

GINTERS BUŠS

PĒTĪJUMS
4 / 2015

DARBVIETU MEKLĒŠANAS UN ATBILSTĪBAS FRIKCIJAS UN DARBA TIRGUS DINAMIKA LATVIJĀ



SATURS

KOPSAVILKUMS	3
NETEHNISKS KOPSAVILKUMS	4
1. IEVADS	6
2. ĪSS MODEĻA APRAKSTS	7
2.1. Bāzes modelis ar finanšu frikcijām	8
2.2. Pilns modelis ar darba tirgus frikciju bloku	9
3. NOVĒRTĒJUMS UN REZULTĀTI	11
3.1. Vakances nav novērotas	11
3.2. Vakances tiek novērotas	19
4. SECINĀJUMI	21
PIELIKUMI	22
LITERATŪRA	74

SAĪSINĀJUMI

ABP – uz gadu attiecināti bāzes punkti (*annualised basis points*)
 AOB – mainīga piedāvājuma algu vienošanās mehānisms (*alternating-offer wage bargaining*)
 AR(1) – pirmās kārtas autoregresija
 ASV – Amerikas Savienotās Valstis
 BGG – B. Bernanke (*B. Bernanke*), M. Džertlers (*M. Gertler*) un S. Džilkristis (*S. Gilchrist*)
 CET – L. Dž. Kristiāno (*Lawrence J. Christiano*), M. S. Eihenbaums (*M. S. Eichenbaum*) un M. Trābants (*Mathias Trabandt*)
 CTW – L. Dž. Kristiāno, M. Trābants un K. Valentīns (*Karl Walentin*)
 dHRW – V. J. den Hāns (*W. J. Den Haan*), G. Ramijs (*G. Ramey*) un Dž. Votsons (*J. Watson*)
 DM – Dībolds–Mariāno (*F. K. Diebolds (F. X. Diebold), R. S. Mariāno (R. S. Mariano)*)
 DSGE – dinamiskais stohastiskais vispārējais līdzsvars (*dynamic stochastic general equilibrium*)
 EHL – K. Dž. Ercegs (*Ch. J. Erceg*), D. V. Hendersons (*D. W. Henderson*) un E. T. Levins (*A. T. Levin*)
 FOC – pirmās kārtas nosacījums (*first order condition*)
 HPD – augstākais aposteriorais blīvums (*highest posterior density*)
 i.i.d. – neatkarīgs un identiski sadalīts (*independent and identically distributed*)
 IKP – iekšzemes kopprodukts
 IRF – impulsu reakcijas funkcija
 MAE – vidējā absolūtā kļūda (*mean absolute error*)
 MDD – datu robežblīvums (*marginal data density*)
 MEI – investīciju robežefektivitāte (*marginal efficiency of investment*)
 MPL – darba robežprodukts (*marginal product of labour*)
 PCI – patēriņa cenu indekss
 RMSE – kvadrātsakne no vidējās kvadrātiskās kļūdas (*root mean squared error*)
 SVAR – strukturālā vektoru autoregresija (*structural vector autoregression*)

KOPSAVILKUMS

Izmantojot novērtētu pilnvērtīgu jauno Keinsa DSGE modeli ar Neša (*J. F. Nash*) algu vienošanos, neelastīgām algām un augstu brīvā laika vērtību līdzīgi L. Dž. Kristiāno, M. Trābantam un K. Valentīnam (tālāk tekstā – CTW; 11), šajā pētījumā aplūkots, vai ar darbvietu meklēšanas un vakanču atbilstības frikcijām (*search-and-matching frictions*; tālāk tekstā – meklēšanas un atbilstības frikcijas) var izskaidrot darba tirgus kopējo dinamiku Latvijā. Ja vakances nav novērojamas, modelis var atspoguļot bezdarba reālistisku dispersiju un dinamiku, kā arī bezdarba un (latentu) vakanču korelāciju, bet tas notiek uz vakanču pārmērīga svārstīguma rēķina. Turklāt salīdzinājumā ar modeli bez meklēšanas un atbilstības frikcijām nostrādāto stundu skaita un IKP prognozes vienu ceturksni uz priekšu ir precīzākas. Taču, ja modelis tiek novērtēts arī ar vakanču datiem, prognozēto vakanču cikliskajai dinamikai un attiecīgi arī bezdarba un vakanču korelācijai piemīt tendence būt pretrunā ar datiem (par labu vakanču svārstīguma lielākai atbilstībai) un nogludinātā atbilstības efektivitāte (*smoothed matching efficiency*) pretēji gaidītajam ir pretcikliska. Tādējādi meklēšanas un atbilstības modelis vienlaikus nevar labi izskaidrot trīs statistiskos rādītājus – bezdarba un vakanču dispersiju un korelāciju starp bezdarbu un vakančēm.

Atslēgvārdi: DSGE modelis, bezdarbs, maza valsts ar atvērtu tautsaimniecību, novērtējums ar Beijesa modeli, valūtas savienība, prognozēšana

JEL kodi: E0, E3, F0, F4, G0, G1

Autors izsaka pateicību Viktoram Ajevskim, Konstantīnam Beņkovskim, Oļegam Krasnopjorovam, Matiasam Trābantam un Karlam Valentīnam par komentāriem. Tāpat autors pateicas Lorensam Dž. Kristiāno par diskusiju, kā arī Eiropas Centrālo banku sistēmas ekonometriskās modelēšanas darba grupas dalībniekiem, īpaši Pjēram Lafurkādam (*Pierre Lafourcade*), Matijam Lozejam (*Matija Lozej*), Vesnai Korbo (*Vesna Corbo*), Ginteram Kūnenam (*Günter Coenen*), Andrea Džerali (*Andrea Gerali*) un Dmitrijam Kuļikovam. Autors augstu novērtē iespēju izmantot L. Dž. Kristiāno, M. Trābanta un K. Valentīna modeļa programmas kodu.

Pētījumā pausts tikai autora – Latvijas Bankas Monetārās politikas pārvaldes darbinieka – viedoklis, un tas ne vienmēr atspoguļo Latvijas Bankas oficiālo viedokli. Autors uzņemas atbildību par iespējamām pieļautajām kļūdām un neprecizitātēm.

Adrese sarakstei: Latvijas Banka, K. Valdemāra iela 2A, Rīga, LV-1050, Latvija; e-pasta adrese: Ginters.Buss@gmail.com.

NETEHNISKS KOPSAVILKUMS

Ekonomiskās attīstības cikla standarta pieejai darba tirgus modelēšanā bez skaidri formulēta bezdarba (līdzīgi K. Dž. Ercegam, D. V. Hendersonam un E. T. Levinam (14); tālāk tekstā – EHL) ir trūkumi. Galvenais trūkums ir tas, ka šai pieejai nav precīzas saistības ar bezdarba līmeni (zināma kā darbaspēka piedāvājuma ekstensīvā attīstība (*extensive margin of labor supply*)), tāpēc kopējā nostrādāto stundu skaita pārmaiņas tiek attiecinātas tikai uz viena nodarbinātā darba stundu skaita pārmaiņām (intensīvā attīstība (*intensive margin*)). Šī pieeja arī sliecas pārvērtēt nostrādāto stundu skaita dispersiju (sk., piemēram, G. Bušu (7)).

Realitātē lielu daļu kopējā nostrādāto stundu skaita pārmaiņu nosaka darbaspēka ekstensīvā attīstība. Lai to novērtētu, pētījumā izmantota vienkārša Latvijas datu dispersijas dekompozīcija periodā no 2002. gada 1. ceturkšņa līdz 2012. gada 4. ceturksnim. Lai arī dati ir neprecīzi un tāpēc dekompozīcija ir tikai aptuvena, saskaņā ar to vairāk nekā pusi kopējā darba stundu skaita pārmaiņu var izskaidrot ar darbinieku skaita pārmaiņām. Šīm divām nodarbinātības attīstības iespējām (ekstensīvajai un intensīvajai) ir atšķirīga ietekme uz ekonomisko politiku, tāpēc, veicot ekonomisko analīzi, lietderīgi tās vienu no otras nodalīt.

Darbvietu meklēšanas un vakanču atbilstības teorija (*search-and-matching theory*; tālāk tekstā – meklēšanas un atbilstības teorija) ir darba tirgus izpētē visplašāk lietotā ekonomiskā teorija. Tomēr liels skaits avotu, kas aplūko DSGE modeļus ar meklēšanas un atbilstības frikcijām darba tirgū, analizē kalibrētus modeļus vai ASV datus. Retos gadījumos modeļi tiek novērtēti, izmantojot nevis ASV, bet citu valstu datus, turklāt pilnvērtīgu (*fully-fledged*) modeli izmanto vēl retāk. Šis pētījums papildina esošo avotu kopu ar izpēti par jaunā, detalizēti formulētā Keinsa DSGE modeļa ar meklēšanas un atbilstības frikcijām noderību bezdarba un vakanču galveno norišu analīzē, īpaši izmantojot citas valsts, nevis ASV datus. Šajā pētījumā izmantotais modelis ir līdzīgs CTW modelim (11). Salīdzinājumā ar to šajā darbā ieviesti šādi jauninājumi: 1) modelis piemērots valūtas savienības dalībvalstij, 2) modelis novērtēts Latvijas datiem un (pats galvenais) 3) pētīta šā modeļa spēja vienlaikus (nevis izolēti) izskaidrot gan bezdarbu, gan vakances. Tas veikts, izmantojot divas modeļa specifiskācījas. Vienā specifiskācijā vakanču dati nav novērojami un atbilstības funkcija (*matching function*) kalibrēta līdzīgi CTW specifiskācijai, tomēr uzrādīta ietekme uz (latentām) vakancēm; otrajā specifiskācijā vakanču dati ir novērojami un novērtēta atbilstības funkcija, t.sk. atbilstības efektivitātes šoks.

Šajā pētījumā apstiprinās CTW secinājumi, ka modelis var būt labi piemērots bezdarba izskaidrošanai. Tomēr šajā pētījumā izteikts arī jauns secinājums, ka CTW iecienītā specifiskācija var diezgan labi derēt arī bezdarba un vakanču korelācijas analīzē. Tomēr abu minēto statistisko datu pienācīga atbilstība iegūta apstākļos, kad vakanču standartnovirze vairākkārt (2.9 reizes) pārsniedz līmeni, par kādu liecina Latvijas dati.

Taču, ja gan bezdarbs, gan vakances ir novērojami lielumi un ir spēkā pieņēmums par atbilstības efektivitātes šoku, prognozēto vakanču cikliskajai dinamikai un attiecīgi arī bezdarba un vakanču korelācijai piemīt tendence būt pretrunā ar datiem (par labu vakanču svārstīguma lielākai atbilstībai) un atbilstības efektivitātes gludināšanas rezultāts pretēji gaidītajam ir preciklisks. Tādējādi modelis vienlaikus

nevar būt piemērots trim statistiskajiem rādītājiem – bezdarba un vakaču dispersijai un korelācijai starp bezdarbu un vakancēm.

Modelī iekļaujot darbvieta meklēšanas un atbilstības frikcijas, papildus var secināt, ka nostrādāto stundu skaita un IKP prognožu vienu ceturksni uz priekšu dispersija ir mazāka, tāpēc salīdzinājumā ar modeli bez šādām frikcijām prognozes ir precīzākas.

Tikai dažos pētījumos izmantoti novērtētie pilnvērtīgie DSGE modeļi ar darbvieta meklēšanas un atbilstības frikcijām un salīdzināti modeļa un datu momenti. L. Dž. Kristiāno, M. S. Eihenbaums un M. Trābants (9) (tālāk tekstā – CET) izmanto mainīga piedāvājuma algu vienošanās mehānismu (*alternating-offer wage bargaining*; AOB) novērtētajā jaunajā Keinsa DSGE modelī ar ASV datiem un secina, ka modelis labi piemērots galvenajiem datu momentiem. Taču autori arī konstatē, ka tas pats modelis ar Neša algu vienošanos, lai gan mazāk precīzs, salīdzinājumā ar AOB specifiskāciju sasniedz galveno datu momentu augstas piemērotības līmeni. Šāds rezultāts atšķiras no šajā pētījumā ar Latvijas datiem iegūtā novērtējuma. Turklāt CET nenovērtē atbilstības efektivitātes šoku. ASV un Latvijas rezultātu atšķirība motivē pārbaudīt modeļa piemērotību arī citu valstu datiem. Tāpat ir noderīgi pārbaudīt AOB modeļa piemērotību Latvijas datiem.

1. IEVADS

Ekonomiskās attīstības cikla standarta pieejai, modelējot darba tirgu bez skaidri formulēta bezdarba (līdzīgi EHL pieejai), ir trūkumi. Galvenais trūkums ir tas, ka pieejai nav precīzas saistības ar bezdarbu (zināma kā darbaspēka piedāvājuma ekstensīvā attīstība), tāpēc kopējā nostrādāto stundu skaita pārmaiņas tiek attiecinātas tikai uz viena nodarbinātā darba stundu skaita pārmaiņām (intensīvā attīstība). Šī pieeja sliecas samazināt arī nostrādāto stundu skaita noturību (sk., piemēram, (7)).

Realitātē liela daļa kopējā nostrādāto stundu skaita pārmaiņu rodas darbaspēka ekstensīvās attīstības dēļ. Lai to novērtētu, šajā pētījumā izmantota vienkārša Latvijas datu dispersijas dekompozīcija periodā no 2002. gada 1. ceturkšņa līdz 2012. gada 4. ceturksnim. Lai gan dati ir neprecīzi un tāpēc dekompozīcija ir tikai aptuvena, saskaņā ar to vairāk nekā pusi kopējo darba stundu skaita pārmaiņu var izskaidrot ar darbinieku skaita pārmaiņām. Šīm divām nodarbinātības attīstības iespējām (ekstensīvajai un intensīvajai) ir atšķirīga ietekme uz ekonomisko politiku, tāpēc, veicot ekonomisko analīzi, lietderīgi tās vienu no otras nošķirt.

Darbvietu meklēšanas un atbilstības teorija ir visplašāk izplatītā darba tirgus ekonomiskā teorija kopš laika, kad M. Merca (*M. Merz*) (22) un D. Andolfato (*D. Andolfatto*) (4) integrēja oriģinālo Daiemonda–Mortensena–Pisarida (*Diamond–Mortensen–Pissarides*) modeli vispārējā standarta līdzsvara modelī. Darbvietu meklēšanas un atbilstības modeļu popularitāte veidojās tāpēc, ka ar tirgus (meklēšanas un atbilstības) līdzsvarošanas reālā ekonomiskās attīstības cikla modeļiem nevarēja izskaidrot bezdarbu un to, ka vienlaikus ir neaizpildītas vakances un bezdarbnieki.

R. Šimera (*R. Shimer*) (26) pētījums rosināja dzīvas diskusijas, vai šī teorija ir atbilstoša datiem. R. Šimers secina, ka modelis savā pamatizteiksmē nevar būt atbilstošs bezdarba un vakanču datu otrajiem momentiem. Tika ierosināti vairāki modeļa uzlabojumi, piemēram, par neelastīgu algu (R. E. Hols (*R. E. Hall*) (18)), nodarbināto darba meklējumiem (D. T. Mortensens (*D. T. Mortensen*) un Ē. Naǵpāla (*É. Nagypál*) (23)), augstu brīvā laika vērtību (M. Hāgedorns (*M. Hagedorn*) un J. Manovskis (*I. Manovskii*) (17)) un AOB (R. E. Hols un P. R. Milgroms (*P. R. Milgrom*) (20)). Daudzus priekšlikumus vieno mehānisms, ar ko tie ietekmē fundamentālo guvumu (*fundamental surplus*) – uzņēmumu peļņas daļu, ko izmanto jaunu darbvietu radīšanai, kas šajos modeļos ir bezdarba pieauguma un noturības avots (L. Jungkvists (*L. Ljungqvist*) un T. Dž. Sārdžents (*T. J. Sargent*) (21)).

Liela daļa plašā literatūras klāsta veltīta kalibrētiem modeļiem vai ASV datu analīzei. Retos gadījumos modeļi tiek novērtēti, izmantojot nevis ASV, bet citu valstu datus, tomēr pilnvērtīgi modeļi tiek izmantoti vēl retāk. Šis pētījums papildina esošo avotu kopu ar izpēti par jaunā, detalizēti formulētā Keinsa DSGE modeļa ar meklēšanas un atbilstības frikcijām nozīmi bezdarba un vakanču galveno norišu analīzē, īpaši izmantojot citas valsts, nevis ASV datus. Šajā pētījumā izmantotais modelis ir līdzīgs CTW modelim (11). Salīdzinājumā ar to šajā darbā ieviesti šādi jauninājumi: 1) modelis piemērots valūtas savienības dalībvalstij, 2) modelis novērtēts Latvijas datiem un (pats galvenais) 3) pētīta šā modeļa spēja vienlaikus (nevis izolēti) izskaidrot gan bezdarbu, gan vakances. Tas veikts, izmantojot divas modeļa specifiskācījas. Vienā specifiskācijā vakanču dati nav novērojami un

atbilstības funkcija kalibrēta līdzīgi CTW specifikācijai, tomēr ar ietekmi uz (latentām) vakancēm; otrajā specifikācijā vakanču dati ir novērojami un novērtēta atbilstības funkcija, t.sk. atbilstības efektivitātes šoks.

Šajā pētījumā apstiprinās CTW secinājumi, ka modelis var būt labi piemērots bezdarba izskaidrošanai. Tomēr šajā pētījumā izteikts arī jauns secinājums, ka CTW iecienītā specifikācija var diezgan labi derēt arī bezdarba un vakanču korelācijas analīzē. Tomēr abu minēto statistisko datu pienācīga atbilstība iegūta apstākļos, kad vakanču standartnovirze vairākkārt (2.9 reizes) pārsniedz līmeni, par kādu liecina Latvijas dati.

Taču, ja gan bezdarbs, gan vakances ir novērojami lielumi un ir spēkā pieņēmums par vakanču atbilstības efektivitātes šoku, prognozēto vakanču cikliskajai dinamikai un attiecīgi arī bezdarba un vakanču korelācijai piemīt tendence būt pretrunā ar datiem (par labu vakanču svārstīguma labākai atbilstībai) un atbilstības efektivitātes gludināšanas rezultāts pretēji gaidītajam ir pretciklisks. Tādējādi modelis vienlaikus nevar labi izskaidrot trīs statistiskos rādītājus – bezdarba un vakanču dispersiju un korelāciju starp bezdarbu un vakancēm.

Modelī iekļaujot darbvieta meklēšanas un atbilstības frikcijas, papildus var secināt, ka nostrādāto stundu skaita un IKP prognožu vienu ceturksni uz priekšu dispersija ir mazāka, tāpēc salīdzinājumā ar modeli bez šādām frikcijām prognozes ir precīzākas.

Tikai dažos pētījumos izmantoti novērtētie pilnvērtīgie DSGE modeļi ar darbvieta meklēšanas un atbilstības frikcijām un pētīti modeļa un datu momenti. CET (9) izmanto AOB novērtētajā jaunajā Keinsa DSGE modelī ar ASV datiem un secina, ka modelis labi atbilst galvenajiem datu momentiem. Taču autori arī konstatē, ka tas pats modelis ar Neša algu vienošanos, lai gan mazāk precīzs, salīdzinājumā ar AOB specifikāciju sasniedz galveno datu momentu augstas atbilstības līmeni. Tāds rezultāts atšķiras no šajā pētījumā ar Latvijas datiem iegūtā rezultāta. Turklāt CET nenovērtē atbilstības efektivitātes šoku. ASV un Latvijas rezultātu atšķirība motivē pārbaudīt modeļa piemērotību arī citu valstu datiem. Tāpat ir noderīgi pārbaudīt AOB modeļa piemērotību Latvijas datiem.

Pētījums strukturēts šādi. Modeļa apraksts sniegts 2. nodaļā. Novērtēšanas procedūra un iegūtie rezultāti aplūkoti 3. nodaļā. Secinājumi ietverti 4. nodaļā. Pielikumi sniedz detalizētāku ieskatu par modeli, tā novērtēšanu un rezultātiem.

2. ĪSS MODEĻA APRAKSTS

Šajā pētījumā CTW izveidotais darba tirgus frikciju bloks (11) apvienots ar G. Buša modeli ar finanšu frikciju bloku (7), kas uzskatāms par bāzes modeli.

Tā kā pētījumā modelis gandrīz reproducē CTW modeli, šī nodaļa sniedz īsu modeļa ievadaprakstu, bet tā formālais izklāsts sniegts C pielikumā. Šā modeļa vienīgā būtiskā atšķirība no CTW modeļa ir monetārās iestādes, kas šajā pētījumā modelēta kā valūtas savienība, darbība.

2.1. Bāzes modelis ar finanšu frikcijām

Modelis ar finanšu frikcijām sastāv no pamatbloka un finanšu frikciju bloka.

Bāzes modelis pamatojas uz L. Dž. Kristiāno, M. S. Eihenbauma un Č. L. Evansa (*Ch. L. Evans*) (8), kā arī M. Ādolfsones (*M. Adolfson*), S. Lasēna (*S. Laséen*), J. Lindē (*J. Lindé*) u.c. (2) pētījumu rezultātiem. Trīs galapreces – patēriņu, investīcijas un eksportu – iegūst, apvienojot iekšzemē ražotu homogēnu preci ar specifiskām importētām izejvielām, kas nepieciešamas katram galapreces veidam. Specializēti iekšzemes importētāji iegādājas homogēnu ārvalstu preci, kuru pārstrādā par specializētu izejvielu, un to pārdod iekšzemes importa mazumtirgotājam. Ir trīs importa mazumtirgotāju grupas. Vieni lieto specializētās importa preces, lai radītu tādu homogēnu preci, ko izmanto kā izejvielu specializētas eksporta produkcijas ražošanā. Otri lieto specializētās importa preces, lai radītu izejvielas, ko izmanto investīciju preču ražošanā. Trešie lieto specializētās importa preces, lai ražotu homogēnas izejvielas, ko izmanto patēriņa preču ražošanā. Eksportā iesaistās Diksita–Štiglica (*A. K. Dixit; J. E. Stiglitz*) (13) eksportētāju kopums, kurā katrs ir monopolists, kas ražo kādu specializētu eksporta preci. Tās ražošanā katrs monopolists lieto homogēnu iekšzemē ražotu preci un importējot iegūtu homogēnu preci. Homogēno iekšzemes preci ražo konkurētspējīgs reprezentatīvs uzņēmums. Iekšzemē ražoto preci sadala starp 1) valdības patēriņu (to pilnībā veido iekšzemes preces), 2) patēriņa preču ražošanu, 3) investīciju preču ražošanu un 4) eksporta preču ražošanu. Daļa iekšzemes preces tiek zaudēta sakarā ar modeļa tautsaimniecības reālajām frikcijām, kas rodas investīciju korekciju un kapitāla izmantošanas izmaksu rezultātā. Mājsaimniecības maksimizē gaidīto derīgumu no diskontētās patēriņa (kas atkarīgs no paradumiem) plūsmas un brīvā laika. Bāzes modelī tautsaimniecības fiziskais kapitāls pieder mājsaimniecībām. Tās nosaka gan kapitāla uzkrājumu, gan kapitāla izmantošanas līmeni. Mājsaimniecībām pieder arī tiešie ārējie aktīvi, un tās nosaka uzkrājumu līmeni.

Monetārā politika tiek īstenota, stingri piesaistot iekšzemes nominālo procentu likmi ārvalstu nominālajai procentu likmei. Valdības izdevumi mainās eksogēni. Modeļa tautsaimniecībā ir šādi nodokļi: kapitāla, algas, patēriņa, darba ienākumu un obligāciju ienākumu nodoklis. Jebkādu valdības izdevumu un nodokļu ieņēmumu starpību kompensē vienreizēji pārvedumi.

Ārvalstu tautsaimniecību modelē kā SVAR ārvalstu produkcijas izlaides, inflācijas, nominālo procentu likmju un tehnoloģiju izaugsmē. Modeļa tautsaimniecībai raksturīgi divi eksogēnās izaugsmes avoti – neitrālu tehnoloģiju izaugsme un investīcijām piemērotu (specifisku) tehnoloģiju izaugsme.

Veidojot finanšu frikciju modeli, jau minētais bāzes modelis papildināts ar B. Bernankes, M. Džertlera un S. Džilkrista (tālāk tekstā – BGG) (6) finanšu frikcijām. Finanšu frikcijas liecina, ka aizņēmēji un aizdevēji ir dažādi cilvēki ar atšķirīgu informētības līmeni. Modelī tiek ieviesti uzņēmēji ar īpašām iemaņām darbībās ar kapitālu un tā pārvaldībā. Darbojoties ar kapitālu, viņiem ir prasme optimāli rīkoties ar kapitāla apjomu, kas lielāks par pašu resursiem, aizņemoties papildu līdzekļus. Rodas finanšu frikcijas, jo kapitāla pārvaldīšana ir riskanta, t.i., uzņēmējs var bankrotēt, un tikai paši uzņēmēji bez papildu izdevumiem novēro savu idiosinkrātisko produktivitāti. Šajā blokā mājsaimniecības naudu nogulda bankās.

Procentu maksājumi, ko saņem mājsaimniecības, ir nomināli no ekonomiskā stāvokļa neatkarīgi maksājumi (*non state-contingent*).¹ Bankas tālāk līdzekļus aizdod uzņēmējiem, balstoties uz standarta nominālā aizdevuma (parāda) līgumu, kas, ņemot vērā asimetrisko informāciju, ir optimāls.² Summa, kuru bankas ir gatavas aizdot uzņēmējam atbilstoši aizdevuma līgumam, ir attiecīgā uzņēmēja tīrās vērtības funkcija. Tādējādi modeli papildina bilances ierobežojumi. Ja tiek piedzīvots šoks, kas samazina uzņēmēja aktīvu vērtību, aizņemšanās iespējas pasliktinās. Rezultātā uzņēmēji saņem mazāku kapitāla apjomu, kas ierobežo investīcijas, un sākas ekonomiskā lejupslīde. Lai gan atsevišķi uzņēmēji pakļauti riskam, bankas netiek pakļautas riskam.

Finanšu frikciju bloks ievieš divus jaunus endogēnus rādītājus; viens rādītājs attiecas uz uzņēmēju maksāto procentu likmi, bet otrs rādītājs – uz uzņēmēju tīro vērtību. Ieviesti arī divi jauni šoki – viens šoks ir idiosinkrātiskajai nenoteiktībai, bet otrs šoks – uzņēmēju bagātībai.

2.2. Pilns modelis ar darba tirgus frikciju bloku

Izmantota Latvijas datu dispersijas vienkārša dekompozīcija periodam no 2002. gada 1. ceturkšņa līdz 2012. gada 4. ceturksnim:³

$$Var(H_t) = Var(\zeta_t) + Var(L_t) + 2Covar(\zeta_t, L_t),$$

kur H_t apzīmē kopējo nostrādāto stundu skaitu, ζ_t ir viena nodarbinātā nostrādāto stundu skaits, L_t – nodarbināto skaits, Var izsaka dispersiju, $Covar$ apzīmē kovariāciju. H_t un L_t ir *per capita* locekļi, H_t un ρ_t normalizēti ar vidējo nostrādāto stundu skaitu, un visas laikrindas izteiktas logaritmu veidā. Lai gan dati ir trokšņaini un tāpēc dekompozīcija ir aptuvena, saskaņā ar to aptuveni 58% kopējā nostrādāto stundu skaita dispersijas var skaidrot ar nodarbinātības dispersiju, 28% – ar viena nodarbinātā nostrādāto stundu skaita dispersiju un aptuveni 14% attiecināmi uz kovariācijas locekli. Tādējādi šajā pētījumā G. Buša izstrādātajam finanšu frikciju etalonmodelim (7) pievienota darbvieta meklēšanas un atbilstības struktūra, ko attīstīja D. T. Mortensens un K. A. Pisaridis (24), R. E. Hols (18; 19) un R. Šimers (26; 27) ar Teilora (*J. B. Taylor*) veida CTW modelēto nominālo algu neelastību. Šā modeļa galvenā iezīme ir tā, ka algu veidošanas frikcijas pastāv, tomēr tās tieši neietekmē esošās darbinieka un darba devēja attiecības, kamēr tās ir abpusēji izdevīgas⁴. Tāpēc uz modeli neattiecas R. Baro (*R. Barro*) (5) kritika par to, ka esošajās darba devēja un darbinieka attiecībās algas nevar ietekmēt esošo darbinieku iespēju kļūt par bezdarbnieku (*allocational wages*). Taču algu veidošanas frikcijām

¹ I. Fišers (*I. Fisher*) norādījis (15), ka šie nominālie līgumi radīja neparedzētu cenu līmeņa pārmaiņu bagātības efektu. Piemēram, ja ir šoks, kas pazemina cenas, mājsaimniecības saņem bagātības pārvedumu. Tas tiek ņemts no uzņēmējiem, tādējādi samazinot to tīro vērtību. Pasliktinoties uzņēmēju bilancēm, samazinās to iespējas investēt, kas savukārt nosaka ekonomiskās attīstības lejupslīdi.

