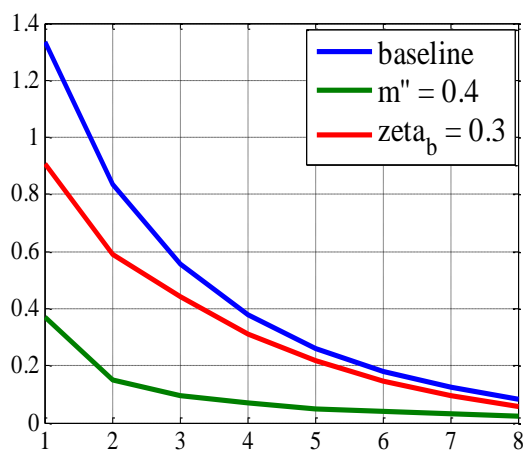
Hipotekārie kredīti



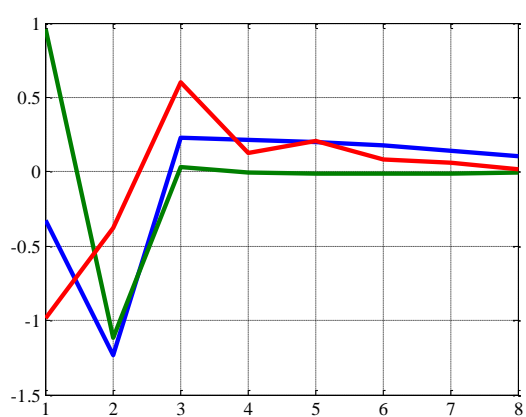
Piezīme: bāzes scenārijā (baseline) pielietotas modelī novērtētās posteriorās vērtības. Otrajā scenārijā ierobežoto mājsaimniecību kredītu un ķīlas vērtības attiecība samazināta no 0.8 (bāzes modelī) līdz 0.4. Trešajā scenārijā pieņemts, ka būtiski pieaug investoru riska prēmijas elastība attiecībā pret valsts ārējo pārādu.

