

KRISTĪNE VĪTOLA  
VIKTORS AJEVSKIS

## FIKSĒTS VALŪTAS KURSS SALĪDZINĀJUMĀ AR INFLĀCIJAS MĒRĶI: DSGE MODEĻA REZULTĀTI

PĒTĪJUMS

2 / 2011

## SATURS

Kopsavilkums	2
Ievads	3
1. Modeļa uzbūve	6
1.1. Mājsaimniecības	6
1.2. Inflācijas, valūtas kursa un tirdzniecības nosacījumu identitātes	7
1.3. Uzņēmumi	8
1.4. Līdzsvara stāvoklis	9
1.5. Monetārā politika	10
1.6. Vienkāršots modeļa variants	10
2. Modeļa novērtējums	11
2.1. Datu raksturojums	11
2.2. Aprioro vērtību izvēle	13
3. Rezultāti	15
3.1. Beijesa novērtējumi	15
3.2. Stabilitātes analīze	16
3.3. Politikas simulācijas	18
Secinājumi	21
Literatūra	22

## SAĪSINĀJUMI

AR	autoregresija
CES	konstanta savstarpējās aizvietojamības elastība ( <i>constant elasticity of substitution</i> )
DSGE	dinamiskais stohastiskais vispārējais līdzsvars ( <i>Dynamic Stochastic General Equilibrium</i> )
EMS	Ekonomikas un monetārā savienība ( <i>Economic and Monetary Union</i> )
ES	Eiropas Savienība
ES25	valstis pēc ES paplašināšanās 2004. gada 1. maijā
IKP	iekšzemes kopprodukts
IS	ieguldījumu un uzkrājumu līdzsvars ( <i>investment and saving equilibrium</i> )
MCMC	Markova ķēdes Montekarlo metode ( <i>Markov Chain Monte Carlo method</i> )
PCI	patēriņa cenu indekss
PP	pirktpējas paritāte
SDR	Speciālās aizņēmuma tiesības ( <i>Special Drawing Rights</i> )
SPCI	saskaņotais patēriņa cenu indekss
VKM II	Valūtas kursa mehānisms II

## KOPSAVILKUMS

Pētījumā novērtēta inflācijas mērķa noteikšanas ietekme salīdzinājumā ar fiksētu valūtas kursu Lielbritānijā, Zviedrijā, Polijā, Čehijas Republikā, Igaunijā, Latvijā un Lietuvā, t.i., septiņās ārpus eiro zonas esošajās ES valstīs. Tas panākts, novērtējot mazas atvērtas tautsaimniecības DSGE modeli un veicot modeļa simulācijas ar novērtētajiem strukturālajiem parametriem un dažādām politikas parametru kopām. Iegūtie rezultāti salīdzināti inflācijas, produkcijas izlaides starpības un procentu likmju svārstību izteiksmē. Valstīs, kuras nosaka inflācijas mērķi, politikas maiņa uz fiksētu valūtas kursu palielinātu inflācijas svārstīgumu 3–6 reizes. Baltijas valstīs fiksēta valūtas kursa politikas maiņa uz inflācijas mērķa noteikšanu ar pilnībā elastīgu valūtas kursu paaugstinātu inflācijas svārstīgumu 2–4 reizes, savukārt saistībā ar esošo cenu stabilizāciju un valūtas kursa svārstībām VKM II noteiktajās robežās inflācijas svārstīgums palielinātos 3–6 reizes. Tādējādi politikas simulācijas liecina, ka visās minētajās valstīs īstenotā monetārā politika nodrošina stabilāku inflāciju un produkcijas izlaidi nekā alternatīvu režīmu vidē.

**Atslēgvārdi:** DSGE modelis, maza atvērta tautsaimniecība, fiksēts valūtas kurss, inflācijas mērķa noteikšana, Beijesa novērtējums

**JEL klasifikācija:** C11, C3, C51, D58, E58, F41

## IEVADS

Starptautisko debašu uzmanības centrā jau ilgu laiku ir pareiza valūtas kursa režīma izvēles jautājums. Svarīgi ir tas, kādas ir dažādu valūtas kursa režīmu izmaksas un sniegtais labums. Kuri ir galvenie izšķirošie faktori, kas nosaka noteikta valūtas kursa politikas izvēli, un kā to var ietekmēt tautsaimniecības strukturālās iezīmes? Vai alternatīvi režīmi saistīti ar atšķirīgu ietekmi uz makroekonomiskajiem rādītājiem?

Ar minēto jautājumu risināšanu saistīto modeļu, teoriju un pieņēmumu skaits ekonomiskajā literatūrā arvien palielinās. Tomēr nav panākta plaša vienošanās par to, kā valūtas kursa režīmi ietekmē vispārējos makroekonomiskos mērķus, t.sk. inflāciju un izaugsmi. Uzdevums noteikt skaidras sakarības ir izaicinājums, jo valūtas kursa un plašākas tautsaimniecības savstarpējā mijiedarbība ir daudzveidīga. Lai gan debates joprojām turpinās, tomēr ir jomas, kurās jau veidojas zināma vienprātība, un attīstības valstīm pieejama būtiska citu valstu iepriekšējā pieredze. Īpaši tas attiecas uz empīriskajām liecībām par to, ka atvērtas tautsaimniecības ar augstu inflācijas līmeni var samazināt inflāciju, piesaistot nacionālo valūtu to galveno tirdzniecības partnervalstu valūtai, kurās inflācija ir zema. Tādējādi fiksēts valūtas kurss var kļūt par cenu stabilizācijas instrumentu.

Vienlaikus pēdējos gados centrālās bankas daudzās attīstītajās un attīstības valstīs izvēlējušās īstenot inflācijas mērķa noteikšanu kā monetārās politikas ietvaru. Tā kā to valstu, kuras pirmās ieviesa šādu politiku (Jaunzēlandes, Kanādas, Lielbritānijas un Zviedrijas), pieredze inflācijas mērķa noteikšanā bija diezgan veiksmīga, daudzas citas attīstītās valstis pārņēma to, neraugoties uz tajās vērojamo samērā zemo inflācijas līmeni.

Valstu, kuras nosaka inflācijas mērķi, centrālās bankas parasti īsteno peldoša valūtas kursa politiku. Norādīts, ka peldoša valūtas kursa politiku izmanto zināmai izolācijai pret ārējiem monetārajiem šokiem un tā darbojas kā t.s. šoku absorbētāja, kas palīdz stabilizēt iekšzemes tautsaimniecību ārēju monetāro šoku apstākļos.

Tomēr vairāki empīriskie pētījumi liecina, ka inflācijas mērķa noteikšana attīstības valstu monetārajā politikā saistīta ar nelielām problēmām. Pirmkārt, valūtas kursa mērķa neievērošana valstīs ar mazu atvērtu tautsaimniecību var radīt lielas valūtas kursa svārstības un spēcīgi ietekmēt uzņēmumu pelnītspēju. Lielāka transmisija nozīmē arī to, ka iekšzemes cenas būtiski reaģē uz valūtas kursa svārstībām. Otrkārt, ārējo aizņēmumu finansētas investīcijas ļoti jutīgi reaģē uz lielām negatīvām kapitāla ieplūdes pārmaiņām jeb t.s. pēkšņiem pārrāvumiem. Ja finanšu iestāžu, ražošanas uzņēmumu un valdības finanšu bilancēs ir būtisks aizņēmumu ārvalstu valūtās īpatsvars, peldoša valūtas kursa apstākļos pēkšņam pārrāvumam sekojoša strauja valūtas kursa samazināšanās var veicināt plašus bankrotus. Treškārt, ja uzticība centrālajai bankai ir zema, zūd galvenā peldoša valūtas kursa priekšrocība – iespēja veidot monetāro politiku atbilstoši iekšzemes tautsaimniecības vajadzībām un piemērot to iekšzemes ekonomiskās attīstības ciklam. Procentu likmes pārmaiņas efektīvi neietekmēs uzņēmumu cenu veidošanas politiku, lai sasniegtu inflācijas mērķi, ja uzņēmumi neticēs, ka centrālā banka īsteno noteikto monetāro politiku un produkcijas izlaidis svārstību gadījumā tās rīcība būs pārliciecināša. Vājinātas uzticības dēļ pēc tam var rasties nepieciešamība pēc lielām procentu likmju pārmaiņām, lai centrālā banka varētu sasniegt noteikto inflācijas mērķi. Lai

nemazinātu iegūto uzticību, centrālajai bankai būs stingri jāievēro noteiktais inflācijas mērķis.

*Bank of England* un *Sveriges Riksbank* – divu valstu, kuras nav pilntiesīgas EMS dalībnieces, centrālās bankas – īsteno inflācijas mērķa noteikšanas politiku, lai nodrošinātu cenu stabilitāti kā savas monetārās nostājas galveno uzdevumu, vienlaikus nosakot elastīgu nacionālās valūtas kursu. Tomēr jaunajām ES valstīm valūtas kursa politika ir svarīgs jautājums, jo tām visām izvirzīta prasība pievienoties EMS un ieviest eiro kā oficiālo valūtu.<sup>1</sup> Savukārt viens no priekšnoteikumiem dalībai vienotās Eiropas valūtas zonā ir dalība VKM II. Lai gan saskaņā ar VKM II dalības standarta prasību valstīm jāievēro valūtas kursa svārstību attiecībā pret eiro  $\pm 15\%$  koridors, ES valstis var noteikt šaurāku savu valūtu svārstību koridoru. To noteikušas trīs Baltijas valstis. Latvija vienpusēji apņēmusies ierobežot nominālā valūtas kursa svārstības attiecībā pret eiro  $\pm 1\%$  robežās ap centrālo paritāti, bet Lietuva un Igaunija izvēlējušās valūtas padomes režīmu, attiecīgi Lietuvas litus un Igaunijas kronas piesaistot eiro un nosakot fiksētu valūtas kursu.