² Konkrētāk, līdzsvara aizdevuma līgums maksimizē uzņēmēju gaidāmo labklājību, ko nosaka nulles peļņas nosacījums bankām un konkrētā mājsaimniecību saistību pret bankām atdeve.

³ Izlases periodu ierobežo datu pieejamība.

⁴ Tas, ka pastāv nominālās algas frikcijas, nenozīmē, ka darba devēja un darbinieka attiecības ir abām pusēm uzspiestas, jo, ja tās nav izdevīgas, abas puses var pārtraukt šīs attiecības.

ir ietekme uz darba devēja centieniem nolīgt darbā jaunus darbiniekus⁵. Spēkā ir arī pieņēmums par darbaspēka intensīvo attīstību un darbinieku endogēno atlaišanu.

Līdzīgi finanšu frikciju etalonmodelim pētījumā novērtētajā modelī iekļauta Diksita–Štiglica homogēnu preču ražošanas specifika. Reprezentatīvs konkurētspējīgs mazumtirdzniecības uzņēmums apvieno dažādas starppatēriņa preces vienā homogēnā precē. Starppatēriņa preces piegādā monopolisti, kas konkurētspējīgos faktoru tirgos algo darbaspēku un pērk kapitāla pakalpojumus. Pieņem, ka uz starppatēriņa preces ražojošiem uzņēmumiem attiecas tās pašas Kalvo (*G. A. Calvo*) cenu veidošanas frikcijas kā etalonmodelī. Darbvieta meklēšanas un atbilstības struktūra iztiek bez specializētu darbaspēka pakalpojumu abstrakcijas un ar to saistītās monopoli varas, kas iekļauta etalonmodelī. Darbaspēka pakalpojumus homogēnam darba tirgum, kur tos pērk starppatēriņa preču ražotāji, nodrošina nodarbinātības aģentūras, t.i., tāda modelēta struktūra, kuru vispareizāk uzskatīt par preču ražotāja uzņēmuma cilvēkresursu nodaļu.⁶

Katrai nodarbinātības aģentūrai ir liels skaits darbinieku. Katru aģentūru pastāvīgi iedala vienā no $N = 4$ dažādām vienāda lieluma kohortām. Kohortas atšķir pēc perioda (ceturkšņa), kurā tās atkārtoti vienojas par algām. Katram darbiniekam maksāto nominālo algu nosaka saskaņā ar Neša algu vienošanos, kas notiek reizi N periodos.⁷ Tā kā visās kohortās ir vienāds aģentūru skaits, katrā periodā vienošanos panāk $1/N$ visu aģentūru. Darba intensitāti (*intensity of labor effort*) var precīzi aprēķināt, salīdzinot nodarbinātā robežizmaksas (*marginal cost*) ar aģentūras robežienākumiem (*marginal benefit*). Pieņēmums par efektīvu darbaspēka nodrošinājumu intensīvās attīstības ietvaros bez tiešas sasaistes ar noturīgu algu līmeni nodrošina, ka algas un nostrādāto stundu skaits īstermiņā nav cieši saistīti. Būtībā šis modelis liecina, ka darbaspēka piedāvājums nenotiek tūlītējas piegādes tirgū, bet ir ilgtermiņa attiecību rezultāts.

Perioda norises nodarbinātības aģentūrā notiek šādā secībā. Perioda sākumā eksogēni tiek izvēlēta darbinieku daļa, kas pamet darbu aģentūrā un kļūst par bezdarbniekiem. Pēc tam propocionāli aģentūras iepriekšējā periodā izziņoto vakanču skaitam noteikts daudzums jaunu darbinieku no bezdarbniekiem kļūst par nodarbinātajiem. Tad īstenojas kopējie tautsaimniecības šoki. Pēc tam tiek noteikta katras aģentūras nominālās algas likme. Kad tiek noteikta jauna alga, tās līmenis nemainās nākamajos $N - 1$ periodos. Attiecīgajā periodā par algu panāktā vienošanās attiecas uz visiem aģentūrā nodarbinātajiem katrā nākamajā $N - 1$ periodā, arī uz tiem, kuri sāks strādāt vēlāk. Tālāk katram nodarbinātajam pēc nejaušības principa tiek piešķirts idiosinkrātisks produktivitātes līmenis. Nosaka arī produktivitātes sliekšni, un darbiniekus ar zemāku produktivitātes līmeni (endogēni)

⁵ Neša alga atkarīga no darba devēja un darba ņēmēja relatīvās vienošanās spējas. Jo vājāka darbinieka spēja vienoties, jo mazāks ir Neša algas apjoms un tādējādi lielāks stimulē jaunus darbiniekus pieņemšanai darbā.

⁶ Šī pārmaiņa neietekmē ar homogēnas preces ražošanu saistītos līdzsvara nosacījumus. Galvenās darba tirgus darbības, piemēram, vakanču izziņošana, atlaišana, vienošanās un darba intensitātes noteikšana, notiek nodarbinātības aģentūrā. Katrā māsaimniecībā ir daudz nodarbināto, un viņi visi veido darbaspēku. Nodarbinātais sākumā ir vai nu bezdarbnieks, vai strādā kādā aģentūrā ar varbūtību, kas proporcionāla aģentūras mēģinājumam piesaistīt darbiniekus. Darbiniekus no nodarbinātības aģentūras atlaiž eksogēni vai arī endogēni.

⁷ Vienošanās procedūra ir individuāla, t.i., katrs darbinieks atsevišķi vienojas ar nodarbinātības aģentūras pārstāvi.

atlaiž.⁸ Pēc endogēna atlaišanas lēmuma pieņemšanas nodarbinātības aģentūra izziņo vakances, un efektīvi tiek izvēlēta darbaspēka piedāvājuma intensīvā attīstība, pielīdzinot nodarbinātības aģentūrai sniegto darba pakalpojumu robežvērtību mājsaimniecības ar darbaspēku nodrošināšanu saistītajām robežizmaksām. Šajā brīdī nodarbinātības aģentūra piedāvā darbaspēku darba tirgū.

Detalizēts modeļa apraksts sniegts C pielikumā.

3. NOVĒRTĒJUMS UN REZULTĀTI

Par laika vienību pieņemts ceturksnis. Modeļa parametru apakškopa tiek kalibrēta un pārējie parametri novērtēti, izmantojot Latvijas (iekšzemes daļa) un eiro zonas (ārvalstu daļa) datus. Detalizēts kalibrēšanas apraksts sniegts A pielikumā.

Modelis novērtēts ar Beijesa (*T. Bayes*) pieeju. Tiks aplūkoti divi modeļa varianti. Vienā variantā modelī ievieš 19 novērojamu laikrindu, t.sk. arī bezdarbu (konkrēti, tā ceturkšņa pieauguma tempu), savukārt vakanču dati nav novērojami; atbilstības funkcijas parametri ir kalibrēti. Otrajā variantā modelis ietver 20 novērojamu laikrindu, t.sk. gan bezdarbu, gan vakanču datus. Otrajā variantā tiek novērtēti atbilstības funkcijas parametri, arī atbilstības efektivitātes šoks. Informācija par apriorajiem un aposteriorajiem parametriem sniegta A pielikumā.

3.1. Vakances nav novērotas

Ja vakances nav novērotas, atbilstības funkcijas parametrus kalibrē. Koba–Duglasa (*Cobb–Douglas*) atbilstības funkciju izsaka šādi:

$$m_t = \sigma_m (1 - L_t)^\sigma v_t^{1-\sigma} \quad [1],$$

kur m_t ir kopējā atbilstība, L_t apzīmē nodarbināto daļu, v_t ir kopējais vakanču skaits, σ_m – līmeņa parametrs, σ apzīmē bezdarbnieku daļu. Izvēlēta kalibrācija ir $\sigma_m = 0.4$ un $\sigma = 0.5$ (sk. 1. tabulu). Kalibrēto parametru un A pielikumā aprakstīto pārējo modeļa parametru vērtības sniegtas 1. tabulā.

1. tabula

Atbilstības funkcijas parametri

Apraksts	Vakances nav novērotas	Vakances novērotas						
		Apriorie parametri			Aposteriorie parametri		HPD intervāls	
	Kalibrācija	Sada- lījums	Vidē- jais	Stan- dard- novirze	Vidē- jais	Stan- dard- novirze	10%	90%
Bezdarba daļa σ	0.500	β	0.5	0.05	0.373	0.017	0.326	0.417
Līmeņa parametrs σ_m	0.400	β	0.4	0.05	0.394	0.024	0.332	0.442
Šoka standartnovirzes								
Atbilstības efektivitāte	0	Inv- Γ	0.1	inf	12.810	1.429	10.925	14.624

⁸ Pretstatā rindkopas sākumā minētajai eksogēnajai atlaišanai šī ir endogēna atlaišana. No tehniskā viedokļa šī modelēšana ir tāda pati kā uzņēmēju idiosinkrātiskā riska un bankrota modelēšana. Aplūkoti divi mehānismi, kas nosaka sliksni. Viena mehānisma pamatā ir nodarbinātā un nodarbinātības aģentūras kopējais gūvums, otrs mehānisms balstās tikai uz nodarbinātības aģentūras interesēm.

Modeļa un datu momenti

Saskaņā ar modeli pirmās kārtas diferencēta bezdarba līmeņa standartnovirze ir 10.35 (9.75 saskaņā ar izlases datiem; sk. 2. tabulu). Otrā momenta atbilstība ir lielāka nekā ASV datiem, ko aprakstīja R. Šimers (26). To nosaka vismaz divi avoti: 1) Teilora metodei atbilstoša pieņemtā algu neelastība (kā uzsver R. E. Hols (18)) un 2) augstais novērtētais aizvietošanas koeficients (0.80 ar vidējo aposterioro parametru), uz ko norāda M. Hāgedorns un J. Manovskis (17).

2. tabula

Modeļu un datu momenti

	$\text{corr}(\Delta u, \Delta v)$	Standartnovirze Δu	Standartnovirze Δv
Dati	-0.54 [-0.68 -0.35]	9.75 [8.37 11.68]	16.04 [13.76 19.21]
Modelis bez vakancēm	-0.40 [-0.42 -0.37]	10.35 [10.15 10.55]	46.62 [45.72 47.55]
Modelis ar vakancēm	-0.30 [-0.32 -0.27]	9.48 [9.29 9.67]	36.19 [35.50 36.91]

Piezīmes. Datu statistika aprēķināta, izmantojot izlases ar 71 novērojumu, bet abu modeļu statistika – izmantojot 5 000 novērojumu simulētus datus ar vidējo aposteriorkā parametra sadalījumu. 95% konfidences intervāls sniegts kvadrātiekvās.

Modeļa noteiktā bezdarba un vakancu pirmo diferencu korelācija arī ir apmierinoša (-0.40), lai gan zemāka nekā izlases datiem (-0.54).

Tomēr divi minētie momenti ir atbilstoši pārāk svārstīgu vakancu dēļ – vakancu pirmās starpības standartnovirze modelī ir 2.9 reizes lielāka nekā atbilstošā statistika izlases datos (attiecīgi 46.6 un 16.0).⁹

Nosacītās dispersijas dekompozīcija

Nosacītās dispersijas dekompozīcija liecina, ka 3/4 no bezdarba līmeņa pirmās starpības astoņu ceturkšņu prognozēšanas periodam var skaidrot ar uzcenojuma šoku eksportam paredzētajam importam (35.9%), uzcenojuma šoku investīcijām paredzētajam importam (18.1%), darba preferenču šoku (13.3%) un stacionāru tehnoloģiju šoku (5.4%). Savukārt 4/5 no viena nodarbinātā darba stundu skaita dispersijas izskaidro tikai viens – darba preferenču – šoks (sk. 3. tabulu).

⁹ Vakancu svārstīgums būtiski nesamazinās, ja vakances radīšanas izmaksu daļa kopējās viena jauna darbinieka izmaksās tiek palielināta no nulles līdz 20%.

3. tabula

Nosacītās dispersijas dekompozīcija ar modeļa parametru nenoteiktību astoņu ceturkšņu prognozēšanas periodam (%; aposteriorā parametra vidējais)

	Apraksts	Modelis	R	π^c	IKP	C	I	$\frac{NX}{GDP}$	H	w	q	N	Procentu likmju starpība	$\frac{H}{L}$	U
ε_t	Stacionāra tehnoloģija	Fin. frikc.	0.0	0.6	0.7	0.1	0.0	0.5	8.6	0.3	0.6	0.1	0.1		
		Pilns	0.1	3.0	8.9	0.5	0.1	2.5	5.9	1.9	2.7	0.5	0.4	1.2	5.4
Y_t	MEI	Fin. frikc.	0.1	0.0	1.8	0.1	19.2	3.4	3.2	0.2	0.0	12.7	12.2		
		Pilns	0.1	0.3	2.6	0.2	38.4	6.4	2.1	1.5	0.3	12.3	13.8	0.2	2.7
ζ_t^c	Patēriņa preferences	Fin. frikc.	0.2	0.0	7.1	78.7	0.1	14.8	5.6	0.0	0.0	0.1	0.1		
		Pilns	0.7	0.8	3.9	83.3	0.1	23.5	4.7	1.6	0.7	0.3	0.2	6.6	3.2
ζ_t^h	Darba preferences	Fin. frikc.	0.1	10.1	5.8	4.0	1.0	6.6	8.0	51.7	9.3	2.0	0.6		
		Pilns	0.1	3.2	7.9	1.9	0.1	2.4	19.8	12.2	2.9	0.6	0.3	84.0	13.3
g_t	Valdības izdevumi	Fin. frikc.	0.0	0.0	8.2	0.0	0.0	0.1	6.6	0.0	0.0	0.0	0.0		
		Pilns	0.0	0.2	2.8	0.0	0.0	0.5	2.0	0.9	0.2	0.0	0.1	0.3	1.7
τ_t^d	Uzcenojums, iekšzemes	Fin. frikc.	0.0	22.7	2.2	0.1	0.1	0.3	1.8	33.0	20.8	0.5	0.1		
		Pilns	0.0	23.6	1.2	0.1	0.1	0.1	1.1	46.6	21.6	0.8	0.1	0.1	2.5
τ_t^x	Uzcenojums, eksports	Fin. frikc.	0.0	0.0	2.3	0.0	0.0	0.0	1.8	0.0	0.0	0.0	0.0		
		Pilns	0.0	0.4	1.9	0.0	0.1	0.0	1.6	1.5	0.4	0.2	0.1	0.2	2.6
τ_t^{mc}	Uzcenojums, imports patēriņam	Fin. frikc.	0.0	59.1	4.1	0.1	0.0	1.1	3.2	3.9	54.1	0.1	0.0		
		Pilns	0.0	53.8	0.9	0.1	0.0	0.6	0.8	2.3	49.1	0.1	0.0	0.1	1.5
τ_t^{mi}	Uzcenojums, imports investīcijām	Fin. frikc.	0.1	0.3	23.3	0.0	5.4	6.0	34.4	0.1	0.3	7.9	6.1		
		Pilns	0.1	4.2	15.2	0.0	8.7	7.0	26.4	3.6	3.8	16.5	14.4	2.4	18.1
τ_t^{mx}	Uzcenojums, imports eksportam	Fin. frikc.	0.1	0.0	28.4	0.1	0.1	6.2	22.8	0.1	0.0	0.2	0.1		
		Pilns	0.3	3.5	40.3	0.1	0.3	9.0	29.4	16.3	3.2	1.0	0.8	2.6	35.9
γ_t	Uzņēmēju bagātība	Fin. frikc.	0.7	0.6	10.1	0.2	58.1	38.9	1.1	0.6	0.5	62.4	77.3		
		Pilns	0.9	0.3	7.9	0.1	36.2	31.7	0.7	1.1	0.2	50.4	66.0	0.3	1.0
$\tilde{\phi}_t$	Valsts riska prēmija	Fin. frikc.	91.8	0.4	2.2	5.5	8.7	17.8	0.8	3.1	0.4	9.4	1.7		
		Pilns	91.0	0.4	1.3	1.6	7.5	12.7	0.9	3.1	0.3	11.9	1.7	1.5	3.7
$\mu_{z,t}$	Vienības saknes tehnoloģija	Fin. frikc.	1.7	0.0	0.2	0.0	0.1	1.4	0.0	0.2	0.2	0.1	0.0		
		Pilns	1.6	0.0	0.3	0.0	0.1	1.3	0.0	0.5	0.2	0.1	0.0	0.1	0.0
$\varepsilon_{R^*,t}$	Ārvalstu procentu likme	Fin. frikc.	1.6	0.1	0.1	0.3	0.3	0.7	0.0	0.1	0.0	0.2	0.0		
		Pilns	1.6	0.1	0.0	0.1	0.2	0.6	0.0	0.1	0.0	0.3	0.0	0.1	0.1
$\varepsilon_{y^*,t}$	Ārvalstu izlaide	Fin. frikc.	3.6	0.1	0.0	0.8	0.2	2.1	0.0	0.3	0.2	0.0	0.0		
		Pilns	3.5	0.2	0.1	0.4	0.2	1.6	0.1	0.1	0.1	0.0	0.0	0.3	0.1
$\varepsilon_{\pi^*,t}$	Ārvalstu inflācija	Fin. frikc.	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0		
		Pilns	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
	5 ārvalstu*	Fin. frikc.	98.7	0.6	2.6	6.6	9.3	22.0	0.8	3.6	0.9	9.7	1.8		
		Pilns	97.7	0.7	1.8	2.2	8.0	16.3	1.0	3.9	0.7	12.3	1.8	1.9	4.0
	Visi ārvalstu**	Fin. frikc.	98.9	60.1	60.7	6.8	14.9	35.3	63.1	7.8	55.3	17.9	8.0		
		Pilns	98.1	62.6	60.1	2.4	17.0	32.8	59.2	27.5	57.3	30.2	17.1	7.3	62.1
	Mērījuma kļūda	Fin. frikc.	0.0	5.8	3.4	10.0	6.6	0.0	1.9	6.4	13.5	4.2	1.7		
		Pilns	0.0	6.0	4.7	11.7	7.9	0.0	4.4	6.8	14.1	5.0	2.1	0.0	8.1

Piezīmes. R – nominālā procentu likme, π^c – PCI, C – reālais privātais patēriņš, I – reālās investīcijas, $\frac{NX}{GDP}$ – neto eksporta un IKP attiecība, H – kopējais nostrādāto stundu skaits, w – reālā alga, q – reālais valūtas kurss, N – tīrā vērtība, $\frac{H}{L}$ – viena nodarbinātā nostrādāto stundu skaits, U – (pirmās starpības) bezdarba līmenis. "Fin. frikc." norāda uz finanšu frikciju etalonmodeli; "pilns" apzīmē pilnu modeli ar bezdarba parametru.

* "5 ārvalstu" ietver ārvalstu stacionāro šoku R_t^* , π_t^* un Y_t^* , valsts riska prēmijas šoka $\tilde{\phi}_t$ un pasaules mēroga vienības saknes neitrālas tehnoloģijas šoka $\mu_{z,t}$ summu.

** "Visi ārvalstu" ietver minētos piecus šokus, kā arī uzcenojuma šokus importam un eksportam, t.i., τ_t^{mc} , τ_t^{mi} , τ_t^{mx} un τ_t^x .

Bezdarbs impulsu reakcijas analīzē

Bezdarba iekļaušana vispārējā līdzsvara modelī rada iespēju pētīt dažādu šoku ietekmi uz bezdarbu. Tālāk sniegts analīzes piemērs.

Tā kā 3. tabulā redzams, ka uzņēmēju bagātības šoks¹⁰ ir viens no galvenajiem investīciju dispersijas veicinātājiem, lietderīgi veikt šā šoka IRF analīzi. Uzņēmēju bagātības šoka IRF atspoguļotas 1. attēlā, kurā redzams, ka pozitīvs īslaicīgs uzņēmēju bagātības šoks paaugstina tīro vērtību, samazina procentu likmju starpību un attiecīgi palielina investīcijas (pārmaiņas procentuāli aptuveni tīrās vērtības pieauguma līmenī); atbilstoši palielinās IKP, arī reālā alga un nostrādāto stundu skaits. Lai gan eksports un imports pieaug, investīciju preču pieprasījuma dēļ importa kāpums ir lielāks, tādējādi nedaudz sarūkot neto eksporta un IKP attiecībai. Rezultātā pasliktinās tīro ārējo aktīvu un IKP attiecība, mazliet paaugstinot iekšzemes nominālās procentu likmes riska prēmiju. Inflācijas līmenis sarūk, un reālais valūtas kurss pazeminās.

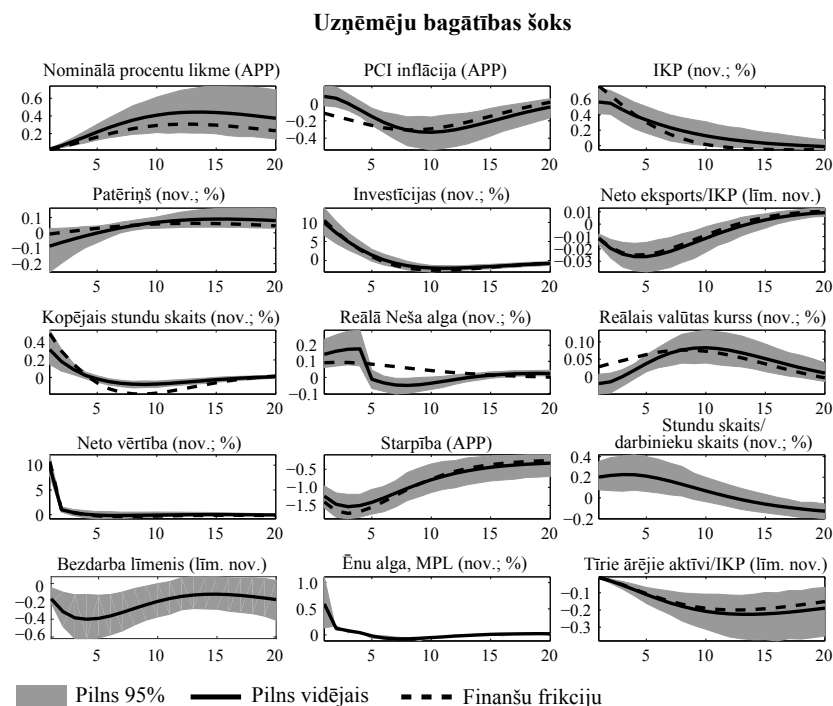
Šādi gandrīz vienādi rezultāti iegūti ar abiem modeļiem, bet darbaspēka bloka pievienošana ļauj pētīt ietekmi uz darba tirgu – bezdarba līmenis pazeminās un viena nodarbinātā nostrādāto stundu skaits pieaug.¹¹

¹⁰ Piemēram, uzņēmēja aktīvu cenas šoks.

¹¹ Šeit un citās pilna modeļa IRF reālās algas likme būtiski mainās aptuveni pēc četriem ceturkšņiem, un tas ir Teilora veida nominālās algas neelasības modelēšanas artefakts. Jāatzīmē, ka algas tiek aktualizētas ik pēc četriem ceturkšņiem. Tāpēc pēc šoka dažās nodarbinātības aģentūrās saglabājas algas, ko noteica pirms šoka iestāšanās. Atkarībā no tā, cik lielas algu korekcijas nepieciešamas, tās var būt diezgan spēcīgas tad, kad priekšpēdējai vai pēdējai nodarbinātības aģentūrai pienāk kārta noteikt optimālu algu. Šādu modelētās algas dinamiku var uzskatīt par nereālu, un tā liek domāt, ka Teilora veida frikcijas varētu būt pārāk stingras konkrētajai Latvijas datu izlasei. Lai gan normālos apstākļos Teilora veida frikcijas varētu būt pamatota realitātes aproksimācija, šķiet, ka tas tā nav lielās recesijas laikā, kad Latvijā reālā (un nominālā) alga bija diezgan elastīga. Šis secinājums mudina pārskatīt veidu, kādā tiek modelēta algu neelasība. Vienlaikus IRF rādītājs ietver arī ēnu algu vai darba robežproduktu (MPL), t.i., reālo algu, ko uzņēmēji būtu gatavi maksāt saviem darbiniekiem, ja nebūtu algu neelasības nosacījuma. Šajā un citās IRF salīdzinājumā ar algām etalonmodelī un pilnajā modelī ēnu algas reakcija ir straujāka. Turklāt ēnu alga piemērojas ātrāk, t.i., tās dinamika bieži vien samazinās gada laikā, bet neelasīgās algas korekcijas vēl turpinās.

1. attēls

Impulsu reakcijas uz uzņēmēju bagātības šoku



Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

Vēsturiskā šoku dekompozīcija

Bezdarba līmeņa dekompozīcija atspoguļota 2. attēlā. Modelī pieņemts, ka galvenie bezdarba virzītājspēki 2005. gada uzplaukuma laikā bija darba un patēriņa preferenču šoki, bet 2008. gada recesijas laikā bezdarba līmeni paaugstināja šie paši šoki apvienojumā ar valsts riska prēmijas šoku un eksportam paredzētā importa uzcenojuma šoku.

Nozīmi, kāda bija eksportam paredzētā importa uzcenojuma šokam, varbūt nepieciešams paskaidrot tuvāk. 2006.–2008. gadā šis šoks bija lielākoties pozitīvs un paaugstināja spiedienu, lai importētie resursi eksporta ražošanai tiktu aizstāti ar iekšzemes resursiem, tādējādi samazinot bezdarbu. Tomēr 2009.–2012. gadā tas vērtēts kā ilgstoši negatīvs. Šāda relatīvo resursu cenu dinamika palielināja importu eksporta ražošanai, tādējādi būtiski izvēršot ārējo tirdzniecību, kas tomēr daļēji notika uz iekšzemes produkcijas izlaides sašaurināšanās rēķina. Tas savukārt paaugstināja bezdarba līmeni.¹²

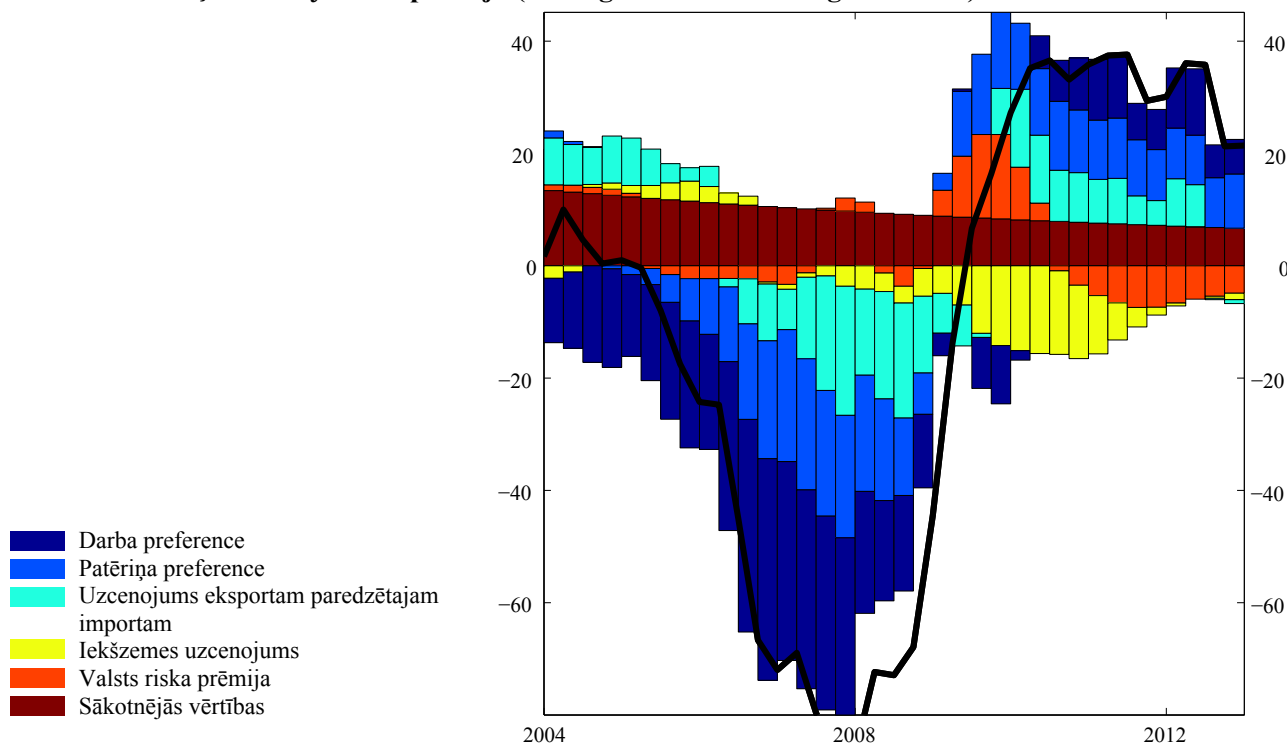
Salīdzinājumā ar CTW iegūtajiem rezultātiem Zviedrijai vērojamas bezdarba līmeņa pieauguma virzītājspēku atšķirības. Zviedrijā uzņēmēju bagātības, eksporta uzcenojuma un patēriņa preferenču šoki pirmsrecesijas periodā 2007. un 2008. gadā

¹² Uzcenojuma šoka devums eksportam paredzētajā importā samazinās, ja datu mērījuma kļūdas tiek nevis kalibrētas (10% apmērā no datu dispersijas), bet novērtētas (rezultāti šeit netiek sniegti apjoma ierobežojumu dēļ); tāpēc nav skaidrs, cik lielā mērā tas ir strukturāls šoks un cik lielā mērā tā ir modeļa nepareiza specifikācija vai datu mērījuma kļūda.

samazināja bezdarbu, bet lielās recesijas laikā šie paši šoki lielā mērā veicināja pretēju procesu.