**Reakcija uz produktivitātes šoku  $\varepsilon^a$**   
*Response to productivity shock  $\varepsilon^a$*

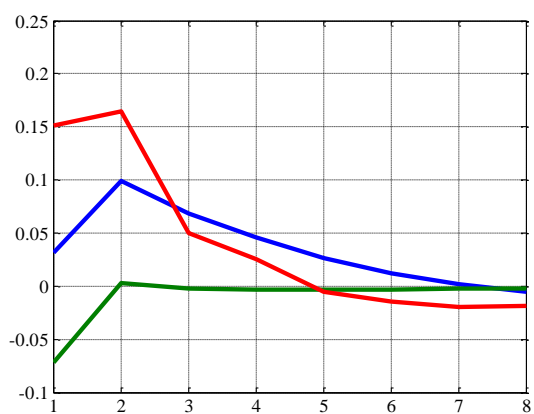
Ierobežoto mājsaimniecību patēriņš



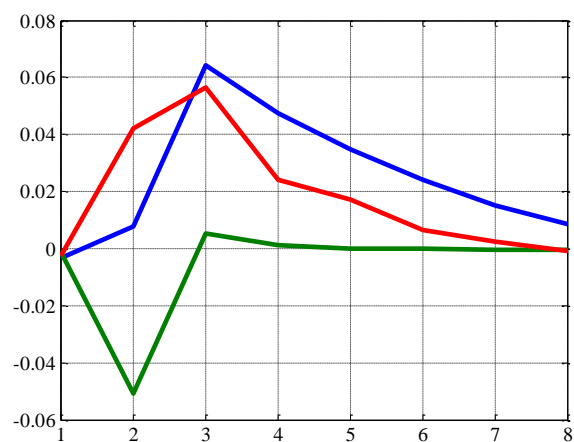
IKP



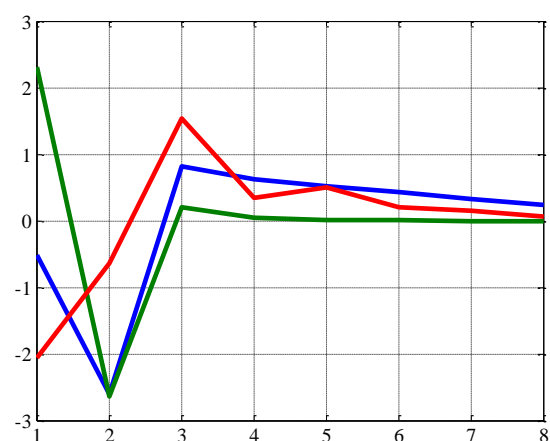
Iekšzemes procentu likme



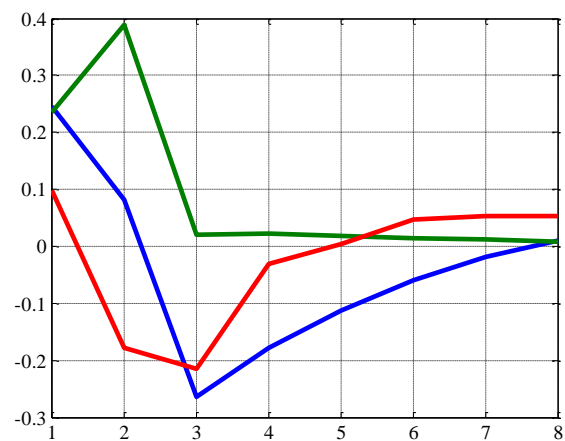
Inflācija



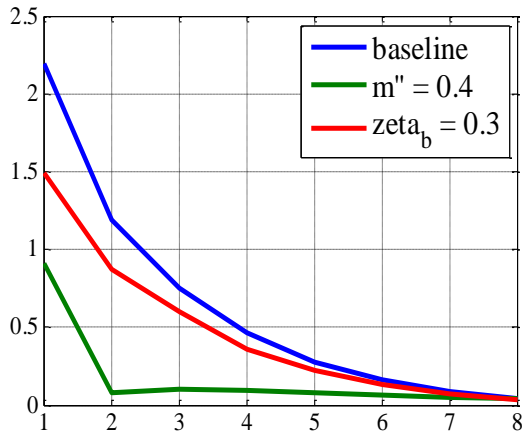
Robežizmaksas



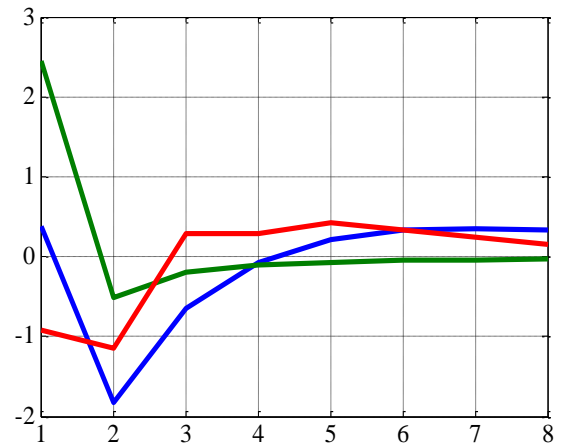
Nefinanšu investīcijas



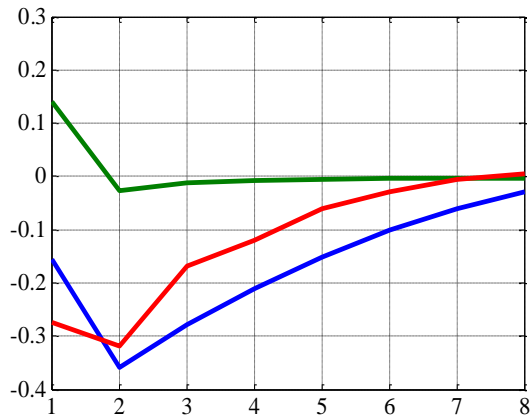
Ierobežoto mājsaimniecību mājokļu pieprasījums



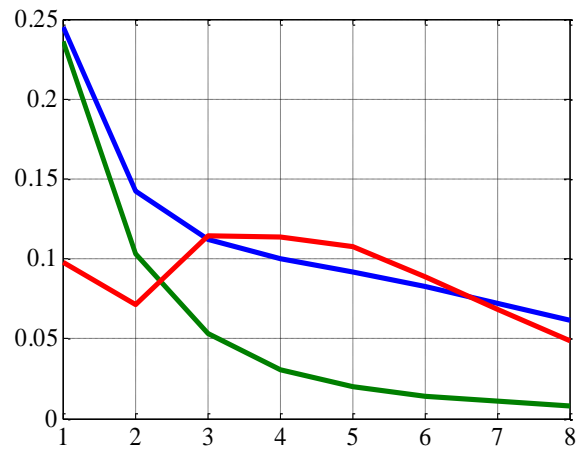
Uzņēmumu nekustamā īpašuma pieprasījums



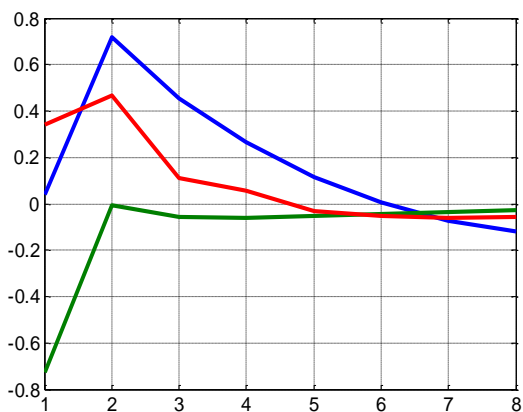
Banku nekustamā īpašuma pieprasījums



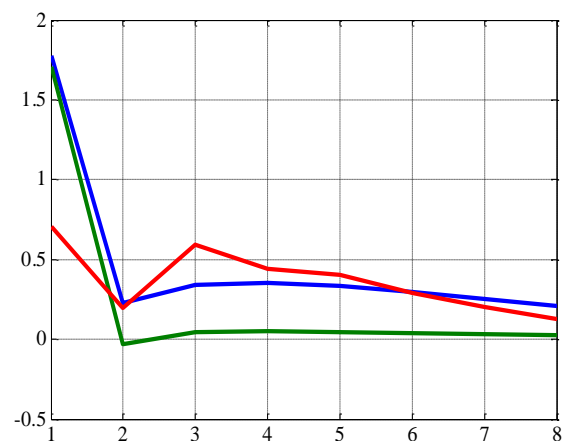
Nekustamā īpašuma 1 m<sup>2</sup> cena



Ārvalstu aizņēmumi



Hipotekārie kredīti

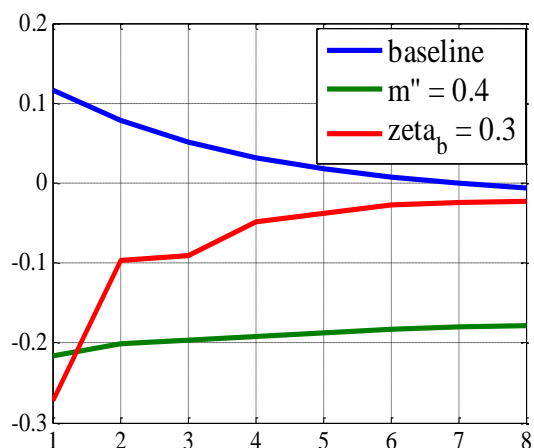


Piezīme: bāzes scenārijā (baseline) pielietotas modelī novērtētās posteriorās vērtības. Otrajā scenārijā ierobežoto mājsaimniecību kredītu un ķīlas vērtības attiecība samazināta no 0.8 (bāzes modelī) līdz 0.4. Trešajā scenārijā pieņemts, ka būtiski pieaug investoru riska prēmijas elastība attiecībā pret valsts ārējo parādu.

