

GINTERS BUŠS

# JAUNS EIRO ZONAS IEKŠZEMES KOPPRODUKTA REĀLĀ LAIKA RĀDĪTĀJS



PĒTĪJUMS

2 / 2012

## SATURS

Kopsavilkums	2
Ievads	3
1. Filtra metodoloģija	5
1.1. Viendimensijas tiešā filtra pieeja	7
1.2. Daudzdimensiju tiešā filtra pieeja	7
2. Eiro zonas IKP reālā laika rādītājs	8
2.1. Dati	8
2.2. Filtra specifikācija	9
2.3. Stabilitātes pārbaude	12
2.4. Salīdzinājums ar EUROCOIN un <i>Markit</i> eiro zonas IVI	14
2.5. Papildu stabilitātes pārbaude – četru IKP apjoma ziņā lielāko ES valstu rādītāji	16
Secinājumi	17
Pielikums	18
Literatūra	28

## SAĪSINĀJUMI

ARIMA – autoregresīvs integrēts slīdošais vidējais (*autoregressive integrated moving average*)  
 ASV – Amerikas Savienotās Valstis  
 DFT – diskrētā Furjē transformācija (*discrete Fourier transform*)  
 ECB – Eiropas Centrālā banka  
 EFLĢ – Ekonomikas un finanšu lietu ģenerāldirektorāts (*Directorate General for Economic and Financial Affairs*)  
 EMSFE – novērtētā vidējā kvadrātiskā filtra kļūda (*estimated mean squared filter error*)  
 ES – Eiropas Savienība  
 EUROCOIN – eiro zonas ekonomiskās attīstības cikla vienlaicīgs rādītājs (*Euro Area Business Cycle Coincidence Indicator*)  
 Eurostat – Eiropas Savienības Statistikas birojs  
 GARCH – vispārināta autoregresīva nosacīta heteroscedasticitāte (*generalised autoregressive conditional heteroskedasticity*)  
 I(i) – integrēts ar kārtu *i* (*integrated of order i*)  
 IKP – iekšzemes kopprodukts  
 IVI – iepirkumu vadītāju indekss  
*Markit* – finanšu informācijas pakalpojumu sniedzējs  
 MSFE – vidējā kvadrātiskā filtra kļūda (*mean squared filter error*)  
 OECD – Ekonomiskās sadarbības un attīstības organizācija (*Organisation for Economic Co-operation and Development*)

## KOPSAVILKUMS

Pētījums piedāvā jaunu oriģinālu reālā laika IKP rādītāju, kas raksturo eiro zonas IKP ceturkšņa pieauguma vidēja termiņa un ilgtermiņa komponenti. Jaunais rādītājs balstās uz nesenu izstrādātu reālā laika filtra metodoloģiju – daudzdimensiju tiešā filtra pieeju, kas izmantota atsevišķu uzņēmumu un patērētāju apsekojumu un akciju cenu datu apstrādē. Pētījumā izteikts secinājums, ka jaunais rādītājs kopš 2009. gada vidus aptuveni par trim mēnešiem apsteidz citu plaši izmantotu rādītāju EUROCOIN un ka tas ir aptuveni vienlaicīgs ar IVI, bet ir gludāks nekā IVI. Papildus eiro zonas agregētajam rādītājam pētījumā izstrādāti šā rādītāja prototipi četrām IKP apjoma ziņā lielākajām ES valstīm – Vācijai, Francijai, Lielbritānijai un Itālijai. Kopumā secināts, ka tiešā filtra pieeja ekonomiskās attīstības cikla analīzei sniedz mazliet labākus rezultātus salīdzinājumā ar citām plaši izmantotām pieejām.

**Atslēgvārdi:** reālā laika signālu iegūšana, vienlaicīgs rādītājs, daudzdimensiju tiešā filtra pieeja

**JEL klasifikācija:** C13, C32, E32, E37

Autors izsaka pateicību Markam Vildi par vērtīgiem ieteikumiem. Pētījumā izteiktie secinājumi atspoguļo autora – Latvijas Bankas Monetārās politikas pārvaldes darbinieka – viedokli, un autors uzņemas atbildību par iespējamām pieļautajām neprecizitātēm.

## IEVADS

Pētījumā izmantota nesen izstrādāta reālā laika filtrēšanas metode – daudzdimensiju tiešā filtra pieeja (M. Vildi (*M. Wildi*) (22)), lai konstruētu jaunu oriģinālu rādītāju, ar ko izteikt eiro zonas IKP ceturkšņa pieauguma vidēja termiņa un ilgtermiņa komponenti.

Reālā laika makroekonomiskie rādītāji nepieciešami galvenokārt tāpēc, ka daudzi svarīgi makroekonomiskie rādītāji tiek publiskoti ar lielu novēlošanos un pēc tam bieži tiek pārskatīti turpmākajos datu izlaidumos. Piemēram, pirmais aptuvenais galvenā makroekonomiskā rādītāja – IKP – novērtējums (t.s. ātrais IKP novērtējums) ES, t.sk. eiro zonai, tiek paziņots tikai 45 dienas pēc pārskata perioda beigām, un pēc tam to mēdz koriģēt. Pirmo reizi oficiālie ES IKP dati kļūst pieejami tikai 65 dienas pēc pārskata perioda beigām, un pat šos datus mēdz koriģēt turpmākajos datu izlaidumos. Tomēr tautsaimniecības un finanšu sektora dalībnieki vēlas saņemt savlaicīgu informāciju par norisēm tautsaimniecībā, lai laikus gūtu priekšstatu par kopējo tautsaimniecības situāciju. Pieejami vairāki rādītāji, kurus var izmantot, lai gūtu savlaicīgu informāciju par agregētām datu laikrindām, piemēram, IKP. Plaši pazīstami vairāki reālā laika rādītāji, kas atspoguļo eiro zonas ekonomisko situāciju, un šajā pētījumā pēc autora izvēles aplūkoti daži reprezentatīvākie reālā laika rādītāji.

Kopš 2009. gada maija jaunais EUROCOIN (F. Altissimo (*F. Altissimo*), R. Kristadoro (*R. Christadoro*), M. Forni (*M. Forni*) u.c. (2)) aizstāj iepriekšējo EUROCOIN (F. Altissimo, A. Basaneti (*A. Bassanetti*), R. Kristadoro u.c (1)). Šis rādītājs nosaka eiro zonas IKP ceturkšņa pieauguma vidēja termiņa un ilgtermiņa komponenti, un to iegūst ar dinamisko faktoru modeli, kurā izmanto aptuveni 145 laikrindas.

Savukārt EUROFRAME<sup>1</sup> aprēķinātais eiro izaugsmes rādītājs (*Euro Growth Indicator*) ir eiro zonas IKP tagadnes novērtējums un prognoze diviem nākamajiem ceturkšņiem. Tās pamatā ir tilta regresija, kurā izmanto savlaicīgus apsekojumu un finanšu datus.

Jaunā *Now-Casting Economics Limited* projekta<sup>2</sup> ietvaros katru nedēļu tiek iegūts eiro zonas IKP ceturkšņa pieauguma reālā laika novērtējums. Tā reālā laika darbība pašlaik aptver tikai pēdējos trīs ceturkšņus, tāpēc ir pārāgri vērtēt šā rādītāja snieguma kvalitāti.

OECD publicē apsteidzošu rādītāju (B. Arno (*B. Arnaud*) un I. Hons (*Eun-Pyo Hong*) (3)), kas šā pētījuma veikšanas laikā bija koriģēts mēneša rādītājs, kurš novērtē eiro zonas rūpnieciskās produkcijas indeksa ekonomiskās attīstības ciklu un kura pamatā ir joslas filtrs. Taču šim koriģētajam indeksam ir trūkums – tā vēsturiskās vērtības var sniegt maldinošu informāciju lietotājiem par indeksa reālā laika rezultātiem. Turklāt joslas filtrs ignorē tendenci jeb zemākās frekvences, kam ir svarīga loma recesijas definēšanā un tās dziļumā.

<sup>1</sup> Sk. [www.euroframe.org](http://www.euroframe.org).

<sup>2</sup> Sk. [www.now-casting.com](http://www.now-casting.com).



*Ifo Economic Climate* eiro zonas ceturkšņa rādītājs<sup>3</sup> tiek atjaunots tikai reizi ceturksnī, kas, iespējams, ir retāk, nekā tautsaimniecības analītiķi vēlētos.

*Markit* ātrais mēneša eiro zonas IVI<sup>4</sup> ir viens no visrūpīgāk novērotajiem savlaicīgajiem eiro zonas tautsaimniecības rādītājiem, jo tas tiek publicēts drīz pēc attiecīgā mēneša beigām, netiek pārskatīts, tā aprēķinā izmanto vienkāršu metodoloģiju un tas balstās uz uzņēmumu apsekojumu datiem.

Šajā pētījumā atsevišķu apsekojumu un akciju cenu datiem izmantota nesen izveidota daudzdimensiju reālā laika filtrēšanas metode, lai iegūtu savlaicīgu eiro zonas IKP rādītāju, kura sniegums salīdzināts ar IVI un EUROCOIN sniegumu. Pētījumā tika veikti dažādi stabilitātes testi un izveidoti rādītāju prototipi četrām IKP apjoma ziņā lielākajām ES valstīm – Vācijai, Francijai, Lielbritānijai un Itālijai. Galvenais pētījuma secinājums ir tāds, ka kopš 2009. gada vidus jaunais rādītājs apsteidz EUROCOIN aptuveni par trim mēnešiem un tas ir gandrīz vienlaicīgs ar IVI vai apsteidz to par mēnesi, taču ir gludāks. Kopumā var secināt, ka ar tiešā filtra metodi var iegūt mazliet labākus rezultātus nekā ar citām ekonomiskās attīstības cikla norišu izpētē plaši izmantotajām metodēm.

Pētījuma 1. nodaļā sniegts filtra metodoloģijas apraksts. Tās izmantošana jaunā rādītāja konstruēšanā un reālā laika novērtējuma salīdzinājums ar EUROCOIN un IVI, kā arī rādītāju prototipi četrām lielākajām ES valstīm raksturoti 2. nodaļā. Nobeigumā sniegti secinājumi, bet pielikumā ir sīkāks metodoloģijas izklāsts.

<sup>3</sup> Sk. <http://www.cesifo-group.de/portal/page/portal/ifoHome/a-winfo/d1index/25indexweseuro>.

<sup>4</sup> Sk. <http://www.markiteconomics.com/Survey/Page.mvc/PressReleases>.

## 1. FILTRA METODOLOĢIJA

Šā pētījuma mērķis ir reālajā laikā novērtēt signālu – tendences ciklu vai ekonomiskās attīstības ciklu. Ar  $y_T$  apzīmē simetriska, iespējams, abpusēji bezgalīga filtra  $\sum_{j=-\infty}^{\infty} \gamma_j L^j$  rezultātu, ja filtra ievades dati ir  $x_T$ :

$$y_T = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \gamma_j L^j x_T = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \gamma_j x_{T-j} \quad [1],$$

kur  $L$  ir laika nobīdes operators. [1] vienādojuma filtrs tiek saukts par ideālu filtru un filtra rezultāts  $y_T$  ir ideāls filtra rezultāts. Tomēr praksē laikrindas parasti nav bezgalīgas (tās ir ierobežotas), tāpēc ideālu filtru nav iespējams izmantot. Praksē var izmantot ierobežota garuma simetrisku filtru kā [1] vienādojuma aproksimāciju laikrindas vidū, tomēr pašā izlases galā, t.i., reālajā laikā, nav iespējama pat filtra simetriska aproksimācija. Ja ievaddati ir  $\{x_1, \dots, x_T\}$ ,  $y_T$  reāla laika novērtējumu var izteikt šādi:

$$\hat{y}_T = \sum_{j=0}^{T-1} b_j x_{T-j} \quad [2].$$

Vispārzināms, ka filtram [2] vienādojumā kopumā piemīt netriviāla fāzes nobīde, t.i., tā rezultāts atpaliek laikā. Lai definētu fāzes nobīdi un filtra efektu vispār, kopumā kompleksās filtru transfērfunkcijas [1] un [2] vienādojumā apzīmē attiecīgi ar  $\Gamma(\omega) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} \gamma_j \exp(-ij\omega)$  un  $\hat{\Gamma}(\omega) = \sum_{j=0}^{T-1} b_j \exp(-ij\omega)$ . Kopumā komplekso vērtību  $\Gamma(\omega)$  polārajās koordinātās var apzīmēt ar  $\Gamma(\omega) = A(\omega) \exp(-i\Phi(\omega))$ , kur  $A(\omega) = |\Gamma(\omega)|$  ir amplitūda un  $\Phi(\omega) = -\arg(\Gamma(\omega))$  – fāze. Ar transfērfunkciju izteiktā filtra efektu apkopojot var izteikt kā amplitūdas un fāzes funkcijas efektu. Amplitūdas funkciju  $A(\omega)$  var interpretēt kā svarus, ko filtrs piešķir ievades signālam frekvencē  $\omega$ . Fāzes funkciju  $\Phi(\omega)$  var interpretēt kā nobīdes funkciju pastiprinātam vai apslāpētam signālam frekvencē  $\omega$ . Šā pētījuma mērķis ir iegūt vienus filtra rezultātu, kas varētu būt iespējami labākā ideālā rezultāta aproksimācija reālajā laikā. Aplūkosim stacionārus procesus, jo šajā pētījumā filtrs tiek izmantots neintegrētiem (I(0)) procesiem. Filtra lietošana integrētiem procesiem ir vienkārša, izmantojot pseidospektrālus novērtējumus un filtra ierobežojumus nulles frekvencē (21). Stacionāram procesam  $x_T$  MSFE var izteikt kā ideālā filtra rezultāta un reālā laika filtra novērtējuma vidējo kvadrātisko starpību:

$$\int_{-\pi}^{\pi} |\Gamma(\omega) - \hat{\Gamma}(\omega)|^2 dH(\omega) = E[(y_T - \hat{y}_T)^2] \quad [3],$$

kur  $H(\omega)$  ir procesa  $x_T$  vispārīgā gadījumā nezināms spektrs. MSFE galīgas izlases aproksimāciju no [3] vienādojuma izsaka šādi:

$$\frac{2\pi}{T} \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k |\Gamma(\omega_k) - \hat{\Gamma}(\omega_k)|^2 S(\omega_k) \quad [4],$$

kur  $\omega_k = k2\pi/T$ ,  $[T/2]$  ir lielākais veselais skaitlis, kas ir mazāks vai vienāds ar  $T/2$ , un svaru  $w_k$  definē šādi:

$$w_k = \begin{cases} 1 & \text{ja } |k| \neq T/2 \\ 1/2 & \text{pretējā gadījumā} \end{cases} \quad [5].$$

