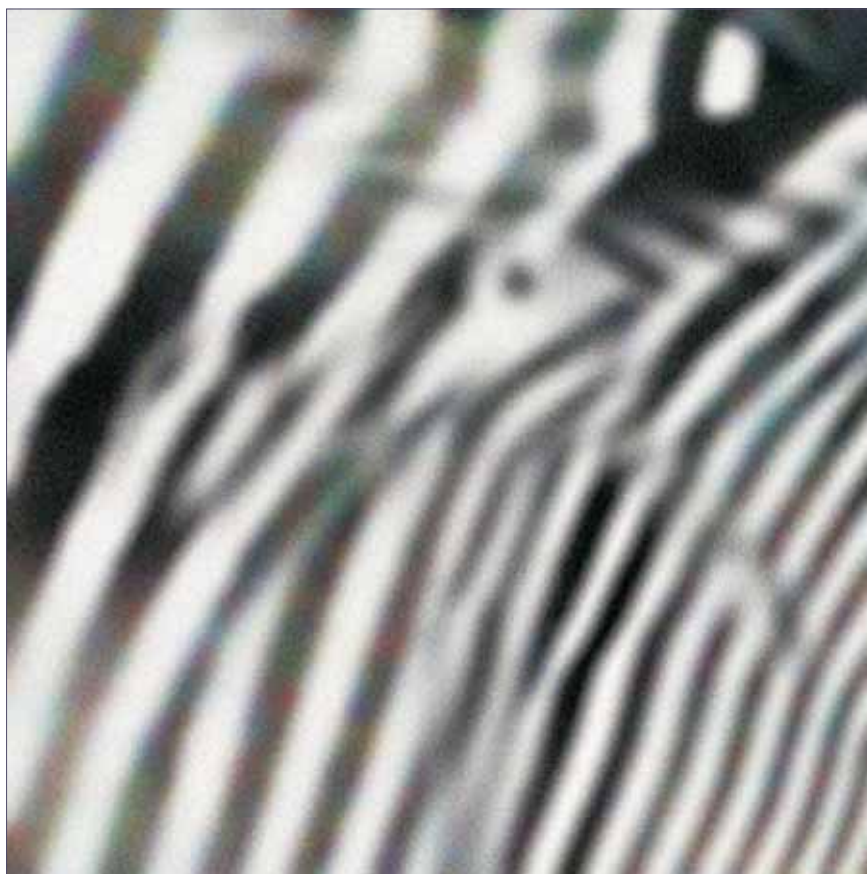


VIKTORS AJEVSKIS

INFLĀCIJA UN INFLĀCIJAS NENOTEIKTĪBA

4•2007



P Ē T Ī J U M S

© Latvijas Banka, 2007
Pārpublicējot obligāta avota norāde.

*Pētījumā izteiktie secinājumi atspoguļo autora – Latvijas Bankas Monetārās politikas pārvaldes darbinieka –
viedokli, un autors uzņemas atbildību par iespējamām pieļautajām neprecizitātēm.*

SATURS

Kopsavilkums	2
Ievads	3
1. Inflācijas nenoteiktības novērtējums	4
2. Inflācijas un inflācijas nenoteiktības pētījumu apskats; GARCH modeļu lietošana	4
3. Izmantotie dati	5
4. Empīriskie modeļi un rezultāti	6
4.1. Vienības saknes testi	6
4.2. GARCH(p, q) modeļi	6
4.3. GARCH–M ar inflācijas vērtības laika nobīdi inflācijas dispersijas vienādojumā	8
Secinājumi	9
Pielikums	10
Literatūra	13

SAĪSINĀJUMI

- ADF – augmentētais Dikija–Fullera tests (*Augmented Dickey–Fuller Test*)
 AIC – Akaikes informācijas kritērijs (*Akaike information criterion*)
 ARCH – autoregresijas nosacītā heteroscedasticitāte (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*)
 ARMA – autoregresijas mainīgais vidējais (*Autoregressive Moving Average*)
 CSP – Latvijas Republikas Centrālā statistikas pārvalde
 EMS – Ekonomikas un monetārā savienība
 ES – Eiropas Savienība
 GARCH – vispārinātā autoregresijas nosacītā heteroscedasticitāte (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*)
 GARCH–M – vispārinātās autoregresijas nosacītās heteroscedasticitātes loceklis vidējās vērtības vienādojumā (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in mean*)
 HQ – Hanana–Kvinna informācijas kritērijs (*Hannan–Quinn information criterion*)
 IGARCH – integrētā vispārinātā autoregresijas nosacītā heteroscedasticitāte (*Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*)
 LM tests – Lagranža reizinātāja tests (*Lagrange Multiplier Test*)
 PCI – patēriņa cenu indekss
 QML – kvazimaksimālā ticamība (*quasi-maximum likelihood*)
 SC – Švarca informācijas kritērijs (*Schwartz information criterion*)

KOPSAVILKUMS

Pētījumā analizēta Latvijas inflācijas un inflācijas nenoteiktības savstarpējā sakarība. Par inflācijas mēru izmantots PCI mēneša pieaugums no 1994. gada janvāra līdz 2007. gada jūnijam. Izmantojot GARCH–M modeli ar inflācijas vērtības laika nobīdēm GARCH vienādojumā, pierādīta inflācijas un inflācijas nenoteiktības savstarpējā pozitīvā sakarība. Tas nozīmē, ka liela inflācijas nenoteiktība paaugstina inflāciju, un otrādi – augsta inflācija rada lielu nenoteiktību par nākotnes inflāciju.

