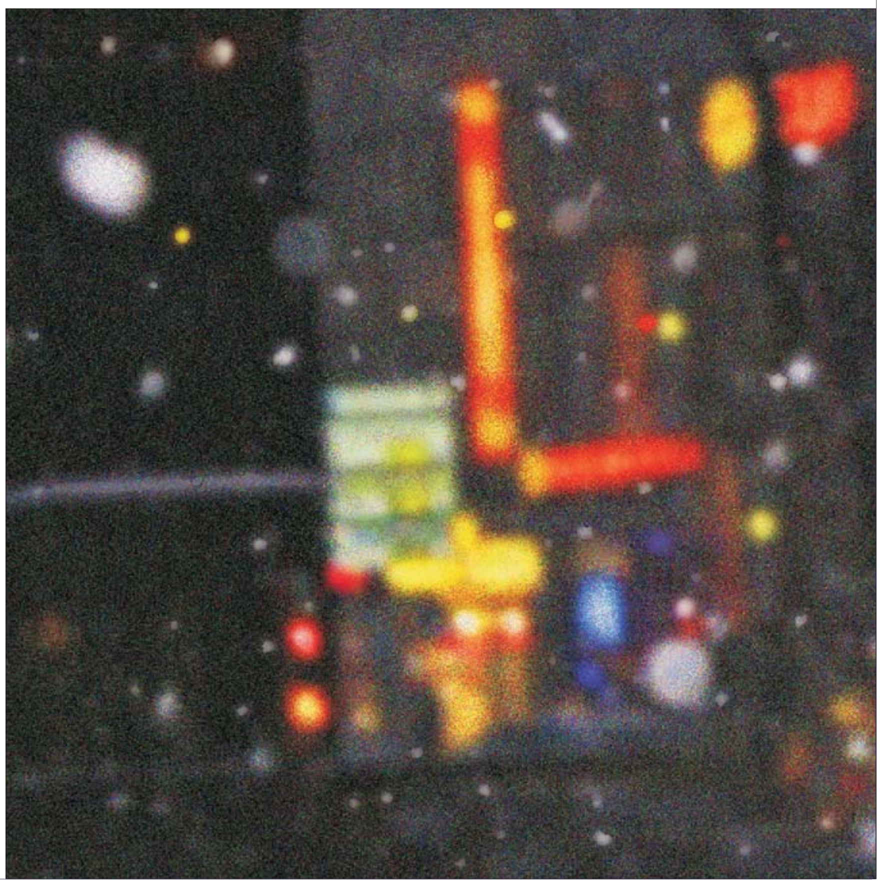
LATVIJAS BANKA

ISBN 9984–676–76–5

VIKTORS AJEVSKIS
KRISTĪNE VĪTOLA

FIKSĒTA VALŪTAS KURSA REŽĪMA PRIEKŠROCĪBAS VISPĀRĒJĀ LĪDZSVARA STĀVOKĻA APSTĀKĻOS

PĒTĪJUMS
4 • 2009



SATURS

SAĪSINĀJUMI

AR – autoregresija
CES – savstarpējās aizvietojamības elastība *(constant elasticity of substitution)*
DSGE – dinamiskais stohastiskais vispārējais līdzsvars *(Dynamic Stohastic General Equilibrium)*
EMS – Ekonomikas un monetārā savienība *(Economic and Monetary Union)*
ES – Eiropas Savienība
ISE – ieguldījumu un uzkrājumu līdzsvars *(investment and saving equilibrium)*
IKP – iekšzemes kopprodukts
PCI – patēriņa cenu indekss
SDR – speciālās aizņēmuma tiesības *(Special Drawing Rights)*
VKM II – Valūtas kursa mehānisms II

KOPSAVILKUMS

Pētījumā novērtēts mazas atvērtas tautsaimniecības DSGE modelis Latvijai atbilstoši T. A. Labika *(T. A. Lubik)* un F. Šorfheides *(F. Schorfheide)* pētījumam (9), izmantojot Beijesa *(Bayes)* pieeju. Strukturālo parametru novērtējumi ir ticamības robežās. Simulāciju rezultāti rāda, ka, nosakot inflācijas mērķi, inflācija ir daudz nepastāvīgāka nekā valūtas kursa piesaistes gadījumā Latvijā. Papildus stabilizējot produkcijas izlaides novirzes, inflācijas svārstības samazinās, tomēr tās ir spēcīgākas nekā īstenotā fiksēta valūtas kursa ar ±1% svārstību koridoru apstākļos. Tāpēc modeļa rezultāti apstiprina esošā valūtas kursa politikas pareizību.

Atslēgvārdi: DSGE, maza atvērta tautsaimniecība, valūtas kursa politika, Beijesa pieeja

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

Pētījumā izteiktie secinājumi atspoguļo autoru – Latvijas Bankas Monetārās politikas pārvaldes darbinieku – viedokli, un autori uzņemas atbildību par iespējamām pieļautajām neprecizitātēm.

IEVADS

1994. gada februārī Latvijas Banka piesaistīja lata kursu SDR valūtu grozam, un 2005. gada janvārī notika lata piesaiste eiro, abos režīmos nosakot ±1% pasīvās intervences mērķa zonas robežas. Latvija piedalās VKM II. Lai gan VKM II dalībvalstīm izvirzīta standartprasību ievērot nacionālās valūtas kursa svārstības attiecībā pret euro ±15%, šīs VKM II prasības izpilde kopā ar pārējiem Māstrihtas konverģences kritērijiem ir priekšnoteikums pilntiesīgai dalībai EMS. Latvija vienpusēji apņēmusies ierobežot nominālā valūtas kursa svārstības attiecībā pret eiro ±1% ap centrālās paritātes kursu.

Daži ±15% svārstību koridora atbalstītāji uzskata, ka tas radītu iespēju īstenot patstāvīgāku monetāro politiku un ka Latvijai tieša inflācijas mērķa noteikšanas politika varētu būt izdevīga. Tā ļauj arī pazemināt inflācijas līmeni, nostiprinot nominālo valūtas kursu. Loģiski, ka šāds apgalvojums rada vairākus jautājumus. Vai valūtas kursa svārstību robežu paplašināšana un monetārā politika ar inflācijas mērķa noteikšanas elementiem palīdzēs ierobežot inflāciju Latvijā līdz līmenim, kas atbilst Māstrihtas konverģences kritērijam? Kādas makroekonomiskās sekas varētu radīt monetārās politikas pārmaiņas?

Pēdējos gados daudzu attīstīto valstu centrālās bankas kā monetārās politikas pamatietvaru sākušas ieviest inflācijas mērķrādītāju noteikšanas sistēmu. Tā kā valstīs, kas pirmās ieviesa šādu sistēmu (Jaunzēlandē, Kanādā un Lielbritānijā), inflācijas samazināšanas pieredze bijusi samērā veiksmīga, arī daudzas citas attīstītās valstis to pārņēma, lai gan tajās bija zems inflācijas līmenis.

Inflācijas mērķrādītāju noteikšanas sistēmu ieviesušās centrālās bankas parasti īsteno peldoša valūtas kursa politiku, pieņemot, ka peldoša valūtas kursa politika zināmā mērā aizsargā no ārējiem monetārajiem šokiem un darbojas kā šoku absorbētājs, kas palīdz stabilizēt attiecīgās valsts tautsaimniecību (tālāk tekstā – iekšzemes tautsaimniecība) ārēja monetārā šoka gadījumā.

Tomēr vairāki empīriski pētījumi liecina, ka inflācijas mērķa noteikšanai monetārajā politikā ir vairāki negatīvi efekti. Pirmkārt, valūtas kursa mērķa ignorēšana mazā valstī ar atvērtu tautsaimniecību (tālāk tekstā – maza atvērta tautsaimniecība) var izraisīt lielas valūtas kursa svārstības un spēcīgi ietekmēt uzņēmumu pelnītspēju. Augstāka transmisijas pakāpe nozīmē arī to, ka iekšzemes preču cenas spēcīgi reaģēs 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 aizņēmumiem ārvalstu valūtās ir būtisks īpatsvars, peldoša valūtas kursa apstākļos pēkšņam pārrāvumam sekojoša būtiska valūtas kursa samazināšanās var veicināt plaša mēroga bankrotus. Treškārt, ja uzticība monetārajai iestādei ir zema, zūd galvenā peldoša valūtas kursa priekšrocība – iespēja veidot monetāro politiku atbilstoši tautsaimniecības vajadzībām un piemērot to ekonomiskās attīstības ciklam. Procentu likmes pārmaiņas nevarēs efektīvi ietekmēt uzņēmumu cenu veidošanas politiku, lai sasniegtu inflācijas mērķi, ja uzņēmumi neticēs, ka centrālā banka īstenos noteikto monetāro politiku un produkcijas izlaides svārstību gadījumā tās rīcība būs pārliecinoša. Vājinātas uzticības dēļ var rasties prasība 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.

Lai novērtētu dažādu valūtas kursa režīmu piemērotību Latvijai, izmantots mazas atvērtas tautsaimniecības DSGE modelis saskaņā ar T. A. Labika un F. Šorfheides pētījumu (9) un Beijesa metodoloģija un salīdzināti simulāciju rezultāti dažādas politikas apstākļos. Atšķirīgu valūtas kursa režīmu un monetārās politikas simulāciju rezultāti apstiprina, ka fiksēta valūtas kursa režīms nodrošina vismazāko inflācijas līmeņa mainību. Tādējādi modeļa rezultāti liecina par labu fiksēta valūtas kursa režīmam, kādu pašlaik īsteno Latvijas Banka. Jebkādas šīs politikas pārmaiņas negatīvi ietekmēs makroekonomiskos rādītājus un mazinās uzticību monetārajai iestādei.

Pētījuma 1. nodaļā aplūkots novērtētā modeļa ietvars. 2. nodaļā izklāstīta novērtēšanas stratēģija un sniegts izmantoto datu apraksts. Empīriskie rezultāti skaidroti 3. nodaļā. Reakcija uz šokiem raksturota 4. nodaļā, bet noslēgumā sniegti secinājumi.

1. MODEĻA UZBŪVE

Pasaules tautsaimniecība modelēta kā nepārtraukta mazu atvērtu tautsaimniecību kopa, kas veido vienības intervālu. Atsevišķa valsts nespēj ietekmēt pārējo pasauli. Valstu produktivitātes šoki nav savstarpēji perfekti korelēti, savukārt visām valstīm ir identiskas preferences, 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 atmests 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 atvērtas tautsaimniecības reprezentatīvā mājsaimniecība maksimizē savu derīgumu šādi:

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

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

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

Savukārt $C_{H,t}$ ir iekšzemes 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 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 γ apzīmē dažādu valstu importa preču savstarpējo aizvietojamību.

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

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

visiem $t = 0, 1, 2, \ldots$, 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 $D_{t\text{-}1}$ (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, kas 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:

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

kur $\pi_{H.t} \equiv p_{H,t} - p_{H,t-1}$ 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 α.

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

Valūtas kursa politikas analīzes nolūkā PCI inflācijas vienādojumā tiek iekļauts nominālais valūtas kurss e_t, pieņemot, ka ir spēkā relatīvās pirktspējas paritātes 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:

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

Pārrakstot starpībās

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

izmantojot iekšzemes preču inflācijas izteiksmi

$$\pi_t + \alpha \Delta s_t - \Delta s_t = \Delta e_t + \pi_t^*$$

vai mainot secību, iegūst:

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

Izmantojot starptautiskā riska dalīšanas nosacījumu, iegūst:

$$\tilde{c}_t = \tilde{c}_t^* - \left(\frac{1-\alpha}{\sigma} \right) s_t \qquad [6],$$

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

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)* (1), katrs uzņēmums katrā periodā var mainīt savas preces cenu ar varbūtību 1 – θ neatkarīgi no tā, kad cena tika mainīta pēdējo reizi. Tādējādi katrā periodā uzņēmumu daļa 1 – θ maina cenas, bet pārējie uzņēmumi θ tās nemaina. Tādējādi θ atspoguļo cenu noturīgumu.

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

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

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

$$\pi_{H,t} = (1-\theta)(\overline{p}_{H,t} - p_{H,t-1}) \qquad [7].$$

[7] vienādojums izsaka, ka inflācija rodas, uzņēmumiem optimizējot cenu katrā periodā tā, ka tā atšķiras no perioda t – 1 vidējās cenas tautsaimniecībā. Lai izsekotu inflācijas dinamikai laikā, nepieciešams noskaidrot, kādi faktori nosaka uzņēmumu cenu veidošanas lēmumus.

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

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

ievērojot pieprasījuma ierobežojumus:

$$Y_{t+k|t} = \left(\frac{\overline{P}_{H,t}}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} \left(C_{H,t+k} + \int_0^1 C^i_{H,t+k} di \right) = \left(\frac{\overline{P}_{H,t}}{P_{H,t+k}} \right)^{-\varepsilon} \hat{C}_{H,t+k} \equiv Y^d_{t+k}\left(\overline{P}_{H,t}\right) \qquad [9]$$

visiem k = 0, 1, 2, …, kur $Q_{t,t+k} \equiv \beta^k (\widetilde{C}_{t+k} / \widetilde{C}_t)^{-\sigma} (A_t / A_{t+k})(P_t / P_{t+k})$ 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 [9] vienādojumā definēto problēmu un pārveidojot logaritmētā lineārā formā, iegūst:

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

kur $\widehat{mc}_{t+k|t} \equiv mc_{t+k|t} - mc$ 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:

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

visiem $j \in [0, 1]$ un t, kur $C^i_{H,t}(j)$ 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:

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

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

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \{\pi_{H,t+1}\} + \lambda \hat{mc}_t \qquad [11],$$

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 funkciju:

$$\hat{mc}_t = (\sigma_\alpha + \varphi)\tilde{y}_t + (\sigma - \sigma_\alpha)\tilde{y}^*_t \qquad [12].$$

1.5. Monetārā politika

Monetārā politika definēta ar procentu likmes likumu, t.i., centrālā banka nosaka bāzes likmi, lai koriģētu PCI inflācijas un produkcijas izlaides pārmaiņas un nominālā valūtas kursa samazināšanos Δe_t:

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

kur monetārās politikas koeficienti ψ_1, ψ_2, $\psi_3 \geq 0$ un ε_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 *(J. Gali)* un T. Monačelli *(T. Monacelli)* (5) modeļa vienkāršots variants, kur $\varphi = 0$, $\eta = 1$, $\gamma = 1$, $1/\sigma = \tau$. Atvērtas tautsaimniecības modelis ietver uz nākotni vērstu ISE vienādojumu un jauno Keinsa–Filipsa līkni *(New Keynesian Phillips curve)*. Monetāro politiku atspoguļo procentu likmes likums, bet valūtas kursu izsaka ar PCI vienādojumu ar nosacījumu, ka spēkā ir pirktspējas paritāte. Ārvalstu produkcijas izlaidi, inflāciju un tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas izsaka autoregresīvi procesi.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

[13] vienādojums ir uz nākotni vērsta atvērtas tautsaimniecības ISE līkne, kas atspoguļo, ka produkcijas izlaidi nosaka gaidāmā gan iekšzemes, gan ārvalstu produkcijas izlaide, reālā procentu likme, gaidāmās tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas un tehnoloģiskā augsme. [14] vienādojums ir atvērtas tautsaimniecības jaunā Keinsa–Filipsa līkne. Iekšzemes produkcijas izlaides starpības pārmaiņas ietekmē inflāciju, jo tās saistītas ar reālo robežizmaksu pārmaiņām, savukārt parametrs λ nosaka Filipsa līknes slīpumu un ir citu dziļo parametru funkcija, kas šajā vienādojumā uzskatāma par strukturālu. Tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas Filipsa līknē rāda, ka daļa patēriņa preču tiek importēta. [15] vienādojums ietver pirktspējas paritātes nosacījumu. Monetāro politiku [16] vienādojumā atspoguļo procentu likmes likums, saskaņā ar kuru centrālā banka koriģē savu monetārās politikas instrumentu, reaģējot uz PCI inflācijas novirzi no mērķrādītājiem un produkcijas izlaides novirzi no potenciālā līmeņa, kā arī uz valūtas kursa pārmaiņām. Autoregresijas koeficients atspoguļo monetārās politikas instrumenta noturīguma līmeni. Pārējie vienādojumi apraksta eksogēnos tirdzniecības nosacījumus – attiecīgi ārvalstu produkcijas izlaidi, inflāciju un tehnoloģijas pārmaiņas. Visi eksogēnie rādītāji ir pirmās kārtas autoregresijas (AR(1)) procesi.

2. MODEĻA NOVĒRTĒJUMS

2.1. Dati

Beijesa pieejai, kas izmantota šajā pētījumā, ir trīs galvenās iezīmes. Pirmkārt, pretēji vispārināto momentu metodes *(Generalised Method of Moments)* pieejai Beijesa metodoloģijas pamatā ir sistēma, un tā pielāgo atrisināto DSGE modeli agregēto datu laikrindu vektoram. Otrkārt, novērtējuma pamatā ir ar DSGE modeli iegūtā varbūtības funkcija, nevis, piemēram, DSGE modeļa impulsu reakcijas funkciju un identificēto VAR *(vector autoregression)* impulsu reakciju atšķirība līdzīgi kā Dž. Dž. Rotemberga *(J. J. Rotemberg)* un M. Vudforda *(M. Woodford)* (10) un L. Dž. Kristiāno *(L. J. Christiano)* u.c. (2) pētījumos.

Empīriskajā analīzē izmantoti produkcijas izlaides kāpuma, inflācijas, nominālo procentu likmju, valūtas kursu un tirdzniecības nosacījumu pārmaiņu novērojumi. Sniegti ceturkšņa dati (1998. gada 2. ceturksnis–2007. gada 2. ceturksnis). Produkcijas izlaides pieauguma temps aprēķināts kā IKP logaritma starpība, kas reizināta ar 100, lai iegūtu ceturkšņa procentuālās pārmaiņas salīdzinājumā ar iepriekšējo ceturksni. Inflācija aprēķināta kā PCI logaritma starpība, kas reizināta ar 400, lai iegūtu gada procentuālās pārmaiņas. Tirdzniecības nosacījumu procentuālās pārmaiņas aprēķinātas kā eksporta preču un importa preču cenu attiecības logaritma starpības, kas reizinātas ar 100. Par monetārās politikas instrumentu izmantota darījumu uz nakti naudas tirgus procentu likme. Valūtas kursa laikrindas ir vidējais banku piedāvājuma un pieprasījuma lata kurss attiecībā pret SDR (līdz 2004. gada decembrim) un attiecībā pret eiro (pēc 2005. gada janvāra). Valūtas kursa procentuālās novirzes no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un eiro attiecīgajos periodos aprēķinātas kā valūtas kursa un paritātes vērtības logaritma starpības, kas reizinātas ar 100. Darījumu uz nakti procentu likmes un valūtas kurss aprēķināti kā ceturkšņa vidējie rādītāji. IKP, PCI, eksporta un importa preču cenu indeksi ir sezonāli izlīdzināti. Pirms novērtēšanas visām laikrindām atņemtas to vidējās vērtības.