2. attēls

Bezdarba līmeņa 1 – L_t dekompozīcija (2004. gada 1. cet.–2012. gada 4. cet.)



Piezīmes. Attēloti tikai seši šoki ar lielāko ietekmi.

Prognozēšanas rezultāti

Ar pilno modeli un finanšu frikciju etalonmodeli iegūtās atsevišķu novēroto laikrindu prognozes vienu ceturksni uz priekšu atspoguļotas 3. attēlā.¹³ Darbaspēka bloka pievienošana modelim acīm redzami uzlabo kopējā nostrādāto stundu skaita un arī IKP prognozes vienu periodu uz priekšu; abu šo rādītāju svārstīgums ir samazināts. Bezdarba ceturkšņa pieauguma prognozes arī ir apmierinošas, un latento vakanču ceturkšņa kāpuma tempa prognozei, kas gan ir ļoti svārstīga, ir pamatota ekonomiskās attīstības cikla dinamika.

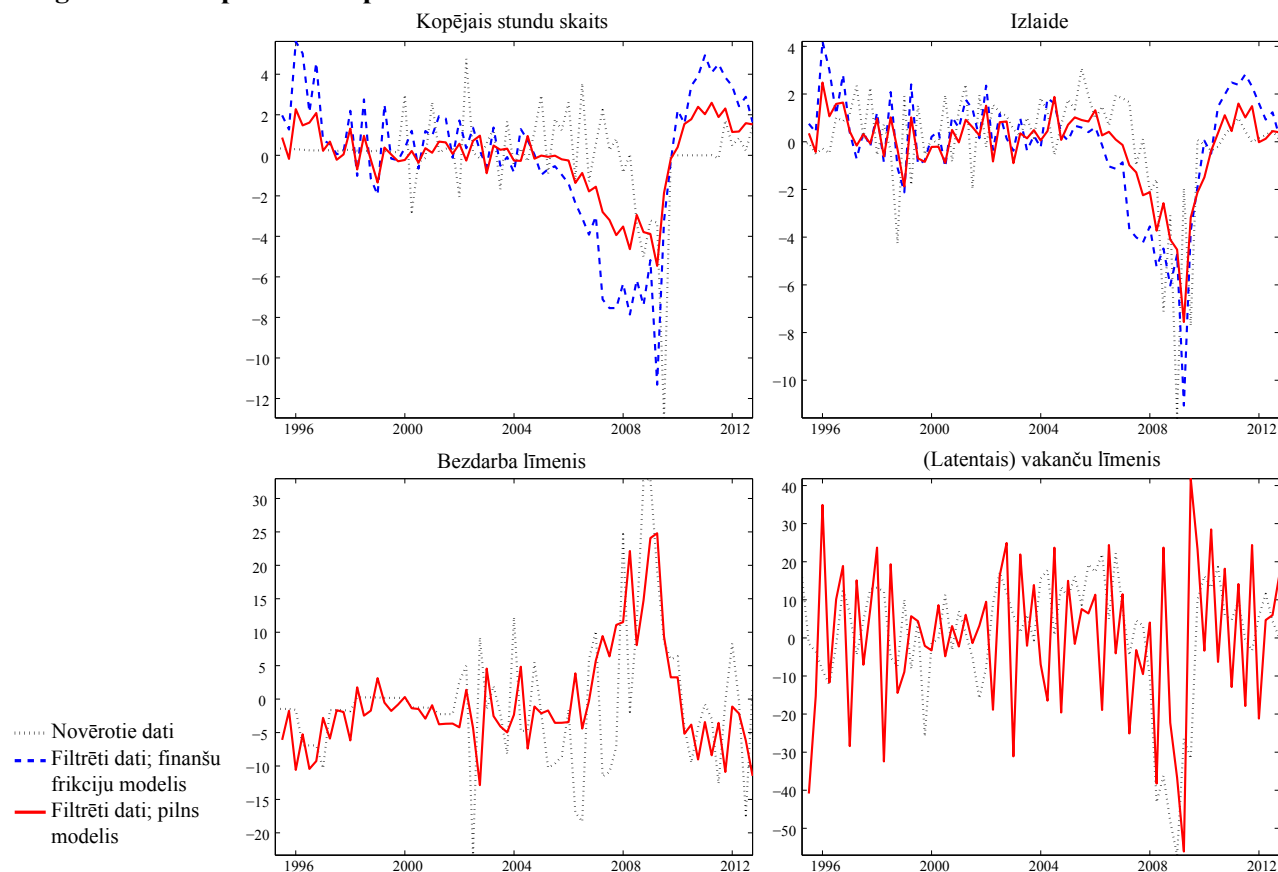
Ar pilnu modeli un etalonmodeli iegūtu PCI inflācijas un IKP prognožu rezultāti četriem periodiem, t.i., vienam, četriem, astoņiem un 12 ceturkšņiem, salīdzinājumā ar gadījuma klejošanas modeļa rezultātiem (ceturkšņa pieauguma tempa izteiksmē) sniegti 4. tabulā. Tabulā sniegti arī prognozēšanas rezultāti, kas iegūti ar Beijesa SVAR modeli (ar ārvalstu SVAR struktūru un līdzīgiem aprioriem parametriem), jo to literatūrā bieži pieņem par etalonu¹⁴.

¹³ Šīs nav patiesās ārpusizlases prognozes, jo modeļi ir kalibrēti/novērtēti visam izlases periodam, t.i., no 1995. gada 1. ceturkšņa līdz 2012. gada 4. ceturksnim. Tomēr šie skaitļi atspoguļo modeļu prognozētspējas aptuvenu rezultātu. Īpaši izziņoši novērot, vai ar modeli var iegūt nenobīdītu prognozi un kā darbaspēka bloka iekļaušana ietekmē prognozes.

¹⁴ Konkrētajam SVAR modelim ir daži ekonomiski neloģiski novērtēti parametri, jo konkrētajā izlases periodā Latvijas IKP, PCI inflācijas un nominālās procentu likmes datiem nav ekonomiski ticamas un stabilas savstarpējās sakarības.

3. attēls

Prognozes vienu periodu uz priekšu



Rezultāti 4. tabulā rāda, ka visos aplūkotajos periodos abu rādītāju prognozes, kas iegūtas ar šo modeli, ir vismaz tikpat precīzas kā ar gadījuma klejošanas modeli aprēķinātās prognozes un ka relatīvā prognozētspēja tālākos periodos uzlabojas. Turklāt pilnais modelis periodam vienu ceturksni uz priekšu sniedz precīzāku IKP prognozi nekā finanšu frikciju modelis, iespējams, konsekvētāk modelēto kopējā nostrādāto stundu skaita dēļ. Ar pilno modeli iegūtie rezultāti ir aptuveni salīdzināmi ar Beijesa SVAR rezultātiem.

4. tabula

Prognozēšanas rezultāti

Modelis	Distances mērijums	1 cet.		4 cet.		8 cet.		12 cet.	
		π^c	Δy	π^c	Δy	π^c	Δy	π^c	Δy
Finanšu frikciju	RMSE	1.00	0.96	0.78	0.70	0.65	0.64	0.68	0.64
	MAE	0.93	1.15	0.80	0.69	0.70	0.57	0.66	0.60
Pilns	RMSE	0.93	0.75	0.85	0.71	0.66	0.64	0.69	0.64
	DM p-val	0.080	0.003	0.891	0.680	0.666	0.628	0.602	0.647
	MAE	0.89	0.85	0.89	0.67	0.70	0.57	0.67	0.58
	DM p-val	0.152	0.000	0.944	0.184	0.510	0.422	0.565	0.172
SVAR	RMSE	0.86	0.72	0.71	0.81	0.62	0.68	0.63	0.66
	MAE	0.89	0.71	0.70	0.77	0.62	0.62	0.58	0.61

Piezīmes. Attiecībā uz RMSE un MAE par vienību mazāks rādītājs liecina, ka ar šo modeli iegūta precīzāka prognoze nekā ar gadījuma klejošanas modeli. DM p-val apzīmē vienaspusēju p-vērtību, ko iegūst, veicot Dībolda–Mariāno testu (12) pilna un finanšu frikciju modeļa prognozes precizitātes noteikšanai. Par 0.05 zemāka vērtība liecina, ka modeļa prognozes precizitāte ir lielāka nekā alternatīva modeļa precizitāte 5% nozīmības līmenī. Rezultāti rāda, ka pilna modeļa IKP prognozes vienu ceturksni uz priekšu statistiski ir nozīmīgi precīzākas nekā ar finanšu frikciju modeli iegūtās prognozes. Ar SVAR novērtē trīs iekšzemes rādītājus – IKP, PCI un nominālo procentu likmi, un tās struktūra un apriorie parametri ir tādi paši kā ārvalstu SVAR. Jāņem vērā, ka šīs nav patiesās ārpusizlases prognozes, jo modeļi novērtē visu izlases periodu (1995. gada 1. ceturksnis–2012. gada 4. ceturksnis). Finanšu frikciju modelis ir attiecīgais etalonmodelis, pilns modelis papildināts ar bezdarbu, SVAR ir Beijesa SVAR modelis, kas ir vēl viens etalonmodelis.

Latentie darba tirgus rādītāji

Šīs apakšnodaļas beigās sniegti vairāki gludināti latentie darba tirgus rādītāji (sk. 4. att.). Vakances aizpildīšanas ceturkšņa laikā gludinātā varbūtība (sk. 4. att. augšējo kreiso daļu) vairākos gadījumos ir pārspīlēta, bet kopumā tās dinamika šķiet pamatota.

Koba–Duglase darbaspēka atbilstības tehnoloģija, ko izmanto CTW, literatūrā tiek bieži izmantota, tomēr tā nenodrošina pareizu atbilstības varbūtību, t.i., intervāla [0,1] robežās. V. J. den Hāns, G. Ramijs un Dž. Votsons (tālāk tekstā – dHRW; (16)) izvirzīja alternatīvu atbilstības tehnoloģiju, kas nodrošina pareizu atbilstības varbūtību. Tāpēc 4. attēlā sniegti abu atbilstības funkciju rezultāti, dHRW atbilstības funkciju ar konkrēto kalibrēto vērtību $l = 1.36$ Latvijas datiem¹⁵ izsakot šādi:

$$m_t = \frac{(1-L_t)v_t}{((1-L_t)^l + v_t^l)^{\frac{1}{l}}} \quad [2].$$

Ja nav skaidras norādes uz citu specifiku, visi pārējie rezultāti iegūti ar Koba–Duglase tehnoloģiju.

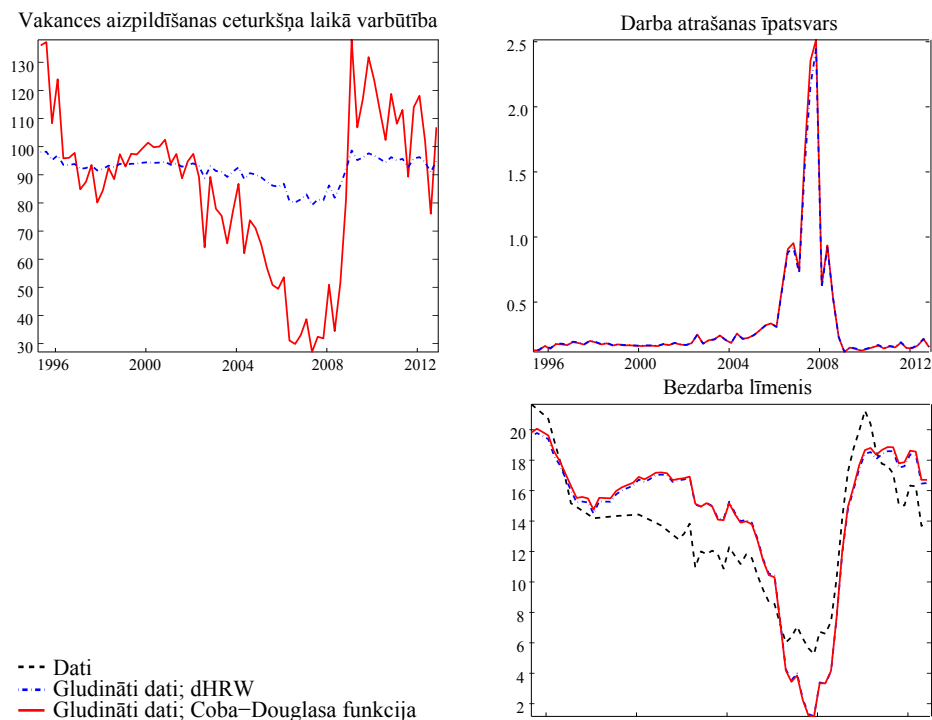
Darba atrašanas īpatsvara ceturkšņa rādītāja vērtība stabilā līdzsvara stāvoklī ir 0.28, tomēr tā gludinātā vērtība (sk. 4. att. augšējo labo daļu) uzplaukuma periodā tieši pirms 2008. gada recesijas ir augstāka par 1. Tas notiek tāpēc, ka šajā periodā gludinātais bezdarba līmenis¹⁶ novērtēts par zemu (sk. 4. att. apakšējo daļu).

¹⁵ dHRW izmanto $l = 1.27$ ASV datiem.

¹⁶ Modelis ietver bezdarba līmeņa ceturkšņa pieauguma tempu.

4. attēls

Latentie darba tirgus rādītāji, Koba–Duglasa un dHRW atbilstības funkciju salīdzinājums



Piezīmes. Vakances aizpildīšanas ceturkšņa laikā varbūtība izsaka kā kopējās vakancu atbilstības attiecību pret kopējām vakancēm, ko reizina ar 100, t.i., $Q = 100 \frac{m_t}{v_t}$. Darba atrašanas ceturkšņa laikā īpatsvaru izsaka kā kopējās vakancu atbilstības attiecību pret kopējo bezdarbu, t.i., $f_t = \frac{m_t}{1-L_t}$. Bezdarba līmeņa rādītājs ir latents, jo modelis ietver bezdarba līmeņa pirmās starpības.

3.2. Vakances tiek novērotas

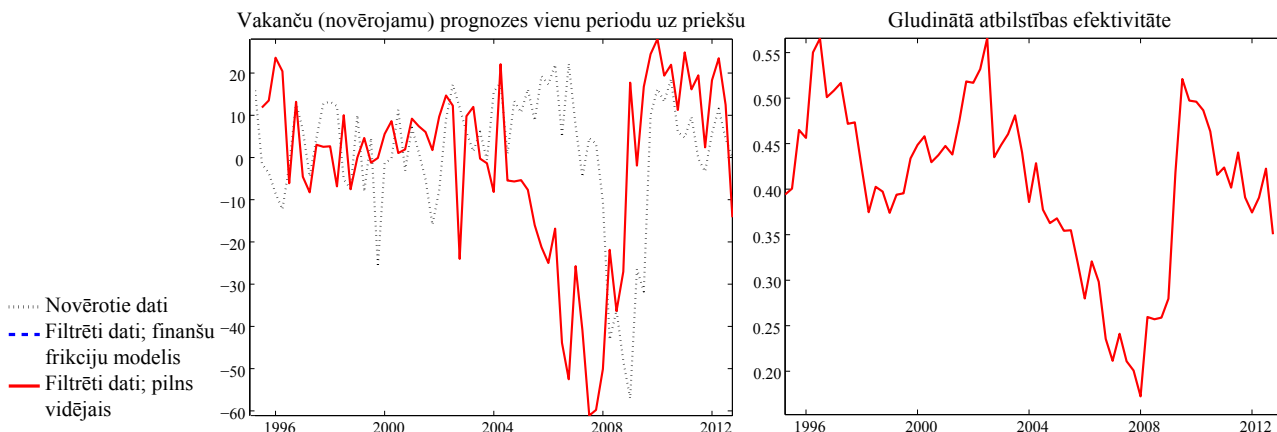
Šajā apakšnodaļā vakancu ceturkšņa pieauguma temps pievienots kā novērojams rādītājs un novērtēta atbilstības funkcija kopā ar atbilstības efektivitātes AR(1) šoku. Izrādās, vairāki iegūtie rezultāti var tikt uzskatīti par nepieņemamiem, tādējādi norādot, ka iespējama nepareiza modeļa specifikācija.

Pirmkārt, atbilstības funkcijas bezdarba daļas vidējais aposteriorais parametrs no sākotnēji kalibrētās 0.5 vērtības pazeminās līdz 0.37 (sk. 1. tabulu), tādējādi atrodas ārpus par drošu uzskatītā diapazona [0.5–0.7] (26).

Otrkārt, 2004.–2007. gada uzplaukuma periodā vakancu prognožu vienam periodam uz priekšu dinamika ir pretēja datiem, t.i., prognozētajām vakancēm ir tendence sarukt, veidojoties pozitīvai vakancu un bezdarba korelācijai, bet dati šajā periodā palielinās (sk. 5. att. kreiso daļu). Šādu rezultātu iegūst tāpēc, ka modelis cenšas piemēroties vakancu svārstīgumam, kas tagad nedaudz tuvinās datiem, tomēr joprojām ir 2.2 reizes augstāks (sk. 2. tabulu). Tomēr labāku vakancu svārstīguma piemērotību iegūst uz bezdarba un vakancu (pirmo starpību) korelācijas sliktākas piemērotības rēķina, kas no –0.40 sarukusi līdz –0.30 (sk. 2. tabulu). Vakancu prognozes vienam ceturksnim uz priekšu jāsalīdzina ar 3.1. apakšnodaļā sniegtajām prognozēm, kur tās mazāk kontrastē ar datiem ekonomiskās attīstības cikla frekvenču diapazonā, tomēr saglabājoties pārāk lielam īstermiņa svārstīgumam (sk. 3. att. apakšējo labo daļu).

5. attēls

Neticami rezultāti atbilstības efektivitātes šoku klātbūtnē



Treškārt, pretēji pieņemtajam atbilstības efektivitātes gludinātais AR(1) process ir pretciklisks, jo atbilstības efektivitāte, kuras attiecība pret strukturālo bezdarbu parasti uzskatīta par negatīvu, 2004.–2007. gada uzplaukuma laikā samazinās, bet pēc tam recesijas laikā palielinās (sk. 5. att. labo daļu).

4. SECINĀJUMI

Izmantojot novērtētu pilnvērtīgu jauno Keinsa DSGE modeli ar Neša algu vienošanos, neelastīgu algu un lielu brīvā laika vērtību līdzīgi L. Dž. Kristiano, M. Trābantam un K. Valentīnam (11), šajā pētījumā aplūkots, vai ar darbvietu meklēšanas un vakanču atbilstības frikcijām var izskaidrot darba tirgus kopējo dinamiku Latvijā. Šis pētījums papildina to avotu kopu, kas izzina, kā ar pilnvērtīgu jauno, detalizēti aprakstīto Keinsa DSGE modeli ar meklēšanas un atbilstības frikcijām var novērtēt bezdarba un vakanču galvenās norises, īpaši izmantojot citu valstu, nevis ASV datus.

Izpētes gaitā iegūti šādi rezultāti. Ja vakances nav novērojamas, ar modeli var diezgan labi izskaidrot bezdarba dispersiju un dinamiku, kā arī bezdarba un (latento) vakanču korelāciju, bet uz pārāk lielo vakanču svārstību rēķina. Papildus secināts, ka nostrādāto stundu skaita un IKP prognozēm vienu ceturksni uz priekšu vairs nav raksturīgs pārmērīgs svārstīgums, tādējādi tās ir precīzākas par prognozēm, kas novērtētas ar modeli bez darbvietu meklēšanas un atbilstības frikcijām.

Ja gan bezdarbs, gan vakances ir novērojami rādītāji un ir spēkā pieņēmums par atbilstības efektivitātes šoku, vakanču ciklisko pārmaiņu prognozes un arī bezdarba un vakanču korelācija tiecas būt pretrunā datiem (par labu vakanču dispersijas precīzākai atbilstībai) un pretēji gaidītajam gludināšanas atbilstības efektivitāte samazinās uzplaukuma laikā, bet recesijas laikā pieaug.

Šā pētījuma rezultāti atšķiras no tiem, kas iegūti par ASV (piemēram, CET secinājumi), tāpēc nepieciešama citu valstu situācijas izpēte. Turpmāk būtu noderīgi pārbaudīt AOB modeļa piemērotību Latvijas datiem.

PIELIKUMI**A pielikums****PAPILDU INFORMĀCIJA PAR KALIBRĒŠANU UN NOVĒRTĒŠANU**

Domājot par pētījuma apjomu, sniegta informācija par pirmo specifikāciju (ar kalibrētu atbilstības funkciju). Modelim bez meklēšanas un atbilstības frikcijām izmantoti G. Buša (7) iegūtie rezultāti.

A1. Kalibrēšana

Kalibrētās vērtības sniegtas A1. un A2. tabulā. Tie ir parametri, kuru kalibrēšanu parasti apraksta literatūrā un kuri attiecas uz t.s. lielajiem īpatsvaram un citiem novērojamiem lielumiem saistībā ar stabilu līdzsvara stāvokli. Izvēlētas pieejamiem datiem specifiskas parametru vērtības. Ja iespējams, izmantotas izlases vidējās vērtības. Parametriem, kas kopīgi pilnam modelim un finanšu frikciju etalonmodelim, šajā pētījumā izmantotas G. Buša (7) kalibrētās vērtības.

*A1. tabula***Kalibrētie parametri**

Parametrs	Vērtība	Apraksts
Bāzes bloks		
α	0.400	Kapitāla daļa ražošanā
β	0.995	Diskonta faktors
ω_c	0.450	Importa daļa patēriņa precēs
ω_i	0.650	Importa daļa investīciju precēs
ω_x	0.300	Importa daļa eksporta precēs
$\tilde{\phi}_a$	0.010	Valsts riska elastības attiecība pret tīro aktīvu pozīciju
η_g	0.202	Valdības izdevumu daļa IKP
τ_k	0.100	Kapitāla nodokļa likme
τ_w	0.330	Algas nodokļa likme
τ_c	0.180	Patēriņa nodokļa likme
τ_y	0.300	Darba ienākumu nodokļa likme
τ_h	0.000	Obligāciju ienākumu nodokļa likme
μ_z	1.005	Neitrālas tehnoloģijas pieauguma temps stabilā līdzsvara stāvoklī
μ_ψ	1	Investīciju tehnoloģijas pieauguma temps stabilā līdzsvara stāvoklī
$\bar{\pi}$	1.005	Inflācijas mērķis stabilā līdzsvara stāvoklī
λ_i	1.300	Uzcenojums iekšzemes preces cenai un importam, $i = d; m, c; m, i$
λ_j	1.200	Uzcenojumi eksportam, $j = x; m, x$
ϑ_w	1.000	Algu indeksācija atbilstoši reālajai izaugsmes tendencei
$\bar{u}^j$	$1 - \kappa^j$	$j = d; x; m, c; m, i; m, x; w$ indeksācija atbilstoši inflācijas mērķim
$\bar{\pi}$	1.005	Trešā indeksācijas bāze
$\tilde{\phi}_s$	0	Valsts riska korekcijas koeficients
Finanšu frikciju bloks		
$F(\bar{\omega})$	0.020	Bankrota īpatsvars stabilā līdzsvara stāvoklī
$100W_e/y$	0.100	Pārvedumi uzņēmējiem
Darba tirgus frikciju bloks		
L	0.863	Nodarbinātības daļa stabilā līdzsvara stāvoklī ($1 -$ bezdarba līmenis)
N	4	Aģentūru kohortu skaits/algu vienošanās līgumu ilgums
φ	2	Darbā pieņemšanas izmaksu līknes izliekums
ρ	0.970	Atbilstības eksogēns izdzīvošanas jeb turpinājuma īpatsvars
σ	0.500	Bezdarba daļa atbilstības tehnoloģijā
σ_m	0.400	Līmeņa parametrs atbilstības funkcijā
ι	1.000	Nodarbinātības korekciju izmaksas atkarība no ciešuma, V/U

Diskonta faktors β un obligāciju ienākumu nodokļa likme τ_b noteikti tā, lai tie eiro zonai aptuveni atbilstu izlases vidējai procentu likmei. Kapitāla daļa α kalibrēta 0.4 vērtībā. Importa daļām noteiktas vērtības atbilstoši ielaides un izlaidies tabulām pēc konsultēšanās ar ekonomistiem (45%, 65% un 30% importa daļa attiecīgi patēriņa, investīciju un eksporta precēs).¹⁷ Valdības izdevumu daļa IKP atbilst izlases vidējai vērtībai (20.2%). Neitrālas tehnoloģijas un inflācijas pieauguma gada temps stabilā līdzsvara stāvoklī ir 2% un atbilst eiro zonas rādītājiem. Investīcijām specifiskas tehnoloģijas pieauguma temps stabilā līdzsvara stāvoklī ir nulle. Ceturkšņa bankrota īpatsvars stabilā līdzsvara stāvoklī kalibrējot paaugstināts līdz 2% (CTW modelī, kurā izmantoti Zviedrijas dati, tas ir 1%). Uzcenojuma vērtības noteiktas atbilstoši literatūrā atrodamajām raksturīgajām vērtībām, kas eksportam un eksportam paredzētajam importam ir 1.2, bet iekšzemes patēriņam un importētajam patēriņam, kā arī importētajām investīcijām – 1.3. Veikta pilna algu indeksācija atbilstoši reālajam kāpumam stabilā līdzsvara stāvoklī $\vartheta_w = 1$. Pārējie indeksācijas parametri noteikti tā, lai notiktu pilna indeksācija un tādējādi līdzīgi kā CTW pētījumā varētu izvairīties no cenu un algu dispersijas stabilā līdzsvara stāvoklī. Nodokļu likmes kalibrētas, lai tās izteiktu implicētās jeb efektīvās likmes. Triju likmju kalibrēšanā izmantoti *Eurostat* dati¹⁸: kapitāla ienākuma likme noteikta 0.1, pievienotās vērtības nodoklis patēriņam τ^c – 0.18 un iedzīvotāju ienākuma nodoklis τ^y , ko piemēro darbam, – 0.3. Algu nodoklis $\tau^w = 0.33$, t.i., samazināts no oficiālās likmes 0.35 (0.24 darba devēja un 0.11 darba ņēmēja daļa). Valsts riska elastības attiecība pret tīro aktīvu pozīciju $\tilde{\phi}_a$ noteikta kā mazs pozitīvs skaitlis, un šādā amplitūdā tās uzdevums ir radīt tīro ārvalstu aktīvu pozīcijas stabilu līdzsvara stāvokli. Uzņēmēju pārvedumu parametrs W_e/y saglabāts tāds pats kā CTW pētījumā. Lai ievērotu nominālās procentu likmes piesaisti, valsts riska korekcijas koeficients ar nenodrošinātas procentu likmes paritātes nosacījumu ir nulle.

Darbspēka blokam bezdarba līmenis stabilā līdzsvara stāvoklī noteikts izlases vidējā vērtībā. Algas līguma ilgums N līdzīgi CTW pētījumam atbilst gada vienošanās biežumam. Noteikts kvadrātisks darbā pieņemšanas izmaksu izliekums. Atbilstības eksogēnā izdzīvošanas likme noteikta 0.97, lai tā būtu līdzīga CTW pētījumam un lai iegūtu pamatotu darba atrašanās īpatsvaru stabilā līdzsvara stāvoklī (0.28). Atbilstības funkcijas parametru σ nosaka tā, lai atbilstības novērtējumā bezdarbnieku un vakanču skaitam būtu vienādas faktoru daļas¹⁹. Atbilstības līmeņa parametrs σ_m kalibrēts līdz 0.4 (CTW pētījumos – 0.57), atspoguļojot to, ka dabiskā bezdarba līmenis Latvijā ir augstāks nekā Zviedrijā. Līdzīgi CTW pētījumam darba meklēšanas izmaksu vietā izmantotas darbā pieņemšanas izmaksas, tāpēc $\iota = 1$. Endogēno atlaišanu nosaka, izmantojot tikai darba devēju guvumu.²⁰

¹⁷ Importa daļa eksportā samazināta līdz 30% (no 55% (7)) saskaņā ar R. Štēreru (*R. Stehrer*) (28), kas to iesaka, raugoties no pievienotās vērtības perspektīvas. Šāda pārmaiņa nedaudz samazina datu logaritmēto robežblīvumu (aptuveni par vienu punktu) un eksportam paredzētā importa uzcenojuma šoka nozīmi.