Atslēgvārdi: *inflācija, inflācijas nenoteiktība, GARCH–M*

JEL klasifikācija: *C22, E31, E37*

IEVADS

Lai pievienotos eiro zonai, Latvijai tāpat kā citām jaunajām ES valstīm jāizpilda Māstrihtas konverģences kritēriji. Viens no kritērijiem ir cenu stabilitātes līmenis, ko nosaka, samērojot inflācijas līmeni ar vidējo inflācijas līmeni trijās dalībvalstīs, kurās cenu stabilitāte ir vislielākā, un tas nedrīkst pārsniegt šo līmeni vairāk kā par 1.5 procentu punktiem. No 2005. gada decembra līdz 2007. gada jūnijam visaugstākā saskaņā ar Māstrihtas cenu stabilitātes kritēriju noteiktā inflācija bija 3.3%. Pēdējos gados inflācija Latvijā būtiski pārsniedz Māstrihtas konverģences kritērija līmeni, un tas liedz Latvijai tuvākajā laikā pievienoties eiro zonai. Tāpēc inflācijas virzošo spēku identificēšana un izprašana ir ļoti aktuāla.

Daudzu empīrisko un teorētisko pētījumu rezultāti ļauj secināt, ka inflācija rada izmaksas tautsaimniecībā un sabiedrībā kopumā. Viena no svarīgākajām inflācijas izmaksām ir nenoteiktība par tās līmeni nākotnē. Ar inflācijas nenoteiktību saprot cenu nenoteiktību nākotnē. Inflācijas nenoteiktība iespaido uzņēmēju un patērētāju lēmumus, jo viņi ņem vērā nākotnes inflāciju. Ilgtermiņa procentu likmju paaugstināšanās ir viens no kanāliem, caur kuriem inflācijas nenoteiktība ietekmē tautsaimniecību. Ja inflācijas nenoteiktība pieaug, palielinās investīciju ilgtermiņa procentu likmju instrumentos iekļautais risks, jo pieaug arī to reālās peļņas nenoteiktība. Tāpēc investori pieprasa daudz augstāku ilgtermiņa procentu likmi. Inflācijas nenoteiktība ir arī noslēgto līgumu nākotnes maksājumu nenoteiktības iemesls. Piemēram, inflācijas nenoteiktības dēļ gan darba ņēmējiem, gan darba devējiem rodas nenoteiktība par algu reālo vērtību nākotnē. Nenoteiktība ietekmē arī nomas maksas reālo vērtību nākotnē. Nākotnes procentu likmju un citu ekonomisko mainīgo nenoteiktība var samazināt ekonomisko aktivitāti.

Vai inflācijas nenoteiktība var palielināt inflāciju? Pirmais šādu jautājumu uzdeva M. Frīdmans (*M. Friedman*) (12) savā runā, saņemot Nobela prēmiju. L. Bols (*L. Ball*) (2) modelī formalizēja M. Frīdmana argumentus spēļu ar asimetrisku informāciju starp tautsaimniecības dalībniekiem un politikas veidotājiem kontekstā.

Kāpēc inflācijas nenoteiktība var pieaugt (vai samazināties) līdz ar inflācijas līmeni? Ja inflācija ir zema, politikas veidotāji cenšas noturēt to šādā līmenī un neveic politikas pārmaiņas. Ja inflācija ir augsta, visticamāk, tiks īstenota inflācijas samazināšanas politika. Šādas politikas īstenošana paaugstina inflācijas nenoteiktību. Monetārās politikas iedarbībai uz inflāciju ir nenoteikts raksturs, un tai nepieciešams zināms laiks. Vispirms politika ietekmē banku sistēmu, pēc tam ar tās starpniecību – reālo sektoru un visbeidzot – arī inflāciju. Tas, cik ilgā laikā un cik lielā mērā monetārā politika ietekmē inflāciju, atkarīgs no ekonomiskajiem apstākļiem, un ir grūti to paredzēt iepriekš.

Cēlonības pretējo virzienu (inflācijas nenoteiktības ietekmi uz inflāciju) pētīja A. Cukermans (*A. Cukierman*) un A. H. Melcers (*A. H. Meltzer*) (6), kuri pierādīja, ka nenoteiktības pieaugums par naudu un inflāciju palielina politikas veidotāju noteikto inflācijas optimālo līmeni.