Daži  $\pm 15\%$  svārstību koridora atbalstītāji apgalvo, ka tas radītu iespēju īstenot neatkarīgāku monetāro politiku un ka tieša inflācijas mērķa noteikšanas politika varētu būt izdevīga stratēģija. Loģiski, ka šāds apgalvojums rada vairākus jautājumus. Kādas varētu būt koridora paplašināšanas makroekonomiskās sekas, ja valsts īsteno valūtas padomes režīmu vai saglabā ļoti šauru valūtas kursa koridoru? Kā politikas maiņa uz valūtas kursa mērķa noteikšanu ietekmētu Poliju, Čehijas Republiku, Lielbritāniju un Zviedriju – ārpus eiro zonas esošās valstis, kuras izvēlējušās inflācijas mērķa noteikšanas politiku?

Lai analizētu inflācijas mērķa noteikšanas ietekmi salīdzinājumā ar fiksētu valūtas kursu, pētījumā, izmantojot Beijesa (*Bayes*) pieeju, četrām ārpus eiro zonas esošajām valstīm, kuras īsteno inflācijas mērķa politiku (Lielbritānijai, Zviedrijai, Polijai un Čehijas Republikai), un trim Baltijas valstīm ar fiksētu valūtas kursu novērtēts T. A. Labika (*T. A. Lubik*) un F. Šorfheides (*F. Schorfheide*) pētījumā (7) piedāvātais mazas atvērtas tautsaimniecības DSGE modelis. Simulēts modelis ar fiksētiem novērtētiem strukturāliem parametriem un atšķirīgām politikas parametru kopām, kā arī salīdzināti par inflāciju, produkcijas izlaides starpību un procentu likmju svārstībām iegūtie rezultāti.

Pētījuma rezultāti liecina, ka Lielbritānijas, Zviedrijas un Polijas centrālā banka īsteno stingru pretinflācijas politiku, bet Čehijas Republikā tā ir mērena. Visas centrālās bankas reaģē uz produkcijas izlaides starpību un nosaka procentu likmes atbilstoši esošajai, nevis gaidāmajai inflācijai. Politikas maiņa no inflācijas mērķa noteikšanas uz valūtas kursa mērķa noteikšanu radītu nozīmīgu inflācijas svārstību kāpumu. Inflācijas svārstības Lielbritānijā pieaugtu 6.2 reizes, Zviedrijā un Polijā – 5.0 reizes, bet Čehijas Republikā – 3.6 reizes. Tādējādi valūtas kursa stabilizēšana tiktu panākta uz būtiski lielākas procentu likmju mainības rēķina, īpaši Lielbritānijā, monetārās politikas procentu likmēm kļūstot 7.0 reizes nestabilākām. Turklāt fiksēta valūtas kursa apstākļos šajās četrās valstīs, lai gan nedaudz, tomēr pastiprinātos produkcijas izlaides svārstības, liecinot, ka valūtas kurss izolē iekšzemes

<sup>1</sup> Pāreja uz eiro Slovēnijā notika 2007. gada 1. janvārī, Kiprā un Maltā – 2008. gada 1. janvārī, Slovēnijā – 2009. gada 1. janvārī un Igaunijā – 2011. gada 1. janvārī.

tautsaimniecību no ārējiem šokiem. Politikas maiņa uz inflācijas mērķa noteikšanu ar pilnībā elastīgu valūtas kursu Latvijā, Igaunijā un Lietuvā paaugstinātu inflācijas svārstīgumu attiecīgi 4.0, 2.7 un 1.9 reizes, savukārt saistībā ar esošo cenu stabilizāciju un valūtas kursa svārstībām VKM II noteiktajās robežās inflācijas nenoteiktība pieaugtu attiecīgi 5.5, 3.7 un 3.0 reizes. Vienlaikus situācijā ar plašāku valūtas kursa koridoru produkcijas izlaidis svārstības Baltijas valstīs ir nedaudz spēcīgākas, liecinot, ka valūtas kurss nedarbojas kā šoku absorbētājs.

Tādējādi pētījumā veiktā empīriskā analīze liecina, ka visās aplūkotajās valstīs īstenotā monetārā politika garantē stabilāku inflācijas līmeni un produkcijas izlaidi nekā alternatīva režīma apstākļos.

Pētījuma 1. nodaļā aplūkots modeļa ietvars, kas tālāk novērtēts. Novērtēšanas stratēģija un izmantotie dati izklāstīti 2. nodaļā. Empīriskie rezultāti, stabilitātes analīze un politikas simulācijas apkopotas 3. nodaļā. Noslēgumā sniegti secinājumi.

## 1. MODEĻA UZBŪVE

Modelis veidots kā H. Gali (*J. Gali*) un T. Monačelli (*T. Monacelli*) (4) mazas atvērta tautsaimniecības modificēta versija, ko ierosināja T. A. Labiks un F. Šorfheide (7). Pasaules tautsaimniecība modelēta kā nepārtraukta mazu atvērtu tautsaimniecību kopa, kas veido vienības intervālu. Atsevišķas tautsaimniecības sniegunam nav ietekmes uz pārējo pasauli. Tautsaimniecības pakļautas savstarpēji nepilnīgi korelētiem produktivitātes šokiem, savukārt tām visām ir identiska izvēle, tehnoloģijas un tirgus struktūra.

Tā kā modeļa uzmanības centrā ir vienas tautsaimniecības darbība un mijiedarbība ar pārējo pasauli, kā arī saturiskās vienkāršības dēļ indekss  $i$  tiek atņemts gadījumā, ja modelēta maza atvērta tautsaimniecība. Mainīgie ar apakšindeksu  $i \in [0, 1]$  raksturo valsti  $i$  kā vienu no daudzām pasaules tautsaimniecību veidojošām valstīm. Ar zvaigznīti (\*) apzīmētie mainīgie attiecas uz pasaules tautsaimniecību kopumā.

### 1.1. Mājsaimniecības

Mazas atvērta tautsaimniecības reprezentatīvā mājsaimniecība maksimizē savu derīgumu šādi:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t / A_t, N_t) \quad [1],$$

kur  $N_t$  ir nostrādātās stundas,  $A_t$  – pasaules tehnoloģiskais process un  $C_t$  – apvienotais patēriņa indekss, kas izteikts šādi:

$$C_t \equiv \left[ (1 - \alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad [2].$$

Savukārt  $C_{H,t}$  ir iekšzemes preču patēriņa indekss, kuru raksturo 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 vienības intervāla preci un  $C_{F,t}$  ir importa preču indekss, ko izsaka vienādojums:

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

kur  $C_{i,t}$  ir no valsts  $i$  importēto un iekšzemes mājsaimniecību patērēto preču indekss. Līdzīgi iekšzemes patēriņa preču indeksam 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  $\varepsilon > 1$  rāda noteiktā valstī ražotu preču savstarpējās aizvietojamības elastību.  $\alpha \in [0, 1]$  raksturo tautsaimniecības atvērtības pakāpi, kuru parasti aprēķina kā importa īpatsvaru IKP. Parametrs  $\eta > 0$  ir iekšzemes un importa preču aizvietojamība no iekšzemes patērētāja viedokļa, savukārt  $\gamma$  apzīmē dažādu valstu importa preču savstarpējo aizvietojamību.

Mājsaimniecība maksimizē [1] vienādojumā definēto derīgumu atbilstoši budžeta ierobežojumam:

$$\int_0^1 P_{H,t}(j)C_{H,t}(j)dj + \int_0^1 \int_0^1 P_{i,t}(j)C_{i,t}(j)djdi + D_t \leq D_{t-1}R_t + W_tN_t + T_t \quad [3]$$

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

## 1.2. Inflācijas, valūtas kursa un tirdzniecības nosacījumu identitātes

Tālāk definētas dažas identitātes, kuras saista inflāciju, valūtas kursu un tirdzniecības nosacījumus. Divpusējie tirdzniecības nosacījumi starp iekšzemes tautsaimniecību un valsti  $i$  izteikti šādi:

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

t.i., iekšzemes preču cenas izteiktas no valsts  $i$  importēto preču cenās. Tādējādi efektīvos tirdzniecības nosacījumus raksturo šāda sakarība:

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

Pārveidojot to logaritmētā lineārā formā ap simetrisku stabilu līdzsvara stāvokli, iegūst:

$$\pi_t = \pi_{H,t} - \alpha \Delta S_t \quad [4],$$

kur  $\pi_t \equiv p_t - p_{t-1}$ ,  $\pi_{H,t} \equiv p_{H,t} - p_{H,t-1}$  un apakšraksts apzīmē mainīgo novirzes no to stabila līdzsvara stāvokļa. [4] vienādojums izsaka, ka inflācijas starpība ir proporcionāla tirdzniecības nosacījumu procentuālajām pārmaiņām, kur proporcionalitātes koeficients ietverts atvērtības pakāpē  $\alpha$ .

Pieņem, ka spēkā ir vienas cenas likums preču līmenī gan importa, gan eksporta precēm, t.i.,  $P_{i,t}(j) = \varepsilon_{i,t} P_{i,t}^i(j)$  visiem  $i, j \in [0, 1]$ .  $\varepsilon_{i,t}$  ir divpusējais nominālais valūtas kurss, t.i., valsts  $i$  valūtas cena nacionālās valūtas izteiksmē, savukārt  $P_{i,t}^i(j)$  ir valsts  $i$  preces  $j$  cena, kas izteikta šīs valsts  $i$  valūtā. Piemērojot vienas cenas likuma pieņēmumu  $P_{i,t}$  definīcijai, iegūst  $P_{i,t} = \varepsilon_{i,t} P_{i,t}^i$ , kur

$$P_{i,t}^i \equiv \left( \int_0^1 P_{i,t}^i(j)^{1-\varepsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \text{ ir valsts } i \text{ iekšzemes preču cenu indekss.}$$



Valūtas kursa politikas analīzes nolūkā PCI inflācijas vienādojumā iekļauts nominālais valūtas kurss  $e_t$ , pieņemot, ka ir spēkā relatīvās PP nosacījums. Lai iegūtu šo sakarību, no tirdzniecības nosacījumu vienādojuma  $s_t = p_{H,t} - p_{F,t}$  izsaka  $p_{F,t}$ , ievieto sakarībā  $p_{F,t} = e_t + p_t^*$  un iegūst:

$$p_{H,t} - s_t = e_t + p_t^* \quad [5].$$

Pārrakstot starpībās:

$$\pi_{H,t} - \Delta s_t = \Delta e_t + \pi_t^*,$$

izmantojot iekšzemes preču inflācijas izteiksmi [4] un mainot secību, iegūst:

$$\pi_t = \Delta e_t + (1 - \alpha)\Delta s_t + \pi_t^* \quad [6].$$

### 1.3. Uzņēmumi

Iekšzemes tautsaimniecībā darbojas nepārtraukta uzņēmumu  $j \in [0, 1]$  kopa, un katrs uzņēmums ražo diferencētu preci, izmantojot vienādu tehnoloģiju, ko atspoguļo ražošanas funkcija:

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

kur  $A_t$  ir tehnoloģiju 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, bet kopējais cenu līmenis un kopējais patēriņa indekss ir eksogēni. Saskaņā ar cenu veidošanas mehānismu, kuru izvirzīja G. A. Kalvo (*G. A. Calvo*) (2), katrs uzņēmums katrā periodā var mainīt savas preces cenu ar varbūtību  $1 - \theta$  neatkarīgi no tā, kad cena tika mainīta pēdējo reizi. Tādējādi katrā periodā uzņēmumu daļa  $1 - \theta$  maina cenas, bet pārējie uzņēmumi  $\theta$  tās nemaina. Tātad  $\theta$  atspoguļo cenu noturīgumu.