2.2. Aprioro vērtību izvēle

1. tabulā sniegtas Latvijas modelim definētās apriorās vērtības. Strukturālo parametru apriorie sadalījumi izvēlēti, pamatojoties uz vairākiem apsvērumiem. Pieņemts, ka apriorie sadalījumi ir neatkarīgi. Monetārās politikas parametru aprioro vērtību intervāls ir samērā plašs. Parametru ψ_1 un ψ_2 vidējās apriorās vērtības noteiktas atbilstoši Teilora *(Taylor)* likumā vispārpieņemtajām vērtībām. Piemēram, F. Smetss *(F. Smets)* un R. Vauterss *(R. Wouters)* (13), novērtējot DSGE modeli eiro zonai, ieguva inflācijas un produkcijas izlaides starpības koeficientu vidējās aposteriorās vērtības attiecīgi 1.5 un 0.06. Valūtas kursa koeficienta vidējā apriorā vērtība $\psi_3 = 400$ izvēlēta liela, lai nodrošinātu fiksēta valūtas kursa režīmu. Procentu likmes autoregresijas apriorais koeficients ir 0.2 ar standartnovirzi 0.1. Modelis parametrizēts, nosakot reālās procentu likmes stabila līdzsvara stāvokļa vērtību r, nevis diskonta faktoru β. r gada vērtība noteikta tā, lai $\beta = \exp[-r/400]$. Tās izvēlētā vidējā vērtība ir 2.5%. Filipsa līknes slīpuma koeficienta λ apriorā vērtība atbilst citos pētījumos (4; 9; 10; 11) izmantotajām vērtībām. Tā vidējā vērtība noteikta 0.5, bet šajā pētījumā pieļautas lielas svārstības. Izvēles parametra α jeb importa

īpatsvara IKP vidējā apriorā vērtība ir 0.4, kas atbilst vidējam rādītājam aplūkotajā periodā.

Eksogēno šoku apriorie rādītāji specificēti atbilstoši T. A. Labika un F. Šorfheides pētījumam (9). Lai definētu globālās inflācijas eksogēno šoku apriorās vērtības, novērtēta autoregresija ES PCI ceturkšņa inflācijai un iegūta koeficienta $\rho_{\pi*}$ apriorā vidējā vērtība 0.5 ar $\sigma_{\pi*} = 0.25$.

Pārējo valstu produkcijas izlaides šoka y_t^* apriorās vērtības iegūtas, novērtējot ES un Latvijas IKP attiecības logaritma AR(1) procesu. Noteikta ρ_{y*} apriorā vidējā vērtība $\rho_{y*} = 0.99$, un izmantota vērtība 0.75 standartnovirzes apriorās vērtības centrēšanai.

Tehnoloģiskā procesa apriorā vērtība specificēta, piemērojot iekšzemes produkcijas izlaides pieauguma tempam AR(1) procesu. Autoregresijas koeficienta un standartnovirzes punktveida novērtējumi ir attiecīgi 0.12 un 1.11. Tādējādi ρ_z un σ_z apriorā vidējā vērtība noteikta attiecīgi 0.1 un 1.0.

Tirdzniecības nosacījumu pārmaiņu novērtētais autoregresijas koeficients ir 0.11 un regresijas standartnovirze – 2.14, tādējādi ρ_s un σ_s apriorās vidējās vērtības izvēlētas attiecīgi 0.1 un 2.0.

σ_r apriorais vidējais ir 0.45, kas atbilst procentu likmes AR(1) procesa novērtētajai standartnovirzei.

3. REZULTĀTI

Latvijas strukturālo parametru Beijesa novērtējumi atspoguļoti 1. tabulā. Tajā sniegti gan aposterioro sadalījumu 90% ticamības intervāli, gan arī aposteriorie vidējie kā punktveida novērtējumi.[1] Vispirms aplūkosim rezultātus, kas iegūti, novērtējot 60 000 iterāciju. Salīdzinājumā ar valstīm, kuru monetārā politika vērsta uz inflācijas mērķa noteikšanu un kurām tādējādi ir augsts inflācijas koeficients atbilstoši Teilora likumam, koeficienta ψ_1 mazā vērtība Latvijas modelī atbilst Latvijas Bankas monetārajai politikai. Mazs produkcijas izlaides starpības koeficients (ψ_2 = 0.016) liecina, ka produkcijas izlaides novirzei nav noteicošā nozīme, savukārt liela valūtas kursa parametra vērtība (ψ_3 = 44.8) apstiprina Latvijas Bankas īstenoto fiksēta valūtas kursa politiku. Modelis rāda arī ļoti nozīmīgu procentu likmes noturību (ρ_r = 0.9).

Strukturālo parametru novērtējumi ir ticamības robežās. Izvēles parametra α vērtējums atspoguļo pēdējos gados Latvijā novēroto vidējo importa īpatsvaru IKP. Filipsa līknes parametra λ vērtējums nedaudz pārsniedz aprioro vidējo vērtību, liecinot, ka iekšzemes uzņēmumi, nosakot savas produkcijas optimālās cenas, nozīmīgi reaģē uz produkcijas izlaides novirzēm. Starplaika aizvietojamības elastība τ ir neparasti maza, norādot, ka patērētāji samērā nelabprāt maina savus ar patēriņu saistītos lēmumus, reaģējot uz procentu likmes šokiem. Stohastisko procesu novērtējumi atspoguļo būtisku laikrindu datu noturību, ko īpaši rāda nozīmīga tehnoloģiskās augsmes (ρ_z = 0.61) un ārvalstu pieprasījuma šoka autokorelācija (ρ_{y*} = 0.95).

1. tabula

Apriorie sadalījumi un Latvijas datu aposteriorie novērtējumi

Apriorie sadalījumi					Aposteriorie sadalījumi (60 000 iterāciju)			Aposteriorie sadalījumi (1 000 000 iterāciju)		
Rādītājs	**Definētais apgabals**	**Blīvums**	**Vidējais**	**Standart-novirze**	**Vidējais**	**90% ticamības intervāls**		**Vidējais**	**90% ticamības intervāls**	
ψ_1	R^+	Gamma	2.00	0.50	0.515	0.251	0.712	1.256	0.762	1.735
ψ_2	R^+	Gamma	0.05	0.13	0.016	0.000	0.032	0.034	0.000	0.108
ψ_3	R^+	Gamma	400	100	44.80	44.78	44.82	44.81	44.78	44.86
ρ_r	[0, 1)	Beta	0.20	0.10	0.896	0.896	0.896	0.894	0.894	0.894
α	[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
λ	R^+	Gamma	0.50	0.25	0.618	0.607	0.625	1.598	1.338	1.796
τ	[0, 1)	Gamma	0.20	0.10	0.153	0.147	0.156	0.127	0.073	0.194
ρ_s	[0, 1)	Beta	0.10	0.05	0.137	0.134	0.141	0.356	0.295	0.422
ρ_z	[0, 1)	Beta	0.10	0.05	0.606	0.606	0.606	0.605	0.605	0.605
ρ_{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
σ_r	R^+	InvGamma	0.45	4.00	0.712	0.705	0.720	1.948	1.755	2.141
σ_s	R^+	InvGamma	2.00	4.00	1.594	1.472	1.735	2.123	1.835	2.613
σ_z	R^+	InvGamma	1.00	4.00	1.275	1.232	1.314	1.722	1.561	1.873
σ_{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

[1] Aposteriorie sadalījumi konstruēti, izmantojot Metropoļa–Heistingsa *(Metropolis–Hastings)* algoritmu ar Markova *(Markov)* ķēdes 60 000 un 1 000 000 iterācijām. Novērtēšana veikta, izmantojot *Dynare3* programmu *Matlab R2008a* vidē.

Modeļa parametru apriorie un aposteriorie sadalījumi sniegti 1. pielikumā. Gandrīz visi aposteriorie sadalījumi nobīdīti attiecībā pret apriorajiem sadalījumiem un ļoti koncentrēti ap to vidējām vērtībām. Tas liecina, ka dati kopumā ir informatīvi un parametru novērtējumi ir tuvu to patiesajām vērtībām. Vienīgais izņēmums ir procentu likme, par kuru dati sniedz samērā maz informācijas.

Lai novērtētu atšķirīgus valūtas kursu režīmus Latvijai, modelis simulēts ar dažādiem politikas parametriem un salīdzināti vairāku monetārās politikas veidu rezultāti. Vispirms rezultāti iegūti, izmantojot ar datiem novērtētus koeficientus, t.i., $\psi_1 = 0.515$, $\psi_2 = 0.016$ un $\psi_3 = 44.801$, pieņemot šo modeli par etalonu. Rezultāti sniegti 2. tabulā. Ar šādām parametru vērtībām valūtas kurss ar 99% ticamību ir atbilstošs esošā režīma ±1% svārstību koridoram. Pēc tam simulētas monetārās politikas pārmaiņas, ieviešot plašāku valūtas kursa svārstību koridoru. Tiek aplūkotas trīs dažādas ψ_3 vērtības – 2.0, 1.0 un 0.6 –, nemainot pārējos novērtētos koeficientus. Ja $\psi_3 = 2.0$, valūtas kursa svārstības palielinās 5.9 reizes, inflācijas mainība pastiprinās, bet procentu likmju svārstības vājinās, jo sarūk procentu likmju loma valūtas kursa stabilizēšanā. Ja $\psi_3 = 1.0$, ietekme uz inflācijas mainību ir vēl spēcīgāka. Neparasti, bet plašāka valūtas kursa svārstību koridora apstākļos produkcijas izlaides svārstības pastiprinās, lai gan tikai nedaudz. Tas liecina, ka valūtas kurss nav šoku absorbētājs.

Visbeidzot tiek simulēts trešā parametra ($\psi_3 = 0.6$) modelis, pieļaujot atšķirīgu inflācijas mērķa un produkcijas izlaides starpības noteikšanas politiku. 3. tabulas 2. ailē sniegti rezultāti, kad inflācijas koeficientam ir vērtība, kas parasti saistīta ar Teilora likumu ($\psi_1 = 1.5$), bet saglabāts no datiem iegūts produkcijas izlaides starpības koeficients ($\psi_2 = 0.016$). Kā gaidīts, inflācijas mērķa noteikšana samazina inflācijas līmeņa svārstības salīdzinājumā ar gadījumu, kad centrālā banka, nosakot bāzes likmi, neņem vērā cenu pārmaiņas. Tomēr pārsteidz tas, ka, nosakot inflācijas mērķi, inflācijas svārstības ir spēcīgākas nekā fiksēta valūtas kursa režīmā. Ja inflācijas mērķa noteikšanas režīms kļūst stingrāks ($\psi_1 = 2.0$), inflācijas svārstības samazinās (sk. 3. tabulas 3. aili), tomēr joprojām pārsniedz attiecīgo etalonmodeļa vērtību. Trešajā gadījumā inflācijas koeficients noteikts tāds pats kā iepriekšējā gadījumā, ļaujot centrālajai bankai ņemt vērā arī produkcijas izlaides starpības vērtību. Papildu rūpes par produkcijas izlaides stabilizēšanu nodrošina mazāku inflācijas mainību salīdzinājumā ar diviem iepriekš aplūkotajiem gadījumiem, kas tomēr ir lielāka nekā esošajā fiksēta valūtas kursa režīmā ar ±1% svārstību koridoru.

2. tabula

Etalonmodeļa standartnovirzes un dažādi valūtas kursa režīmi

Mainīgais	**Etalonmodelis**	**$\psi_1 = 0.515$, $\psi_2 = 0.016$**		
	$\psi_1 = 0.515$, $\psi_2 = 0.016$, $\psi_3 = 44.801$	**$\psi_3 = 2.0$**	**$\psi_3 = 1.0$**	**$\psi_3 = 0.6$**
z	1.605	1.619	1.626	1.630
Δe	0.329	1.944	2.880	3.689
Δs	1.596	1.626	1.597	1.604
π	2.275	7.320	11.104	14.403
r	5.518	1.932	1.736	1.701
y	5.149	5.262	5.617	5.885

3. tabula

ψ_3 = 0.6 standartnovirzes un dažādi inflācijas un produkcijas izlaides starpības mērķa noteikšanas režīmi

Mainīgais	$\psi_1 = 1.5, \psi_2 = 0.016$	$\psi_1 = 2, \psi_2 = 0.016$	$\psi_1 = 2, \psi_2 = 0.6$
z	1.613	1.609	1.597
Δe	2.282	2.007	1.819
Δs	1.620	1.597	1.595
π	8.403	7.156	6.182
r	1.824	1.898	1.937
y	5.281	5.224	5.095

Tālāk sākotnējais modelis novērtēts ar tām pašām apriorajām vērtībām; ar Beijesa pieeju novērtētas arī impulsa reakcijas funkcijas eksogēnu šoku gadījumā. Lai konstruētu aposterioros sadalījumus, izmantojot Metropoļa–Heistingsa algoritmu ar Markova ķēdi, iterāciju skaits palielināts līdz 1 000 000.

Beijesa aposteriorie un sākotnējā modeļa novērtējumi sniegti 1. tabulas pēdējās trijās ailēs. Strukturālo parametru aposteriorie vidējie abos novērtējumos ir samērā līdzīgi. Modeļa rezultāti diezgan stabili apliecina Latvijas Bankas īstenoto fiksēta valūtas kursa politiku (ψ_3 = 44.8), savukārt samērā mazā ψ_2 vērtība rāda, ka monetārā politika nav vērsta uz produkcijas izlaides starpības stabilizēšanu.

Tāpat kā iepriekš tika simulēts modelis, izmantojot dažādus politikas parametrus, un salīdzināti rezultāti (sk. 4. un 5. tabulu). Politikas ietekme līdzīga tai, kāda iegūta pirmajā simulāciju kārtā. Ja centrālās bankas valūtas kurss ir tuvs brīvi peldošam valūtas kursam (ψ_3 = 0.6), ar 99% ticamību valūtas kursa svārstības paredzot ±15% robežās, inflācijas svārstības piecas reizes pārsniedz fiksēta valūtas kursa režīma ar ±1% svārstību koridoru etalona līmeni. Valūtas kurss arī šajā gadījumā neabsorbē produkcijas izlaides svārstības.

4. tabula

Etalonmodeļa standartnovirzes un dažādi valūtas kursa režīmi

Mainīgais	Etalonmodelis	$\psi_1 = 1.256, \psi_2 = 0.034$		
	$\psi_1 = 1.256, \psi_2 = 0.034, \psi_3 = 44.814$	$\psi_3 = 2.0$	$\psi_3 = 1.0$	$\psi_3 = 0.6$
z	1.620	1.601	1.618	1.630
Δe	0.336	3.206	4.523	5.356
Δs	1.574	1.585	1.524	1.552
π	4.652	12.733	17.938	21.273
r	4.079	2.276	2.193	2.150
y	4.917	5.344	5.435	5.912

5. tabula
ψ_3 = 0.6 standartnovirzes un dažādi inflācijas un produkcijas izlaides starpības mērķa noteikšanas režīmi

Mainīgais	**$\psi_1 = 1.5$, $\psi_2 = 0.034$**	**$\psi_1 = 2$, $\psi_2 = 0.034$**	**$\psi_1 = 2.5$, $\psi_2 = 0.6$**
z	1.634	1.606	1.625
Δe	4.701	4.177	3.321
Δs	1.544	1.588	1.545
π	18.467	15.950	12.249
r	2.186	2.233	2.410
y	5.453	5.416	5.179

Dažādu valūtas kursu un monetārās politikas režīmu simulācijā iegūtie rezultāti sniedz noteiktus pierādījumus tam, ka salīdzinājumā ar citiem monetārās politikas režīmiem inflācijas mainība ir mazāka fiksēta valūtas kursa gadījumā. Tādējādi modeļa rezultāti apstiprina Latvijas Bankas pašlaik īstenotās valūtas kursa politikas pareizību. Jebkādas šīs politikas pārmaiņas nelabvēlīgi ietekmēs makroekonomiskos rādītājus un mazinās uzticību monetārajai iestādei.

4. REAKCIJAS UZ ŠOKIEM

Lai noteiktu individuālo šoku ietekmi, novērtētas impulsa reakcijas funkcijas. Simulāciju rezultāti parametru aposteriorajām vidējām vērtībām sniegti 2. pielikumā.

Tirdzniecības nosacījumu uzlabošanās palielina produkcijas izlaidi un inflāciju, jo paaugstinās nominālais valūtas kurss. Tas izpaužas šādi: uzlabojoties tirdzniecības nosacījumiem, aug iekšzemes eksportētāju ienākumi, veicinot aktivitāti un nodarbinātību eksporta nozarēs. Eksportētāji gūst lielākus ienākumus ārvalstu valūtā un arvien biežāk to izmanto ārvalstu valūtas tirgū. Tā kā pārdošanai tiek piedāvāts lielāks ārvalstu valūtas apjoms, nacionālās valūtas vērtība nostiprinās. Fiksēta valūtas kursa apstākļos centrālajai bankai jāveic intervences ārvalstu valūtas tirgū, lai noturētu nacionālās valūtas piesaistes kursu eiro. Tādējādi centrālā banka uzturēs nacionālās valūtas vērtību, pērkot ārvalstu valūtu. Tas savukārt palielinās nacionālās valūtas piedāvājumu un kredītu pieejamību uzņēmumu investīcijām un darbības paplašināšanai. Tā kā centrālās bankas darbības ietekme ir līdzvērtīga ekspansīvas monetārās politikas ietekmei, šāda reakcija uz eksporta cenu palielinājumu izraisīs produkcijas izlaides pieaugumu un inflācijas kāpumu augstāku uzņēmumu robežizmaksu dēļ.

Pozitīvs produktivitātes šoks palielina izlaidi, kas izraisa uzņēmumu robežizmaksu kāpumu. Iekšzemes inflācija tieši atspoguļo augstākas robežizmaksas, kas mazina iekšzemes preču konkurētspēju un mudina patērētājus aizvietot tās ar importa precēm. Krītoties iekšzemes preču pieprasījumam, valūtas kurss samazinās, tāpēc centrālā banka reaģē uz lejupvērstu valūtas kursa spiedienu, palielinot bāzes likmi.