Pētījumā, modelējot inflācijas nenoteiktību ar GARCH modeļiem, gūti divi galvenie secinājumi. Pirmkārt, Latvijas inflācijas nenoteiktība mainās laika gaitā. Otrkārt, inflācija un inflācijas nenoteiktība ir savstarpēji atkarīgas.

1. nodaļā sniegta inflācijas nenoteiktības definīcija un modelis, kas izmantots pētījuma empīriskajā daļā. 2. nodaļā aplūkoti inflācijas nenoteiktībai veltītie empīriskie darbi. Nenoteiktības modelēšanai izmantotie dati raksturoti 3. nodaļā. Pētījuma 4. nodaļā apkopoti iepriekšējie inflācijas vienības saknes testēšanas rezultāti, novērtēti GARCH(p, q) modeļi, secinot, ka inflācijas nenoteiktība laika gaitā mainās, un GARCH(p, q)-M modeļi ar inflācijas vērtības laika nobīdi (*lag*) dispersijas vienādojumā. Darba noslēgumā sniegti pētījuma secinājumi.

1. INFLĀCIJAS NENOTEIKTĪBAS NOVĒRTĒJUMS

Inflācijas nenoteiktības novērtēšana ir problemātiska, jo tā ir nenovērojama vērtība. R. F. Engla (*R. F. Engle*) (8) un T. Bollersleva (*T. Bollerslev*) (3) pētījumos piedāvāts t.s. GARCH modelis, kurā viena soļa uz priekšu nosacītā prognozes kļūdas dispersija izmantota kā inflācijas nenoteiktības mērs. GARCH(q, p) modeli definē šādi:

$$\pi_t = bX_t + \varepsilon_t \quad [1],$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t) \quad [2],$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad [3],$$

kur X_t – skaidrojošo mainīgo vektors, ieskaitot inflācijas (π_t) laika nobīdes; ε_t – prognozes kļūda; h_t – prognozes kļūdas nosacītā dispersija.

[3] vienādojumā redzams, ka prognozes kļūdas nosacītā dispersija ir atkarīga no kļūdas kvadrātu laika nobīdēm un pašas nosacītās dispersijas laika nobīdēm. Tāpēc inflācijas nosacītā dispersija pieaug periodos, kad modeļa prognozes lielās kļūdas tiek sagrupētas kopā. Tādējādi, ja prognozes kļūdas absolūtais lielums pieaug līdz ar inflācijas līmeni, tas nozīmē, ka starp inflāciju un inflācijas nenoteiktību ir pozitīva sakarība. Iepriekš veiktajos A. M. Okuna (*A. M. Okun*) (16) un S. Fišera (*S. Fischer*) (11) pētījumos inflācijas nenoteiktība mērīta, izmantojot inflācijas laikrindas standartnovirzi vai dispersiju. Šā nenoteiktības mēra trūkums – tas mēra laikrindas pārmaiņas, nevis nākotnes mainīgo vērtību nenoteiktību. Inflācijas dispersijas pieauguma cēlonis varētu būt paredzētās inflācijas pārmaiņas, tāpēc tas ne vienmēr nozīmē nenoteiktības palielināšanos.

2. INFLĀCIJAS UN INFLĀCIJAS NENOTEIKTĪBAS PĒTĪJUMU APSKATS; GARCH MODEĻU LIETOŠANA

Galvenokārt veikti G7 valstu inflācijas un inflācijas nenoteiktības pētījumi. R. F. Engls (8; 9) un T. Bollerslevs (3), izmantojot ASV un Lielbritānijas datus, konstatēja nozīmīgu inflācijas pārmaiņu nenoteiktības efektu, taču sakarība starp inflāciju un inflācijas nenoteiktību netika novērota.

R. Beilijs (*R. Baillie*), Čuns Činfaņs (*Chung Ching-Fan*) un M. A. Tīslava (*M. A. Tieslau*) veica inflācijas un inflācijas nenoteiktības cēlonības virziena pārbaudi, iekļaujot inflācijas vērtības laika nobīdes nosacītās dispersijas

vienādojumā un standartnovirzi – inflācijas vienādojumā.(1) Autori pierādīja, ka ir sakarība starp inflāciju un inflācijas nenoteiktību ASV un dažās citās valstīs ar augstu inflāciju (Argentīnā, Brazīlijā un Izraēlā).

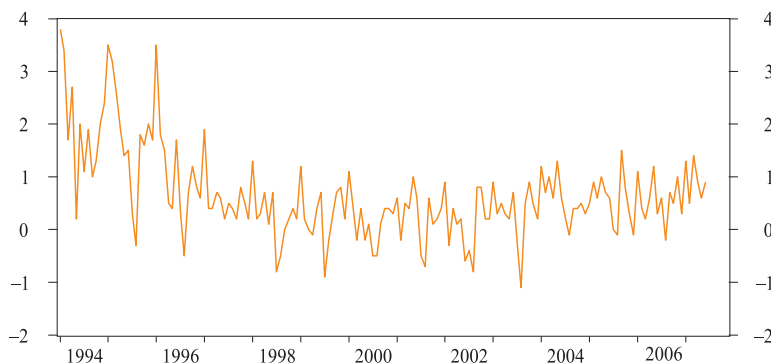
T. Kaporale (*T. Caporale*) un B. Makirnana (*B. McKiernan*) (5) izmantoja GARCH modeli, novērtējot ASV inflācijas mēneša datus. Autori konstatēja nozīmīgu pozitīvu sakarību starp inflācijas līmeni un tās nosacīto dispersiju (nenoteiktību). Viņi apgalvoja, ka iegūtie rezultāti ir noturīgi, ja izmanto alternatīvus inflācijas modeļus, un ka tie nav atkarīgi no 20. gs. 70. gados novērotā augstas inflācijas perioda ASV datu iekļaušanas aprēķinos vai izslēgšanas no tiem.

