

SONJA BENECKA (*Soňa Benecká*)
LUDMILA FADEJEVA
MARTINS FELDKIRHERS (*Martin Feldkircher*)

PĒTĪJUMS
4 / 2018

EIRO ZONAS MONETĀRĀS POLITIKAS TRANSMISIJA JAUNAJĀ EIROPĀ



SATURS

KOPSAVILKUMS	3
NETEHNISKS KOPSAVILKUMS	4
1. IEVADS	5
2. GVAR MODELIS	7
3. STRUKTURĀLO ŠOKU IDENTIFICĒŠANA EIRO ZONĀ	17
4. EMPĪRISKIE REZULTĀTI	20
5. SECINĀJUMI	27
LITERATŪRA	28

SAĪSINĀJUMI

ADF tests – paplašināts Dikija-Fullera tests (*augmented Dickey-Fuller test*)
 ASV – Amerikas Savienotās Valstis
 bp – bāzes punkts
 CB – centrālā banka
 CESEE – Centrālā Eiropa, Austrumeiropa un Dienvidaustrumeiropa
 CNB – *Česka Národní Banka*
 ECB – Eiropas Centrālā banka
 ES – Eiropas Savienība
 EZ – eiro zona
 GVAR – globālā VAR
 IKP – iekšzemes kopprodukts
 ISO – Starptautiskā Standartizācijas organizācija
 NSB – nacionālais statistikas birojs
 OE – *Oxford Economics*
 OECD – Ekonomiskās sadarbības un attīstības organizācija (*Organisation for Economic Co-operation and Development*)
 PCI – patēriņa cenu indekss
 PP – pirktpējas paritāte
 SFS – starptautiskā finanšu statistika
 s.i. – sezonāli izlīdzināts
 s.n. – sezonāli neizlīdzināts
 SVF – Starptautiskais Valūtas fonds
 VAR – vektoru autoregresija
 VARX – vektoru autoregresijas modelis ar eksogēniem mainīgajiem
 WS tests – svērtais simetriskais vienības saknes tests (*weighted symmetric unit root test*)

KOPSAVILKUMS

Pētījumā analizēta eiro zonas monetārās politikas šoka starptautiskā transmisija, galveno uzmanību pievēršot Centrālās Eiropas, Austrumeiropas un Dienvidaustrumeiropas (CESEE) valstīm. Šim nolūkam kā viens no monetārās politikas nostājas atspoguļošanas veidiem normālu un par nulli zemāku procentu likmju periodos izmantots globālās vektoru autoregresijas (GVAR) modelis un ēnu procentu likmes. Pētījumā ierosināts izmantot jaunu paņēmieni eiro zonas valstu modelēšanai daudzvalstu ietvarā ar kopīgu monetāro politiku, kā arī jaunu pieeju šoku vienlaicīgai identificēšanai. Pētījuma rezultāti liecina, ka, reaģējot uz eiro zonas monetārās politikas stingrības palielināšanu, vairākumā eiro zonas un CESEE valstu cenas tiek koriģētas un ražošanas apjoms sarūk, taču neviendabīguma pakāpe ir būtiska.

Atslēgvārdi: eiro zonas monetārā politika, globālā vektoru autoregresija, transmisija

JEL kodi: C32, F44, E32, O54

Sonja Benecka (*Soňa Benecká*), Česka Národní Banka (e-pasta adrese: sona.benecka@cnb.cz),
Ludmila Fadejeva, Latvijas Banka (e-pasta adrese: Ludmila.Fadejeva@bank.lv),
Martins Feldkirchers (Martin Feldkircher), Oesterreichische Nationalbank (e-pasta adrese: martin.feldkircher@oenb.at).

Pētījums veikts ar Česka Národní Banka pētniecības projekta Nr. B2/2015 atbalstu. Pētījuma autori pateicas Mihalām Frantam (Michal Franta), Petram Krālam (Petr Král), Janam Hājekam (Jan Hájek), Alesandro Galezi (Alessandro Galesi) un Česka Národní Banka semināra dalībniekiem par komentāriem. Autori uzņemas atbildību par iespējamām kļūdām un nepilnībām. Pētījumā pausti tikai tā autoru viedokļi, un tie ne vienmēr atspoguļo Česka Národní Banka, Latvijas Bankas vai Oesterreichische Nationalbank oficiālo nostāju.

NETEHNISKS KOPSAVILKUMS

Pētījumā vērtēta vietējā un starptautiskā makroekonomiskā ietekme, ko eiro zonas monetārā politika atstāj uz Centrālo Eiropu, Austrumeiropu un Dienvidaustrumeiropu (CESEE). Šim nolūkam nepieciešams izveidot daudzvalstu modeli, kurā varētu ņemt vērā ekonomiskās saiknes starp aplūkojamām valstīm un pieļaut transmisiju. Modelim arī būtu jāatspoguļo divi svarīgi faktori. Pirmkārt, aplūkojamajā periodā dažas centrālās bankas, t.sk. ECB, īstenoja nestandarta monetārās politikas pasākumus (piemēram, aktīvu iegādes programmu). Otrkārt, eiro zonas valstu reakcijai uz monetārās politikas šokiem piemīt zināma heterogenitāte, kas atspoguļojās atšķirīgā tiešās un netiešās ietekmes transmisijā uz CESEE.

Pētījuma devums literatūrai ir trijos aspektos. Pirmkārt, lai parādītu eiro zonā īstenotās tradicionālās un nestandarta monetārās politikas vispārējo ietekmi, GVAR modeli ir izmantotas ēnu procentu likmes, kas atvasinātas no termiņstrukturās modeļiem. Tās atspoguļo faktiskās monetārās politikas procentu likmes normālos apstākļos, bet kļūst negatīvas laikposmos, kad faktiskās procentu likmes nevar samazināties zem nulles, un tādējādi ēnu procentu likme ir precīzāks monetārās politikas nostājas rādītājs šajā pētījumā aplūkojamam izlases periodam. Tā kā dažu CESEE valstu procentu likmes arī sasniegušas nulli un/vai tās īstenojušas nestandarta monetāro politiku, aprēķinātas arī šo valstu ēnu procentu likmes. Šis aspekts bieži vien netiek ņemts vērā (piemēram, C. Čeņas (*Q. Chen*), M. J. Lombardi (*M. J. Lombardi*) un A. Rosa (*A. Ross*) (11), J. Hājeka (*J. Hájek*) un R. Horvāta (*R. Horváth*) (34), R. Horvāta un K. Voslāržovas (*K. Voslářová*) (35) pētījumā), kas ievieš asimetriju modeli, tādējādi traucējot eiro zonas šoka transmisijas uz CESEE valstīm korektu novērtēšanu.

Otrkārt, sekojot P. Buriela (*P. Burriel*) un A. Galezi (*A. Galesi*) (7), G. Georgiada (*G. Georgiadis*) (32) un M. Feldkirhera (*M. Feldkircher*), T. Grūbera (*Th. Gruber*) un F. Hūbera (*F. Huber*) (26) atziņām, sadalot eiro zonu atsevišķās valstīs, ir ņemta vērā tās heterogenitāte, kas ļauj modelī iekļaut detalizētāku informāciju par valstīm un reģioniem. GVAR modeļu klasiskajās versijās (piemēram, M. H. Pesarana (*M. H. Pesaran*), T. Širmaņa (*T. Schuermann*) un S. M. Veinera (*S. M. Weiner*) (41), S. Dēsa (*S. Dees*), F. di Mauro (*F. di Mauro*), M. H. Pesarana u.c. (17) pētījumā) un vēlākās versijās (piemēram, S. Eikmeieres (*S. Eickmeier*) un T. Nga (*T. Ng*) (22) un C. Čeņas, M. J. Lombardi un A. Rosa (11) pētījumā) dalībvalstu kopīgās īstermiņa procentu likmes un valūtas kursa dēļ eiro zona ir aplūkota kā viens reģions. Lai gan eiro zonas apkopoto datu izmantošanai modelēšanā ir priekšrocības, tomēr pastāv daži būtiski trūkumi. Piemēram, eiro zonas datu laikrindu apkopošana samazina eiro zonas mainīgo rādītāju svārstīgumu, kas mazākās valstīs, kurām ir stipras saiknes ar eiro zonas reģionu, var nozīmēt augstākas impulsu reakcijas uz eiro zonas šokiem. Apkopošana mazina arī tirdzniecības un finanšu saikņu diferenciācijas ietekmi eiro zonas valstīs. Tas ir svarīgi, jo ietekme eiro zonā ir samērā heterogēna (sk., piemēram, P. Buriela un A. Galezi (7), G. Georgiada (32), M. Mandlera (*M. Mandler*), M. Šārnagla (*M. Scharnagl*) un U. Folcas (*U. Volz*) (37) pētījumu).

Treškārt, pētīta strukturālās monetārās politikas šoka ietekme, izmantojot zīmju ierobežojumus saskaņā ar GVAR pētījumos lietoto tradicionālo pieeju (P. Buriela un A. Galezi (7), G. Georgiada (32), M. Feldkirhera un F. Hūbera (27), C. Čeņas, M. J. Lombardi un A. Rosa (11) un L. Fadejevas, M. Feldkirhera un T. Reiningeras (*Th. Reininger*) (25) pētījums). Atšķirībā no iepriekšējiem pētījumiem ierosināts eiro zonai specifisku šoku identificēt gan individuāliem mainīgajiem, gan apkopotiem

mainīgajiem, izmantojot divpakāpju procedūru. Tas ļauj nodrošināt, ka šoka ekonomiskā interpretācija paliek nemainīga gan reģiona, gan atsevišķu valstu līmenī.

Pētījuma rezultāti liecina, ka laikā, kad eiro zonā tiek ieviesta stingrāka monetārā politika, vairākumā eiro zonas valstu un CESEE valstu cenas tiek koriģētas un reālais IKP samazinās. Pētījuma rezultāti arī rāda būtiskas atšķirības dažādās valstīs. Ietekmes transmisija ir ļoti heterogēna. Piemēram, transmisija, kas notikusi caur trešām valstīm, Baltijas valstīs veido pusi no kopējās ietekmes uz reālo IKP. Turpretī citās CESEE valstīs lielākā daļa transmisijas notiek tieši – caur to ekonomiskajām saiknēm ar eiro zonu.

1. IEVADS

2008. un 2009. gada pasaules finanšu krīzes sākumā lielākās centrālās bankas samazināja savas monetārās politikas procentu likmes, lai veicinātu tautsaimniecības izaugsmi un patērīga cenu inflāciju. Zemas procentu likmes būtiski ierobežoja iespējas īstenot tradicionālo monetāro politiku, un diezgan ātri nominālās procentu likmes pietuvojās nulles līmenim. Šādos apstākļos bija radusies nepieciešamība īstenot citus nestandarta monetārās politikas pasākumus, kas padara kopējās monetārās politikas nostājas novērtēšanu sarežģītāku. Turklāt monetārās politikas nostājas pārmaiņas ietekmē ne tikai iekšzemes tautsaimniecību. Literatūrā ir diskutēts par ECB un ASV Federālo rezervju sistēmas nestandarta monetārās politikas iespējamo negatīvo ietekmi uz mazām valstīm ar atvērtu tautsaimniecību pēc šādu pasākumu īstenošanas. Stimulējoši monetārās politikas pasākumi attīstītajās valstīs varēja veicināt liela ārvalstu kapitāla ieplūdi un valūtas kursa kāpumu, tādējādi apdraudot ārējo konkurētspēju. Turklāt dažas no šīm plūsmām varēja stimulēt kredītēšanas un aktīvu cenu lēcieni, pastiprinot finansiālo ievainojamību. Lēts ārējais finansējums ietekmē arī iekšzemes bilances struktūru – palielinās saistību ārvalstu valūtās īpatsvars.

Šim nolūkam ir vajadzīgs daudzvalstu modelis, kurš spēj ņemt vērā ekonomiskās saiknes starp aplūkojamām valstīm. GVAR modelis, ko piedāvāja M. H. Pesarans sadarbībā ar līdzautoriem (M. H. Pesarans, T. Šīrmanis un S. M. Veiners (41), A. Garats (*A. Garratt*), K. Lī (*K. Lee*), H. M. Pesarans u.c. (31)), ir plaši izmantots literatūrā. Tas sniedz saskaņotu metodi, ar kuras palīdzību vienlaikus modelē valstu kopu, ņemot vērā šo valstu mijiedarbību ar tirdzniecības un finanšu saikņu palīdzību. Jaunākajos pētījumos šo ietvaru piemēroja mājokļa cenu šokiem (*A. Čeza-Bianchi* (*A. Cesa-Bianchi*) (9)), kredītu piedāvājuma šokiem (*S. Eikmeiere* un *T. Ngs* (22)), izmaksu spiediena šokiem (*A. Galezi* un *M. J. Lombardi* (*M. J. Lombardi*) (29)), finansiālās spriedzes šokiem (*J. Doverns* (*J. Dovern*) un *B. van Roje* (*B. van Roje*) (21)), monetārās politikas šokiem (*M. Feldkirhers* un *F. Hūbers* (27)) un likviditātes šokiem 2007.–2009. gada Lielās recesijas laikā (*A. Čudiks* (*A. Chudik*) un *M. Fračers* (*M. Fratzscher*) (12)), finanšu sektora stresa testam (*O. Kastrēns* (*O. Castrén*), *S. Dēss* (*S. Déés*) un *F. Zahers* (*F. Zaher*) (8)) un fiskālo šoku analīzei (*A. Belke* (*A. Belke*) un *T. Osovskis* (*T. Osowski*) (4), *M. Ellers* (*M. Eller*), *M. Feldkirhers* un *F. Hūbers* (24)). Lielisku pārskatu par GVAR ietvara plašo lietojumu sniedz *A. Čudiks* un *M. H. Pesarans* (13).¹

¹ Daži autori pievērsuši lielu uzmanību šoka izplatībai CESEE valstīs; sk., piemēram, *M. Feldkirhera* un *F. Hūbera* (27), *J. Hājeka* un *R. Horvāta* (33) un *L. Fadejevas*, *M. Feldkirhera* un *T. Reiningera* (25) pētījumu.

Jaunākais literatūras virziens pievēršas eiro zonas nestandarta monetārās politikas iekšzemes ietekmes kvantitatīvajam novērtējumam. Šajos pētījumos bieži tiek izmantots kāds datu laikrindu ekometrijas modelis, savukārt nestandarta monetārās politikas pasākumus raksturo citi rādītāji. L. Gambakortas (*L. Gambacorta*), B. Hofmana (*B. Hofmann*) un G. Pērsmana (*G. Peersman*) (30) un D. Buksa (*J. Boeckx*), M. Doses (*M. Dossche*) un G. Pērsmana (*G. Peersman*) (6) pētījumos aplūkots ECB bilances eksogēnais palielinājums. L. Gambakorta, B. Hofmans un G. Pērsmans (30) novērtē astoņu eiro zonas valstu strukturālā paneļa VAR un konstatē, ka ECB bilances pozitīvais šoks veicina ekonomisko aktivitāti un (mazāk) – cenu kāpumu eiro zonā. D. Bukss, M. Dose un G. Pērsmans (6), izmantojot VAR strukturālo ietvaru, konstatē, ka ekspansīvas moterārās politikas bilances šoks veicina banku veikto kreditēšanu, samazina procentu likmju starpību, izraisa eiro kursa kritumu un kopumā pozitīvi ietekmē ekonomisko aktivitāti un inflāciju.