¹⁸ Avots: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_PUBLIC/2-29042013-CP/EN/2-29042013-CP-EN.PDF (skatīts 2013. gada 6. septembrī).

¹⁹ R. Šimera (26) σ novērtējums ir 0.72 (ASV dati). Ar Hosiosa (*A. Hosios*) nosacījumu šo parametra vērtību precīzi attiecina uz darbinieku vienošanās spēju (sk., piemēram, P. S. Amaralu (*P. S. Amaral*) un M. Tašči (*M. Tasci*) (3)).

²⁰ Izvēli pamato modeļa un datu labāka atbilstība. Tā ir arī CTW izvēle, kuri apgalvo, ka darbinieku guvuma iekļaušana atlaišanas kritērijos radītu atlaišanas sarukuma tendenci recesijas sākumā, jo tad darbiniekam paaugstinās darbvietas saglabāšanas vērtība, tomēr izrādās, ka fakti neapstiprina šo tendenci.

Izvēlētas trīs novērojamas attiecības, kam visa novērtējuma laikā jābūt precīzi atbilstošām, tāpēc katrai parametru izvēlei katru reizi tiek kalibrēti šādi trīs atbilstoši parametri: stabila līdzsvara stāvokļa reālais valūtas kurss $\tilde{\phi}$ (lai panāktu IKP eksporta daļas atbilstību datiem), darba preferenču mērogošanas parametrs A_L (lai noteiktu laika daļu, ko cilvēki pavada strādājot²¹) un uzņēmēju izdzīvošanas īpatsvars γ (lai noteiktu tīrās vērtības atbilstību aktīvu īpatsvaram²²). Modeļa ar bezdarba bloku darba preferenču mēroga parametra implicētais aposteriorais vidējais salīdzinājumā ar etalonmodeli ir būtiski augstāks.

Kalibrēšanas iepriekšējos posmos kapitāla amortizācijas rādītājs δ arī tika izvēlēts tā, lai atbilstu investīciju īpatsvaram izlaidē, tomēr iegūtā amortizācijas īpatsvara vērtība izrādījās samērā augsta (ja vien kapitāla daļa ražošanā α netika būtiski palielināta, kas savukārt pārāk paaugstināja kapitāla īpatsvaru izlaidē) un atkarīga no sākotnējām vērtībām, tāpēc tika izvēlēta saprātīgāka ceturkšņa amortizācijas īpatsvara vērtība (3%).

A2. tabula

Saskaņotie momenti un atbilstošie parametri

	Parametru apraksts	Vidējie aposteriorie parametri		Momenti	Momentu vērtības
		Fin. frikc.	Pilns		
$\tilde{\phi}$	Reālais valūtas kurss	2.04	0.87	$SP^X X / (PY)$	0.462
A_L	Mēroga parametrs darba preferencēm	37.81	348524.09	$L\zeta$	0.240
γ	Uzņēmēju izdzīvošanas īpatsvars	0.96	0.96	$n/(p_k, k)$	0.600

Piezīme. Kapitāla amortizācijas ceturkšņa temps kalibrēts 3% apmērā. "Fin. frikc." attiecas uz etalonmodeli ar finanšu frikcijām; "pilns" ir pilnais modelis ar bezdarba bloku.

A2. Šoki un mērījuma kļūdas

Pilnajā modelī kopumā ir 21 eksogēns stohastisks mainīgais: četri tehnoloģiju (stacionāras neitrālas tehnoloģijas ε , stacionāras investīciju robežefektivitātes Y , vienības saknes neitrālas tehnoloģija μ_z un vienības saknes investīcijām piemērotas tehnoloģijas μ_ψ) šoki, viens patēriņa preferenču šoks ζ^c , viens darba preferenču šoks ζ^h , valdības izdevumu šoks g , valsts riska prēmijas šoks $\tilde{\phi}$, kas ietekmē ārvalstu aktīvu relatīvo riskantumu salīdzinājumā ar iekšzemes aktīviem. Iekļauti pieci uzcelojuma šoki – pa vienam šokam katram starppatēriņa preču veidam τ^d , τ^x , $\tau^{m,c}$, $\tau^{m,i}$, $\tau^{m,x}$ (d – iekšzemes, x – eksporta, m, c – importētā patēriņa, m, i – importēto investīciju, m, x – eksportam paredzētajam importam). Finanšu frikciju blokam ir divi šoki – idiosinkrātiskās nenoteiktības šoks σ un uzņēmēju bagātības šoks γ . Iekļauts arī šoks katram ārvalstu novērotajam rādītājam – ārvalstu IKP y^* , ārvalstu inflācijai π^* un ārvalstu nominālajai procentu likmei R^* . Nodarbinātības frikciju bloks pievieno trīs šokus – nodarbināto algu vienošanās spējas šoku η ,

²¹ Strādājot pavadītā laika kalibrētā daļa etalonmodelī un pilnajā modelī atšķiras (attieci 0.27 un 0.24 tajā ietvertā bezdarba dēļ). Lai gan abas vērtības ir nedaudz patvaļīgi izvēlētas, to atbilstība modelim pārbaudīta, salīdzinot ar blakus esošajām vērtībām.

²² Ja lieto CTW definīciju, tīrās vērtības un aktīvu attiecības vērtība Latvijā ir aptuveni 0.15. Tomēr ar modeli iegūta daudz lielāka vērtība (0.6). Minēto skaitli var racionalizēt, ja tīro vērtību mērītu ne tikai ar akciju cenu indeksu, bet ja vērtība ietvertu arī nekustamā īpašuma vērtību.

produktivitātes atbilstības šoku σ_m un produktivitātes dispersijas starp nodarbinātajiem šoku σ_a , kas ietekmē endogēno atlaišanu no darba.

Eksogēno rādītāju stohastiskā struktūra ir šāda: 11 rādītāju veidoti atbilstoši AR(1) procesiem:

$$\varepsilon_t, Y_t, \zeta_t^c, \zeta_t^h, g_t, \tilde{\phi}_t, \sigma_t, \gamma_t, \eta_t, \sigma_{m,t}, \sigma_{a,t},$$

pieci šoku procesi ir i.i.d.:

$$\tau_t^d, \tau_t^x, \tau_t^{m,c}, \tau_t^{m,i}, \tau_t^{m,x},$$

un pieņemts, ka pieci šoku procesi atbilst SVAR(1):

$$y_t^*, \pi_t^*, R_t^*, \mu_{z,t}, \mu_{\psi,t}.$$

Četri šoki izslēgti no novērtējuma, un tie ir vienības saknes investīcijām specifisku tehnoloģiju šoks $\mu_{\psi,t}$, idiosinkrātiskais uzņēmēju riska šoks σ_t , nodarbināto algu vienošanās spēju šoks η_t un nodarbināto idiosinkrātiskās produktivitātes standartnovirzes šoks $\sigma_{a,t}$. Pirmajam šokam vajadzētu atbilst ārvalstu blokam, bet konkrētajā SVAR modelī tā identificēšana ir apšaubāma. Otrais šoks CTW pētījumā atzīts par maznozīmīgu. CTW arī pauž viedokli, ka šoki η_t , šķiet, nav vajadzīgi, jo pētījumā jau izmantots standarta darbaspēka piedāvājuma, t.i., darba preferenču, šoks ζ_t^h . No modeļa versijas, kur vakances netiek novērotas, tiek izslēgts arī atbilstības tehnoloģijas šoks $\sigma_{m,t}$.

Tiek pieļautas mērījuma kļūdas, izņemot iekšzemes procentu likmes rādītāja un ārvalstu rādītāju mērījumiem. Mērījuma kļūdu dispersija kalibrēta 10% vērtībā no katras datu laikrindas dispersijas.

A3. Apriorie parametri

Pētījumā izmantoti 24 strukturālie parametri, astoņi AR(1) koeficienti, 16 SVAR parametru ārvalsts tautsaimniecībai un 16 šoka standartnoviržu, kas novērtētas ar Beijesa metodi *Matlab/Dynare* vidē (S. Adžemjans (*S. Adjemian*), H. Bastani (*H. Bastani*), M. Žilārs (*M. Juillard*) u.c. (1)). Apriorie parametri sniegti A3.–A6. tabulā. Finanšu frikciju etalonmodelim kopīgie apriorie parametri aizgūti no G. Buša pētījuma (7). Trim jaunajiem darba bloka parametriem un darbā pieņemšanas izmaksām kā IKP daļai *hshare* pētījumā izmantots apriorā parametra vidējais lielums 0.3%, kas paaugstināts salīdzinājumā ar CTW pieņemto vērtību 0.1%, lai to tuvinātu aposteriorajam parametram. Apriorā parametra *bshare* vidējais lielums, t.i., attiecība starp nenodarbināta mājsaimniecības locekļa lietderību un nodarbināta mājsaimniecības locekļa lietderību, ir 0.75 (līdzīgi CTW pieņemtajam). Darba devēja un darba ņēmēja endogēnas darba attiecību izbeigšanas vidējais apriorais parametrs *F* ir 0.25%, t.i., aptuveni 7.7% no kopējā atlaišanas rādītāja (līdzīgi CTW pieņemtajam).

A3. tabula

Novērtētie ārvalstu SVAR parametri

	Parametra apraksts	Apriorie parametri			Aposteriorie parametri		HPD intervāls	
		Sadalījums	Vidējais	Standart-novirze	Vidējais	Standart-novirze	10%	90%
ρ_{μ_z}	Noturība, vienības saknes tehnoloģija	β	0.50	0.075	0.590	0.063	0.487	0.696
a_{11}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	0.90	0.05	0.913	0.034	0.852	0.977
a_{22}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	0.50	0.05	0.521	0.055	0.438	0.605
a_{33}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	0.90	0.05	0.954	0.023	0.919	0.989
a_{12}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	-0.10	0.10	-0.165	0.091	-0.314	-0.016
a_{13}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	-0.10	0.10	-0.045	0.054	-0.124	0.037
a_{21}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	0.10	0.10	0.181	0.043	0.097	0.260
a_{23}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	-0.10	0.10	-0.090	0.055	-0.183	-0.008
a_{24}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	0.05	0.10	0.078	0.041	0.009	0.146
a_{31}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	0.05	0.10	0.080	0.029	0.032	0.131
a_{32}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	-0.10	0.10	-0.095	0.058	-0.198	0.002
a_{34}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	0.10	0.10	0.108	0.026	0.068	0.149
c_{21}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	0.05	0.05	0.021	0.040	-0.048	0.088
c_{31}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	0.10	0.05	0.145	0.031	0.094	0.196
c_{32}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	0.40	0.05	0.374	0.053	0.286	0.459
c_{24}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	0.05	0.05	0.065	0.046	-0.003	0.135
c_{34}	Ārvalstu SVAR parametrs	N	0.05	0.05	0.048	0.034	-0.002	0.101

Piezīme. Novērtējums balstīts uz vienu Metropoļa–Heistingsa (*Metropolis–Hastings*) ķēdi ar 100 000 izlases novērojumu pēc pirmo 900 000 izlases novērojumu atmešanas.

A4. tabula

Novērtētās SVAR šoku standartnovirzes

	Apraksts	Apriorie parametri			Aposteriorie parametri		HPD intervāls	
		Sadalījums	Vidējais	Standart-novirze	Vidējais	Standart-novirze	10%	90%
$100\sigma_{\mu_z}$	Vienības saknes tehnoloģija	Inv- Γ	0.25	inf	0.328	0.052	0.248	0.406
$100\sigma_{y^*}$	Ārvalstu IKP	Inv- Γ	0.50	inf	0.317	0.055	0.219	0.415
$1000\sigma_{\pi}$	Ārvalstu inflācija	Inv- Γ	0.50	inf	0.593	0.118	0.394	0.805
$100\sigma_{R^*}$	Ārvalstu procentu likme	Inv- Γ	0.075	inf	0.067	0.008	0.054	0.079

Piezīme. Novērtējums balstīts uz vienu Metropoļa–Heistingsa ķēdi ar 100 000 izlases novērojumu pēc pirmo 900 000 izlases novērojumu atmešanas.

A5. tabula

Novērtētie parametri

	Parametra apraksts	Apriorie parametri			Aposteriorie parametri				HPD intervāls	
		Sada- lījums	Vidē- jais	Stan- dard- novirze	Vidējais		Standartnovirze		10%	90%
					Fin. frike.	Pilns	Fin. frike.	Pilns	Pilns	
ξ_d	Kalvo, iekšzemes	β	0.75	0.075	0.804	0.808	0.023	0.020	0.766	0.850
ξ_x	Kalvo, eksports	β	0.75	0.075	0.860	0.888	0.031	0.023	0.839	0.940
ξ_{mc}	Kalvo, imports patēriņam	β	0.75	0.075	0.779	0.796	0.049	0.053	0.712	0.879
ξ_{mi}	Kalvo, imports investīcijām	β	0.65	0.075	0.408	0.392	0.042	0.047	0.287	0.499
ξ_{mx}	Kalvo, imports eksportam	β	0.65	0.10	0.589	0.629	0.091	0.040	0.477	0.774
κ_d	Indeksācija, iekšzemes	β	0.40	0.15	0.162	0.319	0.075	0.101	0.126	0.519
κ_x	Indeksācija, eksports	β	0.40	0.15	0.301	0.367	0.107	0.098	0.175	0.573
κ_{mc}	Indeksācija, imports patēriņam	β	0.40	0.15	0.366	0.509	0.106	0.102	0.252	0.773
κ_{mi}	Indeksācija, imports investīcijām	β	0.40	0.15	0.249	0.304	0.100	0.102	0.102	0.528
κ_{mx}	Indeksācija, imports eksportam	β	0.40	0.15	0.317	0.324	0.115	0.069	0.105	0.557
κ_w	Indeksācija, algas	β	0.40	0.15	0.241	0.233	0.079	0.083	0.081	0.398
ν^j	Apgrozāmā kapitāla īpatsvars	β	0.50	0.25	0.456	0.426	0.179	0.207	0.019	0.868
$0.1\sigma_L$	Friša inversā elastība	Γ	0.30	0.15	0.287	0.965	0.106	0.113	0.610	1.317
b	Patēriņa paradums	β	0.65	0.15	0.898	0.878	0.030	0.030	0.801	0.946
$0.1S''$	Investīciju korekciju izmaksas	Γ	0.50	0.15	0.168	0.179	0.030	0.037	0.089	0.260
σ_a	Mainīgā kapitāla izmantošana	Γ	0.20	0.075	0.567	0.365	0.093	0.058	0.181	0.547
η_x	Aizvietojamības elastība, eksports	Γ_{tr}	1.50	0.25	1.535	1.686	0.143	0.176	1.197	2.186
η_c	Aizvietojamības elastība, patēriņš	Γ_{tr}	1.50	0.25	1.333	1.356	0.164	0.111	1.010	1.798
η_i	Aizvietojamības elastība, investīcijas	Γ_{tr}	1.50	0.25	1.1*	1.261		0.091	1.010	1.598
η_f	Aizvietojamības elastība, ārvalstu	Γ_{tr}	1.50	0.25	1.540	1.576	0.159	0.243	1.119	2.024
μ	Monitoringa izmaksas	β	0.30	0.075	0.273	0.256	0.040	0.033	0.184	0.333
$hshare(\%)$	Darbā pieņemšanas izmaksas	Γ	0.30	0.075		0.394		0.062	0.265	0.522
$bshare$	Bezdarba lietderība	β	0.75	0.075		0.799		0.038	0.708	0.883
$F(\%)$	Endogēna atlaišanas likme	β	0.25	0.05		0.362		0.026	0.303	0.421
ρ_ε	Noturība, stacionāra tehnoloģija	β	0.85	0.075	0.847	0.860	0.041	0.054	0.749	0.962
ρ_Y	Noturība, MEI	β	0.85	0.075	0.588	0.552	0.106	0.073	0.280	0.885
ρ_{ζ^c}	Noturība, patēriņa preferences	β	0.85	0.075	0.851	0.834	0.038	0.037	0.721	0.930
ρ_{ζ^h}	Noturība, darba preferences	β	0.85	0.075	0.817	0.958	0.048	0.019	0.922	0.991
$\rho_{\tilde{\phi}}$	Noturība, valsts riska prēmija	β	0.85	0.075	0.934	0.899	0.025	0.025	0.845	0.946
ρ_g	Noturība, valdības izdevumi	β	0.85	0.075	0.777	0.755	0.083	0.056	0.585	0.915
ρ_γ	Noturība, uzņēmēju bagātība	β	0.85	0.075	0.796	0.805	0.059	0.069	0.624	0.953

Piezīmes. Novērtējums balstīts uz divām Metropola–Heistingsa ķēdēm ar 100 000 izlases novērojumu pēc pirmo 400 000 izlases novērojumu atmešanas. * norāda uz kalibrētu vērtību, lai izvairītos no skaitļošanas problēmām. Jāņem vērā, ka elastības parametram η_j , $j = \{x, c, i, f\}$ izmantoti saīsināti apriorie parametri Γ_{tr} ar masu, kas nav mazāka par 1.01. "Fin. frikc." attiecas uz etalonmodeli ar finanšu frikcijām; "pilns" ir pilnais modelis ar bezdarba parametru.

A6. tabula

Novērtētās šoku standartnovirzes

	Apraksts	Apriorie parametri			Aposteriorie parametri				HPD intervāls	
		Sadalījums	Vidējais	Standartnovirze	Vidējais		Standartnovirze		10%	90%
					Fin. frikc.	Pilns	Fin. frikc.	Pilns	Pilns	
$10\sigma_{\varepsilon}$	Stacionāra tehnoloģija	Inv- Γ	0.15	inf	0.126	0.134	0.014	0.016	0.105	0.164
σ_Y	Investīciju robežefektivitāte	Inv- Γ	0.15	inf	0.157	0.170	0.027	0.036	0.065	0.262
σ_{ζ^c}	Patēriņa preference	Inv- Γ	0.15	inf	0.236	0.207	0.056	0.046	0.116	0.320
σ_{ζ^h}	Darba preference	Inv- Γ	0.50	inf	0.895	0.285	0.283	0.030	0.196	0.376
$100\sigma_{\tilde{\phi}}$	Valsts riska prēmija	Inv- Γ	0.50	inf	0.552	0.551	0.045	0.048	0.461	0.651
$10\sigma_g$	Valdības izdevumi	Inv- Γ	0.50	inf	0.471	0.469	0.041	0.043	0.382	0.564
σ_{τ^d}	Uzcenojums, iekšzemes	Inv- Γ	0.50	inf	0.373	0.425	0.089	0.087	0.252	0.631
σ_{τ^x}	Uzcenojums, eksports	Inv- Γ	0.50	inf	0.992	1.635	0.391	0.605	0.581	3.111
$\sigma_{\tau^{m,c}}$	Uzcenojums, imports patēriņam	Inv- Γ	0.50	inf	0.863	0.775	0.329	0.271	0.260	1.433
$\sigma_{\tau^{m,i}}$	Uzcenojums, imports investīcijām	Inv- Γ	0.50	inf	0.433	0.421	0.078	0.080	0.269	0.605
$\sigma_{\tau^{m,x}}$	Uzcenojums, imports eksportam	Inv- Γ	0.50	inf	1.383	2.578	0.643	0.438	0.902	4.884
$10\sigma_{\gamma}$	Uzņēmēju bagātība	Inv- Γ	0.50	inf	0.295	0.270	0.042	0.043	0.194	0.357

Piezīmes. Novērtējums balstīts uz divām Metropoļa–Heistinga ķēdēm ar 100 000 izlases novērojumu pēc pirmo 400 000 izlases novērojumu atmešanas. "Fin. frikc." attiecas uz etalonmodeli ar finanšu frikcijām; "pilns" ir pilnais modelis ar bezdarba parametru.

A4. Dati

Modelis novērtēts, izmantojot Latvijas (iekšzemes reģiona) un eiro zonas (ārējā reģiona) datus. Aplūkots izlases periods no 1995. gada 1. ceturkšņa līdz 2012. gada 4. ceturksnim. Lai novērtētu modeļa specifiku bez vakancēm, izmantotas 19 novērojamu datu laikrindas. Šie paši 19 rādītāji kopā ar vakanču pirmajām starpībām lietoti otrajā specifiku. Līmeņos izmantotie rādītāji ir nominālā procentu likme, IKP deflatora inflācija, PCI inflācija, investīciju cenu indeksa inflācija, ārējā reģiona PCI inflācija, ārējā reģiona nominālā procentu likme un procentu likmju starpība. Pārējie rādītāji izteikti kā logaritma pirmās starpības, un tie ir IKP, patēriņš, investīcijas, eksports, imports, valdības izdevumi, reālā alga, reālais valūtas kurss, reālās akciju cenas, kopējais nostrādāto stundu skaits, bezdarbs un ārējā reģiona IKP. Visi diferencētie rādītāji, izņemot kopējo nostrādāto stundu skaitu un bezdarbu, ir vidējoti. Tāpat vidējoti iekšzemes reģiona inflācijas līmeņa un reālā valūtas kursa rādītāji. Visi reālie lielumi sniegti izteiksmē uz vienu iedzīvotāju.

A4.1. Apsterioro parametru vērtības

Tā kā Latvijas tautsaimniecības ietekme uz eiro zonu ir maza, iekšzemes un ārvalstu bloki novērtēti atsevišķi.²³ Ārvalstu SVAR modeļa novērtējuma rezultātus iegūst, izmantojot vienu Metropoļa–Heistinga ķēdi ar 100 000 novērojumu lielu izlasi pēc pirmo 900 000 izlases novērojumu atmešanas. Savukārt Latvijas bloka novērtējuma rezultātus iegūst, izmantojot divas Metropoļa–Heistinga ķēdes katru ar 100 000 novērojumu lielu izlasi pēc pirmo 400 000 izlases novērojumu atmešanas. Aprioro un apsterioro parametru attēlojums sniegts B pielikumā.

Ārvalstu bloka apsterioro parametru novērtējums sniegts A3. un A4. tabulā, bet iekšzemes blokam specifisko apsterioro parametru novērtējums – A6. un A7. tabulā. Salīdzinājumam pievienoti finanšu frikciju etalonmodeļa ar iekšzemes bloku rezultāti.

Galvenās modeļu novērtēto parametru vidējo vērtību atšķirības ir šādas. Homogēnas iekšzemes preces cenas indeksācijas (ar aizkavēto inflāciju) parametrs κ_d pavirzījies tuvāk apriorā parametra vidējai vērtībai no 0.16 (etalonmodelī) līdz 0.32 (pilnajā modelī), tādējādi veidojoties neelastīgākai novērtētajai homogēnas preces cenas inflācijai.

Inversais Friša elastības parametrs σ_L (kas izsaka nostrādāto stundu skaita inverso elastību attiecībā pret algu likmi ar konstantu bagātības robežlietderību) ir vairāk nekā trīskāršojies (no 2.9 līdz 9.7) un pārsniedz CTW aprēķināto Zviedrijas rādītāju (7.7). Tas nozīmē, ka novērtētā (neinversā) Friša elastība no ASV mikrolīmeņa datu perspektīvas samērā pierastā standarta līmeņa 0.34 (F. Reihlings (*F. Reichling*) un Č. Veilens (*Ch. Whalen*) ((25)) samazinājusies līdz diezgan zemajam 0.1 līmenim, liecinot, ka darbinieki, reaģējot uz pārmaiņām darba samaksas pēc nodokļu nomaksas apjomā, mazāk maina nostrādāto stundu skaitu.

Mainīgās kapitāla izmantošanas parametrs σ_a pazeminājies no 0.57 līdz 0.36, norādot uz lielākām kapitāla izmantošanas variācijām. Darba preferenču noturības parametrs paaugstinājies no 0.82 līdz 0.96 un ir vienīgais noturības parametrs, kura apsteriorais vidējais ir lielāks par 0.9.

Līdzīgi CTW aprēķiniem salīdzinājumā ar etalonmodeli arī darba preferenču šoka σ_{ζ^h} novērtētā standartnovirze samazinājusies trīs reizes. Tādējādi modelis bez meklēšanas un atbilstības frikcijām datu izskaidrošanā balstās uz šā šoka lielu skaitu ļoti biežu variāciju²⁴ (sk. arī gludināto šoku grafisko salīdzinājumu B pielikumā).

Runājot par darbaspēka bloku, bezdarbnieku lietderības parametra apsteriorā vidējā vērtība $bshare$ ir 0.80 un pārsniedz apriorā parametra vidējo vērtību 0.75 atbilstoši M. Hādegorna un J. Manovska (17) secinājumam, ka brīvā laika augsta vērtība palīdz pielāgoties bezdarba svārstīgumam.

²³ Nominālā IKP izteiksmē Latvijas eiro zonas daļa ir aptuveni 0.23%.

²⁴ CTW interpretē šo atšķirību tā, ka datos nav spēkā ciešā sakarība starp vēlamu reālo algu un kopējo nostrādāto stundu skaitu (ar brīvā laika un patēriņa aizvietošanas robežlīmeņa starpniecību), uz ko norāda EHL darba tirgus modelēšanas process, pat tad, kad šo sakarību vājina ar algu neelastības pieņēmumu. Modelis norāda uz efektīvu darbaspēka nodrošinājumu intensīvās attīstības vidē bez tiešas sakarības ar (neelastīgu, vienošanās ceļā panāktu) algu un tādējādi ļauj ņemt vērā algu un nostrādāto stundu skaita sakarību. CTW norāda, ka šajā modelī atspoguļojas tas, ka darbaspēks netiek nodrošināts tūlītējā tirgū, bet gan ilgstošu attiecību rezultātā.

Novērtēts, ka darbā pieņemšanas izdevumu daļa IKP ir 0.39%; tā pārsniedz apriorā parametra vidējo vērtību (0.3) un ir aptuveni vienāda ar CTW attiecīgajiem aprēķiniem Zviedrijai.

Endogēnās darba attiecību izbeigšanas (atlaišanas) līmenis paaugstinājies līdz 0.36% (iepriekš – 0.25%), liecinot, ka aptuveni 10.7% atlaišanas gadījumu ir endogēni, t.i., cikliski, jo otra jeb eksogēnās atlaišanas gadījumu daļa ir fiksēta un tādējādi necikliska.²⁵ Šāds endogēnās atlaišanas līmenis ir augstāks par CTW aprēķināto aptuveni 6% rādītāju Zviedrijai periodā no 1995. gada 1. ceturkšņa līdz 2010. gada 3. ceturksnim.

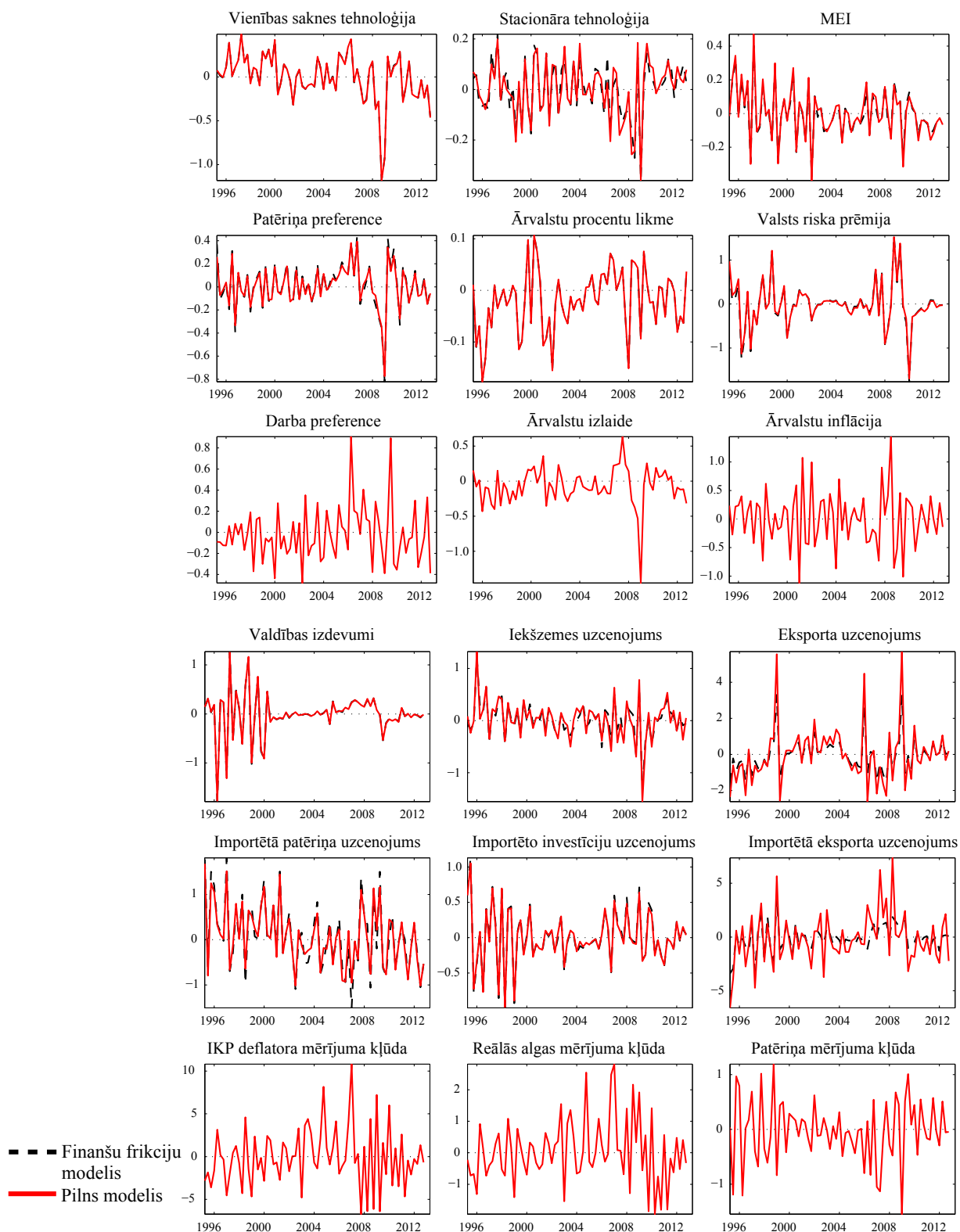
Nodarbināto algu vienošanās spējas η aprēķins sniedz izlases vidējai vērtībai atbilstošu stabila līdzsvara stāvokļa bezdarba līmeņa rādītāju. η vērtība ar vidējo aposterioro parametru ir 0.65, t.i., augstāka par 0.29, ko Zviedrijai aprēķināja CTW, un nedaudz augstāka par vispārpieņemto 0.5 (23). Iespējams, ka šādu rezultātu nosaka 2005. gada uzplaukuma periods Latvijā, kad vairākās tautsaimniecības nozarēs trūka darbinieku.