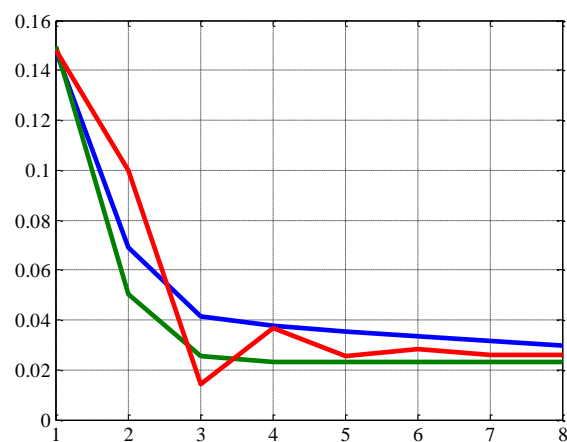


**Reakcija uz tirdzniecības nosacījumu šoku  $\varepsilon^s$**   
*Response to terms of trade shock  $\varepsilon^s$*

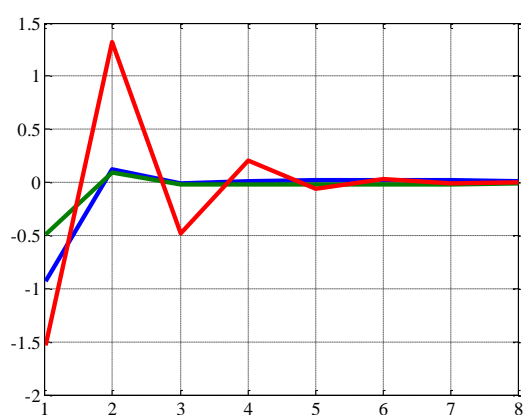
Ierobežoto mājsaimniecību patēriņš



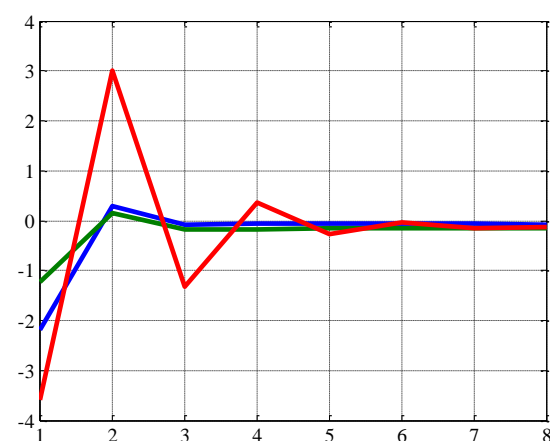
Inflācija



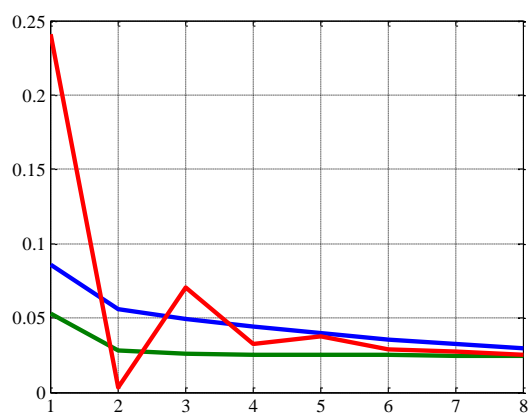
IKP



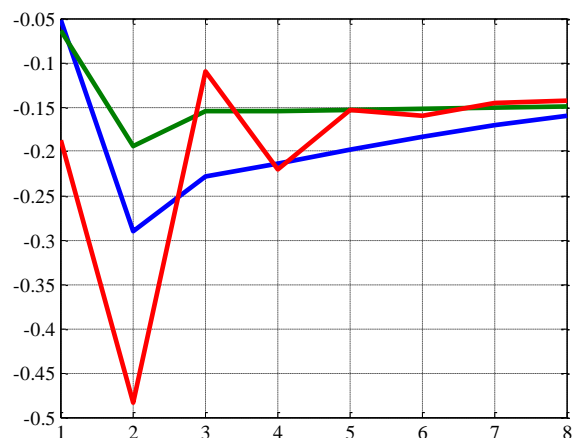
Robežizmaksas



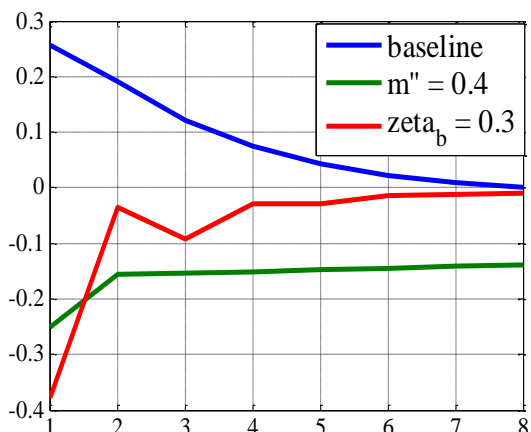
Iekšzemes procentu likme



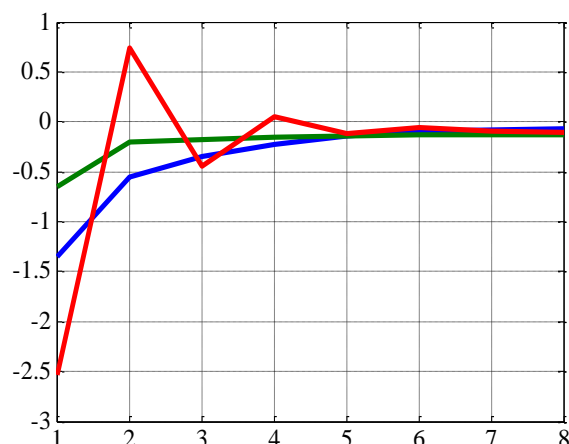
Nefinanšu investīcijas



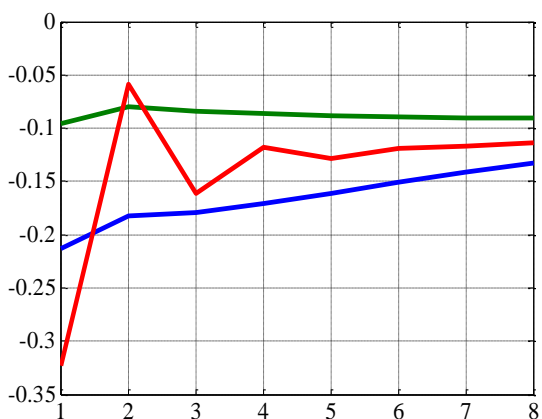
Ierobežoto mājsaimniecību mājokļu pieprasījums