Dažos pētījumos aplūkota nestandarta monetārās politikas pasākumu ietekmes transmisija jaunajā Eiropā.² P. Buriels un A. Galezi (7) izmanto GVAR ietvaru un līdzīgu identificēšanas stratēģiju kā D. Bukss, M. Dose un G. Pērsmans (6). Saskaņā ar viņu veikto analīzi ECB kopējo aktīvu eksogēnais palielinājums izraisa būtisku kopējā ražošanas apjoma un inflācijas kāpumu un valūtas kursa kritumu. Veiktajā analīzē viņi parāda, ka ietekme būtiski atšķiras dažādās valstīs un ka tajās valstīs, kuru bankas ir mazāk trauslas, transmisija kopumā ir vislielākā. M. Feldkirhers, T. Grūbers un F. Hūbers (26) aplūko kvantitatīvi veicinošo pasākumu ietekmi eiro zonā, to mērot ar ienesīguma līknes izlīdzināšanos. Viņi konstatē, ka eiro zonas termiņu starpības samazinājumam ir ilgstoša un pozitīva ietekme uz rūpniecisko ražošanu pašā eiro zonā un kaimiņvalstu tautsaimniecībā un ka transmisija darbojas galvenokārt ar finanšu mainīgo palīdzību. Viņi arī norāda uz būtiskām atšķirībām starptautiskajā ietekmē uz ražošanas apjomu, ko var izskaidrot ar atšķirīgu tirdzniecības un finansiālās atvērtības līmeni. K. Bluvsteina (*K. Bluwstein*) un F. Kanova (*F. Canova*) (5) izmanto Beijesa jauktās frekvences strukturālu VAR modeli un konstatē pozitīvu ietekmi uz cenām un ražošanas apjomu. Ietekme parasti ir lielāka valstīs ar attīstītāku finanšu sistēmu un lielāku iekšzemes banku īpatsvaru. R. Horvāts un K. Voslāržova (35) izmanto paneļa vektora autoregresijas ietvaru, lai apskatītu CESEE valstu tautsaimniecību makroekonomisko mainīgo reakciju gan uz ēnu procentu likmju šoku kā uz nestandarta monetārās politikas ietekmes rādītāju (D. S. Vu (*J. C. Wu*) un F. D. Sja (*F. zxD. Xia*) (45)), gan uz centrālo banku aktīvu eksogēno pieaugumu. Viņi konstatē spēcīgu ietekmi uz ražošanas apjomu, savukārt transmisija uz cenām ir samērā vāja. Visbeidzot, J. Hājeks un R. Horvāts (34) apskata ASV un eiro zonas monetārās politikas šoku transmisiju. Viņi konstatē vājāku transmisiju uz Dienvidaustrumeiropas ES dalībvalstu tautsaimniecību salīdzinājumā ar citām līdzīgām valstīm Centrālajā Eiropā un Austrumeiropā. Viņi parāda arī, ka eiro zonas monetārās politikas šoks rada spēcīgāku transmisiju uz CESEE valstīm salīdzinājumā ar ASV izcelsmes šoku.

Pētījums strukturēts šādi. GVAR modelis, dati un modeļa specifikācija raksturoti 2. nodaļā. 3. nodaļā sniegta zīmju ierobežojumu kopa, kas pētījumā izmantota kopējā piedāvājuma šoka nodalīšanai no kopējā pieprasījuma šoka un monetārā politikas šoka, kuru identificēšanai ir izmantotas ēnu procentu likmes. Pētījuma rezultāti sniegti 4. nodaļā, bet 5. nodaļā ietverti secinājumi.

² Jaunāko novērtējumu attiecībā uz tradicionālās monetārās politikas šoka transmisiju CESEE sk. G. Potjagailo (*G. Potjagailo*) (42) pētījumā.

2. GVAR MODELIS

Empīrisku literatūru par GVAR modeļiem lielā mērā ietekmēja M. H. Pesarana un līdzautoru (M. H. Pesarana, T. Širmaņa un S. M. Veinera (41), A. Garata, K. Lī, H. M. Pesarana u.c. (31)) darbs. Virknē pētījumu šie autori aplūko ASV makroekonomisko impulsu ietekmi atsevišķās ārvalstu tautsaimniecībās, šoku identificēšanā balstoties uz agnosticiskām, strukturālām un ilglaicīgām makroekonomiskajām attiecībām (M. H. Pesarans, T. Širmanis un S. M. Veiners (41), S. Dēss, F. di Mauro, M. H. Pesarans u.c. (17), S. Dēss, Š. Holijs (*S. Holly*), M. H. Pesarans u.c. (18)). GVAR modelēšana aktīvi izmantota pēdējos gados. Lielisku pārskatu par jaunāko GVAR ietvara lietojumu sk. A. Čudika un M. H. Pesarana (13) pētījumā.

GVAR ir pasaules tautsaimniecības kompakts attēlojums daudzpusējās pasaules valstu savstarpējās saistības (atkarības) modelēšanai. Faktiski GVAR modelim ir divas kārtas (*two layers*), kas rada iespēju parādīt ietekmes transmisiju starp valstīm. Pirmajā kārtā novērtē atsevišķu datu laikrindu modeli katrai valstij. Otrajā kārtā atsevišķu valstu modeļi tiek apvienoti vienā globālā modelī, ar kura palīdzību iespējams novērtēt šoka ģeogrāfisko izplatīšanos un ar to saistīto reakciju dinamiku.

GVAR modeļa klasiskajā attēlojumā pirmo kārtu veido katrai valstij raksturīgo vietējo VAR modeļu kopums, ko paplašina ar vāji eksogēnu un globālu mainīgo izlasi (VARX modelis). Pieņemot, ka šajā pētījumā globālo tautsaimniecību veido $N + 1$ valstis, katrai valstij novērtē VARX modeli šādā veidā $i = 0, \dots, N$:³

$$x_{it} = a_{i0} + \Phi_i x_{i,t-1} + \Lambda_{i0} x_{it}^* + \Lambda_{i1} x_{i,t-1}^* + \varepsilon_{it} \quad [1],$$

kur a_{i0} ir konstanšu vektors, x_{it} ir $k_i \times 1$ endogēno mainīgo vektors i valstī $t \in 1, \dots, T$ laikā, Φ_i apzīmē endogēno mainīgo parametru $k_i \times k_i$ matricu un Λ_{ik} ir $k_i \times k_i^*$ dimensijas k_i^* vāji eksogēno mainīgo koeficientu matricas. Turklāt $\varepsilon_{it} \sim N(0, \Sigma_i)$ ir kļūdas vektors.

Vāji eksogēnos jeb *ārvalstu* mainīgos x_{it}^* aprēķina kā vidējos svērtos no citu valstu atbilstošajiem mainīgajiem:

$$x_{it}^* = \sum_{j \neq i}^N \omega_{ij} x_{jt} \quad [2],$$

kur ω_{ij} apzīmē svarus, kas atbilst valstu pārim i un j . Svari ω_{ij} atspoguļo starpvalstu ekonomiskās un finanšu saites, ko parasti izsaka, izmantojot divpusējās tirdzniecības plūsmu datus (importa un eksporta summa).⁴ Pieņemums par to, ka individuālā līmenī (t.i., atsevišķās valstīs) x_{it}^* mainīgie ir vāji eksogēni, atspoguļo uzskatu, ka vairākuma valstu tautsaimniecība ir maza salīdzinājumā ar pasaules tautsaimniecību.

Pastāv dažādi veidi, kā GVAR modelī ietvert eiro zonas valstīm un reģioniem raksturīgu informāciju. Piemēram, G. Georgiadis (32) un M. Feldkirchers, T. Grübers un F. Hübers (26), lai ieviestu kopējās eiro zonas monetārās politikas atgriezenisko saiti uz eiro zonas valstīm, izmanto jauktu šķērsgriezuma GVAR. P. Buriels un A. Galezi (7) ievieš eiro zonas monetārās politikas mainīgos, izmantojot kopīgos mainīgos (*common variables*), kas ietilpst konkrētām eiro zonas valstīm raksturīgajos

³ Vienkāršības dēļ ekspozīcijā izmantots pirmās kārtas VARX modelis. Vispārinājums līdz ilgākas nobīdes struktūrām ir vienkāršs.

⁴ S. Eikmeieres un T. Nga (22) un M. Feldkirhera un F. Hübera (27) pētījumā ir apskatīts plašs dažādu tirdzniecības un finanšu svaru klāsts.

GVAR modeļos. Svarīgi, ka to ietvarā kopīgie mainīgie reaģē uz ražošanas apjoma un cenu pārmaiņām atsevišķās eiro zonas valstīs vienā un tajā pašā periodā.

Šajā pētījumā (līdzīgi kā P. Buriela un A. Galezi (7) pieejā) izmantoti eiro zonas kopīgie mainīgie. Euro zonas monetārās politikas procentu likme (vai tās ēnu procentu likme) un valūtas kurss (attiecībā pret ASV dolāru) modelēti kā atsevišķas valsts (EZ) rādītāji un iekļauti (vienlaikus un ar laika nobīdi) atsevišķu eiro zonas valstu VARX modeļos. Tiek pieņemts, ka eiro zonas kopīgie mainīgie reaģē uz eiro zonas valstu specifisko mainīgo vidējām svērtajām pārmaiņām, t.i., ražošanas apjoma, cenas un ilgtermiņa procentu likmes pārmaiņām. Tāpēc [1] modelis ir pārveidots, paplašinot N valstu kopu un iekļaujot tajā fiktīvu EZ valsti (j), kas nosaka divus eiro zonas kopīgos mainīgos – ēnu procentu likmi un valūtas kursu. Euro zonas kopīgos mainīgos apraksta šāds vienādojums:

$$\kappa_{jt} = a_{j0} + D_j \kappa_{jt-1} + F_{j0} \hat{x}_t + F_{j1} \hat{x}_{t-1} + \varepsilon_{jt} \quad [3],$$

kur κ ir eiro zonas kopīgais mainīgais un ar $\hat{x}_t$ apzīmē eiro zonas vidējos svērtos makroekonomiskos mainīgos, kas izveidoti, izmantojot eiro zonas uz IKP un PP balstītus svarus $\hat{W}$: $\hat{x}_t = \hat{W} x_t$.

Saskaņā ar A. Čudika un M. H. Pesarana pētījumu (14) autori kā dominējošo vienību (*dominant unit*) savā modelī iekļāva naftas cenas:

$$\iota_t = \mu_0 + \Phi_1 \iota_{t-1} + \Lambda_{i1} \tilde{x}_{t-1} + \eta_t \quad [4],$$

kur ι ir dominējošās vienības mainīgais un $\tilde{x}$ ir pasaules reakcijas mainīgo kopa $\tilde{x}_t = \tilde{W} x_t$, kas izveidota, izmantojot uz IKP pirktspējas paritāti balstītus svarus visām valstīm. Atšķirība starp dominējošo vienību un kopīgo mainīgo ir pieņēmumā par reakcijas laiku. Tiek pieņemts, ka dominējošo vienību (piemēram, naftas cenu) reakcija uz pasaules mainīgo kopējām norisēm $\tilde{x}_t$ nebūs tūlītēja.

VARX valstu modeli [1] var izteikt šādi:

$$A_i z_{it} = a_{i0} + B_i z_{it-1} + \Psi_0 \iota_t + \Psi_1 \iota_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad [5],$$

kur $A_i = (I_{k_i}, -\Lambda_{i0})$, $B_i = (\Phi_i, \Lambda_{i1})$ un $z_{it} = (x_{it}', x_{it}^{*'})'$. Definējot piemērotu saites matricu W_i ar dimensijām $(k_i + k_i^*) \times k$, kur $k = \sum_{i=1}^N k_i$, z_{it} var pārrakstīt kā $z_{it} = W_i x_t$, kur x_t ir visu šīs izlases valstu endogēno mainīgo vektors. Jāņem vērā – tas nozīmē, ka vāji eksogēnie mainīgie visu vienādojumu sistēmas ietvaros ir endogēni. [1] vienādojumā ievietojot [5] vienādojumu un apvienojot dažādu valstu lokālos modeļus, iegūst globālo vienādojumu sistēmu, kuru izsaka šādi:

$$x_t = G^{-1} a_0 + G^{-1} H x_{t-1} + G^{-1} \Psi_0 \iota_t + G^{-1} \Psi_1 \iota_{t-1} + G^{-1} \varepsilon_t \quad [6],$$

kur $G = (A_0 W_0, \dots, A_N W_N)'$, $H = (B_0 W_0, \dots, B_N W_N)'$ un a_0 ir atbilstoši apvienotie vektori, kas sastāv no katrai valstij raksturīgas specifikācijas parametru vektoriem.

Pieņemot, ka inovācijas ε_t un η_t savstarpēji nav saistītas (nekorelē), un definējot vektoru $y_t = (x_t', \kappa_t', \iota_t')$, [6], [3] un [4] vienādojuma sistēmu var izteikt šādi:

$$y_t = H_0^{-1} h_0 + H_0^{-1} H_1 y_{t-1} + H_0^{-1} \zeta_t = b_0 + \Gamma y_{t-1} + e_t \quad [7],$$

kur

$$H_0 = \begin{bmatrix} G_0 & -\Psi_0 \\ -F_0 \hat{W} & I \\ 0 & I \end{bmatrix}, H_1 = \begin{bmatrix} G_1 & \Psi_1 \\ F_1 \hat{W} & D_1 \\ \Lambda_{i1} \tilde{W} & \Phi_1 \end{bmatrix}, h_0 = \begin{bmatrix} a_{i0} \\ a_{j0} \\ \mu_0 \end{bmatrix}, \zeta_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{jt} \\ \eta_t \end{bmatrix}.$$

Prognozēšanā un impulsu reakcijas analīzē svarīgās matricas $\Gamma = H_0^{-1}H_1$ īpašvērtībām jāatrodas vienības riņķa līnijas iekšpusē, lai nodrošinātu [7] vienādojuma stabilitāti.

Datu un svaru specifikācija

Šajā pētījumā aplūkotā datu kopa ietver 37 valstu ceturkšņa novērojumus, t.sk. 12 eiro zonas valstu, kuras ieviesušas vienoto valūtu pirms 2017. gada, un 10 CESEE un Baltijas valstu novērojumus. Pētījumā kopā aplūkotas 17 eiro zonas valstis. 1. tabulā sniegts valstu aptvērums.