²⁵ Autora līdz šim npublicētie aprēķini liecina, ka endogēno atlaišanu daļa samazinās aptuveni līdz 8%, ja tiek pieļautas lielākas datu mērījuma kļūdas par pašreizējo 10% datu variānci.

B pielikums APRĒĶINI

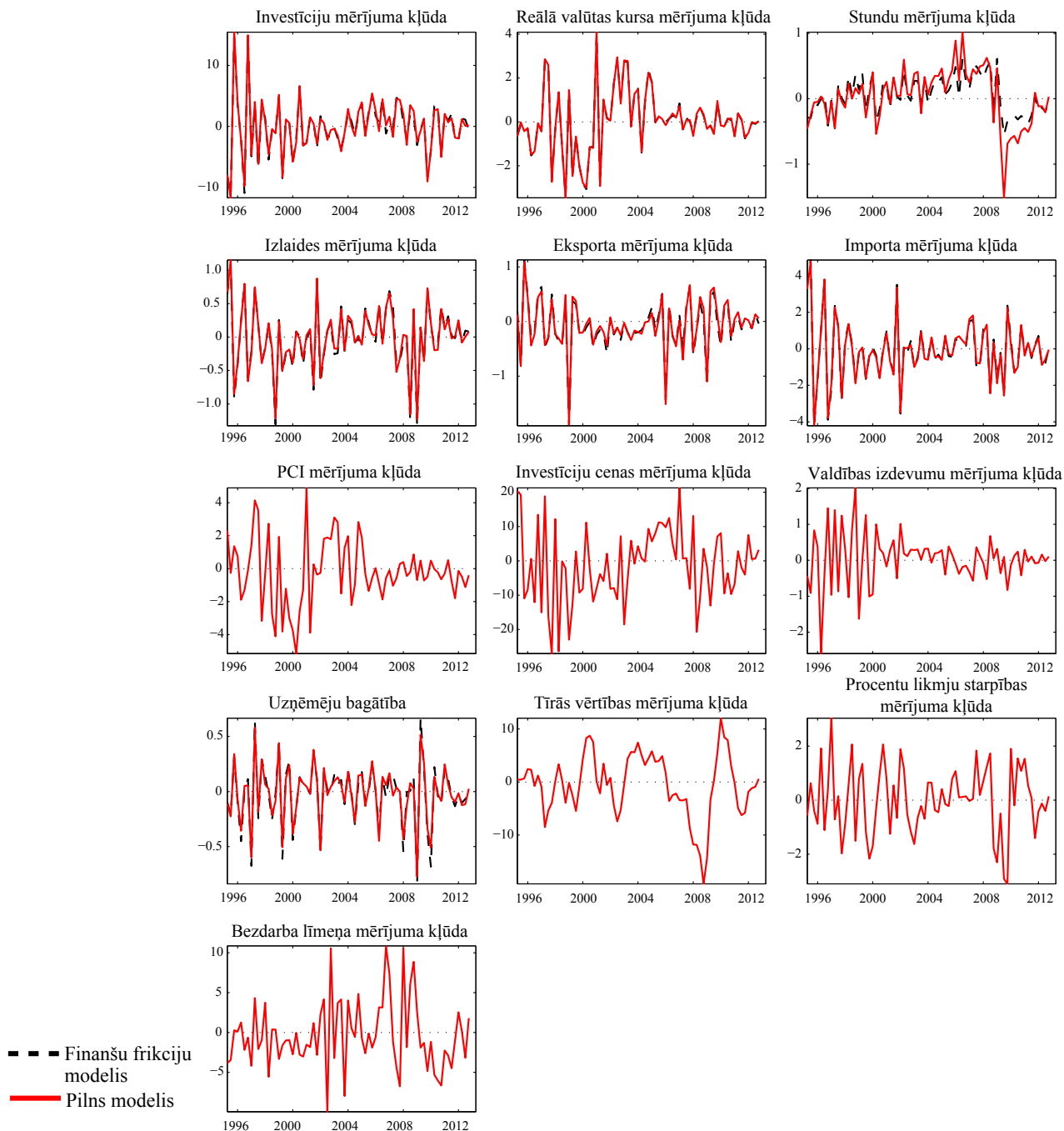
B1. attēls

Gludināto šoku procesi un mērījuma kļūdas



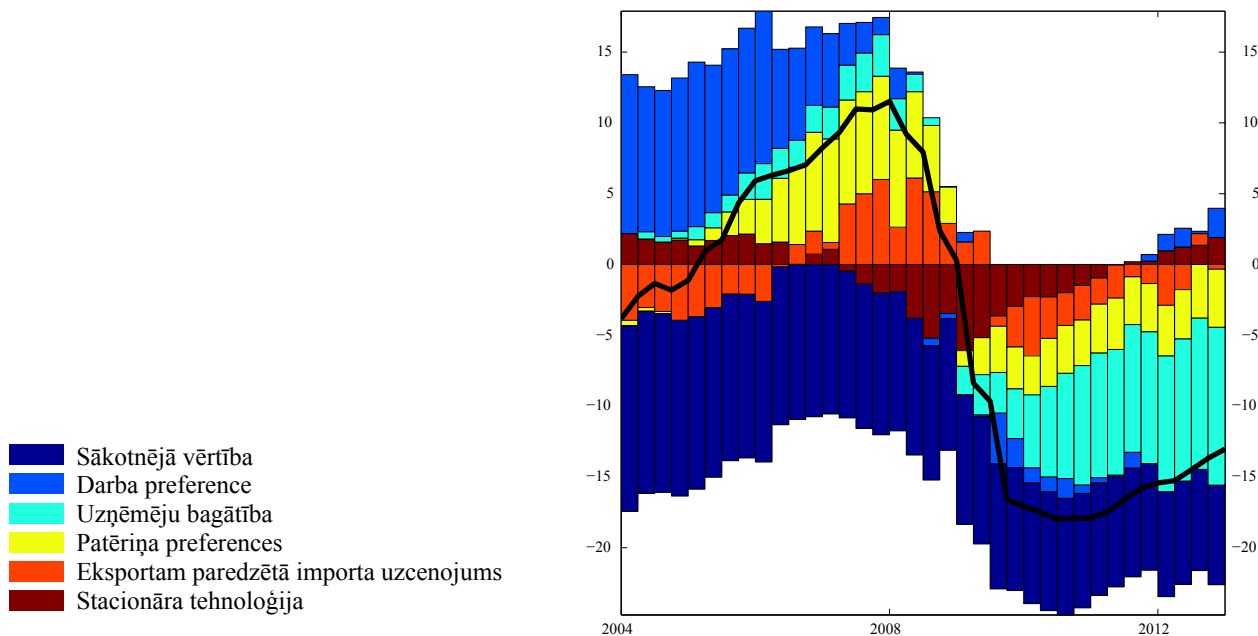
B1. attēls (turpinājums)

Gludināto šoku procesi un mērījuma kļūdas



B2. attēls

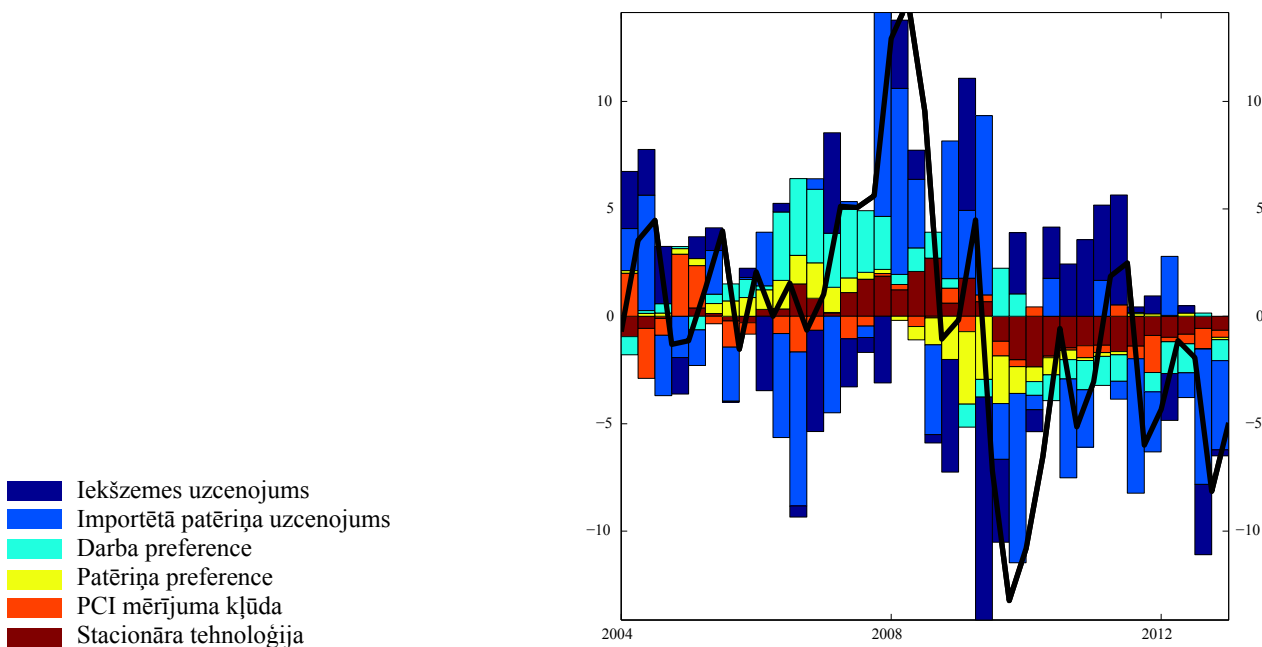
IKP dekompozīcija (līmeņi; 2004. gada 1. cet.–2012. gada 4. cet.)



Piezīme. Pilns modelis. Attēloti tikai seši šoki ar vislielāko ietekmi.

B3. attēls

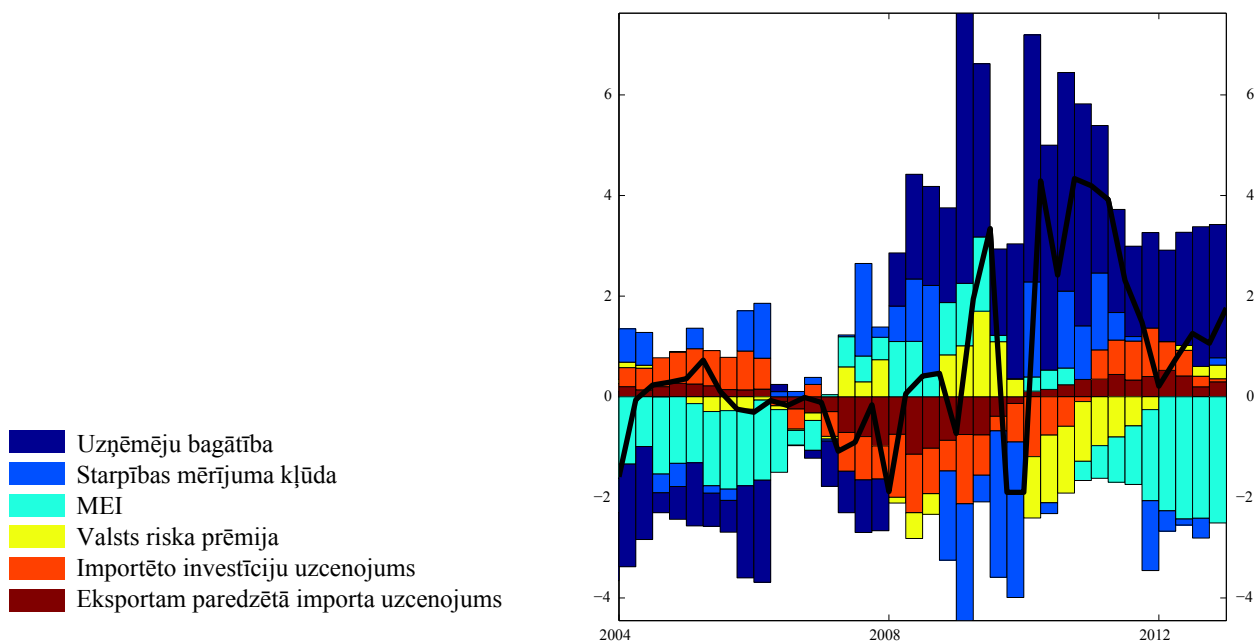
PCI dekompozīcija (ceturkšņa pieauguma temps gadu dalījumā; 2004. gada 1. cet.–2012. gada 4. cet.)



Piezīme. Pilns modelis. Attēloti tikai seši šoki ar vislielāko ietekmi.

B4. attēls

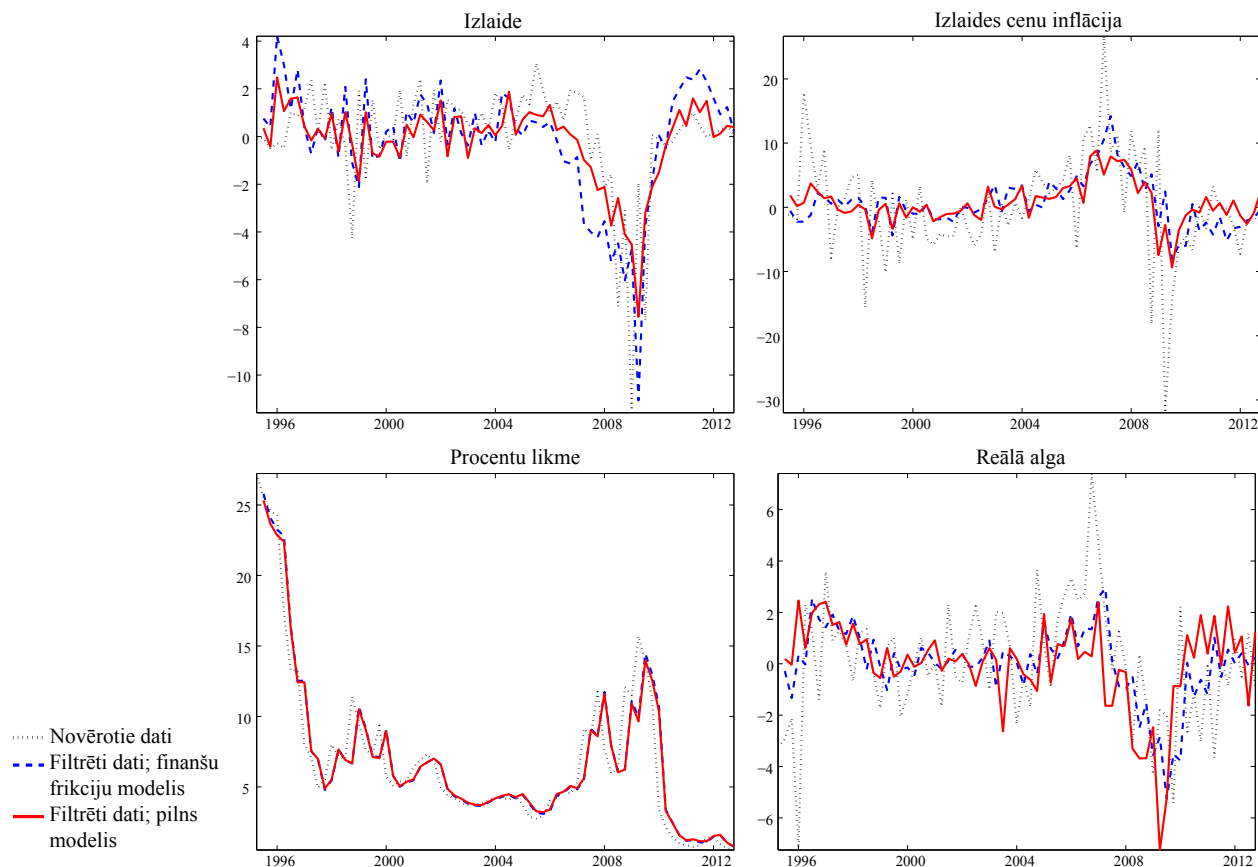
Procentu likmju starpības $Z_{t+1} - R_t$ dekompozīcija (2004. gada 1. cet.–2012. gada 4. cet.)



Piezīme. Pilns modelis. Attēloti tikai seši šoki ar vislielāko ietekmi.

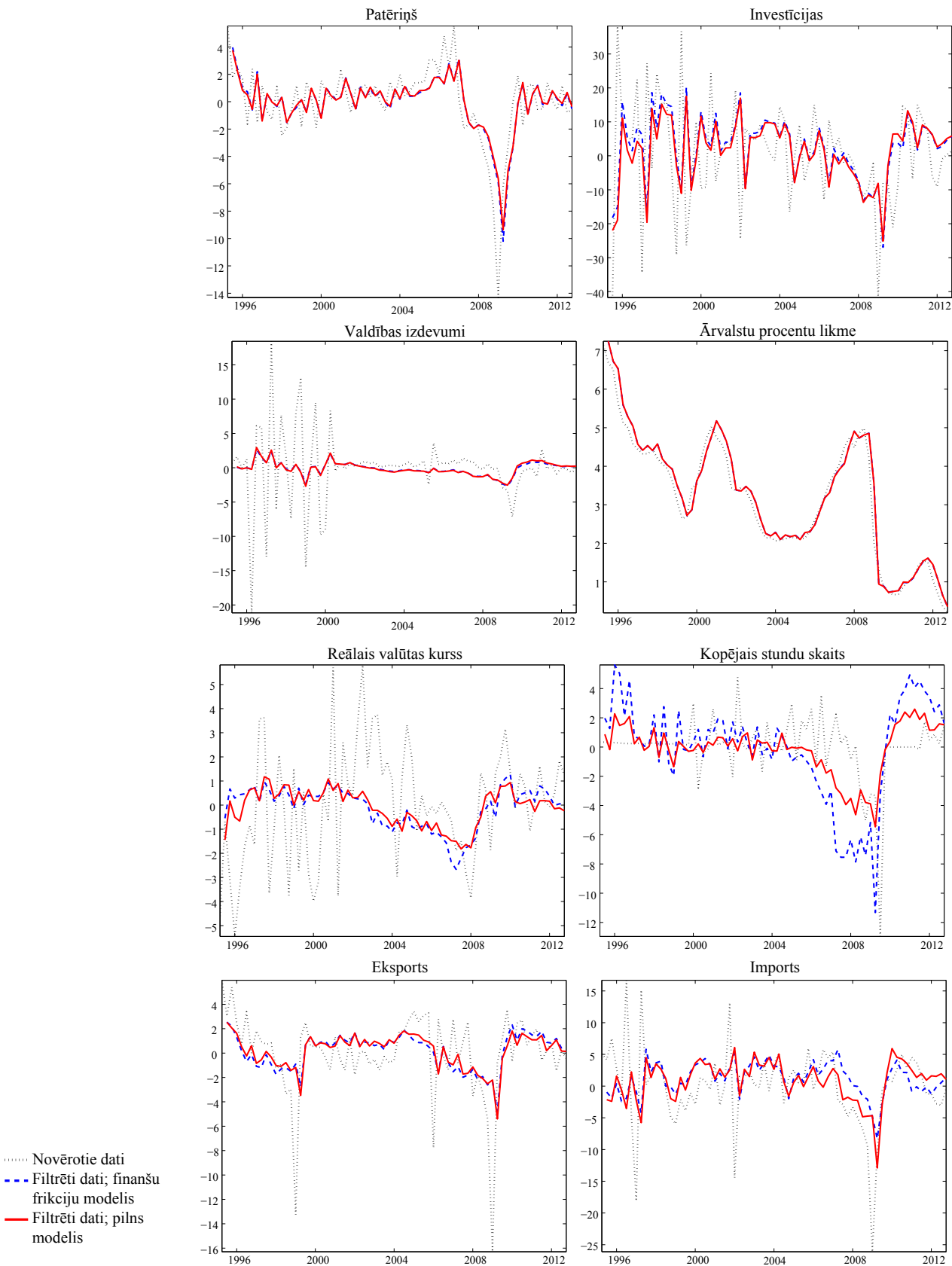
B5. attēls

Prognozes vienu periodu uz priekšu



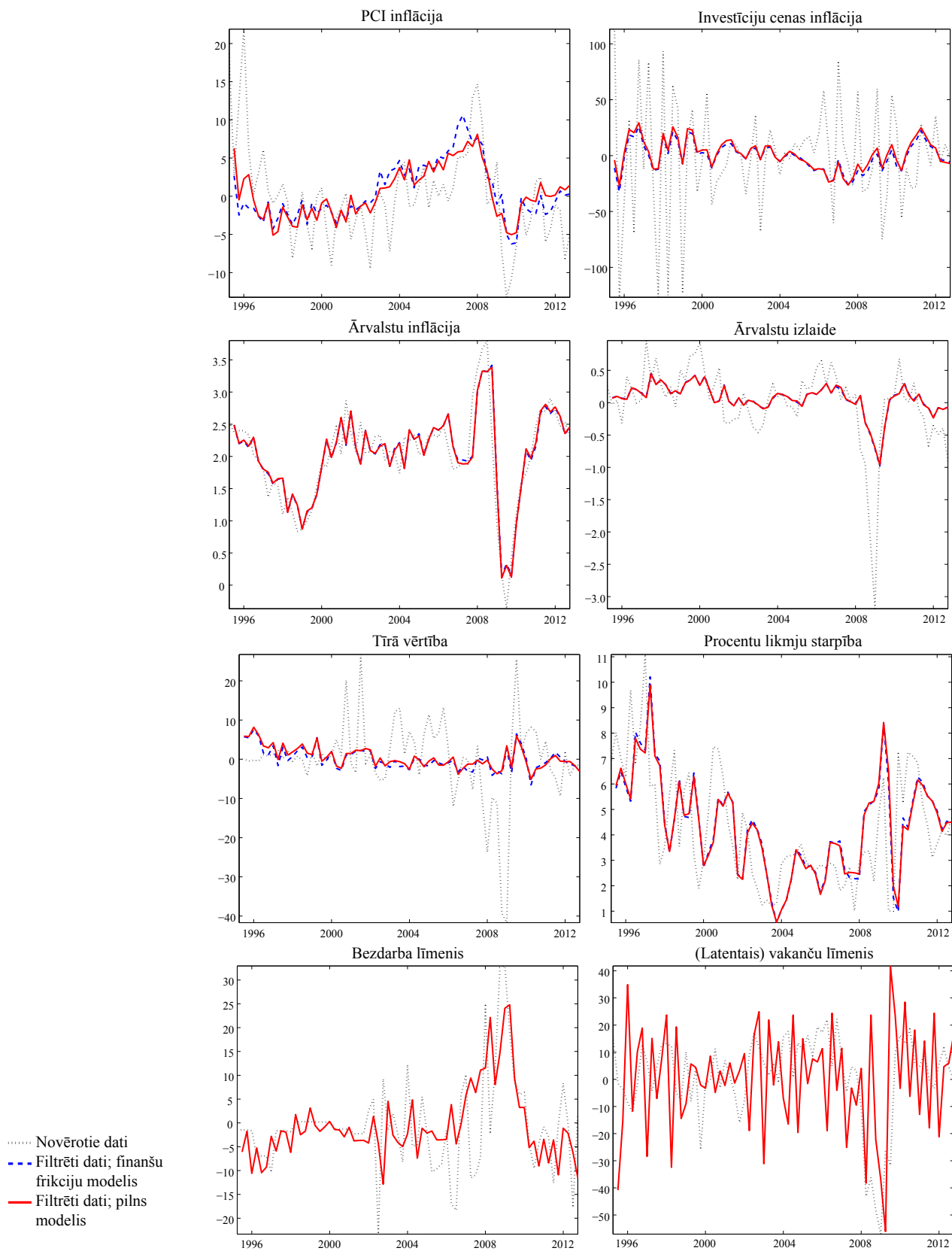
B5. attēls (turpinājums)

Prognozes vienu periodu uz priekšu

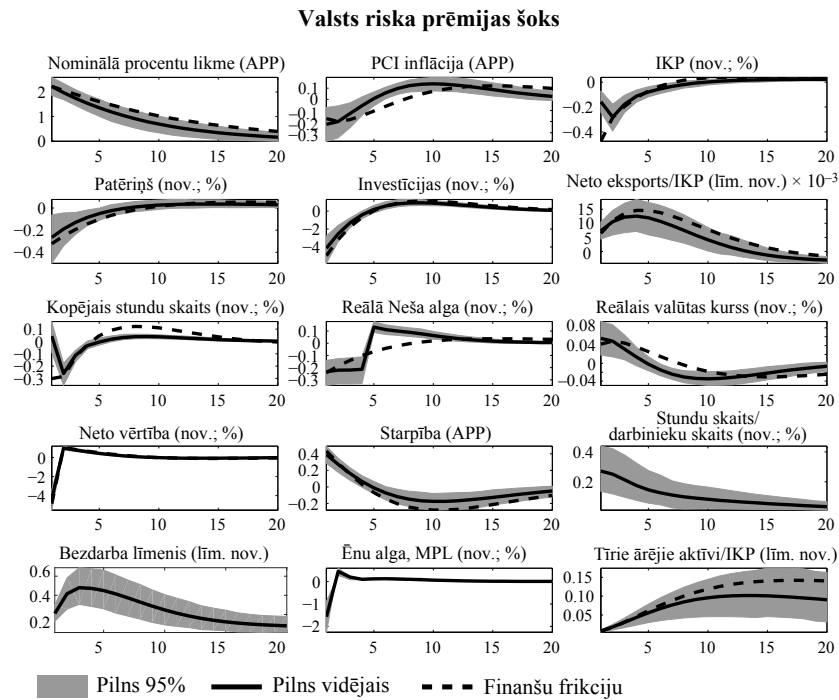


B5. attēls (turpinājums)