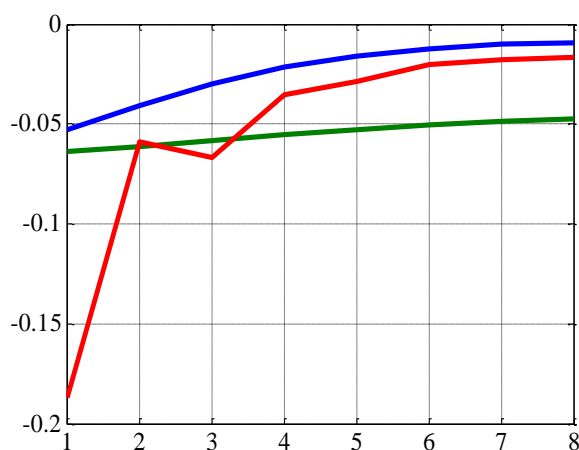
Uzņēmumu nekustamā īpašuma pieprasījums



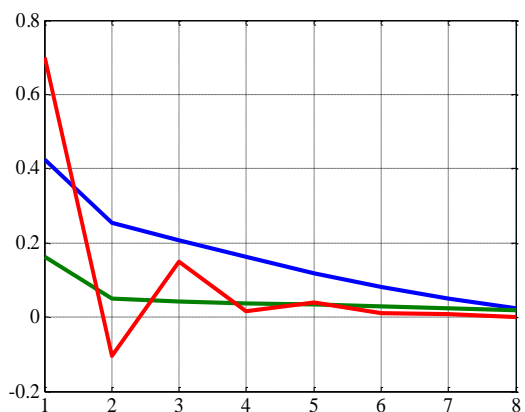
Banku nekustamā īpašuma pieprasījums



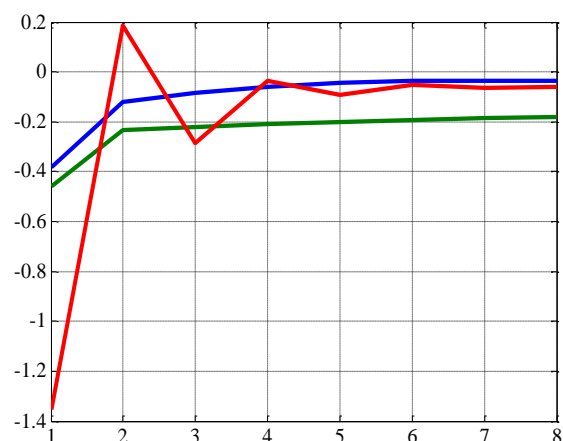
Nekustamā īpašuma 1 m<sup>2</sup> cena



Ārvalstu aizņēmumi



Hipotekārie kredīti

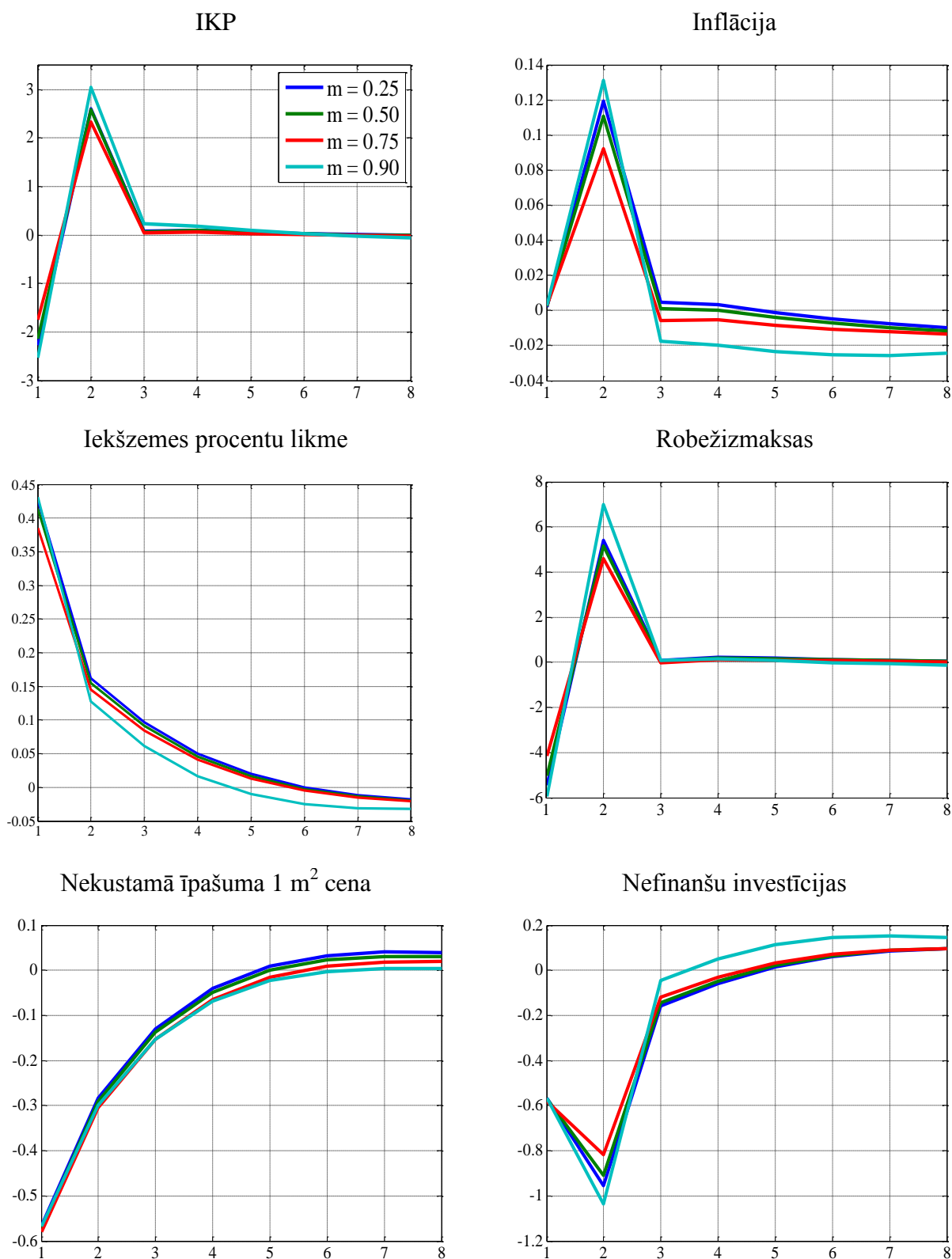


Piezīme: bāzes scenārijā (baseline) pielietotas modelī novērtētās posteriorās vērtības. Otrajā scenārijā ierobežoto mājsaimniecību kredītu un ķīlas vērtības attiecība samazināta no 0.8 (bāzes modelī) līdz 0.4. Trešajā scenārijā pieņemts, ka būtiski pieaug investoru riska prēmijas elastība attiecībā pret valsts ārējo parādu.