1. tabula

Valstu aptvērums

Attīstītās valstis [<i>adv</i>] (3):	US, UK, JP
12 eiro zonas valstis [<i>euro</i>] (12):	AT, BE, DE, ES, FI, FR, GR, IE, IT, LU, NL, PT
CESEE un Baltijas valstis [<i>cee</i>] (10):	CZ, HU, PL, SK, SI, BG, RO, LT, LV, EE
Citas jaunās tirgus ekonomikas valstis [<i>emer</i>] (8):	RU, BR, MX, KR, IN, ID, CN, TR
Citas attīstītās valstis [<i>oadv</i>] (7):	AU, CA, SE, DK

Valstu apzīmējumi atbilst divciparu ISO valsts kodam.

2. tabula

Datu raksturojums (2001. g. 1. cet.–2016. g. 4. cet.)

Mainīgais	Apraksts	Min.	Vidējais rādītājs	Maks.	Aptvē- rums (%)
y	Reālais IKP (2005 = 100 vidējais; sezonāli izlīdzināts; logaritmos)	4.19	0.66	5.54	100
p	Patēriņa cena (sezonāli izlīdzināts PCI; logaritmos)	3.63	0.70	5.54	100
e	Nominālais valūtas kurss attiecībā pret ASV dolāru, deflēts ar nacionālo cenu līmeni (PCI)	-5.57	2.17	5.11	100
i_s	3 mēnešu tirgus gada procentu likmes	-0.02	0.01	0.16	100
i_L	Valdības obligāciju gada peļņas likmes	-0.00	0.01	0.06	65
EA_{ts}	Ēnu procentu likme eiro zonā	-0.018	0.002	0.011	–
US_{ts}	Ēnu procentu likme ASV	-0.013	0.001	0.013	–
UK_{ts}	Ēnu procentu likme Apvienotajā Karalistē	-0.016	0.004	0.014	–
JP_{ts}	Ēnu procentu likme Japānā	-0.012	0.004	0.001	–
CZ_{ts}	Ēnu procentu likme Čehijas Republikā	-0.017	0.018	0.056	–
BG_{ts}	Ēnu procentu likme Bulgārijā	-0.023	0.016	0.054	–
$poil$	Naftas cena (sezonāli izlīdzināta; logaritmos)	2.96	0.10	4.80	–
Tirdzniecības plūsmas	Divpusējs preču un pakalpojumu eksports un imports (gada dati)	–	–	–	–
Banku pakļautība riskam	Valstu, kuras sniedz ziņojumus Starptautisko norēķinu bankai, un Krievijas banku iestāžu divpusēju aktīvu un pasīvu atlikums (gada dati)	–	–	–	–

Piezīmes. Statistikas kopsavilkums, apvienojot valstis un periodus. Aptvērums attiecas uz pieejamību konkrētā valstī salīdzinājumā ar citām valstīm (%).

Izlasē sniegti 64 ceturkšņa novērojumi, un tā aptver laikposmu no 2001. gada 1. ceturkšņa līdz 2016. gada 4. ceturksnim. Šajā analīzē izmantotie *mainīgie* ietver informāciju par reālo aktivitāti, patēriņa cenām, reālo valūtas kursu, īstermiņa procentu likmēm, valdības ilgtermiņa obligāciju peļņas likmēm un naftas cenām (S. Dēss, F. di Mauro, M. H. Pesarans u.c. (17), S. Dēss, Š. Holijs, M. H. Pesarans u.c. (18), H. M. Pesarans, V. L. Smita (*V. L. Smith*) un R. P. Smits (*R. P. Smith*) (39), M. H. Pesarans, T. Šīrmanis un V. L. Smita (40) un M. H. Pesarans, T. Šīrmanis un S. M. Veiners (41)). 2. un 3. tabulā īsumā raksturoti modeļa mainīgie. Vairākums datu pieejams visām valstīm, izņemot valdības obligāciju peļņas likmes. Jauno (īpaši Austrumeiropas) valstu iekšzemes kapitāla tirgi pētījuma izlases perioda sākumā vēl tikai attīstījās, tāpēc šo valstu ilgtermiņa procentu likmju dati gandrīz nav pieejami.

Turklāt četru attīstīto valstu gadījumā autori izmanto *ēnu procentu likmi*, t.i., vispārējās monetārās politikas nostājas rādītāju. Skoulzs (*Scholes*) bija pirmais, kas piedāvāja izmantot ēnu procentu likmi, lai izveidotu hipotētisko procentu likmi, kas parādītu, kāda būtu procentu likme, ja tā nebūtu ierobežota ar nulli. Normālos gadījumos ēnu procentu likme ir ļoti tuva faktiskajai monetārās politikas procentu likmei, bet tā var kļūt negatīva, ja centrālā banka nodrošina papildu stimulu nulles procentu likmes situācijā. Tādējādi ēnu procentu likmes ļauj nepārtraukti novērtēt monetārās politikas nostāju gan tradicionālās, gan nestandarta monetārās politikas stimulēšanas periodu laikā.

Atkarībā no ekonometriskās metodes, kas izmantota ēnu procentu likmju noteikšanai, pastāv vairākas ēnu procentu likmju versijas (izcilu pārskatu par turpmākiem nestandarta monetārās politikas pasākumiem sk. M. Komunāles (*M. Comunale*) un J. Strjauka (*J. Striaukas*) (16) pētījumā). Visplašāk izmanto L. Kripnera (*L. Krippner*) (36) un D. S. Vu un F. D. Sja (45) metodes. V. Ajevskis (1) (Latvijas Banka) un O. Babecka Kuharčukova (*O. Babecká Kucharčuková*), P. Klāiss (*P. Claeys*) un B. Vašičeks (*B. Vašíček*) (2) (*Česka Národní Banka*) izstrādāja citas ēnu procentu likmju versijas.

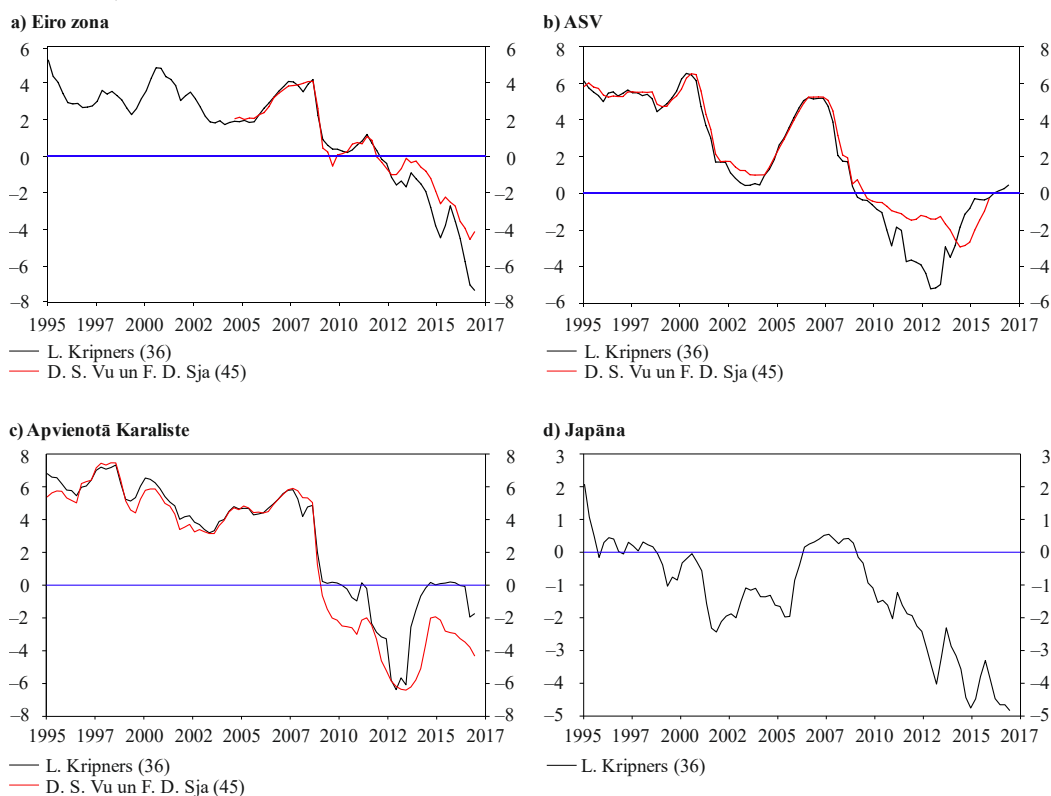
3. tabula
Datu avoti

Kods	Valsts	IKP	PCI	Īstermiņa procentu likme	Ilgtermiņa procentu likme	Valūtas kurss
EZ	Eiro zona		OECD, s.i.	SVF, SFS	SVF, SFS	Thomson Reuters
ASV	ASV	OE, s.i.	OECD, s.i.	SVF, SFS	SVF, SFS	
UK	Apvienotā Karaliste	OE, s.i.	OECD, s.i.	SVF, SFS	SVF, SFS	Thomson Reuters
JP	Japāna	OE, s.i.	OECD, s.i.	SVF, SFS	SVF, SFS	Thomson Reuters
CN	Ķīna	OE, s.i.	OECD, s.i.	CB	SVF, SFS	Thomson Reuters
CZ	Čehijas Republika	OE, s.i.	OECD, s.i.	SVF, SFS		Thomson Reuters
HU	Ungārija	OE, s.i.	OECD, s.i.	CB		Thomson Reuters
PL	Polija	OE, s.i.	OECD, s.i.	SVF, SFS		Thomson Reuters
SI	Slovēnija	NSB, s.i.	SVF, s.n.	SVF, SFS		Thomson Reuters
SK	Slovākija	OE, s.i.	OECD, s.i.	CB		Thomson Reuters
BG	Bulgārija	OE, s.i.	SVF, s.n.	SVF, SFS	SVF, SFS	Thomson Reuters
RO	Rumānija	OE, s.i.	SVF, s.n.	SVF, SFS		Thomson Reuters
EE	Igaunija	NSB, s.i.	SVF, s.n.	SVF, SFS	SVF, SFS	Thomson Reuters
LT	Lietuva	NSB, s.i.	SVF, s.n.	SVF, SFS		Thomson Reuters
LV	Latvija	OECD, s.i.	SVF, s.n.	SVF, SFS		Thomson Reuters
RU	Krievija	OE, s.i.	SVF, s.n.	SVF, SFS		Thomson Reuters
BR	Brazīlija	OE, s.i.	OECD, s.i.	SVF, SFS		Thomson Reuters
MX	Meksika	OE, s.i.	OECD, s.i.	SVF, SFS	SVF, SFS	Thomson Reuters
KR	Dienvidkoreja	OE, s.i.	OECD, s.i.	SVF, SFS	SVF, SFS	Thomson Reuters
IN	Indija	OE, s.i.	OECD, s.i.	CB, valdības 3 mēnešu parādzīmes		Thomson Reuters
ID	Indonēzija	OE, s.i.	SVF, s.n.	SVF, SFS		Thomson Reuters
AU	Austrālija	OE, s.i.	OECD, s.i.	SVF, SFS	SVF, SFS	Thomson Reuters
TR	Turcija	OE, s.i.	SVF, s.n.	CB		Thomson Reuters
CA	Kanāda	OE, s.i.	OECD, s.i.	SVF, SFS	SVF, SFS	Thomson Reuters
SE	Zviedrija	OE, s.i.	OECD, s.i.	CB	SVF, SFS	Thomson Reuters
DK	Dānija	OE, s.i.	OECD, s.i.	SVF, SFS	SVF, SFS	Thomson Reuters
AT	Austrija	OE, s.i.	OECD, s.i.		SVF, SFS	
BE	Beļģija	OE, s.i.	OECD, s.i.		SVF, SFS	
DE	Vācija	OE, s.i.	OECD, s.i.		SVF, SFS	
ES	Spānija	OE, s.i.	OECD, s.i.		SVF, SFS	
FI	Somija	OE, s.i.	OECD, s.i.		SVF, SFS	
FR	Francija	OE, s.i.	OECD, s.i.		SVF, SFS	
GR	Grieķija	OE, s.i.	OECD, s.i.		SVF, SFS	
IE	Īrija	OE, s.i.	OECD, s.i.		SVF, SFS	
IT	Itālija	OE, s.i.	OECD, s.i.		SVF, SFS	
LU	Luksemburga	OECD, s.i.	OECD, s.i.		SVF, SFS	
NL	Nīderlande	OE, s.i.	OECD, s.i.		SVF, SFS	
PT	Portugāle	OE, s.i.	OECD, s.i.		SVF, SFS	

Lai aprēķinātu īstermiņa ēnu procentu likmes par nulli zemāku procentu likmju vidē, izstrādātas dažādas metodes, kuru pamatā ir ienesīguma līknes modelēšana vai faktoru analīze. Ar šīm metodēm iegūtās līknes var atšķirties (sk. 1. att.).

1. attēls

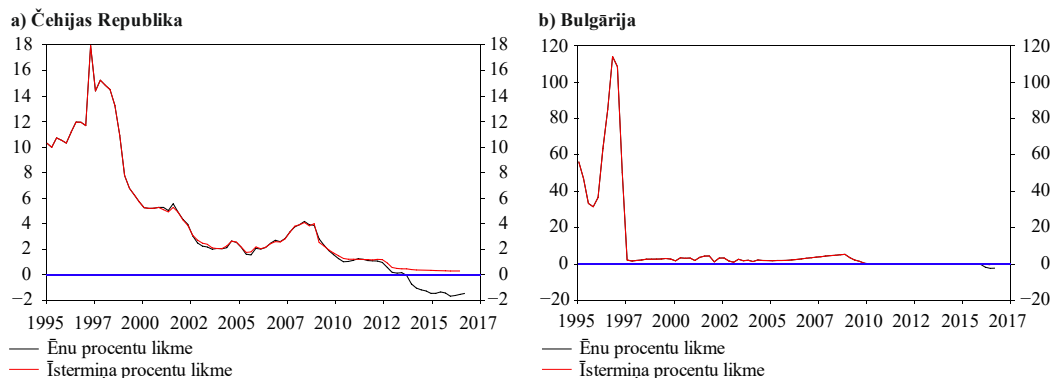
Ēnu procentu likmju aprēķins eiro zonai, ASV, Apvienotajai Karalistei un Japānai



Šajā pētījumā izmantota L. Kripnera (36) izstrādātā ēnu procentu likme eiro zonai, ASV, Apvienotajai Karalistei un Japānai. Veicot stabilitātes pārbaudi, rezultāti salīdzināti, izmantojot D. S. Vu un F. D. Sja (45) ēnu procentu likmes. Dažas CESEE valstis un Baltijas valstis ieviesa eiro šajā pētījumā analizētā perioda vidū vai beigās (Slovākijā – 2007. gadā, Slovēnijā – 2009. gadā, Igaunijā – 2011. gadā, Latvijā – 2014. gadā un Lietuvā – 2015. gadā). Lai aprēķinātu eiro zonas monetārās politikas ietekmi šajās valstīs, šo valstu īstermiņa procentu likmju laikrindās veiktas korekcijas atbilstoši eiro zonas ēnu procentu likmes dinamikai pēc eiro ieviešanas. No 2015. gada līdz 2016. gadam dažas CESEE valstis, t.sk. Čehijas Republika un Bulgārija, īstenoja arī nestandarta monetāro politiku, kas atspoguļojās ienesīguma līkņu un noguldījumu iespējas procentu likmju negatīvajās vērtībās. Lai šo faktu ņemtu vērā, ar V. Ajevskā (1) aprakstītās metodes palīdzību aprēķinātas šo valstu ēnu procentu likmes. Ēnu procentu likmes ir sniegtas 2. attēlā. CESEE valstu tautsaimniecību ēnu procentu likmju iekļaušana aprēķinos nodrošina, ka eiro zonas monetārās politikas šoka transmisija reģionā ir novērtēta, izmantojot visu pieejamo informāciju.