$w_k$  pamatojums sniegts P. Dž. Brokvela (*P. J. Brockwell*) un R. A. Deivisa (*R. A. Davis*) grāmatas (7) 10. nodaļā; šie svāri nepieciešami, lai inversā DFT precīzi atdarinātu datus. [4] izteiksmē  $S(\omega_k)$  var definēt kā  $x_T$  nezināmā spektrālā blīvuma novērtējumu, kas var būt jebkurš pieņemts vai novērtēts process, piemēram, baltā trokšņa (M. Bakstere (*M. Baxter*) un R. Dž. Kings (*R. G. King*) (4)) un gadījuma klejošanas (Dž. L. Kristiano (*J. L. Christiano*) un T. Dž. Ficdžeralds (*T. J. Fitzgerald*) (10)) spektrālais novērtējums, uz ARIMA balstīts spektrālais novērtējums, kāds lietots TRAMO/SEATS<sup>5</sup> sezonālās izlīdzināšanas procedūrā (Dž. Kaporello (*G. Caporello*), A. Maravaļs (*A. Maravall*) un F. A. Sančess (*F. A. Sánchez*) (9)), vai arī specifiskais ARIMA(0,2,2), kas netieši lietots Hodrika–Preskota filtrā (R. Dž. Hodriks (*R. J. Hodrick*) un E. K. Preskots (*E. C. Prescott*) (13)). Tomēr M. Vildi (21) norāda, ka filtrā netiek prasīta  $S(\omega_k)$  konsekvence, jo filtra uzdevums nav novērtēt  $dH(\omega)$ , bet gan MSFE (sk. [3] vienādojumu). Tāpēc šajā pētījumā [4] izteiksmē kā  $S(\omega_k)$  lietota "pietiekama statistika" (*sufficient statistic*), t.i., periodogramma  $I_{Tx}(\omega_k)$ :

$$S(\omega_k) := I_{Tx}(\omega_k) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T x_t \exp(-it\omega_k) \right|^2 \quad [6].$$

Ja minimizē [4] izteiksmi, iegūst reālā laika filtra rezultātu, kas MSFE ziņā optimāli aproksimē ideālo rezultātu. Iepriekš norādīts, ka [4] izteiksme ir vispārināta izteiksme, kas ietver problēmas, kuras aplūko M. Bakstere un R. Dž. Kings (4) (filtrs ir joslas filtrs, un spektrālais novērtējums  $S(\omega_k)$  ir baltā trokšņa spektrs), Dž. L. Kristiāno un T. Dž. Ficdžeralds (10) (filtrs ir joslas filtrs, un spektrālais novērtējums  $S(\omega_k)$  ir gadījuma klejošanas procesa spektrs), TRAMO/SEATS sezonālās izlīdzināšanas metodoloģija, kurā izmanto Vīnera–Kolmogorova (*Wiener-Kolmogorov*) filtru (uz ARIMA balstītus spektrālos novērtējumus), Hodrika–Preskota filtrs (ko var interpretēt kā filtru, kas optimizēts konkrētam ARIMA(0,2,2) ievades procesam ar specifisku filtra amplitūdu (A. Maravaļs un A. del Rio (*A. del Río*) (17) un R. Dž. Kings un S. T. Rebelo (*S. T. Rebelo*) (15)) utt. Savukārt M. Vildi (21) piedāvā pielāgotu [4] izteiksmes versiju, kas šajā pētījumā novērtēta kā lietderīga reālā laika rādītāja iegūšanai un tiek aprakstīta nākamajā apakšnodaļā.

<sup>5</sup> Sk. <http://www.bde.es/webbde/es/secciones/servicio/software/econom.html>.

### 1.1. Viendimensijas tiešā filtra pieeja

M. Vildi (21) piedāvā pielāgotu [4] izteiksmes versiju, kuras daļa izmantota šajā pētījumā. Diskrētās versijas MSFE ([4] izteiksmi) pārraksta šādi:

$$\frac{2\pi}{T} \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k |\Gamma(\omega_k) - \hat{\Gamma}(\omega_k)|^2 I_{Tx}(\omega_k) W(\omega_k) \quad [7],$$

kas ir identisks [4] izteiksmei, ja  $W(\omega_k) := 1$ . Tomēr var iegūt vispārinātāku  $W(\omega_k) := W(\omega_k, expw, cut)$  versiju:

$$W(\omega_k, expw, cut) = \begin{cases} 1 & \text{ja } |\omega_k| < cut \\ (1 + |\omega_k| - cut)^{expw} & \text{ja } |\omega_k| \geq cut \end{cases} \quad [8],$$

kas, ja  $expw = 0$ , samazinās līdz vienības vērtībai. Rezultātā tiek iegūta klasiskā vidējā kvadrātiskā optimizācija ([4] izteiksme). Parametrs  $cut$  iezīmē pāreju starp caurlaides joslu (*passband*) un visvairāk pa labi esošo sprostjoslu (*stopband*), un  $expw$  (eksponenciālā svāra) pozitīvās vērtības akcentē galējās pa labi esošās sprostjoslas augstas frekvences saturu. Tādējādi ar  $expw > 0$  iegūst gludāku filtrēšanas rezultātu, nekā minimizējot [4] izteiksmi. Pielikumā aprakstīts, kā iegūt filtru, minimizējot [7] un [8] izteiksmi.

Viendimensijas filtri var noderēt tādā gadījumā, ja dati par mērķa mainīgo  $x_T$  ir savlaicīgi, tomēr makroekonomisko datu laikrindām tas nav raksturīgi. Piemēram, dati par IKP, kas ir viens no galvenajiem makroekonomiskajiem rādītājiem, tiek publicēti ar laika nobīdi un pēc tam nākamajos datu izlaidumos tiek pārskatīti. Analītiķi varētu būt ieinteresēti IKP etalonrādītāju veidošanā izmantot citus ekonomiskos mainīgos ar īsāku laika nobīdes periodu. Tāpēc nepieciešams veikt vairāku laikrindu analīzi, kas aplūkota 1.2. apakšnodaļā.

### 1.2. Daudzdimensiju tiešā filtra pieeja

Iepriekš raksturoto viendimensijas pielāgoto filtru M. Vildi (22) vispārina daudzdimensiju filtrā. Pārrakstot [7] izteiksmes viendimensijas minimizēšanas problēmu un izmantojot DFT  $\Xi_{Tx}(\omega_k)$ , iegūst:

$$\begin{aligned} & \frac{2\pi}{T} \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k |\Gamma(\omega_k) - \hat{\Gamma}(\omega_k)|^2 I_{Tx}(\omega_k) W(\omega_k) = \\ & = \frac{2\pi}{T} \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k |\Gamma(\omega_k) \Xi_{Tx}(\omega_k) - \hat{\Gamma}(\omega_k) \Xi_{Tx}(\omega_k)|^2 W(\omega_k) \end{aligned} \quad [9],$$

kur:

$$\Xi_{Tx}(\omega_k) = \sqrt{\frac{1}{2\pi T}} \sum_{t=1}^T x_t \exp(-it\omega_k) \quad [10].$$



Tiek izmantots filtrēšanas rezultāts  $y_T$  un atbilstošais ievades datu vektors  $x_T$ , un šajā pētījumā tiek pieņemts, ka ir  $m$  papildu skaidrojoši mainīgie  $z_{jT}$ ,  $j = 1, \dots, m$ , kas var palīdzēt uzlabot ar viendimensijas filtra pieeju iegūtā  $y_T$  reālā laika novērtējumu. Tādā gadījumā [9] vienādojuma otrās rindas moduļa otrā izteiksme  $\hat{\Gamma}_X(\omega_k)\Xi_{T_x}(\omega_k)$  tiek izteikta šādi:

$$\hat{\Gamma}_X(\omega_k)\Xi_{T_x}(\omega_k) + \sum_{n=1}^m \hat{\Gamma}_{z_n}(\omega_k)\Xi_{T_{z_n}}(\omega_k) \quad [11],$$

kur:

$$\hat{\Gamma}_X(\omega_k) = \left( \sum_{j=0}^L b_{xj} \exp(-ij\omega_k) \right) \Xi_{T_x}(\omega_k) \quad [12]$$

un

$$\hat{\Gamma}_{z_n}(\omega_k) = \left( \sum_{j=0}^L b_{z_nj} \exp(-ij\omega_k) \right) \Xi_{T_{z_n}}(\omega_k) \quad [13]$$

ir vienaspusējas transfērfunkcijas, kas piemērotas skaidrojošiem mainīgajiem, un  $\Xi_{T_x}(\omega_k)$  un  $\Xi_{T_{z_n}}(\omega_k)$  ir atbilstošās DFT. Pēc tam [9] vienādojuma daudzdimensiju versiju var pārrakstīt šādi:

$$\frac{2\pi}{T} \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \left| \left( \Gamma(\omega_k) - \hat{\Gamma}_X(\omega_k) \right) \Xi_{T_x}(\omega_k) - \sum_{n=1}^m \hat{\Gamma}_{z_n}(\omega_k) \Xi_{T_{z_n}}(\omega_k) \right|^2 W(\omega_k) \quad [14].$$

Pētījumā izmantots filtrs, kas iegūts, minimizējot [14] izteiksmi atbilstoši filtra parametriem un pirmās kārtas ierobežojumam nulles frekvencē (sīkāku informāciju sk. pielikumā).

## 2. EIRO ZONAS IKP REĀLĀ LAIKA RĀDĪTĀJS

### 2.1. Dati

#### Mērķis

Filtra mērķis ir eiro zonas sezonāli izlīdzināta IKP ceturkšņa pieauguma vidēja termiņa un ilgtermiņa svārstības. Konkrētāk, filtra specifikācija ir ideāls sezonāli izlīdzināta eiro zonas IKP ceturkšņa pieauguma zemo frekvenču filtrs ar viļņu garuma apakšējo robežu 12 mēnešu (sk. P2. att.). Tradicionāli definētais minimālais ekonomiskās attīstības cikla ilgums ir 18 mēnešu (A. F. Bērns (A. F. Burns) un V. K. Mičels (W. C. Mitchell) 8; 4; 10). Taču augstāku frekvenču filtrēšana ļauj gan ātrāk noteikt pagrieziena punktu, gan iegūt precīzāku amplitūdu. IKP ceturkšņa dati attiecas uz periodu, sākot ar 1995. gada 1. ceturksni. Dati pirms to spektrālā satura ievades filtrā ir lineāri interpolēti ar mēneša frekvenci, izteikti logaritma veidā, regulāri diferencēti un normalizēti ar vidējo vērtību nulle. Šādu interpolāciju un diferencēšanu var veikt arī frekvenču domēnā, tomēr iegūtie rezultāti acīmredzami neuzlabojas salīdzinājumā ar laika domēnā veiktu datu transformāciju.

### Skaidrojošie mainīgie

Par eiro zonas IKP skaidrojošiem mainīgajiem izmantoti atsevišķi EFLĢ publicētie konfidences mēneša rādītāji un *Eurostat* publicētais ASV akciju cenu indekss. EFLĢ dati parasti kļūst pieejami konkrētā mēneša beigās, izņemot decembra datus, kas tiek publicēti janvāra sākumā. EFLĢ uzņēmumu un patērētāju apsekojumu dati gandrīz nemaz netiek pārskatīti. Tas attiecas gan uz sezonāli neizlīdzinātiem, gan uz sezonāli izlīdzinātiem datiem, jo sezonāli izlīdzinātie dati iegūti, izmantojot sezonālās izlīdzināšanas programmu *Dainties*, kura, parādoties jaunu datu publiskojumiem, nepārskata pagātnes datus.<sup>6</sup> Šā apsvēruma dēļ EFLĢ dati piemēroti reālā laika filtrēšanas procesam. Atsevišķi izvēlētie uzņēmumu un patērētāju konfidences rādītāji ir pēdējos mēnešos novērotā ražošanas tendence (rūpniecībā), pasūtījumu līmeņa novērtējums (rūpniecībā), gatavās produkcijas krājumu novērtējums (rūpniecībā), ražošanas izlaides gaidas turpmākajiem mēnešiem (rūpniecībā), nodarbinātības gaidas turpmākajiem mēnešiem (rūpniecībā), konfidences rādītājs būvniecībā, konfidences rādītājs mazumtirdzniecībā un patērētāju konfidences rādītājs. Rādītāju izvēli nosaka to ekonomiskā nozīme un datu pieejamība.