Importa preču inflācijas šoka dēļ patērētāji aizvieto importa preces ar lētākām iekšzemes precēm, kas izraisa nacionālās valūtas pieprasījuma kāpumu un tās kursa paaugstināšanos. Centrālā banka, reaģējot uz valūtas kursa svārstībām, īsteno brīvāku monetāro politiku, kas veicina produkcijas izlaides pieaugumu. IKP kāpums palielina uzņēmumu robežizmaksas, ko rezultātā atspoguļo augstāka inflācija.

Ar Beijesa pieeju novērtētās impulsa reakcijas uz šokiem sniegtas 4. pielikumā. Impulsa reakciju aposterioro sadalījumu konstruēšanai izvēlētas parametru vērtības un šoku dispersijas no attiecīgajiem novērtētajiem aposteriorajiem sadalījumiem, un katrai kopai ģenerētas impulsa reakcijas. Atkārtojot šo procesu daudz reižu, iegūst impulsa reakciju aposterioros sadalījumus.

4. pielikumā atspoguļoti impulsa reakcijas sadalījuma 90% ticamības intervāli, reaģējot uz monetāro, tirdzniecības nosacījumu, produktivitātes un ārvalstu inflācijas šoku. Aposteriorie impulsa reakcijas sadalījumi ir līdzīgi impulsa reakcijām, kas iegūtas simulācijām ar aposteriorajām vidējām vērtībām. Impulsa reakciju ticamības intervāli ir diezgan šauri, norādot, ka reakcijas ir statistiski nozīmīgas.

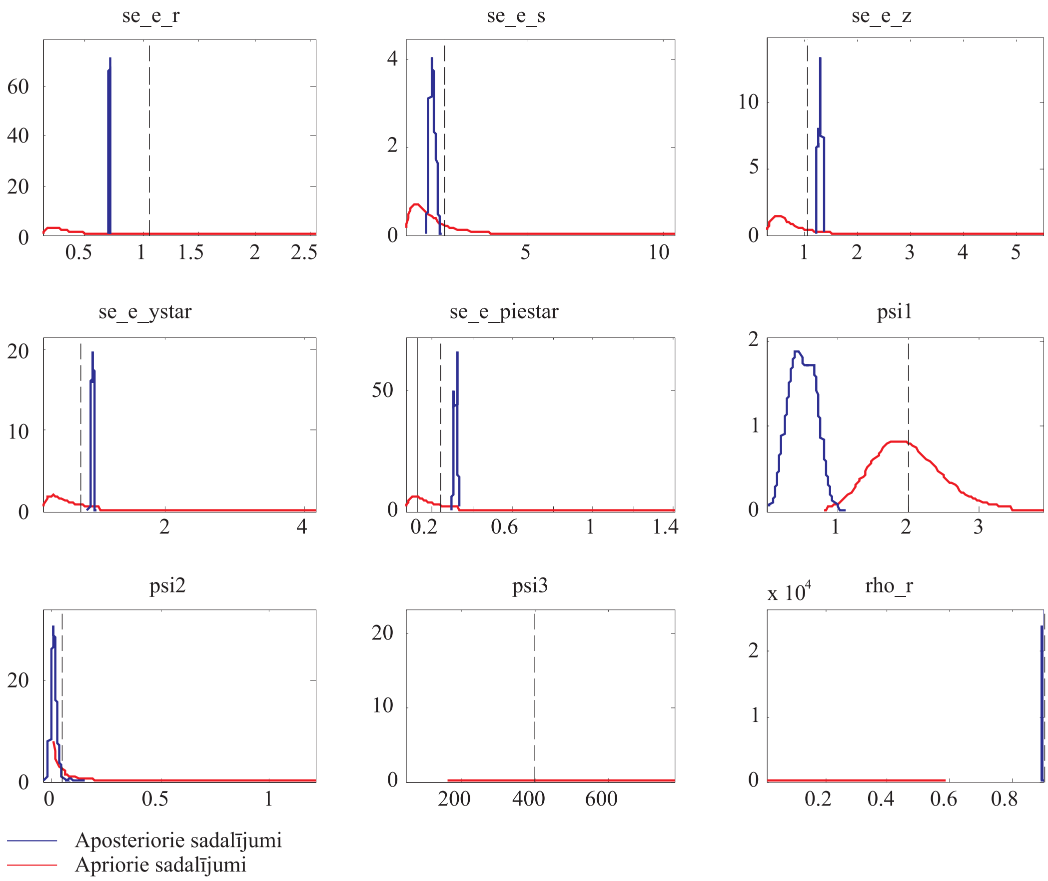
SECINĀJUMI

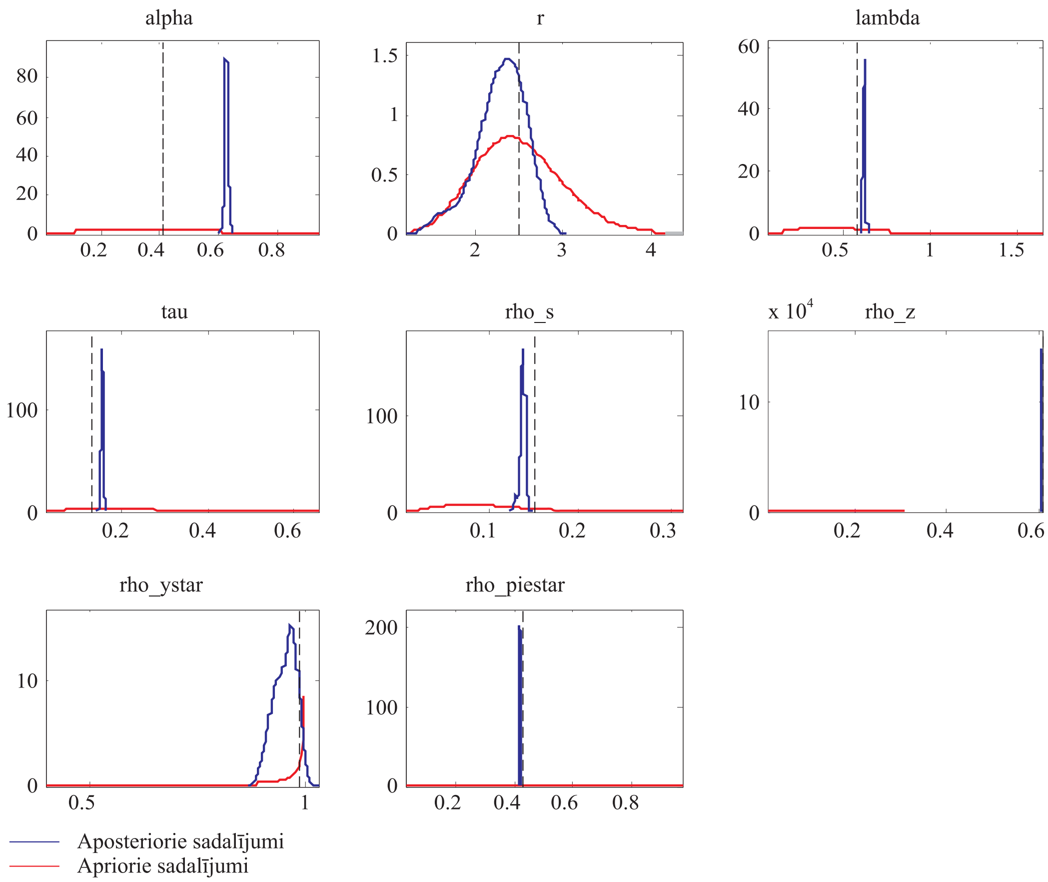
Pētījumā novērtēts mazas atvērtas tautsaimniecības DSGE modelis Latvijai saskaņā ar T. A. Labika un F. Šorfheides (9) pētījumu, izmantojot Beijesa metodoloģiju. Strukturālo parametru novērtējumi ir ticamības robežās. Lai novērtētu dažādu valūtas kursu režīmu iespējas Latvijai, modelis simulēts ar atšķirīgiem monetārās politikas parametriem un salīdzināti attiecīgos monetārās politikas režīmos gūtie rezultāti. Gadījumos, kad centrālā banka īsteno gandrīz brīvi peldoša valūtas kursa politiku, inflācijas svārstības aptuveni piecas reizes pārsniedz pašlaik īstenotā fiksēta valūtas kursa apstākļos esošo inflācijas svārstību līmeni. Simulāciju rezultāti attiecībā uz brīvi peldoša valūtas kursa režīmu, kas pieļauj dažādu inflācijas un produkcijas izlaides starpības politikas īstenošanu, rāda, ka, nosakot inflācijas mērķi, inflācijas svārstības samazinās salīdzinājumā ar gadījumiem, kad centrālā banka neņem vērā cenu pārmaiņas. Tomēr pārsteidz tas, ka, nosakot mērķi, inflācija kļūst daudz nepastāvīgāka nekā fiksēta valūtas kursa gadījumā. Papildus stabilizējot produkcijas izlaides novirzes, samazinās inflācijas mainība, kas tomēr ir spēcīgāka nekā esošā valūtas kursa ar ±1% svārstību koridoru apstākļos. Tāpēc modeļa rezultāti apstiprina esošās valūtas kursa politikas pareizību. Jebkādas šīs politikas pārmaiņas nelabvēlīgi ietekmēs makroekonomiskos rādītājus un mazinās uzticību monetārajai iestādei.

PIELIKUMI

1. pielikums

Apriorie un aposteriorie sadalījumi

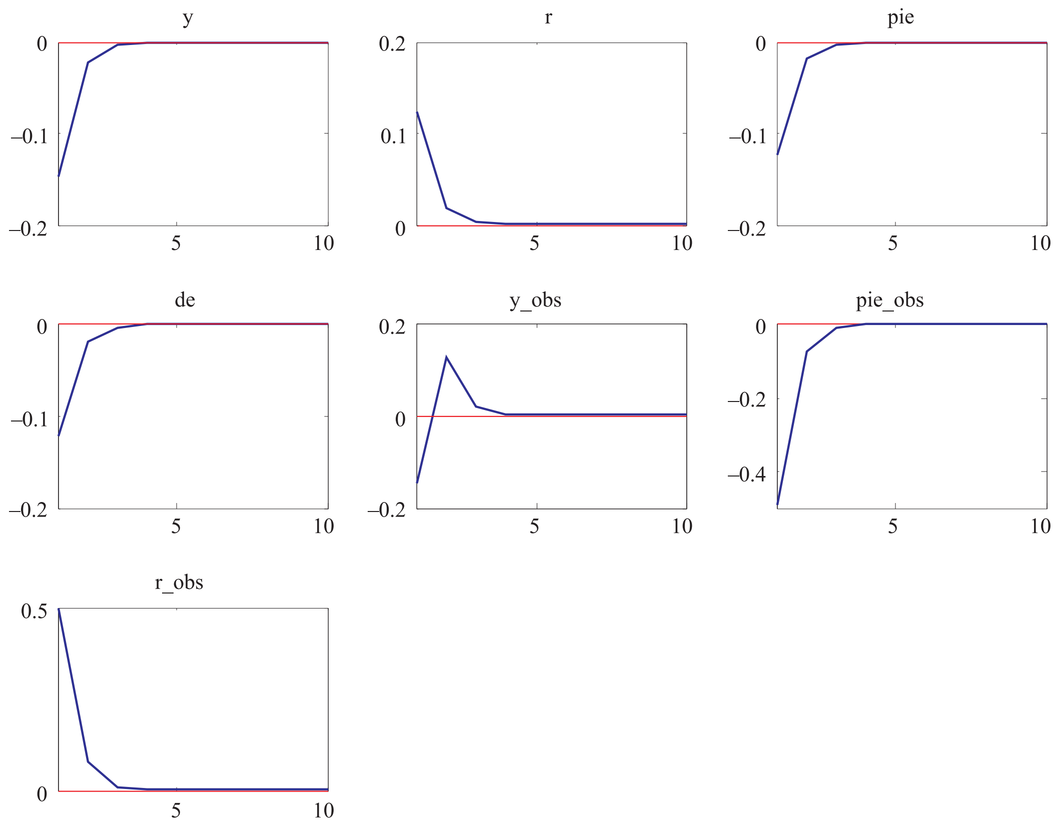




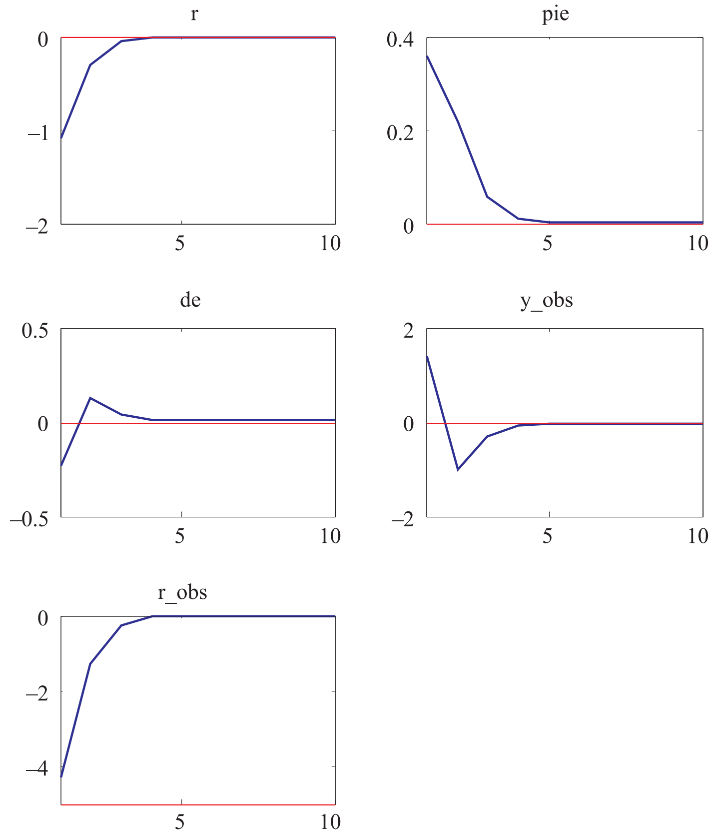
Piezīmes. se_e_r, se_e_s, se_e_z, se_e_ystar un se_e_piestar ir attiecīgi šoku ε_t^R, ε_t^s, ε_t^z, $\varepsilon_t^{y^*}$ un $\varepsilon_t^{\pi^*}$ standartnovirzes. psi1, psi2, psi3, rho_r, rho_s, rho_z, rho_ystar, rho_piestar, alpha, lambda un tau apzīmē attiecīgi ψ_1, ψ_2, ψ_3, ρ_r, ρ_s, ρ_z, ρ_{y^*}, ρ_{π^*}, α, λ un τ. r ir stabila līdzsvara stāvokļa iekšzemes reālā procentu likme.

2. pielikums
Impulsa reakcijas uz šokiem

Reakcija uz monetāro šoku ε^r

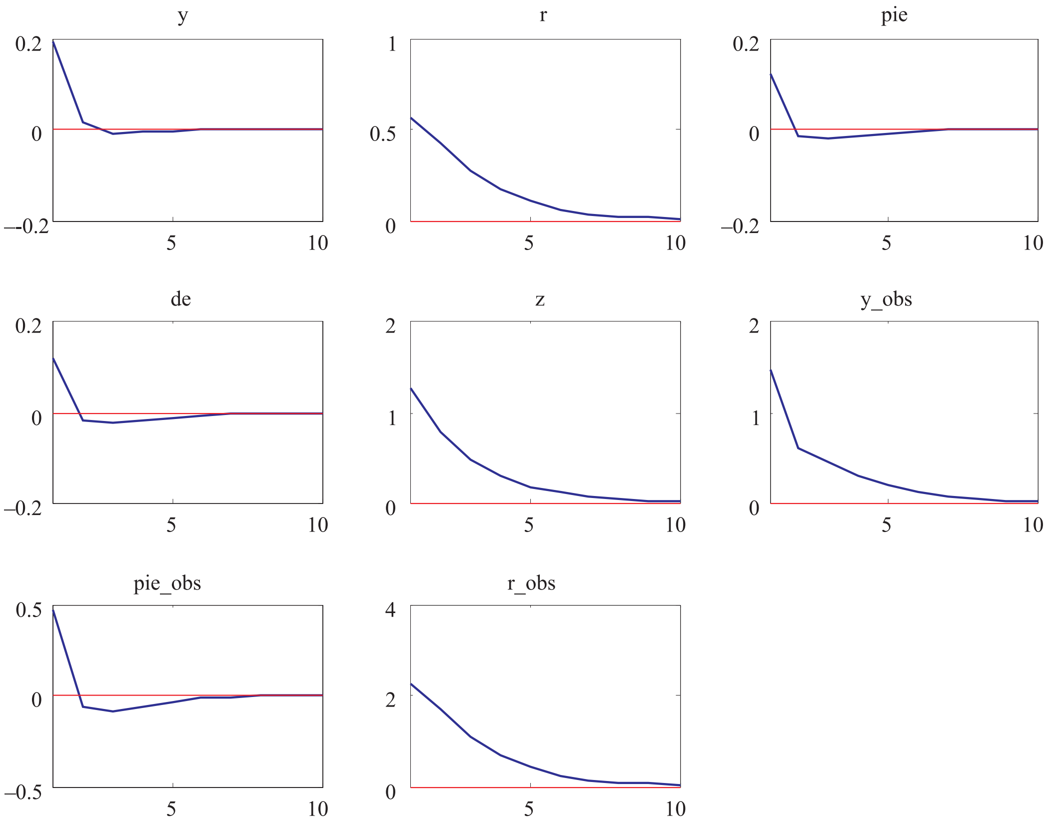


Reakcija uz tirdzniecības nosacījumu šoku ε^s

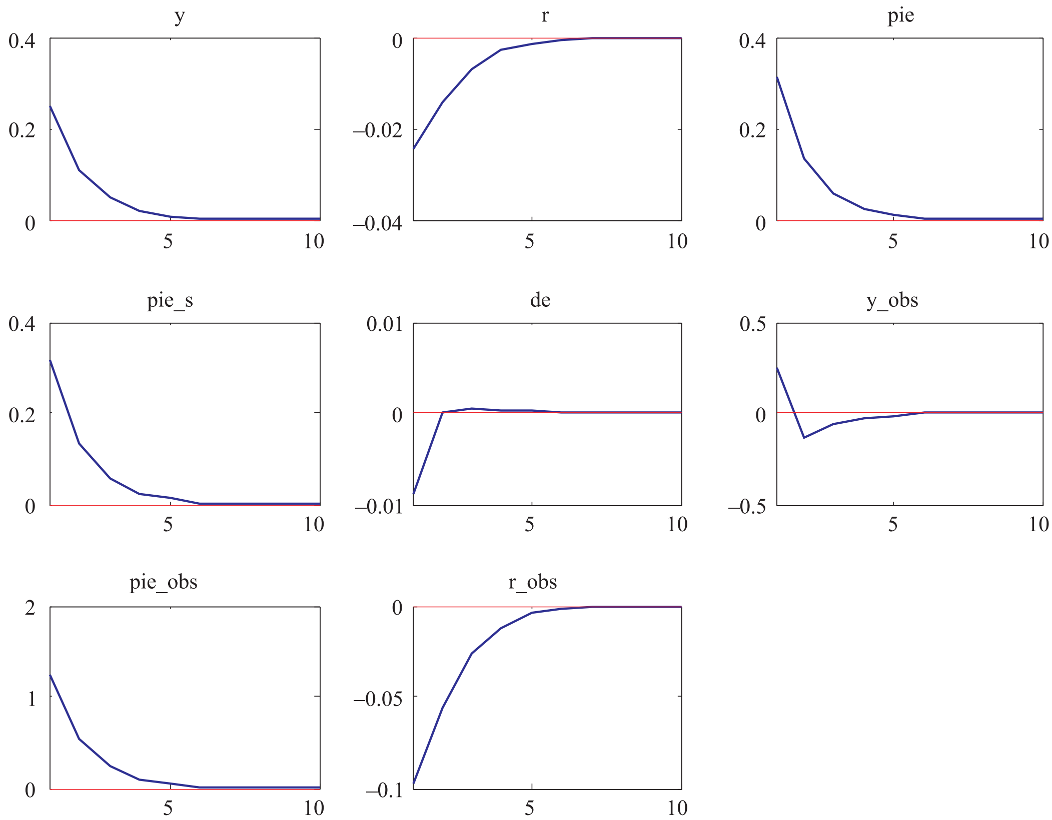


Piezīmes. y, r un pie ir attiecīgi produkcijas izlaides, procentu likmes un PCI inflācijas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (attiecīgi $\tilde{y}_t$, r_t un π_t modeļa vienādojumos). Stabila līdzsvara stāvoklis ir vidējā vērtība aplūkotajā periodā. de ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un eiro attiecīgajos piesaistes periodos (Δe_t). ds ir tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas (Δs_t). r, pie, de un ds ir ceturkšņa dati. pie_obs un r_obs ir attiecīgi pie un r gada izteiksmē. y_obs = y – y(–1) + z.