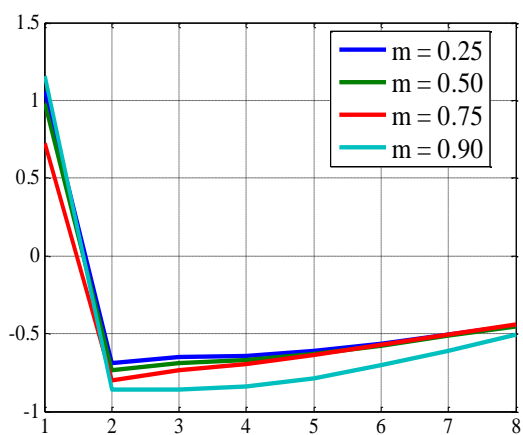
**Jūtīguma analīze dažādām uzņēmumu kredītu un ķīlas vērtības attiecībām**  
*Sensitivity analysis for various entrepreneurial loan-to-value ratios*

7.8. attēls

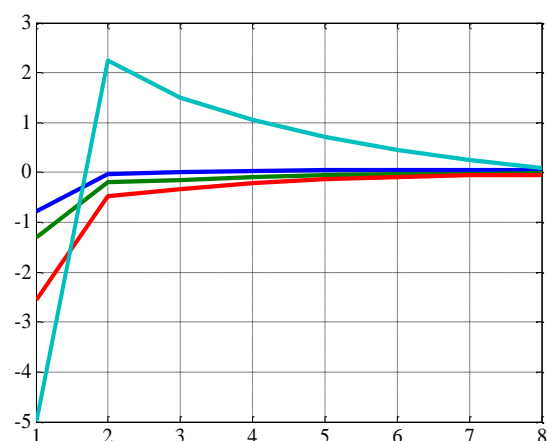
**Reakcija uz ārvalstu procentu likmes šoku  $\varepsilon^r$**   
*Response to foreign interest rate shock  $\varepsilon^r$*