2. attēls

Ēnu procentu likmju aprēķins Čehijas Republikai un Bulgārijai



Piezīme. Aprēķinam izmantota V. Ajevskā (1) piedāvātā metode.

Tālāk jānosaka *svari*, kas savieno atsevišķu valstu modeļus. Tiem būtu jāizsaka valstu savstarpējās saiknes. Sākotnēji GVAR pētījumos vāji eksogēnos mainīgos aprēķināja, pamatojoties vienīgi uz divpusējām tirdzniecības plūsmām (M. H. Pesarans, T. Širmanis un V. L. Smita (40), M. H. Pesarans, T. Širmanis un S. M. Veiners (41), S. Dēss, Š. Holijs, M. H. Pesarans u.c. (18)). Jaunākajos pētījumos ieteikts izmantot tirdzniecības plūsmas to ārvalstu mainīgo aprēķinos, kuri attiecas uz reālo tautsaimniecību (piemēram, ražošanas apjomu un inflāciju); un finanšu plūsmas, aprēķinot ar tautsaimniecības finansēm saistītos mainīgos (piemēram, procentu likmes un kopējo kredīta apjomu). Pretstatā novērotajiem savienojamības rādītājiem alternatīvs literatūras virziens pievēršas statistiskajiem savienojamības rādītājiem. F. K. Dībolds (*F. X. Diebold*) un K. Jilmazs (*K. Yilmaz*) (19; 20) piedāvā izmantot VAR modeļa prognožu kļūdu dispersijas dekompozīcijas, lai noteiktu interesējošo mainīgo savienojamību. Jaunākajos pētījumos lietoti arī citi svāri, piemēram, svaru aprēķinam izmantojot informāciju par dažādu starptautisko aktīvu klašu, banku tīklu un uzņēmumu tīklu (pārskatu dati) saiknēm (sk. H. Čana-Lava (*J. Chan-Lau*) (10) darbu).⁵ Ievērojot GVAR analizējošās literatūras atziņas, autori y^* , p^* aprēķinam izvēlējās laikā mainīgos divpusējas tirdzniecības plūsmas svarus, bet i_s^* un i_l^* aprēķinam – banku savstarpējās mijiedarbības kanālā pamatotos finanšu svarus⁶. Šī pieeja atbilst S. Eikmeieres un T. Nga (22) izmantotajai pieejai.

Lai eiro zonas VARX modelī iekļautu eiro zonas vidējos svērtos mainīgos (ražošanas apjomu, cenas un ilgtermiņa procentu likmes), visās valstīs, izņemot eiro zonas valstis, svāri jāpielīdzina nullei (sk. 4. tabulu). Tādējādi eiro zonas VARX modelis kā ārvalstu mainīgo ietver ārpus eiro zonas esošo valstu ilgtermiņa vidējās svērtās procentu likmes, un autori konsekventi šos svarus neierobežo. Tā kā eiro zonas valūtas kurss ir definēts eiro zonas modelī, autori iekļauj to atsevišķu eiro zonas valstu modeļos kā ārvalstu mainīgo ar svaru, kas vienāds ar vienu.

⁵ Ž. P. Elhorsts (*J. P. Elhorst*), M. Gross (*M. Gross*) un J. Terjanu (*E. Tereanu*) (23) jaunākajā pētījumā sniedz interesantu sasaisti starp GVAR un telpisko ekonometriju, ieviešot transmisijas mērvienību ar šķērssgriezuma savienojamības (svaru) matricas un impulsu reakciju palīdzību.

⁶ Sīkāku informāciju par finanšu svaru aprēķināšanas metodēm sk. P. Bakes (*P. Backé*), M. Feldkirhera un T. Slačika (*T. Slačik*) (3) pētījumā.

4. tabula

Ārvalstu mainīgo aprēķinam izmantotie svāri

y, p (tirdzniecības svāri)	EZ	US	..	AT	..	PT
EA	0	0	0	0	0	0
US	0	0	x	x	x	x
UK–DK	0	x	0	x	x	x
AT	x	x	x	0	x	x
BE–NL	x	x	x	x	0	x
PT	x	x	x	x	x	0
Σ	1	1	1	1	1	1
i_l (finanšu svāri)	EZ	US	..	AT	..	PT
EA	0	0	0	0	0	0
US	0	0	x	x	x	x
UK–DK	0	x	0	x	x	x
AT	x	x	x	0	x	x
BE–NL	x	x	x	x	0	x
PT	x	x	x	x	x	0
Σ	1	1	1	1	1	1
i_s (finanšu svāri)	EZ	US	..	AT	..	PT
EA	0	x	x	x	x	x
US	x	0	x	x	x	x
UK–DK	x	x	0	x	x	x
AT	0	0	0	0	0	0
BE–NL	0	0	0	0	0	0
PT	0	0	0	0	0	0
Σ	1	1	1	1	1	1
e (tirdzniecības svāri)	EZ	US	..	AT	..	PT
EA	0	x	x	1	1	1
US	x	0	x	0	0	0
UK–DK	x	x	0	0	0	0
AT	0	0	0	0	0	0
BE–NL	0	0	0	0	0	0
PT	0	0	0	0	0	0
Σ	1	1	1	1	1	1

Piezīme. x – vērtības no nulles līdz vienam.

Testa rezultāti par ārvalstu mainīgo vājo eksogenitāti sniegti 5. tabulā. Tikai daži no eiro zonas valstu modeļu ārvalstu mainīgajiem neatbilst pieņēmumam par vājo eksogenitāti. Piemēram, tam neatbilst ārvalstu ražošanas apjoms un procentu likmes Vācijas modelī un valūtas kurss Nīderlandes modelī. Arī ārvalstu ražošanas apjoms un procentu likmes Ķīnas VARX modelī neiztur vājās eksogenitātes testu. Tas atspoguļo šīs valsts dominējošo lomu pasaules tautsaimniecībā.

5. tabula

Vājās eksogenitātes tests ar 5% nozīmīguma līmeni

Valsts	F tests	Atbilstība (%)	y	cpi	stir	ltir	rer	poil
Eiro zona	F(1,49)	100	0.51	0.49		0.35		0.06
US	F(1,49)	100	0.65				0.14	0.59
Apvienotā Karaliste	F(1,46)	100	0.37	0.02	0.00	0.51		0.03
Japāna	F(1,46)	100	3.23	0.03	0.00	0.64		0.63
Ķīna	F(1,46)	60	6.48	0.02	6.86	1.44		0.20
Čehijas Republika	F(1,47)	100	0.00	0.16	0.45	0.92		0.01
Ungārija	F(1,47)	100	0.83	0.13	1.07	1.10		2.00
Polija	F(1,47)	100	0.00	1.03	0.00	0.63		0.01
Slovēnija	F(1,47)	80	4.47	0.03	0.03	0.01		0.35
Slovākija	F(1,47)	100	3.87	0.94	0.33	0.07		0.17
Bulgārija	F(1,47)	100	0.26	1.38	0.08	1.18		0.05
Rumānija	F(1,47)	80	1.72	1.72	0.12	0.11		4.79
Igaunija	F(1,47)	100	0.78	1.19	0.06	0.40		0.19
Lietuva	F(1,47)	100	0.73	0.01	0.21	0.03		0.67
Latvija	F(1,47)	100	1.34	0.00	0.36	0.74		0.13
Krievija	F(1,47)	100	1.61	0.25	0.27	3.06		3.04
Brazīlija	F(1,47)	100	2.69	0.01	0.00	0.11		0.15
Meksika	F(1,46)	100	1.16	2.73	3.92	1.24		0.70
Koreja	F(1,46)	100	0.03	0.01	0.49	0.18		0.06
Indija	F(1,47)	100	0.07	2.22	0.19	2.27		0.01
Indonēzija	F(1,47)	80	1.88	8.25	0.08	0.09		0.02
Austrālija	F(1,46)	100	0.11	1.35	0.75	1.17		0.70
Turcija	F(1,47)	100	0.61	0.00	0.30	0.22		0.61
Kanāda	F(1,46)	100	0.00	0.46	1.02	0.73		1.12
Zviedrija	F(1,46)	100	0.85	0.17	0.17	0.19		0.00
Dānija	F(1,46)	100	0.36	1.47	0.27	0.03		0.81
Austrija	F(1,48)	100	0.00	0.65	3.51	0.20	0.03	1.28
Beļģija	F(1,48)	100	0.16	1.17	0.36	0.23	0.16	0.27
Vācija	F(1,48)	67	4.19	0.27	4.02	4.19	0.25	0.90
Spānija	F(1,48)	100	0.29	0.04	0.07	2.44	0.00	0.14
Somija	F(1,48)	100	1.04	1.41	0.02	0.66	0.22	0.05
Francija	F(1,48)	100	0.51	0.81	0.53	0.02	1.16	1.04
Grieķija	F(1,48)	100	0.96	0.96	0.29	0.17	0.02	0.09
Īrija	F(1,48)	100	3.16	0.18	0.03	0.11	0.03	0.08
Itālija	F(1,48)	100	0.22	0.25	1.39	1.63	0.11	0.53
Luksemburga	F(1,48)	100	0.02	3.96	0.55	2.03	1.16	2.46
Nīderlande	F(1,48)	83	0.00	2.36	0.02	0.08	6.25	2.48
Portugāle	F(1,48)	100	2.30	1.81	0.12	0.32	1.02	0.36

Ar ADF testu katram mainīgajam pārbaudīta vienības saknes klātbūtne. Izlaides, cenu un procentu likmju mainīgo integrācija lielākoties ir pirmās kārtas process (sk. 6. un 7. tabulu), kas šajā pētījumā nodrošina īstenotā ekonometriskā ietvara atbilstību.

6. tabula

Vienības saknes testi iekšzemes mainīgajiem ar 5% nozīmīguma līmeni

Valsts	Dy ADF	Dy WS	Dcpi ADF	Dcpi WS	Dstir ADF	Dstir WS	Dltir ADF	Dltir WS	Drer ADF	Drer WS
Atbilstība (%)	92	100	59	78	96	88	100	100	80	88
Eiro zona					-5.38	-5.60			-2.98	-2.66
US	-3.82	-3.98	-5.43	-5.67	-2.99	-2.47	-7.02	-7.28		
Apvienotā Karaliste	-3.92	-4.19	-2.65	-2.87	-4.62	-4.84	-6.21	-6.38	-6.54	-6.78
Japāna	-4.86	-4.98	-4.35	-4.42	-5.51	-4.94	-5.98	-6.22	-2.95	-3.09
Ķīna	-3.44	-3.53	-4.95	-4.96	-5.17	-5.40	-4.05	-4.28	-2.76	-2.92
Čehijas Republika	-3.04	-3.28	-3.99	-4.10	-3.58	-3.73			-6.14	-6.38
Ungārija	-3.68	-3.88	-3.44	-3.40	-4.79	-5.02			-6.12	-6.35
Polija	-3.13	-2.91	-2.87	-2.62	-4.60	-1.99			-6.37	-6.62
Slovēnija	-3.25	-3.49	-2.79	-1.47	-5.61	-5.84			-2.82	-2.53
Slovākija	-2.98	-3.30	-2.88	-2.61	-5.43	-5.62			-4.64	-4.87
Bulgārija	-2.29	-2.61	-2.87	-2.93	-2.23	-2.45			-2.74	-2.42
Rumānija	-4.29	-4.48	-2.71	0.59	-3.62	-3.61			-5.69	-5.93
Igaunija	-2.75	-2.99	-3.68	-3.95	-5.05	-5.27			-2.87	-2.61
Lietuva	-3.70	-3.93	-2.33	-2.55	-5.58	-5.44			-2.09	-2.31
Latvija	-2.15	-2.38	-2.36	-2.61	-6.40	-6.60			-5.44	-5.68
Krievija	-3.38	-3.63	-3.68	-2.98	-4.87	-4.56			-5.56	-5.75
Brazīlija	-4.38	-4.41	-2.94	-3.20	-6.86	-6.83			-5.91	-5.83
Meksika	-4.77	-4.93	-2.63	-2.86	-6.23	-3.10	-6.50	-3.76	-5.92	-6.01
Koreja	-4.71	-4.85	-2.42	-2.70	-5.02	-5.17	-4.67	-4.78	-5.11	-5.34
Indija	-6.09	-6.33	-1.34	-1.58	-4.46	-4.37			-4.89	-5.20
Indonēzija	-6.33	-5.98	-3.31	-2.69	-5.04	-5.27			-3.68	-3.86
Austrālija	-4.94	-5.07	-5.59	-5.81	-4.79	-4.23	-5.85	-5.93	-5.50	-5.72
Turcija	-3.78	-4.01	-6.35	2.36	-4.22	-2.96			-4.04	-4.39
Kanāda	-4.95	-5.12	-3.31	-3.58	-4.03	-3.18	-6.04	-6.16	-4.80	-5.03
Zviedrija	-4.04	-4.35	-3.92	-3.73	-3.73	-4.01	-6.11	-6.17	-5.47	-5.61
Dānija	-3.85	-3.99	-3.70	-3.85	-4.23	-4.39	-6.03	-6.22	-3.03	-2.73
Austrija	-3.73	-3.78	-4.18	-4.36			-4.04	-4.24		
Beļģija	-4.22	-4.29	-4.50	-4.71			-4.98	-5.18		
Vācija	-3.93	-4.13	-3.16	-3.25			-4.59	-4.72		
Spānija	-1.69	-1.94	-2.89	-3.12			-3.07	-3.35		
Somija	-4.08	-4.31	-3.24	-3.26			-6.10	-6.28		
Francija	-3.25	-3.49	-3.64	-3.67			-6.38	-6.59		
Grieķija	-1.75	-1.99	-2.17	-2.17			-4.51	-4.74		
Īrija	-2.65	-2.92	-2.41	-1.88			-4.02	-4.24		
Itālija	-3.85	-4.04	-2.24	-2.46			-3.30	-3.58		
Luksemburga	-4.16	-4.14	-4.27	-4.49			-3.11	-3.36		
Nīderlande	-3.70	-3.93	-3.06	-2.05			-6.27	-6.46		
Portugāle	-3.25	-3.13	-2.92	-3.01			-3.63	-3.86		