Reakcija uz produktivitātes šoku ε^z



Reakcija uz ārvalstu inflācijas šoku ε^{π^*}



Piezīmes. y, r, pie un pie_s ir attiecīgi produkcijas izlaides, iekšzemes procentu likmes, PCI iekšzemes inflācijas un ārvalstu inflācijas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (attiecīgi $\tilde{y}_t$, r_t, π_t un π_t^* modeļa vienādojumos). Stabils līdzsvara stāvoklis ir vidējā vērtība aplūkotajā periodā. de ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un eiro attiecīgajos piesaistes periodos (Δe_t). ds ir tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas (Δs_t). z ir tehnoloģijas pieauguma temps (z_t). r, pie, de un ds ir ceturkšņa dati. pie_obs un r_obs ir attiecīgi pie un r gada izteiksmē. y_obs = y – y(–1) + z.

3. pielikums

Eksogēnu šoku kovariācijas matrica

Mainīgie	ε^{r}	ε^{s}	ε^{y^*}	ε^{π^*}	ε^{z}
ε^{r}	0.5062	0	0	0	0
ε^{s}	0	2.5402	0	0	0
ε^{y^*}	0	0	0.8545	0	0
ε^{π^*}	0	0	0	0.1016	0
ε^{z}	0	0	0	0	1.6246

Politikas un pārejas funkcijas

		Δe	**y_obs**	**π_obs**	**r_obs**
r	(–1)	–0.156	–0.188	–0.625	0.624
π^*	(–1)	–0.012	0.332	1.642	–0.130
z	(–1)	0.056	0.696	0.223	1.054
y	(–1)	0	–1	0	0
y^*	(–1)	0	–4.560	0	0
Δs	(–1)	–0.020	0.123	0.123	–0.373
ε^{r}		–0.175	–0.210	–0.698	0.696
ε^{s}		–0.149	0.898	0.898	–2.726
ε^{y^*}		0	–4.780	0	0
ε^{π^*}		–0.028	0.787	3.888	–0.308
ε^{z}		0.092	1.148	0.367	1.739

Simulēto mainīgo momenti

Mainīgais	**Vidējais**	**Standart-novirze**	**Variācija**	**Asimetrijas koeficients**	**Ekscesa koeficients**
z	0.031	1.555	2.418	0.014	–0.029
Δe	–0.002	0.324	0.105	0.066	–0.049
Δs	0.011	1.611	2.595	–0.018	–0.159
π	–0.005	0.574	0.330	–0.055	–0.123
π_obs	–0.021	2.297	5.276	–0.055	–0.123
π^*	–0.008	0.356	0.127	–0.023	–0.161
r	0.009	1.382	1.909	–0.047	0.006
r_obs	0.037	5.526	30.541	–0.047	0.006
y	–2.817	15.527	241.084	–0.238	0.661
y_obs	0.028	5.100	26.014	–0.059	–0.218
y^*	0.590	3.223	10.389	0.219	0.628

Simulēto mainīgo korelācija

Mainīgais	**z**	**Δe**	**Δs**	**π_obs**	**π^***	**r_obs**	**y_obs**	**y^***
z	1.000	0.214	–0.013	0.151	0.069	0.553	0.343	–0.062
Δe	0.214	1.000	–0.649	–0.130	–0.026	0.521	–0.206	0.009
Δs	–0.013	–0.649	1.000	0.674	–0.010	–0.823	0.261	–0.016
π_obs	0.151	–0.130	0.674	1.000	0.595	–0.548	0.209	–0.042
π^*	0.069	–0.026	–0.010	0.595	1.000	0.030	0.084	–0.050
r_obs	0.553	0.521	–0.823	–0.548	0.030	1.000	–0.003	–0.022
y_obs	0.343	–0.206	0.261	0.209	0.084	–0.003	1.000	–0.141
y^*	–0.062	0.009	–0.016	–0.042	–0.050	–0.022	–0.141	1.000

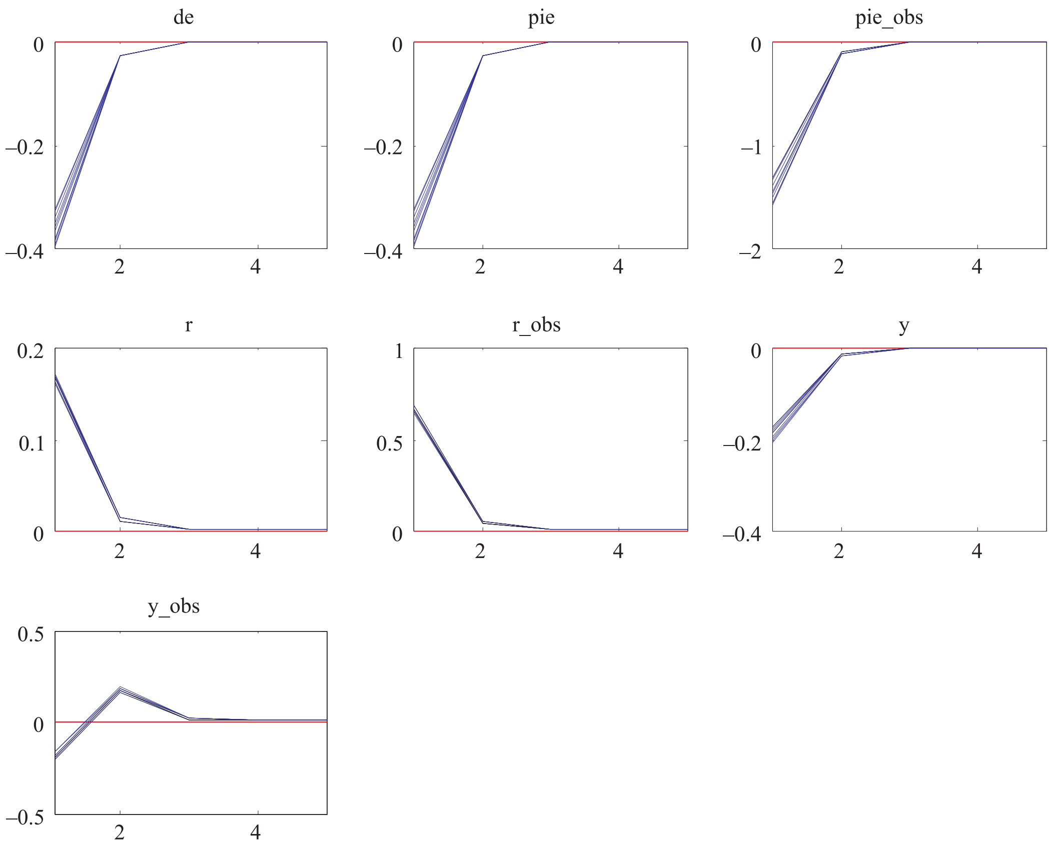
Simulēto mainīgo autokorelācija

Mainīgais	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**
z	0.603	0.348	0.206	0.107	0.050
Δe	–0.245	–0.054	–0.046	–0.009	–0.041
Δs	0.145	0.062	0.024	0.019	0.005
π_obs	0.449	0.134	0.066	0.066	0.045
π^*	0.457	0.204	0.058	0.034	0.018
r_obs	0.426	0.202	0.087	0.035	0.007
y_obs	–0.010	0.026	–0.019	–0.020	–0.001
y^*	0.962	0.923	0.884	0.848	0.815

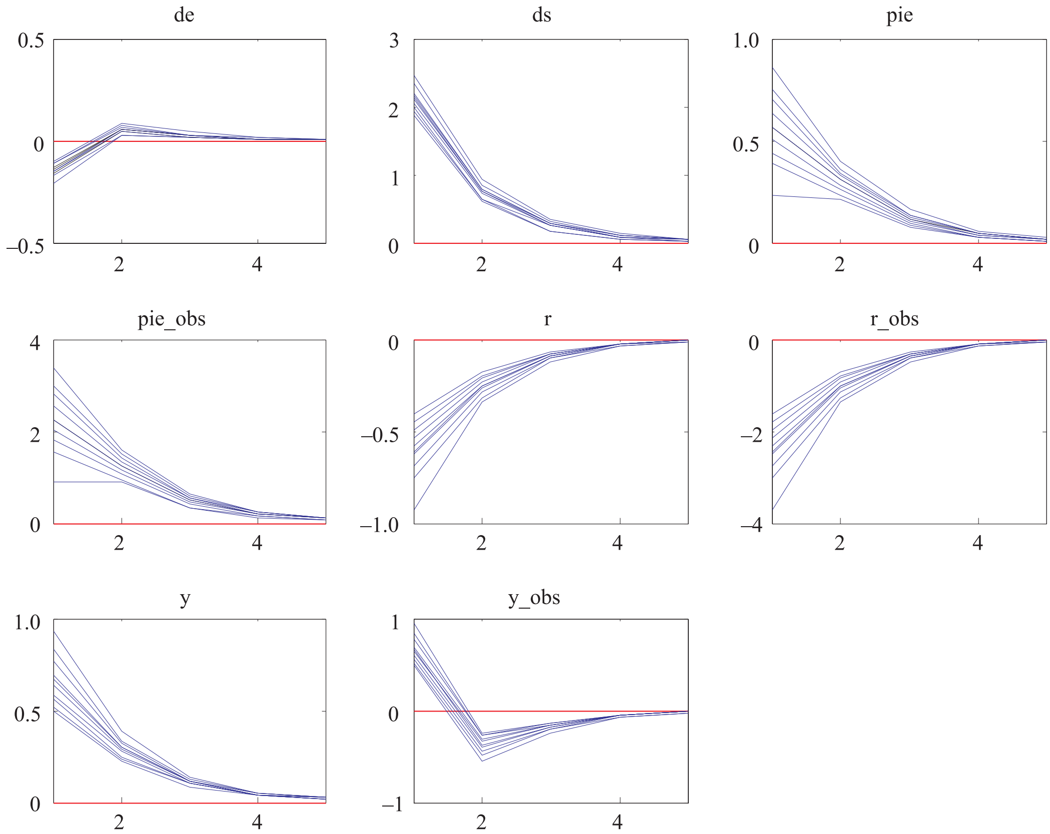
4. pielikums

Ar Beijesa pieeju novērtētās impulsa reakcijas uz šokiem (1 000 000 iterāciju)

Reakcija uz monetāro šoku ε^r

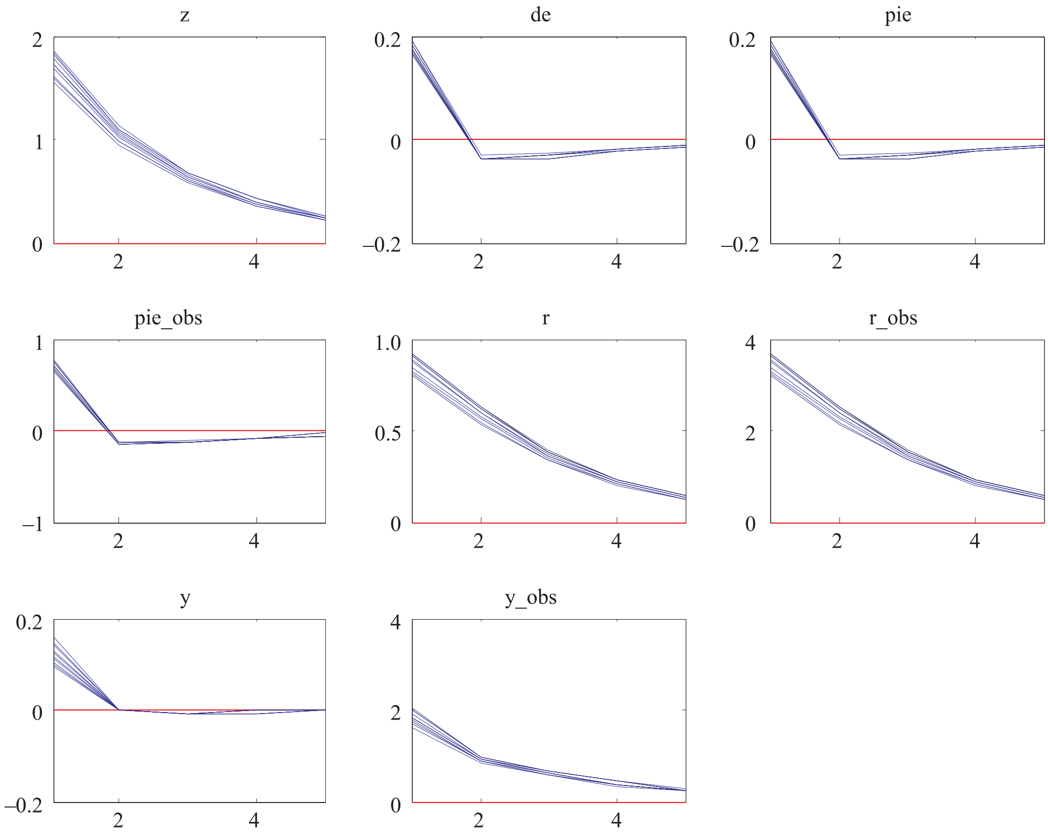


Reakcija uz tirdzniecības nosacījumu šoku ε^s

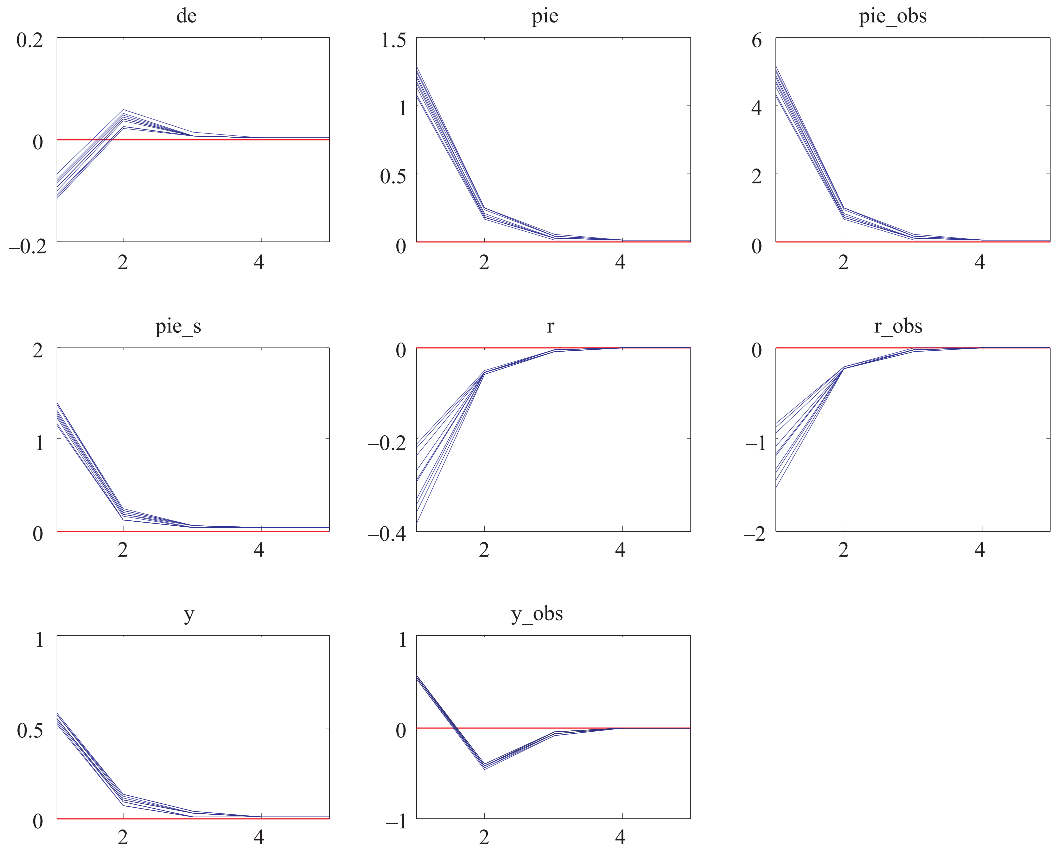


Piezīmes. y, r un pie ir attiecīgi produkcijas izlaides, procentu likmes un PCI inflācijas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (attiecīgi $\tilde{y}_t$, r_t un π_t modeļa vienādojumos). Stabils līdzsvara stāvoklis ir vidējā vērtība aplūkotajā periodā. de ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un eiro attiecīgajos piesaistes periodos (Δe_t). ds ir tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas (Δs_t). r, pie, de un ds ir ceturkšņa dati. pie_obs un r_obs ir attiecīgi pie un r gada izteiksmē. y_obs = y – y(–1) + z.