Tā kā visi uzņēmumi, kuri maina cenas, izvēlēsies vienādu cenu  $\bar{P}_{H,t}$ , kopējo cenu līmeni var izteikt šādi:

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

Pieņemot, ka stabilā līdzsvara stāvoklī ir nulles inflācija, t.i.,  $\bar{P}_{H,t} = P_{H,t-1} = P_{H,t}$  visiem  $t$ , un pārveidojot pēdējo sakarību logaritmētā lineārā formā ap stabilu līdzsvara stāvokli, iegūst:

$$\pi_{H,t} = (1 - \theta)(\bar{P}_{H,t} - p_{H,t-1}) \quad [7].$$

[7] vienādojums izsaka, ka inflācija rodas, uzņēmumiem optimizējot cenu katrā periodā tā, ka tā atšķiras no perioda  $t - 1$  vidējās cenas tautsaimniecībā.

Uzņēmums, kas optimizē cenu periodā  $t$ , noteiks cenu  $\bar{P}_{H,t}$ , maksimizējot peļņas, kas gūta periodā, kamēr konkrētā cena ir spēkā, pašreizējo tirgus vērtību:

$$\max_{\bar{P}_{H,t}} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} \left( \bar{P}_{H,t} Y_{t+k|t} - \Psi_{t+k}(Y_{t+k|t}) \right) \right\} = 0 \quad [8],$$

ievērojot pieprasījuma ierobežojumus:

$$Y_{t+k|t} = \left( \frac{\bar{P}_{H,t}}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} \left( C_{H,t+k} + \int_0^1 C_{H,t+k}^i di \right) = \left( \frac{\bar{P}_{H,t}}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} \hat{C}_{H,t+k} \equiv Y_{t+k}^d(\bar{P}_{H,t}) \quad [9]$$

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,  $\Psi_t(\cdot)$  – izmaksu funkcija un  $Y_{t+k|t}$  ir  $t+k$  perioda produkcijas izlaide uzņēmumā, kas pēdējo reizi mainīja cenu periodā  $t$ .

Atrisinot [8] un [9] vienādojumā definēto problēmu un pārveidojot logaritmētā lineārā formā, iegūst:

$$\bar{p}_{H,t} - p_{H,t-1} = (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{ \hat{mc}_{t+k|t} + (p_{H,t+k} - p_{H,t-1}) \} \quad [10],$$

kur  $\hat{mc}_{t+k|t} \equiv mc_{t+k|t} - mc$  ir robežizmaksu logaritma novirze no stabila līdzsvara stāvokļa vērtības  $mc$ .

## 1.4. Līdzsvara stāvoklis

### 1.4.1. Pieprasījuma puse

Preču tirgus līdzsvars iekšzemes tautsaimniecībā ir šāds:

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

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

### 1.4.2. Piedāvājuma puse

Apzīmēsim ar  $Y_t \equiv \left[ \int_0^1 Y_t(j)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} dj \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$  kopējās iekšzemes produkcijas izlaides indeksu. Ražošanas funkciju var iegūt, saistot kopējo iekšzemes pieprasījumu ar kopējo nodarbinātību. Darba tirgus līdzsvars nosaka, ka  $N_t = \int_0^1 N_t(j) dj$ .

Izsakot darbaspēka pieprasījumu no uzņēmuma ražošanas funkcijas  $N_t(j) = Y_t(j) / A_t$  un ievietojot darba tirgus līdzsvara nosacījumā, iegūst:

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

Veicot standarta atvasinājumus, iegūst iekšzemes inflāciju kā robežizmaksu noviržu no stabila līdzsvara stāvokļa funkciju:

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \{ \pi_{H,t+1} \} + \lambda \hat{m}c_t \quad [11],$$

kur

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

[11] vienādojums nosaka, ka iekšzemes preču inflāciju neietekmē parametri, kas raksturo atvērtu tautsaimniecību. Gluži pretēji – reālās robežizmaksas kā iekšzemes produkcijas izlaides funkcija atvērtā tautsaimniecībā salīdzinājumā ar slēgtu tautsaimniecību ir atšķirīga, un to nosaka produkcijas izlaides un patēriņa, kā arī iekšzemes preču un patēriņa preču cenu atšķirības.

Pēc dažiem pārveidojumiem iegūst reālās robežizmaksas kā iekšzemes un pasaules produkcijas izlaides (attiecīgi  $\tilde{y}_t$  un  $\tilde{y}_t^*$ ) funkciju:

$$\hat{m}c_t = (\sigma_\alpha + \varphi) \tilde{y}_t + (\sigma - \sigma_\alpha) \tilde{y}_t^* \quad [12],$$

kur  $\sigma$  un  $\varphi$  attiecīgi apzīmē mājsaimniecību nevēlēšanos uzņemties risku un iesaistīties darbaspēka piedāvājumā,  $\sigma_\alpha \equiv \frac{\sigma}{1 + \alpha(\omega - 1)} > 0$  un  $\omega \equiv \sigma\gamma + (1 - \alpha)(\sigma\eta - 1)$ .

### 1.5. Monetārā politika

Monetārā politika definēta ar procentu likmes likumu, t.i., centrālā banka nosaka bāzes likmi, lai koriģētu PCI inflācijas, produkcijas izlaides un nominālā valūtas kursa pārmaiņu 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  $\psi_1, \psi_2, \psi_3 \geq 0$  un  $\varepsilon_t^r$  ir eksogēns monetārās politikas šoks. Lai atspoguļotu nominālo procentu likmju noturīgumu, monetārās politikas likumā ietverts autoregresijas koeficients  $0 < \rho_r < 1$ .

### 1.6. Vienkāršots modeļa variants

Pētījumā novērtēts H. Gali un T. Monačelli (4) modeļa vienkāršots variants, ko ierosinājuši T. A. Labiks un F. Šorfheide (7), kur  $\varphi = 0$ ,  $\eta = 1$  un  $\gamma = 1$ .

Logaritmētā lineārā formā pārveidotie galvenie galavienādojumi, kas tiks izmantoti modeļa novērtēšanā, ir šādi:

$$\tilde{y}_t = E_t \{ \tilde{y}_{t+1} \} - (\tau + \alpha(1 - \tau)(2 - \alpha))(r_t - E_t \{ \pi_{t+1} + \alpha \Delta s_{t+1} \} - \rho_z z_t) + \alpha(2 - \alpha) \left( \frac{1 - \tau}{\tau} \right) E_t \{ \Delta \tilde{y}_{t+1}^* \} \quad [13],$$

$$\pi_t = \beta E_t \{\pi_{t+1}\} + \alpha \beta E_t \{\Delta s_{t+1}\} - \alpha \Delta s_t + \frac{\lambda}{\tau + \alpha(2 - \alpha)(1 - \tau)} (\tilde{y}_t - \tilde{y}_t^n) \quad [14],$$

$$\pi_t = \Delta e_t + (1 - \alpha) \Delta s_t + \pi_t^* \quad [15],$$

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1 - \rho_r) [\psi_1 \pi_t + \psi_2 \tilde{y}_t + \psi_3 \Delta e_t] + \varepsilon_t^r \quad [16],$$

$$\Delta s_t = \rho_s \Delta s_{t-1} + \varepsilon_t^s \quad [17],$$

$$y_t^* = \rho_y y_{t-1}^* + \varepsilon_t^{y^*} \quad [18],$$

$$\pi_t^* = \rho_{\pi^*} \pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*} \quad [19],$$

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_t^z \quad [20],$$

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

[13] vienādojums ir uz nākotni vērsta atvērtas tautsaimniecības IS līkne, kas atspoguļo, ka produkcijas izlaidi nosaka gan iekšzemes, gan ārvalstu gaidāmā produkcijas izlaide, reālā procentu likme, paredzamās tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas un tehnoloģiskā izaugsme. [14] vienādojums ir atvērtas tautsaimniecības jaunā Keinsa–Filipsa līkne (*New Keynesian Phillips curve*). Iekšzemes produkcijas izlaides starpības pārmaiņas ietekmē inflāciju, jo tās saistītas ar reālo robežizmaksu pārmaiņām, savukārt parametrs  $\lambda$  nosaka Filipsa līknes slīpumu un ir citu dziļo parametru funkcija, bet šajā vienādojumā tas uzskatāms par strukturālu. Tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas Filipsa līknē rāda, ka daļa patēriņa preču tiek importēta. [15] vienādojums ietver PP nosacījumu. Monetāro politiku [16] vienādojumā atspoguļo procentu likmes likums, saskaņā ar kuru centrālā banka koriģē savu monetārās politikas instrumentu, reaģējot uz PCI inflācijas, produkcijas izlaides un nominālā valūtas kursa pārmaiņu novirzēm no mērķa rādītājiem. Autoregresijas koeficients atspoguļo monetārās politikas instrumenta noturīguma līmeni. Pārējie vienādojumi attiecīgi raksturo eksogēnos tirdzniecības nosacījumus, ārvalstu produkcijas izlaidi, inflāciju un tehnoloģijas pārmaiņas. Visi eksogēnie rādītāji ir AR(1) procesi.

