

ALEKSEJS MEĻIHOVS
ANNA ZASOVA

FILIPSA LĪKNES NOVĒRTĒJUMS LATVIJAI

3•2007



P Ē T Ī J U M S

© Latvijas Banka, 2007
Pārpublicējot obligāta avota norāde.

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

SATURS

Kopsavilkums	2
Ievads	3
1. Filipsa līknes teorētiskais pamatojums	4
1.1. Tradicionālā Filipsa līkne	4
1.2. Jaunā Filipsa līkne	4
1.3. Hibrīda Filipsa līkne	7
2. Izmantotie dati	10
3. Filipsa līknes novērtējums Latvijai	12
3.1. Tradicionālās Filipsa līknes novērtējums	12
3.2. Jaunās Filipsa līknes novērtējums	14
3.3. Hibrīda Filipsa līknes novērtējums	15
Secinājumi	18
Pielikumi	19
Literatūra	24

SAĪSINĀJUMI

ASV – Amerikas Savienotās Valstis
CSP – Latvijas Republikas Centrālā statistikas pārvalde
IKP – iekšzemes kopprodukts

KOPSAVILKUMS

Pētījuma galvenais mērķis – novērtēt uzņēmēju inflācijas gaidu veidošanās mehānismu, lai noskaidrotu, kā tās ietekmē inflācijas dinamiku. Lai sasniegtu šo mērķi, pētījuma autori novērtēja tradicionālo Filipsa līkni, jauno Keinsa–Filipsa līkni un hibrīda Filipsa līkni. Rezultāti liecina, ka hibrīda Filipsa līkne raksturo Latvijas pamatinflācijas dinamiku piemērotāk nekā tradicionālā un jaunā Filipsa līkne. Pētījuma rezultāti rāda, ka Latvijā uzņēmumi diezgan bieži koriģē produkcijas cenas; tas nozīmē, ka pārmaiņas inflācijas gaidās samērā drīz atspoguļojas faktiskajās cenu pārmaiņās.

Atslēgvārdi: *Filipsa līkne, jaunā Keinsa–Filipsa līkne, hibrīda Filipsa līkne, inflācijas līmeņa noturīgums*

JEL klasifikācija: *C22, E31*

IEVADS

Inflācijas dinamika ir viens no būtiskākajiem tautsaimniecības attīstības aspektiem, kas vienmēr ir centrālo banku uzmanības lokā. Vēl svarīgāk ir izprast inflācijas dinamikas iemeslus un īpašības. Ekonomikas teorijas attīstības laikā radās trīs pieejas, lai ar atšķirīgiem pieņēmumiem izskaidrotu inflācijas dinamiku.

1958. gadā Londonas Ekonomikas skolas atbalstītājs O. V. Filipss (*A. W. Phillips*) publicēja pētījumu (18), kurā atspoguļoja sakarību starp bezdarba un algas līmeni. Pamatojoties uz O. V. Filipsa rakstu, P. Semjuelsons (*P. Samuelson*) un R. M. Solovs (*R. M. Solow*) (20) darināja terminu "Filipsa līkne" (*Phillips curve*), ar ko saprot sakarību starp inflāciju un bezdarba līmeni. 20. gs. 70. gados vairākas valstis saskārās ar stagflāciju (bija augsts inflācijas un bezdarba līmenis), un šo situāciju ekonomisti nevarēja izskaidrot, izmantojot tradicionālo Filipsa līkni. Tas stimulēja jaunas teorijas attīstību.

Otro pieeju inflācijas dinamikas izskaidrošanai piedāvāja Dž. M. Keinsa (*J. M. Keynes*) ekonomikas skolas atbalstītājs Dž. B. Teilers (*J. B. Taylor*) un ekonomists G. A. Kalvo (*G. A. Calvo*) 20. gs. 80. gadu sākumā. Tā pamatojās uz radikāli jaunu cenu noteikšanas mehānismu, un tās nosaukums bija jaunā Keinsa–Filipsa līkne. Sāka attīstīties arī trešā pieeja – radās hibrīda Filipsa līkne, kas apvienoja divas jau minētās teorijas. Par Filipsa līknes nozīmīgumu mūsdienu ekonomikas teorijā liecina E. Felpsam (*E. Phelps*) 2006. gadā piešķirtā Nobela prēmija par ieguldījumu Filipsa līknes teorijas attīstībā, kā arī par darbiem īstermiņa un dabiskā bezdarba līmeņa pētīšanas jomā.

Latvijā pēdējos gados arvien aktuālāki kļūst ar inflācijas tendencēm saistīti jautājumi. Pašlaik, kad inflācijas līmenis (t.sk. pamatinflācijas līmenis) ir samērā augsts, īpaši svarīgi izprast inflācijas veidošanās mehānismu valstī un inflācijas līmeņa noturīguma iemeslus.

Patērētāju inflācijas gaidas Latvijā ir statistiski nozīmīgs faktisko inflāciju ietekmējošs faktors.⁽¹⁾ Šā pētījuma galvenais mērķis – novērtēt uzņēmēju inflācijas gaidu veidošanās mehānismu, lai noskaidrotu, kā tās ietekmē inflācijas dinamiku. Lai sasniegtu mērķi, pētījuma autori novērtēja tradicionālo Filipsa līkni, jauno Keinsa–Filipsa līkni un hibrīda Filipsa līkni.

Rezultāti liecina, ka hibrīda Filipsa līkne raksturo Latvijas pamatinflācijas dinamiku piemērotāk nekā tradicionālā un jaunā Filipsa līkne. Pētījuma rezultāti rāda, ka Latvijā uzņēmumi diezgan bieži koriģē savas produkcijas cenas, kas nozīmē, ka pārmaiņas inflācijas gaidās samērā drīz atspoguļojas faktiskajās cenu pārmaiņās. Aptuveni puse Latvijas uzņēmumu ir uz nākotni orientēta, t.i., šie uzņēmumi veido inflācijas gaidas, ņemot vērā informāciju par fundamentāliem ekonomiskajiem faktoriem, kas varētu ietekmēt cenu pārmaiņas nākotnē.

Pētījuma 1. nodaļā analizēti teorētiskie aspekti, kuri ir tradicionālās, jaunās un hibrīda Filipsa līknes pamatā. 2. nodaļā raksturoti izmantotie dati. 3. nodaļā apkopoti Filipsa līkņu modeļu novērtēšanas rezultāti.

1. FILIPSA LĪKNES TEORĒTISKAIS PAMATOJUMS

1.1. Tradicionālā Filipsa līkne

Filipsa līknes teorija sāka attīstīties 1958. gadā, kad O. V. Filipss pierādīja, ka starp algām un bezdarba līmeni Lielbritānijas tautsaimniecībā minētajā periodā (1861–1957) bija apgriezta sakarība.⁽¹⁸⁾ Pamatojoties uz O. V. Filipsa rakstu, P. Semjuelsons un R. M. Solovs ⁽²⁰⁾ darināja terminu "Filipsa līkne", saistot bezdarba līmeni ar inflāciju – jo augstāks bezdarbs, jo zemāka inflācija un otrādi, t.i., saskaņā ar šo teoriju zemāku bezdarba līmeni varēja sasniegt, maksājot par to ar augstāku inflāciju.

20. gs. 70. gados vairākas valstis saskarās ar stagflāciju, t.i., bija gan augsts bezdarba līmenis, gan augsta inflācija. Tas bija pretrunā ar Filipsa līknes teoriju un stimulēja tās kritiku. Viens no aktīvākajiem sākotnējās Filipsa līknes sakarības kritizētājiem bija Nobela prēmijas laureāts M. Frīdmens (*M. Friedman*). Mēģinājumi izskaidrot stagflāciju attīstīja Filipsa līknes teoriju – tika atzīts, ka, pieļaujot augstāku inflāciju, iespējams panākt tikai īslaicīgu bezdarba līmeņa samazinājumu, bet ilgākā laika posmā īstenojot ekspansīvā monetārā politika var radīt vienīgi augstāku inflāciju, nesamazinot bezdarba līmeni.

Tādējādi sākotnējā Filipsa līknes sakarība īstenojas tikai īstermiņā, bet ilgākā laika posmā inflācijas gaidu dēļ Filipsa līknes sakarība mainās, un ilgtermiņā Filipsa līkne ir vertikāla. Lielāko ieguldījumu Filipsa līknes teorijas attīstībā, ņemot vērā inflācijas gaidu lomu, deva M. Frīdmena ⁽⁴⁾ un E. Felpsa ⁽¹⁷⁾ darbi.

Tradicionālo Filipsa līkni parasti raksturo ar šādu vienādojumu:

$$\pi_t = \beta E_{t-1} \{\pi_t\} + \lambda Y_t^c \quad [1],$$

kur π_t – inflācija, E – gaidu operators un Y_t^c – rādītājs, kas raksturo ekonomiskās attīstības ciklisko stāvokli.

[1] vienādojums rāda – tradicionālā Filipsa līkne nosaka, ka esošo inflāciju ietekmē ekonomiskās attīstības cikliskais stāvoklis un iepriekšējā perioda inflācijas gaidas. Ilgtermiņā tautsaimniecība attīstās savā potenciālajā līmenī un gadījumā, ja inflācijas gaidas nav sistemātiski nobīdītas, ilgtermiņā $\beta = 1$, bet ilgtermiņa Filipsa līkne ir vertikāla.

1.2. Jaunā Filipsa līkne

Jaunās Filipsa līknes teorētiskos pamatus izveidoja Dž. B. Teilors un G. A. Kalvo 20. gs. 80. gadu sākumā. Galvenā jaunās Filipsa līknes atšķirība no tradicionālās ir cenu noteikšanas procesā (sīkāku diskusiju sk. ⁽²¹⁾).

Jaunās Filipsa līknes pamatā ir pieņēmums, ka uzņēmumi konkurējošā vidē darbojas monopolistiski un maksimizē savu peļņu, ņemot vērā cenu koriģēšanas ierobežojumus. Parasti minētie ierobežojumi attiecas uz to, cik bieži uzņēmumi var mainīt produkcijas cenas.