Reakcija uz produktivitātes šoku ε^z



Reakcija uz ārvalstu inflācijas šoku ε^{π^*}



Piezīmes. y, r, pie un pie_s ir attiecīgi produkcijas izlaides, procentu likmes, PCI inflācijas un ārvalstu inflācijas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (attiecīgi $\widetilde{y}_t$, r_t, π_t un π_t^* modeļa vienādojumos). Stabils līdzsvara stāvoklis ir vidējā vērtība aplūkotajā periodā. de ir valūtas kursa procentuālā novirze no paritātes līmeņa attiecībā pret SDR un eiro attiecīgajos piesaistes periodos (Δe_t). ds ir tirdzniecības nosacījumu pārmaiņas (Δs_t). z ir tehnoloģijas pieauguma temps (z_t). r, pie, de un ds ir ceturkšņa dati. pie_obs un r_obs ir attiecīgi pie un r gada izteiksmē. y_obs = y – y(–1) + z.

5. pielikums
Mazas atvērtas tautsaimniecības DSGE modeļa atvasināšana

Mājsaimniecības

Mazas atvērtas tautsaimniecības reprezentatīvā mājsaimniecība maksimizē savu derīgumu šādi:

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

kur N_t ir nostrādāto stundu skaits, A_t – pasaules tehnoloģiskais process un C_t – apvienotais patēriņa indekss, kas izteikts šādi:

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

Savukārt $C_{H,t}$ ir iekšzemes 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 vienības intervāla preci un $C_{F,t}$ ir importēto preču indekss, kas izteikts šādi:

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

kur $C_{i,t}$ ir no valsts i importēto un iekšzemes mājsaimniecību patērēto preču indekss. Līdzīgi iekšzemes preču patēriņa 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 $\varepsilon > 1$ 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 iekšzemes un importa preču aizvietojamība no iekšzemes patērētāja viedokļa, savukārt γ apzīmē dažādu valstu importa preču savstarpējo aizvietojamību.

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

$$\int_0^1 P_{H,t}(j) C_{H,t}(j) dj + \int_0^1 \int_0^1 P_{i,t}(j) C_{i,t}(j) dj di + D_t \le D_{t-1} R_t + W_t N_t + T_t \qquad [P.3]$$

visiem $t = 0, 1, 2, \ldots$, 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).

Atrisinot optimālo iekšzemes un importēto preču patēriņa sadalījumu, iegūst šādas pieprasījuma funkcijas:

$$C_{H,t}(j) = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon} C_{H,t} \qquad \text{[P.4]}$$

$$C_{i,t}(j) = \left(\frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}}\right)^{-\varepsilon} C_{i,t}$$

valstij i, $j \in [0, 1]$, kur $P_{H,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{H,t}(j)^{1-\varepsilon}\, dj\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ attiecas uz iekšzemē saražoto preču cenu indeksu un $P_{i,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{i,t}(j)^{1-\varepsilon}\, dj\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ ir no valsts $i \in [0, 1]$ iepirkto preču cenu indekss (iekšzemes valūtas izteiksmē). Ievietojot cenu un kvantitātes indeksu $P_{H,t}$, $C_{H,t}$, $P_{i,t}$, un $C_{i,t}$ definīcijas [P.4] optimālā sadalījuma vienādojumā, iegūst: $\int_0^1 P_{H,t}(j) C_{H,t}(j) dj = P_{H,t} C_{H,t}$ un $\int_0^1 P_{i,t}(j) C_{i,t}(j) dj = P_{i,t} C_{i,t}$.

No optimālās valsts i importa izvēles iegūst:

$$C_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_{F,t}}\right)^{-\gamma} C_{F,t} \qquad \text{[P.5]}$$

visiem $i \in [0, 1]$, kur $P_{F,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{i,t}^{1-\gamma}\, di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$ apzīmē iekšzemes valūtā izteiktu importēto preču cenu indeksu. Apvienojot [P.5] vienādojuma optimālā sadalījuma nosacījumu ar $P_{F,t}$ un $C_{F,t}$ definīcijām, iegūst ar importētajām precēm saistītos kopējos izdevumus: $\int_0^1 P_{i,t} C_{i,t} di = P_{F,t} C_{F,t}$.

Lai iegūtu optimālo iekšzemes un importēto preču patēriņa sadalījumu, aplūkota to uzņēmumu peļņas maksimizēšanas problēma, kuri iegādājas iekšzemes un importa preču apjomus $C_{H,t}$ un $C_{F,t}$, lai no tiem radītu apvienotu preci, kuru mājsaimniecības izmanto patēriņā. Šie uzņēmumi maksimizē peļņu perfektas (pilnīgas) konkurences apstākļos:

$$\max_{C_t, C_{H,t}, C_{F,t}} P_t C_t - P_{H,t} C_{H,t} - P_{F,t} C_{F,t},$$

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

Ievietojot šādu ierobežojumu peļņas vienādojumā un apzīmējot to ar *f*, iegūst:

$$f = P_t \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_{H,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} C_{F,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} - P_{H,t} C_{H,t} - P_{F,t} C_{F,t} .$$

Pirmās kārtas nosacījuma atvasināšana attiecībā uz $C_{H,t}$ dod šādu rezultātu:

$$\frac{\partial f}{\partial C_{H,t}} = P_t \frac{\eta}{\eta-1} \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_{H,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} C_{F,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}-1} (1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} \frac{\eta-1}{\eta} C_{H,t}^{-\frac{1}{\eta}} - P_{H,t} = 0 .$$

Vienkāršojot un izmantojot C_t definīciju, iegūst:

$$P_t C_t^{\frac{1}{\eta}} (1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_{H,t}^{-\frac{1}{\eta}} = P_{H,t}$$

jeb, mainot secību,

$$C_{H,t} = (1-\alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t .$$

Līdzīgi pirmās kārtas nosacījuma atvasināšana attiecībā uz $C_{F,t}$ nozīmē, ka:

$$C_{F,t} = \alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t .$$

Ievietojot atvasinātās $C_{H,t}$ un $C_{F,t}$ izteiksmes C_t definīcijā, iegūst:

$$C_t = \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} \left((1-\alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} \left(\alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

jeb, mainot secību,

$$C_t^{\frac{\eta-1}{\eta}} = (1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} \left((1-\alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} \left(\alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} ,$$

atverot iekavas,

$$C_t^{\frac{\eta-1}{\eta}} = (1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} (1-\alpha)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{1-\eta} C_t^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} \alpha^{\frac{\eta-1}{\eta}} \left(\frac{P_{F,t}}{P_t}\right)^{1-\eta} C_t^{\frac{\eta-1}{\eta}},$$

svītrojot C_t un vienkāršojot,

$$1 = (1-\alpha)\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{1-\eta} + \alpha\left(\frac{P_{F,t}}{P_t}\right)^{1-\eta},$$

rezultātā iegūst PCI vienādojumu:

$$P_t \equiv \left[(1-\alpha)(P_{H,t})^{1-\eta} + \alpha(P_{F,t})^{1-\eta}\right]^{\frac{1}{1-\eta}}.$$

Ērtībai iegūtie vienādojumi tiek pārrakstīti šādi:

$$C_{H,t} = (1-\alpha)\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta} C_t; \qquad C_{F,t} = \alpha\left(\frac{P_{F,t}}{P_t}\right)^{-\eta} C_t;$$

$$P_t \equiv \left[(1-\alpha)(P_{H,t})^{1-\eta} + \alpha(P_{F,t})^{1-\eta}\right]^{\frac{1}{1-\eta}} \qquad \text{[P.6].}$$

Tādējādi kopējie iekšzemes mājsaimniecības patēriņa izdevumi ir $P_{H,t}C_{H,t} + P_{F,t}C_{F,t} = P_tC_t$. To ievērojot, [P.3] vienādojuma viena perioda budžeta ierobežojumus var formulēt šādi:

$$P_tC_t + D_t \le D_{t-1}R_t + W_tN_t + T_t \qquad \text{[P.7].}$$

Lai iegūtu optimālā sadalījuma nosacījumu laika posmam, mājsaimniecības lietderības maksimizēšanas problēma tiek izteikta kā Lagranža *(Lagrange)* funkcija *L*:

$$L_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left(\beta^t \left[\frac{(C_t / A_t)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right] - \lambda_t \left(P_tC_t + D_t - D_{t-1}R_t - W_tN_t - T_t \right) \right),$$

kur σ un φ attiecīgi izsaka mājsaimniecību izvairīšanos no riska un darbaspēka piedāvājuma.

Atbilstošie pirmās kārtas nosacījumi ir šādi:

$$\frac{\partial L_t}{\partial D_t} = -\lambda_t + E_t\lambda_{t+1}R_{t+1} = 0 \Rightarrow \lambda_t = E_t\lambda_{t+1}R_{t+1},$$

$$\frac{\partial L_t}{\partial C_t} = \beta^t \frac{1}{A_t^{1-\sigma}} C_t^{-\sigma} - \lambda_t P_t = 0 \Rightarrow \lambda_t = \beta^t \frac{1}{A_t^{1-\sigma} P_t} C_t^{-\sigma}.$$

Izslēdzot λ_t, iegūst:

$$\beta^t \frac{1}{A_t^{1-\sigma} P_t} C_t^{-\sigma} = E_t \left(\beta^{t+1} \frac{1}{A_{t+1}^{1-\sigma} P_{t+1}} C_{t+1}^{-\sigma} R_{t+1} \right)$$

jeb

$$\frac{C_t^{-\sigma}}{A_t^{-\sigma}} = \beta E_t \left(\frac{C_{t+1}^{-\sigma} P_t}{A_{t+1}^{-\sigma} P_{t+1}} \frac{A_t}{A_{t+1}} R_{t+1} \right).$$

Izsakot $\widetilde{C}_t \equiv \frac{C_t}{A_t}$, pēdējo izteiksmi var rakstīt šādi:

$$\widetilde{C}_t^{-\sigma} = \beta E_t \left(\widetilde{C}_{t+1}^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{A_t}{A_{t+1}} R_{t+1} \right) \qquad \text{[P.8]},$$

kas ir Eilera vienādojums.

Pēdējo pārveidojot, iegūst viena perioda stohastisko diskonta faktoru:

$$\beta \left(\frac{\widetilde{C}_{t+1}}{\widetilde{C}_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{A_t}{A_{t+1}} \equiv Q_{t,t+1} \qquad \text{[P.9]}.$$

Izmantojot $X_t^\alpha \cong X^\alpha (1 + \alpha x_t)$ un izsakot [P.8] vienādojumu logaritmētā lineārā formā, iegūst:

$$\widetilde{C}^{-\sigma} (1 - \sigma \widetilde{c}_t) = \beta \widetilde{C}^{-\sigma} R (1 - \sigma E_t \widetilde{c}_{t+1} + p_t - E_t p_{t+1} + a_t - E_t a_{t+1} + r_t)$$

un, izmantojot no [P.8] vienādojuma izrietošo stabila līdzsvara stāvokļa nosacījumu $\beta^{-1} = R$, iegūst:

$$-\sigma \widetilde{c}_t = -\sigma E_t \widetilde{c}_{t+1} + p_t - E_t p_{t+1} + a_t - E_t a_{t+1} + r_t$$

jeb

$$\sigma \widetilde{c}_t = \sigma E_t \widetilde{c}_{t+1} - p_t + E_t p_{t+1} - a_t + E_t a_{t+1} - r_t \Rightarrow \widetilde{c}_t = E_t \widetilde{c}_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t \pi_{t+1}) + \frac{1}{\sigma} E_t \{\Delta a_{t+1}\} \qquad \text{[P.10]},$$

kur apzīmējumi apakšrakstā ir attiecīgā mainīgā novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa, bet $\pi_{t+1} \equiv p_{t+1} - p_t$ ir PCI inflācija.

Optimāla darbaspēka piedāvājuma izvēli aprēķina šādi:

$$\frac{\partial L_t}{\partial N_t} = -\beta^t N_t^\varphi + \lambda_t W_t = 0$$

jeb, aizvietojot λ_t,

$$\frac{W_t C_t^{-\sigma}}{A_t^{1-\sigma} P_t} = N_t^{\varphi} \Rightarrow \frac{W_t}{P_t A_t} = \left(\frac{C_t}{A_t}\right)^{\sigma} N_t^{\varphi} \Rightarrow \frac{W_t}{P_t A_t} = \widetilde{C}_t^{\sigma} N_t^{\varphi} \qquad \text{[P.11].}$$

Lietojot apzīmējumu $\widetilde{W}_t \equiv \frac{W_t}{P_t A_t}$, iegūst:

$$\widetilde{W}_t = \widetilde{C}_t^{\sigma} N_t^{\varphi},$$

kas pārveidotā logaritmētā lineārā formā nozīmē, ka:

$$\widetilde{w}_t = \sigma \widetilde{c}_t + \varphi n_t \qquad \text{[P.12].}$$

Inflācijas, valūtas kursa un tirdzniecības nosacījumu identitātes

Pēc tam definētas vairākas identitātes, kas saista inflāciju, valūtas kursu un tirdzniecības nosacījumus. Divpusējie tirdzniecības nosacījumi iekšzemes tautsaimniecībai un valstij *i* izteikti šādi:

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

kas faktiski ir valsts *i* preču cena iekšzemes preču cenas izteiksmē. Tādējādi efektīvos tirdzniecības nosacījumus izsaka šādi:

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

Izmantojot $S_t = e^{\log S_t} \approx 1 + \log S_t = 1 + s_t$, kur $s_t \equiv \log S_t = p_{F,t} - p_{H,t}$, pēdējo izteiksmi var pārveidot šādi:

$$S_t = \left(\int_0^1 S_{i,t}^{1-\gamma} di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}} = \left(\int_0^1 e^{\log\left(S_{i,t}^{1-\gamma}\right)} di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \approx \left(\int_0^1 \left[1 + (1-\gamma)\log S_{i,t}\right] di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}} = \left(1 + \int_0^1 (1-\gamma)\log S_{i,t}\, di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \approx$$

$$\approx 1 + \frac{1}{1-\gamma}\int_0^1 (1-\gamma)\log S_{i,t}\, di = 1 + \int_0^1 \log S_{i,t}\, di = 1 + \int_0^1 s_{i,t}\, di = 1 + s_t.$$[2]

Tādējādi var veikt efektīvo tirdzniecības nosacījumu aproksimāciju (līdz pirmajai kārtai) ap simetrisku stabilu līdzsvara stāvokli, aprēķinot $S_{i,t} = 1$ visiem $i \in [0, 1]$ ar

$$s_t = \int_0^1 s_{i,t}\, di \qquad \text{[P.13].}$$

Līdzīgi, pārveidojot logaritmētā lineārā formā PCI izteiksmi ap simetrisku stabilu līdzsvara stāvokli, var aprēķināt:

[2] Izmantota aproksimācija $(1 + x_t)^{\alpha} \cong 1 + \alpha x_t$, kur x_t ir reāls skaitlis ar vērtību, kas tuva nullei.

$$P_t = e^{\log P_t} \approx 1 + \log P_t = 1 + p_t = \left[(1-\alpha)(P_{H,t})^{1-\eta} + \alpha(P_{F,t})^{1-\eta}\right]^{\frac{1}{1-\eta}} = \left[(1-\alpha)(e^{\log P_{H,t}})^{1-\eta} + \alpha(e^{\log P_{F,t}})^{1-\eta}\right]^{\frac{1}{1-\eta}} \approx$$

$$\approx \left[(1-\alpha)(1+\log P_{H,t})^{1-\eta} + \alpha(1+\log P_{F,t})^{1-\eta}\right]^{\frac{1}{1-\eta}} \approx \left[(1-\alpha)(1+(1-\eta)p_{H,t}) + \alpha(1+(1-\eta)p_{F,t})\right]^{\frac{1}{1-\eta}} =$$

$$= \left[1 + (1-\alpha)(1-\eta)p_{H,t} + \alpha(1-\eta)p_{F,t}\right]^{\frac{1}{1-\eta}} \approx 1 + \frac{1}{1-\eta}\left((1-\alpha)(1-\eta)p_{H,t} + \alpha(1-\eta)p_{F,t}\right) =$$

$$= 1 + (1-\alpha)p_{H,t} + \alpha p_{F,t} \,,$$

iegūstot:

$$p_t \equiv (1-\alpha)p_{H,t} + \alpha p_{F,t} = p_{H,t} + \alpha s_t \qquad \text{[P.14].}$$

No pēdējās formulas izriet, ka iekšzemes inflācija, t.i., iekšzemes preču cenu indeksa pārmaiņu temps, $\pi_{H.t} \equiv p_{H,t} - p_{H,t-1}$ un PCI inflācija ir līdzīgas pēc formas:

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \alpha \Delta s_t \qquad \text{[P.15],}$$

kas nozīmē, ka inflācijas starpība ir proporcionāla tirdzniecības nosacījumu procentuālajām pārmaiņām, kur proporcionalitātes koeficientu izsaka atvērtības pakāpe *α*.

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

$$P_{i,t} = \varepsilon_{i,t} P^i_{i,t} \,,$$

kur $P^i_{i,t} \equiv \left(\int_0^1 P^i_{i,t}(j)^{1-\varepsilon} dj\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ ir valsts *i* iekšzemes cenu indekss.