## 2. MODEĻA NOVĒRTĒJUMS

### 2.1. Datu raksturojums

Literatūrā sniegtas divu veidu galvenās DSGE modeļu novērtēšanas metodes – kalibrēšana un ekonometriskā novērtēšana. Kalibrēšanas metodes bija ļoti populāras pirms dažiem gadiem, bet to izmantošana mazinājusies. Tas daļēji atspoguļo aprēķinu veikšanas iespēju uzlabojumus un jaunu ekonometrisko metožu, piemēram, Beijesa pieejas, attīstību. Pašlaik izplatīts paņēmiens ir paplašināt logaritmētu ticamības funkciju ar apriorām vērtībām un veikt Beijesa novērtējumu (sk., piemēram, T. A. Labika un F. Šorfheides (7) un F. Smetsa (*F. Smets*) un R. Vautersa (*R. Wouters*) (10) pētījumu), kas izmantots arī šajā darbā.

Turpmākas analīzes vajadzībām novērtēts modelis trim valstīm (Latvijai, Lietuvai un Igaunijai) ar fiksētu valūtas kursu un četrām ārpus eiro zonas esošajām ES valstīm (Lielbritānijai, Zviedrijai, Polijai un Čehijas Republikai), kuras nosaka inflācijas mērķi; veiktas arī politikas simulācijas vairāku politikas ietvaru apstākļos.

Empīriskajā analīzē izmantoti reālās produkcijas izlaides kāpuma, inflācijas, nominālo procentu likmju, valūtas kursu un tirdzniecības nosacījumu pārmaiņu novērojumi. Visi izmantotie dati ir ceturkšņa rādītāji laikā no 1996. gada 1. ceturkšņa līdz 2010. gada 3. ceturksnim, izņemot Latvijas un Polijas datus, kuru izlase sākas ar 1998. gada 1. ceturksni, un Lietuvas procentu likmju informāciju, kas pieejama, sākot ar 1999. gada 4. ceturksni. Novērtējumā iekļauts visu no *Eurostat* datubāzes iegūto laikrindu maksimālais periods. Produkcijas izlaides pieauguma temps aprēķināts kā IKP logaritmu starpība, kas reizināta ar 100, lai iegūtu ceturkšņa procentuālās pārmaiņas salīdzinājumā ar iepriekšējo ceturksni. Inflācijas līmenis definēts kā SPCI logaritmu starpība, kas reizināta ar 400, lai iegūtu uz gadu attiecinātas procentuālas pārmaiņas. Tirdzniecības nosacījumi, kas definēti kā eksporta relatīvā cena importa izteiksmē, pārvērsti logaritmu starpībās (reizinot ar 100), lai iegūtu procentuālās pārmaiņas. Latvijai par monetārās politikas procentu likmi izmantota naudas tirgus procentu likme darījumiem uz nakti, Lietuvai – centrālās bankas procentu likme aizdevumiem likviditātes nodrošināšanai. Attiecībā uz Igauniju ne *Eurostat*, ne *Eesti Pank* interneta lapā nav atrodamī dati par centrālās bankas procentu likmēm, tāpēc izmantotas 3 mēnešu naudas tirgus procentu likmes.<sup>2</sup> *Bank of England* nosaka par banku rezervēm maksājamās bankas oficiālās procentu likmes mērķi, kas līdz ar monetārās politikas procentu likmju vēsturiskajiem datiem pieejams *Bank of England* interneta lapā.<sup>3</sup> Attiecībā uz Zviedriju, Poliju un Čehijas Republiku izmantotas oficiālās refinansēšanas operāciju procentu likmes, ko sniedz *Eurostat* centrālo banku procentu likmju datu laikrindas.

Lai iegūtu valūtas kursu laikrindas Latvijai, izmantots vidējais banku piedāvājuma un pieprasījuma lata kurss attiecībā pret SDR līdz 2004. gada decembrim un pēc tam lata kurss attiecībā pret eiro.<sup>4</sup> Lai iegūtu valūtas kursa procentuālās novirzes no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un eiro, attiecīgajos periodos izmantota valūtas kursa un paritātes vērtības logaritma starpība, kas reizināta ar 100. Sakarā ar valūtas padomes režīmu Igaunijas un Lietuvas valūtas kursu dati nav izmantoti. Tām četrām valstīm, kuras nosaka inflācijas mērķi, izmantotas nominālā valūtas kursa indeksu, kam piemēroti tirdzniecības svāri, logaritmu starpības, kas reizinātas ar 100. Gan monetārās politikas procentu likmes, gan valūtas kurss attiecīgajam ceturksnim aprēķināts kā vidējais rādītājs. IKP, SPCI, eksporta un importa preču cenu indeksi ir sezonāli izlīdzināti. Pirms novērtēšanas no visām laikrindām atņemtas vidējās vērtības.

<sup>2</sup> Līdzīgu pieeju Igaunijas DSGE modeli izmantoja P. Dželains (*P. Gelain*) un D. Kuļikovs (*D. Kulikov*) (5).

<sup>3</sup> Līdz 1997. gada 5. maijam *Bank of England* noteica 1. zonas minimālās darījumu procentu likmes mērķi (*minimum band 1 dealing rate*), no 1997. gada 6. maija līdz 2006. gada 2. augustam – *repo* darījumu procentu likmi, bet no 2006. gada 3. augusta – bankas oficiālo procentu likmi.

<sup>4</sup> Līdz 2004. gada decembrim Latvijas lats bija piesaistīts SDR valūtu grozam. 2005. gada janvārī tas tika piesaistīts eiro, un Latvijas Banka vienpusēji ierobežoja lata kursa svārstības attiecībā pret eiro  $\pm 1\%$  svārstību koridorā no centrālā kursa.

## 2.2. Aprioro vērtību izvēle

Informācija par triju Baltijas valstu un valstu, kuras nosaka inflācijas mērķi, apriorajām vērtībām sniegta 1. un 2. tabulā. Strukturālo parametru apriorie sadalījumi izvēlēti, pamatojoties uz vairākiem apsvērumiem. Pieņemts, ka apriorie sadalījumi ir neatkarīgi. Apriorās vērtības Latvijai noteiktas līdzīgi kā V. Ajevskā un K. Vītolas (1) pētījumā. Pārējām valstīm monetārās politikas parametru  $\psi_1$ ,  $\psi_2$ ,  $\psi_3$ , Filipa līknes slīpuma koeficienta  $\lambda$  un starplaika aizvietojamības elastības  $\tau$  apriorās vērtības atbilst T. A. Labika un F. Šorfheides pētījumā (7) noteiktajām. Parametrs  $\psi_3$  Igaunijai un Lietuvai, kurās noteikts valūtas padomes režīms, ir izņēmums – tām novērtētas divas modeļu specifiskācijās ar kalibrētu un novērtētu  $\psi_3$ . Modeļa ar kalibrētu valūtas kursa koeficientu rezultāti bija labāki konverģējošas MCMC diagnostikas un labi veidota aposterioro vērtību sadalījuma ziņā, tāpēc abām valstīm  $\psi_3$  noteikts ar pietiekami augstu vērtību – 10 000.

### 1. tabula

#### Aprioro vērtību sadalījums Latvijai, Lietuvai un Igaunijai

Rādītājs	Apgabals	Blīvums	Latvija		Lietuva		Igaunija	
			Vidējais	Standart-novirze	Vidējais	Standart-novirze	Vidējais	Standart-novirze
1	2	3	4	5	6	7	8	9
$\psi_1$	$\mathbb{R}^+$	Gamma	2.00	0.50	1.50	0.50	1.50	0.50
$\psi_2$	$\mathbb{R}^+$	Gamma	0.05	0.13	0.25	0.13	0.25	0.13
$\psi_3$	$\mathbb{R}^+$	Gamma	400	100	10 000	0	10 000	0
$\rho_r$	[0, 1)	Beta	0.20	0.10	0.89	0.05	0.88	0.05
$\alpha$	[0, 1)	Beta	0.40	0.20	0.60	0.20	0.70	0.20
$r$	$\mathbb{R}^+$	Gamma	2.50	0.50	2.50	1.00	2.50	1.00
$\lambda$	$\mathbb{R}^+$	Gamma	0.50	0.25	0.50	0.25	0.50	0.25
$\tau$	[0, 1)	Beta	0.20	0.10	0.50	0.20	0.50	0.20
$\rho_s$	[0, 1)	Beta	0.10	0.05	0.10	0.05	0.10	0.05
$\rho_z$	[0, 1)	Beta	0.10	0.05	0.20	0.10	0.40	0.20
$\rho_{y^*}$	[0, 1)	Beta	0.99	0.05	0.95	0.05	0.95	0.05
$\rho_{\pi^*}$	[0, 1)	Beta	0.50	0.20	0.26	0.13	0.26	0.13
$\sigma_r$	$\mathbb{R}^+$	InvGamma	0.45	4.00	1.00	4.00	1.50	4.00
$\sigma_s$	$\mathbb{R}^+$	InvGamma	2.00	4.00	2.00	4.00	2.00	4.00
$\sigma_z$	$\mathbb{R}^+$	InvGamma	1.00	4.00	2.40	4.00	2.00	4.00
$\sigma_{y^*}$	$\mathbb{R}^+$	InvGamma	0.75	4.00	2.00	4.00	2.00	4.00
$\sigma_{\pi^*}$	$\mathbb{R}^+$	InvGamma	0.25	4.00	1.00	4.00	1.00	4.00

Lai atspoguļotu iespējami atšķirīgo makroekonomisko pieredzi, pieļautas katrai valstij raksturīgās importa daļas, stabila līdzsvara stāvokļa procentu likmes, noturības koeficienti un kļūdu standartnovirzes, izņemot ārvalstu inflācijas AR(1) koeficientu un tā standartnovirzi, kas visām valstīm ir identiski.

Samērā īsās izlašu laikkrindas neļauj veikt aprioro vērtību aprēķināšanas pirmsizlases analīzi. Tomēr, lai gūtu priekšstatu par datu noturību un kļūdu apmēru, izmantots tas pats novērtējuma periods.