Proгноzes vienu periodu uz priekšu

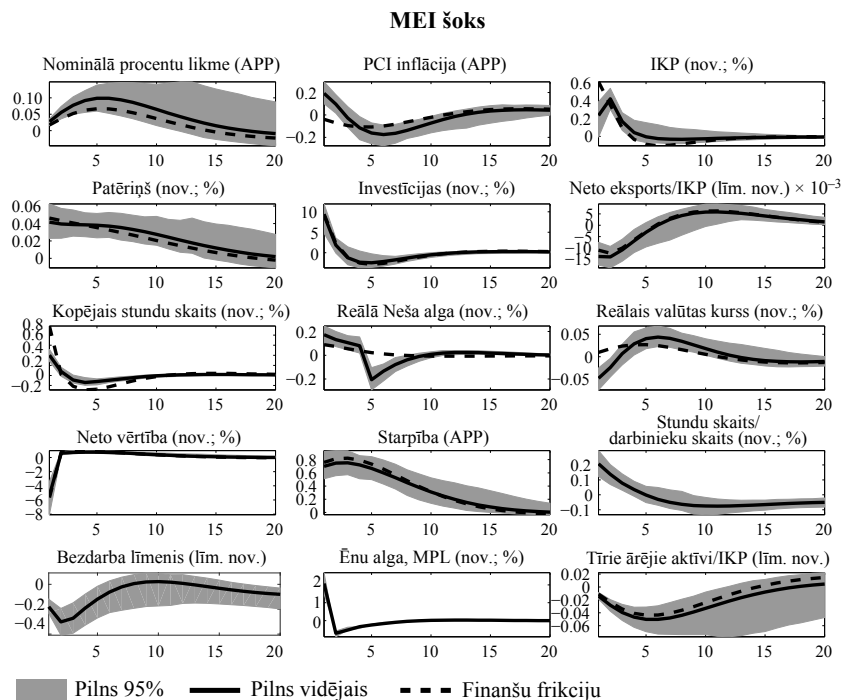


B6. attēls

Impulsu reakcijas uz valsts riska prēmijas šoku $\tilde{\phi}_t$ 

Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

B7. attēls

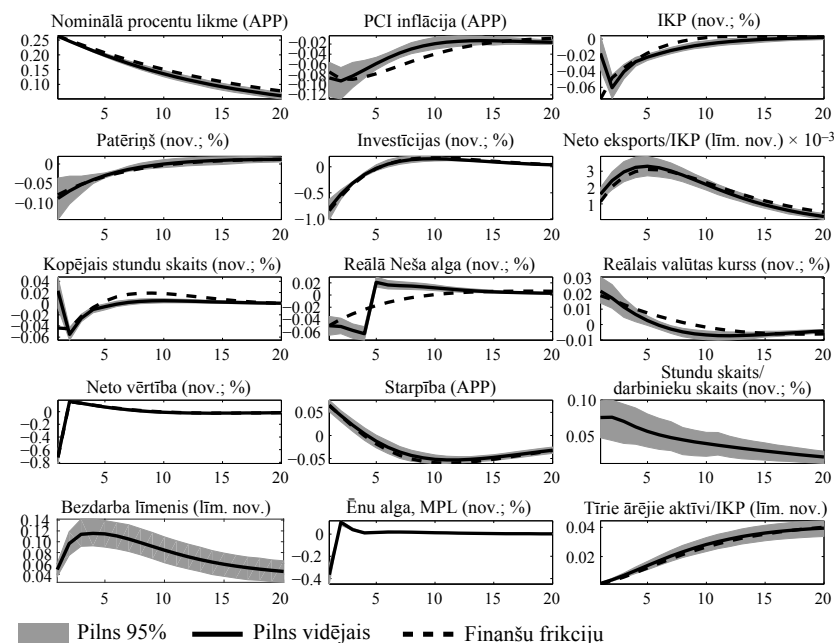
Impulsu reakcijas uz MEI šoku Y_t 

Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

B8. attēls

Impulsu reakcijas uz ārvalstu nominālās procentu likmes šoku $\varepsilon_{R^*,t}$

Ārvalstu nominālās procentu likmes šoks

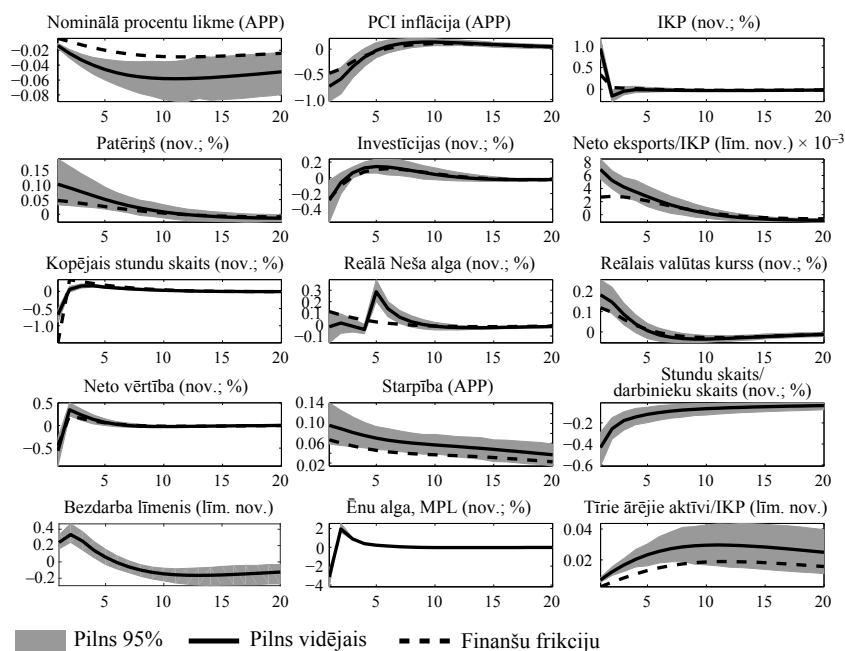


Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

B9. attēls

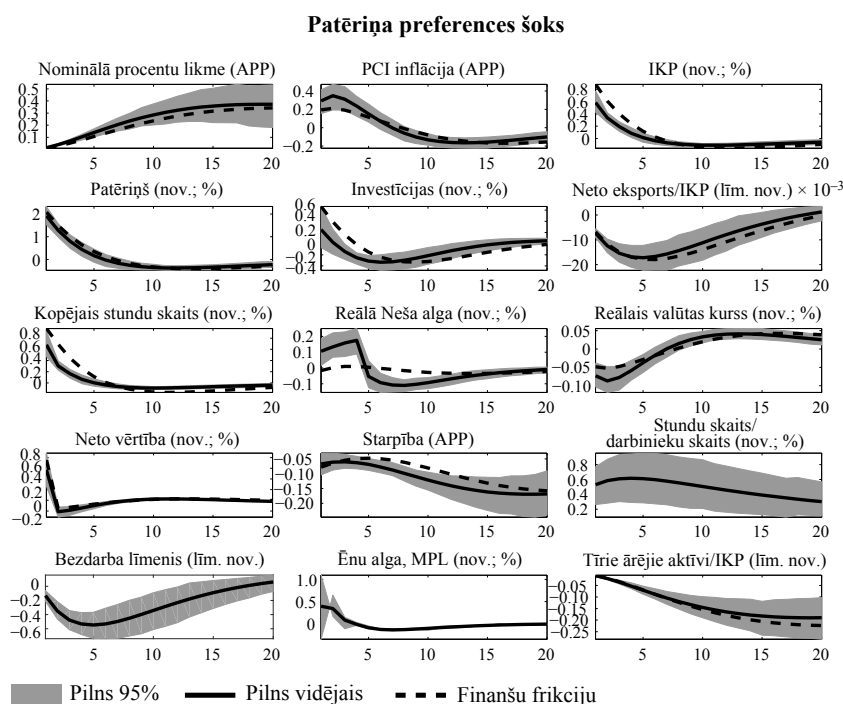
Impulsu reakcijas uz stacionāru neitrālas tehnoloģijas šoku ε_t

Stacionārs neitrālas tehnoloģijas šoks



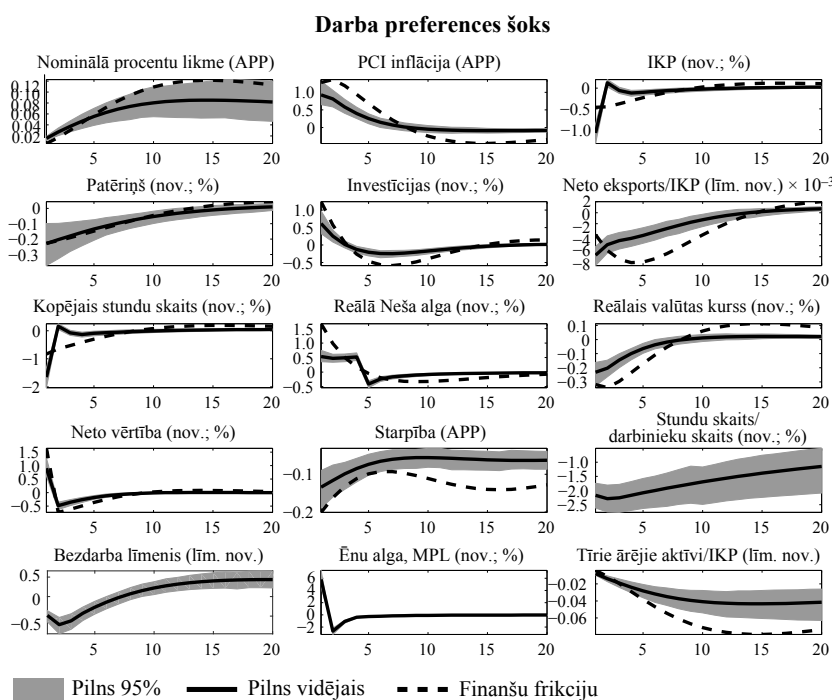
Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

B10. attēls

Impulsu reakcijas uz patēriņa preferences šoku ζ_t^c 

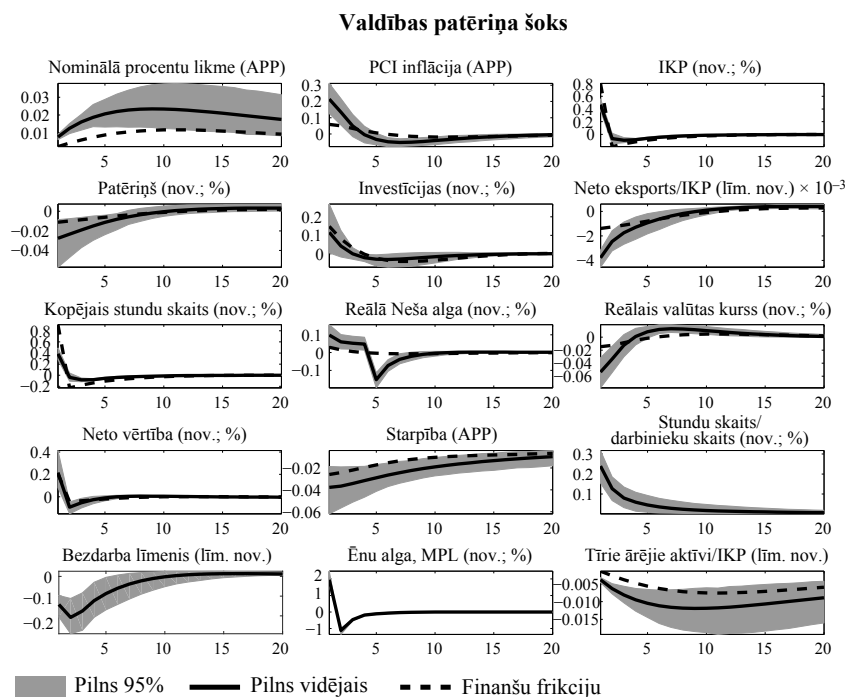
Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

B11. attēls

Impulsu reakcijas uz darba preferences šoku ζ_t^h 

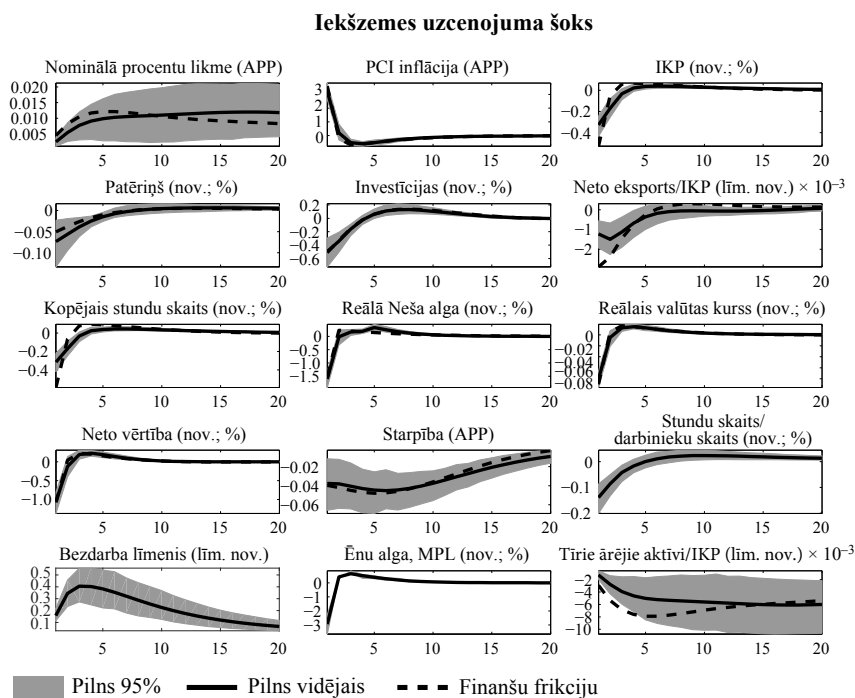
Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

B12. attēls

Impulsu reakcijas uz valdības patēriņa šoku g_t 

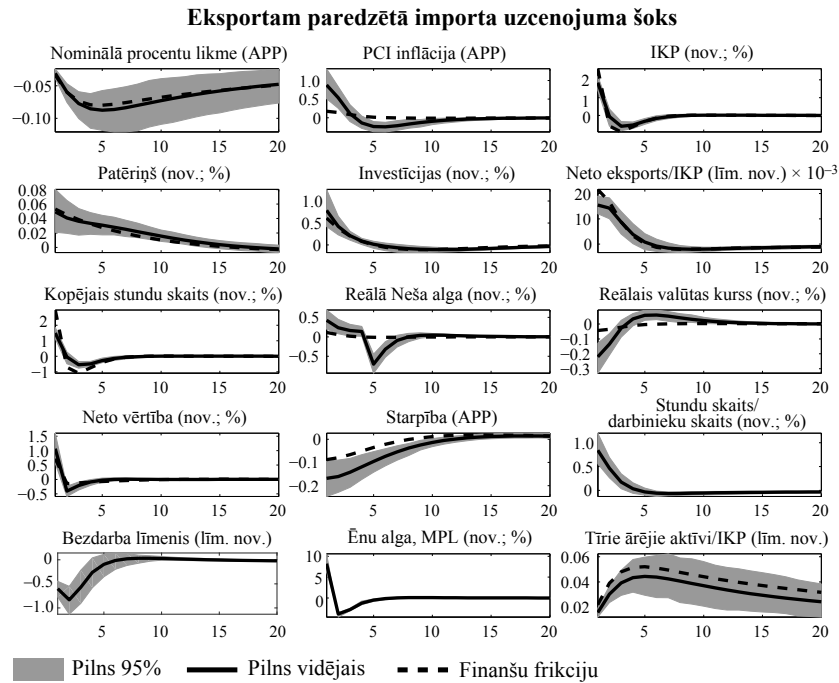
Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

B13. attēls

Impulsu reakcijas uz iekšzemes uzcelšanas šoku τ_t^d 

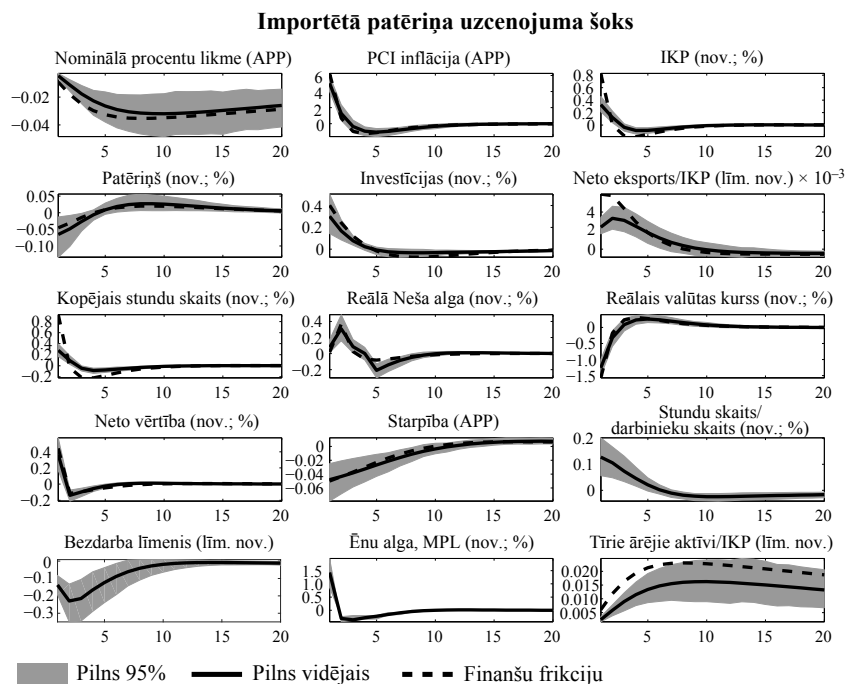
Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

B14. attēls

Impulsu reakcijas uz eksportam paredzētā importa uzcenojuma šoku τ_t^{mx} 

Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

B15. attēls

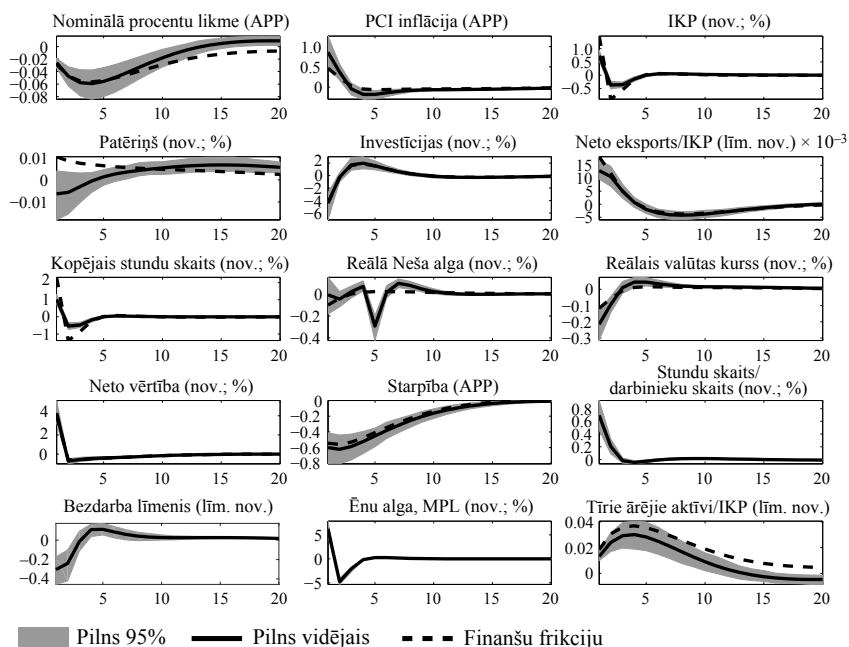
Impulsu reakcijas uz importētā patēriņa uzcenojuma šoku τ_t^{mc} 

Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

B16. attēls

Impulsu reakcijas uz importēto investīciju uzcenojuma šoku τ_t^{mi}

Importēto investīciju uzcenojuma šoks

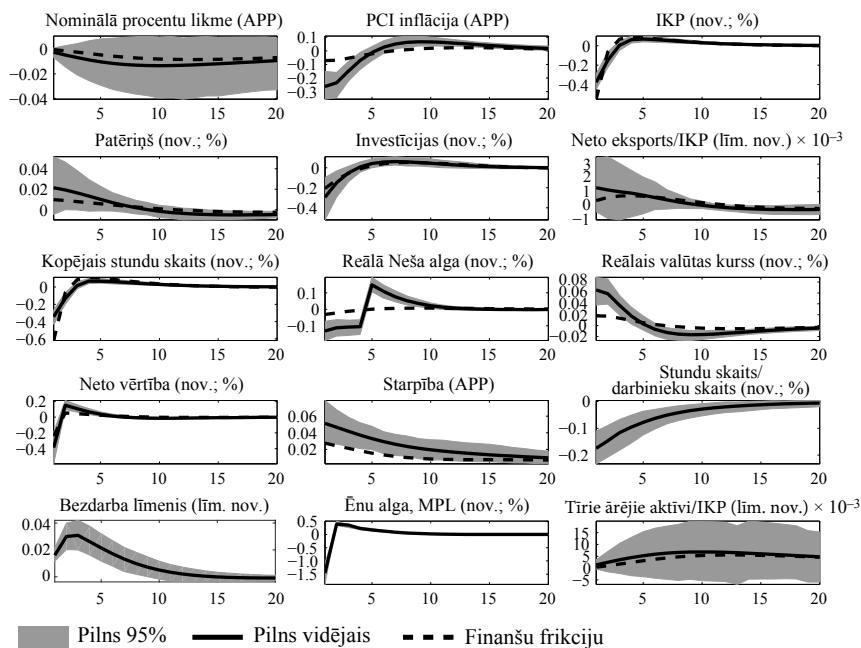


Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

B17. attēls

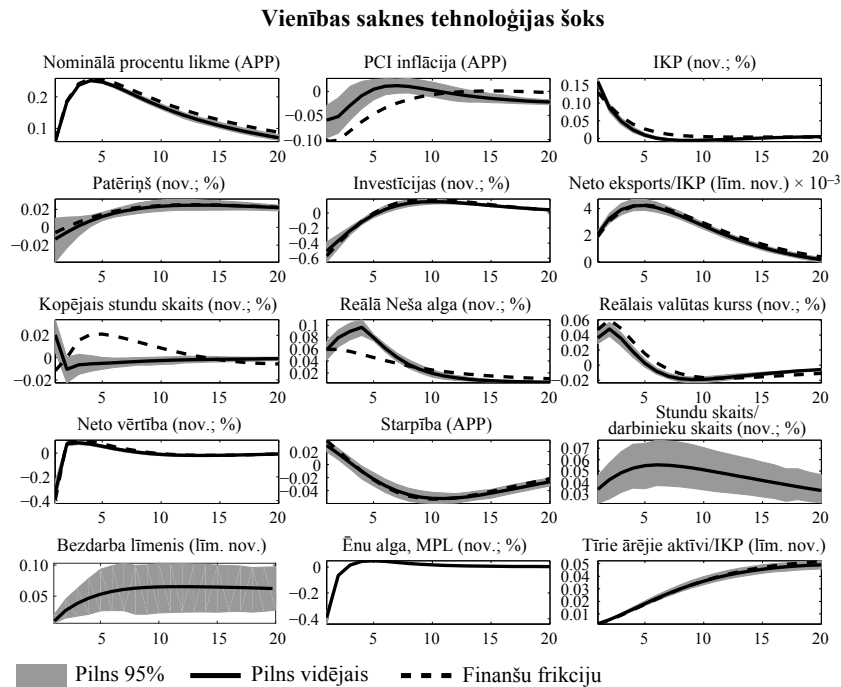
Impulsu reakcijas uz eksporta uzcenojuma šoku τ_t^x

Eksporta uzcenojuma šoks



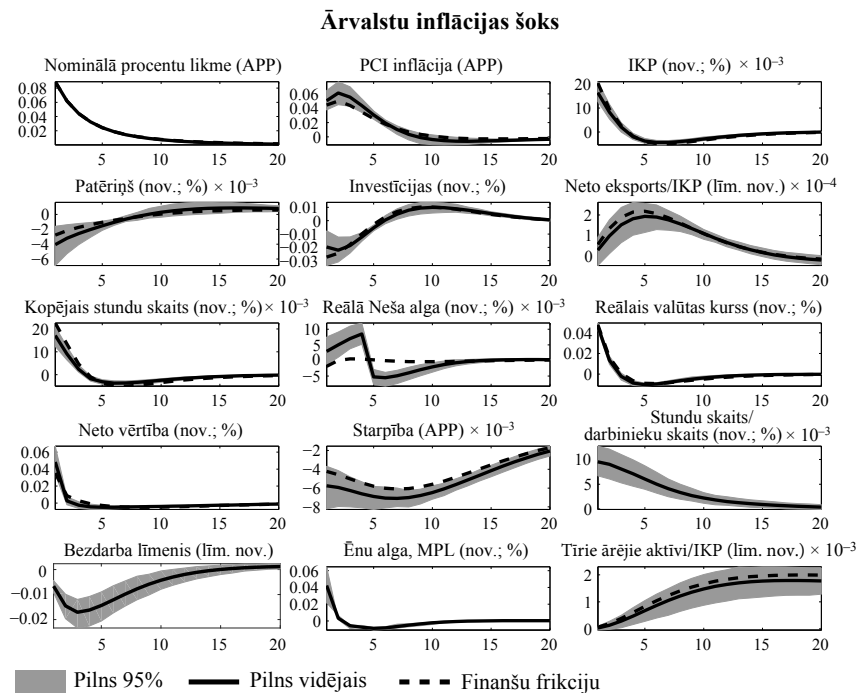
Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

B18. attēls

Impulsu reakcijas uz vienības saknes tehnoloģijas šoku $\mu_{z,t}$ 

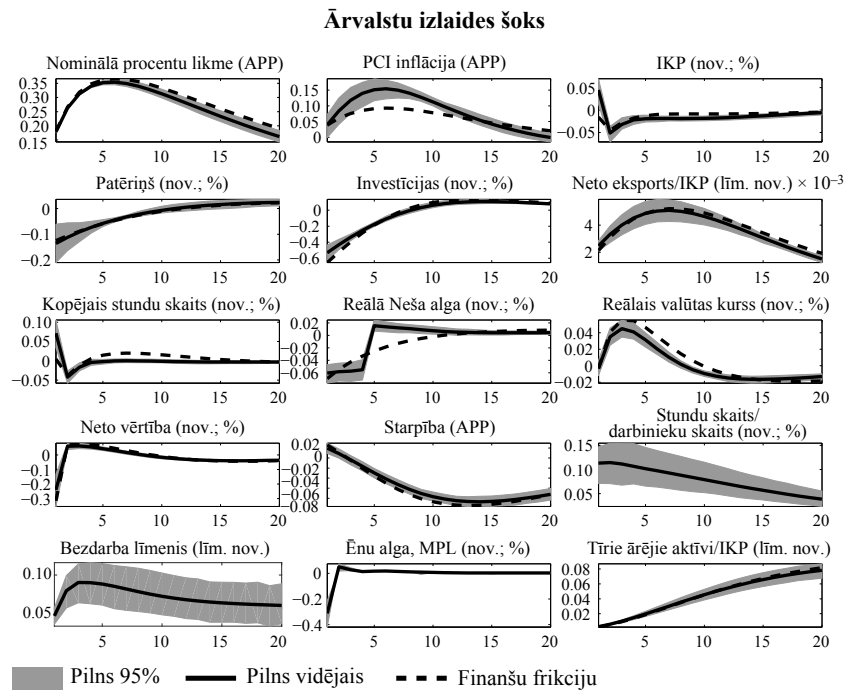
Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

B19. attēls

Impulsu reakcijas uz ārvalstu inflācijas šoku $\varepsilon_{\pi^*,t}$ 

Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

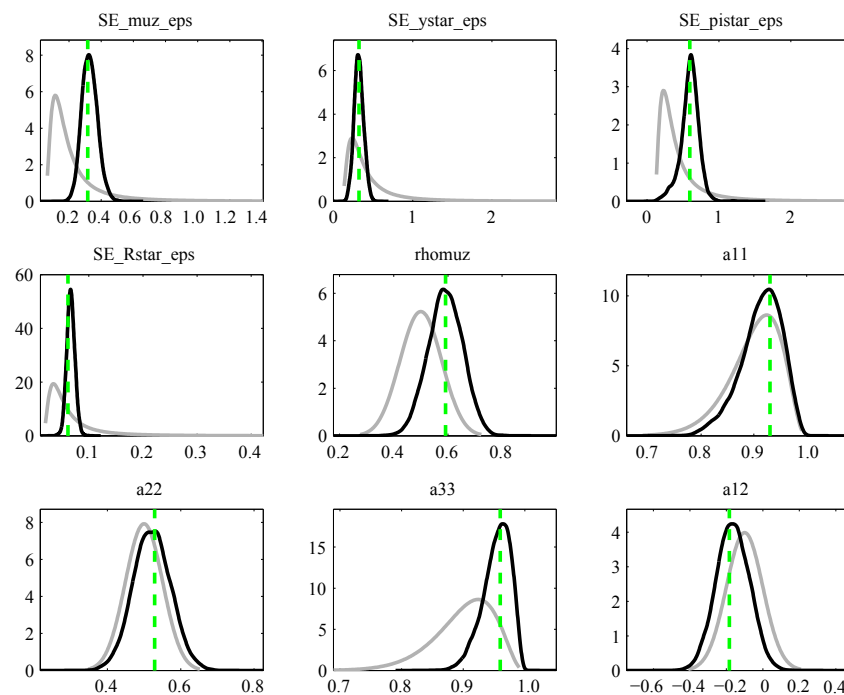
B20. attēls

Impulsu reakcijas uz ārvalstu izlaides šoku $\varepsilon_{y^*,t}$ 

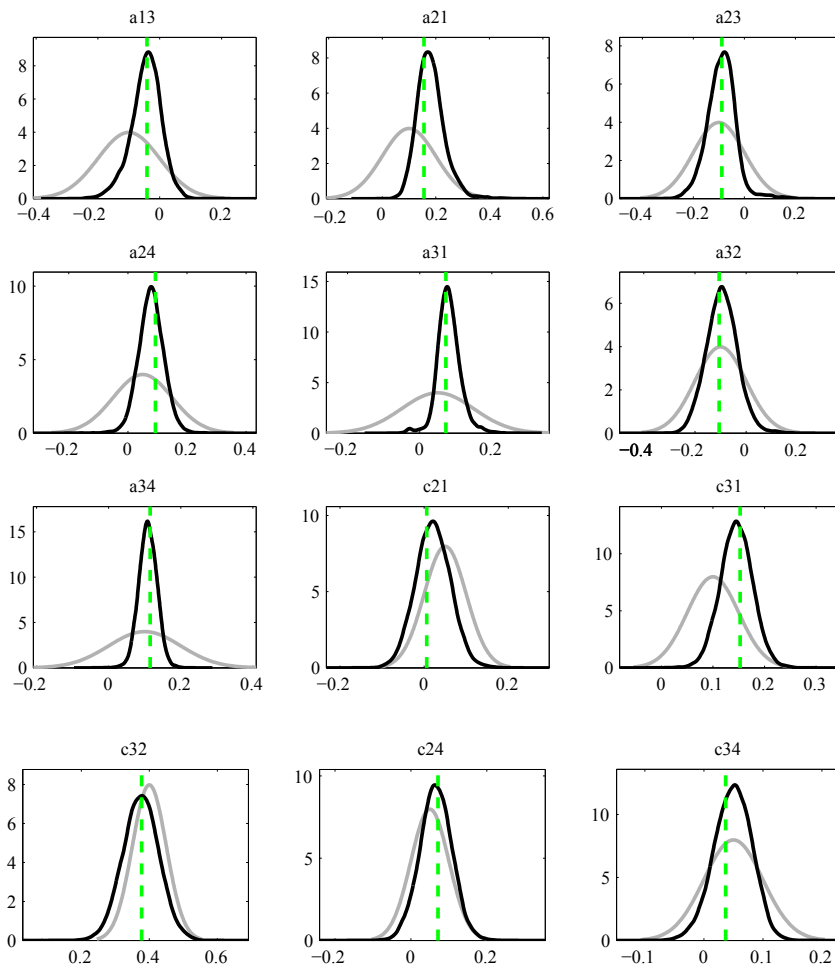
Piezīme. Vienības uz y ass izteiktas kā procentuālas novirzes no stabila līdzsvara stāvokļa (nov.; %), gada procentu punkti (APP) vai novirzes no līmeņa (līm. nov.).