K. B. Grīrs (*K. B. Grier*) un M. Dž. Perijs (*M. J. Perry*) (13) izmantoja GARCH modeļa novērtēto nosacīto dispersiju un Greindžera cēlonības testu, lai noteiktu inflācijas un inflācijas nenoteiktības cēlonības virzienu. Autori arī atklāja, ka inflācija nozīmīgi un pozitīvi ietekmē inflācijas nenoteiktību (Frīdmana–Bola hipotēze) visās G7 valstīs, taču šī nenoteiktība nebija viennozīmīga. Autori konstatēja, ka trijās valstīs (t.sk. ASV) inflācijas nenoteiktības palielināšanās samazina inflāciju, kas ir pretrunā ar Cukermana–Melcera teoriju. Savukārt Japānā un Francijā, pieaugot inflācijas nenoteiktībai, inflācija palielinās.

3. IZMANTOTIE DATI

Pētījumā par inflācijas mēru izmantotas Latvijas PCI procentuālās pārmaiņas salīdzinājumā ar iepriekšējo mēnesi laikā no 1994. gada janvāra līdz 2007. gada jūnijam (kopā – 160 novērojumu). Mainīgā laikrinda atspoguļota 1. attēlā.

1. attēls
PCI pārmaiņas salīdzinājumā ar
iepriekšējo mēnesi
(%)

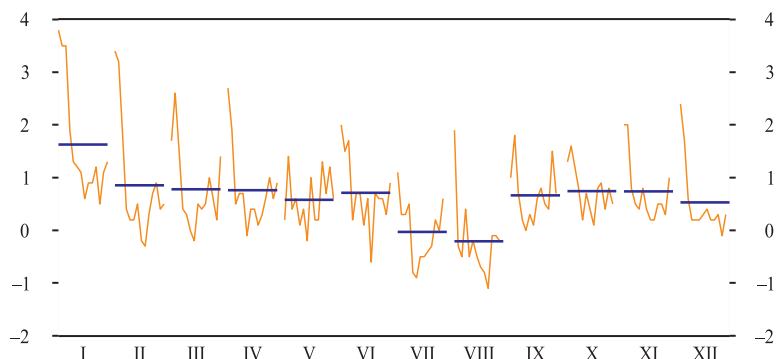


Avoti: CSP un Latvijas Bankas aprēķini.

1. attēls atspoguļo laikrindas cikliskumu. Arī laikrindas dinamika mēnešu daļījumā (sk. 2. att.) liecina, ka janvārī vidējais inflācijas līmenis ir augstāks nekā citos mēnešos, savukārt jūlijā un augustā tas ir ievērojami zemāks.

2. attēls

PCI vidējās pārmaiņas mēnešu dalījumā (%)



4. EMPĪRISKIE MODEĻI UN REZULTĀTI

4.1. Vienības saknes testi

Inflācijas lairkindas stacionaritātes pārbaudei izmantots ADF tests, iepriekš sezonāli izlīdzinot Latvijas inflācijas lairkindas, t.i., regresējot neapstrādātus datus uz sezonāliem mākslīgajiem mainīgajiem s_1, s_2, \dots, s_{12} . Šādas pieejas teorētiskais pamatojums sniegts D. A. Dikija (*D. A. Dickey*), V. R. Bela (*W. R. Bell*) un R. B. Millera (*R. B. Miller*) (7) pētījumā.

Laika nobīžu skaits ADF testā izvēlēts, minimizējot SC. Testā izmantotas šādas modeļu specififikācijas: bez konstantes un trenda, ar konstanti, ar konstanti un trendu. Testu rezultāti sniegti pielikuma 1. tabulā. Tie nepārprotami liecina par inflācijas rindas stacionaritāti.