Vidējās apriorās vērtības procentu likmju noturīgumam atbilst novēroto laikkrindu AR(1) koeficientu vērtībai. Atvērtības parametra  $\alpha$  apriorās vērtības izvēlētas tā, lai atspoguļotu aplūkotā perioda vidējo importa īpatsvaru. Modelis parametrizēts,

nosakot reālās procentu likmes stabila līdzsvara stāvokļa vērtību  $r$ , nevis diskonta faktoru  $\beta$ .  $r$  gada vērtība noteikta tā, lai  $\beta = \exp[-r/400]$ . Par stabila līdzsvara stāvokļa procentu likmi valstīm ar vēsturiski zemāku vidējo monetārās politikas procentu likmi un inflācijas mērķi (Lielbritānijai, Zviedrijai un Čehijas Republikai) pieņemts 2% rādītājs, bet pārējām valstīm – 2.5%.<sup>5</sup>

Definēta AR(1) ES25 valstu SPCI ceturkšņa inflācijai, lai noteiktu aprioro vērtību  $\pi_t^*$ ; noturības koeficienta vērtība ir 0.26, bet standartnovirze visām valstīm – 0.13. Ārvalstu produkcijas izlaides šoka apriorās vērtības izvēlētas, novērtējot AR(1) ES25 valstu IKP attiecībai pret iekšzemes IKP. Autoregresijas koeficienta punktveida novērtējumi ir no 0.92 (Lielbritānijai) līdz 0.99 (Čehijas Republikai). Tādējādi  $\rho_{y^*}$  apriorā vērtība Lielbritānijai ir 0.9 un pārējām valstīm – 0.95. Novērtēta AR(1) iekšzemes produkcijas izlaides pieauguma tempam, iegūstot punktveida novērtējumus no 0.07 (Zviedrijai) līdz 0.38 (Igaunijai), savukārt Polijai un Čehijas Republikai tie ir nedaudz negatīvi. Tāpēc  $\rho_z$  apriorā vidējā vērtība Igaunijai ir 0.4, Lielbritānijai un Lietuvai – 0.2 un pārējām valstīm – 0.1. No tirdzniecības nosacījumu laicrindas novērtējot AR(1), iegūst koeficientu punktveida novērtējumu 0.08 Zviedrijai un nedaudz negatīvus koeficientus pārējām valstīm. Tāpēc visām valstīm izvēlēta  $\rho_s$  apriorā vidējā vērtība ir 0.1.

## 2. tabula

### Aprioro vērtību sadalījums valstīm, kuras nosaka inflācijas mērķi

Rādītājs	Apgabals	Blīvums	Lielbritānija		Zviedrija		Polija		Čehijas Republika	
			Vidējais	Standart-novirze	Vidējais	Standart-novirze	Vidējais	Standart-novirze	Vidējais	Standart-novirze
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
$\psi_1$	$R^+$	Gamma	1.50	0.50	1.50	0.50	1.50	0.50	1.50	0.50
$\psi_2$	$R^+$	Gamma	0.25	0.13	0.25	0.13	0.25	0.13	0.25	0.13
$\psi_3$	$R^+$	Gamma	0.25	0.13	0.25	0.13	0.25	0.13	0.25	0.13
$\rho_r$	[0, 1)	Beta	0.95	0.05	0.95	0.05	0.90	0.05	0.95	0.05
$\alpha$	[0, 1)	Beta	0.30	0.15	0.40	0.20	0.35	0.20	0.60	0.20
$r$	$R^+$	Gamma	2.00	1.00	2.00	1.00	2.50	1.00	2.00	1.00
$\lambda$	$R^+$	Gamma	0.50	0.25	0.50	0.25	0.50	0.25	0.50	0.25
$\tau$	[0, 1)	Beta	0.50	0.20	0.50	0.20	0.50	0.20	0.50	0.20
$\rho_s$	[0, 1)	Beta	0.10	0.05	0.10	0.05	0.10	0.05	0.10	0.05
$\rho_z$	[0, 1)	Beta	0.20	0.10	0.10	0.05	0.10	0.05	0.10	0.05
$\rho_{y^*}$	[0, 1)	Beta	0.90	0.05	0.95	0.05	0.95	0.05	0.95	0.05
$\rho_{\pi^*}$	[0, 1)	Beta	0.26	0.13	0.26	0.13	0.26	0.13	0.26	0.13
$\sigma_r$	$R^+$	InvGamma	0.50	4.00	0.50	4.00	1.00	4.00	1.00	4.00
$\sigma_s$	$R^+$	InvGamma	1.00	4.00	0.70	4.00	1.00	4.00	1.00	4.00
$\sigma_z$	$R^+$	InvGamma	1.00	4.00	1.20	4.00	1.00	4.00	1.00	4.00
$\sigma_{y^*}$	$R^+$	InvGamma	0.10	4.00	0.50	4.00	1.00	4.00	1.50	4.00
$\sigma_{\pi^*}$	$R^+$	InvGamma	1.00	4.00	1.00	4.00	1.00	4.00	1.00	4.00

<sup>5</sup> Sākot ar 2004. gadu, *Narodowy Bank Polski* noteikusi 2.5% inflācijas mērķi un  $\pm 1\%$  pieļaujamo svārstību koridoru. Kopš pārejas uz inflācijas mērķa noteikšanas politiku 1998.gadā *Česká národní banka* nepārtraukti pazemina inflācijas mērķi. 2007. gada martā tā paziņoja, ka no 2010. gada janvāra stājas spēkā jauns inflācijas mērķis (2%). *Sveriges Riksbank* 2% inflācijas mērķis ir spēkā no 1995. gada un *Bank of England* – no 2003. gada decembra.

### 3. REZULTĀTI

#### 3.1. Beijesa novērtējumi

Baltijas valstu strukturālo parametru Beijesa novērtējumi sniegti 3. tabulā. Papildus aposterioro sadalījumu 90% ticamības intervāliem tajā norādīti arī aposteriorie vidējie kā punktveida novērtējumi. Latvijas gadījumā zemās  $\psi_1$  un  $\psi_2$  vērtības salīdzinājumā ar  $\psi_3$  neliecina par inflācijas un produkcijas izlaides starpības noviržu mērķi monetārajā politikā, bet valūtas kursa parametra ( $\psi_3 = 44.9$ ) augstais novērtējums apstiprina Latvijas Bankas īstenoto fiksēta valūtas kursa politiku. Vērojama arī ļoti nozīmīga procentu likmes noturība ( $\rho_r = 0.89$ ). Lietuvas un Igaunijas – valstu ar valūtas padomes režīmu – dati nesniedz pietiekamu informāciju par parametru novērtējumu atbilstoši Teilora (*Taylor*) likumam, jo aposteriorie vidējie lielumi ir tuvu apriorajām vērtībām.

#### 3. tabula

#### Latvijas, Lietuvas un Igaunijas datu aposteriorie novērtējumi

Rādītājs	Latvija			Lietuva			Igaunija		
	Vidējais	90% intervāls		Vidējais	90% intervāls		Vidējais	90% intervāls	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\psi_1$	1.62	0.92	2.22	1.52	0.71	2.32	1.47	0.68	2.21
$\psi_2$	0.08	0	0.21	0.25	0.05	0.43	0.25	0.05	0.44
$\psi_3$	44.95	44.78	45.14	–	–	–	–	–	–
$\rho_r$	0.89	0.89	0.90	0.89	0.81	0.97	0.88	0.80	0.96
$\alpha$	0.85	0.79	0.91	0.39	0.29	0.50	0.48	0.39	0.58
$r$	2.43	1.47	3.19	2.49	0.89	4.02	2.45	0.93	3.96
$\lambda$	1.32	1.06	1.67	2.26	1.45	3.05	2.71	1.94	3.51
$\tau$	0.11	0.05	0.17	0.35	0.15	0.54	0.37	0.16	0.58
$\rho_s$	0.27	0.22	0.32	0.35	0.24	0.47	0.25	0.14	0.36
$\rho_z$	0.61	0.61	0.61	0.53	0.42	0.65	0.83	0.75	0.92
$\rho_{y^*}$	0.97	0.91	1.00	0.96	0.92	1.00	0.98	0.96	1.00
$\rho_{\pi^*}$	0.40	0.38	0.42	0.21	0.12	0.30	0.11	0.04	0.17
$\sigma_r$	0.75	0.67	0.81	0.93	0.23	1.67	1.40	0.36	2.63
$\sigma_s$	2.33	2.02	2.74	1.92	1.59	2.25	1.79	1.50	2.05
$\sigma_z$	1.90	1.60	2.16	0.75	0.52	0.99	0.64	0.50	0.77
$\sigma_{y^*}$	0.55	0.26	0.93	2.35	0.60	4.35	2.38	0.56	4.71
$\sigma_{\pi^*}$	0.49	0.43	0.54	1.33	1.06	1.59	1.13	0.94	1.32

*Piezīme.* Aposteriorie novērtējumi pamatojas uz 10 ķēdēm ar 100 000 Metropoļa–Hastingsa algoritma iterācijām katrā.

Strukturālo parametru novērtējumi ir ticamības robežās. Atvērtības parametra  $\alpha$  novērtējums ir augstāks nekā novērotais Latvijas vidējais importa īpatsvars IKP, bet Igaunijas un Lietuvas novērtējums ir zemāks. Tomēr, kā norādīts vairākos pētījumos, šāda interpretācija nav pilnīgi pareiza. Novērtēšanas procedūrā drīzāk mēģināts izvēlēties tādu  $\alpha$  vērtību, lai [15] vienādojumā saskaņotu tirdzniecības nosacījumu un PCI inflācijas svārstības un ievērotu visiem koeficientiem [13] un [14] vienādojumā noteiktos ierobežojumus. Filipa līknes parametra  $\lambda$  novērtējums visām Baltijas valstīm samērā būtiski pārsniedz apriorās vidējās vērtības, liecinot, ka iekšzemes uzņēmumi, nosakot savas produkcijas optimālās cenas, nozīmīgi reagē uz produkcijas izlaides novirzēm. Starplaika aizvietojamības elastība  $\tau$  ir zemāka par apriorajām vērtībām (Latvijas apriorā vidējā vērtība ir neparasti zema), norādot, ka



patērētāji mazāk, nekā gaidīts, vēlas mainīt savus ar patēriņu saistītos lēmumus, reaģējot uz procentu likmes šokiem. Stohastisko procesu novērtējumi rāda datu laikrindu būtisku noturību, kura lielākoties atspoguļojas ārvalstu pieprasījuma šoka (0.96–0.98) un tehnoloģiskās izaugsmes (0.53–0.83) augstajā autokorelācijā.