Pētījumā tika testēti arī citi EFLĢ apsekojumu dati, tomēr tie būtiski neuzlaboja rādītāja kvalitāti. Izmantotie uzņēmumu un patērētāju dati ir sezonāli izlīdzināti (sk. P1. att.).

Sakarā ar iespējamu ekonomisko ietekmi kā papildu skaidrojošais mainīgais izmantots ASV akciju cenu mēneša indekss, ko publicē *Eurostat* aptuveni vienu nedēļu pēc attiecīgā mēneša beigām. Tā kā šajā pētījumā sniegto reālā laika rādītāju publisko atsauces mēneša beigās, ASV akciju cenu indekss filtrā tiek ievadīts ar viena mēneša nobīdi. Tādējādi šajā ziņā ir iespējami uzlabojumi, jo finanšu dati pieejami tūlīt, t.i., bez laika nobīdes.

Pētījumā izmantoti skaidrojošie mainīgie, sākot ar 1995. gada janvāri, un tie ir regulāri diferencēti un standartizēti līdz nulles vidējai vērtībai un vienības dispersijai.

## 2.2. Filtra specifikācija

### Filtra dimensijas

Filtrs testēts dažādām šķērsriezuma un garengriezuma dimensijām. [14] izteiksmē sniegtā EMSFE tiek izmantota kā modeļa piemērotības statistika, saskaņā ar kuru mazas dimensijas filtri bieži vien ir visatbilstošākie. EMSFE filtriem ar vienu un diviem mainīgajiem ir aptuveni vienāda, bet filtriem ar trim un četriem mainīgajiem EMSFE ir attiecīgi aptuveni trīs un deviņas reizes lielāka. Tāpēc izvēlēts filtrs ar diviem mainīgajiem. Lai gan filtrēšanu var veikt, izmantojot arī IKP laikrindu, pētījumā tas nav darīts, jo IKP laika nobīde ir būtiska un dati tiek pārskatīti, tāpēc tie nav piemēroti reālā laika filtrēšanai. Filtrā ievada tikai IKP laikrindas spektrālo saturu (DFT), un uzņēmēju un patērētāju konfidences mēneša rādītājus izmanto IKP spektrālā satura atspoguļošanai. Tādējādi filtrs ar diviem mainīgajiem nozīmē, ka

<sup>6</sup> Sīkāku informāciju sk. *The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys, User Guide, 2007, European Commission Directorate-General for Economic and Financial Affairs.* (Pieejama: [http://ec.europa.eu/economy\\_finance/db\\_indicators/surveys/documents/userguide\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/documents/userguide_en.pdf)).

tiek filtrēti divi mēneša rādītāji, lai novērtētu latentu rezultātu, kāds rastos, ja IKP laikrindai lietotu ideālu filtru.

Pētījumā noteikts, ka filtra garums ir proporcionāls izlases garuma un ievades rādītāju skaita attiecībai, lai ierobežotu pārāk lielu parametru skaitu. Konkrētais divu dimensiju filtrs ir 38–48 novērojumus garš atkarībā no izmantotās izlases garuma.

### **Filtra ierobežojums**

Nosakot vienības vērtību filtra amplitūdai nulles frekvencē, tiek piemērots pirmās kārtas integrācijas ierobežojums. Tā kā visu ievades datu vidējā vērtība ir nulle un laikrindas ir neintegrēti procesi, pirmās kārtas integrācijas ierobežojums nodrošina, ka filtra rezultāta amplitūda noteikta tuvu mērķa signāla amplitūdai.

### **Trokšņu slāpēšana**

Augstas frekvences satura papildu slāpēšanu sprostjoslā veic ar pozitīvu *expw* parametru atbilstoši 1.1. apakšnodaļā aprakstītajam. Rezultātā iegūst gludāku filtra sniegumu nekā ar klasisko MSFE risinājumu.

### **Šķērsriezuma agregēšana**

Tā kā aplūkotajā skaidrojošo mainīgo kopā ir lielāks skaits mainīgo nekā izvēlēta filtra šķērsriezuma dimensijā, filtrā veic visu mainīgo iespējamo kombināciju ievadi tā, lai galīgais filtrēšanas sniegums ir visu divdimensionālo filtru kombinēts rezultāts, kas svērts ar svāriem proporcionāli inversai EMSFE. Lai samazinātu datu kopas dimensiju līdz dažiem faktoriem, var izmantot galvenos komponentus (Dž. H. Stoks (*J. H. Stock*) un M. V. Votsons (*M. W. Watson*) (19)), tomēr tā nav iegūts acīmredzams rezultāta uzlabojums.

### **Rezultāta dispersijas maiņa un vidējās vērtības pievienošana**

Iegūtā filtra rezultāta dispersiju pēc tam maina atbilstoši 31 mēnesi gara galīga simetriska filtra rezultāta dispersijai laikposmā, kāds pieejams attiecīgajā reālā laika novērtējuma brīdī. Lai gan pirmās kārtas filtrēšanas ierobežojums zināmā mērā nodrošina, ka filtrēšanas rezultāta dispersija ir aptuveni tāda pati kā mērķa signālam, tomēr šāda dispersiju saskaņošana ir noderīga. Visbeidzot, galīga simetriska filtra rezultāta vidējā vērtība tiek pieskaitīta reālā laika filtra rezultātam. Tā vietā varētu izmantot arī IKP laikrindas vidējo vērtību, bet, tā kā reālā laika apstākļos tā ir svārstīgāka nekā galīga simetriska filtra rezultāts, priekšroka dota galīga simetriska filtra rezultātam.

### **Garengriezuma agregēšana**

Tad var konstruēt reālā laika rādītāju, tomēr rodas dažas problēmas. Ja filtra koeficienti tiek koriģēti katru reizi, kad kļūst pieejami jauni dati, bet rādītāja vēsturiskās vērtības netiek pārskatītas, mērķa signāla novērtētā latentā līmeņa pārmaiņu radītais troksnis var noslāpēt novērtēto signālu. P3. attēlā sniegts rādītājs, kas iegūts no šādas filtra koeficientu maiņas katru mēnesi, t.i., koeficientu biežo korekciju izraisītais troksnis nomāc novērtēto mērķa signālu. Tāpēc var izvēlēties izlases periodu, kurā ārpusizlases sniegums ir visapmierinošākais, un fiksēt koeficientus. Šajā gadījumā reālā laika novērtējums ir gluds. ASV tautsaimniecības

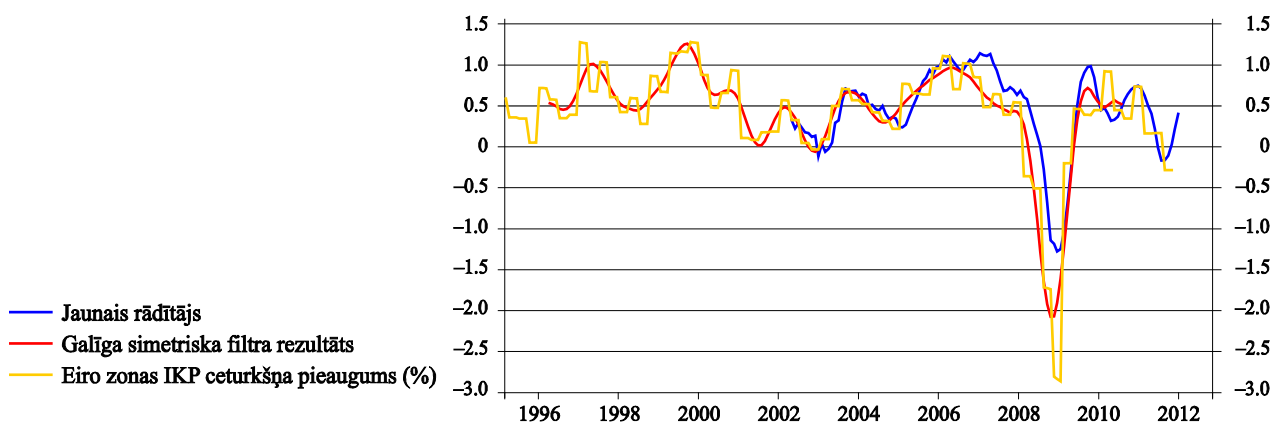
reālā laika recesijas rādītāja USRI<sup>7</sup> aprēķins balstīts uz šo pieeju. Tomēr rodas vēl viena problēma – agrāk vai vēlāk filtra koeficientus var nākties pārskatīt iespējamo tautsaimniecības struktūras pārmaiņu dēļ.

Minētās problēmas tiek risinātas, izmantojot šādu filtra rezultātu vidējās vērtības noteikšanu garengriezumā. Filtra koeficienti tiek koriģēti katru reizi, kad kļūst pieejami jauni IKP dati. Taču gala rādītājs ir visu filtra rezultātu vidējā vērtība līdz novērtēšanas periodam. Turklāt sakarā ar IKP laikrindas pārskatīšanu daži novērojumi laikrindas galā, kurus apzīmē ar *gap*, izlasē netiek iekļauti. Visu izlases garumu apzīmē ar *len*. Maksimālais izlases periods aptver novērojumus  $1:len - gap$ . Saīsinātās izlases filtra koeficientus  $1:len - gap - 3$ ,  $1:len - gap - 6$  utt. novērtē iteratīvi līdz noteiktam izlases garumam, bet filtra rezultātu – visam izlases periodam *len*. Galarezultāts ir visu vēsturiski novērtēto rādītāju aritmētiskais vidējais.<sup>8</sup> Jo vairāk jaunu datu kļūst pieejami, jo lielākam skaitam rādītāju aprēķina vidējo vērtību, tomēr noteikts maksimālais piecu gadu agregēšanas periods, lai ņemtu vērā iespējamās tautsaimniecības strukturālās pārmaiņas. Ar šādu korekcijas mehānismu var pārvarēt problēmas, ko rada IKP laikrindas vidējās vērtības pārmaiņas, un tas vienlaikus stabilizē signāla uztveršanu, kā arī ietver jaunu informāciju vai iespējamās tautsaimniecības strukturālās pārmaiņas, kad kļūst pieejami jauni dati. Tas, vai *gap* ir deviņi mēneši vai 15 mēnešu, nerada lielu atšķirību, bet nodrošina pret IKP korekcijām laikrindas galā un to, ka mērķis ir aptuvenus "galīgais" IKP kā pretstats pirmajam datu publikojumam. Pētījumā sniegtais rādītājs aprēķināts, izmantojot deviņu mēnešu *gap*.

Šādu mehānismu izmanto datu izlasei pēdējos 10 gadus. Ārpusizlases periodu ierobežo filtra un datu izlases garumi. Iegūtais filtrēšanas rezultāts, eiro zonas IKP ceturkšņa pieauguma un 31 mēnesi gara galīga simetriska tendences cikla filtra rezultāti sniegti 1. attēlā.

### 1. attēls

#### Jaunais reālā laika rādītājs



1. attēlā atspoguļots, ka jaunais rādītājs vēsturiskā perspektīvā nedaudz atpaliek un ka tā amplitūdu var salīdzināt ar galīga simetriska filtra rezultāta amplitūdu, izņemot

<sup>7</sup> Sk. <http://www.idp.zhaw.ch/usri>.

<sup>8</sup> Pētījumā tika testēts arī svērtais vidējais, kas proporcionāls inversai EMSFE, un secināts, ka nevar iegūt uzlabotus rezultātus.

2008. gada recesijas periodu. Rādītājs kļūst nedaudz ātrāks periodā pēc 2008. gada recesijas, kad šķiet, ka tas ir vienlaicīgs ar IKP izaugsmi. Metodoloģiski rādītājs konstruēts kā vienlaicīgs rādītājs. Laika gaitā tas kļūst nedaudz gludāks. Gan ātruma, gan gluduma uzlabojumus laika gaitā varētu skaidrot ar arvien lielāku filtrēšanai pieejamo datu novērojumu skaitu. Turklāt rādītāja gludumu daļēji nosaka filtra rezultātu garengriezuma agregācija – rādītāja pirmo novērojumu 2002. gada sākumā iegūst kā vienu šķērsriegzumā agregētu filtra rezultātu; turpmākās rādītāja vērtības ir arvien lielāka skaita filtrēšanas rezultātu garengriezuma vidējais lielums laikā līdz piecu gadu robežlīnijai, kad vidējo lielumu aprēķina tikai pēdējo piecu gadu filtrēšanas rezultātam, lai ņemtu vērā iespējamo strukturālo tautsaimniecības pārmaiņu ietekmi uz rādītāja vērtību.

### 2.3. Stabilitātes pārbaude

#### Heteroscedasticitātes ietekmes koriģēšana

Līdzīgi kā specifiskajos filtra variantos (piemēram, 4; 10; 13; A. Kolmogorovs (*A. Kolmogorov*) 16; N. Vīners (*N. Wiener*) 20), arī šajā pētījumā izmantotajā filtrā pieņemts, ka ievadīto datu dispersija ir konstanta. Tomēr tautsaimniecībā iespējamās ekonomisko datu dispersiju pārmaiņas. Ja filtru, kas pieņem konstantu dispersiju, izmanto datiem ar mainīgu dispersiju, filtra rezultāts var būt maldinošs.