Šo pašu pieņēmumu izmantojot $P_{F,t}$ izteiksmē un pārveidojot to logaritmētā lineārā formā ap simetrisku stabilu līdzsvara stāvokli, aprēķina:

$$P_{F,t}=e^{\log P_{F,t}}\approx 1+\log P_{F,t}=1+p_{F,t}=\left(\int_0^1 P_{i,t}^{\,1-\gamma}di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}=\left(\int_0^1\left(\varepsilon_{i,t}P_{i,t}^{i}\right)^{1-\gamma}di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

$$=\left(\int_0^1\left(\varepsilon_{i,t}\left(\int_0^1 P_{i,t}^{i}(j)^{1-\varepsilon}dj\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}\right)^{1-\gamma}di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}=\left(\int_0^1\left(\varepsilon_{i,t}\left(\int_0^1 e^{(1-\varepsilon)\log P_{i,t}^{i}(j)}dj\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}\right)^{1-\gamma}di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

$$\approx\left(\int_0^1\left(\varepsilon_{i,t}\left(\int_0^1\left[1+(1-\varepsilon)\log P_{i,t}^{i}(j)\right]dj\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}\right)^{1-\gamma}di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}=\left(\int_0^1\left(\varepsilon_{i,t}\left(1+\int_0^1\left[(1-\varepsilon)\log P_{i,t}^{i}(j)\right]dj\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}\right)^{1-\gamma}di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

$$\approx\left(\int_0^1\left(\varepsilon_{i,t}\left(1+\frac{1}{1-\varepsilon}\int_0^1\left[(1-\varepsilon)\log P_{i,t}^{i}(j)\right]dj\right)\right)^{1-\gamma}di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}=\left(\int_0^1\left(\varepsilon_{i,t}\left(1+\int_0^1\left[p_{i,t}^{i}(j)\right]dj\right)\right)^{1-\gamma}di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

$$=\left(\int_0^1\left(\varepsilon_{i,t}\left(1+p_{i,t}^{i}\right)\right)^{1-\gamma}di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}=\left(\int_0^1\left(e^{\log\varepsilon_{i,t}}\left(1+p_{i,t}^{i}\right)\right)^{1-\gamma}di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}\approx\left(\int_0^1\left(\left(1+\log\left(\varepsilon_{i,t}\right)\right)\left(1+p_{i,t}^{i}\right)\right)^{1-\gamma}di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

$$\approx\left(\int_0^1\left(\left(1+e_{i,t}\right)\left(1+p_{i,t}^{i}\right)\right)^{1-\gamma}di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}\approx\left(\int_0^1\left(1+e_{i,t}+p_{i,t}^{i}\right)^{1-\gamma}di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}\approx\left(\int_0^1\left(1+(1-\gamma)\left(e_{i,t}+p_{i,t}^{i}\right)\right)di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

$$=\left(1+(1-\gamma)\int_0^1\left(e_{i,t}+p_{i,t}^{i}\right)di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}\approx\left(1+\int_0^1\left(e_{i,t}+p_{i,t}^{i}\right)di\right)=1+e_t+p_t^{*}$$

jeb

$$p_{F,t}=\int_0^1(e_{i,t}+p_{i,t}^{i})di=e_t+p_t^{*},$$

kur $p_{i,t}^{i}\equiv\int_0^1 p_{i,t}^{i}(j)dj$ apzīmē valsts *i* iekšzemes cenu indeksa logaritmu attiecīgās valsts valūtā, $e_t\equiv\int_0^1 e_{i,t}di$ ir nominālā efektīvā valūtas kursa logaritms, bet $p_t^{*}\equiv\int_0^1 p_{i,t}^{i}di$ – pasaules cenu indeksa logaritms.

Pēdējā sakarībā ievietojot tirdzniecības nosacījumu definīciju, aprēķina:

$$s_t=e_t+p_t^{*}-p_{H,t}\qquad\text{[P.16].}$$

Nākamais uzdevums ir iegūt sakarību, kas apvieno tirdzniecības nosacījumus un reālo valūtas kursu. Divpusējo reālo valūtas kursu ar valsti *i* definē kā $\Omega_{i,t}\equiv\dfrac{\varepsilon_{i,t}P_t^{i}}{P_t}$, t.i., abu valstu PCI (abi izteikti iekšzemes valūtā) attiecību. Logaritmētā formā izsakot $q_t\equiv\int_0^1 q_{i,t}di$ kā reālo efektīvo valūtas kursu, kur $q_{i,t}\equiv\log\Omega_{i,t}$, iegūst:

$$q_t=\int_0^1(e_{i,t}+p_t^{i}-p_t)di=e_t+p_t^{*}-p_t=s_t+p_{H,t}-p_t\,.$$

Pārrakstot PCI izteiksmi šādi:

$$P_t^{1-\eta} = (1-\alpha)(P_{H,t})^{1-\eta} + \alpha(P_{F,t})^{1-\eta}$$

un dalot abas puses ar $P_{H,t}^{1-\eta}$, iegūst:

$$\left(\frac{P_t}{P_{H,t}}\right)^{1-\eta} = (1-\alpha) + \alpha\left(\frac{P_{F,t}}{P_{H,t}}\right)^{1-\eta} = (1-\alpha) + \alpha S_t^{\,1-\eta}$$

jeb

$$\frac{P_t}{P_{H,t}} = [(1-\alpha) + \alpha S_t^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}.$$

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

$$\log\left(\frac{P_t}{P_{H,t}}\right) = \log P_t - \log P_{H,t} = p_t - p_{H,t} = \frac{1}{1-\eta}\log[(1-\alpha) + \alpha S_t^{1-\eta}] = \frac{1}{1-\eta}\log[1 + \alpha\left(S_t^{1-\eta} - 1\right)] \approx$$

$$\approx \frac{1}{1-\eta}\alpha\left(S_t^{1-\eta} - 1\right) = \frac{1}{1-\eta}\alpha\left(e^{(1-\eta)\log S_t} - 1\right) \approx \frac{1}{1-\eta}\alpha\left(1 + (1-\eta)\log S_t - 1\right) = \alpha s_t,$$

rezultātā $p_t - p_{H,t} = \alpha s_t$, un, ievietojot to pēdējā izteiksmē q_t vietā, aprēķina:

$$q_t = e_t + p_t^* - p_t = s_t + p_{H,t} - p_t = (1-\alpha)s_t \qquad \text{[P.17].}$$

Pēc tam atvasina vairākas ar starptautiskā riska dalīšanu saistītas identitātes. [P.9] vienādojuma nosacījumam, kas raksturo iekšzemes tautsaimniecību, jābūt pareizam arī attiecībā uz jebkuru valsti *i*, izskaidrojot valūtas kursu:

$$\beta\left(\frac{\widetilde{C}_{t+1}^i}{\widetilde{C}_t^i}\right)^{-\sigma}\frac{P_t^i}{P_{t+1}^i}\frac{A_t}{A_{t+1}}\frac{\varepsilon_t^i}{\varepsilon_{t+1}^i} = Q_{t,t+1} \qquad \text{[P.18].}$$

Vienādojot [P.9] un [P.18] izteiksmes kreiso pusi un izmantojot reālā valūtas kursa definīciju, iegūst:

$$\beta\left(\frac{\widetilde{C}_{t+1}}{\widetilde{C}_t}\right)^{-\sigma}\left(\frac{A_t}{A_{t+1}}\right)\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right) = \beta\left(\frac{\widetilde{C}_{t+1}^i}{\widetilde{C}_t^i}\right)^{-\sigma}\left(\frac{A_t}{A_{t+1}}\right)\left(\frac{P_t^i}{P_{t+1}^i}\right)\left(\frac{\varepsilon_t^i}{\varepsilon_{t+1}^i}\right),$$

$$\left(\frac{\widetilde{C}_{t+1}}{\widetilde{C}_{t+1}^i}\right)^{-\sigma}\left(\frac{P_{t+1}^i}{P_{t+1}}\right)\varepsilon_{t+1}^i = \left(\frac{\widetilde{C}_t}{\widetilde{C}_t^i}\right)^{-\sigma}\left(\frac{P_t^i}{P_t}\right)\varepsilon_t^i = \ldots = \left(\frac{\widetilde{C}_0}{\widetilde{C}_0^i}\right)^{-\sigma}\left(\frac{P_0^i}{P_0}\right)\varepsilon_0^i = const_i,$$

ko sauc par sākotnējā patēriņa proporciju.

Pārveidojot iegūst:

$$\widetilde{C}_t = \frac{1}{const_i^{\frac{1}{\sigma}}} \widetilde{C}_t^i \Omega_{i,t}^{\frac{1}{\sigma}} = \vartheta_i \widetilde{C}_t^i \Omega_{i,t}^{\frac{1}{\sigma}} \qquad \text{[P.19]},$$

kur ϑ_i ir konstante, kas atkarīga no relatīvo tīro aktīvu pozīcijas sākotnējiem nosacījumiem. Pieņemot, ka sākotnējie nosacījumi ir simetriski, t.i., tīro ārvalstu aktīvu turējums ir nulle un vide ir *ex ante* identiska, $\vartheta_i = \vartheta = 1$ visām valstīm *i*.

[P.19] izteiksmi izsaka šādā logaritma formā:

$$\log \widetilde{C}_t = \widetilde{c}_t = \log\left(\widetilde{C}_t^i \Omega_{i,t}^{\frac{1}{\sigma}} \right) = \log \widetilde{C}_t^i + \frac{1}{\sigma} \log \Omega_{i,t} = \widetilde{c}_t^i + \frac{1}{\sigma} q_{i,t}$$

un, integrējot valsts *i* rezultātus, iegūst:

$$\int_0^1 \widetilde{c}_t di = \widetilde{c}_t = \int_0^1 \widetilde{c}_t^i di + \int_0^1 \frac{1}{\sigma} q_{i,t} di = \widetilde{c}_t^* + \frac{1}{\sigma} q_t = \widetilde{c}_t^* + \left(\frac{1-\alpha}{\sigma} \right) s_t \qquad \text{[P.20]},$$

kur $\widetilde{c}_t^* \equiv \int_0^1 \widetilde{c}_t^i di$ apzīmē stacionāru logaritmētu pasaules patēriņu un otro vienādojumu aprēķina, q_t vietā lietojot [P.17] vienādojuma izteiksmi. Iegūtais vienādojums rāda iekšzemes patēriņa saistību ar pasaules patēriņu un tirdzniecības nosacījumiem.

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

Pēc tam apraksta kopējā cenu līmeņa dinamiku. Tā kā visi uzņēmumi, kas maina cenas, izvēlēsies vienādu cenu $\overline{P}_{H,t}$, kopējo cenu līmeni var izteikt šādi:

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

Dalot vienādojuma abas puses ar $P_{H,t-1}$, aprēķina:

$$\Pi_{H,t}^{1-\varepsilon} = \theta + (1-\theta)\left(\frac{\overline{P}_{H,t}}{P_{H,t-1}}\right)^{1-\varepsilon} \qquad [P.21],$$

kur $\Pi_{H,t} \equiv \dfrac{P_{H,t}}{P_{H,t-1}}$ ir iekšzemē ražoto preču bruto inflācijas līmenis starp $t-1$ un t. Tā kā stabilā līdzsvara stāvoklī ir nulles inflācija $\overline{P}_{H,t} = P_{H,t-1} = P_{H,t}$ visiem t, pēdējo izteiksmi pārveidojot logaritmētā lineārā formā ap stabilu līdzsvara stāvokli, iegūst:

$$\pi_{H,t} = (1-\theta)(\overline{p}_{H,t} - p_{H,t-1}) \qquad [P.22].$$

[P.22] vienādojums izsaka, ka inflācija rodas, uzņēmumiem optimizējot savu cenu katrā periodā tā, ka cena atšķiras no perioda $t-1$ vidējās cenas tautsaimniecībā. Lai izsekotu inflācijas dinamikai laikā, nepieciešams noskaidrot, kādi faktori nosaka uzņēmumu cenu veidošanas lēmumus.

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

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

ievērojot pieprasījuma ierobežojumus:

$$Y_{t+k|t} = \left(\frac{\overline{P}_{H,t}}{P_{H,t+k}}\right)^{-\varepsilon} \left(C_{H,t+k} + \int_0^1 C_{H,t+k}^i di \right) = \left(\frac{\overline{P}_{H,t}}{P_{H,t+k}}\right)^{-\varepsilon} \hat{C}_{H,t+k} \equiv Y_{t+k}^d \left(\overline{P}_{H,t}\right) \qquad [P.23]$$

visiem $k = 0, 1, 2, \ldots$, kur $Q_{t,t+k} \equiv \beta^k (\widetilde{C}_{t+k} / \widetilde{C}_t)^{-\sigma} (A_t / A_{t+k})(P_t / P_{t+k})$ 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.

Ievietojot [P.23] vienādojuma izteiksmi $Y_{t+k|t}$ peļņas maksimizēšanas vienādojumā un apzīmējot to ar L, iegūst:

$$L=\sum_{k=0}^{\infty}\theta^k E_t\left\{Q_{t,t+k}\left(\overline{P}_{H,t}\left(\frac{\overline{P}_{H,t}}{P_{H,t+k}}\right)^{-\varepsilon}\hat{C}_{H,t+k}-\Psi_{t+k}(Y_{t+k|t})\right)\right\}=$$

$$=\sum_{k=0}^{\infty}\theta^k E_t\left\{Q_{t,t+k}\left(\left(\overline{P}_{H,t}\right)^{1-\varepsilon}\left(\frac{1}{P_{H,t+k}}\right)^{-\varepsilon}\hat{C}_{H,t+k}-\Psi_{t+k}\left(\left(\frac{\overline{P}_{H,t}}{P_{H,t+k}}\right)^{-\varepsilon}\hat{C}_{H,t+k}\right)\right)\right\}.$$

Pirmās kārtas nosacījums attiecībā uz $\overline{P}_{H,t}$ nozīmē, ka:

$$\frac{\partial L}{\partial \overline{P}_{H,t}}=\sum_{k=0}^{\infty}\theta^k E_t\left\{Q_{t,t+k}\left((1-\varepsilon)\left(\frac{\overline{P}_{H,t}}{P_{H,t+k}}\right)^{-\varepsilon}\hat{C}_{H,t+k}-\psi_{t+k|t}\cdot(-\varepsilon)\cdot\frac{(\overline{P}_{H,t})^{-\varepsilon-1}}{(P_{H,t+k})^{-\varepsilon}}\hat{C}_{H,t+k}\right)\right\}=0$$

jeb, izmantojot [P.23] vienādojumu,

$$\sum_{k=0}^{\infty}\theta^k E_t\left\{Q_{t,t+k}\left((1-\varepsilon)Y_{t+k|t}+\varepsilon\psi_{t+k|t}\frac{Y_{t+k|t}}{\overline{P}_{H,t}}\right)\right\}=0\,.$$

Reizinot abus faktorus ar $-\overline{P}_{H,t}/(\varepsilon-1)$, iegūst:

$$\sum_{k=0}^{\infty}\theta^k E_t\{Q_{t,t+k}Y_{t+k|t}(\overline{P}_{H,t}-\Lambda\psi_{t+k|t})\}=0 \qquad \text{[P.24]},$$

kur $\psi_{t+k|t}\equiv\Psi'_{t+k}(Y_{t+k|t})$ ir uzņēmuma, kas pēdējo reizi mainīja cenu periodā *t*, nominālās robežizmaksas periodā *t* + *k* un $\Lambda\equiv\dfrac{\varepsilon}{\varepsilon-1}$.

Ja cenu neelastība nepastāv, t.i., ja θ = 0, pēdējais nosacījums kļūst par standarta optimālās cenas noteikšanas nosacījumu elastīgu cenu apstākļos:

$$\overline{P}_{H,t}=\Lambda\psi_{t|t}\,,$$

kur tādējādi Λ var uzskatīt par vēlamo uzcenojumu.

Pirms [P.24] vienādojuma optimālo cenu veidošanas nosacījumu linearizēšanas lietderīgi to pārrakstīt tādu mainīgo izteiksmē, kuriem ir precīzi definēta stabila līdzsvara stāvokļa vērtība. Pēc dalīšanas ar $P_{H,t-1}$ un nosakot, ka $\Pi_{H,t,t+k}\equiv P_{H,t+k}/P_{H,t}$, [P.24] vienādojums rakstāms šādi:

$$\sum_{k=0}^{\infty}\theta^k E_t\left\{Q_{t,t+k}Y_{t+k|t}\left(\frac{\overline{P}_{H,t}}{P_{H,t-1}}-\frac{\Lambda\psi_{t+k|t}}{P_{H,t-1}}\frac{P_{H,t+k}}{P_{H,t+k}}\right)\right\}=0$$

jeb

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} Y_{t+k|t} \left(\frac{\overline{P}_{H,t}}{P_{H,t-1}} - \Lambda MC_{t+k|t} \Pi_{H,t-1,t+k} \right) \right\} = 0 \qquad \text{[P.25]},$$

kur $MC_{t+k|t} \equiv \psi_{t+k|t} / P_{H,t+k}$ ir uzņēmuma, kas pēdējo reizi mainīja cenu periodā *t*, reālās robežizmaksas periodā *t* + *k*.