4.2. GARCH(p, q) modeļi

Izvēloties GARCH(p, q) modeļi, ievērota pieeja no vispārīgā uz konkrēto, veikta AIC, SC un HQ minimizācija, lai atlikumi un to kvadrāti nebūtu autokorelēti, un ņemts vērā nosacījums, ka dispersijas procesam jābūt nenegatīvam un stacionāram. Novērtējumos izmantota G@RCH 2.3 (15), PcGive un Eviews 5.1. programmatūra. Rezultātā iegūts šāds ARMA(1,1)–GARCH(1,1) modelis:

$$\pi_t - c = \gamma_1 s_1 + \gamma_7 s_7 + \gamma_8 s_8 + \varphi_1 (\pi_{t-1} - c) + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t,$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t),$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}.$$

Pētījumos (13; 14) parasti izmantota autoregresijas specififikācija, kas ļauj modelēt pastāvīgu datu īpašības. Tomēr pētījumā izvēlēta ARMA(1,1) specififikācija, jo tā nodrošina ievērojami zemākas AIC, SC un HQ vērtības. Taču svarīgākais ir tas, ka autoregresijas specififikācijas neļauj atbrīvoties no atlikumu autokorelācijas un no atlikumu kvadrātu autokorelācijas GARCH modeļos. Lai iegūtu koeficientu kļūdu kovariācijas matricas konverģējošus novērtējumus atlikumu nenormalitātes gadījumā, izmantota QML metode. Tās būtība aprakstīta T. Bollersleva un Dž. M. Vuldridža (*J. M. Wooldridge*) (4) pētījumā.

Pielikuma 2. tabulā apkopoti triju atbilstošāko modeļu parametru novērtējumi.

1. modelis – ARMA(1,1)–GARCH(1,1) ar konstanti nosacītās dispersijas vienādojumā.
2. modelis – ARMA(1,1)–GARCH(1,1) bez konstantes nosacītās dispersijas vienādojumā.
3. modelis – ARMA(1,1)–IGARCH(1,1).

Modeļu specifikācijā atstāti tikai nozīmīgie sezonas fiktīvie mainīgie (*dummy*) – s_1 , s_7 un s_8 , kas atbilst attiecīgi janvārim, jūlijam un augustam. Valda (*Wald*) tests liecināja, ka fiktīvo mainīgo koeficienti, kas atbilst pārējiem mēnešiem, atšķiras nenozīmīgi, tāpēc modelis apstiprina 2. attēlā atspoguļotos datus. Pārveidojot modeļu specifikācijas, koeficientu pārmaiņas ir nenozīmīgas, kas liecina par modeļu robustumu¹. Jāatzīmē, ka 2. modeļa GARCH vienādojums nav stacionārs, tam nav ceturrtā momenta un neeksistē nenosacītā dispersija, tāpēc novērtēts 3. modelis ARMA(1,1)–IGARCH(1,1) (10). GARCH koeficientu nozīmīgums liecina, ka inflācijas nenoteiktība mainās laikā.

Pielikuma 3. tabulā atspoguļoti modeļu atlikumu diagnostikas testu rezultāti. Visu triju modeļu rezultāti atšķiras nenozīmīgi. Asimetrijas un ekscesa koeficientu un Harkes–Beras (*Jarque–Bera*) testa statistikas *p*-vērtības neļauj noraidīt hipotēzes par standartizēto atlikumu normalitāti 1% nozīmības līmenī visiem modeļiem.

Boksa–Pīrsa (*Box–Pierce*) standartizēto atlikumu un standartizēto atlikumu kvadrātu statistika nepārprotami liecina, ka visiem modeļiem ar 5, 10, 20 un 30 laika nobīdēm nav autokorelācijas. Lai pārbaudītu ARCH efekta klātbūtni, atlikumiem lietots LM tests, ko ieteica R. F. Engls.(8) Šajā testā atlikumu ε_t kvadrāti regresēti uz to laika nobīdēm un konstanti:

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2.$$

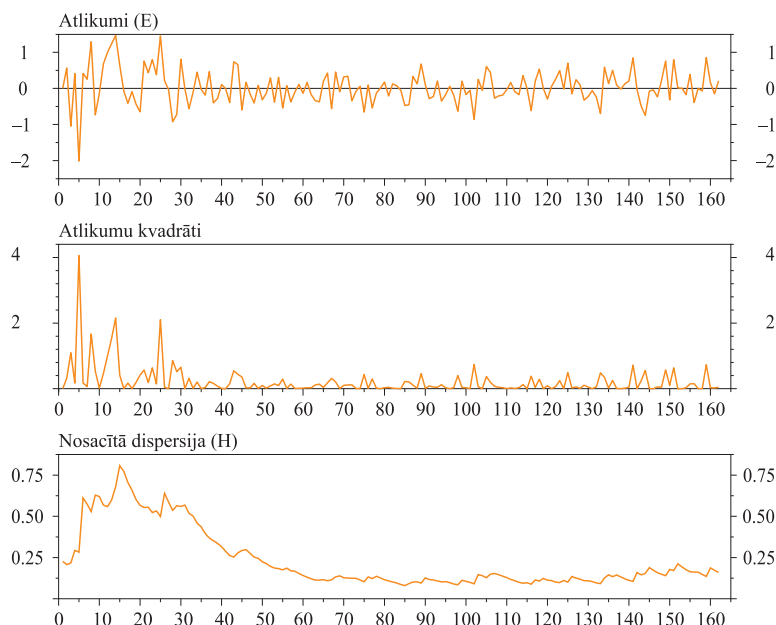
Nulles hipotēze (nemainīga dispersija) definēta šādi: $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$.