Šādā gadījumā izmanto GARCH(1,1) (T. Bollerslevs (*T. Bollerslev*) (5); sk. arī pielikumu) kā vienkāršu EFLĢ datu dispersiju pārmaiņu pārbaudi. Izrādās, ka EFLĢ dati pakļauti heteroscedasticitātei (novērtētās mainīgās standartnovirzes sk. P5. att.). Tāpēc filtrā ievada ar GARCH(1,1) normalizētus datus. Tomēr ar GARCH mainītiem ievades datiem filtra rezultāts ir nedaudz sliktāks par filtra rezultātu, ja netiek piemērots GARCH, gan novērtētās filtra kļūdas, gan recesijas perioda lielās amplitūdas ziņā. Tāpēc šajā pētījumā ievades dati netiek normalizēti ar GARCH, lai gan problēma par heteroscedasticitātes ietekmi uz filtra rezultātu saglabājas.

#### Citi dati un transformācijas

Pētījumā tika testēti arī papildu dati (piemēram, citi EFLĢ dati, jaunu automobiļu reģistrācijas dati, rūpniecības produkcijas apjoma indekss, ražotāju un patēriņa cenu indekss un vairāki finanšu rādītāji). Tie nedeva konceptuāli atšķirīgus rezultātus, tāpēc par to izmantošanu tika spriests, tomēr tie nav iekļauti šajā pētījumā vienkāršības un atbilstošu pagātnes datu nepietiekamības dēļ.

Ievadei filtrā tika pārbaudīti gan apsekojumu sezonāli izlīdzinātie, gan sezonāli neizlīdzinātie dati. Turklāt īpaši tika testēta sezonālā izlīdzināšana ar stabiliu sezonālo komponenti. Provizorisks rezultāti liecina, ka vispieņemamāko rezultātu iegūst, izmantojot ar *Dainties* metodi sezonāli izlīdzinātos apsekojumu datus. Tāpat tika risināts jautājums, vai spektrālajā novērtējumā izmantot sezonāli izlīdzinātus vai sezonāli neizlīdzinātus IKP datus. Ja filtra mērķis ir zemo frekvenču josla ar frekvenču labējo robežu pa kreisi no  $\pi/6$ , var izmantot abu veidu datus un rezultāti būtiski neatšķirsies. Taču, tā kā frekvenču labējai robežai tiek piemērota sezonālā frekvence  $\pi/6$ , filtra mērķa spektrālajā novērtējumā izmanto sezonāli izlīdzinātus IKP datus.



### Pirmās kārtas ierobežojums

Pētījumā izmantotajā specifikācijā īstenots pirmās kārtas integrācijas ierobežojums, kas nodrošina, ka rezultāta amplitūda ir savietojama ar mērķa amplitūdu, jo visu rādītāju vidējā vērtība ir nulle, tādējādi ar  $I(1)$  ierobežojumu tiek risināta mērķa un novērtējuma dispersiju savietojamība. Tika testēts arī alternatīvs variants, t.i., bez amplitūdas ierobežojuma. Lai gan izlases ietvaros alternatīvais variants ir labi izmantojams, tā amplitūdas savietojamība reālajā laikā ārpusizlasē salīdzinājumā ar  $I(1)$  specifikāciju ir mazāka. Amplitūdu savietojamība īpaši 2008. gada recesijas periodā  $I(0)$  specifikācijai ir sliktāka nekā  $I(1)$  specifikācijai.

### Datu korekcijas

EFLĢ apsekojumu datiem piemērotā sezonālās izlīdzināšanas metode *Dainties* pretstatā populārāko sezonālās izlīdzināšanas metožu  $X12^9$  un TRAMO/SEATS rezultātiem neparedz vēsturisko datu korekcijas. Tomēr var rasties nepieciešamība pēdējā mēneša nekoriģētos datus nedaudz pārskatīt, tādējādi izraisot arī sezonāli izlīdzināto datu pārmaiņas. Šādas pārskatīšanas rezultātā iegūtās nekoriģēto datu, ja tādi ir (jo dažas laikrindas netiek koriģētas), absolūtās vērtības ir aptuveni 0.1. Lielākās datu korekcijas novērotas būvniecības konfidences rādītāja laikrindai, un to absolūtā vērtība ir aptuveni 0.5. EFLĢ publiski nesniedz reālā laika datus, tomēr laipni piekrita pēc pieprasījuma nodrošināt neizlīdzinātu datu reālā laika vērtības. Izrādījās, ka izmantotā filtrēšanas paņēmiena rezultāts ir noturīgs pret šādām nelielām korekcijām.

Cits pagātnes periodu datu avots ir ECB reālā laika datubāze<sup>10</sup>, kas nodrošina datus par sešiem no šajā pētījumā izmantotajiem astoņiem sezonāli izlīdzinātajiem mainīgajiem līdz 2011. gada februārim. Diemžēl sniegtie dati tiek noapaļoti līdz nullei pēc komata. Tomēr, salīdzinot pirmo pagātnes datu izlaidumu ar jaunākiem publiskojumiem, novērots, ka to novērtētā vidējā novirze ir nulle, novērtētā vidējā absolūtā novirze – aptuveni 0.25 un maksimālā absolūtā novirze – 0.5–0.7, kas praktiski rodas noapaļošanas dēļ. Filtrēšanas, kurā izmantoti pirmā izlaiduma pagātnes dati, rezultāts netiek sniegts, jo tas būtiski neatšķiras no filtrēšanas, kurā izmantoti pēdējā izlaiduma dati, rezultāta.

IKP datu korekcijas ir vēl viens potenciāls reālā laika rādītāja nestabilitātes avots. Taču pārskatītas IKP laikrindas risinājums ir vienkāršs – pati IKP laikrinda netiek filtrēta un filtrā ievada tikai laikrindas spektrālo saturu. Tādējādi, ievadot filtrā koriģēta IKP novērtētos spektrus un atmetot vairākus laikrindas galā esošus novērojumus, tiek iegūts stabils filtra rezultāts. Tas nozīmē, ka atbilstoši pētījuma metodei netiek izmantoti neprecīzi pirmā izlaiduma dati un līdzīgu rezultātu iegūst, no novērtējuma izslēdzot pēdējos trīs vai piecus ceturkšņus. Pētījumā aprakstītie rezultāti iegūti, izslēdzot no IKP laikrindas pēdējos trīs ceturkšņus.

Tāpēc gaidāms, ka, novērtējumā iekļaujot jaunus reālā laika datu novērojumus, reālā laika rādītāja sniegums nepasliktināsies.

<sup>9</sup> Sk. <http://www.census.gov/srd/www/x12a/>.

<sup>10</sup> Sk. <http://sdw.ecb.europa.eu/browse.do?node=4843526>.

### Filtra atjaunošanas biežums

Pētījumā noteikts, ka filtra atjaunošana notiek katru ceturksni vai katru reizi, kad kļūst pieejami jauni IKP dati. Filtra atjaunošanu veic, lai ņemtu vērā iespējamās tautsaimniecības strukturālās pārmaiņas. Turklāt reālā laika rādītājs tika pārbaudīts, retāk veicot filtra atjaunošanu, un tas, kā tika gaidīts, saglabājās stabils, jo IKP datu spektrālais saturs attiecīgajā caurlaides joslā parasti strauji nemainās.

### Caurlaides joslas specifika

Definētā caurlaides josla ir zemas frekvences josla ar labējo robežu  $\pi/6$ , kas mēneša datiem atbilst gada frekvencei. Nosakot labējo robežu  $\pi/9$ , kas atbilst parasti noteiktajai ekonomiskās attīstības cikla augšējai robežai 18 mēnešiem, rādītājs kļūst nedaudz lēnāks un pasliktinās iegūtā rādītāja dispersijas samērojāmība ar oriģinālajiem IKP datiem. Tāpēc, jo augstāka ir joslas labējā robeža, jo augstākas frekvences satura caurlaide iespējama, un tas savukārt paātrina pagrieziena punktu noteikšanu un uzlabo amplitūdas samērojāmību ar oriģinālajiem IKP datiem.

### Augstas frekvences trokšņa slāpēšanas efekts

P4. attēlā redzams, kāds ir augstas frekvences trokšņa slāpēšanas efekts pa labi esošajā sprostjoslā, izmantojot pielāgotu filtru ar dažādiem  $expw$  lielumiem. Zilā līnija atbilst klasiskajai vidējai kvadrātiskajai optimizācijas problēmai, kur  $W(\omega_k) = 1$ , t.i., papildu trokšņa slāpēšana netiek veikta. Abas pārējās līnijas atbilst pielāgota filtra rezultātam, kur attiecīgi  $expw = 0.5$  un  $expw = 1$ . No trim rādītājiem ātrākais (un arī ar lielāko troksni) ir rādītājs bez papildu trokšņa slāpēšanas. Reālā laika rādītāja lietotājs varētu ātruma vietā vēlēties papildu gludumu tā, lai reālā laika signāls būtu ticamāks. Šādā gadījumā tiek veikta filtra pielāgošana, pastiprināti slāpējot augstas frekvences saturu sprostjoslā. Ideālā gadījumā šāda papildu trokšņa slāpēšana nemainīs fāzes funkciju caurlaides joslā, bet praksē tas tomēr zināmā mērā notiek, t.i., papildu trokšņa slāpēšana sprostjoslā nedaudz palēnina filtrēšanas rezultātu. Sniegtais gala rādītājs atbilst līnijai ar  $expw = 0.5$ .

## 2.4. Salīdzinājums ar EUROCOIN un *Markit* eiro zonas IVI

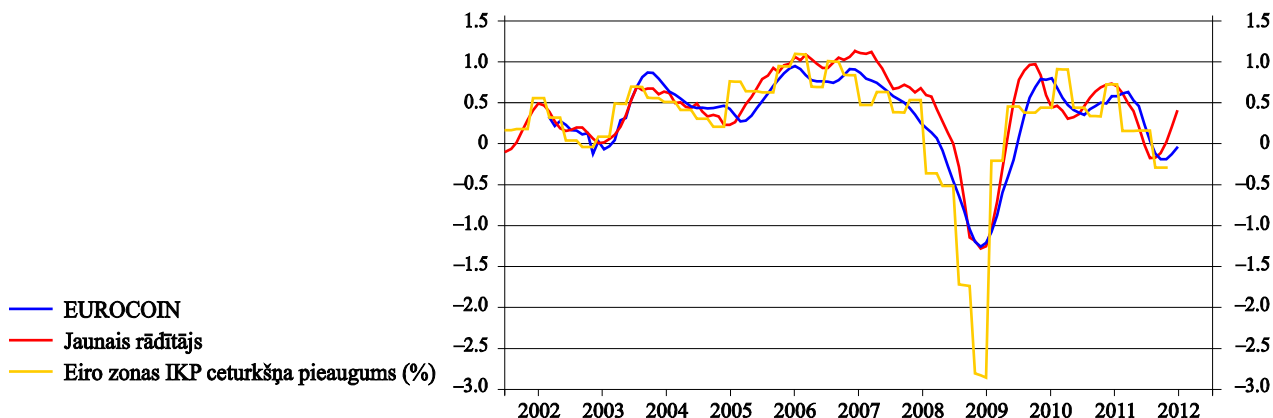
EUROCOIN (2) ir plaši zināms eiro zonas IKP vienlaicīgs rādītājs. Saskaņā ar Itālijas centrālās bankas interneta vietnē<sup>11</sup> sniegto informāciju tas ir eiro zonas IKP ceturkšņa pieauguma izlīdzināts reālā laika novērtējums, ko publicē konkrētā mēneša beigās un kas nav koriģēts kopš 2009. gada maija. To iegūst ar vispārināto dinamisko faktoru modeli (M. Forni, M. Alēns (*M. Hallen*), M. Lipi (*M. Lippi*) u.c. (11) un M. Forni un M. Lipi (12)), kurā saskaņā ar F. Altissimo, A. Basaneti, R. Kristadoro u.c. pētījumu (2) izmanto aptuveni 145 laikkrindas. Savukārt šā pētījuma jaunais rādītājs iegūts ar daudzdimensiju filtru, kurā izmanto tikai deviņus skaidrojošos rādītājus. EUROCOIN un jaunajam rādītājam ir arī dažas kopīgas īpašības, piemēram, tie paredzēti eiro zonas IKP ceturkšņa izaugsmes tendences cikla novērtēšanai ar zemas frekvences filtru (frekvences labējā robeža –  $\pi/6$ ), un

<sup>11</sup> Sk. <http://EUROCOIN.bancaditalia.it/>.

abi konstruēti kā vienlaicīgi rādītāji. Tādējādi EUROCOIN ir piemērots jaunā rādītāja etalons. 2. attēlā atspoguļots EUROCOIN, eiro zonas IKP ceturkšņa pieauguma pēdējie publiskotie dati un jaunais reālā laika rādītājs pēdējiem 10 gadiem.