Tiek pieņemts, ka tautsaimniecībā ir i uzņēmumi, $i \in [0; 1]$. Visi uzņēmumi ir identiski; vienā laika periodā katrs uzņēmums var mainīt savas produkcijas cenu ar varbūtību $(1-\theta)$, un attiecīgi ar varbūtību θ šā uzņēmuma produkcijas cena paliek nemainīga. Tiek pieņemts, ka varbūtība $(1-\theta)$ nav atkarīga no laika, kad produkcijas cena mainīta pēdējo reizi. Tādējādi var pieņemt, ka laiks, kas paiet starp cenu pārmaiņām, atbilst eksponenciālam dalījumam un gaidāmais periods T , kura laikā cena paliek nemainīga, ir $E(T) = \frac{1}{1-\theta}$. Jo lielāka ir varbūtība, ka uzņēmums

nebūs spējīgs mainīt produkcijas cenas, jo ilgāks ir gaidāmais periods starp cenu pārmaiņām: piemēram, ar varbūtību $\theta = 0.75$ modelī, kur izmantoti ceturkšņa dati, cenas tiks mainītas vidēji reizi gadā. Šāda cenu noteikšanas procesa specifikācija ļauj diezgan reāli raksturot faktisko cenu noteikšanas procesu makroekonomikā.

Tiek pieņemts, ka uzņēmumi atšķiras ar produkciju, kuru tie ražo (Y_{it}), un ar saražotās produkcijas cenu dinamiku (P_{it}). Pēc katra uzņēmuma saražotās produkcijas pieprasījuma cenas elastība ir nemainīga, t.i.:

$$Y_{it} = \left(\frac{P_{it}}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t \quad [2],$$

kur P_t un Y_t ir attiecīgi kopējais cenu līmenis un kopējā produkcijas izlaide tautsaimniecībā.

i uzņēmuma nominālās ražošanas robežizmaksas t periodā ir NMC_{it} , bet β ir diskonta faktors. Uzņēmums maksimizē savu gaidāmo diskontēto peļņu, ņemot vērā gaidāmo robežizmaksu dinamiku, rēķinoties ar varbūtību, ka tas nebūs spējīgs koriģēt savas produkcijas cenu katru periodu. i uzņēmuma peļņas maksimizācijas uzdevums ir:

$$\max_{P_{it}} E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\theta)^j \left[\frac{P_{it}}{P_{t+j}} Y_{it+j} - \frac{NMC_{it+j}}{P_{t+j}} Y_{it+j} \right] \quad [3]$$

ar ierobežojošo pieprasījuma funkciju [2].

Pirmās kārtas optimizācijas nosacījums ir:

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\theta)^j Y_{it+j} \left[\frac{1-\varepsilon}{P_{t+j}} \left(\frac{P_{it}}{P_{t+j}} \right)^{-\varepsilon} + \frac{\varepsilon}{P_{t+j}} \frac{NMC_{it+j}}{P_{t+j}} \left(\frac{P_{it}}{P_{t+j}} \right)^{-(1+\varepsilon)} \right] = 0 \quad [4].$$

Pārveidojot [4] vienādojumu, iegūst:

$$P_{it} E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\theta)^j Y_{it+j} P_{t+j}^{\varepsilon-1} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\theta)^j Y_{it+j} NMC_{it+j} P_{t+j}^{\varepsilon-1} \quad [5].$$

[5] vienādojuma logaritmiski lineārā forma ir:

$$p_{it}^* = (1 - \beta\theta)E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\theta)^j nmc_{it+j} \quad [6].$$

[6] vienādojums rāda optimālo cenu, ko nosaka i uzņēmums t periodā, un apzīmējumi ar mazajiem burtiem tajā rāda attiecīgo mainīgo procentuālās novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (*steady state*). Kvazidiferencējot [6] vienādojumu, esošā optimālā cena var būt izteikta kā funkcija no mūsdienu ražošanas robežizmaksām un gaidāmajām cenu pārmaiņām:

$$p_{it}^* = (1 - \beta\theta)nmc_{it} + \beta\theta E_t p_{it+1} \quad [7].$$

Uzņēmuma reālās ražošanas robežizmaksas RMC_{it} t periodā logaritmiski lineārā formā ir:

$$rmc_{it} \equiv nmc_{it} - p_t \quad [8].$$

Apvienojot [7] un [8] vienādojumu, iegūst i uzņēmuma optimālo cenu kā funkciju no tā reālajām ražošanas robežizmaksām:

$$p_{it}^* = (1 - \beta\theta)[rmc_{it} + p_t] + \beta\theta E_t p_{it+1} \quad [9].$$

Ņemot vērā, ka visi uzņēmumi ir identiski un tāpēc nosaka vienādas optimālās cenas, [9] vienādojumā var izlaist i indeksu. To uzņēmumu īpatsvars, kuri koriģē savas cenas t periodā, ir $(1 - \theta)$, bet pārējo uzņēmumu vidējais cenu līmenis ir vienāds ar vidējo cenu līmeni iepriekšējā p_{t-1} periodā. Tāpēc kopējais cenu līmenis t periodā saskaņā ar lielo skaitļu likumu ir vienāds ar iepriekšējā perioda cenu un t periodā koriģēto cenu svērto vidējo:

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1 - \theta)p_t^* \quad [10].$$

Pieņemot, ka inflācija t periodā ir $\pi_t \equiv p_t - p_{t-1}$, un apvienojot [9] un [10] vienādojumu, iegūst vienādojumu inflācijai t periodā, kurš rāda, ka inflāciju ietekmē nākamajos periodos gaidāmā inflācija, kā arī uzņēmumu ražošanas robežizmaksām noteiktais uzcelojums, kurš savukārt atkarīgs no cenu elastības pakāpes:

$$\pi_t = \lambda rmc_t + \beta E_t \{\pi_{t+1}\} \quad [11],$$

$$\text{kur } \lambda \equiv \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta} \quad [12].$$

Veicot [11] vienādojuma aprēķinu tālāk uz nākotni, iegūst:

$$\begin{aligned} \pi_{t+1} &= \lambda rmc_{t+1} + \beta E_t \{\pi_{t+2}\} \\ \pi_{t+2} &= \lambda rmc_{t+2} + \beta E_t \{\pi_{t+3}\} \end{aligned} \quad [11.a]$$

$$\pi_{t+3} = \lambda rmc_{t+3} + \beta E_t \{\pi_{t+4}\} \text{ utt.}$$

Secīgi ievietojot [11.a] vienādojumu [11] vienādojumā, iegūst vienādojumu, kurš rāda, ka esošā inflācija ir vienāda ar gaidāmo diskontēto robežizmaksu plūsmu:

$$\pi_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_t \{ rmc_{t+j} \} \quad [13].$$

Apzīmējot ar y_t faktiskā ražošanas apjoma naturālo logaritmu, bet ar y_t^* – potenciālā ražošanas apjoma naturālo logaritmu, faktiskā ražošanas apjoma novirze no potenciālā ir $x_t \equiv y_t - y_t^*$. Pieņemot, ka robežizmaksas ir proporcionālas ražošanas faktiskā un potenciālā apjoma starpībai un algas ir elastīgas, ražošanas robežizmaksas var izteikt kā funkciju no x_t :

$$rmc_t = kx_t \quad [14],$$

un, apvienojot [11] un [14] vienādojumu, iegūst:

$$\pi_t = \lambda kx_t + \beta E_t \{\pi_{t+1}\} \quad [15].$$

[15] vienādojums rāda, ka jaunā Filipsa līkne, līdzīgi kā tradicionālā Filipsa līkne, nosaka, ka pašreizējo inflāciju ietekmē ekonomiskās attīstības cikliskais stāvoklis un inflācijas gaidas. Tomēr atšķirībā no tradicionālās Filipsa līknes jaunā teorija paredz, ka esošo inflāciju ietekmē pašlaik gaidāmā nākotnes inflācija, nevis iepriekšējos periodos gaidāmā šodienas inflācija, kuru visbiežāk raksturo ar π_{t-1} , piemērojot adaptīvās gaidas.

1.3. Hibrīda Filipsa līkne

Hibrīda Filipsa līknes pamatā ir pieņēmums, ka ne visiem uzņēmumiem tautsaimniecībā ir racionālās gaidas un daļa no uzņēmumiem veido savas inflācijas gaidas, pamatojoties uz iepriekšējā perioda inflāciju¹. Apzīmēsim cenu līmeni, kuru t periodā nosaka uz nākotni orientēti uzņēmumi, ar p_t^f , bet cenu līmeni, ko nosaka uz pagātni orientēti uzņēmumi, ar p_t^b . Pieņemsim, ka uz pagātni orientēto uzņēmumu īpatsvars uzņēmumu kopskaitā ir ω un attiecīgi uz nākotni orientēto uzņēmumu īpatsvars ir $(1 - \omega)$. Uzņēmumi, kuri koriģē savas cenas t periodā, to dara saskaņā ar [9] vienādojumu:

$$p_t^f = (1 - \beta\theta)[rmc_t + p_t] + \beta\theta E_t p_{t+1}^f \quad [16].$$

Arī [16] vienādojumā var iekļaut mainīgos bez i indeksa, ņemot vērā, ka uz nākotni orientēti uzņēmumi ir identiski un tādējādi nosaka vienādas optimālās cenas.

¹ Sīkāku diskusiju un vienādojumu atvasinājumus sk., piemēram, H. Gali (*J. Gali*) un M. Gertlera (*M. Gertler*) (6), H. Gali u.c. (7) darbos.

Tiek pieņemts, ka uz pagātni orientētiem uzņēmumiem 1) stabilā līdzsvara stāvoklī cenu politika ir optimāla, t.i., to cenu noteikšanas stratēģija sistemātiski neatšķiras no optimālās; 2) nosakot cenu t periodā, uzņēmumi izmanto tikai to informāciju, kura bijusi pieejama līdz $t - 1$ periodam. Ņemot vērā minēto, uz pagātni orientēto uzņēmumu cenu noteikšanas stratēģiju var izteikt kā:

$$p_t^b = p_{t-1}^* + \pi_{t-1} \quad [17],$$

kur p_{t-1}^* ir $t - 1$ periodā koriģēto cenu indekss, bet $\pi_{t-1} = p_{t-1} - p_{t-2}$. [17] vienādojums rāda, ka uz pagātni orientēti uzņēmumi nosaka produkcijas cenu, pamatojoties uz cenu pārmaiņām, ko veikuši uzņēmumi, kuri koriģēja cenas iepriekšējā periodā, kā arī, ņemot vērā gaidāmo inflāciju, kura ir vienāda ar iepriekšējā perioda inflāciju, jo uz pagātni orientēto uzņēmumu inflācijas gaidas ir adaptīvas.