Šīs hipotēzes noraidīšana liecina, ka atlikumos ir ARCH efekts. T. Bollerslevs pierādīja, ka *p*-kārtas ARCH LM tests ir ekvivalents GARCH(*i*, *j*) testam, kur $i + j = p$. Šajā testā statistikai $N \cdot R^2$ ir asimptotiskais $\chi^2(p)$ sadalījums, kur *N* ir novērojumu skaits. LM tests neļauj noraidīt hipotēzi par ARCH efekta neesamību atlikumos 1–2 un 1–5 laika nobīžu struktūrām (sk. pielikuma 3. tabulā ARCH 1–2 un ARCH 1–5) ar 10% nozīmības līmeni. Testu rezultāti liecina, ka modeļu specifikācija ir korekta.

Pēc visiem informācijas kritērijiem vislabākā kvalitāte ir ARMA(1,1)–IGARCH(1,1) modelim. 3. attēlā atspoguļoti šā modeļa atlikumi, atlikumu kvadrāti un procesa nosacītā dispersija. Turklāt aplūkotā perioda sākumā nosacītā dispersija bija ievērojami lielāka nekā pārējos periodos.

¹ Mainot modeļa novērtējuma laika intervālu izlases, koeficienti arī ir robusti.

3. attēls
ARMA(1,1)–IGARCH(1,1) modeļa
atlikumi, atlikumu kvadrāti un nosacītā
dispersija
(%)



4.3. GARCH–M ar inflācijas vērtības laika nobīdi inflācijas dispersijas vienādojumā

Modelis, kas ļauj vienlaikus testēt Frīdmana–Bola un Cukermana–Melcera teoriju, t.i., inflācijas un inflācijas nenoteiktības savstarpējo sakarību, var būt GARCH–M ar inflācijas vērtības laika nobīdi nosacītās dispersijas vienādojumā:

$$\pi_t - c = \gamma_1 s_1 + \gamma_7 s_7 + \gamma_8 s_8 + \varphi_1 (\pi_{t-1} - c) + \delta h_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad [4],$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t) \quad [5],$$

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \lambda |\pi_{t-1}| \quad [6].$$

Taču šīs specififikācijas rezultāts ir vai nu koeficientu aprēķināšanas procedūras nekonverģence, vai arī koeficientu vērtības, kas pieļauj negatīvu dispersiju. Ņemot vērā šīs problēmas, izmantojot pieeju no vispārīgā uz konkrēto un ievērojot AIC, SC un HQ minimizāciju, iegūst šādu AR(1)–GARCH(1,1)–M modeli:

$$\pi_t = \gamma_1 s_1 + \gamma_7 s_7 + \gamma_8 s_8 + \varphi_1 \pi_{t-1} + \delta h_t + \varepsilon_t \quad [7],$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t) \quad [8],$$

$$h_t = \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \lambda |\pi_{t-1}| \quad [9].$$

Modeļa novērtēšanas rezultāti sniegti pielikuma 4. tabulā. No vienas puses, [7]–[9] vienādojumu sistēmas novērtējumi liecina par iepriekšējā mēneša inflācijas absolūtās vērtības pozitīvu ietekmi uz inflācijas nosacītās dispersijas pašreizējo vērtību (koeficients λ). No otras puses, eksistē dispersijas nepārprotama pozitīva ietekme uz inflāciju – GARCH–M efekts (koeficients δ). Tādējādi modeļa rezultāti ļauj apgalvot, ka Latvijā ir inflācijas un tās nenoteiktības savstarpējā sakarība.

Pielikuma 5. tabulā atspoguļoti modeļa atlikumu testēšanas rezultāti. Asimetrijas un ekscesa koeficientu un Harkes–Beras testa statistikas p -vērtības liecina par standartizēto atlikumu normalitāti ar 10% nozīmības līmeni. Standartizēto atlikumu Boksa–Pīrsa statistika liecina, ka nav atlikumu autokorelācijas. Standartizēto atlikumu kvadrātu Boksa–Pīrsa statistika neļauj noraidīt hipotēzi par atlikumu autokorelācijas neesamību 5, 10, 20 un 30 laika nobīdēm ar 5% nozīmības līmeni. LM tests neļauj noraidīt hipotēzi par ARCH efekta neesamību atlikumos 1–2 un 1–5 laika nobīžu struktūrām (sk. pielikuma 5. tabulā ARCH 1–2 un ARCH 1–5).

Informācijas kritēriju vērtības ir ievērojami mazākas nekā 4.2. nodaļā aplūkotajiem modeļiem, kas liecina par GARCH–M modeļa labāku piemērotību.