7. tabula

Vienības saknes testi ārvalstu mainīgajiem (*) ar 5% nozīmīguma līmeni

Valsts	Dy*	Dy*	Dcpi*	Dcpi*	Dstir*	Dstir*	Dltir*	Dltir*	Drer*	Drer*
	ADF	WS	ADF	WS	ADF	WS	ADF	WS	ADF	WS
Atbilstība (%)	100	100	97	97	100	100	100	100	55	68
Eiro zona	-3.64	-3.86	-3.17	-3.20	-4.43	-4.57	-5.38	-5.58	-5.92	-6.13
US	-4.04	-4.06	-4.92	-5.08	-4.66	-4.82	-6.57	-6.76	-5.33	-5.55
Apvienotā Karaliste	-3.84	-4.01	-4.01	-4.05	-3.76	-3.49	-6.85	-7.08	-2.85	-2.57
Japāna	-4.24	-4.28	-4.39	-4.61	-3.45	-3.28	-7.08	-7.32	-5.53	-5.74
Ķīna	-4.61	-4.77	-5.24	-5.47	-4.84	-4.96	-6.67	-6.87	-2.74	-2.30
Čehijas Republika	-3.91	-4.11	-3.65	-3.62	-5.27	-5.49	-6.37	-6.57	-2.66	-2.54
Ungārija	-4.10	-4.29	-3.51	-3.49	-5.26	-5.47	-6.31	-6.51	-2.74	-2.54
Polija	-4.03	-4.25	-3.79	-3.72	-5.24	-5.45	-6.23	-6.42	-2.73	-2.55
Slovēnija	-4.02	-4.20	-3.33	-3.30	-5.34	-5.56	-4.17	-4.34	-2.74	-2.57
Slovākija	-3.96	-4.18	-3.48	-3.32	-5.28	-5.50	-6.26	-6.46	-2.61	-2.52
Bulgārija	-4.15	-4.37	-3.75	-2.83	-5.27	-5.49	-5.18	-5.39	-5.22	-5.38
Rumānija	-3.99	-4.19	-2.88	-2.16	-5.29	-5.50	-5.49	-5.70	-5.37	-5.54
Igaunija	-3.58	-3.89	-4.10	-3.95	-3.52	-3.83	-6.25	-6.36	-2.66	-2.53
Lietuva	-3.26	-3.50	-3.54	-3.38	-3.47	-3.77	-6.33	-6.46	-5.57	-5.79
Latvija	-3.91	-4.14	-4.32	-4.34	-4.92	-5.15	-6.37	-6.51	-2.63	-2.60
Krievija	-3.85	-4.01	-3.59	-2.92	-5.04	-5.25	-6.60	-6.79	-5.52	-5.70
Brazīlija	-4.24	-4.19	-4.48	-4.69	-3.45	-3.15	-7.36	-7.61	-2.76	-2.51
Meksika	-4.05	-4.16	-5.28	-5.51	-3.11	-2.67	-7.32	-7.58	-5.23	-5.42
Koreja	-4.52	-4.42	-4.22	-4.44	-4.70	-4.71	-6.90	-7.14	-2.58	-2.14
Indija	-4.51	-4.60	-4.27	-4.43	-3.27	-3.00	-7.13	-7.37	-2.80	-2.47
Indonēzija	-4.14	-4.09	-4.20	-4.38	-3.55	-3.13	-6.98	-7.22	-2.77	-2.13
Austrālija	-4.08	-4.09	-4.29	-4.51	-4.51	-4.65	-6.84	-7.06	-2.98	-2.19
Turcija	-4.21	-4.43	-4.53	-4.70	-4.80	-4.96	-7.00	-7.22	-2.72	-2.58
Kanāda	-4.12	-4.24	-5.26	-5.49	-3.16	-2.79	-7.11	-7.37	-2.59	-2.31
Zviedrija	-3.93	-4.15	-3.79	-3.84	-4.59	-4.75	-6.61	-6.81	-2.81	-2.55
Dānija	-3.73	-3.93	-3.81	-3.80	-4.91	-5.13	-6.46	-6.63	-2.75	-2.50
Austrija	-3.97	-4.17	-3.46	-3.42	-4.73	-4.80	-6.60	-6.80	-2.98	-2.66
Beļģija	-3.71	-3.92	-3.79	-3.75	-5.00	-5.20	-6.42	-6.62	-2.98	-2.66
Vācija	-3.94	-4.23	-3.80	-3.69	-4.87	-5.05	-6.45	-6.66	-2.98	-2.66
Spānija	-4.05	-4.25	-3.81	-3.83	-4.92	-5.10	-6.49	-6.71	-2.98	-2.66
Somija	-4.10	-4.33	-3.99	-4.05	-4.56	-4.75	-6.57	-6.75	-2.98	-2.66
Francija	-4.06	-4.26	-3.67	-3.72	-4.88	-5.05	-6.59	-6.79	-2.98	-2.66
Grieķija	-4.14	-4.34	-4.47	-4.57	-4.76	-4.93	-6.39	-6.59	-2.98	-2.66
Īrija	-3.74	-3.96	-4.35	-4.53	-4.83	-5.02	-6.81	-7.01	-2.98	-2.66
Itālija	-4.29	-4.59	-4.16	-4.07	-5.06	-5.27	-6.41	-6.61	-2.98	-2.66
Luksemburga	-4.11	-4.27	-3.67	-3.78	-5.15	-5.34	-6.60	-6.80	-2.98	-2.66
Nīderlande	-4.16	-4.35	-4.16	-4.32	-4.80	-4.98	-6.56	-6.76	-2.98	-2.66
Portugāle	-3.40	-3.63	-3.38	-3.49	-5.13	-5.35	-6.00	-6.19	-2.98	-2.66

3. STRUKTURĀLO ŠOKU IDENTIFICĒŠANA EIRO ZONĀ

S. Dēss, F. di Mauro, M. H. Pesarans u.c. (17) piedāvā klasisku paņēmieni šoku identificēšanai, un ar tā palīdzību šoku identificē lokāli (par lietojumu sk. arī S. Eikmeieres un T. Nga (22), C. Čeņas, M. J. Lombardi un A. Rosa (11),

M. Feldkirhera un F. Hūbera (27), L. Fadejevas, M. Feldkirhera un T. Reiningera (25) pētījumu). M. Feldkirhers, T. Grūbers un F. Hūbers (26) savā jaunākajā pētījumā ierosina izmantot nulles un zīmju ierobežojumus strukturālā šoka identificēšanai, izmantojot GVAR globālo reprezentāciju. P. Buriels un A. Galezi (7) izmanto nulles un zīmju ierobežojumu kombināciju, lai identificētu tradicionālās un nestandarta monetārās politikas šokus, analizējot vidējas impulsu reakcijas uz izvēlētiem šoku ierobežojumiem 19 eiro zonas valstīs. Šā pētījuma autori piedāvā citu risinājumu – identificēt šokus vienlaikus gan individuāliem mainīgajiem, gan apkopotiem (vidējiem svērtajiem) mainīgajiem valstu grupā ar kopīgajiem mainīgajiem divpakāpju procedūrā, kas ļauj saglabāt šoka ekonomisko interpretāciju atsevišķās valstīs.

Vispirms aplūkots identificēšanas gadījums atsevišķas valsts līmenī, pieņemot, ka šajā eiro zonas valsts modelī ir izmantoti apkopoti dati (citu valstu vidējie svērtie dati) un valsts ir indeksēta ar $i = 0$:

$$x_{0,t} = \psi_{01}x_{0,t-1} + \Lambda_{00}x_{0,t}^* + \Lambda_{01}x_{0,t-1}^* + \varepsilon_{0,t} \quad [8],$$

Modeļa strukturālā forma ir sniegta vienādojumā:

$$Q_0x_{0,t} = \tilde{\psi}_{01}x_{0,t-1} + \tilde{\Lambda}_{00}x_{0,t}^* + \tilde{\Lambda}_{01}x_{0,t-1}^* + \tilde{\varepsilon}_{0,t} \quad [9],$$

kur ar $\tilde{\varepsilon}_{0,t} \sim \mathcal{N}(0, I_{k_0})$, $\tilde{\psi}_{01}$, $\tilde{\Lambda}_{00}$ un $\tilde{\Lambda}_{01}$ apzīmē nosakāmos strukturālos parametrus. Reducētā [8] un strukturālā forma [9] ir ir saistītas caur $\psi_{01} = Q_0^{-1}\tilde{\psi}_{01}$, $\Lambda_{00} = Q_0^{-1}\tilde{\Lambda}_{00}$, $\Lambda_{01} = Q_0^{-1}\tilde{\Lambda}_{01}$ un $\varepsilon_{0,t} = Q_0^{-1}\tilde{\varepsilon}_{0,t}$. Tādējādi modeļa strukturālās formas noteikšanas pamatā ir Q_0 noteikšana.

Tālāk var noteikt $Q_0^{-1} = P_0R_0$, kur P_0 ir $\Sigma_{\varepsilon,0}$ zemākais Čoleski (*Cholesky*) faktors un R_0 ir ortogonālā $k_0 \times k_0$ matrica, kuru izvēlēties pētnieks.⁷ $\varepsilon_{0,t}$ variāciju-kovariāciju struktūra sniegta vienādojumā $\Sigma_{\varepsilon,0} = P_0^{-1}R_0R_0'P_0^{-1'}$. Tas nozīmē, ka piemērotas rotēšanas matricas R_0 izmantošana ļauj identificēt attiecīgos strukturālos šokus.

Šajā lietojumā R_0 noteikts, pamatojoties uz zīmju ierobežojumiem, t.i., ortogonālā rotēšanas matrica tiek meklēta, līdz tiek atrasts R_0 , kas ļauj iegūt impulsu reakcijas, kas atbilst ierobežojumu kopumam. Lai iegūtu rotēšanas kandidātmaticu, R_0 aprēķina ar algoritmu, ko piedāvāja H. F. Rubio-Ramíress (*J. F. Rubio-Ramírez*), D. Vagoners (*D. Waggoner*) un T. Dža (*T. Zha*) (43). Tā kā R_0 , kas atbilst ierobežojumiem, ir vairāki, R. Fraija (*R. Fry*) un E. Peigans (*A. Pagan*) (28) ierosina izvēlēties rotēšanas matricu, kuras impulsu reakcijas ir vistuvāk visas R kopas impulsu reakciju mediānai.

Pēc tam, kad izvēlēts R_0 , aprēķina $k \times k$ matricu, Q , kurā pirmās k_0 rindas un slejas atbilst Q_0 .

Formāli Q izskatās šādi:

$$Q = \begin{pmatrix} Q_0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & I_{k_1} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & I_{k_N} \end{pmatrix} \quad [10].$$

Atbilstoša globālā modeļa strukturālā forma ir

$$QGx_t = \tilde{F}x_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t \quad [11],$$

⁷ Ortogonalitāte nozīmē, ka R_0 atbilst $R_0R_0' = I_{k_0}$.

kur $\Sigma_{\varepsilon} = G^{-1}\Sigma_{\varepsilon}G^{-1'}$, ar pieņēmumu par S. Eikmeieres un T. Nga (22) piedāvāto bloka diagonālo struktūru attiecībā uz Σ_{ε} .

Sniegtais piemērs paskaidro, kā iegūt strukturālās impulsu reakcijas ar pieņēmumiem par konkrētajai valstij raksturīgajiem (vietējiem) šokiem. Šajā pētījumā aplūkots gadījums ir sarežģītāks saistībā ar vēlmi noteikt ekonomiski nozīmīgus šokus vienlaikus attiecībā uz eiro zonas valstu grupas mainīgajiem un uz divu eiro zonas valstu kopīgajiem mainīgajiem. Tas rada papildu sarežģījumus. Pirmkārt, ņemot vērā kopīgo mainīgo skaitu visām valstīm un iespējamo zīmju ierobežojumu skaitu, ortogonālā rotēšanas matrica būtu milzīga, bet viss process – dārgs aprēķinu laukietilpīguma dēļ. Otrkārt, autori vēlējas, lai visās viena reģiona valstīs šoku ekonomiskā interpretācija būtu viena un tā pati, tādējādi atsevišķu eiro zonas valstu šokus būtu iespējams apvienot eiro zonas reģionālajā šokā. Tas paredz, ka rotēšanas matricu koeficientiem vieniem un tiem pašiem mainīgajiem dažādās valstīs būtu jābūt ar vienu un to pašu zīmi un ar vienādu relatīvo lielumu.

Autori ierosina pakāpenisku pieeju daudzvalstu strukturālo šoku identificēšanai: pirmkārt, savākt ortogonālās impulsu reakcijas eiro zonas valstīs (t.i., saskaņā ar Čoleski dekompozīciju); otrkārt, aprēķināt ortogonālo rotēšanas matricu ar dimensijām, kas ir vienādas ar unikālo mainīgo skaitu eiro zonas valstīs/reģionā (matricas dimensijas ir [mainīgie $\times$ šoki]); treškārt, paplašināt iegūto matricu mainīgo dimensijā, izmantojot valstu svarus, tādējādi nodrošinot vienu un to pašu šoku ekonomisko interpretāciju dažādās valstīs; ceturtkārt, piemērot iegūto rotēšanas matricu ortogonālajām impulsu reakcijām un savākt valstu impulsu reakcijas uz šokiem; piektkārt, apkopot savāktās impulsu reakcijas ar svāriem (piemēram, IKP–PP) un pārbaudīt, vai ir ievēroti zīmju ierobežojumi (reģionālie vai atsevišķu valstu ierobežojumi). Vienkāršots rotēšanas matricas paplašinājuma piemērs ir sniegts 8. tabulā. Svarīgi, ka iegūtā paplašinātā ortogonālā rotēšanas matrica $\tilde{R}\tilde{R}^+ = I$. Tādējādi tiek ievērots rotēšanas matricas ortogonalitātes nosacījums.

8. tabula

Ortogonalā rotēšanas matrica eiro zonas valstu grupai (*)

Paplašināta rotēšanas matrica (piemērs)

	Kopējā pieprasī- juma šoks	Mone- tārās politikas šoks	Kopējā piedāvā- juma šoks		Kopējā pieprasī- juma šoks	Monetārās politikas šoks	Kopējā piedāvā- juma šoks
Ēnu procentu likme	r11	r12	r13	Ēnu procentu likme	r11	r12	r13
EUR/USD	r21	r22	r23	EUR/USD	r21	r22	r23
EZ* y	r31	r32	r33	AT y	r31/W(AT)	r32/W(AT)	r33/W(AT)
EZ* dp	r41	r42	r43	BE y	r31/W(BE)	r32/W(BE)	r33/W(BE)
EZ* ltir	r51	r42	r53	...	...	...	...
				AT dp	r41/W(AT)	r42/W(AT)	r43/W(AT)
				BE dp	r41/W(BE)	r42/W(BE)	r43/W(BE)
				...	...	...	...
				AT ltir	r51/W(AT)	r52/W(AT)	r53/W(AT)
				BE ltir	r51/W(BE)	r52/W(BE)	r53/W(BE)
				...	...	...	...
				PT ltir	r51/W(PT)	r52/W(PT)	r53/W(PT)

Šajā pētījumā ir izmantoti ierobežojumi monetārās politikas šoku nodalīšanai no citiem makroekonomiskajiem šokiem. 9. tabulā apkopoti zīmju ierobežojumi triju galveno šoku (monetārās politikas šoks, kopējā pieprasījuma šoks un kopējā piedāvājuma šoks) identifikācijai. Identificējot divus pēdējos šokus, nevis atstājot tos kā analīzes atlikumu, var precīzāk un skaidrāk noteikt monetārās politikas šoku, jo lielāks ierobežojumu skaits paaugstina pētījumā aplūkotā šoka identifikācijas iespējas (M. Paustians (*M. Paustian*) (38)).