Tā kā stabilā līdzsvara stāvoklī cenas ir konstantas, norādot, ka $\overline{P}_{H,t} = P_{H,t+k}$, var secināt, ka $Y_{t+k|t} = Y$ un $MC_{t+k|t} = MC$ sakarā ar to, ka visi uzņēmumi ražos produkciju vienādā apjomā. Turklāt no izteiksmes $Q_{t,t+k} \equiv \beta^k (\widetilde{C}_{t+k} / \widetilde{C}_t)^{-\sigma} (A_t / A_{t+k})(P_t / P_{t+k})$ izriet, ka nosacījumam $Q_{t,t+k} = \beta^k$ jābūt patiesam stabilā līdzsvara stāvoklī, kas nozīmē, ka $MC = 1/\Lambda$. [P.25] vienādojuma pirmās kārtas Teilora paplašinājuma ap stabila līdzsvara stāvokļa nulles inflāciju rezultātā iegūst:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k (1 + q_{t,t+k}) Y (1 + \hat{y}_{t+k|t}) \left(e^{\log \frac{\overline{P}_{H,t}}{P_{H,t-1}}} - e^{\log \Lambda MC_{t+k|t} P_{H,t+k} / P_{H,t}} \right) \right\} = 0\,;$$

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k (1 + q_{t,t+k})(1 + \hat{y}_{t+k|t}) \left(e^{\log \overline{P}_{H,t} - \log P_{H,t-1}} - e^{\log \Lambda + \log MC_{t+k|t} + \log P_{H,t+k} - \log P_{H,t}} \right) \right\} = 0\,;$$

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k (1 + q_{t,t+k})(1 + \hat{y}_{t+k|t}) \left(e^{\overline{p}_{H,t} - p_{H,t-1}} - e^{\mu + mc_{t+k|t} + p_{H,t+k} - p_{H,t}} \right) \right\} = 0\,;$$

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k (1 + q_{t,t+k})(1 + \hat{y}_{t+k|t}) \left(1 + \overline{p}_{H,t} - p_{H,t-1} - (1 \underbrace{- mc + mc_{t+k|t}}_{\hat{m}c_{t+k,k}} + p_{H,t+k} - p_{H,t}) \right) \right\} = 0\,;$$

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k (1 + q_{t,t+k})(1 + \hat{y}_{t+k|t}) \left(\overline{p}_{H,t} - p_{H,t-1} - \hat{m}c_{t+k|t} - (p_{H,t+k} - p_{H,t-1}) \right) \right\} = 0\,.$$

Tā kā stabilā līdzsvara stāvoklī

$$\left(\overline{p}_{H,t} - p_{H,t-1} - \hat{m}c_{t+k|t} - (p_{H,t+k} - p_{H,t-1}) \right) = 0\,,$$

tātad

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k \left(\overline{p}_{H,t} - p_{H,t-1} - \hat{m}c_{t+k|t} - (p_{H,t+k} - p_{H,t-1}) \right) \right\} = 0$$

jeb, mainot secību,

$$\left(\overline{p}_{H,t} - p_{H,t-1} \right) \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k = \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ \beta^k \left(\hat{m}c_{t+k|t} + (p_{H,t+k} - p_{H,t-1}) \right) \right\} = 0\,.$$

Izmantojot $\sum_{k=0}^{\infty}\theta^k \beta^k = \frac{1}{1-\theta\beta}$, pēdējās izteiksmes rezultāts ir:

$$\frac{\left(\overline{p}_{H,t} - p_{H,t-1}\right)}{1-\theta\beta} = \sum_{k=0}^{\infty}\theta^k E_t\left\{\beta^k\left(\hat{mc}_{t+k|t} + (p_{H,t+k} - p_{H,t-1})\right)\right\} = 0$$

jeb

$$\overline{p}_{H,t} - p_{H,t-1} = (1-\beta\theta)\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k E_t\{\hat{mc}_{t+k|t} + (p_{H,t+k} - p_{H,t-1})\} \qquad [P.26],$$

kur $\hat{mc}_{t+k|t} \equiv mc_{t+k|t} - mc$ apzīmē logaritmētu robežizmaksu novirzi no stabila līdzsvara stāvokļa vērtības $mc = -\mu$ un $\mu \equiv \log\Lambda$ ir logaritmēts vēlamais bruto uzcenojums.

Līdzsvara stāvoklis

Pieprasījuma puse

Preču tirgus līdzsvars iekšzemes tautsaimniecībā ir šāds:

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

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

Noteikts, ka $\widetilde{Y}_t(j) \equiv \frac{Y_t(j)}{A_t}$; $\widetilde{C}_{H,t}(j) \equiv \frac{C_{H,t}(j)}{A_t}$; $\widetilde{C}^i_{H,t}(j) \equiv \frac{C^i_{H,t}(j)}{A_t}$.

Izmantojot [P.4] un [P.6] vienādojumu, iekšzemes patēriņu var izteikt šādi:

$$C_{H,t}(j) = \underbrace{\left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon} C_{H,t}}_{(4)} = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon} \underbrace{(1-\alpha)\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta} C_t}_{(6)}$$

jeb

$$\widetilde{C}_{H,t}(j) = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon} \widetilde{C}_{H,t} = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon} (1-\alpha)\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta} \widetilde{C}_t .$$

Pieņemot, ka valstu preferences ir simetriskas, un izmantojot [P.4], [P.5] un [P.6] vienādojumu, valsts *i* iekšzemes preces *j* pieprasījumu var izteikt šādi:

$$\widetilde{C}^i_{H,t}(j) = \alpha\left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon}\left(\frac{P_{H,t}}{\varepsilon_{i,t}P^i_{F,t}}\right)^{-\gamma}\left(\frac{P^i_{F,t}}{P^i_t}\right)^{-\eta}\widetilde{C}^i_t.$$

Ievietojot divus pēdējos vienādojumus preču tirgus līdzsvara vienādojumā, iegūst:

$$\frac{Y_t(j)}{A_t} = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon}\times\left[(1-\alpha)\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta}\frac{C_t}{A_t} + \alpha\int_0^1\left(\frac{P_{H,t}}{\varepsilon_{i,t}P^i_{F,t}}\right)^{-\gamma}\left(\frac{P^i_{F,t}}{P^i_t}\right)^{-\eta}\frac{C^i_t}{A_t}di\right]$$

jeb

$$\widetilde{Y}_t(j) = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon}\times\left[(1-\alpha)\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta}\widetilde{C}_t + \alpha\int_0^1\left(\frac{P_{H,t}}{\varepsilon_{i,t}P^i_{F,t}}\right)^{-\gamma}\left(\frac{P^i_{F,t}}{P^i_t}\right)^{-\eta}\widetilde{C}^i_t di\right] \quad \text{[P.27].}$$

Ievietojot [P.27] vienādojumu kopējās iekšzemes produkcijas izlaides vienādojumā, ko izsaka $\widetilde{Y}_t \equiv \left[\int_0^1 \widetilde{Y}_t(j)^{1-\frac{1}{\varepsilon}}dj\right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$, iegūst:

$$\widetilde{Y}_t \equiv \left[\int_0^1\left\{\underbrace{\left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon}}_{=1}\times\left[(1-\alpha)\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta}\widetilde{C}_t + \alpha\int_0^1\left(\frac{P_{H,t}}{\varepsilon_{i,t}P^i_{F,t}}\right)^{-\gamma}\left(\frac{P^i_{F,t}}{P^i_t}\right)^{-\eta}\widetilde{C}^i_t di\right]\right\}^{1-\frac{1}{\varepsilon}}dj\right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} =$$

$$= \left\{\begin{array}{l}\left[\int_0^1\left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\varepsilon\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}dj\right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} = \left[\frac{1}{(P_{H,t})^{-\varepsilon}}\int_0^1(P_{H,t}(j))^{1-\varepsilon}dj\right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} = \left\{P_{H,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{H,t}(j)^{1-\varepsilon}dj\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}\right\} \\ = \left[\frac{1}{(P_{H,t})^{-\varepsilon}}\int_0^1(P_{H,t}(j))^{1-\varepsilon}dj\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}(-\varepsilon)} = 1\end{array}\right\} =$$

$$= (1-\alpha)\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta}\widetilde{C}_t + \alpha\int_0^1\left(\frac{P_{H,t}}{\varepsilon_{i,t}P^i_{F,t}}\right)^{-\gamma}\left(\frac{P^i_{F,t}}{P^i_t}\right)^{-\eta}\widetilde{C}^i_t di =$$

$$=\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta}\left[(1-\alpha)\widetilde{C}_t+\alpha\int_0^1\left(\frac{\varepsilon_{i,t}P_{F,t}^i}{P_{H,t}}\right)^{\gamma}\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{\eta}\left(\frac{P_{F,t}^i}{P_t^i}\right)^{-\eta}\widetilde{C}_t^i di\right]=$$

$$=\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta}\left[(1-\alpha)\widetilde{C}_t+\alpha\int_0^1\left(\frac{\varepsilon_{i,t}P_{F,t}^i}{P_{H,t}}\right)^{\gamma}\left(\frac{\varepsilon_{i,t}P_{F,t}^i}{P_{H,t}}\right)^{-\eta}\left(\varepsilon_{i,t}\right)^{\eta}\left(\frac{1}{P_t}\right)^{\eta}\left(\frac{1}{P_t^i}\right)^{-\eta}\widetilde{C}_t^i di\right]=\left\{\Omega_{i,t}\equiv\frac{\varepsilon_{i,t}P_t^i}{P_t}\right\}=$$

$$=\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta}\left[(1-\alpha)\widetilde{C}_t+\alpha\int_0^1\left(\frac{\varepsilon_{i,t}P_{F,t}^i}{P_{H,t}}\right)^{\gamma-\eta}\Omega_{i,t}^{\eta}\widetilde{C}_t^i di\right]=\left\{(19)\Rightarrow\widetilde{C}_t=\widetilde{C}_t^i\Omega_{i,t}^{\frac{1}{\sigma}}\Rightarrow\widetilde{C}_t^i=\widetilde{C}_t\Omega_{i,t}^{-\frac{1}{\sigma}}\right\}=$$

$$=\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta}\left[(1-\alpha)\widetilde{C}_t+\alpha\int_0^1\left(\underbrace{\frac{P_{i,t}}{P_{H,t}}}_{S_{i,t}}\underbrace{\frac{\varepsilon_{i,t}P_{F,t}^i}{P_{i,t}}}_{S_t^i}\right)^{\gamma-\eta}\Omega_{i,t}^{\eta-\frac{1}{\sigma}}\widetilde{C}_t\,di\right]=$$

$$=\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta}\widetilde{C}_t\left[(1-\alpha)+\alpha\int_0^1\left(S_t^iS_{i,t}\right)^{\gamma-\eta}\Omega_{i,t}^{\eta-\frac{1}{\sigma}}di\right] \qquad [P.28],$$

kur pēdējā vienādība izriet no [P.19] vienādojuma, S_t^i apzīmē valsts *i* efektīvos tirdzniecības nosacījumus, bet $S_{i,t}$ ir divpusējie tirdzniecības nosacījumi starp iekšzemes tautsaimniecību un valsti *i*.

Pieņemot, ka $\int_0^1 s_t^i di=0$, pirmās kārtas logaritmētā lineārā aproksimācija [P.28] vienādojumam ap stabilu līdzsvara stāvokli nozīmē, ka:

$$\widetilde{Y}_t=e^{\log\widetilde{Y}_t}\approx 1+\log\widetilde{Y}_t=1+\widetilde{y}_t=\left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta}\widetilde{C}_t\left[(1-\alpha)+\alpha\int_0^1\left(S_t^iS_{i,t}\right)^{\gamma-\eta}\Omega_{i,t}^{\eta-\frac{1}{\sigma}}di\right]=$$

$$\approx\left(1-\eta\left(\log P_{H,t}-\log P_t\right)\right)\left(1+\log\widetilde{C}_t\right)\left[(1-\alpha)+\alpha\int_0^1\left[1+(\gamma-\eta)\left(\log S_t^i+\log S_{i,t}\right)\right]\left[1+\left(\eta-\frac{1}{\sigma}\right)\log\Omega_{i,t}\right]di\right]=$$

$$=\left(1-\eta\left(\underbrace{p_{H,t}-p_t}_{=(14)=\alpha s_t}\right)\right)\left(1+\widetilde{c}_t\right)\left[(1-\alpha)+\alpha\int_0^1\left[1+(\gamma-\eta)\left(s_t^i+s_{i,t}\right)\right]\left[1+\left(\eta-\frac{1}{\sigma}\right)q_{i,t}\right]di\right]=$$

$$=\left(1-\eta\alpha s_t\right)\left(1+\widetilde{c}_t\right)\left[(1-\alpha)+\alpha\left[1+(\gamma-\eta)\int_0^1 s_{i,t}di+\left(\eta-\frac{1}{\sigma}\right)\int_0^1 q_{i,t}di\right]\right]=$$

$$= (1-\eta\alpha s_t)(1+\tilde{c}_t)\left[1-\alpha+\alpha+\alpha(\gamma-\eta)s_t+\alpha\left(\eta-\frac{1}{\sigma}\right)q_t\right] = 1+\tilde{c}_t-\eta\alpha s_t+\alpha(\gamma-\eta)s_t+\alpha\left(\eta-\frac{1}{\sigma}\right)q_t =$$

$$= 1+\tilde{c}_t+\alpha\gamma s_t+\alpha\left(\eta-\frac{1}{\sigma}\right)q_t ,$$

no kā iegūst:

$$\tilde{y}_t = \tilde{c}_t+\alpha\gamma s_t+\alpha\left(\eta-\frac{1}{\sigma}\right)q_t = \{q_t = (1-\alpha)s_t\} = \tilde{c}_t+\alpha\gamma s_t+\alpha\left(\eta-\frac{1}{\sigma}\right)(1-\alpha)s_t = \tilde{c}_t+\frac{\alpha\omega}{\sigma}s_t \qquad \text{[P.29]},$$

kur $\omega \equiv \sigma\gamma + (1-\alpha)(\sigma\eta-1)$.

[P.29] vienādojuma nosacījums attiecas uz visām valstīm, tāpēc valstij i tas izteikts kā $\tilde{y}_t^i = \tilde{c}_t^i + \frac{\alpha\omega}{\sigma}s_t^i$. Summējot visu valstu rezultātus, iegūst pasaules tirgus līdzsvara nosacījumu:

$$\tilde{y}_t^* \equiv \int_0^1 \tilde{y}_t^i di = \int_0^1 \tilde{c}_t^i di \equiv \tilde{c}_t^* \qquad \text{[P.30]},$$

kur $\tilde{y}_t^*$ un $\tilde{c}_t^*$ attiecīgi ir stacionāra (laikā nemainīga) produkcijas izlaide un patēriņš (logaritma izteiksmē), bet tirgus līdzsvara vienādojums iegūts no fakta, ka $\int_0^1 s_t^i di = 0$.

Ievietojot [P.20] vienādojuma c_t izteiksmi [P.29] vienādojumā un izmantojot [P.30] vienādību, aprēķina:

$$\tilde{y}_t = \tilde{c}_t+\frac{\alpha\omega}{\sigma}s_t = \left\{(20) \Rightarrow \tilde{c}_t = \tilde{c}_t^*+\left(\frac{1-\alpha}{\sigma}\right)s_t\right\} = \tilde{c}_t^*+\left(\frac{1-\alpha}{\sigma}\right)s_t+\frac{\alpha\omega}{\sigma}s_t = \tilde{y}_t^*+\frac{1-\alpha+\alpha\omega}{\sigma}s_t$$

jeb

$$\tilde{y}_t = \tilde{y}_t^*+\frac{1}{\sigma_\alpha}s_t \qquad \text{[P.31]},$$

kur $\sigma_\alpha \equiv \dfrac{\sigma}{1+\alpha(\omega-1)} > 0$.

Pārrakstot [P.29] vienādojumu periodam $t + 1$ un izmantojot [P.10] Eilera vienādojumu, lai aizvietotu $E_t\{c_{t+1}\}$, iegūst:

$$E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} = E_t\{\tilde{c}_{t+1}\}+\frac{\alpha\omega}{\sigma}E_t\{s_{t+1}\} = \tilde{c}_t+\frac{1}{\sigma}(r_t-E_t\{\pi_{t+1}\})-\frac{1}{\sigma}E_t\{\Delta a_{t+1}\}+\frac{\alpha\omega}{\sigma}E_t\{s_{t+1}\} =$$

$$= \left\{(30) \Rightarrow \tilde{c}_t = \tilde{y}_t-\frac{\alpha\omega}{\sigma}s_t\right\} = \tilde{y}_t-\frac{\alpha\omega}{\sigma}s_t+\frac{1}{\sigma}(r_t-E_t\{\pi_{t+1}\})-\frac{1}{\sigma}E_t\{\Delta a_{t+1}\}+\frac{\alpha\omega}{\sigma}E_t\{s_{t+1}\}$$

jeb

$$\tilde{y}_t = E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma}(r_t - E_t\{\pi_{t+1}\}) + \frac{1}{\sigma}E_t\{\Delta a_{t+1}\} - \frac{\alpha\omega}{\sigma}E_t\{\Delta s_{t+1}\} =$$
$$= \left\{(15) \Rightarrow E_t\{\pi_{t+1}\} = E_t\{\pi_{H,t+1} + \alpha\Delta s_{t+1}\}\right\} =$$
$$= E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma}(r_t - E_t\{\pi_{H,t+1} + \alpha\Delta s_{t+1}\}) + \frac{1}{\sigma}E_t\{\Delta a_{t+1}\} - \frac{\alpha\omega}{\sigma}E_t\{\Delta s_{t+1}\} =$$
$$= E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma}(r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\}) + \frac{1}{\sigma}E_t\{\Delta a_{t+1}\} - \frac{\alpha\Theta}{\sigma}E_t\{\Delta s_{t+1}\} =$$
$$= \left\{(32) \Rightarrow s_t = \sigma_a(\tilde{y}_t - \tilde{y}_t^*) \Rightarrow E_t\{\Delta s_{t+1}\} = \sigma_a E_t\{\Delta\tilde{y}_{t+1} - \Delta\tilde{y}_{t+1}^*\}\right\}$$
$$= E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma_\alpha(1+\alpha\Theta)}(r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\}) + \frac{1}{\sigma}E_t\{\Delta a_{t+1}\} - \frac{\alpha\Theta\sigma_\alpha(E_t\{\Delta\tilde{y}_{t+1} - \Delta\tilde{y}_{t+1}^*\})}{\sigma_\alpha(1+\alpha\Theta)} =$$
$$= E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma_\alpha(1+\alpha\Theta)}(r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\}) + \frac{1}{\sigma}E_t\{\Delta a_{t+1}\} - \frac{\alpha\Theta E_t\{\Delta\tilde{y}_{t+1}\}}{(1+\alpha\Theta)} + \frac{\alpha\Theta E_t\left\{\Delta\tilde{y}_{t+1}^*\right\}}{(1+\alpha\Theta)}.$$

Pārveidojot iegūst:

$$0 = E_t\{\Delta\tilde{y}_{t+1}\} - \frac{\alpha\Theta E_t\{\Delta\tilde{y}_{t+1}\}}{(1+\alpha\Theta)} - \frac{1}{\sigma_\alpha(1+\alpha\Theta)}(r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\}) + \frac{1}{\sigma}E_t\{\Delta a_{t+1}\} + \frac{\alpha\Theta E_t\left\{\Delta y_{t+1}^*\right\}}{(1+\alpha\Theta)};$$

$$0 = E_t\{\Delta\tilde{y}_{t+1}\}\left[1 - \frac{\alpha\Theta}{(1+\alpha\Theta)}\right] - \frac{1}{\sigma_\alpha(1+\alpha\Theta)}(r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\}) + \frac{1}{\sigma}E_t\{\Delta a_{t+1}\} + \frac{\alpha\Theta E_t\left\{\Delta\tilde{y}_{t+1}^*\right\}}{(1+\alpha\Theta)} =$$
$$= E_t\{\Delta\tilde{y}_{t+1}\}\frac{1}{(1+\alpha\Theta)} - \frac{1}{\sigma_\alpha(1+\alpha\Theta)}(r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\}) + \frac{1}{\sigma}E_t\{\Delta a_{t+1}\} + \frac{\alpha\Theta E_t\left\{\Delta\tilde{y}_{t+1}^*\right\}}{(1+\alpha\Theta)};$$

$$0 = E_t\{\Delta\tilde{y}_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma_\alpha}(r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\}) + \frac{1}{\sigma}(1+\alpha\Theta)E_t\{\Delta a_{t+1}\} + \alpha\Theta E_t\left\{\Delta\tilde{y}_{t+1}^*\right\};$$

$$\tilde{y}_t = E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma_\alpha}(r_t - E_t\{\pi_{H,t+1}\}) + \frac{1}{\sigma}(1+\alpha\Theta)E_t\{\Delta a_{t+1}\} + \alpha\Theta E_t\left\{\Delta\tilde{y}_{t+1}^*\right\} \quad \text{[P.32]},$$

kur $\Theta \equiv (\sigma\gamma - 1) + (1-\alpha)(\sigma\eta - 1) = \omega - 1$.