Kopējo cenu līmeni tautsaimniecībā (p_t) t periodā iegūst, aprēķinot vidējo svērto cenu līmeni no cenām, kuras nosaka:

- uzņēmumi, kuri koriģē cenas t periodā. To īpatsvars tautsaimniecībā ir $(1 - \theta)$, no tiem $(1 - \omega)$ ir uz nākotni orientēti uzņēmumi, kas tādējādi nosaka cenas atbilstoši [16] vienādojumam, bet pārējie – atbilstoši [17] vienādojumam;
- uzņēmumi, kuri nekorģē produkcijas cenas t periodā. To īpatsvars ir θ .

Ņemot vērā minēto, kopējais cenu līmenis t periodā saskaņā ar lielo skaitļu likumu logaritmiski lineārā formā ir:

$$p_t = (1 - \theta)p_t^* + \theta p_{t-1} \quad [18],$$

$$\text{kur } p_t^* = (1 - \omega)p_t^f + \omega p_t^b \quad [19].$$

Izmantojot [17] un [18] vienādojumu, uz pagātni orientēto uzņēmumu noteiktā un kopējā cenu līmeņa starpību t periodā iespējams izteikt:

$$p_t^b - p_t = -\pi_t + \frac{1}{1 - \theta} \pi_{t-1} \quad [20].$$

No [18] vienādojuma izsaka p_t^* :

$$p_t^* = \frac{p_t - \theta p_{t-1}}{1 - \theta} \quad [21].$$

Aizvietojot p_t^* [19] vienādojumā ar [21] vienādojumu un atņemot no abām vienādojuma pusēm p_t , iegūst:

$$\frac{\theta}{1 - \theta} \pi_t = (1 - \omega)(p_t^f - p_t) + \omega(p_t^b - p_t) \quad [22].$$

No [16] vienādojuma izriet, ka:

$$p_t^f - p_t = (1 - \beta\theta)rmc_t - \beta\theta p_t + \beta\theta E_t \{p_{t+1}^f\} \quad [23].$$

Izsakot p_t^f no [22] vienādojuma, aizvietojojam tajā starpību $(p_t^b - p_t)$ ar [20] vienādojuma labo pusi un aprēķinot iegūto vienādojumu vienu periodu uz priekšu, izmantojot gaidu operatoru, iegūst:

$$E\{p_{t+1}^f\} = \frac{\theta + (1 - \theta)\omega}{(1 - \theta)(1 - \omega)} E\{\pi_{t+1}\} - \frac{\omega}{(1 - \theta)(1 - \omega)} \pi_t + E\{p_{t+1}\} \quad [24].$$

Ievietojot [24] vienādojuma labo pusi [23] vienādojumā $E\{p_{t+1}^f\}$ vietā, iegūst:

$$p_t^f - p_t = (1 - \beta\theta)rmc_t + \left[1 + \frac{\theta + (1 - \theta)\omega}{(1 - \theta)(1 - \omega)}\right] \beta\theta E\{\pi_{t+1}\} - \frac{\beta\theta\omega}{(1 - \theta)(1 - \omega)} \pi_t \quad [25].$$

Ievietojot [25] un [20] vienādojuma labās puses [22] vienādojumā, pārveidojot iegūto vienādojumu, kā arī izmantojot [14] vienādojumu, kurš izsaka reālās ražošanas robežizmaksas kā funkciju no faktiskā ražošanas apjoma novirzes no potenciālā, iegūst hibrīda Filipsa līkni:

$$\pi_t = \lambda kx_t + \gamma^f E_t \{\pi_{t+1}\} + \gamma^b \pi_{t-1} \quad [26],$$

$$\text{kur } \lambda \equiv \frac{(1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\phi} \quad [26.a],$$

$$\gamma^f \equiv \frac{\beta\theta}{\phi} \quad [26.b],$$

$$\gamma^b \equiv \frac{\omega}{\phi} \quad [26.c],$$

$$\text{bet } \phi \equiv \theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)] \quad [26.d].$$

Visi [26] vienādojuma koeficienti ir modeļa strukturālo parametru – θ (cenu noturību raksturojošs parametrs), ω (cenu inertumu raksturojošs parametrs) un β (diskonta faktors) – funkcijas.

2. IZMANTOTIE DATI

Līdzīgi, piemēram, J. Lendvai (*J. Lendvai*) (13), D. Hārgrīvss (*D. Hargreaves*), H. Kaita (*H. Kite*) un B. Hodžetss (*B. Hodgetts*) (10) un P. Gerlaha-Kristene (*P. Gerlach-Kristen*) (9) par inflācijas rādītāju izmanto pamatinflāciju (π_t), kas nepieļauj degvielas, neapstrādātās pārtikas un administratīvi regulējamo cenu tiešo ietekmi uz patēriņa cenu līmeni. Lai gan centrālās bankas parasti definē cenu stabilitāti ar patērētāju cenām, tomēr pieņemts, ka īstenotajai monetārajai politikai jābūt orientētai uz pamatinflāciju, lai izvairītos no reakcijas uz ļoti svārstīgām kategorijām (piemēram, neapstrādātā pārtika). Pamatinflācija ir samērā noturīga pret pārmaiņām patērētāju cenu indeksa aprēķināšanas metodikā.⁽⁹⁾

Ekonomiskās attīstības ciklu un ražošanas robežizmaksu ietekmes novērtēšanā izmantoti divi rādītāji – faktiskā ražošanas apjoma novirze no strukturālā līmeņa (Y_t^c) un bezdarba līmeņa novirze no strukturālā bezdarba līmeņa (UR_t^c). Rādītāju strukturālais līmenis aprēķināts, lietojot Hodrika–Preskota filtru² (*Hodrick-Prescott filter*) jeb HP filtru attiecīgi IKP salīdzināmajās cenās un darba meklētāju īpatsvara sezonāli izlīdzinātajām laikrindām.

Par bezdarba līmeņa rādītāju izmantots darba meklētāju īpatsvars ekonomiski aktīvo iedzīvotāju kopskaitā (avots – Latvijas darbaspēka apsekojumi), jo tas iekļauj arī cilvēkus, kuri meklē darbu pašu spēkiem, nevēršoties Nodarbinātības valsts aģentūrā, tādējādi šis rādītājs objektīvāk atspoguļo situāciju darba tirgū nekā reģistrētā bezdarba līmenis. Tomēr salīdzinājumā ar reģistrētā bezdarba līmeni šim rādītājam ir trūkums: dati par darba meklētāju īpatsvaru pieejami ceturkšņu dalījumā, sākot ar 2002. gadu, bet 1996.–2001. gadā – tikai gadu dalījumā.

Savukārt dati par reģistrēto bezdarba līmeni pieejami mēnešu dalījumā. Lai atrisinātu datu trūkuma problēmu, gada dati par darba meklētāju īpatsvaru periodā līdz 2001. gadam tika interpolēti³, tādējādi iegūstot bezdarba līmeņa ceturkšņa datu laikrindu 1996.–2006. gadam. Dati par IKP salīdzināmajās cenās visā aplūkojamā periodā pieejami ceturkšņu dalījumā.

Ārējo faktoru ietekme uz pamatinflācijas pārmaiņām novērtēta, izmantojot lata nominālo efektīvo kursu ($NEER_t$) un vidējo ražotāju cenu līmeni 13 Latvijas nozīmīgākajās tirdzniecības partnervalstīs⁴ (P_t^f). $NEER_t$ aprēķināts kā vidējais ģeometriskais svērtais lata kursa (Latvijas nozīmīgāko tirdzniecības partnervalstu valūtās) indekss:⁵

$$NEER_t = \prod_{i=1}^n \left(\frac{1}{e_{it}} \right)^{w_i} \quad [27],$$

² Izlīdzināšanas parametrs (λ) ir 1 600.

³ Sīkāka informācija par datu interpolācijā izmantotajiem pieņēmumiem pēc pieprasījuma saņemama no pētījuma autoriem.

⁴ Tās ir ASV, Dānija, Francija, Itālija, Lielbritānija, Nīderlande, Somija, Vācija, Zviedrija, Igaunija, Krievija, Lietuva un Polija.

⁵ (12).

kur $n = 13$ (nozīmīgāko tirdzniecības partnervalstu skaits);

e_{it} – i valsts attiecīgā perioda vidējā valūtas kursa (latos) indekss (bāzes periods – 1995. gada 4. ceturksnis);

w_i – i valsts īpatsvars Latvijas ārējās tirdzniecības apgrozījumā ar 13 nozīmīgākajām tirdzniecības partnervalstīm vidēji 2000.–2002. gadā.

Vidējais ražotāju cenu līmenis Latvijas nozīmīgākajās tirdzniecības partnervalstīs aprēķināts kā:

$$P_t^f = \frac{NEER_t * P_t^{LV}}{REER_t} \quad [28],$$

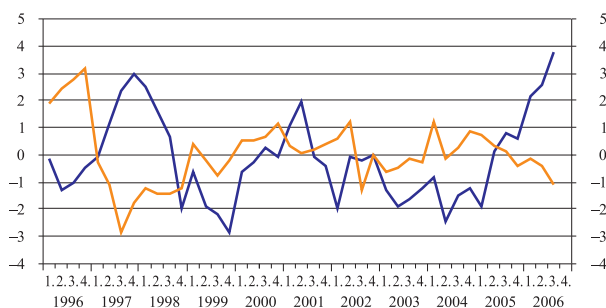
kur P_t^{LV} – Latvijas ražotāju cenu līmenis;

$REER_t$ – reālais efektīvais valūtas kurss, kas aprēķināts, izmantojot ražotāju cenu līmeni.