SECINĀJUMI

Pētījumā analizēta Latvijas inflācijas un inflācijas nenoteiktības savstarpējā sakarība. Par inflācijas mēru izmantots PCI mēneša pieaugums no 1994. gada janvāra līdz 2007. gada jūnijam. Par inflācijas nenoteiktības mēru izmantota ARMA modeļa prognozes kļūdas nosacītā dispersija. Nosacītā dispersija aprēķināta, izmantojot dažādas GARCH modeļu specifiskācijas.

Iepriekš nosakot sezonāli izlīdzinātas Latvijas inflācijas laikrindas stacionaritāti, secināts, ka inflācijas nenoteiktība aplūkotajā periodā mainās.

ARMA(1,1)–GARCH(1,1) un ARMA(1,1)–IGARCH(1,1) modeļa koeficientu nozīmīgums liecina, ka inflācijas nenoteiktība laika gaitā mainās.

Izmantojot GARCH–M modeli ar inflācijas vērtības laika nobīdēm GARCH vienādojumā, pierādīta inflācijas un inflācijas nenoteiktības savstarpējā pozitīvā sakarība. Tas nozīmē, ka liela inflācijas nenoteiktība paaugstina inflāciju, un otrādi – augsta inflācija rada lielu nenoteiktību par nākotnes inflāciju. Rezultāti ļauj secināt, ka Latvijas dati apstiprina Frīdmana–Bola un Cukermana–Melcera teoriju.

Par labāko modeli pēc AIC, SC un HQ minimizēšanas var uzskatīt AR(1)–GARCH(1,1)–M ar inflācijas vērtības laika nobīdēm GARCH vienādojumā.

PIELIKUMS

1. tabula

Vienības saknes testi. Latvijas inflācija; 1994. gada janvāris–2007. gada jūnijs

	Bez konstantes un trenda	Ar konstanti	Ar konstanti un trendu
ADF testa <i>p</i> -vērtība	-4.640 (0.0000)	-4.639 (0.0002)	-4.736 (0.0009)
Kritiskā vērtība ar 1% līmeni	-2.579	-3.471	-4.016
Kritiskā vērtība ar 5% līmeni	-1.943	-2.879	-3.438
Kritiskā vērtība ar 10% līmeni	-1.615	-2.576	-3.143

Piezīmes.

Nulles hipotēze: inflācijas laikrinda satur vienības sakni, t.i., tā nav stacionāra.

Sniegtas *t*-statistikas vērtības vienības saknes testā.

Makinona (MacKinnon) vienusējās *p*-vērtības sniegtas iekavās.

2. tabula

Inflācijas GARCH modeļa novērtējums

	1. modelis	2. modelis	3. modelis
Vidējais vienādojums			
<i>c</i>	0.459*** (0.0001)	0.470*** (0.0002)	0.472*** (0.0002)
γ_1	0.723*** (0.000)	0.721*** (0.000)	0.720*** (0.000)
γ_7	-0.722*** (0.000)	-0.732*** (0.000)	-0.730*** (0.000)
γ_8	-0.899*** (0.0000)	-0.922*** (0.000)	-0.923*** (0.000)
φ_1	0.911*** (0.000)	0.906*** (0.000)	0.906*** (0.000)
θ_1	-0.700*** (0.000)	-0.673*** (0.000)	-0.673*** (0.000)
Dispersijas vienādojums			
α_0	0.008 (0.155)	–	–
α_1	0.072* (0.074)	0.092** (0.031)	0.087*** (0.003)
β_1	0.880*** (0.000)	0.910*** (0.000)	0.913*** (0.000)

Piezīmes.

Iekavās norādītas novērtēto koeficientu *p*-vērtības.

*, **, *** apzīmē attiecīgi 10%, 5% un 1% nozīmības līmeni.

3. tabula

1., 2. un 3. modeļa diagnostikas statistika

	1. modelis	2. modelis	3. modelis
Normalitātes tests			
Asimetrijas koeficienti	-0.209 (0.272)	-0.253 (0.184)	-0.248 (0.192)
Ekscesa koeficienti	0.861 (0.023)	0.786 (0.038)	0.787 (0.038)
Harkes–Beras tests	6.193 (0.045)	5.896 (0.052)	5.865 (0.053)
Standartizēto atlikumu Q-statistika			
Q(5)	5.416 (0.144)	5.201 (0.158)	5.241 (0.155)
Q(10)	8.847 (0.355)	8.241 (0.410)	8.299 (0.405)
Q(20)	23.157 (0.185)	22.922 (0.194)	22.992 (0.191)
Q(30)	27.136 (0.511)	27.009 (0.518)	27.057 (0.515)
Standartizēto atlikumu kvadrātu Q-statistika			
Q ² (5)	3.106 (0.375)	3.121 (0.373)	3.103 (0.376)
Q ² (10)	9.977 (0.267)	10.817 (0.212)	10.859 (0.210)
Q ² (20)	19.784 (0.345)	18.896 (0.398)	18.969 (0.394)
Q ² (30)	25.085 (0.623)	26.529 (0.544)	26.519 (0.544)
ARCH 1–2	0.861 (0.425)	0.965 (0.383)	0.962 (0.384)
ARCH 1–5	0.640 (0.669)	0.739 (0.595)	0.736 (0.598)
Informācijas kritērijs			
AIC	1.310	1.327	1.314
SC	1.482	1.480	1.448
HQ	1.380	1.389	1.369

Piezīmes.