Strukturālo parametru aposteriorie novērtējumi valstīm, kuras nosaka inflācijas mērķi, sniegti 4. tabulā. Konstatēts, ka Lielbritānija, Zviedrija un Polija īsteno samērā stingru pretinflācijas politiku, bet Čehijas Republikā tā ir diezgan mērena. Būtiska nozīme monetārajā politikā ir arī produkcijas izlaides stabilizēšanai, kas visspēcīgākā ir Lielbritānijā ( $\psi_2 = 0.40$ ). Savukārt valūtas kursa koeficientu vērtības veido aptuveni pusi no produkcijas izlaides starpības novērtējuma, un Polijā tā ir viszemākā ( $\psi_3 = 0.07$ ). Lielbritānijā, Zviedrijā un Polijā arī procentu likmju noturība ir samērā augstā līmenī, bet Čehijas Republikā tā ir mērena. Strukturālo parametru novērtējums liecina par noslēgtāku tautsaimniecību, nekā rāda importa īpatsvars, atvērtības koeficients  $\alpha$  ir starp 0.07 (Lielbritānijā) un 0.37 (Zviedrijā). Taču jau norādīts, ka šāda interpretācija ir samērā nepilnīga, bet aposteriorais novērtējums ir kompromiss starp datu svārstīgumu un modeļa vienādojumu savstarpējiem ierobežojumiem. Salīdzinājumā ar Lielbritāniju pārējām valstīm ir būtiski mazāka cenu noturība, savukārt Čehijas Republikā ir visaugstākais cenu elastīgums ( $\lambda = 1.36$ ). Izrādās, ka starplaika aizvietojamības elastība  $\tau$  Lielbritānijā ir pārsteidzoši zema, bet pārējās valstīs – mazāka par aprioro vidējo vērtību. Autoregresiju procesu novērtējumi liecina par tehnoloģiskās izaugsmes un ārējo pieprasījuma šoku datu lielo noturību.

4. tabula

**Valstu, kuras nosaka inflācijas mērķi, datu aposteriorie novērtējumi**

Rādītājs	Lielbritānija			Zviedrija			Polija			Čehijas Republika		
	Vidējais	90% intervāls		Vidējais	90% intervāls		Vidējais	90% intervāls		Vidējais	90% intervāls	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
$\psi_1$	1.91	1.25	2.70	1.89	1.25	2.53	1.91	1.55	2.25	1.19	0.92	1.45
$\psi_2$	0.40	0.26	0.53	0.28	0.04	0.45	0.25	0.05	0.44	0.26	0.06	0.45
$\psi_3$	0.17	0.10	0.26	0.14	0.05	0.21	0.07	0.03	0.11	0.10	0.04	0.16
$\rho_r$	0.84	0.79	0.89	0.76	0.70	0.82	0.66	0.60	0.73	0.45	0.34	0.55
$\alpha$	0.07	0.02	0.12	0.37	0.19	0.54	0.14	0.06	0.22	0.23	0.10	0.36
$r$	2.36	0.95	4.03	2.28	0.64	3.60	2.54	0.99	4.06	2.04	0.45	3.51
$\lambda$	0.38	0.18	0.61	0.95	0.55	1.37	0.98	0.49	1.42	1.36	1.00	1.77
$\tau$	0.07	0.002	0.15	0.22	0.06	0.41	0.15	0.02	0.29	0.29	0.08	0.49
$\rho_s$	0.09	0.03	0.14	0.09	0.02	0.14	0.06	0.01	0.11	0.08	0.02	0.13
$\rho_z$	0.81	0.77	0.86	0.59	0.56	0.61	0.60	0.59	0.61	0.60	0.59	0.61
$\rho_{y^*}$	0.93	0.89	0.96	0.97	0.94	1.00	0.99	0.98	1.00	0.99	0.98	1.00
$\rho_{\pi^*}$	0.31	0.21	0.44	0.22	0.09	0.37	0.14	0.03	0.23	0.30	0.15	0.44
$\sigma_r$	0.17	0.13	0.20	0.21	0.16	0.26	0.34	0.26	0.42	0.60	0.47	0.72
$\sigma_s$	1.14	0.97	1.31	0.62	0.52	0.71	2.55	2.12	2.96	1.38	1.17	1.59
$\sigma_z$	0.32	0.24	0.40	0.60	0.45	0.74	1.63	1.27	2.00	0.83	0.62	1.03
$\sigma_{y^*}$	0.62	0.03	1.40	0.89	0.14	1.85	2.72	0.31	6.00	2.76	0.41	5.62
$\sigma_{\pi^*}$	2.73	2.33	3.12	2.31	1.95	2.63	4.62	3.87	5.37	2.88	2.44	3.31

*Piezīme.* Aposteriorie novērtējumi pamatojas uz 10 ķēdēm ar 50 000 Metropoļa–Hastingsa algoritma iterācijām katrā.

**3.2. Stabilitātes analīze**

Nākamais uzdevums ir, lietojot modeļa simulācijas analīzi, noteikt monetārās politikas ietekmi uz inflācijas, produkcijas izlaides starpības un procentu likmju

svārstībām atkarībā no tā, vai centrālā banka nosaka inflācijas mērķi vai īsteno fiksēta valūtas kursa režīmu. Jāatzīst, ka empīriskie rezultāti lielākoties atkarīgi no modeļa struktūras. Tāpēc šajā nodaļā pārbaudīta iegūto novērtējumu stabilitāte, izmantojot bāzes jeb pamatstruktūras alternatīvu specifiku. Pamatā esošie strukturālie vienādojumi nav modificēti, bet aplūkota *ad hoc* monetārās politikas alternatīvā specifika. Faktiski modelis četrām valstīm, kuras nosaka inflācijas mērķi, novērtēts, definējot Teilora likumu tā, ka centrālā banka nosaka nevis esošās inflācijas, bet gaidāmās inflācijas mērķi. Tas pamatots ar monetārās politikas procesa nākotnē vērsto raksturu, kas centrālajai bankai ļauj laikus rīkoties, saņemot signālus par inflāciju nākotnē. Šajā nolūkā bāzes modelis novērtēts vēlreiz, izmantojot šādu Teilora likuma struktūru:

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1 - \rho_r)[\psi_1 E_t \pi_{t+1} + \psi_2 \tilde{y}_t + \psi_3 \Delta e_t] + \varepsilon_t^r.$$

Aposteriorie rezultāti sniegti 5. tabulā. Izrādās, ka politikas parametru novērtējumā inflācijas koeficienti ir daudz lielāki nekā esošās inflācijas mērķa gadījumā – no 1.72 (Čehijas Republikā) līdz 3.76 (Polijā). Tas norāda uz daudz agresīvāku monetārās politikas nostāju, īpaši *Narodowy Bank Polski* un *Bank of England* nostāju, jo inflācijas koeficients Polijai un Lielbritānijai palielinājās attiecīgi 2.0 un 1.6 reizes. Vienlaikus procentu likmju noturības rādītājs samazinājās, viszemāko līmeni (0.36) sasniedzot Čehijas Republikā. Arī Filipasa līknes slīpuma koeficients visās valstīs saruka (vidēji  $\lambda = 0.51$  salīdzinājumā ar 0.92 esošās inflācijas mērķa gadījumā). Tā kā centrālās bankas var panākt lielāku inflācijas izlīdzināšanas pakāpi, reaģējot uz tās gaidāmo līmeni un tādējādi radot būtiskākas produkcijas izlaides svārstības, modelis pielāgojas datiem, pazeminot Filipasa līknes koeficienta vērtību.

### 5. tabula

#### Datu posteriorie novērtējumi atbilstoši gaidāmās inflācijas mērķim

Rādītājs	Lielbritānija			Zviedrija			Polija			Čehijas Republika		
	Vidējais	90% intervāls		Vidējais	90% intervāls		Vidējais	90% intervāls		Vidējais	90% intervāls	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
$\psi_1$	3.10	2.23	3.77	2.46	1.44	3.45	3.76	2.61	4.93	1.72	0.94	2.44
$\psi_2$	0.15	0.04	0.27	0.31	0.06	0.53	0.32	0.08	0.56	0.35	0.10	0.60
$\psi_3$	0.18	0.11	0.25	0.11	0.05	0.17	0.07	0.03	0.12	0.08	0.03	0.13
$\rho_r$	0.82	0.78	0.86	0.68	0.59	0.76	0.59	0.51	0.68	0.36	0.27	0.44
$\alpha$	0.05	0.02	0.08	0.23	0.13	0.33	0.07	0.03	0.10	0.16	0.07	0.25
$r$	1.61	0.50	2.70	2.07	0.36	3.69	2.34	0.91	3.79	1.88	0.46	3.22
$\lambda$	0.26	0.16	0.36	0.52	0.32	0.71	0.44	0.25	0.61	0.83	0.53	1.11
$\tau$	0.05	0.002	0.10	0.20	0.04	0.37	0.18	0.01	0.38	0.22	0.07	0.40
$\rho_s$	0.06	0.01	0.11	0.10	0.03	0.17	0.07	0.02	0.13	0.07	0.02	0.12
$\rho_z$	0.83	0.78	0.87	0.59	0.57	0.61	0.60	0.60	0.61	0.60	0.60	0.61
$\rho_{y^*}$	0.94	0.90	0.97	0.96	0.92	1.00	0.99	0.98	1.00	0.99	0.98	1.00
$\rho_{\pi^*}$	0.28	0.17	0.38	0.26	0.12	0.41	0.15	0.04	0.26	0.33	0.17	0.48
$\sigma_r$	0.16	0.13	0.18	0.20	0.16	0.23	0.37	0.30	0.44	0.48	0.39	0.57
$\sigma_s$	1.15	0.96	1.32	0.62	0.52	0.71	2.58	2.14	2.98	1.37	1.15	1.58
$\sigma_z$	0.31	0.22	0.38	0.57	0.41	0.72	1.71	1.30	2.13	0.76	0.51	0.99
$\sigma_{y^*}$	0.55	0.03	1.18	1.13	0.16	2.28	7.99	0.34	20.77	2.37	0.42	4.75
$\sigma_{\pi^*}$	2.81	2.38	3.23	2.33	1.99	2.68	4.73	3.97	5.51	2.89	2.45	3.33

*Piezīme.* Aposteriorie novērtējumi pamatojas uz 10 ķēdēm ar 50 000 Metropoļa–Hastingsa algoritma iterācijām katrā.