9. tabula

Zīmju ierobežojumi

Šoks	y	p	i_s (ēnu likme)	i_l	e
Monetārās politikas šoks	↓	↓	↑	–	–
Kopējā piedāvājuma šoks	↓	↑	↑	–	↑
Kopējā pieprasījuma šoks	↓	↓	↓	–	–

Piezīmes. Ierobežojumus tabulā sniegto mainīgo pieauguma tempam piemēro kā $\geq/\leq$. Tos piemēro tieši 1. ceturksnim. Pasvītrotā bulta norāda uz izpēsumu no šīs likumsakarības tādā nozīmē, ka ierobežojumu piemēro 2. un 3. ceturksnim.

Zīmju ierobežojumus definē diviem mainīgo blokiem: pirmkārt, eiro zonas kopīgajiem mainīgajiem, t.i., ēnu procentu likmei un valūtas kursam, un, otrkārt, eiro zonas valstīm raksturīgo mainīgo *apkopojuma datiem* (eiro zonas vidējiem svērtajiem), t.i., ražošanas apjomam, cenām un ilgtermiņa procentu likmei. Šādā veidā tiek ņemtas vērā kopējās ietekmes atšķirības eiro zonas valstīs kopumā. Zīmju ierobežojumus piemēro tieši un nākamajā ceturksnī visiem mainīgajiem, izņemot cenu reakciju uz monetārās politikas šoku. Ņemot vērā cenu neelastību, autori ierobežo cenu reakciju uz monetārās politikas šoku ar negatīvu lielumu tikai otrajā un trešajā ceturksnī.

Izvēloties monetārās politikas šoka identificēšanas paņēmienus, autori pieturējās pie plaši izmantotā pieņēmuma, ka monetārās politikas stingrības palielināšanās kopumā samazinās cenu kāpumu, lai gan ne vienmēr tūlīt (G. Georgiadis (32), M. Feldkirchers un F. Hübers (27), C. Čeņa, M. J. Lombardi un A. Ross (11), H. Ūlīgs (*H. Uhlig*) (44)). Tomēr ietekme uz reālo IKP ir neskaidrāka. H. Ūlīgs (44) parādīja, ka tā var būt nedaudz pozitīva vai negatīva. Autori ierobežoja eiro zonas reālā IKP kopējo ietekmi kā negatīvu, bet ņēma vērā kopējās ietekmes atšķirības eiro zonas valstīs, neierobežojot konkrētām valstīm raksturīgo ietekmi.

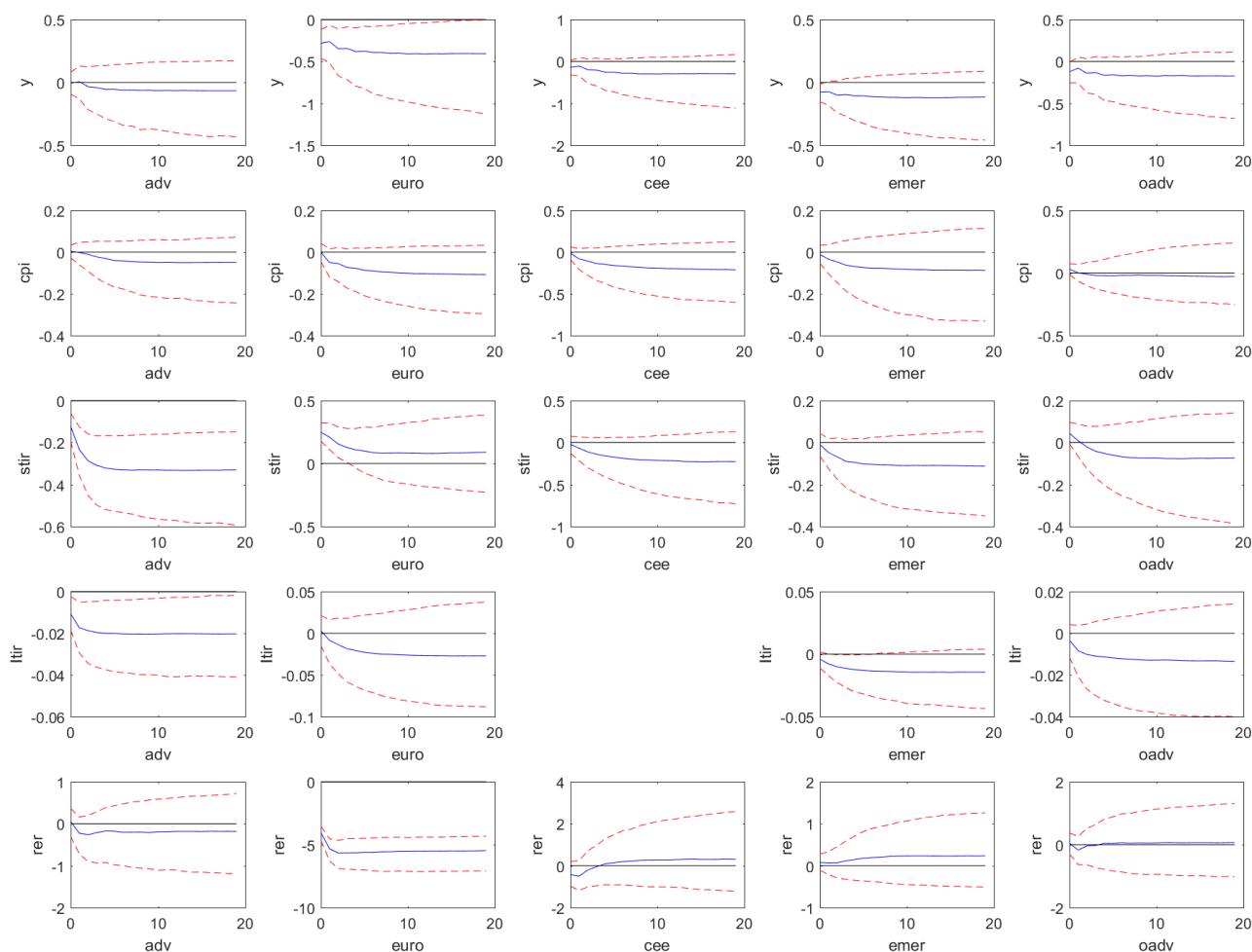
4. EMPĪRISKIE REZULTĀTI

Šajā nodaļā parādīta reakcija uz eiro zonas ēnu procentu likmes palielinājumu par 25 bp. Vispirms sniegtas reģioniem atbilstošas impulsu reakcijas, kas apkopotas, izmantojot IKP–PP svarus. 3. attēlā atspoguļotas impulsu reakcijas: ar nepārtrauktu līniju attēlota transmisijas mediāna un ar sarkanām pārtrauktām līnijām – būtstrepas (sāknēšanas programmas) procedūras 400 replikāciju 16. un 84. procentile. Eiro zonas ēnu procentu likmes kāpums būtiski negatīvi ietekmē kopējo ražošanas apjomu un cenu līmeni eiro zonā, lai gan cenu līmenis statistiski ir mazāk nozīmīgs. Reālais IKP un cenas tiecas sasniegt jaunu līdzsvara līmeni pēc diviem gadiem, sasniedzot zemāko līmeni pirmā gada laikā. CESEE valstu reakcijas ir līdzīgas, bet dažos gadījumos ir pat spēcīgākas. To var izskaidrot ar reģiona augstu tirdzniecības un finanšu savienojamību ar eiro zonas valstīm. Kopējā ietekme uz ražošanas apjomu un cenām

citos reģionos ir mazāka un nav statistiski nozīmīga (atbilstoši C. Čeņas, M. J. Lombardi un A. Rosa (11) iegūtajiem rezultātiem).

3. attēls

Impulsu reakcijas uz eiro zonas monetārās politikas šoku (pielīdzinātas eiro zonas ēnu procentu likmes palielinājumam par 25 bp)



Piezīme. Attēlota impulsu reakciju mediāna (nepārtrauktas zilas līnijas) un 68% konfidences diapazons (sarkanas pārtrauktas līnijas), pamatojoties uz būsrepa 400 replikācijām.

Analizējot eiro zonas monetārā šoka transmisiju sīkāk, autori sniedz eiro zonas un CESEE valstu reālā IKP un cenu impulsu reakcijas. Kvalitatīvā izteiksmē autoru rezultāti atbilst M. Čikarelli (*M. Ciccarelli*), E. Ortegas (*E. Ortega*) un M. T. Valderramas (*M. T. Valderrama*) (15), M. Mandlera, M. Šārnagla un U. Folcas (37) un K. Bluvsteinas un F. Kanovas (5) iegūtajiem datiem. Valstu reakcijas ir ļoti atšķirīgas.

Lielāka ietekme uz reālo IKP ir Vācijā, Spānijā un Īrijā. Vājāka, bet joprojām statistiski svarīga ietekme ir Itālijā, Francijā un Austrijā (sk. 4. att.). Euro zonas ēnu procentu likmes pieaugums par 25 bp samazina eiro zonas valstu ražošanas apjomu vidēji par 0.4%. Kopējās ietekmes relatīvais spēks un apmērs ir ļoti līdzīgi tiem, ko apraksta D. Bukss, M. Dose un G. Pērsmans (6) un P. Buriels un A. Galezi (7), kuri monetāro politiku novērtē, izmantojot ECB bilances eksogēno palielinājumu.

Ietekme uz cenu līmeni ir statistiski svarīga Beļģijā, Vācijā, Spānijā, Francijā un Īrijā (sk. 5. att.). Ēnu procentu likmes pieaugums par 25 bp izraisa cenu līmeņa kāpumu vidēji par 0.15%. Ietekme ir īpaši spēcīga Grieķijā un Īrijā (vidēji 0.3–0.4%).

Eiro zonas šoka ietekme uz CESEE valstīm parādīta 6. un 7. att. Visspēcīgākā ietekme uz ražošanas apjoma mediānu ir Baltijas valstīs (0.5%) un mazākā – Polijā un Ungārijā (0.15%), bet tā tomēr nav nozīmīga. Ietekme ir statistiski nozīmīga ilgākā termiņā (Baltijas valstīs, Čehijas Republikā, Polijā un Slovēnijā), kas norāda uz šoka lēnāku transmisiju CESEE valstīs salīdzinājumā ar eiro zonas valstīm.

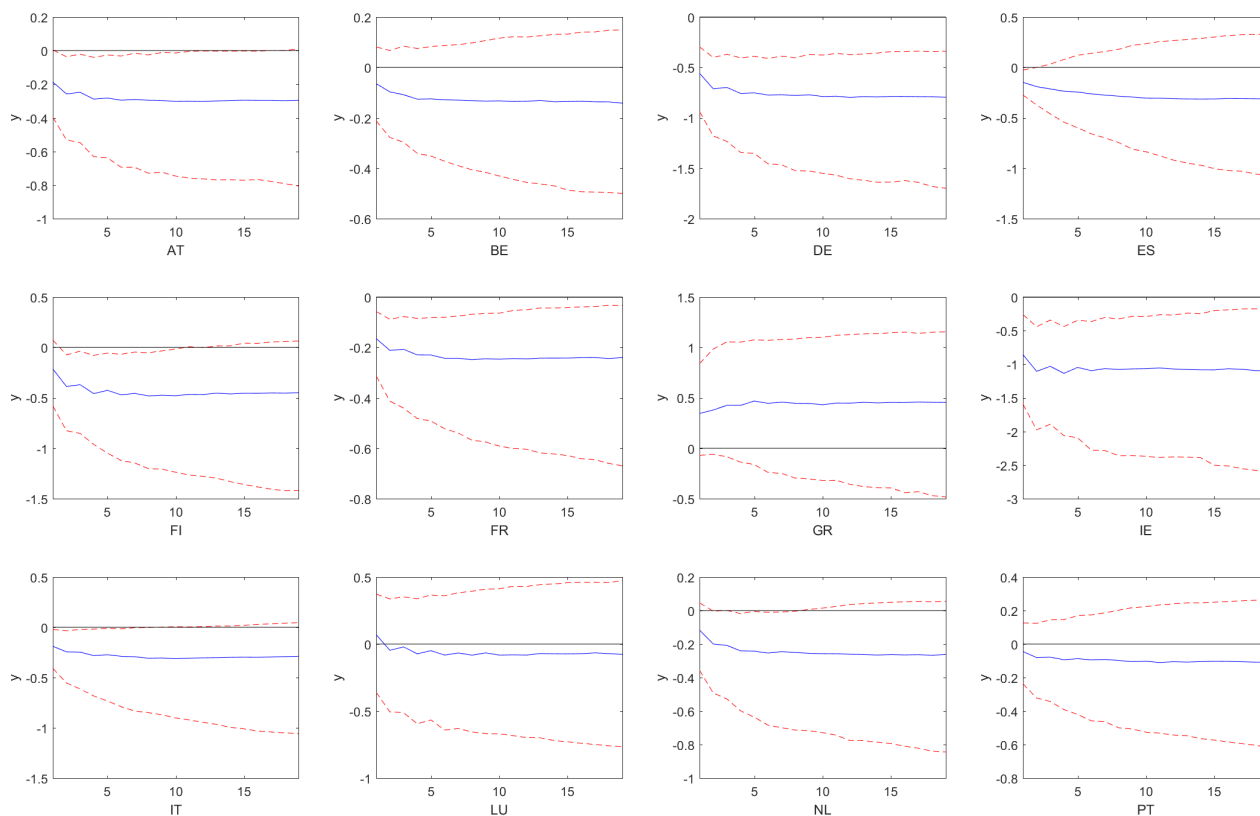
Ietekme uz cenām ir statistiski nozīmīga Čehijas Republikā un Ungārijā (ap 0.2%). Bulgārijā un Igaunijā ietekme ir statistiski nozīmīga ilgākā termiņā.