Iekavās norādītas *p*-vērtības.

Normalitātes testa nulles hipotēze: atlikumu normalitāte.

ARCH 1–2 un ARCH 1–5: LM tests 1–2 un 1–5 laika nobīžu struktūrām.

4. tabula

GARCH–M modeļa ar inflācijas vērtības laika nobīdēm GARCH vienādojumā novērtējums

	Koeficients	Standartkļūda	<i>t</i> -vērtības	<i>t</i> -varbūtība
Vidējais vienādojums				
γ_1	0.729	0.110	6.616	0.000
γ_7	-0.735	0.116	-6.326	0.000
γ_8	-0.906	0.111	-8.129	0.000
φ_1	0.153	0.071	2.148	0.033
δ	3.331	0.389	8.572	0.000
Dispersijas vienādojums				
α_1	0.004	0.032	0.141	0.888
β_1	0.870	0.032	26.93	0.000
λ	0.030	0.0093	2.991	0.0013

5. tabula

GARCH–M modeļa diagnostikas statistika

	GARCH–M
Normalitātes tests	
Asimetrijas koeficienti	0.100 (0.600)
Ekscesa koeficienti	0.305 (0.421)
Harkes–Beras tests	0.898 (0.638)
Standartizēto atlikumu Q-statistika	
Q(5)	3.859 (0.425)
Q(10)	7.032 (0.634)
Q(20)	20.931 (0.341)
Q(30)	27.099 (0.566)
Standartizēto atlikumu kvadrātu Q-statistika	
Q ² (5)	5.575 (0.134)
Q ² (10)	15.108 (0.057)
Q ² (20)	24.576 (0.137)
Q ² (30)	35.811 (0.147)
ARCH 1–2	2.039 (0.134)
ARCH 1–5	1.165 (0.329)
Informācijas kritērijs	
AIC	1.181
SC	1.334
HQ	1.243

Piezīmes.

Iekavās norādītas *p*-vērtības.

Normalitātes testa nulles hipotēze: atlikumu normalitāte.

ARCH 1–2 un ARCH 1–5: LM tests 1–2 un 1–5 laika nobīžu struktūrām.

LITERATŪRA

1. BAILLIE, Richard, CHUNG, Ching-Fan, TIESLAU, Margie A. Analysing Inflation by the Fractionally Integrated ARFIMA-GARCH Model. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, issue 1, January 1996, pp. 23–40.
2. BALL, Laurence. Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty? *Journal of Monetary Economics*, vol. 29, issue 3, June 1992, pp. 371–388.
3. BOLLERSLEV, Tim. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, vol. 31, issue 3, April 1986, pp. 307–327.
4. BOLLERSLEV, Tim, WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances. *Econometric Reviews*, vol. 11, issue 2, 1992, pp. 143–172.
5. CAPORALE, Tony, McKIERNAN, Barbara. High and Variable Inflation: Further Evidence on the Friedman Hypothesis. *Economics Letters*, vol. 54, No. 1, January 1997, pp. 65–68.
6. CUKIERMAN, Alex, MELTZER, Allan H. A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information. *Econometrica*, vol. 54, issue 5, September 1986, pp. 1099–1128.
7. DICKEY, David A., BELL, William R., MILLER, Robert B. Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implications. *American Statistician*, vol. 40, No. 1, February 1986, pp. 12–26.
8. ENGLE, Robert F. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, vol. 50, No. 4, July 1982, pp. 987–1007.
9. ENGLE, Robert F. Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 15, issue 3, August 1983, pp. 286–301.
10. ENGLE, Robert F., BOLLERSLEV, Tim. Modeling the Persistence of Conditional Variances. *Econometric Reviews*, vol. 5, issue 1, 1986, pp. 1–50.
11. FISCHER, Stanley. Towards an Understanding of the Costs of Inflation: II. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 15, 1981, pp. 5–41.
12. FRIEDMAN, Milton. Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *Journal of Political Economy*, No. 85, June 1977, pp. 451–472.
13. GRIER, Kevin B., PERRY, Mark J. On Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries. *Journal of International Money and Finance*, vol. 17, issue 4, August 1998, pp. 671–689.
14. JOYCE, Mike. Modelling UK Inflation Uncertainty: the Impact of News and the Relationship with Inflation. *Bank of England Working Paper*, No. 30, 1995.
15. LAURENT, Sébastien, PETERS, Jean-Philippe. A Tutorial for G@RCH 2.3, a Complete Ox Package for Estimating and Forecasting ARCH models, 2002 [norāde veidota 23.08.2007.]. Pieejams:
http://fmwww.bc.edu/ec-p/software/ox/Garch23_Tutorial.pdf
16. OKUN, Arthur M. The Mirage of Steady Inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1971, No. 2, 1971, pp. 485–498.