## 2. attēls

### Jaunais reālā laika rādītājs un EUROCOIN



2. attēlā redzams, ka aplūkotajā periodā abu rādītāju amplitūdas ir līdzīgas. Jaunā rādītāja un EUROCOIN vērtības gandrīz sakrīt 2002.–2004. gadā, bet jaunajam rādītājam tās nav tik gludas īsā izlases perioda dēļ. Jaunais rādītājs, šķiet, ir ātrāks nekā EUROCOIN 2005. gadā un aptuveni vienlaicīgs 2007. un 2008. gadā, bet tam ir sliktāka līmeņu atbilstība. Kopš 2009. gada vidus EUROCOIN atpaliek aptuveni par trim mēnešiem. 1. attēls liecina, ka jaunais rādītājs nedaudz atpaliek no rezultāta, ko iegūst ar galīgu simetrisku filtru visam 2002.–2008. gada periodam, un gandrīz sakrīt ar to kopš 2009. gada. Savukārt 2. attēls liecina, ka EUROCOIN ir ar laika nobīdi salīdzinājumā ar galīga simetriska filtra rezultātu visā aplūkotajā laikposmā (2002.–2012. gadā). Ņemot vērā, ka patiesais EUROCOIN ārpusizlases periods sākas tikai 2009. gada maijā un ka šā rādītāja pseidoreālā laika vērtības aprēķinātas, izmantojot pārskatītus datus<sup>12</sup>, var uzskatīt, ka EUROCOIN reālā laika rezultāti ir nedaudz sliktāki nekā tā pseidoreālā laika novērtējums un ka jaunais rādītājs potenciāli nedaudz apsteidz EUROCOIN abu rādītāju reālā laika darbības periodā.

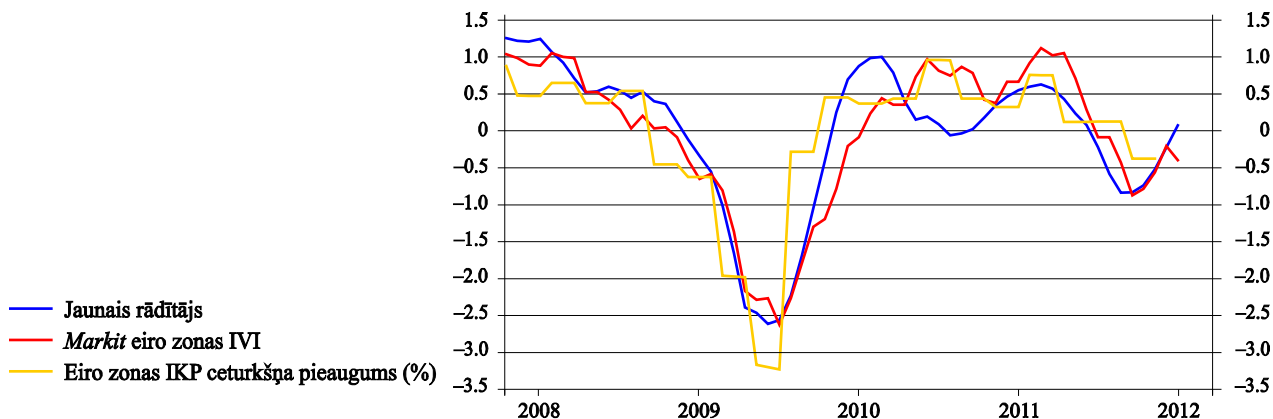
### Markit eiro zonas IVI

Markit eiro zonas IVI tiek publicēts dažas dienas pēc pārskata mēneša beigām, un tiek uzskatīts, ka tas ir cieši saistīts ar eiro zonas IKP ceturkšņa pieaugumu. IVI ir viens no indeksiem, ko bieži izmanto tautsaimniecības un finanšu sektora dalībnieki tā savlaicīgās publiskošanas, vienkāršās uzbūves un ekonomiskās nozīmes dēļ. Pētījumā izmantotie pēdējo piecu gadu IVI dati iegūti no ziņu aģentūras *Bloomberg*, un indekss grafiski salīdzināts ar jauno rādītāju. Tā kā IVI un IKP pieaugumam ir dažādi mērogi, lai vienkāršotu salīdzināšanu, visus mainīgos normalizē līdz vidējai nulles vērtībai un vienības dispersijai. 3. attēlā redzams, ka jaunais rādītājs ir aptuveni vienlaicīgs ar IVI, tomēr ir gludāks par IVI.

<sup>12</sup> Sk. piezīmi [http://EUROCOIN.cepr.org/files/file/Ecoin\\_realtime\\_99Feb12.xls](http://EUROCOIN.cepr.org/files/file/Ecoin_realtime_99Feb12.xls).

3. attēls

Jaunais reālā laika rādītājs un *Markit* eiro zonas IVI



Piezīme. Visas laikerindas normalizētas līdz vidējai nulles vērtībai un vienības dispersijai.

2.5. Papildu stabilitātes pārbaude – četrus IKP apjoma ziņā lielāko ES valstu rādītāji

Vācijas, Francijas, Lielbritānijas un Itālijas IKP prototipiskie reālā laika rādītāji, kuri veidoti identiski eiro zonas rādītājam ar nelielu idiosinkrātisku modifikāciju katrai valstij attiecībā uz izvēlētajiem ievades datiem, sniegti P7.–P10. attēlā. Precīzs katrai valstij izvēlēto ievades datu saraksts ietverts pielikumā. Attēli rāda, ka izvēlētais filtra dizains ir labi piemērots Vācijas un Francijas IKP rādītāja novērtēšanai, nedaudz mazāk piemērots Itālijas IKP, bet attiecībā uz Lielbritānijas IKP tā kvalitāte ir mazāk apmierinoša. Rezultāti ļauj secināt, ka filteram ir zināmas priekšrocības, tomēr katram reģionam ir specifiskas iezīmes, kas jāņem vērā, dažādojot ievades datus.

## SECINĀJUMI

Šajā pētījumā nesen izstrādātā filtrēšanas metodoloģija – daudzdimensiju tiešā filtra pieeja – izmantota atsevišķu uzņēmumu un patērētāju konfidences rādītājiem un akciju cenu datiem, lai konstruētu reālā laika rādītāju, ar ko izteikt eiro zonas IKP ceturkšņa pieauguma vidēja termiņa un ilgtermiņa komponenti.

Rezultāti liecina, ka jaunais rādītājs darbojas līdzīgi citam plaši izmantotam rādītājam EUROCOIN, to apsteidzot aptuveni par trim mēnešiem periodā pēc 2009. gada vidus. Tā kā jaunais rādītājs konstruēts kā vienlaicīgs rādītājs, rezultāti liecina, ka EUROCOIN var nedaudz atpalikt laikā salīdzinājumā ar simetriska filtra rezultātu. Jaunais rādītājs salīdzināts arī ar *Markit* apvienoto eiro zonas IVI, ar kuru tas ir gandrīz vienlaicīgs vai kuru apsteidz par vienu mēnesi, tomēr ir gludāks.

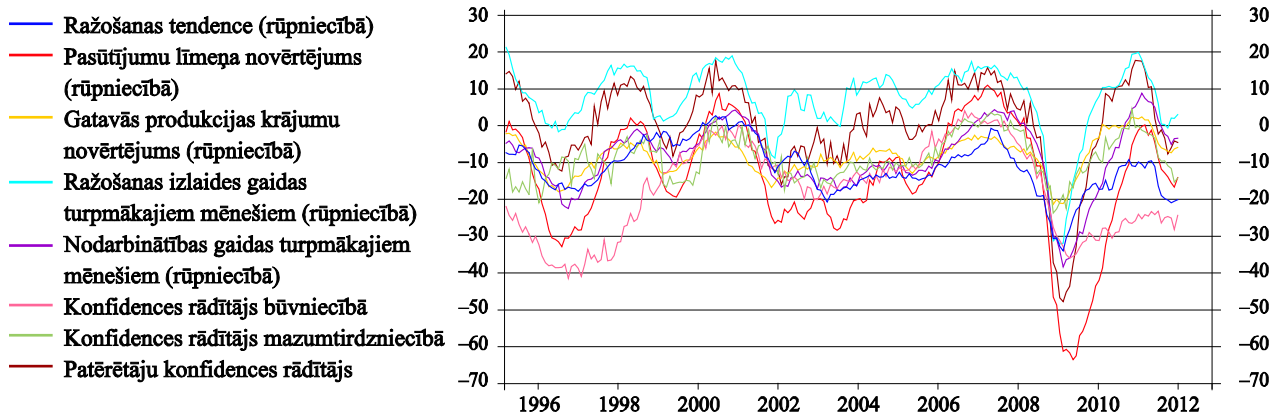
Pētījumā veikti dažādi stabilitātes testi, kas liecina, ka rādītājs ir samērā stabils. Sniegti arī četru IKP apjoma ziņā lielāko ES valstu prototipiskie rādītāji, kas apstiprina, ka jaunais rādītājs ir labi piemērots Vācijas un Francijas IKP rādītāja novērtēšanai, nedaudz mazāk piemērots Itālijas IKP, bet attiecībā uz Lielbritānijas IKP tā kvalitāte ir mazāk apmierinoša. Tas nozīmē, ka katram reģionam ir specifiskas īpašības, kuras jāņem vērā, izvēloties attiecīgos skaidrojošos mainīgos, tomēr kopumā filtra dizainam ir arī priekšrocības.



## PIELIKUMS

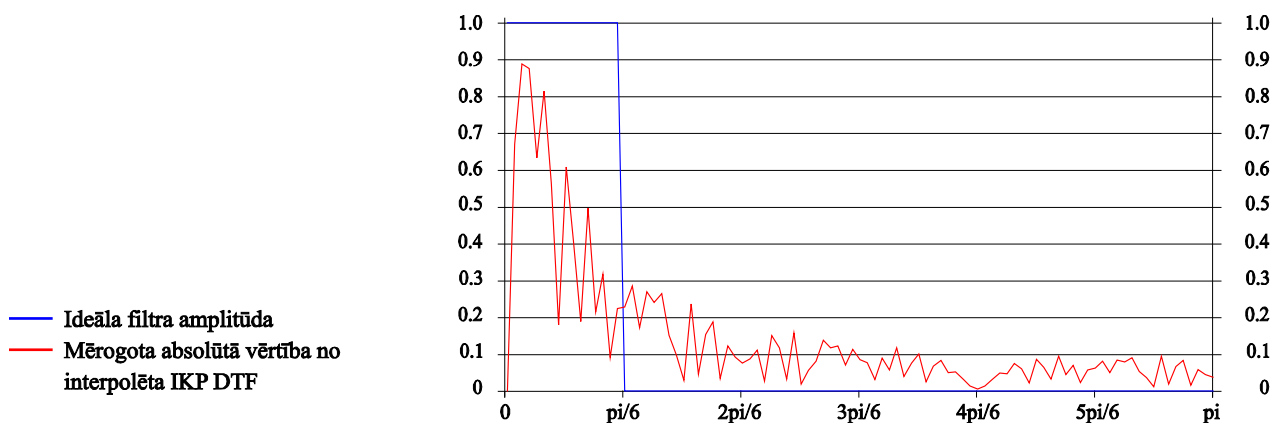
P1. attēls

### EFLĢ apsekojumu dati



P2. attēls

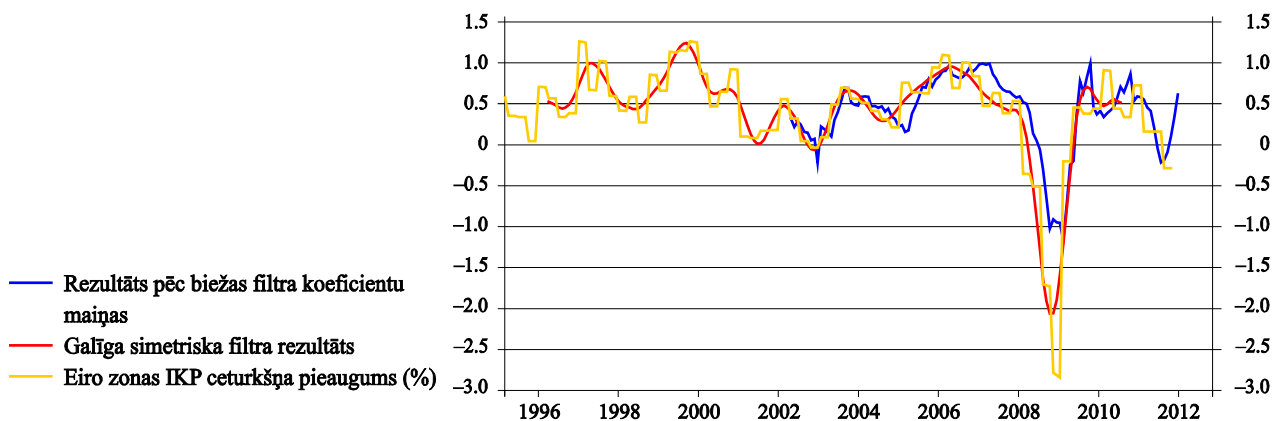
### Filtra mērķis



Piezīme. Nulles frekvencē pēdējā ir nulle, jo IKP laukrinda ir normalizēta uz vidējo vērtību nulle.