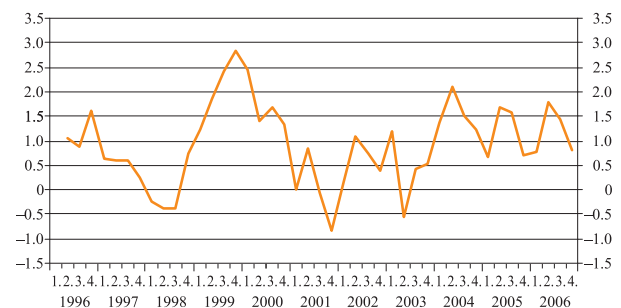
1. attēlā parādīta analizē izmantojamo rādītāju dinamika no 1996. gada 1. ceturkšņa līdz 2006. gada 4. ceturksnim.

1. attēls

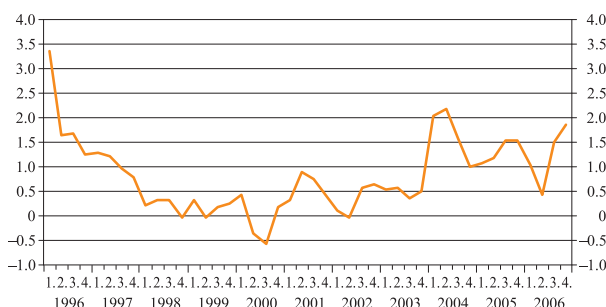
Analizē izmantoto sezonāli izlīdzināto⁶ rādītāju dinamika
(1996. gada 1. ceturksnis–2006. gada 4. ceturksnis; %)



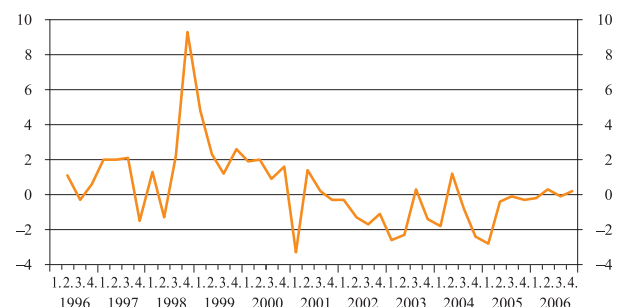
— Bezdarba līmeņa novirze no strukturālā līmeņa
— Ražošanas apjoma novirze no strukturālā līmeņa



— Vidējais ražotāju cenu līmenis Latvijas nozīmīgākajās importa partnervalstīs (salīdzinājumā ar iepriekšējo ceturksni)



— Pamatinflācija (salīdzinājumā ar iepriekšējo ceturksni)



— Nominālais efektīvais valūtas kurss (salīdzinājumā ar iepriekšējo ceturksni)

Avoti: CSP, Latvijas Banka un autoru aprēķini.

⁶ Datu laikrindu sezonālai izlīdzināšanai izmatota "X-12 ARIMA" metode.

3. FILIPSA LĪKNES NOVĒRTĒJUMS LATVIJAI

Novērtējot Latvijas Filipša līknes, katrs no diviem Filipša līknes modeļa veidiem (ar Y_t^c un UR_t^c kā ražošanas robežizmaksas aproksimējošo rādītāju) novērtēts slēgtajai un atvērtajai tautsaimniecībai – attiecīgi bez un ar ārējo vidi raksturojošo mainīgo vektoru.

Hipotēzes, kas izvirzītas vienādojumu koeficientiem un pamatojas uz ekonomikas teoriju, ir šādas:

- novērtējot modeļus ar Y_t^c [1] vienādojumā (tradicionālajai Filipša līknei), [15] vienādojumā (jaunajai Filipša līknei) un [26] vienādojumā (hibrīda Filipša līknei), λ koeficientam jābūt pozitīvam. Savukārt modeļos, kur par cikliskā stāvokļa indikatoru izmantots UR_t^c , pamatojoties uz teoriju, λ koeficientam [1], [15] un [26] vienādojumā jābūt negatīvam;
- atvērtās tautsaimniecības modeļos koeficientiem ar ārvalstu ražotāju cenu pārmaiņām jābūt pozitīviem, savukārt ar nominālo efektīvo valūtas kursu – negatīviem.

Visi modeļi novērtēti ar vispārināto momentu metodi⁷ (*Generalised Method of Moments*; GMM), pamatojoties uz ortogonalitātes nosacījumiem, kas norādīti katram novērtētā modeļa rezultātam. Instrumentu vektoru z_t veido šādi rādītāji: pamatinflācija, Y_t^c un UR_t^c , lata nominālais efektīvais kurss un vidējais ražotāju cenu līmenis Latvijas nozīmīgākajās tirdzniecības partnervalstīs. Visi instrumenti iekļauti ar 1–3 periodu nobīdi. Modelī netika iekļauti indikatoru mainīgie t periodā, jo informācija par dažiem rādītājiem t periodā gaidu veidošanās brīdī vēl nav pieejama, savukārt instrumentu mainīgie ar laika nobīdi, kas lielāka par 3 periodiem, modelī netika iekļauti, lai nepārslogotu modeli, ņemot vērā īso pieejamo laikrindu. J -statistika norāda uz pieņemamu instrumentālo mainīgo specifiskāciju, nulles hipotēze – uz to, ka vienādojuma kļūda nav korelēta ar instrumentiem strukturālajos modeļos un tiek pieņemta vismaz ar 74% konfidences pakāpi (sīkāku informāciju sk. pielikumos). Modeļi jāvērtē piesardzīgi, jo analīzei pieejamās laikrindas ir īsas, tādējādi zināmā mērā samazinot rezultātu ticamību.

3.1. Tradicionālās Filipša līknes novērtējums

Slēgtās un atvērtās tautsaimniecības tradicionālās Filipša līknes modeļa novērtējuma rezultāti parādīti 1. tabulā⁸ (sīkāku tradicionālās Filipša līknes modeļu novērtēšanas statistiku sk. 1. pielikumā). Modeļos, kas atspoguļo slēgto tautsaimniecību, ekonomiskās attīstības cikliskumu atspoguļojošo rādītāju koeficienti ir statistiski nenozīmīgi.

⁷ Visi modeļi novērtēti, izmantojot Ņūija–Vesta (*Newey–West*) kovariācijas novērtējumu ar 1–3 periodu nobīdi.

⁸ Ņemot vērā adaptīvo gaidu īpašības, pieņemts, ka tautsaimniecības dalībnieks gaida tādu pašu nākamā perioda inflācijas līmeni, kāds tas ir pašlaik, t.i., $E_{t-1}\{\Delta p_t\} = \Delta p_{t-1}$.

Savukārt atvērtās tautsaimniecības modeļos ekonomiskās attīstības cikliskumu atspoguļojošo rādītāju koeficienti ir statistiski nozīmīgi un ar pareizām zīmēm. Ārējo faktoru ietekme arī ir statistiski nozīmīga, izņemot modeli ar ražošanas apjoma novirzi no strukturālā līmeņa, kurā valūtas nominālā efektīvā kursa ietekme novērtēta kā nenožīmīga.

1. tabula

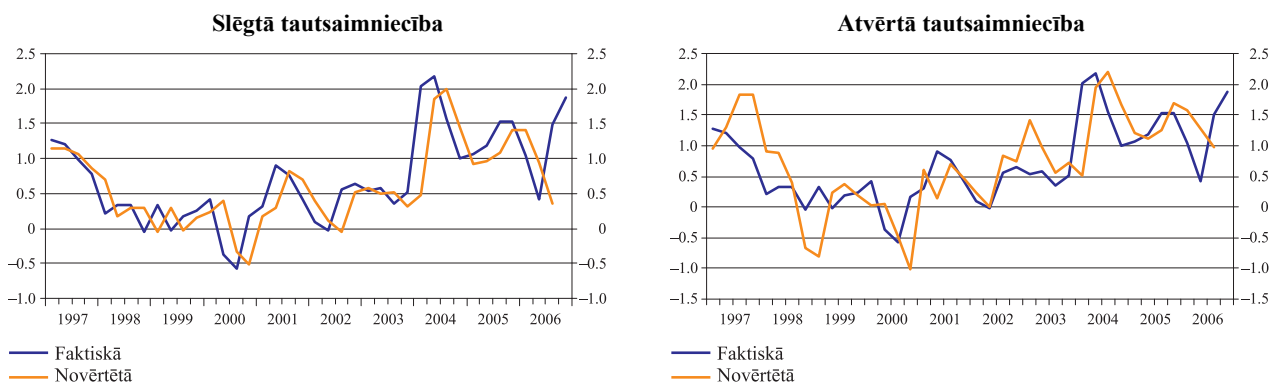
Tradicionālās Filipsa līknes novērtējuma rezultāti

Modeļa specifikācija	β	λ	η	μ
Slēgtā tautsaimniecība				
Ortogonalitātes nosacījums: $E_t \{ (\Delta p_t - \lambda Y_t^c - \beta E_{t-1} \{ \Delta p_t \}) z_t \} = 0$				
Ražošanas apjoma novirze no strukturālā līmeņa (varbūtība)	0.888 (0.000)	-0.001 (0.959)	—	—
Bezdarba līmeņa novirze no strukturālā līmeņa (varbūtība)	0.914 (0.000)	0.014 (0.624)	—	—
Atvērtā tautsaimniecība				
Ortogonalitātes nosacījums: $E_t \{ (\Delta p_t - \lambda Y_t^c - \beta E_{t-1} \{ \Delta p_t \} - \eta \Delta p_t^f - \mu \Delta neer_t) z_t \} = 0$				
Ražošanas apjoma novirze no strukturālā līmeņa (varbūtība)	0.726 (0.000)	0.238 (0.000)	0.396 (0.000)	-0.017 (0.356)
Bezdarba līmeņa novirze no strukturālā līmeņa (varbūtība)	0.899 (0.000)	-0.356 (0.007)	0.132 (0.013)	-0.168 (0.001)

2. attēls

Faktiskā un ar modeli novērtētā pamatinflācija

(ceturkšņa pieaugums; 1. cet.; %)



Modeļa specifikācija: bezdarba līmeņa novirze no strukturālā līmeņa.