B21. attēls

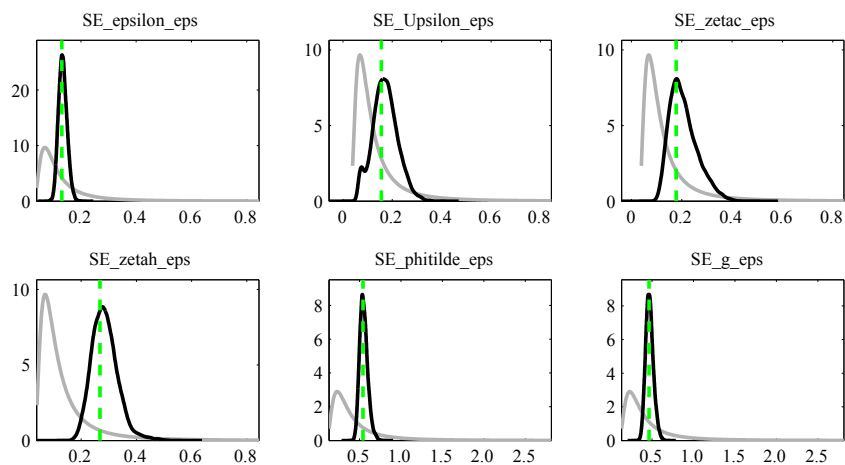
SVAR apriorie un aposteriorie parametri



Piezīme. Aprioro parametru sadalījums attēlots pelēkā krāsā, sadalījuma simulācija – melnā krāsā un aprēķinātie aposteriorie parametri – zaļā krāsā (pārtraukta līnija).

*B21. attēls (turpinājums)***SVAR apriorie un aposteriorie parametri**

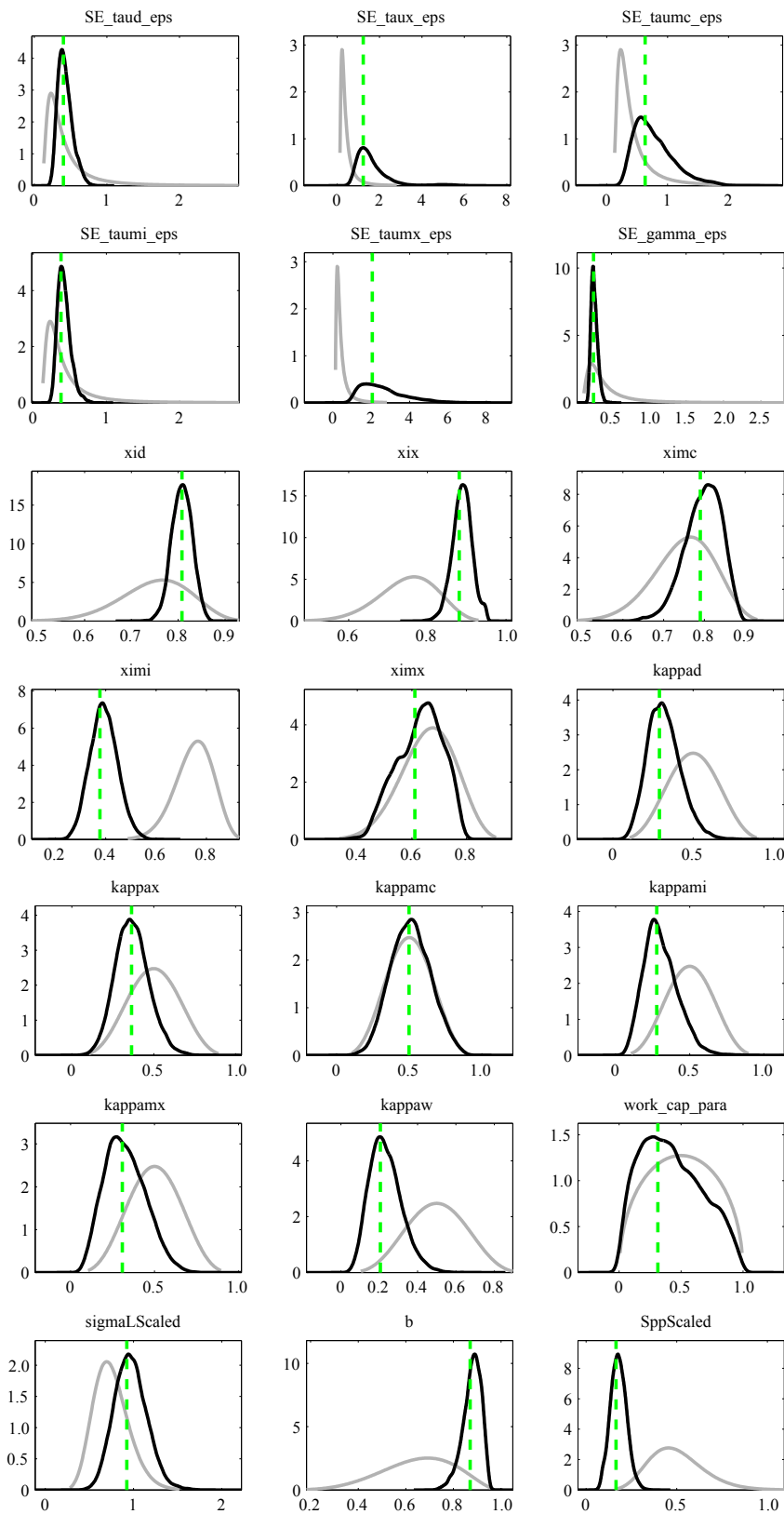
Piezīme. Aprioro parametru sadalījums attēlots pelēkā krāsā, sadalījuma simulācija – melnā krāsā un aprēķinātie aposteriorie parametri – zaļā krāsā (pārtraukta līnija).

*B22. attēls***Apriorie un aposteriorie parametri**

Piezīme. Pilns modelis. Aprioro parametru sadalījums attēlots pelēkā krāsā, sadalījuma simulācija – melnā krāsā un aprēķinātie aposteriorie parametri – zaļā krāsā (pārtraukta līnija).

B22. attēls (turpinājums)

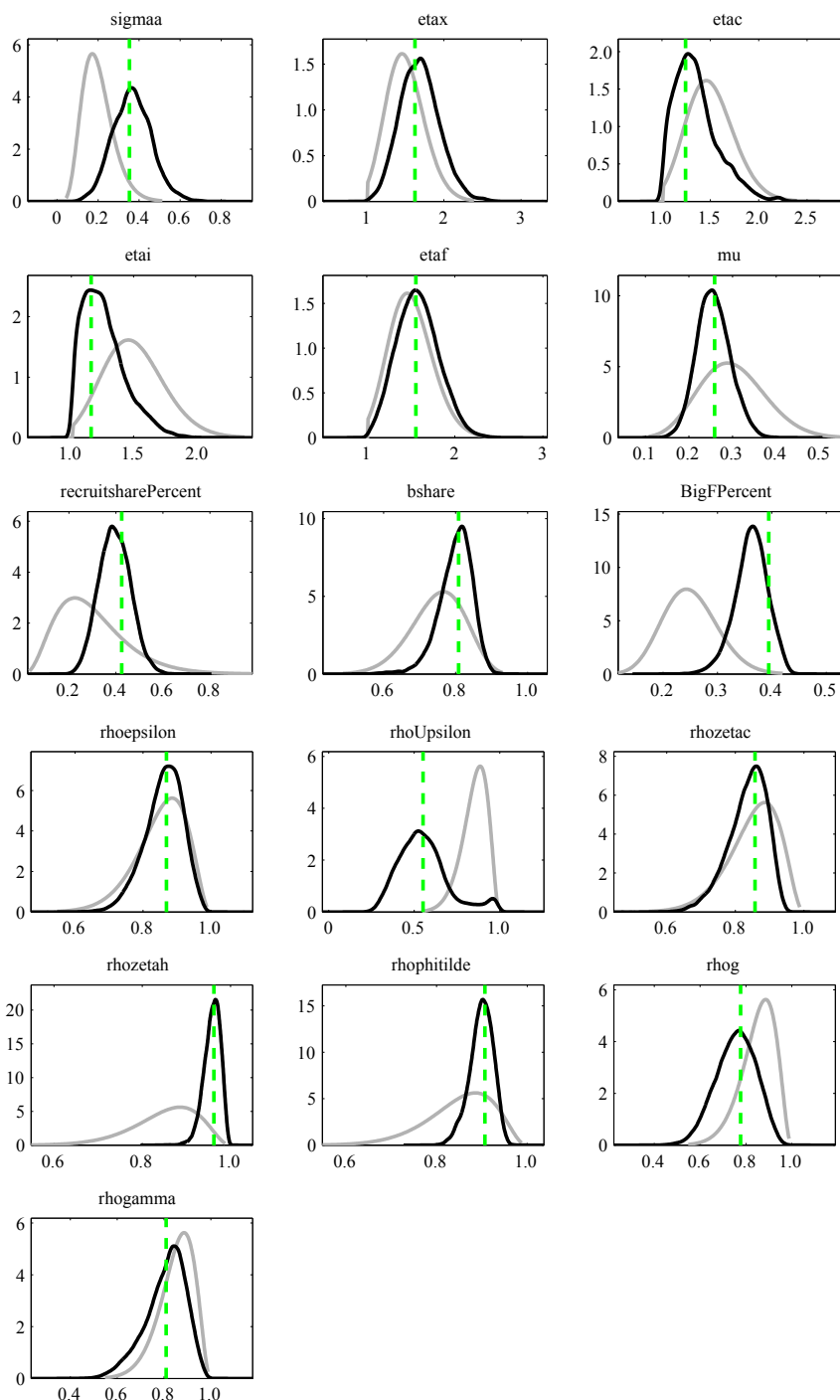
Apriorie un aposteriorie parametri



Piezīme. Pilns modelis. Aprioro parametru sadalījums attēlots pelēkā krāsā, sadalījuma simulācija – melnā krāsā un aprēķinātie aposteriorie parametri – zaļā krāsā (pārtraukta līnija).

B22. attēls (turpinājums)

Apriorie un aposteriorie parametri



Piezīme. Pilns modelis. Aprioro parametru sadalījums attēlots pelēkā krāsā, sadalījuma simulācija – melnā krāsā un aprēķinātie aposteriorie parametri – zaļā krāsā (pārtraukta līnija).

C pielikums MODELIS

Šajā pielikumā sniegta detalizēta informācija tikai par modeļa darba bloku. Pamatbloka un finanšu frikciju bloka sīkāku izklāstu sk. G. Buša pētījumā (7).

C1. Nodarbinātības frikciju bloks

Šajā pielikumā darba tirgus modelis pamatblokā aizstāts ar darbvietu meklēšanas un atbilstības struktūru, ko izstrādāja D. T. Mortensens un K. A. Pisaridis (24), R. E. Hols (18; 19) un R. Šimers (26; 27) un lielākā modelī ieviesa CTW. Līdzīgi, piemēram, dHRW (16), pieļaujama endogēna darbinieku atlaišana. Viena no šāda modelēšanas veida implikācijām ir lielāks bezdarba līmeņa svārstīgums. Turklāt Kalvo frikciju vietā izmantotas Teilora veida algu frikcijas, jo empīriski algu līgumi normāli tiek slēgti uz noteiktu laiku un arī tāpēc, ka šādi tiek nodrošināta iespēja turpmākos algu vienošanās līgumos vienmēr algu līmeni saglabāt vienošanās ietvaros.

C1.1. Īss modeļa izklāsts

Modelī izmantota homogēnu preču ražošanas Diksita–Štiglica specifikācija. Reprezentatīvs konkurētspējīgs mazumtirdzniecības uzņēmums konvertē diferencētas starppatēriņa preces homogēnā precē. Starppatēriņa preces piegādā monopolisti, kuri konkurētspējīgos faktoru tirgos pērk darbaspēku un kapitāla pakalpojumus. Pieņem, ka starppatēriņa preču uzņēmumi pakļauti tādām pašām Kalvo cenu noteikšanas frikcijām kā pamatblokā.

Pamatbloka homogēnos darba pakalpojumus konkurētspējīgam darba tirgum nodrošina darbaspēka kontrahenti (*labor contractors*), kuri kombinē viņiem mājāsaimniecību monopolistiski sniegtos specializētos darbaspēka pakalpojumus. Šajā modelī netiek izmantota specializētu darbaspēka pakalpojumu abstrakcija. Darba pakalpojumus homogēnam darba tirgum, kur tos pērk starppatēriņa preču ražotāji, sniedz nodarbinātības aģentūras. Šāda pārmaiņa neietekmē ar homogēnas preces ražošanu saistītos līdzsvara nosacījumus. Nodarbinātības aģentūrās notiek visas galvenās darba tirgus aktivitātes, t.sk. vakanču izziņošana, atlaišana, vienošanās sarunas, darba veikšanas intensitātes līmeņa noteikšana.

Katrā mājāsaimniecībā ir daudz nodarbināto, un katrs no tiem ir darba tirgus dalībnieks²⁶. Nodarbinātais perioda sākumā ir bezdarbnieks vai kādas noteiktas aģentūras darbinieks. Nenodarbinātie iesaistās nevadītos darba meklējumos. Varbūtība atrast darbu kādā no aģentūrām ir proporcionāla aģentūras pūliņiem piesaistīt darbiniekus. Darbiniekus no aģentūras atlaiž eksogēnu apstākļu dēļ vai tāpēc, ka notiek aktīva darbaspēka samazināšana. Darbinieki pāriet no bezdarba uz nodarbinātību, un nenotiek pāreja no vienas aģentūras citā.

Notikumi nodarbinātības aģentūras periodā risinās šādi. Katrai nodarbinātības aģentūrai perioda sākumā ir noteikts nodarbināto kopums. To tūlīt samazina eksogēnas atlaišanas un palielina jaunpienācēji, atspoguļojot aģentūras darbinieku

²⁶ Patiesībā darba tirgus līdzdalības rādītājs arī mainās. Lai to ņemtu vērā, pirms izmantošanas modelī šā pētījuma autors centies koriģēt bezdarba datus ar līdzdalības datiem. Iegūtie rezultāti rāda, ka salīdzinājumā ar bezdarba līmeņa kopējām novirzēm atšķirība starp koriģētiem un nekoriģētiem bezdarba datiem ir samērā neliela, tāpēc korekcijas ar līdzdalības līmeni netiek ņemtas vērā. CTW (10) endogenizē darbaspēka līdzdalības līmeni.

piesaistīšanas pūliņus iepriekšējā periodā. Tad realizējās tautsaimniecībai kopējie šoki.

Šajā posmā tiek noteikts katras aģentūras algu līmenis. Vienošanās kārtība ir sadrumstalota – katrs darbinieks atsevišķi veic vienošanās sarunas ar nodarbinātības aģentūras pārstāvi.

Aģentūras pastāvīgi iedala N vienāda lieluma kohortās, un katrā periodā $1/N$ aģentūras nosaka jaunu algu, izmantojot Neša algu vienošanos. Kad jaunā alga noteikta, tā turpmākajos $N - 1$ periodos attīstās atbilstoši [3] un [4] vienādojumam:

$$W_{j,t+1} = \tilde{\pi}_{w,t+1} W_{j,t} \quad [3],$$

$$\tilde{\pi}_{w,t+1} = (\pi_t^c)^{\kappa_w} (\bar{\pi}_{t+1}^c)^{1-\kappa_w-\bar{u}_w} (\tilde{\pi})^{\bar{u}_w} (\mu_{z+})^{\vartheta_w} \quad [4].$$

Periodā vienošanās ceļā noteiktā alga attiecas uz visiem aģentūrā nodarbinātajiem visos turpmākajos $N - 1$ periodos, pat uz tiem, kas uzsāks darba attiecības vēlāk.

Pēc tam uz katru darbinieku tiek attiecināts idiosinkrātisks produktivitātes šoks. Nosaka produktivitātes sliekšni, un darbiniekus ar zemāku produktivitātes līmeni atlaiž. No tehniskā viedokļa šāda modelēšana ir līdzīga uzņēmēja idiosinkrātiskā riska un bankrota modelēšanai. Aplūkoti divi produktivitātes sliekšņa noteikšanas mehānismi. Viens mehānisms pamatojas uz darbinieka un darba devēja kopējo guvumu, bet otrs mehānisms – tikai uz nodarbinātības aģentūras interesēm.

Pēc endogēna atlaišanas lēmuma pieņemšanas nodarbinātības aģentūra izziņo vakances un precīzi izvēlas darbaspēka intensīvo attīstību, nodarbinātības aģentūrai sniegto darba pakalpojumu robežvērtību pielīdzinot papildu darbinieka robežizmaksām. Šajā brīdī nodarbinātības aģentūra piedāvā darbaspēku darba tirgū.

Tālāk dažādas darba tirgus aktivitātes analizētas sīkāk. Par sākumpunktu ņemts perioda beigās pieņemtais lēmums, pēc tam virzoties atpakaļ pie vienošanās problēmas, jo tā ietver visu, kas seko pēc tam.

C1.2. Viena nodarbinātā nostrādāto stundu skaits

Darbaspēka piedāvājuma intensīvā attīstība izvēlēta, lai pielīdzinātu nodarbinātības aģentūrai sniegto darba pakalpojumu vērtību papildu darbinieka izmaksām. Lai to izskaidrotu, aplūkota mājsaimniecības lietderības funkcija, kas ir etalonmodeļa attiecīgās funkcijas modificēta versija:

$$E_t \sum_{l=0}^{\infty} \beta^{l-t} \{ \zeta_{t+l}^c \log(C_{t+l} - bC_{t+l-1}) - \zeta_{t+l}^h A_L \left[\sum_{i=0}^{N-1} \frac{(\zeta_{i,t+l})^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L} [1 - \mathcal{F}(\bar{a}_{t+l}^i; \sigma_{a,t+l})] l_{t+l}^i \right] \} \quad [5],$$

kur $i \in \{0, \dots, N - 1\}$ indeksē kohortu, pie kuras pieder nodarbinātības aģentūra. $i = 0$ indekss atbilst kohortai, kuras nodarbinātības aģentūra atkārtoti vienojas par algu līmeni attiecīgajā periodā, $i = 1$ atbilst kohortai, kas to darīja iepriekšējā periodā, utt. l_t^i apzīmē darbinieku skaitu i kohortā pēc tam, kad notikusi eksogēna atlaišana un jaunu darbinieku ierašanās no bezdarbnieku vidus; a_t^i apzīmē idiosinkrātisku produktivitātes šoku, kas izvēlēts darbiniekam i kohortā; $\bar{a}_t^i$ ir endogēni noteikts sliekšnis (*cut-off*), kas nosaka, ka visi nodarbinātie, kam $a_t^i < \bar{a}_t^i$, no uzņēmuma tiek atlaisti.

Savukārt

$$\mathcal{F}_t^i = \mathcal{F}(\bar{a}_t^i; \sigma_{a,t}) = \int_0^{\bar{a}_t^i} d\mathcal{F}(a; \sigma_{a,t}) \quad [6]$$

apzīmē idiosinkrātiskas produktivitātes kumulatīvo sadalījuma funkciju. Pieņem, ka $\mathcal{F}$ ir normalizēts ar logaritmu, kur $E(a) = 1$ un $V(\log(a)) = \sigma_a^2$. Tādējādi

$$[1 - \mathcal{F}_t^i]_{t_t}^i \quad [7]$$

apzīmē to darbinieku skaitu i -tās kohortas nodarbinātības aģentūrā, kas saglabājas pēc endogēnās atlaišanas.

Ar $\zeta_{i,t}$ apzīmēts stundu skaits, ko nostrādā viens darbinieks i -tajā kohortā. Tas, ka $\zeta_{i,t}$ ir bez indeksa a , atspoguļo pieņēmumu, ka visi darbinieki, kas nav atlaisti sakarā ar endogēnajām atlaišanām i kohortā, strādā vienādu stundu skaitu, neraugoties uz katra darbinieka idiosinkrātiskās produktivitātes līmeni. Pieņēmumu varētu skaidrot ar to, ka jebkāda stundu un idiosinkrātiskās produktivitātes sasaiste varētu mudināt nodarbinātos manipulēt ar reālo vai domājamo produktivitāti, to pazeminot. Nodarbinātā, kas nostrādā $\zeta_{i,t}$ stundas, nelietderību (*disutility*) izsaka šādi:

$$\zeta_t^h A_L \frac{(\zeta_{i,t})^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L}.$$

Mājsaimniecību lietderības funkcijā ([5] izteiksme) apkopota nelietderība, ar ko saskaras nodarbinātie katrā kohortā.

Lai gan atsevišķa nodarbinātā darba tirgus pieredzi, t.i., nodarbinātā vai bezdarbnieka statusu, nosaka idiosinkrātiski šoki, katrā mājsaimniecībā ir pietiekami daudz nodarbināto, lai kopējā nodarbināto daļa

$$L_t = \sum_{i=0}^{N-1} [1 - \mathcal{F}_t^i]_{t_t}^i,$$

kā arī starp dažādām kohortām sadalīto nodarbināto daļas $[1 - \mathcal{F}_t^i]_{t_t}^i$, $i = 0, \dots, N - 1$ visām mājsaimniecībām būtu vienādas. Pieņemts, ka visu mājsaimniecības nodarbināto piedāvājums darba tirgū ir neelastīgs, t.i., darbaspēka līdzdalības līmenis ir nemainīgs.

Mājsaimniecības ienākumi no dalības darba tirgū izteikti šādi:

$$(1 - \tau^y)(1 - L_t)P_t b^u z_t^+ + \sum_{i=0}^{N-1} W_t^i [1 - \mathcal{F}_t^i]_{t_t}^i \zeta_{i,t} \frac{1 - \tau^y}{1 + \tau^w} \quad [8],$$

kur W_t^i ir $i = 0, \dots, N - 1$ kohortā nodarbināto nominālā algas likme. Loceklis ar b^u parametru liecina par pieņēmumu, ka bezdarbnieki $1 - L_t$ saņem maksājumu pirms nodokļu samaksas par galapatēriņa precēm $b^u z_t^+$. Šādus bezdarbnieka pabalstus finansē fiksētas summas nodokļu maksājumi (*lump sum taxes*). Tāpat kā pamatmodelī, arī šajā modelī ir darba ienākuma nodoklis τ_y un algu nodoklis τ^w , kas ietekmē algas apjomu pēc nodokļu atskaitījumiem.

W_t apzīmē cenu jeb "ēnu algu" (*shadow wage*), ko nodarbinātības aģentūras saņem par vienas vienības (efektīva) darba pakalpojuma sniegšanu starppatēriņa preču ražotājiem. Tā ir nodarbinātības aģentūras robežpeļņa (*marginal gain*), ko tā gūst, ja atsevišķs darbinieks palielina darbā pavadīto laiku par vienu (efektīvu) vienību. Tā kā nodarbinātības aģentūra darba pakalpojumu sniegšanā ir konkurētspējīga, tā

pieņem W_t kā jau dotu, kas līdzsvara stāvoklī atbilst darba robežproduktam un ar [9] un [10] izteiksmes starpniecību tiek saistīts ar starppatēriņa preču ražotāju robežizmaksām:

$$mc_t = \tau_t^d \left(\frac{1}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{1}{\alpha} \right)^\alpha (r_t^k)^\alpha (\bar{w}_t R_t^f)^{1-\alpha} \frac{1}{\varepsilon_t} \quad [9],$$

$$mc_t = \tau_t^d \frac{(\mu_{\Psi,t})^\alpha \bar{w}_t R_t^f}{\varepsilon_t (1-\alpha) \left(\frac{k_{i,t}}{\mu_{Z^+,t} H_{i,t}} \right)^\alpha} \quad [10].$$

Realitātē tās ir papildu nostrādātas stundas, ko kādam uzņēmumam nodrošina cilvēkresursu nodaļa, ēnu vērtība.

Pieņem, ka viena nodarbinātā darba stundu skaitu izvēlas tā, lai pielīdzinātu nodarbinātā darba robežizmaksas aģentūras robežguvumam:

$$W_t G_t^i = \zeta_t^h A_L \zeta_{i,t}^{\sigma_L} \frac{1}{v_{t_{1+\tau^w}}} \quad [11],$$

ja $i = 0, \dots, N-1$, kur G_t^i apzīmē to darbinieku gaidāmo produktivitāti, kuri netiek atlaisti sakarā ar endogēnu atlaišanu:

$$G_t^i = \frac{\varepsilon_t^i}{1 - \mathcal{F}_t^i} \quad [12],$$

kur

$$\mathcal{E}_t^i = \mathcal{E}(\bar{a}_t^i; \sigma_{a,t}) := \int_{\bar{a}_t^i}^{\infty} a d\mathcal{F}(a; \sigma_{a,t}) \quad [13].$$

Lai saprastu izteiksmi [11] vienādojuma labajā pusē, jāņem vērā, ka lietderības izteiksmē atsevišķa nodarbinātā, kas par vienu vienību palielina nostrādātās stundas, robežizmaksas ir $\zeta_t^h A_L \zeta_{i,t}^{\sigma_L}$. Tās konvertē valūtas vienībās, dalot ar mājsaimniecības nominālā budžeta ierobežojuma reizinātāju v_t un nodokļu slogu $(1 - \tau^y)/(1 + \tau^w)$. [11] vienādojuma kreisā pusē parāda nodarbinātības aģentūras ieņēmumu pieaugumu, ja nostrādāto stundu skaits palielinās par vienu vienību. [12] vienādojumā dalīšana ar $1 - \mathcal{F}_t^i$ nepieciešama tāpēc, lai gaidas atkarībā no $a > \bar{a}_t^i$ ir saistītas ar a sadalījumu.

Darba intensitāte dažādās kohortās potenciāli atšķiras, tāpēc ka G_t^i tiek indeksēts atbilstoši kohortām. Ja algu likmes nosaka ar Neša algu vienošanos, jāņem vērā, ka darba intensitāti aprēķina saskaņā ar [11] vienādojumu un ka darbinieki endogēni atšķirsies. Jāievēro, ka darba intensitāte saskaņā ar [11] vienādojumu ir efektīva un to neietekmē vienošanās ceļā noteiktā alga un tās neelastība.