Visbeidzot, veikts aposterioro novērtējumu atšķirības tests hipotēzei par esošās inflācijas mērķi salīdzinājumā ar gaidāmās inflācijas mērķi. Rezultāti (sk. 6. tabulu) liecina, ka visu četru valstu gaidāmās inflācijas mērķa noteikšana pasliktina modeļa atbilstību, ko atspoguļo datu robežblīvums, salīdzinājumā ar bāzes modeli. Tas nozīmē, ka Lielbritānijas, Zviedrijas, Polijas un Čehijas Republikas centrālā banka, visticamāk, reaģē uz esošo inflāciju.

Lai gan iespējams, ka pētījumā sniegtie secinājumi būtu atšķirīgi precīzākos modeļos, novērtētais bāzes ietvars uzskatāms par pietiekamu šā pētījuma problēmu analīzei.

### 6. tabula

#### Aposteriooro novērtējumu atšķirības testa rezultāti

1	Datu robežblīvums		Aposteriooro novērtējumu atšķirība 4
	Bāzes modelis 2	Gaidāmā inflācija 3	
Lielbritānija	-498.18	-504.33	470.39
Zviedrija	-487.32	-492.95	279.37
Polija	-669.27	-682.40	501 114.55
Čehijas Republika	-683.62	-688.00	80.13

*Piezīmes.* Tabula atspoguļo bāzes modeļa aposterioro novērtējumu atšķirības testa rezultātus salīdzinājumā ar Teilora likuma gaidāmās inflācijas modeli. Aposteriorās varbūtības pamatojas uz Metropoļa–Hastingsa algoritma rezultātiem. Datu robežblīvumi aproksimēti, izmantojot Dž. Geveka (*J. Geweke*) (6) saskaņotā vidējā novērtējumu.

### 3.3. Politikas simulācijas

Lai novērtētu dažādu monetārās politikas režīmu ietekmi, izvēlēta Teilora likuma esošās inflācijas struktūra – vispiemērotākā modeļa atbilstības ziņā. Modeļa simulāciju veikšanai fiksēti dziļo parametru novērtētie aposterioro vērtību vidējie lielumi un mainīti Teilora likuma politikas parametri. Salīdzināti no dažādām politikas parametru kopām iegūtie galveno modeļa mainīgo svārstību rezultāti. Šāda pieeja ļauj izvairīties no Lūkasa kritikas (*Lucas critique*), veicot eksperimentus ar faktiem neatbilstošu politiku.

Pētījuma turpinājumā simulēta politika valstīm ar fiksētu valūtas kursu. Vispirms rezultāti iegūti, izmantojot no datiem aprēķinātos koeficientus, piemēram, Latvijai izmantojot  $\psi_1 = 1.62$ ,  $\psi_2 = 0.08$ ,  $\psi_3 = 44.95$ , un uzskatot šo gadījumu par etalonmodeli. Rezultāti sniegti 7. tabulā. Ar šādām parametru vērtībām Latvijas valūtas kurss atbilst esošajam  $\pm 1\%$  svārstību koridora režīmam ar 99% varbūtību. Tad produkcijas izlaides starpības koeficients noteikts tā aprēķinātajā vērtībā (Latvijai – 0.08, Lietuvai un Igaunijai – 0.25) un simulēts scenārijs ar stigrāka inflācijas mērķa noteikšanu, tomēr pieļaujot platākus valūtas kursa svārstību koridorus. Ja  $\psi_1 = 2.5$  un valūtas kurss ir pilnībā elastīgs ( $\psi_3 = 0$ ), inflācijas svārstības salīdzinājumā ar etalonmodeli Latvijai pieaug 4.0 reizes, Igaunijai – gandrīz 3 reizes un Lietuvai – gandrīz 2 reizes, bet procentu likmju svārstības kļūst mērenākas. Tas atbilst procentu likmes sarūkošajai nozīmei valūtas kursa stabilizācijas procesā (sk. 7. tabulas 3., 8. un 13. aili). Ja inflācijas mērķis ir augstāks ( $\psi_1 = 4$ ), inflācijas svārstības salīdzinājumā ar iepriekšējo gadījumu samazinās (sk. 4., 9. un 14. aili). Tomēr neparasti, ka, nosakot augstāku inflācijas mērķi, inflācija kļūst gandrīz 3 reizes svārstīgāka nekā Latvijas piesaistes režīmā un

attiecīgi 1.8 un 1.2 reizes augstāka nekā Igaunijā un Lietuvā valūtas padomes režīma apstākļos. Tālāk tiek simulēts scenārijs, kurā centrālā banka īsteno inflācijas mērķa noteikšanas politiku ( $\psi_1 = 2.5$ ) un stabilizē produkcijas izlaides starpību ( $\psi_2$  noteikts lielāks par vidējo aposterioro vērtību, t.i., Latvijai – 0.5, Igaunijai un Lietuvai – 1.5). Papildu reakcija uz produkcijas izlaides starpību nosaka inflācijas svārstību nelielo sarukumu unniecīgo produkcijas izlaides starpības samazinājumu. Visbeidzot, nosakot  $\psi_1$  un  $\psi_2$  vērtības atbilstoši etalonmodelim un samazinot  $\psi_3$  vērtību līdz minimālajai (tuvu 0 vai vienāda ar 0), iegūst valūtas kursa svārstības<sup>6</sup>, kuras atbilst  $\pm 15\%$  svārstību koridoram, ko VKM II nosaka EMS kandidātvalstīm. Šādā scenārijā (sk. 6., 11. un 16. aili) inflācijas svārstības Latvijai, Igaunijai un Lietuvai ir attiecīgi 5.5, 3.7 un 3.0 reizes lielākas nekā etalonmodelī ar fiksēta valūtas kursa politiku. Neparasti, ka visos scenārijos ar platāku valūtas kursa koridoru produkcijas izlaides svārstības, lai gan nedaudz, tomēr pastiprinās, liecinot, ka valūtas kurss nedarbojas kā šoku absorbētājs.

Tālāk simulēta to valstu politika, kuras nosaka inflācijas mērķi. Tāpat kā iepriekš, definēti dziļo parametru novērtētie aposterioro vērtību vidējie lielumi un mainīti Teilora likuma inflācijas un valūtas kursa parametri. Salīdzināšanas nolūkā  $\psi_3$  vērtība fiksēta valūtas kursa režīma scenārijā izvēlēta tā, lai valūtas kursa svārstības tiktu ierobežotas  $\pm 1\%$  svārstību koridorā. 8. tabulā sniegti ar dažādām parametru kopām veikto simulāciju rezultāti.

7. tabula

**Standartnovirzes dažādos politikas režīmos (valstis ar fiksētu valūtas kursu)**

Rādītājs	Latvija					Lietuva					Igaunija				
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
$\psi_1$	<b>1.62</b>	<b>2.5</b>	<b>4</b>	<b>2.5</b>	<b>1.62</b>	<b>1.52</b>	<b>2.5</b>	<b>4</b>	<b>2.5</b>	<b>1.52</b>	<b>1.47</b>	<b>2.5</b>	<b>4</b>	<b>2.5</b>	<b>1.47</b>
$\psi_2$	<b>0.08</b>	<b>0.08</b>	<b>0.08</b>	<b>0.5</b>	<b>0.08</b>	<b>0.25</b>	<b>0.25</b>	<b>0.25</b>	<b>1.5</b>	<b>0.25</b>	<b>0.25</b>	<b>0.25</b>	<b>0.25</b>	<b>1.5</b>	<b>0.25</b>
$\psi_3$	<b>44.95</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>10 000</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>10 000</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0.3</b>
$\Delta e$	0.35	2.73	2.06	2.59	3.64	0.001	3.22	2.41	2.97	4.67	0.001	3.78	2.65	3.45	4.96
$\pi$	2.55	10.19	7.33	9.57	14.00	5.92	11.17	7.31	9.99	17.52	5.13	14.10	9.10	12.61	19.22
r	6.55	2.48	3.08	2.53	2.03	2.30	1.21	1.32	1.23	1.13	5.08	4.08	4.26	4.09	3.83
y	5.28	5.59	5.46	5.57	5.81	2.18	2.35	2.25	2.33	2.61	2.53	2.73	2.60	2.72	2.95

Pirmkārt, izmantoti no datiem novērtētie koeficienti. Esošajā inflācijas mērķa noteikšanas režīmā Lielbritānijā inflācijas svārstīgums ir 1.82, bet valūtas kursa svārstības ierobežotas  $\pm 8.9\%$  svārstību koridorā. Ja  $\psi_1$  un  $\psi_2$  ir novērtētajā līmenī un  $\psi_3 = 0$ , t.i., monetārā politika nav vērsta uz valūtas kursa stabilizēšanu, vērojams tikai neliels valūtas kursa svārstību pieaugums (līdz  $\pm 9.3\%$ ), un inflācijas, procentu likmju un produkcijas izlaides starpības svārstības faktiski netiek ietekmētas (sk. 3. aili). Visbeidzot, politikas maiņa no inflācijas mērķa noteikšanas uz valūtas kursa mērķa noteikšanu ( $\psi_1 = 0$  un  $\psi_3 = 45$ , kur  $\psi_3$  nodrošina valūtas kursa svārstības  $\pm 1\%$  svārstību koridorā) palielina inflācijas svārstības 6.2 reizes un ir saistīta ar 7.0 reizes lielāku procentu likmju nepastāvību (sk. 4. aili). Turklāt produkcijas izlaides starpības svārstības fiksēta valūtas kursa apstākļos nedaudz palielinās, liecinot, ka valūtas kurss darbojas kā šoku absorbētājs.