2. attēlā redzams, ka ar modeli novērtētā pamatinflācija ir sistemātiski nobīdīta par vienu periodu uz priekšu, ko lielākoties nosaka modeļa specifikācija. Atvērtās tautsaimniecības modelis labāk atspoguļo inflācijas tendences, tomēr dažviet ārējie faktori palielina ar modeli novērtētās inflācijas variāciju. No otras puses, tas ļauj secināt, ka inflācijas veidošanās process Latvijā neatbilst pieņēmumiem, uz kuriem pamatojas tradicionālās Filipsa līknes modelis – t.i., ka inflācijas dinamiku nosaka iepriekšējā periodā veidotas inflācijas gaidas par šo periodu.

3.2. Jaunās Filipsa liknes novērtējums

Jaunās Filipsa liknes modeļa novērtējums slēgtajai tautsaimniecībai atspoguļots 2. tabulā⁹ (sīkāku jaunās Filipsa liknes modeļu novērtēšanas statistiku sk. 2. pielikumā). Abos modeļa specifikācijas veidos koeficienti ar ražošanas robežmaksas aproksimējošiem rādītājiem ir ar pareizām zīmēm un statistiski nozīmīgi vismaz ar 10% ticamības līmeni. Savukārt β abos gadījumos ir tuvs vieniniekam.

Paplašinot modeli ar ārējo mainīgo vektoru, kas atbilst atvērtās tautsaimniecības gadījumam, novērtēšanas rezultāti mainās (sk. 2. tabulu). Koeficienti ar aproksimējošiem rādītājiem kļūst nozīmīgāki, bet koeficienti ar mainīgajiem, kas raksturo ārējo vidi, ir ar nepareizām zīmēm.

2. tabula

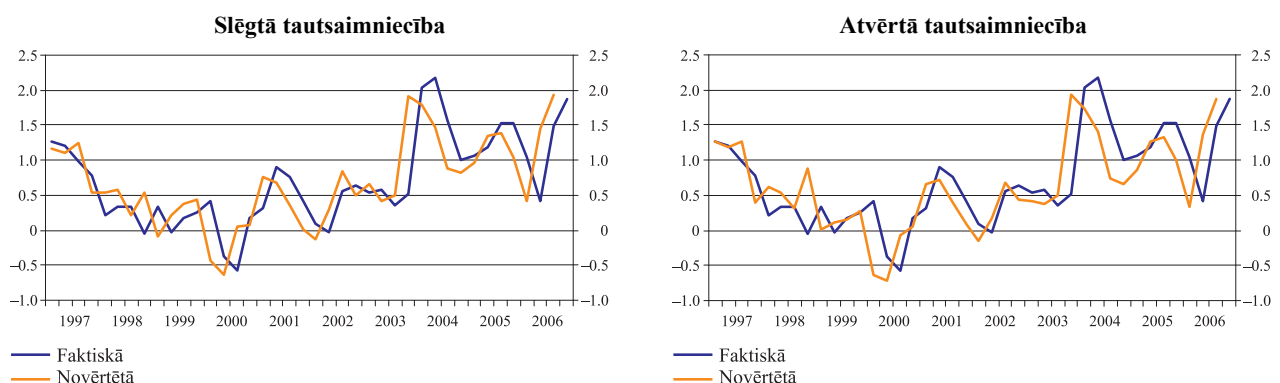
Jaunās Filipsa liknes novērtējuma rezultāti

Modeļa specifikācija	β	λk	η	μ
Slēgtā tautsaimniecība				
Ortogonalitātes nosacījums: $E_t \{ (\Delta p_t - \lambda k Y_t^c - \beta E_t \{ \Delta p_{t+1} \}) z_t \} = 0$				
Ražošanas apjoma novirze no strukturālā līmeņa (varbūtība)	1.032 (0.000)	0.148 (0.000)	–	–
Bezdarba līmeņa novirze no strukturālā līmeņa (varbūtība)	0.923 (0.000)	–0.183 (0.090)	–	–
Atvērtā tautsaimniecība				
Ortogonalitātes nosacījums: $E_t \{ (\Delta p_t - \lambda k Y_t^c - \beta E_t \{ \Delta p_{t+1} \} - \eta \Delta p_t^f - \mu \Delta neer_t) z_t \} = 0$				
Ražošanas apjoma novirze no strukturālā līmeņa (varbūtība)	0.993 (0.000)	0.136 (0.000)	–0.001 (0.990)	0.051 (0.089)
Bezdarba līmeņa novirze no strukturālā līmeņa (varbūtība)	0.995 (0.000)	–0.158 (0.009)	–0.112 (0.024)	0.050 (0.057)

3. attēls

Faktiskā un ar modeli novērtētā pamatinflācija

(ceturkšņa pieaugums; %)



Modeļa specifikācija: bezdarba līmeņa novirze no strukturālā līmeņa.

⁹ Jaunās un hibrīda Filipsa liknes modeļu novērtēšanā $E_t \{ \Delta p_{t+1} \}$ vietā izmantota logaritmētā faktiskā pamatinflācija $t + 1$ periodā. Līdzīga pieeja izmantota R. M. Džona (*R. M. John*) pētījumā (11).

3. attēlā redzams, ka arī ar šāda modeļa specifiku novērtētā pamatinflācija ir sistemātiski nobīdīta par vienu periodu. Tāpat kā tradicionālās Filipsa līknes novērtēšanas gadījumā, tas ļauj secināt, ka inflācijas veidošanās process Latvijā neatbilst pieņēmumiem, uz kuriem pamatojas jaunās Filipsa līknes modelis – t.i., ka inflācijas dinamiku nosaka vienīgi šajā periodā veidotās inflācijas nākamā perioda gaidas.

3.3. Hibrīda Filipsa līknes novērtējums

Hibrīda Filipsa līknes modeļa novērtējuma rezultāti parādīti 3. tabulā (sīkāku hibrīda Filipsa līknes modeļu novērtēšanas statistiku sk. 3. pielikumā). Koeficienti, kas atspoguļo pagātnes un nākotnes inflācijas gaidu ietekmi uz esošo inflāciju, tiek ierobežoti, lai summā veidotu vieninieku: $\gamma^f + \gamma^b = 1$.

3. tabula

Hibrīda Filipsa līknes novērtējuma rezultāti

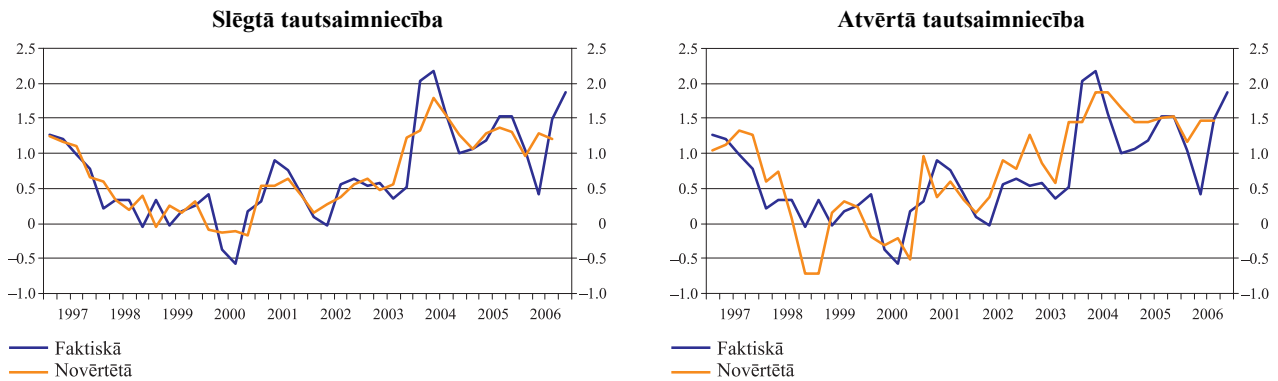
Modeļa specifika	γ^b	γ^f	λk	η	μ
Slēgtā tautsaimniecība					
Ortogonalitātes nosacījums: $E_t \{ (\Delta p_t - \lambda k Y_t^c - \gamma^f E_t \{ \Delta p_{t+1} \} - \gamma^b \Delta p_{t-1}) z_t \} = 0$					
Ražošanas apjoma novirze no strukturālā līmeņa (varbūtība)	0.540 (0.000)	1 – 0.540 (–)	0.139 (0.000)	–	–
Bezdarba līmeņa novirze no strukturālā līmeņa (varbūtība)	0.479 (0.000)	1 – 0.479 (–)	–0.041 (0.090)	–	–
Atvērtā tautsaimniecība					
Ortogonalitātes nosacījums: $E_t \{ (\Delta p_t - \lambda k Y_t^c - \gamma^f E_t \{ \Delta p_{t+1} \} - \gamma^b \Delta p_{t-1} - \eta \Delta p_t^f - \mu \Delta neer_t) z_t \} = 0$					
Ražošanas apjoma novirze no strukturālā līmeņa (varbūtība)	0.565 (0.000)	1 – 0.565 (–)	0.095 (0.000)	0.169 (0.000)	–0.110 (0.000)
Bezdarba līmeņa novirze no strukturālā līmeņa (varbūtība)	0.543 (0.000)	1 – 0.543 (–)	–0.204 (0.016)	0.106 (0.002)	–0.155 (0.000)

Novērtētie koeficienti ir statistiski nozīmīgi un atbilst teorijai. Modelis, kurā par ražošanas robežizmaksas aproksimējošo rādītāju izmantota ražošanas apjoma novirze no strukturālā līmeņa, liecina, ka adaptīvām gaidām ir lielāka ietekme uz esošo inflāciju nekā uz nākotni orientētām inflācijas gaidām. Vienlaikus modelis ar bezdarba līmeņa novirzi no strukturālā līmeņa rāda, ka uz nākotni orientēto gaidu ietekme ir nedaudz lielāka.

Pretstatā jaunās Filipsa līknes novērtējumam hibrīda Filipsa līknes novērtēšanas rezultāti atvērtajai tautsaimniecībai liecina, ka šajā gadījumā visi koeficienti ir statistiski nozīmīgi un ar pareizām zīmēm, kas ļauj secināt, ka šie modeļi labāk raksturo Latvijas inflācijas veidošanās procesu. Ārējo faktoru iekļaušana modelī uzlaboja arī inflācijas gaidu ietekmes novērtējumu – neatkarīgi no tā, kurš indikators izmantots par ražošanas robežmaksu aproksimējošo rādītāju, modeļu rezultāti liecina, ka uz pagātni orientēto inflāciju gaidu ietekme ir lielāka ($\gamma^b = 0.565; 0.543$).