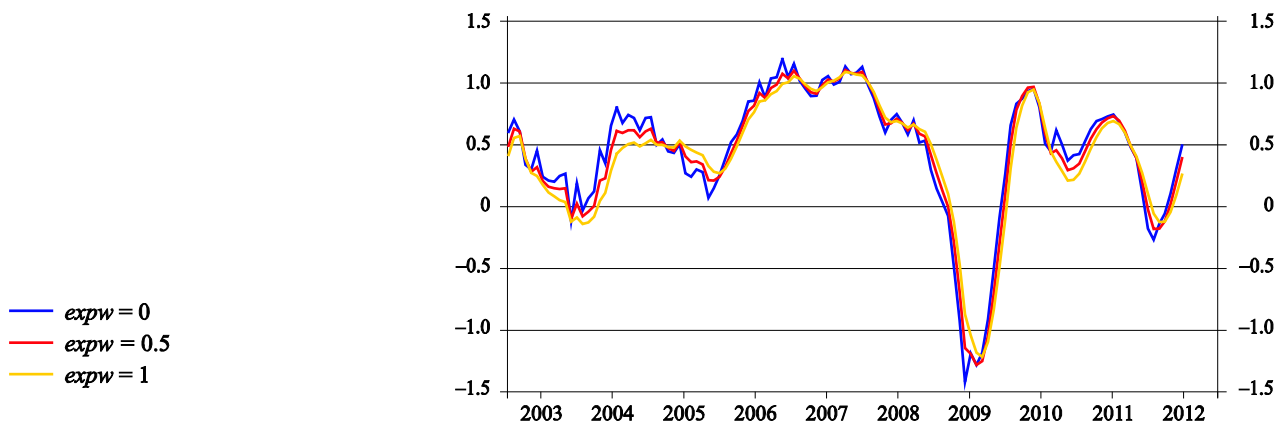
P3. attēls

### Rezultāts pēc biežas filtra koeficientu maiņas bez garengriezuma agregācijas



P4. attēls

Triju pielāgotu filtru rezultāti ar dažādas pakāpes trokšņu slāpēšanu labajā sprostjoslā  
( $expw = 0$ ,  $expw = 0.5$  un  $expw = 1$ ; %)

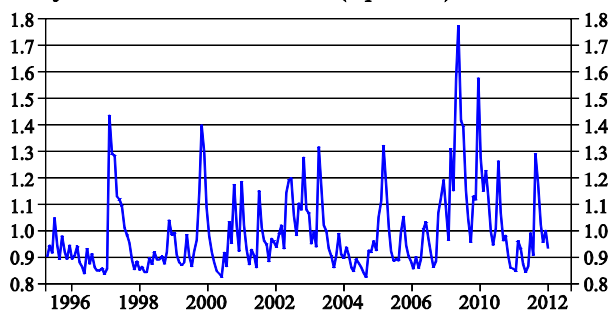


Piezīme. Zilā līnija atbilst klasiskās MSFE problēmas risinājuma rezultātiem. Šajā pētījumā novērtētais reālā laika rādītājs ir vidējais gadījums ar  $expw = 0.5$ .

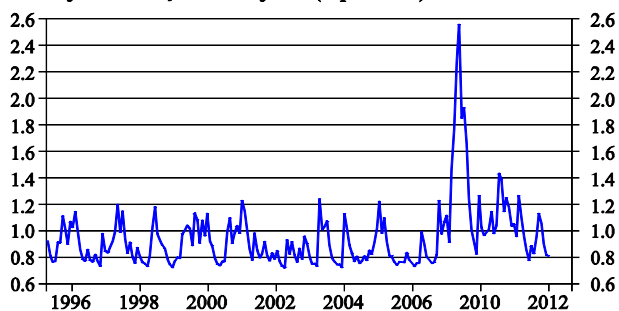
P5. attēls

Ar GARCH(1,1) novērtētās EFLĢ datu standartnovirzes

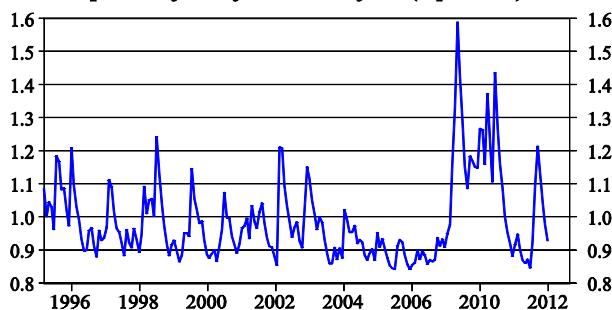
Pēdējā mēneša ražošanas tendence (rūpniecība)



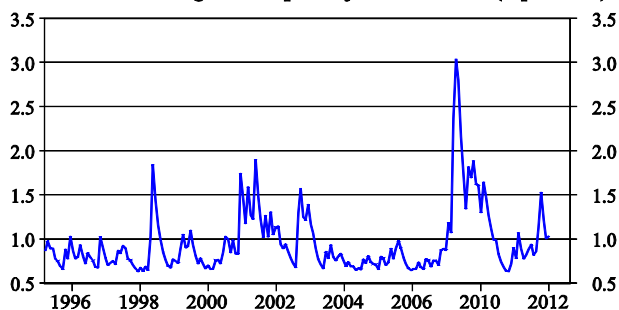
Pasūtījumu līmeņa novērtējums (rūpniecība)



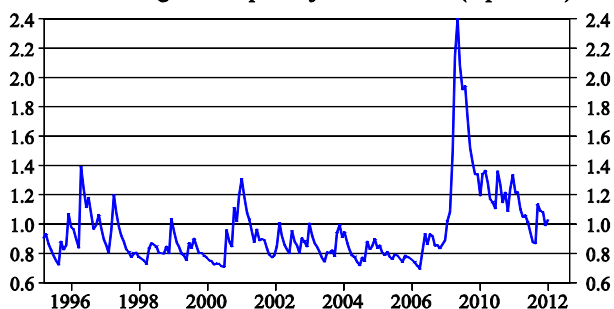
Gatavās produkcijas krājumu novērtējums (rūpniecībā)



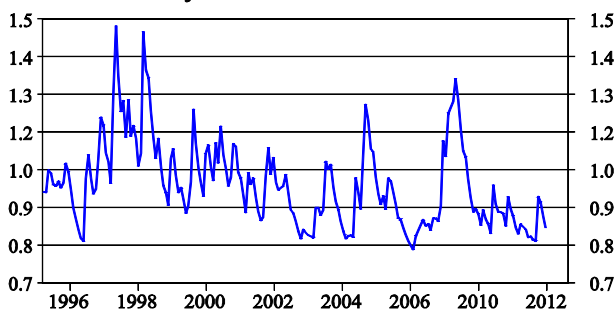
Ražošanas izlaides gaidas turpmākajiem mēnešiem (rūpniecībā)



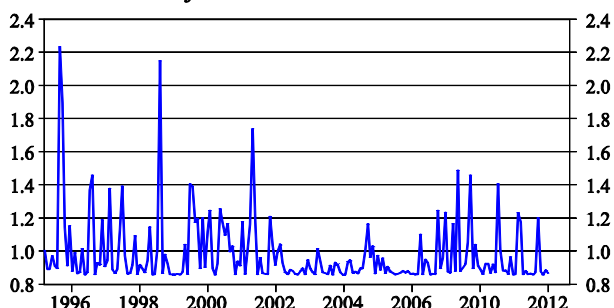
Nodarbinātības gaidas turpmākajiem mēnešiem (rūpniecībā)



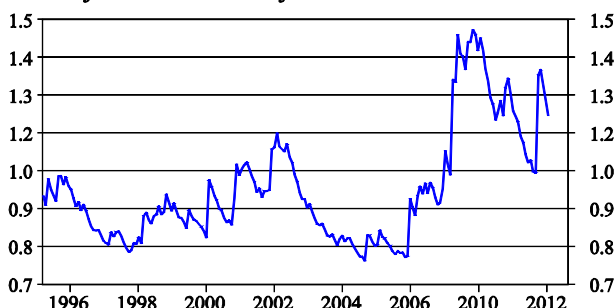
Konfidences rādītājs būvniecībā



Konfidences rādītājs mazumtirdzniecībā



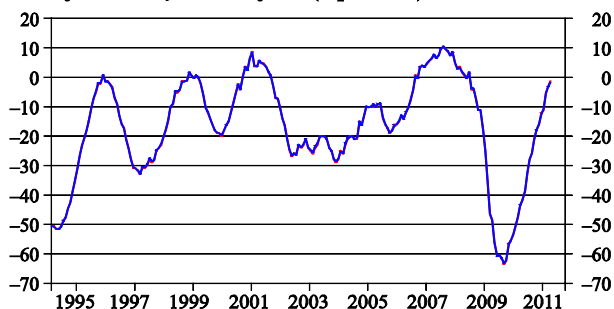
Patērētāju konfidences rādītājs



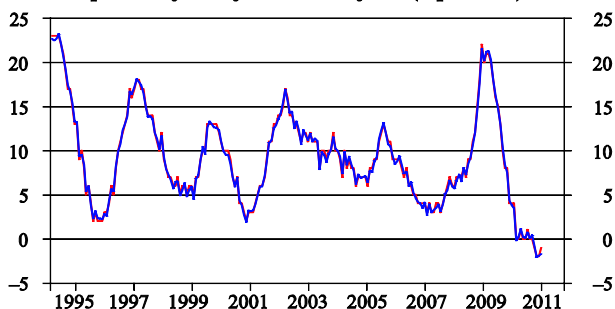
P6. attēls

Šešu EFLĢ laikrindu noapaļoti pirmā publicējuma dati salīdzinājumā ar pēdējā publicējuma datiem

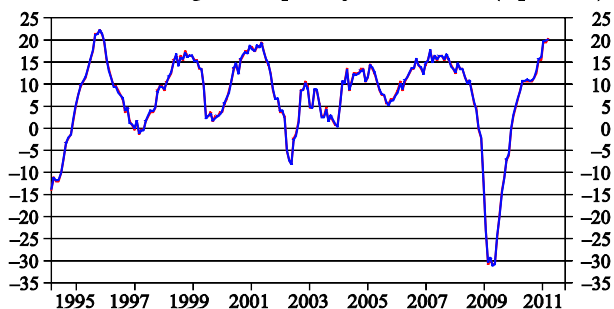
Pasūtījumu līmeņa novērtējums (rūpniecībā)



Gatavās produkcijas krājumu novērtējums (rūpniecībā)



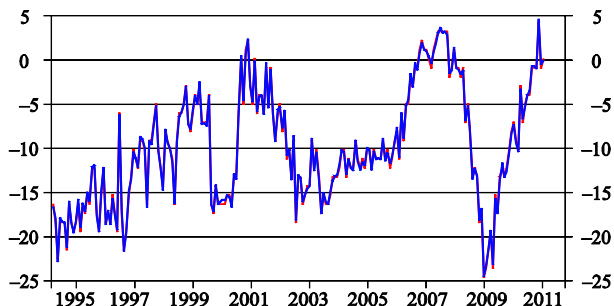
Ražošanas izlaides gaidas turpmākajiem mēnešiem (rūpniecībā)