Lai pārbaudītu iegūto rezultātu pamatotību, autori pārbaudīja eiro zonas monetārās politikas šoka transmisiju, izmantojot pārveidotu eiro zonas modeli. Šajā specifikācijā eiro zonas kopīgos mainīgos ievieš kā mainīgos dominējošo vienību blokā (sk. [4] vienādojumu). Dominējošo vienību endogēnie mainīgie ir iekļauti tikai eiro zonas valstu vienādojumos. Dominējošās vienības modelī apkopotos ārvalstu mainīgos veido eiro zonas reālais IKP, cenas un ilgtermiņa procentu likmes, savukārt attīstīto valstu (ASV, Apvienotās Karalistes un Japānas) modeļos pieļauta transmisija no ēnu procentu likmēm. Papildus minētajiem mainīgajiem valūtas kurss ietver citviet pasaulē noteikto valūtas kursu atgriezeniskās saites ietekmi. Naftas cena joprojām ir globālais mainīgais, taču to endogēni modelē ASV valsts modeļa ietvaros. Šo darbību rezultātā novērtētā reālā IKP un cenu reakcija CESEE valstīs ir nedaudz stiprāka.

Veicot vēl vienu stabilitātes pārbaudi, autori izmēģināja ēnu procentu likmju alternatīvo specifikāciju, t.i., D. S. Vu un F. D. Sja (45) piedāvātās ēnu procentu likmes. Kā redzams 1. attēlā, viņu sniegtās eiro zonas ēnu procentu likmju aplēses ir samērā līdzīgas L. Kripnera (36) piedāvātajām. Tāpēc nav pārsteigums, ka rezultāti, ko autori ieguva, izmantojot D. S. Vu un F. D. Sja (45) piedāvātās ēnu procentu likmes, kvalitatīvā ziņā nav mainījušies.

4. attēls

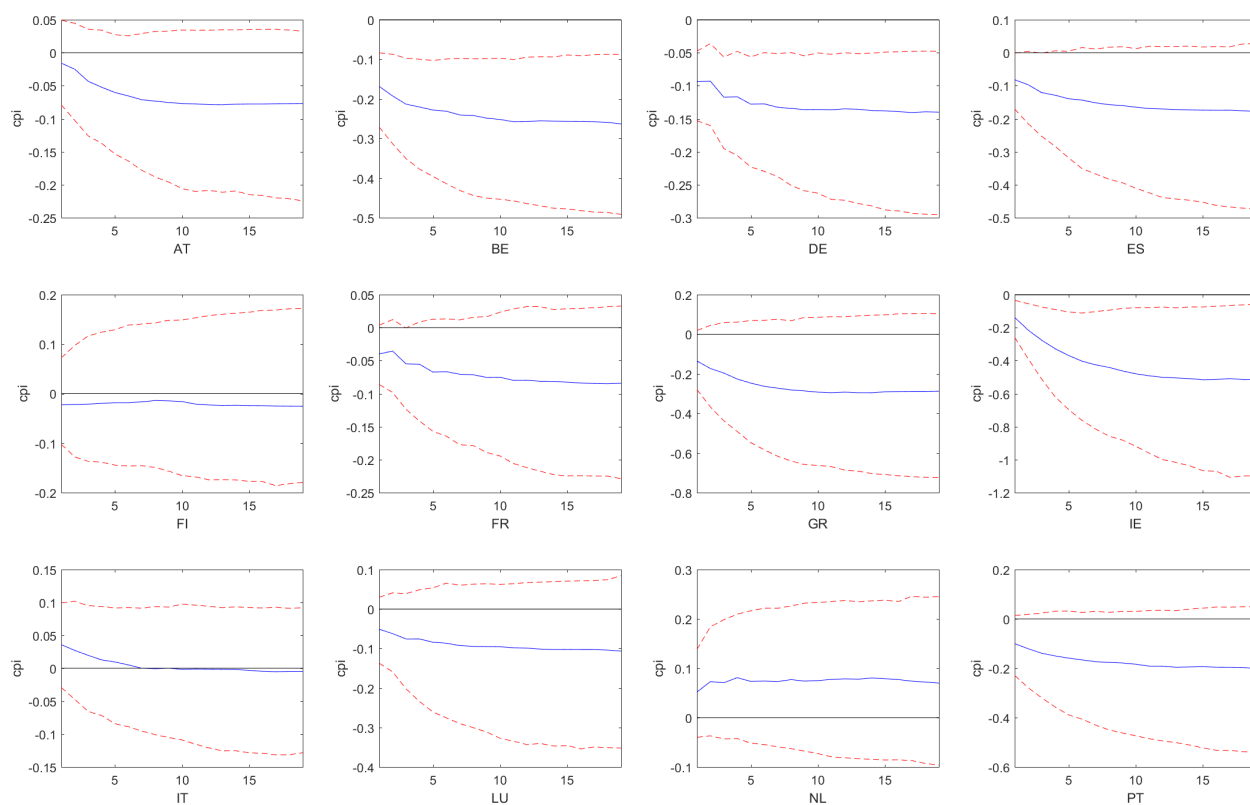
Eiro zonas valstu IKP impulsu reakcijas uz eiro zonas monetārās politikas šoku (pielīdzinātas eiro zonas ģēnu procentu likmes palielinājumam par 25 bp)



Piezīme. Attēlota impulsa reakciju mediāna (nepārtrauktas zilas līnijas) un 68% konfidences diapazons (sarkanas pārtrauktas līnijas), pamatojoties uz būstrepa 400 replikācijām.

5. attēls

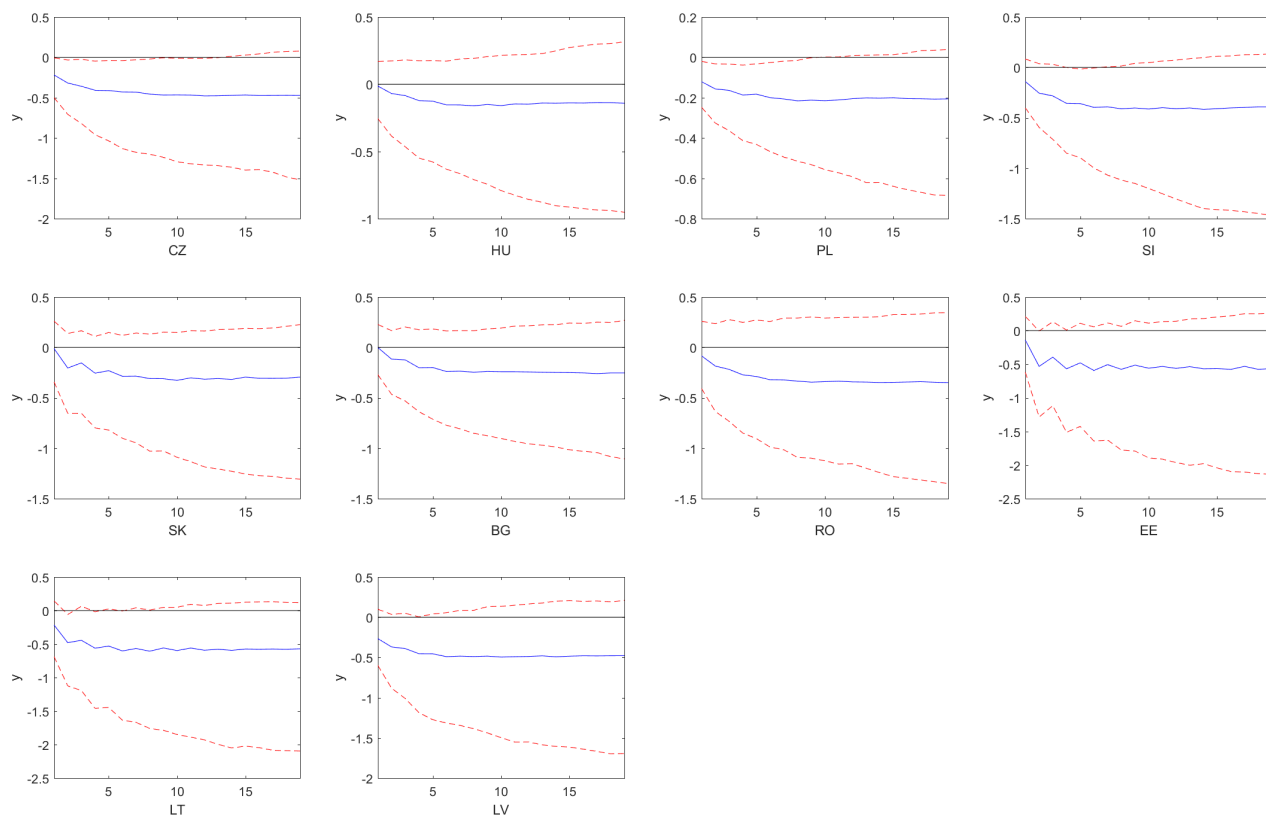
Eiro zonas valstu PCI impulsu reakcijas uz eiro zonas monetārās politikas šoku (pielīdzinātas eiro zonas ģēnu procentu likmes palielinājumam par 25 bp)



Piezīme. Attēlota impulsa reakciju mediāna (nepārtrauktas zilas līnijas) un 68% konfidences diapazons (sarkanas pārtrauktas līnijas), pamatojoties uz būtstrepā 400 replikācijām.

6. attēls

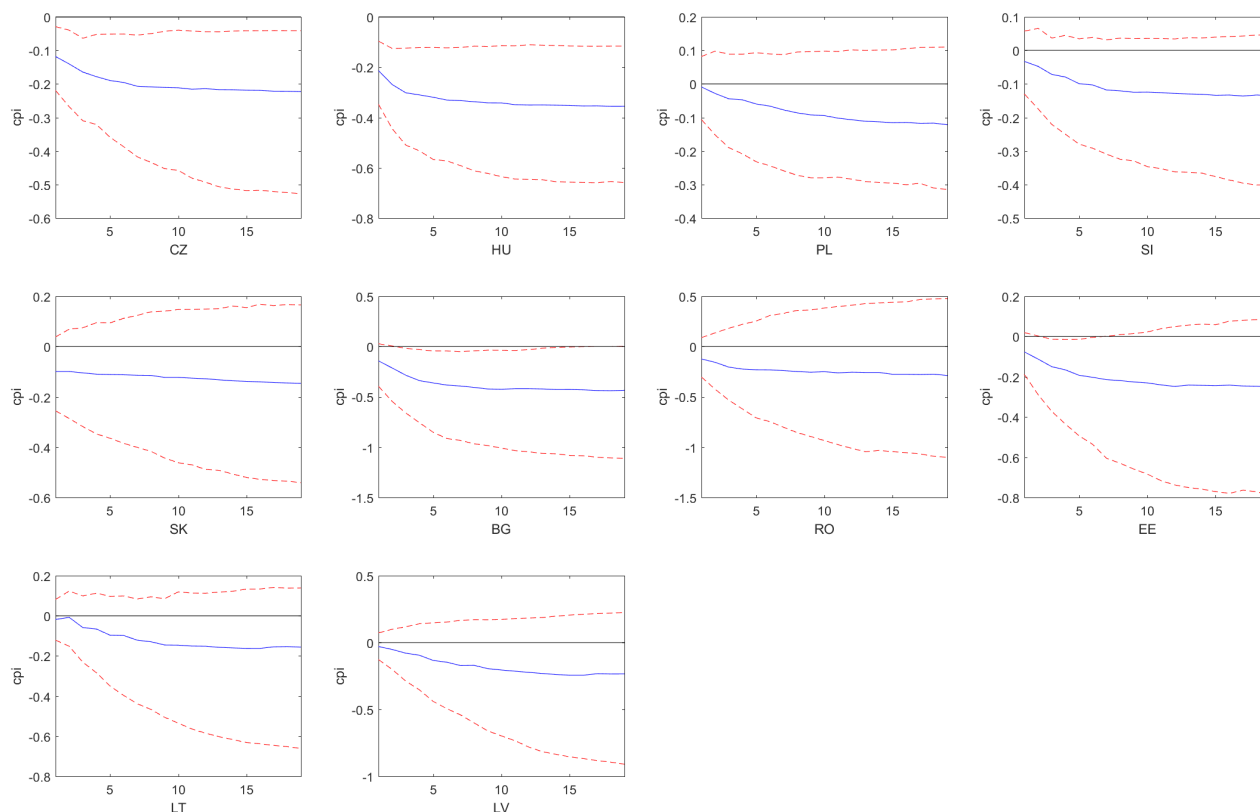
CESEE valstu IKP impulsu reakcijas uz eiro zonas monetārās politikas šoku (pielīdzinātas eiro zonas ēnu procentu likmes palielinājumam par 25 bp)



Piezīme. Attēlota impulsu reakciju mediāna (nepārtrauktas zilas līnijas) un 68% konfidences diapazons (sarkanas pārtrauktas līnijas), pamatojoties uz būsrepa 400 replikācijām.

7. attēls

CESEE valstu PCI impulsu reakcijas uz eiro zonas monetārās politikas šoku (pielīdzinātas eiro zonas ēnu procentu likmes palielinājumam par 25 bp)



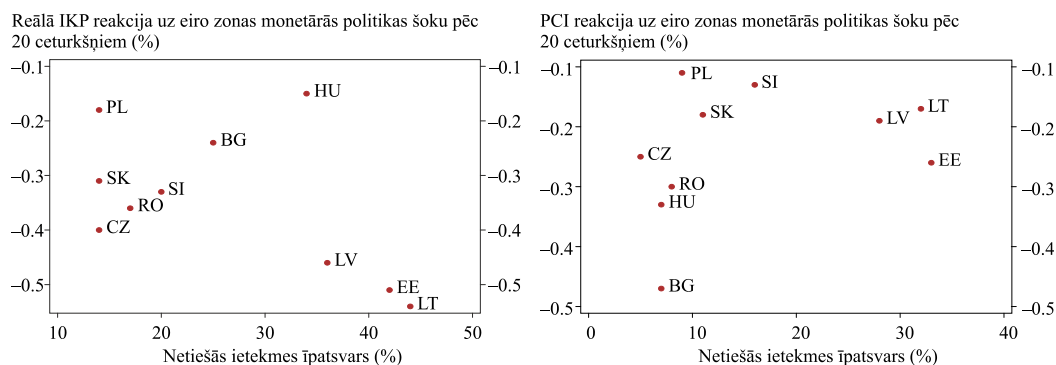
Piezīme. Attēlota impulsa reakciju mediāna (nepārtrauktas zilas līnijas) un 68% konfidences diapazons (sarkanas pārtrauktas līnijas), pamatojoties uz būsttrepa 400 replikācijām.

Pētījumā pārbaudīts arī, cik lielu transmisijas daļu var izskaidrot ar tiešo ekonomisko un finanšu sasaisti starp saņēmējvalsti un šoka izcelsmes valsti salīdzinājumā ar netiešo šoka ietekmes transmisiju caur trešām valstīm. Šim nolūkam izmantota A. Čezas-Bianki (9) pieeja un ar GVAR svāra matricu aprēķinātas impulsa reakcijas, t.i., CESEE valstu un eiro zonas valstu bilaterālie svāri ir pielīdzināti nullei,⁸ izslēdzot tiešo transmisiju no eiro zonas. Iegūtos rezultātus var interpretēt kā daļu no transmisijas, kas radusies netieši no citām tautsaimniecībām (izņemot eiro zonas valstis). 8. attēlā parādīts netiešās ietekmes īpatsvars kopējā ietekmē (x ass) attiecībā pret kopējo ietekmi (y ass) pēc 20 ceturkšņiem. Līdzīgi kā P. Buriela un A. Galezi (7) pētījuma rezultātos pētījuma autori parāda, ka Baltijas valstīs netiešā ietekme no trešām valstīm nosaka lielāko daļu no kopējās ietekmes uz Baltijas valstu reālo IKP (un mazāk ietekmē cenas). No otras puses, Čehijas Republikā, Polijā un Slovākijā monetārās politikas tiešā ietekme caur saiknēm ar eiro zonas valstīm ir visaugstākā.