4. attēls

Faktiskā un ar modeli novērtētā pamatinflācija
(ceturkšņa pieaugums; 1. cet.; %)



Modeļa specifikācija: bezdarba līmeņa novirze no strukturālā līmeņa.

4. attēlā redzams, ka pamatinflācijas tendenci tomēr labāk atspoguļo Filipsa līkne, kuras konstrukciju pieņemts saukt par piemērotu slēgtajai tautsaimniecībai. Novērtētā inflācijas dinamika atvērtajai tautsaimniecībai ir nedaudz svārstīgāka nekā slēgtajai tautsaimniecībai, ko nosaka nominālā efektīvā kursa esamība modelī.

Abos gadījumos ar modeli novērtētā inflācijas dinamika nav sistemātiski nobīdīta no faktiskās inflācijas dinamikas, kas rāda, ka pieņēmumi, kas ir hibrīda Filipsa līknes modeļa pamatā, ir piemērotāki Latvijas inflācijas veidošanās procesa raksturošanai.

Neraugoties uz lielāku novērtētās inflācijas svārstīgumu, atvērto tautsaimniecību raksturojošais hibrīda Filipsa līknes modelis ietver vairāk informācijas un no šā viedokļa ir interesantāks tālākai padziļinātai analīzei. Turklāt šis modeļa veids sniedz saskaņotāku koeficientu novērtējumu neatkarīgi no tā, kurš rādītājs izmantots ražošanas robežizmaksas aproksimēšanai. Pamatojoties uz šo modeli, aprēķināts tā strukturālais veids ar koeficientu normalizāciju (sk. 4. tabulu).

4. tabula

Hibrīda Filipsa līknes novērtējuma rezultāti. Strukturālais modelis atvērtajai tautsaimniecībai ar koeficientu normalizāciju

Ortogonalitātes nosacījums:

$$E_t \left\{ \left(\pi_t + (1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)\phi^{-1}Y_t^c - \theta\phi^{-1}\beta E_t \{ \pi_{t+1} \} - \omega\phi^{-1}\pi_{t-1} - \eta\Delta p_t^f - \mu\Delta neer_t \right) z_t \right\} = 0$$

Modeļa specifikācija	ω	θ	β	η	μ	γ^b	γ^f	λk
						Aprēķinātās vērtības		
Ražošanas apjoma novirze no strukturālā līmeņa (varbūtība)	0.657 (0.000)	0.309 (0.000)	0.99 (-)	0.134 (0.000)	-0.004 (0.790)	0.682	0.317	0.171
Bezdarba līmeņa novirze no strukturālā līmeņa (varbūtība)	0.492 (0.000)	0.391 (0.000)	0.99 (-)	0.087 (0.006)	-0.131 (0.001)	0.558	0.439	-0.215

Novērtētie modeļa strukturālie parametri ir statistiski nozīmīgi (izņemot koeficientu ar nominālo efektīvo kursu modelī ar ražošanas apjoma novirzi no strukturālā

līmeņa) un atbilst teorijai. Modelim ar bezdarba līmeņa novirzi no strukturālā līmeņa šajā specifikācijā iegūts samērā līdzīgs parametru vērtību novērtējums.

Novērtētā parametra θ vērtība svārstās no 0.309 līdz 0.391, kas nozīmē, ka gaidāmais laiks, kad cenas paliek nemainīgas, ir aptuveni 1.5 ceturkšņi. Novērtētā parametra ω vērtība rāda, ka aptuveni puse uzņēmumu (49.2%) veido savas inflācijas gaidas, pamatojoties uz iepriekšējo periodu inflāciju, t.i., ir uz pagātni orientēti. 5. tabulā parādīts θ un ω novērtējums eiro zonai un ASV.

5. tabula

Eiro zonas un ASV rādītāju salīdzinājums ar vidējiem novērtētajiem rādītājiem Latvijā

	ω	θ	γ^b	γ^f
Latvija*	0.492	0.391	0.558	0.439
Eiro zona**	0.335	0.922	0.272	0.689
ASV**	0.451	0.827	0.364	0.599

* Hibrīda Filipa līknes strukturālais modelis, izmantojot bezdarba līmeņa novirzi no strukturālā bezdarba līmeņa kā ekonomiskās attīstības ciklu un ražošanas robežizmaksu aproksimējošo mainīgo.

** Strukturālais modelis ar koeficientu normalizāciju, pieņemot pastāvīgu mēroga atdevi.(7)

Kā redzams 5. tabulā, Latvijas tautsaimniecības dalībnieku izturēšanās ir ļoti atšķirīga no eiro zonas un ASV tautsaimniecības dalībnieku izturēšanās. Latvijā daudz lielāka uzņēmumu daļa orientēta uz pagātnes inflācijas dinamiku nekā vidēji eiro zonā, kur tādu uzņēmumu ir aptuveni viena trešdaļa. Vienlaikus gaidāmais periods, kad cenas paliek nemainīgas, Latvijā ir īsāks nekā eiro zonā (aptuveni 3 gadi) un ASV (aptuveni 1.5 gadi). Kopumā tas rāda, ka Latvijas uzņēmumi spēj operatīvāk koriģēt produkcijas cenas, ja mainās to vīzija par cenu pārmaiņām nākotnē, un to, ka Latvijā salīdzinājumā ar eiro zonu vai ASV augošās inflācijas periodos grūtāk panākt samazinājumu uzņēmumu gaidāmajā inflācijā, jo Latvijā inflācijas gaidas ir noturīgākas.

SECINĀJUMI

Pētījumā novērtēti jaunās un hibrīda Filipsa līknes modeļi, lai izskaidrotu Latvijas pamatinflācijas dinamiku periodā no 1996. gada 1. ceturkšņa līdz 2006. gada 1. ceturksnim. Pētījuma autori uzskata, ka piemērotākais modelis Latvijas pamatinflācijas analīzei ir hibrīda Filipsa līkne un piemērotākā ekonomikas cikliskuma aproksimācija ir bezdarba līmeņa novirze no strukturālā. Lai gan jaunās Filipsa līknes modelis sniedz statistiski nozīmīgu un teorijai atbilstošu parametru novērtējumu, tomēr, tāpat kā tradicionālā Filipsa līkne, tā nosaka visai stingrus ierobežojumus tautsaimniecības dalībnieku gaidu veidošanās procesam. Hibrīda Filipsa līkne uzskatāma par kompromisa risinājumu, jo tā pieļauj, ka tautsaimniecībā darbojas gan uz nākotni orientēti subjekti, gan subjekti, kas pamato nākotnes prognozes attiecībā uz līdzšinējo tautsaimniecības attīstību.

Modeļu rezultāti liecina, ka Latvijā uzņēmumu ar adaptīvām inflācijas gaidām jeb uz pagātni orientēto uzņēmumu īpatsvars ir aptuveni 50%, bet vidējais laiks, kas pāiet starp diviem secīgiem cenu korigēšanas notikumiem, ir aptuveni 6 mēneši. Salīdzinot pētījuma rezultātus ar līdzīgiem pētījumiem par eiro zonu un ASV, autori secināja, ka Latvijā tautsaimniecības dalībnieku izturēšanās ir samērā atšķirīga. Pirmkārt, gan eiro zonā, gan ASV uzņēmumu vidū prevalē uzņēmumi ar racionālām gaidām jeb uz nākotni orientēti uzņēmumi. Otrkārt, gaidāmais laiks, kad cenas paliek nemainīgas, Latvijā ir daudz īsāks nekā eiro zonā (aptuveni 3 gadi) un ASV (aptuveni 1.5 gadi).

Latvijā inflācijas gaidas ir nozīmīgs faktisko inflāciju ietekmējošs faktors. Turklāt tas, ka Latvijā uzņēmumi samērā bieži korigē produkcijas cenas, nozīmē, ka pārmaiņas inflācijas gaidās diezgan drīz atspoguļojas faktiskajās cenu pārmaiņās. Modeļa rezultāti liecina, ka aptuveni puse Latvijas uzņēmumu ir uz nākotni orientēta, t.i., šie uzņēmumi veido inflācijas gaidas, ņemot vērā informāciju par fundamentāliem ekonomiskajiem faktoriem, kas varētu ietekmēt cenu pārmaiņas nākotnē. Tas ļauj secināt, ka uzņēmumu savlaicīga un vispusīga informēšana par gaidāmajām pārmaiņām inflācijas dinamikā varētu mazināt inflācijas gaidas un tādējādi arī faktisko inflāciju. Vienlaikus samērā lielais uzņēmumu īpatsvars ar adaptīvām inflācijas gaidām Latvijā dara noturīgākas kopējās inflācijas gaidas valstī, bet inflācijas gaidu samazināšanas uzdevumu – sarežģītāku.