Piedāvājuma puse

Kopējās iekšzemes produkcijas izlaides indeksu apzīmē ar $Y_t \equiv \left[\int_0^1 Y_t(j)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} dj\right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$.

Iespējams aprēķināt ražošanas funkciju, saistot kopējo iekšzemes pieprasījumu ar kopējo nodarbinātību. Darba tirgus līdzsvaram nepieciešams, lai $N_t = \int_0^1 N_t(j)dj$.

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

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

jeb, izmantojot [P.4] vienādojumu,

$$N_t \equiv \frac{Y_t}{A_t}\int_0^1 \left(\frac{P_t(j)}{P_t}\right)^{-\varepsilon} dj\,.$$

Pārveidojot logaritmētā formā:

$$y_t = a_t + n_t - d_t\,,$$

kur $d_t \equiv \log \int_0^1 (P_t(j)/P_t)^{-\varepsilon} dj$. Stabila līdzsvara stāvokļa nulles inflācijas tuvumā d_t ir vienāds ar nulli līdz pirmās kārtas aproksimācijai, tāpēc pēdējā sakarība ir šāda:

$$y_t = a_t + n_t \qquad \text{[P.33].}$$

Lai izveidotu inflācijas vienādojumu, lietderīgi pārveidot [P.26] vienādojumu, ņemot vērā, ka Koba–Duglasa *(Cobb–Douglas)* ražošanas funkcijai $Y_t = A_tN_t$ ir spēkā nosacījums $mc_{t+k|t} = mc_{t+k}$. Tas paredz, ka robežizmaksas ir vienādas gan tiem uzņēmumiem, kas no jauna optimizē cenas, gan visiem pārējiem uzņēmumiem.

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

$$= (1-\beta\theta)\left[\hat{mc}_t + (p_{H,t} - p_{H,t-1})\right] + (1-\beta\theta)\sum_{k=1}^{\infty}(\beta\theta)^k E_t\{\hat{mc}_{t+k} + (p_{H,t+k} - p_{H,t-1})\}$$

$$= (1-\beta\theta)\left[\hat{mc}_t + \pi_{H,t}\right] + (1-\beta\theta)\beta\theta\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k E_t\{\hat{mc}_{t+k+1} + (p_{H,t+k+1} - p_{H,t} + p_{H,t} - p_{H,t-1})\} =$$

$$= (1-\beta\theta)\hat{mc}_t + (1-\beta\theta)\pi_{H,t} + (1-\beta\theta)\beta\theta\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k E_t\{\hat{mc}_{t+k+1} + (p_{H,t+k+1} - p_{H,t}) + (p_{H,t} - p_{H,t-1})\} =$$

$$= (1-\beta\theta)\hat{mc}_t + \pi_{H,t} - \beta\theta\pi_{H,t} +$$

$$+ (1-\beta\theta)\beta\theta\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k E_t\{\hat{mc}_{t+k+1} + (p_{H,t+k+1} - p_{H,t})\} + \underbrace{(p_{H,t} - p_{H,t-1})}_{\pi_{H,t}}(1-\beta\theta)\beta\theta\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k =$$

$$= (1-\beta\theta)\hat{mc}_t + \pi_{H,t} - \beta\theta\pi_{H,t} + (1-\beta\theta)\beta\theta\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k E_t\{\hat{mc}_{t+k+1} + (p_{H,t+k+1} - p_{H,t})\} + \beta\theta\pi_{H,t}$$

jeb

$$\bar{p}_{H,t} - p_{H,t-1} = (1-\beta\theta)\beta\theta\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k E_t\{\hat{mc}_{t+k+1} + (p_{H,t+k+1} - p_{H,t}) + (1-\beta\theta)\hat{mc}_t + \pi_{H,t}$$

[P.33'].

Pārveidojot [P.26] vienādojuma $(\bar{p}_{H,t+1} - p_{H,t})$, iegūst:

$$\bar{p}_{H,t+1} - p_{H,t} = (1-\beta\theta)\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k E_{t+1}\{\hat{mc}_{t+k+1} + (p_{H,t+k+1} - p_{H,t})\}.$$

Novērtējot gaidas, aprēķina:

$$E_t\left(\bar{p}_{H,t+1} - p_{H,t}\right) = (1-\beta\theta)\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta)^k E_t\{\hat{mc}_{t+k+1} + (p_{H,t+k+1} - p_{H,t})\} \qquad \text{[P.33'']}.$$

Ievietojot [P.33''] vienādojumu [P.33'] vienādojumā, iegūst:

$$\bar{p}_{H,t} - p_{H,t-1} = \beta\theta E_t(\bar{p}_{H,t+1} - p_{H,t}) + (1-\beta\theta)\hat{mc}_t + \pi_{H,t} \qquad \text{[P.34]}.$$

Izmantojot [P.22] vienādojumu, [P.34] vienādojums nosaka, ka:

$$\frac{1}{1-\theta}\pi_{H,t} = \beta\theta E_t\left(\frac{1}{1-\theta}\pi_{H,t+1}\right) + (1-\beta\theta)\hat{mc}_t + \pi_{H,t}$$

jeb

$$\frac{1}{1-\theta}\pi_{H,t} - \pi_{H,t} = \frac{\theta}{1-\theta}\pi_{H,t} = \beta\theta E_t\left(\frac{1}{1-\theta}\pi_{H,t+1}\right) + (1-\beta\theta)\hat{mc}_t.$$

Tas ļauj aprēķināt iekšzemes inflāciju kā robežizmaksas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa vērtības funkciju:

$$\pi_{H,t} = \beta E_t\{\pi_{H,t+1}\} + \lambda\hat{mc}_t \qquad \text{[P.35]},$$

kur

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

[P.35] vienādojums nosaka, ka iekšzemē ražotu preču cenu inflāciju neietekmē parametri, kas raksturo atvērtu tautsaimniecību. Gluži pretēji – reālās robežizmaksas kā iekšzemes produkcijas izlaides funkcija atvērtā tautsaimniecībā salīdzinājumā ar slēgtu tautsaimniecību ir atšķirīgas, un to nosaka produkcijas izlaides un patēriņa, kā arī iekšzemes preču un patēriņa preču cenu atšķirības. Lai parādītu, ka tas tiešām ir tā, vispirms definē reālās robežizmaksas (kā novirzi no stabila līdzsvara stāvokļa) kā reālās algas un darbaspēka robežprodukta starpību mpn_t:

$$\hat{mc}_t = (w_t - p_{H,t}) - mpn_t .$$

Pārveidojot darba robežprodukta definīciju saskaņā ar [P.33] vienādojumu, iegūst:

$$\hat{mc}_t = (w_t - p_t) + \underbrace{(p_t - p_{H,t})}_{=(14)=\alpha s_t} - a_t = \{(11) \Rightarrow w_t - p_t = \sigma\tilde{c}_t + \varphi n_t + a_t\} = \sigma\tilde{c}_t + \varphi n_t + a_t + \alpha s_t - a_t$$

jeb

$$\hat{mc}_t = \sigma\tilde{c}_t + \varphi n_t + \alpha s_t = \sigma\left(\tilde{c}_t^* + \left(\frac{1-\alpha}{\sigma}\right)s_t\right) + \varphi(y_t - a_t) + \alpha s_t = \sigma\tilde{c}_t^* + (1-\alpha)s_t + \varphi(y_t - a_t) + \alpha s_t =$$

$$= \sigma\tilde{y}_t^* + \varphi\tilde{y}_t + s_t \qquad \text{[P.36]},$$

kur pirmajā vienādībā izmantoti [P.20] un [P.33] vienādojums, bet pēdējā – [P.30] vienādojums.

Izmantojot [P.31] vienādojumu iepriekšējās izteiksmes s_t vietā, iegūst reālās robežizmaksas kā iekšzemes produkcijas izlaides un pasaules produkcijas izlaides funkciju:

$$\hat{mc}_t = \sigma\tilde{y}_t^* + \varphi\tilde{y}_t + \sigma_\alpha\left(\tilde{y}_t - \tilde{y}_t^*\right) = (\sigma_\alpha + \varphi)\tilde{y}_t + (\sigma - \sigma_\alpha)\tilde{y}_t^* \qquad \text{[P.37]}.$$

Visbeidzot, ja cenas ir elastīgas un $\hat{mc}_t = 0$ visiem periodiem t, atvērtas tautsaimniecības produkcijas izlaides dabisko līmeni var aprēķināt no [P.37] vienādojuma:

$$0 = (\sigma_\alpha + \varphi)\tilde{y}_t^n + (\sigma - \sigma_\alpha)\tilde{y}_t^* \qquad \text{[P.38]}$$

jeb, mainot secību,

$$\tilde{y}_t^n = -\frac{(\sigma - \sigma_\alpha)\tilde{y}_t^*}{(\sigma_\alpha + \varphi)} .$$

No

$$(\sigma - \sigma_\alpha) = \sigma_\alpha\left(1 + \alpha(\omega - 1)\right) - \sigma_\alpha = \sigma_\alpha\left(1 + \alpha(\omega - 1) - 1\right) = \sigma_\alpha\alpha(\omega - 1) = \sigma_\alpha\alpha\Theta$$

iegūst:

$$\tilde{y}_t^n = \Gamma_* \tilde{y}_t^* \qquad \text{[P.39]},$$

kur $\Gamma_* \equiv -\dfrac{\alpha\Theta\sigma_\alpha}{\sigma_\alpha + \varphi}$.

Vienkāršots modeļa variants

Pētījumā novērtēts aplūkotā H. Gali un T. Monačelli (5) modeļa vienkāršots variants, kur $\varphi = 0$, $\eta = 1$, $\gamma = 1$ un $1/\sigma = \tau$. Atvērtas tautsaimniecības modelis ietver nākotnes ISE vienādojumu un jauno Keinsa–Filipsa līkni. Monetāro politiku atspoguļo procentu likmes likums, bet valūtas kurss tiek ietverts PCI vienādojumā ar nosacījumu, ka ir spēkā pirktspējas paritāte.

Pirmkārt, tiek iegūta Filipsa līkne. No [P.38] vienādojuma atņemot [P.37] vienādojumu, aprēķina:

$$\hat{mc}_t = (\sigma_\alpha + \varphi)\tilde{y}_t + (\sigma - \sigma_\alpha)\tilde{y}_t^* - (\sigma_\alpha + \varphi)\tilde{y}_t^n - (\sigma - \sigma_\alpha)\tilde{y}_t^* = (\sigma_\alpha + \varphi)(\tilde{y}_t - \tilde{y}_t^n) \qquad \text{[P.40].}$$

Ievietojot [P.40] vienādojumu un $\varphi = 0$ [P.35] vienādojumā, iegūst:

$$\pi_{H,t} = \beta E_t\{\pi_{H,t+1}\} + \lambda \hat{mc}_t = \beta E_t\{\pi_{H,t+1}\} + \lambda\sigma_\alpha(\tilde{y}_t - \tilde{y}_t^n) \qquad \text{[P.41].}$$

Izmanto faktu, ka $\sigma_\alpha \equiv \dfrac{\sigma}{1+\alpha(\omega-1)}$ un $\omega - 1 = \Theta = (\sigma\gamma - 1) + (1-\alpha)(\sigma\eta - 1)$, kas pēc pieņēmuma, ka $\eta = 1$, $\gamma = 1$, kļūst šāds:

$$\omega - 1 = \left(\frac{1}{\tau} - 1\right) + (1-\alpha)\left(\frac{1}{\tau} - 1\right) = \left(\frac{1-\tau}{\tau}\right)(2-\alpha) \qquad \text{[P.42]}$$

un, ievietojot pēdējo izteiksmi σ_α definīcijā, iegūst:

$$\sigma_\alpha = \frac{1/\tau}{1+\alpha\left(\dfrac{1-\tau}{\tau}\right)(2-\alpha)} = \frac{1}{\tau + \alpha(1-\tau)(2-\alpha)} \qquad \text{[P.43].}$$

Ievietojot [P.43] vienādojumu [P.41] vienādojumā, iegūst jauno Keinsa–Filipsa līkni iekšzemes preču cenu inflācijas izteiksmē:

$$\pi_{H,t} = \beta E_t\{\pi_{H,t+1}\} + \lambda\sigma_\alpha(\tilde{y}_t - \tilde{y}_t^n) = \beta E_t\{\pi_{H,t+1}\} + \frac{\lambda}{\tau + \alpha(1-\tau)(2-\alpha)}(\tilde{y}_t - \tilde{y}_t^n) \qquad \text{[P.44].}$$

Lai ar PCI inflāciju atrisinātu [P.44] vienādojumu, izmanto [P.15] vienādojumu. Pretstatā H. Gali un T. Monačelli (5) pētījumam šajā darbā tirdzniecības nosacījumi definēti kā relatīvā eksporta cena importa cenu izteiksmē, tāpēc PCI inflāciju un iekšzemes inflāciju tagad saista sakarība:

$$\pi_{H,t} = \pi_t + \alpha\Delta s_t$$

un periodam $t + 1$

$$E_t\{\pi_{H,t+1}\} = E_t\{\pi_{t+1}\} + \alpha E_t\{\Delta s_{t+1}\}.$$

Ievietojot [P.44] vienādojumā $\pi_{H,t}$ un $E_t\{\pi_{H,t+1}\}$ vietā divas pēdējās izteiksmes, iegūst:

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

jeb, mainot secību, iegūst:

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

kur no [P.39] vienādojuma aprēķina produkcijas izlaides dabiskā tempa rādītāju:

$$\tilde{y}_t^n = \Gamma_* \tilde{y}_t^* = -\frac{\alpha \Theta \sigma_\alpha}{\sigma_\alpha + \varphi}\tilde{y}_t^* = -\alpha\Theta\tilde{y}_t^* = -\frac{\alpha(2-\alpha)(1-\tau)}{\tau}\tilde{y}_t^*.$$

Pēc tam izveido ISE līkni. Ievietojot [P.32] vienādojumā

$\Theta = \omega - 1 = \left(\frac{1-\tau}{\tau}\right)(2-\alpha)$, $\frac{1}{\sigma_\alpha} = \tau + \alpha(1-\tau)(2-\alpha)$ un

$E_t\{\pi_{H,t+1}\} = E_t\{\pi_{t+1}\} + \alpha E_t\{\Delta s_{t+1}\}$, aprēķina:

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

$$= E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} - (\tau + \alpha(1-\tau)(2-\alpha))(r_t - E_t\{\pi_{t+1} + \alpha\Delta s_{t+1}\}) + \big(\tau + \alpha(1-\tau)(2-\alpha)\big)E_t\{\Delta a_{t+1}\} + \alpha(2-\alpha)\left(\frac{1-\tau}{\tau}\right)E_t\left\{\Delta\tilde{y}_{t+1}^*\right\} =$$

$$= E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} - (\tau + \alpha(1-\tau)(2-\alpha))(r_t - E_t\{\pi_{t+1} + \alpha\Delta s_{t+1}\} - E_t\{\Delta a_{t+1}\}) + \alpha(2-\alpha)\left(\frac{1-\tau}{\tau}\right)E_t\left\{\Delta\tilde{y}_{t+1}^*\right\}.$$

Tā kā z_t ir pasaules tehnoloģiskā procesa A_t izaugsmes temps, t.i., $\Delta a_t = z_t$, kur $a_t \equiv \log A_t$, un to raksturo AR(1) process $z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_t^z$, iegūst:

$$E_t\{\Delta a_{t+1}\} = E_t\{z_{t+1}\} = \rho_z z_t.$$

Izteiksmē $\tilde{y}_t$ vietā ievietojot pēdējo atvasinājumu, iegūst ISE vienādojumu:

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

LITERATŪRA

1. CALVO, Guillermo A. Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, No. 3, September 1983, pp. 383–398.

2. CHRISTIANO, Lawrence J., EICHENBAUM, Martin, EVANS Charles. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy, *Journal of Political Economy*, vol. 113, No. 1, February 2005, pp. 1–45.

3. DEL NEGRO, Marco, SCHORFHEIDE, Frank, SMETS, Frank, WOUTERS, Raf. On the Fit and Forecasting Performance of New Keynesian Models. Centre for Economic Policy Research Discussion Paper, No. 4848, January 2005.

4. GALI, Jordi, GERTLER, Mark. Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, No. 2, 1999, pp. 195–222.

5. GALI, Jordi, MONACELLI, Tommaso. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy, *Review of Economic Studies*, vol. 72, No. 3, July 2005, pp. 707–734.

6. HRADISKÝ, Martin, GIRARDI, Riccardo, RATTO, Marco. Think Twice, the EMU has its Price: The Czech Republic Case. Preliminary and incomplete, September 2007.

7. KYDLAND, Finn, PRESCOTT, Edward. Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, vol. 50, No. 6, November 1982, pp. 1345–1370.

8. KYDLAND, Finn, PRESCOTT, Edward. The Computational Experiment: An Econometric Tool. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, No. 1, Winter 1996, pp. 69–85.

9. LUBIK, Thomas A., SCHORFHEIDE, Frank. Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation. *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, No. 4, May 2007, pp. 1069–1087.

10. ROTEMBERG, Julio J., WOODFORD, Michael. An Optimisation-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy. NBER Macroeconomic Annual, vol.12, 1997, pp. 297–361.

11. SBORDONE, Argia M. Prices and Unit Labor Costs: A New Test of Price Stickiness. *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, No. 2, March 2002, pp. 265–292.

12. SMETS, Frank, WOUTERS, Raf. An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, vol. 1, No. 5, September 2003, pp. 1123–1175.

13. SMETS, Frank, WOUTERS, Raf. Forecasting with a Bayesian DSGE Model: an Application to the Euro Area. ECB Working Paper, No. 389, September 2004.