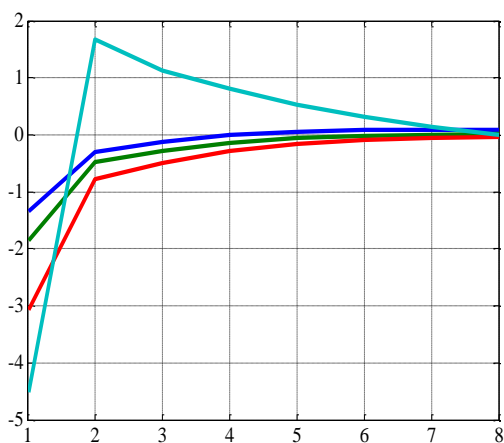
Ārvalstu aizņēmumi



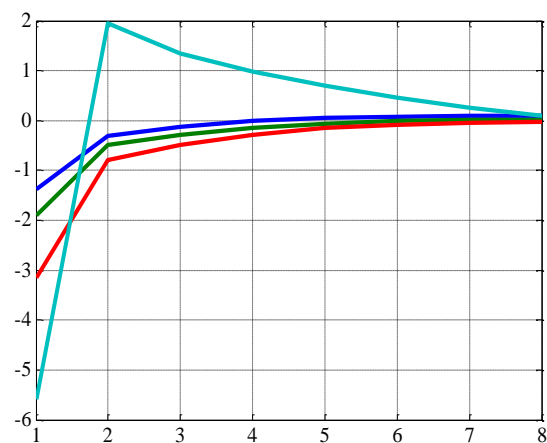
Uzņēmumu nekustamā īpašuma pieprasījums



Uzņēmumu patēriņš



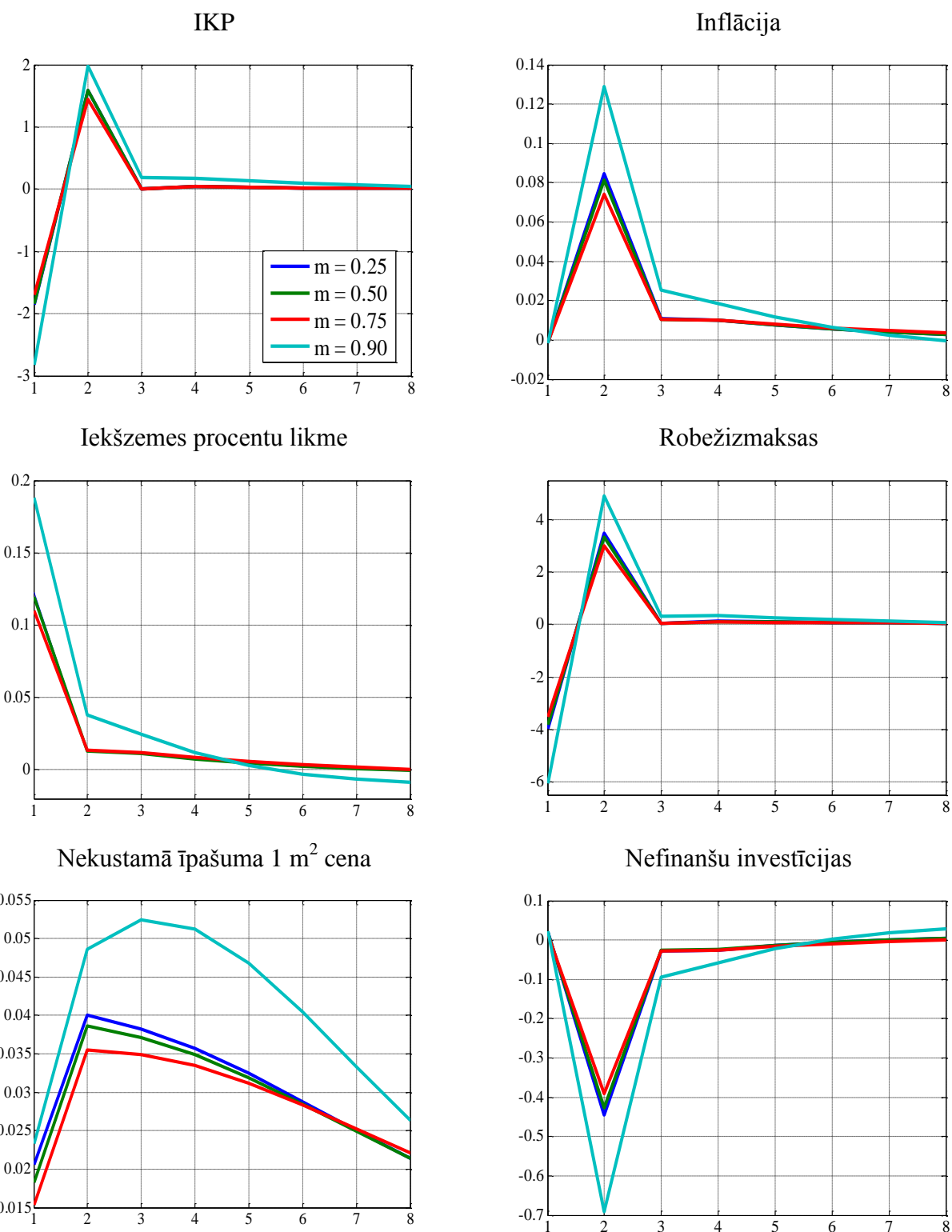
Uzņēmumu kredīti



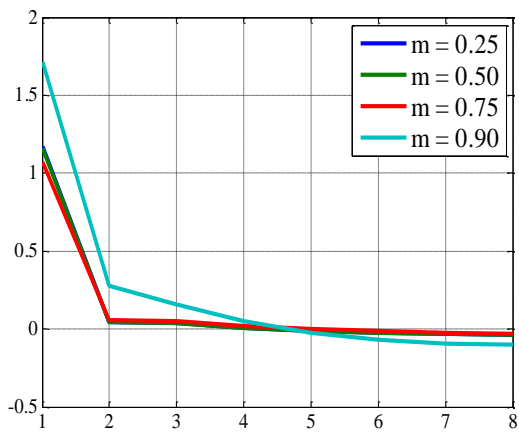
Piezīme: Aplūkoti scenāriji ar četrām uzņēmumu kredīta un ķīlas vērtības attiecībām ( $m$ ): 0.25, 0.5, 0.75 un 0.9. Piemēram,  $m = 0.25$  nozīmē, ka banka piešķir hipotekāro kredītu 25% apmērā no uzņēmuma ieķīlātās nekustamā īpašuma vērtības.

### Reakcija uz nekustamā īpašuma cenu šoku $\varepsilon^s$

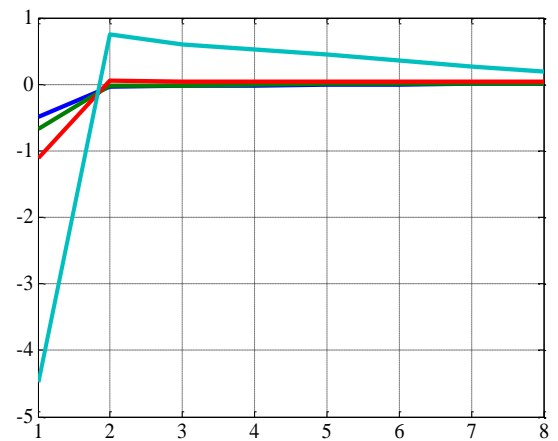
Response to real estate price shock  $\varepsilon^s$