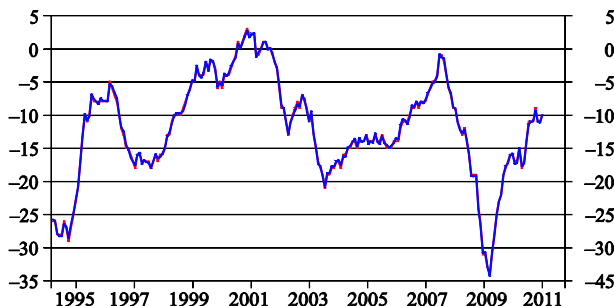
Konfidences rādītājs būvniecībā



Konfidences rādītājs mazumtirdzniecībā

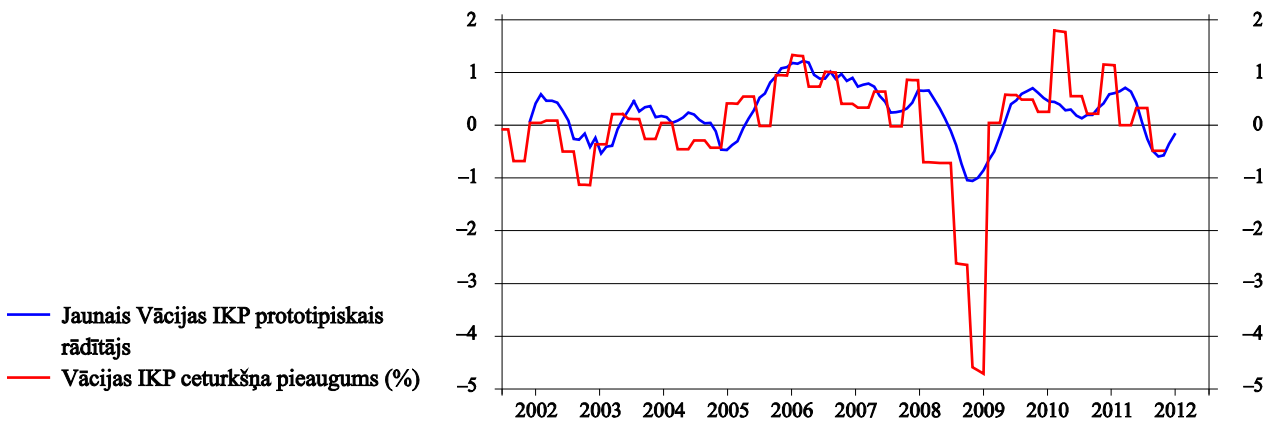


Patērētāju konfidences rādītājs



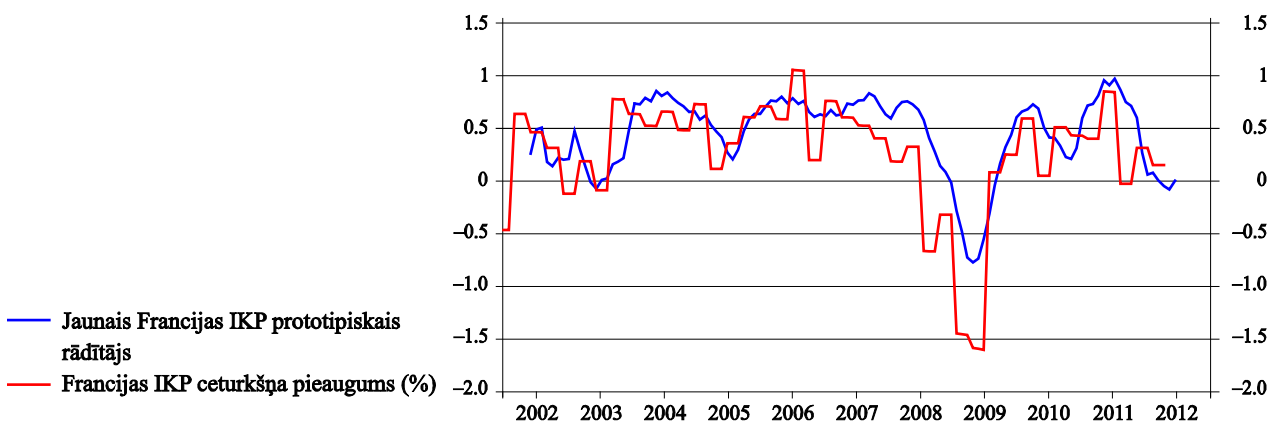
P7. attēls

Vācijas IKP prototipiskais rādītājs



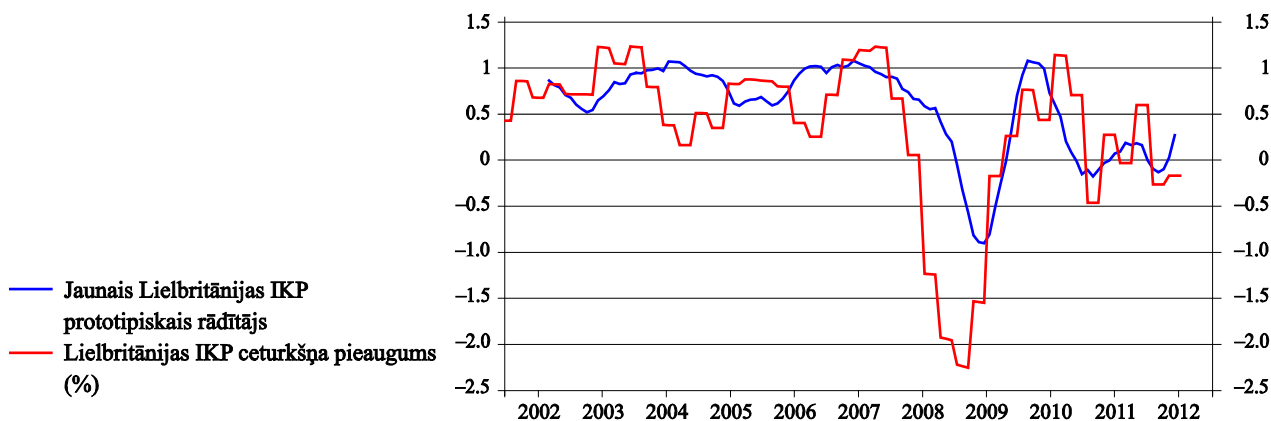
P8. attēls

Francijas IKP prototipiskais rādītājs



P9. attēls

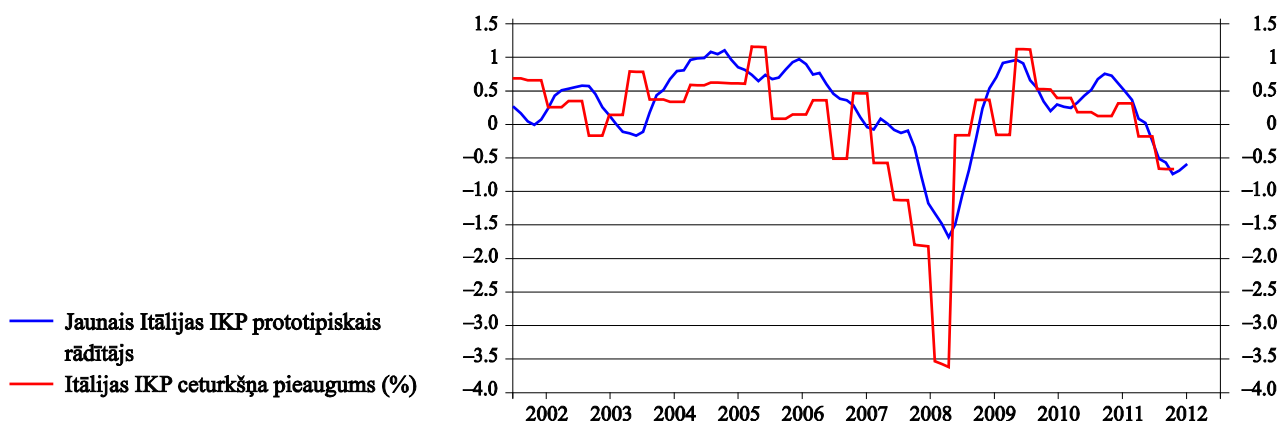
**Lielbritānijas IKP prototipiskais rādītājs**



Piezīme. Izmantotie skaidrojošie – Lielbritānijas uzņēmumu un patērētāju konfidences rādītāji – pietiekami labi neuztver Lielbritānijas IKP pieauguma tendences ciklus.

P10. attēls

**Itālijas IKP prototipiskais rādītājs**



Piezīme. Rādītājs samērā labi uztver Itālijas IKP pieauguma tendences ciklus kopš 2006. gada.

**Viendimensijas tiešā filtra pieejas iegūšana**

[7] izteiksme tiek pārveidota šādi:

$$\sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k |\Gamma(\omega_k) - \text{Re}(\hat{\Gamma}(\omega_k)) - i\text{Im}(\hat{\Gamma}(\omega_k))|^2 I_{Tx}(\omega_k)W(\omega_k) = \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \left( [\Gamma(\omega_k) - \text{Re}(\hat{\Gamma}(\omega_k))]^2 + \text{Im}(\hat{\Gamma}(\omega_k))^2 \right) I_{Tx}(\omega_k)W(\omega_k) \quad [15].$$

Attiecībā uz filtra parametriem [15] izteiksmi diferencē šādi:

$$\sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k ((\Gamma(\omega_k) - \text{Re}(\hat{\Gamma}(\omega_k)))(-d/db_j(\text{Re}(\hat{\Gamma}(\omega_k)))) +$$



$$+ \operatorname{Im}(\hat{\Gamma}(\omega_k)) d/db_j (\operatorname{Im}(\hat{\Gamma}(\omega_k))) I_{Tx}(\omega_k) W(\omega_k) = 0 \quad [16].$$

Tā kā

$$\frac{d}{db_j} \operatorname{Re}(\hat{\Gamma}(\omega_k)) = \cos(-j\omega_k) \quad [17]$$

un

$$\frac{d}{db_j} \operatorname{Im}(\hat{\Gamma}(\omega_k)) = \sin(-j\omega_k) \quad [18],$$

no [16] vienādojuma iegūst:

$$\sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \left( (\Gamma(\omega_k) - \operatorname{Re}(\hat{\Gamma}(\omega_k))) (-\cos(-j\omega_k)) + \operatorname{Im}(\hat{\Gamma}(\omega_k)) \sin(-j\omega_k) \right) I_{Tx}(\omega_k) W(\omega_k) = 0 \quad [19]$$

vai

$$\begin{aligned} & \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \Gamma(\omega_k) \cos(-j\omega_k) I_{Tx}(\omega_k) W(\omega_k) = \\ & = \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \left( \operatorname{Re}(\hat{\Gamma}(\omega_k)) \cos(-j\omega_k) + \operatorname{Im}(\hat{\Gamma}(\omega_k)) \sin(-j\omega_k) \right) I_{Tx}(\omega_k) W(\omega_k) \end{aligned} \quad [20].$$

Tā kā

$$\operatorname{Re}(\hat{\Gamma}(\omega_k)) = \sum_l b_l \cos(-l\omega_k) \quad [21]$$

un

$$\operatorname{Im}(\hat{\Gamma}(\omega_k)) = \sum_l b_l \sin(-l\omega_k) \quad [22],$$

[20] vienādojuma labā puse ir šāda:

$$\begin{aligned} & b_0 \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k (\cos(-j\omega_k) \cos(-0\omega_k) + \sin(-j\omega_k) \sin(-0\omega_k)) I_{Tx}(\omega_k) W(\omega_k) + \\ & + b_1 \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k (\cos(-j\omega_k) \cos(-1\omega_k) + \sin(-j\omega_k) \sin(-1\omega_k)) I_{Tx}(\omega_k) W(\omega_k) + \\ & \vdots \\ & + b_L \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k (\cos(-j\omega_k) \cos(-L\omega_k) + \sin(-j\omega_k) \sin(-L\omega_k)) I_{Tx}(\omega_k) W(\omega_k) \end{aligned} \quad [23].$$

Pieņem, ka  $b := [b_1, b_2, \dots, b_L]^T = C^{-1}V$ .

[20] vienādojuma labā puse liecina, ka:

$$C = \left( \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k (\cos(-j\omega_k) \cos(-l\omega_k) + \sin(-j\omega_k) \sin(-l\omega_k)) I_{Tx}(\omega_k) W(\omega_k) \right)_{jl} \quad [24],$$

kur  $0 \leq j, l \leq L$ .

[20] vienādojuma kreisā pusē nosaka, ka:

$$V = \left( \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \Gamma(\omega_k) \cos(-j\omega_k) I_{Tx}(\omega_k) W(\omega_k) \right)_j \quad [25],$$

kur  $j = 0, \dots, L$ .

### Daudzdimensiju tiešā filtra pieejas iegūšana

Tiek aplūkots šāda [14] izteiksmes daudzdimensiju versija:

$$\begin{aligned} & \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \left| \Gamma(\omega_k) \Xi_{Tx}(\omega_k) - \operatorname{Re} \left( \hat{\Gamma}(\omega_k) \Xi_{Tx}(\omega_k) + \sum_{n=1}^m \hat{\Gamma}_{z_n}(\omega_k) \Xi_{Tz_n}(\omega_k) \right) - \right. \\ & \left. - i \operatorname{Im} \left( \hat{\Gamma}(\omega_k) \Xi_{Tx}(\omega_k) + \sum_{n=1}^m \hat{\Gamma}_{z_n}(\omega_k) \Xi_{Tz_n}(\omega_k) \right) \right|^2 W(\omega_k) = \\ & = \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \left( \Gamma(\omega_k) \operatorname{Re}(\Xi_{Tx}(\omega_k)) - \operatorname{Re}(\hat{\Gamma}_x(\omega_k) \Xi_{Tx}(\omega_k)) - \sum_{n=1}^m \operatorname{Re}(\hat{\Gamma}_{z_n}(\omega_k) \Xi_{Tz_n}(\omega_k)) \right)^2 W(\omega_k) + \\ & + \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \left( \Gamma(\omega_k) \operatorname{Im}(\Xi_{Tx}(\omega_k)) - [\operatorname{Im}(\hat{\Gamma}_x(\omega_k) \Xi_{Tx}(\omega_k)) + \sum_{n=1}^m \operatorname{Im}(\hat{\Gamma}_{z_n}(\omega_k) \Xi_{Tz_n}(\omega_k))] \right)^2 W(\omega_k) \quad [26]. \end{aligned}$$

$\Xi_{Tx}(\omega_k)$  argumentu izslēdz no filtra izteiksmes, lai [26] vienādojuma pēdējā rindā atbrīvotos no locekļa  $\Gamma(\omega_k) \operatorname{Im}(\Xi_{Tx}(\omega_k))$ :

$$\sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \left| \Gamma(\omega_k) \left| \Xi_{Tx}(\omega_k) \right| - \operatorname{Re}(\operatorname{expr}) - i \operatorname{Im}(\operatorname{expr}) \right|^2 \left| \exp(i \arg(\Xi_{Tx}(\omega_k))) \right|^2 W(\omega_k) \quad [27],$$

kur

$$\operatorname{expr} = \hat{\Gamma}_x(\omega_k) \left| \Xi_{Tx}(\omega_k) \right| + \sum_{n=1}^m \hat{\Gamma}_{z_n}(\omega_k) \Xi_{Tz_n}(\omega_k) \exp(-i \arg(\Xi_{Tx}(\omega_k))) \quad [28].$$

No [27] izteiksmes tiek izslēgts tikai loceklis  $\exp(i \arg(\Xi_{Tx}(\omega_k)))$ . Tā kā  $\left| \exp(i \arg(\Xi_{Tx}(\omega_k))) \right|^2 = 1$ , [27] izteiksmi var rakstīt šādi:

$$\sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \left| \Gamma(\omega_k) \left| \Xi_{Tx}(\omega_k) \right| - \operatorname{Re}(\operatorname{expr}) - i \operatorname{Im}(\operatorname{expr}) \right|^2 W(\omega_k) \quad [29].$$

[29] izteiksmes imaginārā daļa neietver lieko imagināro locekli.