PIELIKUMI

1. pielikums

Tradicionālās Filipsa līknes modeļu novērtējums

1.1. pielikums

Slēgtā tautsaimniecība

$$\Delta p_t = c(1)E_{t-1}\{\Delta p_t\} + c(2)Y_t^c$$

Instrumentu saraksts: Δp_{t-1} Δp_{t-2} Δp_{t-3} Y_{t-1}^c Y_{t-2}^c Y_{t-3}^c U_{t-1}^c U_{t-2}^c U_{t-3}^c Δp_{t-1}^f Δp_{t-2}^f
 Δp_{t-3}^f $\Delta neer_{t-1}$ $\Delta neer_{t-2}$ $\Delta neer_{t-3}$

	Koeficients	Standartklūda	t-statistika	Varbūtība
C(1)	0.888	0.029	30.727	0.000
C(2)	-0.001	0.013	-0.052	0.959
Determinācijas koeficients	0.476	Vidējais atkarīgais mainīgais		0.007
Koriģētais determinācijas koeficients	0.462	Atkarīgā mainīgā standartnovirze		0.006
Regresijas standartklūda	0.005	Kļūdu kvadrātu summa		0.001
Durbina–Watsona statistika	1.751	J-varbūtība		0.743

$$\Delta p_t = c(1)E_{t-1}\{\Delta p_t\} + c(2)U_t^c$$

Instrumentu saraksts: Δp_{t-1} Δp_{t-2} Δp_{t-3} Y_{t-1}^c Y_{t-2}^c Y_{t-3}^c U_{t-1}^c U_{t-2}^c U_{t-3}^c Δp_{t-1}^f Δp_{t-2}^f
 Δp_{t-3}^f $\Delta neer_{t-1}$ $\Delta neer_{t-2}$ $\Delta neer_{t-3}$

	Koeficients	Standartklūda	t-statistika	Varbūtība
C(1)	0.914	0.032	28.689	0.000
C(3)	0.014	0.029	0.494	0.624
Determinācijas koeficients	0.476	Vidējais atkarīgais mainīgais		0.007
Koriģētais determinācijas koeficients	0.462	Atkarīgā mainīgā standartnovirze		0.006
Regresijas standartklūda	0.005	Kļūdu kvadrātu summa		0.001
Durbina–Watsona statistika	1.751	J-varbūtība		0.765

1.2. pielikums

Atvērtā tautsaimniecība

$$\Delta p_t = c(1)E_{t-1}\{\Delta p_t\} + c(2)Y_t^c + c(3)\Delta p_t^f + c(4)*\Delta neer_t$$

Instrumentu saraksts: Δp_{t-1} Δp_{t-2} Δp_{t-3} Y_{t-1}^c Y_{t-2}^c Y_{t-3}^c U_{t-1}^c U_{t-2}^c U_{t-3}^c Δp_{t-1}^f Δp_{t-2}^f Δp_{t-3}^f $\Delta neer_{t-1}$ $\Delta neer_{t-2}$ $\Delta neer_{t-3}$

	Koeficients	Standartklūda	t-statistika	Varbūtība
C(1)	0.726	0.072	10.033	0.000
C(2)	0.238	0.035	6.701	0.000
C(3)	0.396	0.070	5.658	0.000
C(4)	-0.017	0.018	-0.936	0.356
Determinācijas koeficients	0.171	Vidējais atkarīgais mainīgais		0.007
Koriģētais determinācijas koeficients	0.100	Atkarīgā mainīgā standartnovirze		0.006
Regresijas standartklūda	0.006	Kļūdu kvadrātu summa		0.001
Durbina–Watsona statistika	1.040	J-varbūtība		0.844

$$\Delta p_t = c(1)E_{t-1}\{\Delta p_t\} + c(2)U_t^c + c(3)\Delta p_t^f + c(4)*\Delta neer_t$$

Instrumentu saraksts: Δp_{t-1} Δp_{t-2} Δp_{t-3} Y_{t-1}^c Y_{t-2}^c Y_{t-3}^c U_{t-1}^c U_{t-2}^c U_{t-3}^c Δp_{t-1}^f Δp_{t-2}^f Δp_{t-3}^f $\Delta neer_{t-1}$ $\Delta neer_{t-2}$ $\Delta neer_{t-3}$

	Koeficients	Standartklūda	t-statistika	Varbūtība
C(1)	0.899	0.061	14.679	0.000
C(3)	-0.356	0.124	-2.866	0.007
C(4)	0.132	0.051	2.608	0.013
C(5)	-0.168	0.045	-3.730	0.001
Determinācijas koeficients	0.143	Vidējais atkarīgais mainīgais		0.007
Koriģētais determinācijas koeficients	0.069	Atkarīgā mainīgā standartnovirze		0.006
Regresijas standartklūda	0.006	Kļūdu kvadrātu summa		0.001
Durbina–Watsona statistika	1.533	J-varbūtība		0.798

2. pielikums

Jaunās Filipša līknes modeļu novērtējums

2.1. pielikums

Slēgtā tautsaimniecība

$$\Delta p_t = c(1)E_t\{\Delta p_{t+1}\} + c(2)Y_t^c$$

Instrumentu saraksts: Δp_{t-1} Δp_{t-2} Δp_{t-3} Y_{t-1}^c Y_{t-2}^c Y_{t-3}^c U_{t-1}^c U_{t-2}^c U_{t-3}^c Δp_{t-1}^f Δp_{t-2}^f

Δp_{t-3}^f $\Delta neer_{t-1}$ $\Delta neer_{t-2}$ $\Delta neer_{t-3}$

	Koeficients	Standartklūda	t-statistika	Varbūtība
C(1)	1.032	0.020	52.759	0.000
C(2)	0.148	0.024	6.271	0.000
Determinācijas koeficients	0.250	Vidējais atkarīgais mainīgais		0.007
Koriģētais determinācijas koeficients	0.229	Atkarīgā mainīgā standartnovirze		0.006
Regresijas standartklūda	0.005	Kļūdu kvadrātu summa		0.001
Durbina–Watsona statistika	1.450	J-varbūtība		0.898

$$\Delta p_t = c(1)E_t\{\Delta p_{t+1}\} + c(2)U_t^c$$

Instrumentu saraksts: Δp_{t-1} Δp_{t-2} Δp_{t-3} Y_{t-1}^c Y_{t-2}^c Y_{t-3}^c U_{t-1}^c U_{t-2}^c U_{t-3}^c Δp_{t-1}^f Δp_{t-2}^f

Δp_{t-3}^f $\Delta neer_{t-1}$ $\Delta neer_{t-2}$ $\Delta neer_{t-3}$

	Koeficients	Standartklūda	t-statistika	Varbūtība
C(1)	0.923	0.030	30.942	0.000
C(2)	-0.183	0.043	-4.249	0.000
Determinācijas koeficients	0.452	Vidējais atkarīgais mainīgais		0.007
Koriģētais determinācijas koeficients	0.437	Atkarīgā mainīgā standartnovirze		0.006
Regresijas standartklūda	0.005	Kļūdu kvadrātu summa		0.001
Durbina–Watsona statistika	1.901	J-varbūtība		0.837

2.2. pielikums

Atvērtā tautsaimniecība

$$\Delta p_t = c(1)E_t\{\Delta p_{t+1}\} + c(2)Y_t^c + c(3)\Delta p_t^f + c(4)*\Delta neer_t$$

Instrumentu saraksts: Δp_{t-1} Δp_{t-2} Δp_{t-3} Y_{t-1}^c Y_{t-2}^c Y_{t-3}^c U_{t-1}^c U_{t-2}^c U_{t-3}^c Δp_{t-1}^f Δp_{t-2}^f

Δp_{t-3}^f $\Delta neer_{t-1}$ $\Delta neer_{t-2}$ $\Delta neer_{t-3}$

	Koeficients	Standartklūda	t-statistika	Varbūtība
C(1)	0.993	0.080	12.362	0.000
C(2)	0.136	0.031	4.393	0.000
C(3)	-0.001	0.071	-0.013	0.990
C(4)	0.051	0.029	1.747	0.089
Determinācijas koeficients	0.313	Vidējais atkarīgais mainīgais		0.007
Koriģētais determinācijas koeficients	0.254	Atkarīgā mainīgā standartnovirze		0.006
Regresijas standartklūda	0.005	Kļūdu kvadrātu summa		0.001
Durbina–Watsona statistika	1.523	J-varbūtība		0.856

$\Delta p_t = c(1)E_t\{\Delta p_{t+1}\} + c(2)U_t^c + c(3)\Delta p_t^f + c(4)*\Delta neer_t$					
Instrumentu saraksts: Δp_{t-1} Δp_{t-2} Δp_{t-3} Y_{t-1}^c Y_{t-2}^c Y_{t-3}^c U_{t-1}^c U_{t-2}^c U_{t-3}^c Δp_{t-1}^f Δp_{t-2}^f					
Δp_{t-3}^f $\Delta neer_{t-1}$ $\Delta neer_{t-2}$ $\Delta neer_{t-3}$					
	Koeficients	Standartklūda	t-statistika	Varbūtība	
C(1)	0.995	0.059	16.856	0.000	
C(2)	-0.158	0.057	-2.786	0.009	
C(3)	-0.112	0.047	-2.363	0.024	
C(4)	0.050	0.025	1.973	0.057	
Determinācijas koeficients	0.393	Vidējais atkarīgais mainīgais		0.007	
Koriģētais determinācijas koeficients	0.341	Atkarīgā mainīgā standartnovirze		0.006	
Regresijas standartklūda	0.005	Klūdu kvadrātu summa		0.001	
Durbina–Vatsona statistika	1.808	J-varbūtība		0.801	

3. pielikums

Hibrīda Filipsa līknes modeļu novērtējums

3.1. pielikums

Slēgtā tautsaimniecība

$\Delta p_t = c(1)\Delta p_{t-1} + (1 - c(1))E_t\{\Delta p_{t+1}\} + c(2)Y_t^c$				
Instrumentu saraksts: Δp_{t-1} Δp_{t-2} Δp_{t-3} Y_{t-1}^c Y_{t-2}^c Y_{t-3}^c U_{t-1}^c U_{t-2}^c U_{t-3}^c Δp_{t-1}^f Δp_{t-2}^f				
Δp_{t-3}^f $\Delta neer_{t-1}$ $\Delta neer_{t-2}$ $\Delta neer_{t-3}$				
	Koeficients	Standartklūda	t-statistika	Varbūtība
C(1)	0.540	0.040	13.431	0.000
C(2)	0.139	0.015	9.254	0.000
Determinācijas koeficients	0.620	Vidējais atkarīgais mainīgais		0.007
Koriģētais determinācijas koeficients	0.609	Atkarīgā mainīgā standartnovirze		0.006
Regresijas standartklūda	0.004	Klūdu kvadrātu summa		0.001
Durbina–Vatsona statistika	1.668	J-varbūtība		0.911