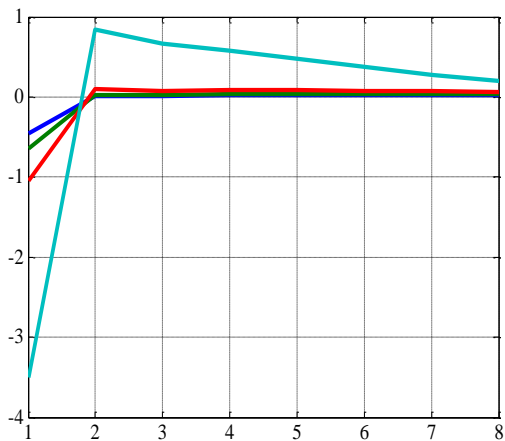
Ārvalstu aizņēmumi



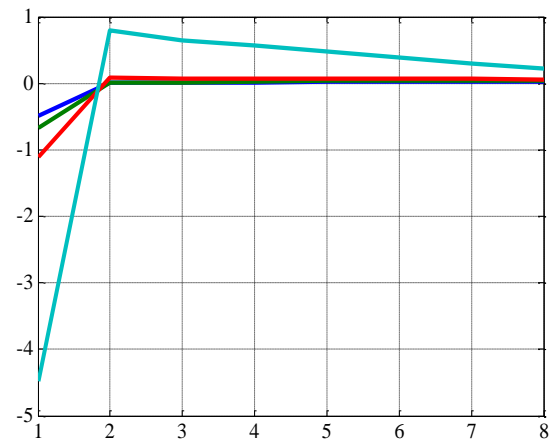
Uzņēmumu nekustamā īpašuma pieprasījums



Uzņēmumu patēriņš

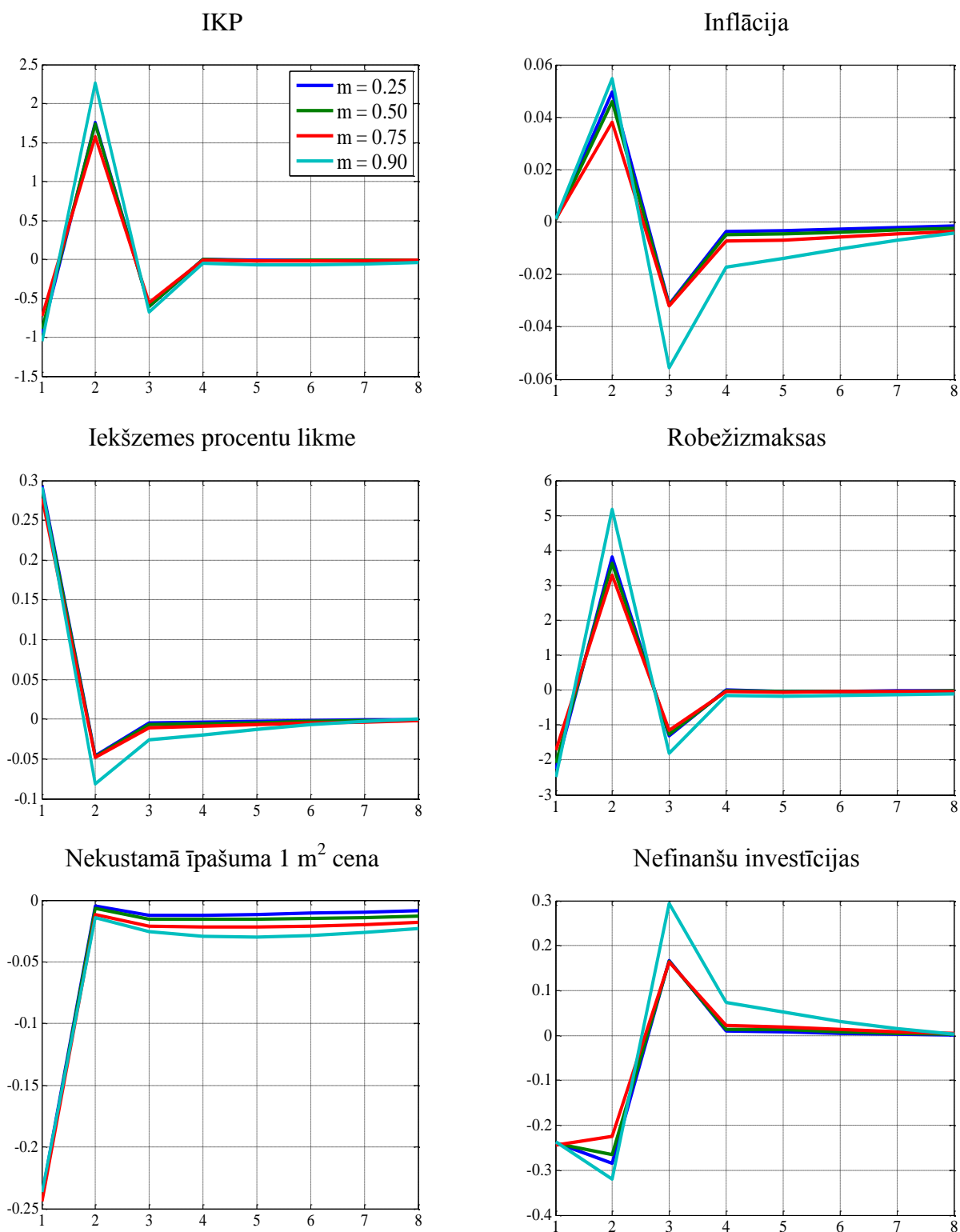


Uzņēmumu kredīti

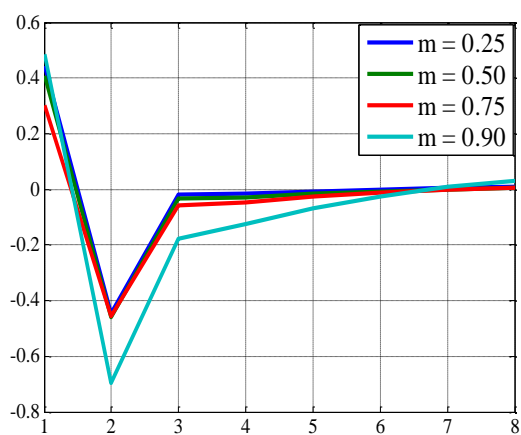


Piezīme: Aplūkoti scenāriji ar četrām uzņēmumu kredīta un ķīlas vērtības attiecībām ( $m$ ): 0.25, 0.5, 0.75 un 0.9. Piemēram,  $m = 0.25$  nozīmē, ka banka piešķir hipotekāro kredītu 25% apmērā no uzņēmuma ieķīlātās nekustamā īpašuma vērtības.

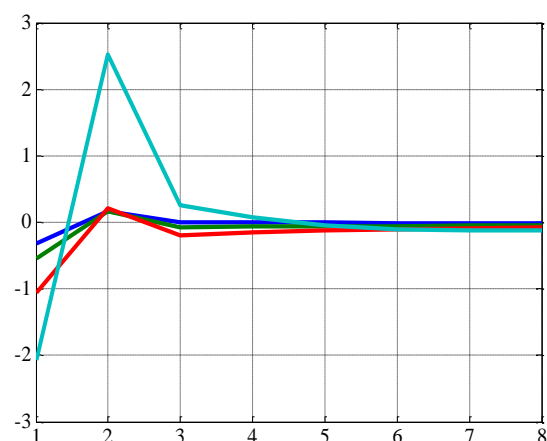
**Reakcija uz valsts riska prēmijas šoku  $\varepsilon^{\zeta}$**   
*Response to country risk premium shock  $\varepsilon^{\zeta}$*