Nosaka, ka:

$$\begin{aligned}\tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k) &= |\Xi_{T_x}(\omega_k)| \\ \tilde{\Xi}_{T_{z_n}}(\omega_k) &= \Xi_{T_{z_n}}(\omega_k) \exp(-i \arg(\Xi_{T_x}(\omega_k)))\end{aligned}\quad [30].$$

[29] izteiksme tiek diferencēta pret  $b_j^m$  ( $j$ -tais filtra koeficients mainīgajam  $z_m$ ) un pielīdzināta nullei:

$$\begin{aligned}& \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \left( \Gamma(\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k) - \operatorname{Re}(\hat{\Gamma}_x(\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k)) - \sum_{n=1}^m \operatorname{Re}(\hat{\Gamma}_{z_n}(\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_{z_n}}(\omega_k)) \right) \times \\ & \times (-1) \operatorname{Re}(\exp(ij\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_{z_n}}(\omega_k)) W(\omega_k) \\ & - \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \left( \left[ \operatorname{Im}(\hat{\Gamma}_x(\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k)) + \sum_{n=1}^m \operatorname{Im}(\hat{\Gamma}_{z_n}(\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_{z_n}}(\omega_k)) \right] \right) \times \\ & \times (-1) \operatorname{Im}(\exp(ij\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_{z_n}}(\omega_k)) W(\omega_k) = 0\end{aligned}\quad [31],$$

kur  $\tilde{\Xi}_{T_{z_m}}(\omega_k) = \tilde{\Xi}_{T_x}$  ja  $m = 0$ .

Pārveidojot [31] vienādojuma kreiso pusi, iegūst:

$$\begin{aligned}& \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \Gamma(\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k) \operatorname{Re}(\exp(ij\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_{z_m}}(\omega_k)) W(\omega_k) = \\ & = \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \left( \operatorname{Re}(\hat{\Gamma}_x(\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k)) + \sum_{n=1}^m \operatorname{Re}(\hat{\Gamma}_{z_n}(\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_{z_n}}(\omega_k)) \right) \operatorname{Re}(\exp(ij\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_{z_m}}(\omega_k)) W(\omega_k) + \\ & + \sum_{k=-[T/2]}^{[T/2]} w_k \left( \operatorname{Im}(\hat{\Gamma}_x(\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k)) + \sum_{n=1}^m \operatorname{Im}(\hat{\Gamma}_{z_n}(\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_{z_n}}(\omega_k)) \right) \operatorname{Im}(\exp(ij\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_{z_m}}(\omega_k)) W(\omega_k)\end{aligned}\quad [32].$$

[32] vienādojums tiek reducēts līdz viendimensijas vidējam kvadrātiskajam kritērijam, ja  $m = 0$ ; [32] vienādojuma kreisās puses loceklis kļūst šāds:

$$w_k \Gamma(\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k) \operatorname{Re}(\exp(ij\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_{z_m}}(\omega_k)) W(\omega_k) = w_k \Gamma(\omega_k) \cos(-j\omega_k) I_{T_x}(\omega_k) W(\omega_k)\quad [33],$$

kas atbilst [25] vienādojumam. Vienādojuma labo pusi var vienkāršot šādi:

$$\begin{aligned}& w_k \operatorname{Re}(\hat{\Gamma}_x(\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k)) \operatorname{Re}(\exp(ij\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k)) W(\omega_k) + \\ & + w_k \operatorname{Im}(\hat{\Gamma}_x(\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k)) \operatorname{Im}(\exp(ij\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k)) W(\omega_k) = \\ & = w_k \operatorname{Re}(\hat{\Gamma}_x(\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k)) \operatorname{Re}(\overline{\exp(ij\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k)}) W(\omega_k) - \\ & - w_k \operatorname{Im}(\hat{\Gamma}_x(\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k)) \operatorname{Im}(\overline{\exp(ij\omega_k) \tilde{\Xi}_{T_x}(\omega_k)}) W(\omega_k) =\end{aligned}$$

$$= w_k \operatorname{Re}(\hat{\Gamma}_x(\omega_k) \overline{\exp(ij\omega_k)}) I_{T_x}(\omega_k) W(\omega_k) \quad [34],$$

kas atbilst [24] vienādojumam, un augšsvītra apzīmē kompleksu konjugātu (*complex conjugate*). [32] vienādojuma labā puse filtra koeficientam  $b_l^n$  piešķir svarus:

$$\begin{aligned} & w \operatorname{Re}(\exp(il\omega_k) \Xi_{T_{z_u}}(\omega_k)) \operatorname{Re}(\exp(ij\omega_k) \Xi_{T_{z_m}}(\omega_k)) W(\omega_k) + \\ & + w_k \operatorname{Im}(\exp(il\omega_k) \Xi_{T_{z_u}}(\omega_k)) \operatorname{Im}(\exp(ij\omega_k) \Xi_{T_{z_m}}(\omega_k)) W(\omega_k) \end{aligned} \quad [35],$$

kur  $\Xi_{T_{z_u}}(\omega_k) = \Xi_{T_x}(\omega_k)$ , ja  $u = 0$ .

Šāda vispārināta  $C$  matrica viendimensijas filtra gadījumā reducējama uz [24] vienādojumu.

#### Pirmās kārtas ierobežojums

Filtrs pakļauts pirmās kārtas ierobežojumam:

$$b_1^n + b_2^n + \dots + b_L^n = w^n \quad [36],$$

nosaka amplitūdas ierobežojumu nulles frekvencei saskaņā ar  $\hat{\Gamma}_{z_n}(0) = w^n$  ( $\hat{\Gamma}_{z_n} = \hat{\Gamma}_x$ , ja  $m = 0$ ), un  $w^n$  ir vienāds ar vienību.

#### Normalizēšana ar GARCH procesu

Ievades mainīgā  $x_t$  ar nulles vidējo vērtību dispersiju periodā  $t$ ,  $h_t$  modelē ar GARCH(1,1) procesu:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad [37],$$

kur  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_1 \geq 0$  un  $\beta_1 \geq 0$ , un tiek pieņemts, ka  $x_t : N(0, h_t)$ . Ar Kolmogorova–Smirnova (KS) normalitātes testu (F. Dž. Masijs (*F. J. Massey*) (18)) nevar noliegt nulles hipotēzi visiem ievades mainīgajiem ar 5% nozīmīguma līmeni. Tomēr ir labi zināms, ka KS testam ir mazs spēks (*low power*) nelielās izlasēs. Kā alternatīvu var veikt Žarka–Bera testu (K. M. Žarks (*C. M. Jarque*) un A. K. Bera (*A. K. Bera*) (14)), ar kuru piecām no astoņām laikrindām var noliegt nulles hipotēzi ar 5% nozīmīguma līmeni. Tāpēc iespējams, ka pieņēmums  $x_t : N(0, h_t)$  nav spēkā. Tomēr GARCH(1,1) novērtējums ar kvazilielākās ticamības metodi kopumā ir atbilstošs, ja ir vāji pieņēmumi (T. Bollerslevs un Dž. M. Vudridžs (*J. M. Wooldridge*) (6)).

*Tabula*

**Rādītāju konstruēšanā izmantoto datu veidu saraksts**

Mainīgais	Avots	Eiro zona	Vācija	Francija	Lielbri- tānija	Itālija	Transformācija
Reālais IKP*	<i>Eurostat</i>	x	x	x	x	x	$\Delta \log$ , lineāra interpolācija
Pēdējā mēneša ražošanas tendence (rūpniecība)*	EFLĢ	x	x	x	x	x	$\Delta$
Pasūtījumu līmeņa novērtējums (rūpniecība)*	EFLĢ	x	x	x	x	x	$\Delta$
Gatavās produkcijas krājumu novērtējums (rūpniecība)*	EFLĢ	x	x	x	x	x	$\Delta$
Nodarbinātības gaidas turpmākajiem mēnešiem (rūpniecība)*	EFLĢ	x	x	x	x	x	$\Delta$
Ražošanas izlaides gaidas turpmākajiem mēnešiem (rūpniecība)*	EFLĢ	x	x	x	x	x	$\Delta$
Konfidences rādītājs būvniecībā*	EFLĢ	x	x	x	x	x	$\Delta$
Konfidences rādītājs mazumtirdzniecībā*	EFLĢ	x	x	x	x	x	$\Delta$
Patērētāju konfidences rādītājs*	EFLĢ	x	x	x	x	x	$\Delta$
Pakalpojumu sektora konfidences rādītājs*	EFLĢ		x				$\Delta$
Eiro zonas akciju cenu indekss	<i>Eurostat</i>		x		x	x	$\Delta \log$
ASV akciju cenu indekss	<i>Eurostat</i>	x	x			x	$\Delta \log$

Piezīme. Konfidences rādītāji un IKP dati atbilst katra reģiona datiem.

\* Sezonāli izlīdzināti dati.

## LITERATŪRA

1. ALTISSIMO, Filippo, BASSANETTI, Antonio, CRISTADORO, Riccardo, FORNI, Mario, HALLIN, Marc, LIPPI, Marco, REICHLIN, Lucrezia, VERONESE, Giovanni. *EuroCOIN: A Real Time Coincident Indicator for the Euro Area Business Cycle*. CEPR Discussion Paper, December 2001, No. 3108, 49 p.
2. ALTISSIMO, Filippo, CRISTADORO, Riccardo, FORNI, Mario, LIPPI, Marco, VERONESE, Giovanni. New Eurocoin: Tracking Economic Growth in Real Time. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 92, No. 4, November 2010, pp. 1024–1034.
3. ARNAUD, Benoit, HONG, Eun-Pyo. Comparison of Compilation Methodologies for the Composite Leading Indicators of Euro Area. OECD, August 2001, 8 p. [skatīts 2012. gada 25. aprīlī]. Pieejams: <http://www.oecd.org/dataoecd/34/20/1907370.pdf>.
4. BAXTER, Marianne, KING, Robert G. Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 81, No. 4, November 1999, pp. 575–593.
5. BOLLERSLEV, Tim. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, vol. 31, No. 3, February 1986, pp. 307–327.
6. 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.
7. BROCKWELL, Peter J., DAVIS, Richard A. *Time Series: Theory and Methods*. New York : Springer Verlag, 1987, 519 p.
8. BURNS, Arthur F., MITCHELL, Wesley C. *Measuring Business Cycles*. New York : NBER, 1946, 590 p.
9. CAPORELLO, Gianluca, MARAVALL, Agustín, SÁNCHEZ, Fernando J. *Program TSW Reference Manual*. Banco de España Working Papers, No. 0112, 2001, 62 p.
10. CHRISTIANO, Lawrence J., FITZGERALD, Terry J. The Band Pass Filter. *International Economic Review*, vol. 44, No. 2, May 2003, pp. 435–465.
11. FORNI, Mario, HALLIN, Marc, LIPPI, Marco, REICHLIN, Lucrezia. The Generalized Dynamic Factor Model: Identification and Estimation. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 82, No. 4, November 2000, pp. 540–554.
12. FORNI, Mario, LIPPI, Marco. The Generalized Dynamic Factor Model: Representation Theory. *Econometric Theory*, vol. 17, No. 6, December 2001, pp. 1113–1141.
13. HODRICK, Robert J., PRESCOTT, Edward C. Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, No. 1, February 1997, pp. 1–16.
14. JARQUE, Carlos M., BERA, Anil K. A Test for Normality of Observations and



Regression Residuals. *International Statistical Review*, vol. 55, No. 2, August 1987, pp. 163–172.

15. KING, Robert G., REBELO, Sergio T. Low Frequency Filtering and Real Business Cycles. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 17, issue 1–2, 1993, pp. 207–231.

16. KOLMOGOROV, Andrej. *Stationary Sequences in Hilbert Space* (in Russian). Bulletin of the Moscow State University, vol. 2, No. 6, 1941, pp. 1–40.

17. MARAVALL, Agustín, del RÍO, Ana. *Time Aggregation and the Hodrick-Prescott Filter*. Banco de España Working Papers, No. 0108, March 2001, 44 p.

18. MASSEY, Frank J. The Kolmogorov-Smirnov Test for Goodness of Fit. *Journal of American Statistical Association*, vol. 46, issue 253, 1951, pp. 68–78.

19. STOCK, James H., WATSON, Mark W. *Diffusion Indexes*. NBER Working Paper Series, No. 6702, August 1998, 67 p.

20. WIENER, Norbert. *Extrapolation, Interpolation, and Smoothing of Stationary Time Series*. MIT Press, 1949, 163 p.

21. WILDI, Marc. Real-Time Signal-Extraction: Beyond Maximum Likelihood Principles. June 30, 2008, 284 p. [skatīts 2012. gada 25. aprīlī]. Pieejams: [http://blog.zhaw.ch/idp/sefblog/uploads/Wildi\\_Real\\_Time\\_SE\\_0810010.pdf](http://blog.zhaw.ch/idp/sefblog/uploads/Wildi_Real_Time_SE_0810010.pdf).

22. WILDI, Marc. *I-DFA and I-MDFA: Companion Paper to R-Code Published on SEFBlog*. IDP-Working Paper, March 18, 2011, 15 p. [skatīts 2012. gada 25. aprīlī]. Pieejams: [http://blog.zhaw.ch/idp/sefblog/uploads/working\\_paper1.pdf](http://blog.zhaw.ch/idp/sefblog/uploads/working_paper1.pdf).