$\Delta p_t = c(1)\Delta p_{t-1} + (1 - c(1))E_t\{\Delta p_{t+1}\} + c(2)U_t^c$				
Instrumentu saraksts: Δp_{t-1} Δp_{t-2} Δp_{t-3} Y_{t-1}^c Y_{t-2}^c Y_{t-3}^c U_{t-1}^c U_{t-2}^c U_{t-3}^c Δp_{t-1}^f Δp_{t-2}^f				
Δp_{t-3}^f $\Delta neer_{t-1}$ $\Delta neer_{t-2}$ $\Delta neer_{t-3}$				
	Koeficients	Standartklūda	t-statistika	Varbūtība
C(1)	0.481	0.038	12.533	0.000
C(2)	-0.043	0.024	-1.781	0.083
Determinācijas koeficients	0.738	Vidējais atkarīgais mainīgais		0.007
Koriģētais determinācijas koeficients	0.731	Atkarīgā mainīgā standartnovirze		0.006
Regresijas standartklūda	0.003	Klūdu kvadrātu summa		0.000
Durbina–Vatsona statistika	2.580	J-varbūtība		0.757

3.2. pielikums

Atvērtā tautsaimniecība

$$\Delta p_t = c(1)\Delta p_{t-1} + (1 - c(1))E_t\{\Delta p_{t+1}\} + c(2)Y_t^c + c(3)\Delta p_t^f + c(4) * \Delta neer_t$$

Instrumentu saraksts: Δp_{t-1} Δp_{t-2} Δp_{t-3} Y_{t-1}^c Y_{t-2}^c Y_{t-3}^c U_{t-1}^c U_{t-2}^c U_{t-3}^c Δp_{t-1}^f Δp_{t-2}^f
 Δp_{t-3}^f $\Delta neer_{t-1}$ $\Delta neer_{t-2}$ $\Delta neer_{t-3}$

	Koeficients	Standartklūda	t-statistika	Varbūtība
C(1)	0.565	0.060	9.414	0.000
C(2)	0.095	0.019	4.861	0.000
C(3)	0.169	0.024	6.949	0.000
C(4)	-0.110	0.024	-4.485	0.000
Determinācijas koeficients	0.523	Vidējais atkarīgais mainīgais		0.007
Koriģētais determinācijas koeficients	0.482	Atkarīgā mainīgā standartnovirze		0.006
Regresijas standartklūda	0.004	Kļūdu kvadrātu summa		0.001
Durbina–Watsona statistika	1.566	J-varbūtība		0.808

$$\Delta p_t = c(1)\Delta p_{t-1} + (1 - c(1))E_t\{\Delta p_{t+1}\} + c(2)U_t^c + c(3)\Delta p_t^f + c(4) * \Delta neer_t$$

Instrumentu saraksts: Δp_{t-1} Δp_{t-2} Δp_{t-3} Y_{t-1}^c Y_{t-2}^c Y_{t-3}^c U_{t-1}^c U_{t-2}^c U_{t-3}^c Δp_{t-1}^f Δp_{t-2}^f
 Δp_{t-3}^f $\Delta neer_{t-1}$ $\Delta neer_{t-2}$ $\Delta neer_{t-3}$

	Koeficients	Standartklūda	t-statistika	Varbūtība
C(1)	0.543	0.091	5.954	0.000
C(2)	-0.204	0.081	-2.527	0.016
C(3)	0.106	0.031	3.447	0.002
C(4)	-0.155	0.031	-5.044	0.000
Determinācijas koeficients	0.440	Vidējais atkarīgais mainīgais		0.007
Koriģētais determinācijas koeficients	0.392	Atkarīgā mainīgā standartnovirze		0.006
Regresijas standartklūda	0.005	Kļūdu kvadrātu summa		0.001
Durbina–Watsona statistika	1.719	J-varbūtība		0.807

LITERATŪRA

1. BENKOVSKIS, Konstantīns, PAULA, Daina. *Inflācijas gaidas Latvijā: patērētāju apsekojuma rezultāti*. Rīga : Latvijas Banka, 2007. Pētījums 1/2007 [skatīts 2007. g. 29. martā]. Pieejams:
http://www.bank.lv/images/img_lb/izdevumi/latvian/citas/Inflācijas_gaidas_1_2007.pdf
2. BRISSIMIS, Sophocles N., MAGGINAS, Nicholas S. *Inflation Forecasts and the New Keynesian Phillips Curve*. Bank of Greece Working Paper, No. 38, May 2006 [cited 29 March 2007]. Available:
<http://www.bankofgreece.gr/publications/pdf/Paper200638.pdf>
3. DHYNE, Emmanuel, ÁLVAREZ, Luis J., LE BIHAN, Hervé, VERONESE, Giovanni, DIAS, Daniel, HOFFMANN, Johannes, JONKER, Nicole, LÜNNEMANN, Patrick, RUMLER, Fabio, VILMUNEN, Jouko. *Price Setting in the Euro Area: Some Stylized Facts from Individual Consumer Price Data*. ECB Working Paper, No. 524, September 2005 [cited 29 March 2007]. Available: <http://www.ecb.int/pub/pdf/scpwps/ecbwp524.pdf>
4. FRIEDMAN, Milton. The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, vol. 58, No. 1, March 1968, pp. 1–17 [cited 29 March 2007]. Available: <http://www.jstor.org/view/00028282/di950399/95p01092/0>
5. GALATI, Gabriele, MELICK, William. *The Evolving Inflation Process: an Overview*. Bank for International Settlements, BIS Working Papers, No. 196, February 2006 [cited 29 March 2007]. Available:
<http://www.bis.org/publ/work196.pdf>
6. GALÍ, Jordi, GERTLER, Mark. *Inflation Dynamics: a Structural Econometric Analysis*. NBER Working Paper, No. 7551, February 2000 [cited 29 March 2007]. Available: <http://www.nber.org/papers/W7551>
7. GALÍ, Jordi, GERTLER, Mark, LÓPEZ-SALIDO, David J. *European Inflation Dynamics*. NBER Working Paper, No. 8218, April 2001 [cited 29 March 2007]. Available: <http://www.nber.org/papers/W8218>
8. GALÍ, Jordi, GERTLER, Mark, LÓPEZ-SALIDO, David J. *Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve*. NBER Working Paper, No. 11788, November 2005 [cited 29 March 2007]. Available:
<http://www.nber.org/papers/W11788>
9. GERLACH-KRISTEN, Petra. *A Two-Pillar Phillips Curve for Switzerland*. Swiss National Bank Working Paper, No. 2006–9, June 2006 [cited 29 March 2007]. Available:
http://www.snb.ch/d/download/publikationen/working-paper_06_09.pdf
10. HARGREAVES, David, KITE, Hannah, HODGETTS, Bernard. *Modelling New Zealand Inflation in a Phillips Curve*. Reserve Bank of New Zealand Bulletin, vol. 69, No. 3, 2006 [cited 29 March 2007]. Available:
http://www.rbnz.govt.nz/research/bulletin/2002_2006/2006sep69_3hargreaveskitehodgetts.pdf
11. JOHN, Roberts M. *How Well Does the New Keynesian Sticky-Price Model Fit the Data?* Board of Governors of the Federal Reserve System, February 2001 [cited 29 March 2007]. Available:
<http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2001/200113/200113pap.pdf>

12. Latvijas Maksājumu Balance. Latvia's Balance of Payments. No. 3/2006 [skatīts 2007. g. 29. martā]. Pieejams:
<http://www.bank.lv/lat/main/all/pubrun/maksbil/2006/>
13. LENDVAI, Julia. *Hungarian Inflation Dynamics*. Magyar Nemzeti Bank Occasional Paper, No. 46, November 2005 [cited 29 March 2007]. Available:
http://english.mnb.hu/Engine.aspx?page=mnben_muhelytanulmanyok&ContentID=7725
14. LLAUDES, Ricardo. *The Phillips Curve and Long-Term Unemployment*. ECB Working Paper, No. 441, February 2005 [cited 29 March 2007]. Available:
<http://www.ecb.int/pub/pdf/scpwps/ecbwp441.pdf>
15. PALOVITTA, Maritta. *Inflation Dynamics in the Euro Area and the Role of Expectations*. Bank of Finland Discussion Papers, No. 20, 2002 [cited 29 May 2007]. Available:
http://www.bof.fi/en/julkaisut/tutkimukset/keskustelualoitteet/2002/dp2002_20.htm
16. PALOVITTA, Maritta, VIRÉN, Matti. *The Role of Expectations in the Inflation Process in the Euro Area*. Bank of Finland Discussion Papers, No. 6, 2005 [cited 29 May 2007]. Available:
http://www.bof.fi/en/julkaisut/tutkimukset/keskustelualoitteet/2005/dp2005_06.htm
17. PHELPS, Edmund S. Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time. *Economica*, vol. 34, No. 135, 1967, pp. 254–281 [cited 29 March 2007]. Available:
<http://www.jstor.org/view/00130427/di009983/00p0106v/0>
18. PHILLIPS, Alban William. The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–1957. *Economica*, vol. 25, No. 100, November 1958, pp. 283–299 [cited 29 March 2007]. Available: <http://www.jstor.org/view/00130427/di009947/00p00034/0>
19. RUMLER, Fabio. *Estimates of the Open Economy New Keynesian Phillips Curve for Euro Area Countries*. ECB Working Paper, No. 496, June 2005 [cited 29 March 2007]. Available: www.ecb.int/pub/pdf/scpwps/ecbwp496.pdf
20. SAMUELSON, Paul A., SOLOW, Robert M. Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. *American Economic Review*, Papers and Proceedings, vol. 50, No. 2, May 1960, pp. 177–194 [cited 29 March 2007]. Available:
<http://www.jstor.org/view/00028282/di950362/95p0107z/0>
21. TAYLOR, John B. *Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics*. Stanford University, July 1998 [cited 29 March 2007]. Available:
www.stanford.edu/~johntayl/Papers/handbook.pdf
22. TILLMANN, Peter. *The New Keynesian Phillips Curve in Europe: Does it Fit or Does it Fail?* Deutsche Bundesbank Discussion Paper, No. 04/2005 [cited 29 March 2007]. Available:
www.bundesbank.de/download/volkswirtschaft/dkp/2005/200504dkp.pdf
23. TILLMANN, Peter. *The Calvo Model of Price Setting and Inflation Dynamics in Germany*. University of Bonn, November 2005 [cited 29 March 2007]. Available: http://www.iw.uni-bonn.de/tillmann/tillmann_nkpc_Germany.pdf