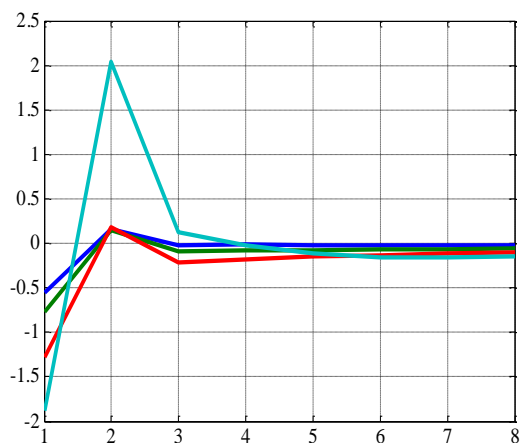
Ārvalstu aizņēmumi



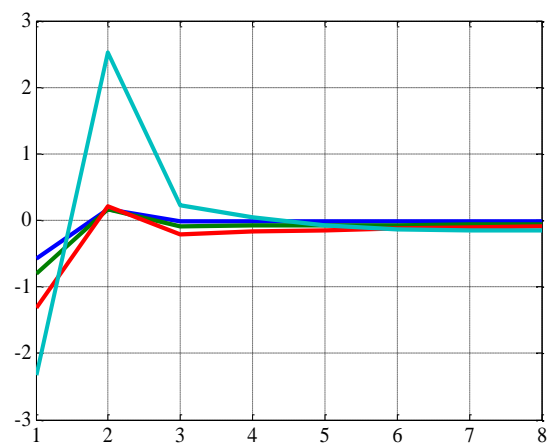
Uzņēmumu nekustamā īpašuma pieprasījums



Uzņēmumu patēriņš



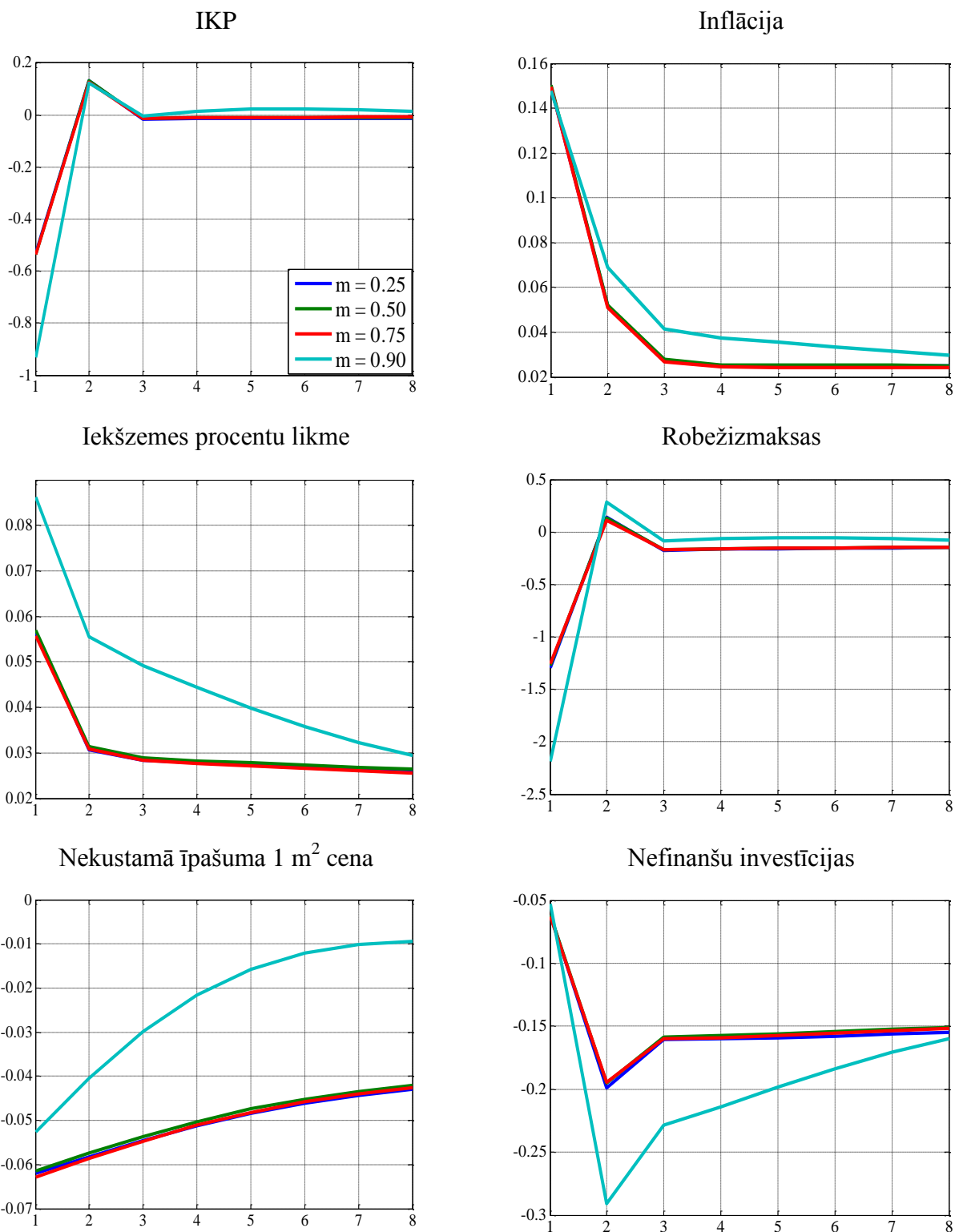
Uzņēmumu kredīti



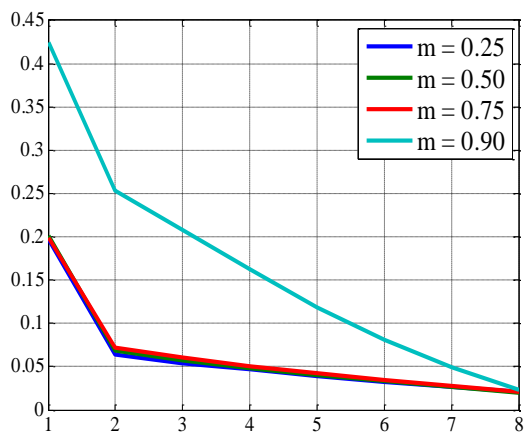
Piezīme: Aplūkoti scenāriji ar četrām uzņēmumu kredīta un ķīlas vērtības attiecībām ( $m$ ): 0.25, 0.5, 0.75 un 0.9. Piemēram,  $m = 0.25$  nozīmē, ka banka piešķir hipotekāro kredītu 25% apmērā no uzņēmuma ieķīlātās nekustamā īpašuma vērtības.



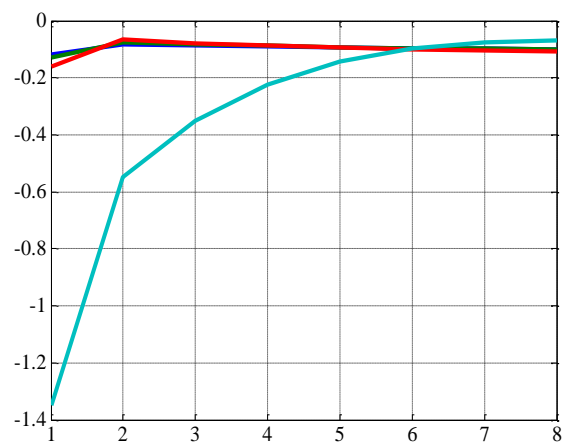
**Reakcija uz tirdzniecības nosacījumu šoku  $\varepsilon^s$**   
*Response to terms of trade shock  $\varepsilon^s$*



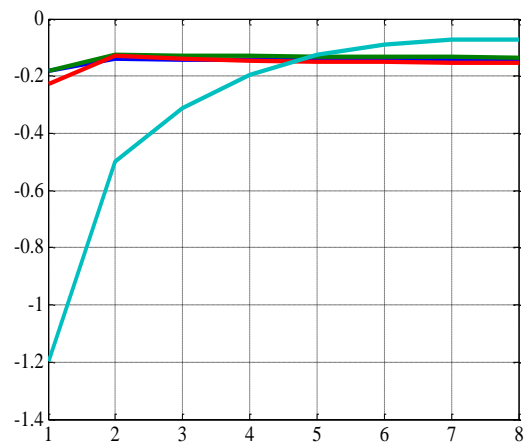
Ārvalstu aizņēmumi



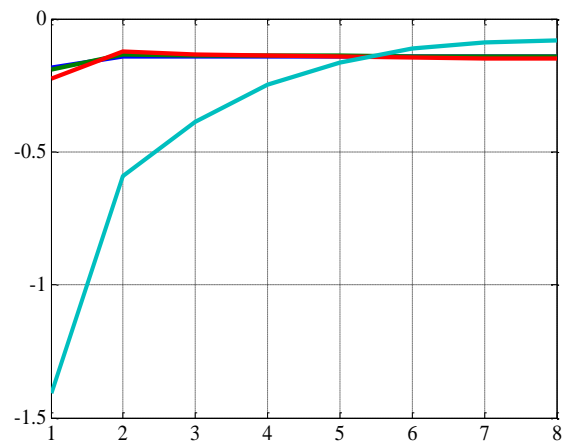
Uzņēmumu nekustamā īpašuma pieprasījums



Uzņēmumu patēriņš



Uzņēmumu kredīti



Piezīme: Aplūkoti scenāriji ar četrām uzņēmumu kredīta un ķīlas vērtības attiecībām ( $m$ ): 0.25, 0.5, 0.75 un 0.9. Piemēram,  $m = 0.25$  nozīmē, ka banka piešķir hipotekāro kredītu 25% apmērā no uzņēmuma ieķīlātās nekustamā īpašuma vērtības.