<sup>6</sup> 99% konfidences intervālā.

8. tabula

## Standartnovirzes dažādos politikas režīmos (valstis, kuras nosaka inflācijas mērķi)

Rādītājs	Lielbritānija			Zviedrija			Polija			Čehijas Republika		
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
$\psi_1$	<b>1.91</b>	<b>1.91</b>	<b>0</b>	<b>1.89</b>	<b>1.89</b>	<b>0</b>	<b>1.91</b>	<b>1.91</b>	<b>0</b>	<b>1.19</b>	<b>1.19</b>	<b>0</b>
$\psi_2$	<b>0.40</b>	<b>0.40</b>	<b>0.40</b>	<b>0.28</b>	<b>0.28</b>	<b>0.28</b>	<b>0.25</b>	<b>0.25</b>	<b>0.25</b>	<b>0.26</b>	<b>0.26</b>	<b>0.26</b>
$\psi_3$	<b>0.17</b>	<b>0</b>	<b>45</b>	<b>0.14</b>	<b>0</b>	<b>9</b>	<b>0.07</b>	<b>0</b>	<b>30</b>	<b>0.10</b>	<b>0</b>	<b>5</b>
$\Delta e$	2.95	3.10	0.33	2.31	2.47	0.33	5.12	5.31	0.34	3.16	3.36	0.34
$\pi$	1.82	1.81	11.29	1.70	1.70	8.70	3.60	3.70	19.58	3.41	3.56	12.24
$r$	1.31	1.32	9.30	1.00	0.96	2.71	3.44	3.39	12.64	2.68	2.64	3.27
$y$	1.38	1.37	1.74	2.10	2.10	2.48	4.65	4.65	5.10	3.05	3.03	3.23

Zviedrijā pašlaik īstenotajā inflācijas mērķa noteikšanas režīmā inflācijas svārstīgums ir 1.70, bet valūtas kursa svārstības atbilst  $\pm 7\%$  svārstību koridoram. Līdzīgi Lielbritānijas piemēram,  $\psi_3$  vērtības pazemināšana līdz nullei nerada tautsaimniecībā īpašas pārmaiņas, bet, mainot inflācijas mērķa noteikšanas politiku uz valūtas kursa mērķa noteikšanu, inflācijas svārstības pastiprinātos 5.0 reizes un zustu ārējā šoka skartas tautsaimniecības produkcijas izlaides stabilizēšanas instruments.

Inflācijas mērķa noteikšana Polijai nozīmē, ka inflācijas svārstības ir 3.60 un valūtas kurss svārstās  $\pm 15\%$  svārstību koridorā. Tik augstas valūtas kursa svārstības zināmā mērā radīja Polijas zlota nominālā efektīvā kursa pazemināšanās par 12% 2008. gada 4. ceturksnī un tā tālāks sarukums par 14% 2009. gada 1. ceturksnī. Monetārās politikas maiņa uz valūtas kursa mērķa noteikšanu tikai nedaudz paaugstinātu produkcijas izlaides starpības svārstības, bet inflācijas svārstības palielinātos vairāk nekā 5 reizes.

Režīma maiņas ietekme Čehijas Republikā ir līdzīga. Politikas maiņa uz valūtas kursa mērķa noteikšanu, Čehijas kronai svārstoties  $\pm 1\%$  svārstību koridorā, būtu saistīta ar 3.6 reizes augstāku inflācijas svārstīgumu nekā pašreizējā monetārās politikas režīmā. Tomēr Čehijas Republikā pretstatā citām valstīm, kurās valūtas kursa stabilizēšana tiktu panākta uz ievērojami lielākas procentu likmes nepastāvības rēķina (īpaši Lielbritānijā un Polijā), tas būtu saistīts tikai ar nelielu procentu likmju nepastāvības pieaugumu.

## SECINĀJUMI

Pētījumā novērtēts mazas atvērta tautsaimniecības DSGE modelis četrām ārpus eiro zonas esošajām ES valstīm – Lielbritānijai, Zviedrijai, Polijai un Čehijas Republikai –, kuras īsteno inflācijas mērķa noteikšanas politiku, un trim Baltijas valstīm ar fiksēta valūtas kursa režīmu. Lai analizētu inflācijas mērķa noteikšanas ietekmi salīdzinājumā ar fiksētu valūtas kursu, simulēts modelis ar novērtētajiem strukturālajiem parametriem un dažādām politikas parametru kopām, kā arī salīdzināti iegūtie rezultāti inflācijas, produkcijas izlaides starpības un procentu likmju svārstību izteiksmē.

Pētījuma rezultāti liecina, ka Lielbritānijas, Zviedrijas un Polijas centrālā banka īsteno stingru pretinflācijas politiku, bet Čehijas Republikā tā ir mērena. Visas centrālās bankas reaģē uz produkcijas izlaides starpību un nosaka procentu likmes atbilstoši esošajai, nevis gaidāmajai inflācijai. Politikas maiņa no inflācijas mērķa noteikšanas uz valūtas kursa mērķa noteikšanu izraisītu nozīmīgu inflācijas svārstību kāpumu. Inflācijas svārstības Lielbritānijā pieaugtu 6.2 reizes, Zviedrijā un Polijā – 5.0 reizes, bet Čehijas Republikā – 3.6 reizes. Tādējādi valūtas kursa stabilizēšana tiktu panākta uz būtiski lielākas procentu likmju mainības rēķina, īpaši Lielbritānijā, monetārās politikas procentu likmēm kļūstot 7.0 reizes nestabilākām. Turklāt fiksēta valūtas kursa apstākļos šajās četrās valstīs, lai gan nedaudz, tomēr pastiprinātos produkcijas izlaides svārstības, liecinot, ka valūtas kurss izolē iekšzemes tautsaimniecību no ārējiem šokiem. Politikas maiņa uz inflācijas mērķa noteikšanu ar pilnībā elastīgu valūtas kursu Latvijā, Igaunijā un Lietuvā paaugstinātu inflācijas svārstīgumu attiecīgi 4.0, 2.7 un 1.9 reizes, savukārt saistībā ar esošo cenu stabilizāciju un valūtas kursa svārstībām VKM II noteiktajās robežās inflācijas nenoteiktība attiecīgi pieaugtu 5.5, 3.7 un 3.0 reizes. Vienlaikus situācijā ar platāku valūtas kursa koridoru produkcijas izlaides svārstības Baltijas valstīs ir nedaudz spēcīgākas, liecinot, ka valūtas kurss nedarbojas kā šoku absorbētājs.

Tādējādi šajā pētījumā veiktās simulācijas rezultāti četrām valstīm, kuras nosaka inflācijas mērķi, liecina, ka esošā monetārā politika garantē daudz stabilāku inflācijas līmeni un produkcijas izlaides starpību, nekā būtu iespējams fiksēta valūtas kursa apstākļos. Empīriskie novērtējumi liecina, ka Lielbritānijas, Zviedrijas, Polijas un Čehijas Republikas tautsaimniecība ir mazāk atvērta nekā Baltijas valstīs, bet elastīgs valūtas kursa režīms darbojas kā absorbētājs ārējo šoku gadījumā. Turpretī Baltijas valstu monetārajā transmisijā valūtas kursa kanāls būtiski ietekmē patēriņa cenu dinamiku. To galvenokārt var saistīt ar samērā lielo importa komponentu gan iekšzemes patēriņā, gan apstrādes rūpniecībā. Tādējādi šajā pētījumā veiktās politikas simulācijas liecina par mazākām inflācijas svārstībām esošā fiksētā valūtas kursa apstākļos Baltijas valstīs. Šādu rezultātu var skaidrot ar to, ka tautsaimniecības ar lielāku atvērtības pakāpi un augstu inflācijas līmeni var samazināt inflāciju, piesaistot nacionālo valūtu galveno tirdzniecības partnervalstu valūtai, kurās inflācija ir zema.

Šajā pētījumā veiktā empīriskā analīze liecina, ka visās aplūkotajās valstīs īstenotā monetārā politika garantē stabilāku inflāciju un produkcijas izlaidi nekā alternatīva režīma apstākļos. Tādējādi nav nepārprotamu ieteikumu, vai izvēlēties fiksētu valūtas kursu, lai sasniegtu inflācijas stabilizēšanas mērķi. Monetārās politikas izvēle ir ļoti atkarīga no tautsaimniecības strukturālajām iezīmēm.

## LITERATŪRA

1. AJEVSKIS, Viktors, VĪTOLA, Kristīne. *Fiksēta valūtas kursa režīma priekšrocības vispārējā līdzsvara stāvokļa apstākļos*. Rīga : Latvijas Banka, 2009. Pētījums 4/2009.
2. CALVO, Guillermo A. Staggered Prices in a Utility-Maximising Framework. *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, September 1983, pp. 383–398.
3. GALI, Jordi, GERTLER, Mark L. Inflation Dynamics: a Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, October 1999, pp. 195–222.
4. GALI, Jordi, MONACELLI, Tommaso. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *Review of Economic Studies*, vol. 72, July 2005, pp. 707–734.
5. GELAIN, Paolo, KULIKOV, Dmitry. *An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Estonia*. Bank of Estonia Working Paper, No. 5, April 2009.
6. GEWEKE, John. Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models: Inference, Development, and Communication. *Econometric Review*, vol. 18, 1999, pp. 1–73.
7. LUBIK, Thomas A., SCHORFHEIDE, Frank. Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation. *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, May 2007, pp. 1069–1087.
8. ROTEMBERG, Julio J., WOODFORD, Michael. *An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy*. NBER Macroeconomics Annual, vol. 12, 1997, pp. 297–346.
9. SBORDONE, Argia M. Prices and Unit Labor Costs: a New Test of Price Stickiness. *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, March 2002, pp. 265–292.
10. SMETS, Frank, WOUTERS, Raf. An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, vol. 1, September 2003, pp. 1123–1175.
11. SMETS, Frank, WOUTERS, Raf. *Forecasting with a Bayesian DSGE Model: an Application to the Euro Area*. European Central Bank Working Paper Series, No. 389, September 2004.