⁸ Svāri tautsaimniecībām, kas nav pielīdzināti nullei, nav mainīti, tāpēc jaunas svāru matricas rindu summas ir mazākas par vienības vērtību. Šādam pārveidojumam nevajadzētu ietekmēt modeļa kopējo stabilitāti (pretstatā svāru matricas rindu summai, kas pārsniedz vienības vērtību).

8. attēls

Netiešās ietekmes īpatsvars eiro zonas monetārās politikas šoka kopējā reakcijā (pielīdzināta eiro zonas ēnu procentu likmes palielinājumam par 25 bp) pēc 20 ceturkšņiem



Piezīmes. Izklides diagrammās attēlota netiešās ietekmes attiecība pret kopējo ietekmi uz reālo IKP un PCI (x ass) un kopējā ietekme (y ass). Netiešā ietekme aprēķināta, izmantojot CESEE-EZ svaru matricu, kurā svāri ir pielīdzināti nullei. Attiecības, kas ir tuvu nullei, norāda uz tiešo saikni ar 12 eiro zonas valstīm svarīgumu, savukārt lielas vērtības norāda uz to, ka transmisijas ietekme caur trešām valstīm nosaka lielāko daļu no kopējās ietekmes uz reālo IKP un PCI.

5. SECINĀJUMI

Šajā pētījumā novērtēta eiro zonas monetārās politikas ietekme uz ražošanas apjomu un cenām, īpašu uzmanību pievēršot individuālām eiro zonas un CESEE valstīm. Autori izmanto ēnu procentu likmes kā vispārējo monetārās politikas nostājas rādītāju eiro zonas valstīs, citās attīstītajās valstīs un CESEE valstīs, kurās monetārās politikas procentu likmes bija zemākas par nulli.

Pētījumā ierosināta jauna pieeja eiro zonas modelēšanai GVAR ietvarā, proti, modelēt eiro zonas valstis individuāli, izmantojot eiro zonas kopīgos mainīgos – procentu likmi un valūtas kursu. Kopīgie mainīgie ir iekļauti konkrētu valstu modeļos kā ārvalstu mainīgie, un vidējie svērtie eiro zonas individuālo valstu mainīgie (reālais IKP, cenas, ilgtermiņa procentu likmes) ietilpst kopīgo mainīgo vienādojumos ar pašreizējo un novēloto ietekmi. Ierosināts arī jauns paņēmieni ortogonālo šoku noteikšanai valstu kopai, nevis atsevišķai valstij, izmantojot ortogonālo rotēšanas matricu, saglabājot identificēto šoku ekonomisko interpretāciju.

Pētījumā konstatēts, ka lielākajā daļā eiro zonas un CESEE valstu eiro zonas ēnu procentu likmes pieauguma ietekme uz reālo IKP un cenām ir negatīva, bet dažreiz statistiski nenožīmīga. Eiro zonas valstu kontekstā šajā pētījumā iegūtie rezultāti parāda eiro zonas monetārās politikas stabilizējošo lomu. Aplūkojot ietekmi detalizētāk, eiro zonas valstīs ēnu procentu likmes pieaugums par 25 bp izraisa reālā ražošanas apjoma vidējo samazinājumu par 0.4% un cenu vidējo samazinājumu par 0.15%. CESEE valstīs ietekme uz reālo IKP īpaši spēcīga ir Baltijas valstīs un Čehijas Republikā (–0.5%). Ietekme uz cenām vidēji spēcīgāka ir CESEE valstīs (–0.2%) nekā 12 eiro zonas valstīs un ir statistiski nozīmīga Čehijas Republikā, Bulgārijā un Ungārijā.

Eiro zonas monetārās politikas šoka transmisiju Baltijas valstīs lielā mērā nosaka otrās kārtas (netiešie) efekti caur citām valstīm, kas nav 12 eiro zonas valstis. Savukārt Čehijas Republiku un Poliju šis šoks var ietekmēt tieši saistībā ar to augsto integrācijas pakāpi ar 12 eiro zonas valstīm.

LITERATŪRA

1. AJEVSKIS, Viktors. *Procentu likmju modeļa ar nulles zemāko robežu termiņstruktūra un Eiropas Centrālās bankas nestandarta monetārās politikas pasākumi*. Rīga: Latvijas Banka, 2016. Pētījums 2/2016. 18 lpp.
2. BABECKÁ KUCHARČUKOVÁ, Oxana, CLAEYS, Peter, VAŠÍČEK, Bořek. Spillover of the ECB's Monetary Policy Outside the Euro Area: How Different is Conventional from Unconventional Policy? *Journal of Applied Econometrics*, vol. 38, issue 2, March 2016, pp. 199–225.
3. BACKÉ, Peter, FELDKIRCHER, Martin, SLAČÍK, Tomáš. Economic Spillovers from the Euro Area to the CESEE Region via the Financial Channel: A GVAR Approach. *Focus on European Economic Integration*, No. Q4, 2013, pp. 50–64.
4. BELKE, Ansgar, OSOWSKI, Thomas. *Measuring Fiscal Spillovers in EMU and Beyond: A Global VAR Approach*. CEPS Working Paper, No. 428, December 2016. 48 p.
5. BLUWSTEIN, Kristina, CANOVA, Fabio. Beggar-Thy-Neighbor? The International Effects of ECB Unconventional Monetary Policy Measures. *International Journal of Central Banking*, vol. 12, No. 3, September 2016, pp. 69–120.
6. BOECKX, Jef, DOSSCHE, Maarten, PEERSMAN, Gert. Effectiveness and Transmission of the ECB's Balance Sheet Policies. *International Journal of Central Banking*, vol. 13, issue 1, 2017, pp. 297–333.
7. BURRIEL, Pablo, GALESI, Alessandro. Uncovering the Heterogeneous Effects of ECB Unconventional Monetary Policies across Euro Area Countries. *European Economic Review*, vol. 101, issue C, 2018, pp. 210–229.
8. CASTRÉN, Olli, DÉES, Stéphane, ZAHER, Fadi. Stress-testing Euro Area Corporate Default Probabilities Using a Global Macroeconomic Model. *Journal of Financial Stability*, vol. 6, issue 2, June 2010, pp. 64–78.
9. CESA-BIANCHI, Ambrogio. Housing Cycles and Macroeconomic Fluctuations: A Global Perspective. *Journal of International Money and Finance*, vol. 37, issue C, 2013, pp. 215–238.
10. CHAN-LAU, Jorge A. *Variance Decomposition Networks: Potential Pitfalls and a Simple Solution*. IMF Working Paper, WP/17/107, 2017. 48 p.
11. CHEN, Qianying, LOMBARDI, Marco Jacopo, ROSS, Alex, ZHU, Feng. *Global Impact of US and Euro Area Unconventional Monetary Policies: A Comparison*. BIS Working Paper, No. 610, February 2017. 44 p.
12. CHUDIK, Alexander, FRATZSCHER, Marcel. Identifying the Global Transmission of the 2007–2009 Financial Crisis in a GVAR Model. *European Economic Review*, vol. 55, issue 3, April 2011, pp. 325–339.
13. CHUDIK, Alexander, PESARAN, M. Hashem. Theory and Practice of GVAR Modelling. *Journal of Economic Surveys*, vol. 30, issue 1, February 2016, pp. 165–197.

14. CHUDIK, Alexander, PESARAN, M. Hashem. Econometric Analysis of High Dimensional VARs Featuring a Dominant Unit. *Econometric Reviews*, vol. 32, No. 5–6, 1 May 2013, pp. 592–649.
15. CICCARELLI, Matteo, ORTEGA, Eva, VALDERRAMA, Maria Teresa. *Heterogeneity and Cross-country Spillovers in Macroeconomic-Financial Linkages*. European Central Bank Working Paper, No. 1498, November 2012. 47 p.
16. COMUNALE, Mariarosaria, STRIAUKAS, Jonas. *Unconventional Monetary Policy: Interest Rates and Low Inflation. A Review of Literature and Methods*. Université catholique de Louvain, Center for Operations Research and Econometrics (CORE) Discussion Paper, No. 2017/26, 2017. 57 p.
17. DÉES, Stephane, DI MAURO, Filippo, PESARAN, M. Hashem, SMITH, L. Vanessa. Exploring the International Linkages of the Euro Area: A Global VAR Analysis. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22, issue 1, 14 March 2007, pp. 1–38.
18. DÉES, Stephane, HOLLY, Sean, PESARAN, M. Hashem, SMITH, L. Vanessa. Long Run Macroeconomic Relations in the Global Economy. *Economics – The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, vol. 1, issue 3, 2007, pp. 1–58.
19. DIEBOLD, Francis X., YILMAZ, Kamil. Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets. *Economic Journal*, vol. 119, issue 534, 2009, pp. 158–171.
20. DIEBOLD, Francis X., YILMAZ, Kamil. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms. *Journal of Econometrics*, vol. 182, issue 1, 2014, pp. 119–134.
21. DOVERN, Jonas, VAN ROYE, Björn. International Transmission and Business-Cycle Effects of Financial Stress. *Journal of Financial Stability*, vol. 13, issue C, 2014, pp. 1–17.
22. EICKMEIER, Sandra, NG, Tim. How do Credit Supply Shocks Propagate Internationally? A GVAR Approach. *European Economic Review*, vol. 74, issue C, 2015, pp. 128–145.
23. ELHORST, J. Paul, GROSS, Marco, TEREANU, Eugen. *Spillovers in Space and Time: Where Spatial Econometrics and Global VAR Models Meet*. European Central Bank Working Paper Series, No. 2134, February 2018. 36 p.
24. ELLER, Markus, FELDKIRCHER, Martin, HUBER, Florian. How Would a Fiscal Shock in Germany Affect Other European Countries? Evidence from a Bayesian GVAR Model with Sign Restrictions. *Focus on European Economic Integration*, Oesterreichische National Bank, issue 1, 2017, pp. 54–77.
25. FADEJEVA, Ludmila, FELDKIRCHER, Martin, REININGER, Thomas. International Spillovers from Euro Area and US Credit and Demand shocks: A Focus on Emerging Europe. *Journal of International Money and Finance*, vol. 70, issue C, 2017, pp. 1–25.
26. FELDKIRCHER, Martin, GRUBER, Thomas, HUBER, Florian. *Spreading the Word or Reducing the Term Spread? Assessing Spillovers from Euro Area Monetary*

Policy. Vienna University of Economics and Business, Department of Economics Working Paper, No. 248, May 2017. 44 p.

27. FELDKIRCHER, Martin, HUBER, Florian. The International Transmission of US Shocks – Evidence from Bayesian Global Vector Autoregressions. *European Economic Review*, vol. 81, issue C, 2016, pp. 167–188.

28. FRY, Renée, PAGAN, Adrian. Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical Review. *Journal of Economic Literature*, vol. 49, No. 4, December 2011, pp. 938–960.

29. GALESI, Alessandro, LOMBARDI, Marco J. External Shocks and International Inflation Linkages. *No: The GVAR Handbook: Structure and Applications of a Macro Model of the Global Economy for Policy Analysis*. Oxford University Press, 2013, pp. 255–270.

30. GAMBACORTA, Leonardo, HOFMANN, Boris, PEERSMAN, Gert. The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross-Country Analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 46, issue 4, 2014, pp. 615–642.

31. GARRATT, Anthony, LEE, Kevin, PESARAN, M. Hashem, SHIN, Yongcheol. *Global and National Macroeconometric Modelling: A Long-Run Structural Approach*. Oxford University Press, 2006. 402 p.

32. GEORGIADIS, Georgios. Examining Asymmetries in the Transmission of Monetary Policy in the Euro Area: Evidence from a Mixed Cross-section Global VAR Model. *European Economic Review*, vol. 75, issue C, 2015, pp. 195–215.

33. HÁJEK, Jan, HORVÁTH, Roman. The Spillover Effect of Euro Area on Central and Southeastern European Economies: A Global VAR Approach. *Open Economies Review*, vol. 27, issue 2, April 2016, pp. 359–385.

34. HÁJEK, Jan, HORVÁTH, Roman. International Spillovers of (Un)Conventional Monetary Policy: The Effect of the ECB and US Fed on Non-Euro EU Countries. *Economic Systems*, vol. 42, issue 1, March 2018, pp. 91–105.

35. HORVÁTH, Roman, VOŠLÁŘOVÁ, Klára. International Spillovers of ECB's Unconventional Monetary Policy: The Effect on Central Europe. *Applied Economics*, vol. 49, issue 24, 2016, pp. 2352–2364.

36. KRIPPNER, Leo. Measuring the Stance of Monetary Policy in Zero Lower Bound Environments. *Economics Letters*, vol. 118, issue 1, January 2013, pp. 135–138.

37. MANDLER, Martin, SCHARNAGL, Michael, VOLZ, Ute. *Heterogeneity in Euro-Area Monetary Policy Transmission: Results from a Large Multi-country BVAR Model*. Deutsche Bundesbank Discussion Paper, No. 03/2016, 2016. 39 p.

38. PAUSTIAN, Matthias. Assessing Sign Restrictions. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, vol. 7, issue 1, 2007, pp. 1–33.

39. PESARAN, M. Hashem, SMITH, L. Vanessa, SMITH, Ron P. What If the UK or Sweden Had Joined the Euro in 1999? An Empirical Evaluation Using a Global VAR. *International Journal of Finance and Economics*, vol. 12, issue 1, 2007, pp. 55–87.

40. PESARAN, M. Hashem, SCHUERMANN, Til, SMITH, L. Vanessa. Forecasting Economic and Financial Variables with Global VARs. *International Journal of Forecasting*, vol. 25, No. 4, October–December 2009, pp. 642–675.
41. PESARAN, M. Hashem, SCHUERMANN, Til, WEINER, Scott M. Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 22, 2004, pp. 129–162.
42. POTJAGAILO, Galina. Spillover Effects from Euro Area Monetary Policy across Europe: A Factor-Augmented VAR Approach. *Journal of International Money and Finance*, vol. 72, issue C, 2017, pp. 127–147.
43. RUBIO-RAMÍREZ, Juan F., WAGGONER, Daniel F., ZHA, Tao. Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference. *The Review of Economic Studies*, vol. 77, issue 2, April 2010, pp. 665–696.
44. UHLIG, Harald. What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure. *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, issue 2, 2005, pp. 381–419.
45. WU, Jing Cynthia, XIA, Fan Dora. Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 48, No. 2–3, March–April 2016, pp. 253–291.