C.1.3. Vakances un nodarbinātības aģentūras problēma

i -tās kohortas nodarbinātības aģentūra nosaka, cik darbinieku tai būs $t+1$ periodā, izvēloties vakances v_t^i . Ar v_t^i saistītās izmaksas izsaka kā

$$\frac{\kappa_Z^+}{\varphi} \left(\frac{Q_t^i v_t^i}{[1 - \mathcal{F}_t^i] l_t^i} \right)^\varphi [1 - \mathcal{F}_t^i] l_t^i$$

iekšzemes homogēnas preces vienības. Parametrs $\varphi > 1$ nosaka izmaksu funkcijas līknes izliekumu. Pieņem, ka darbaspēka korekcijas saistītas ar konveksām

izmaksām, jo lineāras izmaksas liecinātu par nenoteiktību, tāpat kā dinamiska algu dispersija nozīmē, ka darbinieku izmaksas visās aģentūrās ir heterogēnas, bet labums no papildu darbinieka ir vienāds visās aģentūrās. $\kappa z_t^+/\varphi$ ir izmaksu parametrs, par kuru pieņem, ka tas pieaug tādā pašā tempā kā tautsaimniecība kopumā, un iepriekš norādīts, ka $[1 - \mathcal{F}_t^i]l_t^i$ apzīmē darbinieku skaitu i -tajā kohortā pēc tam, kad notikušas endogēnas atlaišanas. Q_t ir varbūtība, ka kāda no izziņotajām vakancēm ir aizpildīta; tas ir lielums, kas katrai nodarbinātības aģentūrai ir eksogēns. Ja $\iota = 1$, izmaksas ir darbā pieņemto cilvēku skaita, nevis izziņoto vakancu skaita, funkcija. Tādējādi $\iota = 1$ norāda uz darbaspēka korekciju iekšējām izmaksām (piemēram, mācībām), bet ne darba meklējumu izmaksām. Aplūkosim šoku, kas rada ekonomisko ekspansiju un reizē veicina vakancu aizpildīšanas varbūtības Q_t samazināšanos. Ekspansija būs mazāka modelī, kurā uzsvars vērsts uz darba meklējumu izmaksām ($\iota = 0$), nekā modelī ar uzsvaru uz iekšējām izmaksām ($\iota = 1$).

Lai detalizētāk raksturotu nodarbinātības aģentūru vakancu lēmumus, nepieciešama to mērķa funkcija. Vispirms aplūko $F(l_t^0, \omega_t)$, t.i., reprezentatīvas nodarbinātības aģentūras vērtības funkciju $i = 0$ kohortā, kas attiecīgajā periodā veic algu pārrunas. F argumenti ir aģentūras darbinieki pēc perioda sākuma eksogēnām atlaišanām un jaunu darbinieku pieņemšanas l_t^0 , kā arī nominālās algu likmes ω_t patvaļīgi izvēlēta vērtība. Tātad tiek aplūkota uzņēmuma optimizācijas problēmas vērtība pēc tam, kad noteikta algu likme.

Pieņem, ka uzņēmums izvēlas īpašu vienveidīgu vakancu izziņošanas pārveidojumu, ko apzīmē ar $\tilde{v}_t^i$:

$$\tilde{v}_t^i = \frac{Q_t^i v_t^i}{(1 - \mathcal{F}_t^i)l_t^i}.$$

Aģentūras jaunu darbinieku pieņemšanas līmeni χ_t^i attiecina pret $\tilde{v}_t^i$, izmantojot:

$$\chi_t^i = Q_t^{1-\iota} \tilde{v}_t^i \quad [14].$$

Lai konstruētu $F(l_t^0, \omega_t)$, nepieciešams atvasināt uzņēmuma darbaspēka kustības likumu (*law of motion*) algu līguma periodā. i -tās kohortas reprezentatīvas aģentūras darbaspēku $t + 1$ perioda t laikā izsaka ar l_{t+1}^{i+1} . Šis darbaspēks atspoguļo t perioda endogēnas atlaišanas, kā arī eksogēnas atlaišanas un jaunu darbinieku pieņemšanu $t + 1$ perioda sākumā. Ar ρ apzīmēta varbūtība, ka attiecīgajai nodarbinātības aģentūrai perioda sākumā piesaistīts atsevišķs darbinieks netiek atlaists sakarā ar eksogēnu atlaišanu. Tādā gadījumā, ja darbā pieņemšanas likme ir χ_t^i ,

$$l_{t+1}^{j+1} = (\chi_t^j + \rho)(1 - \mathcal{F}_t^j)l_t^j \quad [15],$$

ja $j = 0, 1, \dots, N - 1$, saprotot, ka $j = N$ jāinterpretē kā $j = 0$.

Uzņēmuma vērtības funkcija ir šāda:

$$\begin{aligned} F(l_t^0, \omega_t) = & \sum_{j=0}^{N-1} \beta^j E_t \frac{v_{t+j}}{v_t} \max_{(\tilde{v}_{t+j}^j, \tilde{a}_{t+j}^j)} [\int_{\tilde{a}_{t+j}^j}^{\infty} (W_{t+j}a - \Gamma_{t,j}\omega_t)\varsigma_{j,t+j}d\mathcal{F}(a) \\ & - P_{t+j} \frac{\kappa z_{t+j}^+}{\varphi} (\tilde{v}_{t+j}^j)^\varphi (1 - \mathcal{F}_{t+j}^j)] l_{t+j}^j \\ & + \beta^N E_t \frac{v_{t+N}}{v_t} F(l_{t+N}^0, \tilde{W}_{t+N}) \end{aligned} \quad [16],$$

kur l_t^j izvērs atbilstoši [15] vienādojumam, $\varsigma_{j,t}$ atbilst [11] vienādojumam un

$$\Gamma_{t,j} = \begin{cases} \tilde{\pi}_{w,t+j} \cdots \tilde{\pi}_{w,t+1}, & j > 0 \\ 1 & j = 0 \end{cases} \quad [17],$$

kur $\tilde{\pi}_{w,t}$ ir definēts [4] vienādojumā. Jāatceras, ka W_{t+j} izsaka cenu, kas samaksāta nodarbinātības aģentūrai par vienas darbaspēka vienības piegādi starppatēriņa preču ražotājam $t+j$ periodā. Loceklis $\Gamma_{t,j}\omega_t$ izsaka algu likmi $t+j$ periodā, ja laikā t algu likme bijusi ω_t un $t+1, t+2, \dots, t+j$ periodos nav notikušas algu vienošanās sarunas. [16] izteiksmē $\tilde{W}_{t+N}$ izsaka Neša vienošanās ceļā noteikto algu (*bargaining wage*), par kuru notikušas sarunas $t+N$ periodā, t.i., tad, kad sākas nākamais sarunu raunds. Laikā t aģentūru raksturo no stāvokļa $t+N$ atkarīga funkcija, kurā $\tilde{W}_{t+N}$ ir jau dots. Nodarbinātības aģentūras vakanču lēmums atbilst [16] izteiksmes maksimizēšanas problēmu.

No [16] izteiksmes izriet, ka $F(l_t^0, \omega_t)$ ir lineārs l_t^0 :

$$F(l_t^0, \omega_t) = J(\omega_t)l_t^0 \quad [18],$$

kur $J(\omega_t)$ nav l_t^0 funkcija un ir uzņēmuma, kas attiecīgajā periodā veic algu vienošanās sarunas, guvums no atsevišķa darbinieka atbilstības, kad esošā algas likme ir ω_t . Lai gan vēlāk periodā darbinieki idiosinkrātiska produktivitātes šoka ietekmē kļūst heterogēni, tas, ka izlase (*draw*) laika gaitā ir i.i.d., nozīmē, ka visi darbinieki, novērtējot [18] vienādojumu, ir identiski.

C1.4. Darbinieka vērtības funkcijas

Lai varētu analizēt endogēnu atlaišanas lēmumu un algu vienošanās sarunu problēmu, jāiegūst atsevišķa darbinieka vērtības funkcija. Algu vienošanās sarunu problēmas risināšanai nepieciešama darbinieka vērtības funkcija, pirms darbinieks uzzina, kāda ir viņa idiosinkrātiskas produktivitātes izvēle (*idiosyncratic productivity draw*). Savukārt saistībā ar endogēno atlaišanas problēmu jāzina darbinieka vērtības funkcija pēc tam, kad viņš nav atlaists sakarā ar endogēno atlaišanu. Abu problēmu risinājumam nepieciešams zināt, kā darbinieks vērtē bezdarbu.

V_t^i apzīmē t perioda darba vērtību aģentūrā i kohortas sastāvā pēc tam, kad darbinieks saglabājis darbu pēc šajā periodā notikušās endogēnās atlaišanas:

$$V_t^i = \Gamma_{t-i,i} \tilde{W}_{t-i} \varsigma_{i,t} \frac{1-\tau^y}{1+\tau^w} - A_L \frac{\zeta_t^h \varsigma_{i,t}^{1+\sigma_L}}{(1+\sigma_L)v_t} + \beta E_t \frac{v_{t+1}}{v_t} [\rho(1 - \mathcal{F}_{t+1}^{i+1})V_{t+1}^{i+1} + (1 - \rho + \rho\mathcal{F}_{t+1}^{i+1})U_{t+1}] \quad [19],$$

ja $i = 0, 1, \dots, N-1$, kur $\tilde{W}_{t-i}$ apzīmē algu, par kuru bija panākta vienošanās i periodos pagātnē, un $\Gamma_{t-i,i} \tilde{W}_{t-i}$ ir alga, ko i kohortas darbinieki saņēma t periodā. Abi locekļi pēc vienošanās [19] izteiksmē apzīmē darbinieka lietderību t periodā, kas konvertēta naudas vienībās. Kvadrātiekvāds dotais loceklis [19] izteiksmē atbilst $t+1$ periodā pasaulē iespējamo valstu lietderībai. Darbinieka varbūtību saglabāt darbu eksogēnas un endogēnas atlaišanas $t+1$ periodā izsaka $\rho(1 - \mathcal{F}_{t+1}^{i+1})$, un tādā gadījumā tās vērtības funkcija $t+1$ laikā ir V_{t+1}^{i+1} . Ar papildu varbūtību $1 - \rho(1 - \mathcal{F}_{t+1}^{i+1})$ darbinieks pāriet bezdarbnieka statusā $t+1$, un viņa lietderība ir U_{t+1} .

Naudas vienībās izteikta bezdarba vērtība t periodā ir šāda:

$$U_t = P_t z_t^+ b^u (1 - \tau^y) + \beta E_t \frac{v_{t+1}}{v_t} [f_t V_{t+1}^x + (1 - f_t) U_{t+1}] \quad [20],$$

kur f_t ir varbūtība, ka nenodarbinātais iegūs darbu $t + 1$ periodā, V_{t+1}^x ir nodarbinātā, kas zina, ka $t + 1$ perioda sākumā viņš atbilda kādas viņam nezināmas nodarbinātības aģentūras prasībām, vērtības funkcija $t + 1$ periodā. Specifiski

$$V_{t+1}^x = \sum_{i=0}^{N-1} \frac{\chi_t^i (1 - \mathcal{F}_t^i) l_t^i}{m_t} \tilde{V}_{t+1}^{i+1} \quad [21],$$

kur kopējo jauno atbilstošo darbinieku skaitu m_t perioda $t + 1$ sākumā izsaka šādi:

$$m_t = \sum_{j=0}^{N-1} \chi_t^j (1 - \mathcal{F}_t^j) l_t^j \quad [22].$$

[21] vienādojumā $\chi_t^i (1 - \mathcal{F}_t^i) l_t^i / m_t$ izsaka varbūtību atrast darbu $t + 1$ laikā kādā no i kohortai piederošām aģentūrām t periodā. Tas ir pareizs varbūtības sadalījums, jo ir pozitīvs katrai i kohortai, un tā summa atbilstoši [22] vienādojumam ir vienība.

[21] vienādojumā $\tilde{V}_{t+1}^{i+1}$ ir analogs V_{t+1}^{i+1} , izņemot to, ka pirmo definē, pirms nodarbinātais uzzina, vai saglabā darbu pēc endogēna produktivitātes samazinājuma, bet otro – pēc darba saglabāšanas. $i + 1$ periodā $\tilde{V}_{t+1}^{i+1}$ parādās augšraksts tāpēc, ka [21] vienādojumā varbūtības attiecas uz noteiktas aģentūru kohortas darbībām t periodā, bet šīs kohortas indekss $t + 1$ periodā tiek paaugstināts par vienību.

Ar [20] vienādojumu definētais U_t pilnveidots, formāli definējot $\tilde{V}_t^j$:

$$\tilde{V}_t^j = \mathcal{F}_t^j U_t + (1 - \mathcal{F}_t^j) V_t^j \quad [23],$$

t.i., perioda sākumā nodarbinātajam ir $\mathcal{F}_t^j$ varbūtība atgriezties bezdarbnieka statusā un papildu varbūtība palikt uzņēmumā un saņemt algu t periodā.

C1.5. Atlaišanas lēmums

Šajā nodaļā aplūkots atlaišanas lēmums, ko pieņem $j = 0$ kohortas reprezentatīva aģentūra, kas attiecīgajā periodā atkārtoti veic algu vienošanās sarunas. Visas citas kohortas šādus lēmumus pieņem līdzīgi. Tieši pirms nodarbināto idiosinkrātiskās nenoteiktības materializēšanās $j = 0$ kohortas reprezentatīvajai aģentūrai piesaistīto nodarbināto skaits ir l_t^0 . Katram l_t^0 nodarbinātajam no kumulatīvās sadalījuma funkcijas $\mathcal{F}$ neatkarīgi noteikta produktivitāte a . Nodarbinātie, kuru produktivitātes līmenis ir zemāks par produktivitātes a sliekšni $\bar{a}_t^0$, tiek atbrīvoti no aģentūras, bet pārējie nodarbinātie paliek. Produktivitātes sliekšni izvēlas reprezentatīvā aģentūra, pieņemot kā dotus visus ārpus aģentūras noteiktos mainīgos. Tiek apsvērti alternatīvi kritēriji $\bar{a}_t^0$ izvēlei. Dažādi kritēriji atbilst dažādiem svāriem, ko izmanto aģentūras guvuma un tai piesaistīto kohortas l_t^0 darbinieku guvuma svēršanai.

Reprezentatīvās aģentūras visu nodarbināto l_t^0 kopējais papildu guvums izteikts šādi:

$$(V_t^0 - U_t)(1 - \mathcal{F}_t^0) l_t^0 \quad [24].$$

Jāņem vērā, ka katrs darbinieks no $1 - \mathcal{F}_t^0$ nodarbināto daļas ar $a \geq \bar{a}_t^0$, kas paliek aģentūrā, gūst vienādu papildu guvumu $V_t^0 - U_t$. $\mathcal{F}_t^0$ daļas no nodarbinātajiem l_t^0 ,

kas tiek atlaisti, guvums ir nulle. Objekts $\mathcal{F}_t^0$ ir funkcija no $\bar{a}_t^0$, kā norādīts [6] izteiksmē.

Reprezentatīvās aģentūras papildu guvums pirms idiosinkrātiskas nodarbināto nenoteiktības materializēšanās, ja darbaspēks ir l_t^0 , sniegts [16] izteiksmē. Saskaņā ar [18] vienādību aģentūras papildu guvumu uz vienu nodarbināto kohortā l_t^0 izsaka $J(\omega_t)$, un tā struktūra ir šāda:

$$J(\omega_t) = \max_{\bar{a}_t^0} \tilde{J}(\omega_t; \bar{a}_t^0)(1 - \mathcal{F}_t^0),$$

kur

$$\tilde{J}(\omega_t; \bar{a}_t^0) = \max_{\tilde{v}_t^0} \left\{ (W_t G_t^0 - \omega_t) \varsigma_{0,t} - P_t z_t^+ \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_t^0)^\varphi + \beta \frac{v_{t+1}}{v_t} (\chi_t^0 + \rho) J_{t+1}^1(\omega_t) \right\} \quad [25]$$

apzīmē vērtību, kāda ir kohortas 0 aģentūrā nodarbinātajam pēc tam, kad notikusi endogēna atlaišana. Locekļu χ_t^0 un $\tilde{v}_t^0$ attiecību izsaka [14] vienādojums. Tādējādi reprezentatīvās aģentūras ar darbaspēku l_t^0 , kas izteikts kā patvaļīgi izvēlētas vērtības $\bar{a}_t^0$ funkcija, guvums ir:

$$\tilde{J}(\omega_t; \bar{a}_t^0)(1 - \mathcal{F}_t^0) \quad [26].$$

Šī izteiksme parāda divus veidus, kā $\bar{a}_t^0$ ietekmē uzņēmuma peļņu: $\bar{a}_t^0$ ietekmē nodarbināto skaitu $1 - \mathcal{F}_t^0$ periodā t un to vidējo produktivitātes līmeni, kā arī nodarbinātā $\tilde{J}$ vērtību darba devējam. To, kā $\bar{a}_t^0$ ietekmē nodarbināto skaitu, var secināt no [6] izteiksmes. Lai gan sākotnēji var domāt, ka noteiktais sliekšnis ietekmē $\tilde{J}$ vairākos veidos, faktiski ietekme uz $\tilde{J}$ izpaužas ar divu minēto kanālu starpniecību.

Noteikts, ka guvuma kritērijs, kas nosaka $\bar{a}_t^0$ izvēli, ir nodarbināto guvuma un darba devēja guvuma svērtā summa, kas aprakstīta iepriekš:

$$[s_w(V_t^0 - U_t) + s_e \tilde{J}(\omega_t; \bar{a}_t^0)](1 - \mathcal{F}_t^0) l_t^0 \quad [27],$$

kur parametri $s_w, s_e \in \{0, 1\}$ pieļauj guvuma mēru daudzveidību. Ja $s_w = 0$ un $s_e = 1$, iegūst darba devēja guvumu (*employer surplus*). Ja $s_w = s_e = 1$, iegūst kopējo guvumu (*total surplus*). Attiecīgi darba devēja guvuma modelis ir tas, kurā $\bar{a}_t^0$ izvēlēts, lai optimizētu [27] izteiksmi ar $s_w = 0$, $s_e = 1$, un ar kopējā guvuma modeli optimizē [27] izteiksmi ar $s_w = s_e = 1$. Pirmās kārtas nosacījums iekšējam optimālajam variantam (*interior optimum*) ir šāds:

$$s_w V_t^{0'} + s_e \tilde{J}_{\bar{a}^0}(\omega_t; \bar{a}_t^0) = [s_w(V_t^0 - U_t) + s_e \tilde{J}(\omega_t; \bar{a}_t^0)] \frac{\mathcal{F}_t^{0'}}{1 - \mathcal{F}_t^0} \quad [28],$$

saskaņā ar kuru $\bar{a}_t^0$ izvēlēts, lai līdzsvarotu ietekmi uz guvumu intensīvās un ekstensīvās attīstības gadījumā. [28] vienādības kreisā puse raksturo ietekmi uz intensīvo attīstību: katra nodarbinātā, kas saglabājis darbu pēc darbvieta skaita samazināšanas, guvums palielinās reizē ar $\bar{a}_t^0$. Izteiksme vienādības labajā pusē attiecas uz ekstensīvo attīstību, t.i., guvuma zaudēšanu saistībā ar $\mathcal{F}_t^{0'}/(1 - \mathcal{F}_t^0)$ nodarbinātajiem, kas tiek atlaisti (jeb nesaglabā darbu pēc darbvieta skaita samazināšanas). Vienādojumi, kas raksturo $\bar{a}_t^j$, $j = 1, \dots, N - 1$ izvēli, būtībā ir tādi paši kā [28] vienādojums. Algu rezultāts ω_t [28] vienādojumā ir patvaļīgi pieņemts.

Tālāk pētījumā analizēta algu vienošanās problēma, kas nosaka ω_t vērtību.

C1.6. Algu vienošanās problēma

Vienošānās par algu notiek starp nodarbināto un aģentūras pārstāvi. Katrā sarunu raundā visu citu sarunu raudu rezultāti tiek pieņemti kā iepriekš doti. Tā kā katrs sarunu raunds ir individuāls, netiek ņemta vērā ietekme uz to nodarbināto algām, kuri uzsāks darba attiecības vienošanās līguma laikā vēlāk. Tiek pieņemts, ka šie nākamie nodarbinātie nākotnē vienkārši saņems vidējo algu, ko aprēķina atbilstoši visiem vienošanās sarunu raundiem. Tā kā visas vienošanās problēmas ir identiskas, katras vienošanās alga arī būs visos gadījumos vienāda, un tādējādi vidējā alga atbildīs algai, ko iegūs, atrisinot individuālās vienošanās sarunas. Tā kā katrs sarunu raunds ir individuāls, tajā tiek ignorēta arī algu vienošanās ietekme uz uzņēmuma pieņemtajiem lēmumiem par vakancēm un atlaišanu.

Neša algu vienošanās, ar kuru nosaka algu likmi, ir nodarbinātā guvuma un uzņēmuma guvuma kombinācija:

$$\max_{\omega_t} (\tilde{V}_t^0 - U_t)^\eta J(\omega_t)^{1-\eta},$$

kur uzņēmuma guvums $J(\omega_t)$ rāda, ka uzņēmuma vienošanās problēmas ārējā izvēle (*outside option*) ir nulle. Algu, kas atrisina šo problēmu, apzīmē ar $\tilde{W}_t$.

Līdz šim bija skaidri pieņemts, ka vienošanās ceļā noteiktā alga, ko maksā nodarbinātības aģentūra, kura nesen i periodos pagātnē atkārtoti veikusi algu vienošanās sarunas, vienmēr atbilst algu likmju diapazonam (*bargaining set*) $[\underline{w}_t^i, \bar{w}_t^i]$, $i = 0, 1, \dots, N - 1$. Tātad maksātā alga nav mazāka par attiecīgo darba samaksas zemāko līmeni (*reservation wage*) un nav augstāka par algu, ko gatava maksāt nodarbinātības aģentūra. Tas, ka pētījumā pieļauta endogēna atlaišana, kad kopējais vai darba devēja guvums no darbinieka atbilstības ir negatīvs, stingri negarantē, ka algas atrodas vienošanās diapazonā, t.i., ka gan darba devēja, gan darba ņēmēja guvums no atbilstības nav negatīvs, un tas jāpārbauda. Tādējādi pabeigts darba tirgus modeļa bloka apskats. Šis bloks modelī ievieš trīs jaunus šokus – η_t , $\sigma_{m,t}$ un $\sigma_{a,t}$.

C2. Mainīgo un funkcionālo formu mērogošana

Pētījumā veikta šāda mainīgo mērogošana. Tehnoloģiju neitrālais šoks ir z_t , un tā pieauguma temps – $\mu_{z,t}$:

$$\frac{z_t}{z_{t-1}} = \mu_{z,t}.$$

Mainīgais Ψ_t apzīmē investīcijām specifisku tehnoloģiju šoku, ko ērti izmantot, izsakot šādu investīcijām specifisku un neitrālu tehnoloģiju kopumu:

$$z_t^+ = \Psi_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} z_t,$$

$$\mu_{z^+,t} = \mu_{\Psi_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}} \mu_{z,t} \quad [29].$$

Kapitālu $\bar{K}_t$ un investīcijas I_t mērogo ar $z_t^+ \Psi_t$. Ārvalstu un iekšzemes izmaksas I_t ražošanā (attiecīgi I_t^d un I_t^f) mērogotas ar z_t^+ . Patēriņa preces (C_t^m importētās starppatēriņa preces, C_t^d iekšzemes starppatēriņa preces un C_t galapatēriņa preces) mērogotas ar z_t^+ . Valdības patēriņš, reālās alga un reālie ārvalstu aktīvi mērogoti ar z_t^+ . Eksporta (X_t^m apzīmē importētās starppatēriņa preces, ko izmanto eksporta

ražošanā, un X_t ir eksporta galapreces) mērogošanu veic ar z_t^+ . v_t ir iekšzemes valūtas ēnu vērtība mājstaimniecībai derīguma izteiksmē un $v_t P_t$ – homogēnas iekšzemes preces vienas vienības ēnu vērtība. Lai radītu stacionaritāti, pēdējā mainīgā vērtību reizina ar z_t^+ . $\bar{P}_t$ ir preces relatīvā cena sektorā. w_t apzīmē (Neša) algas, ko maksā nodarbinātajiem $\tilde{W}_t$, attiecību pret ēnu algu W_t , ko starppatēriņa preču ražotāji maksā nodarbinātības frikciju bloka nodarbinātības aģentūrām. Tādējādi iegūst:

$$\begin{aligned} k_{t+1} &= \frac{K_{t+1}}{z_t^+ \Psi_t}, \bar{k}_{t+1} = \frac{\bar{K}_{t+1}}{z_t^+ \Psi_t}, i_t^d = \frac{I_t^d}{z_t^+}, i_t = \frac{I_t}{z_t^+ \Psi_t}, i_t^m = \frac{I_t^m}{z_t^+}, \\ c_t^m &= \frac{c_t^m}{z_t^+}, c_t^d = \frac{c_t^d}{z_t^+}, c_t = \frac{c_t}{z_t^+}, g_t = \frac{G_t}{z_t^+}, \bar{w}_t = \frac{w_t}{z_t^+ P_t}, a_t := \frac{S_t A_{t+1}^*}{z_t^+ P_t}, \\ x_t^m &= \frac{X_t^m}{z_t^+}, x_t = \frac{X_t}{z_t^+}, \psi_{z^+,t} = v_t P_t z_t^+, (y_t =) \tilde{y}_t = \frac{Y_t}{z_t^+}, \tilde{p}_t = \frac{\bar{P}_t}{P_t}, w_t = \frac{\tilde{W}_t}{W_t}, \\ n_{t+1} &= \frac{\bar{N}_{t+1}}{z_t^+ P_t}, w^e = \frac{W_t^e}{z_t^+ P_t}. \end{aligned}$$

Jaunā fiziskā kapitāla t laikā mērogoto cenu $t + 1$ perioda sākumā izsaka ar $p_{k,t}$ un mērogoto kapitāla reālo nomas likmi – ar $\bar{r}_t^k$:

$$p_{k,t} = \Psi_t P_{k,t}, \bar{r}_t^k = \Psi_t r_t^k,$$

kur $P_{k,t}$ izteikts iekšzemes homogēnas preces vienībās.

S_t apzīmē nominālo valūtas kursu, un tā pieauguma temps ir s_t :

$$s_t = \frac{S_t}{S_{t-1}}.$$

Definē šādus inflācijas līmeņus:

$$\begin{aligned} \pi_t &= \frac{P_t}{P_{t-1}}, \pi_t^c = \frac{P_t^c}{P_{t-1}^c}, \pi_t^* = \frac{P_t^*}{P_{t-1}^*}, \\ \pi_t^i &= \frac{P_t^i}{P_{t-1}^i}, \pi_t^x = \frac{P_t^x}{P_{t-1}^x}, \pi_t^{m,j} = \frac{P_t^{m,j}}{P_{t-1}^{m,j}}, \end{aligned}$$

ja $j = c, x, i$. P_t ir iekšzemes homogēnas preces cena, P_t^c – iekšzemes galapatēriņa preces cena (t.i., PCI), P_t^* – ārvalstu homogēnas preces cena, P_t^i – iekšzemes investīciju galapreces cena un P_t^x – eksporta galapreces cena (ārvalstu valūtā).

Cenu, kas apzīmēta ar mazo burtu, izsaka (ar vienu izņēmumu) kā atbilstošo cenu ar lielo burtu, kas dalīta ar homogēnas preces cenu. Ja cena noteikta iekšzemes valūtas vienībās, daļa ar iekšzemes homogēnas preces P_t cenu. Ja cena noteikta ārvalstu valūtas vienībās, daļa ar ārvalstu homogēnas preces P_t^* cenu. Izņēmums attiecas uz investīciju preču P_t^i cenu. Tā palielinās lēnākā tempā nekā P_t , tāpēc to mērogo ar P_t/Ψ_t . Tādējādi iegūst:

$$\begin{aligned} p_t^{m,x} &= \frac{P_t^{m,x}}{P_t}, p_t^{m,c} = \frac{P_t^{m,c}}{P_t}, p_t^{m,i} = \frac{P_t^{m,i}}{P_t}, \\ p_t^x &= \frac{P_t^x}{P_t^*}, p_t^c = \frac{P_t^c}{P_t}, p_t^i = \frac{\Psi_t P_t^i}{P_t} \end{aligned}$$

[30].

Šajās izteiksmēs m, j apzīmē tādas importētas preces cenu, kuru pēc tam izmanto eksporta ražošanā, ja $j = x$, galapatēriņa preces ražošanā, ja $j = c$, un investīciju galapreces ražošanā, ja $j = i$. Ja ir tikai viens apakšraksts, pamatā esošā prece ir galaprece, kur $j = x, c, i$ atbilst attiecīgi eksportam, patēriņam un investīcijām.

Funkcionālās formas

Nodarbinātības frikciju blokā pieņem, ka nodarbināto idiosinkrātiskai produktivitātei ir normāls logaritmiskais sadalījums. Tas nozīmē, ka:

$$\mathcal{E}(\bar{a}_t^j; \sigma_{a,t}) = \int_{\bar{a}_t^j}^{\infty} d\mathcal{F}(a; \sigma_{a,t}) = 1 - \text{prob} \left[v < \frac{\log(\bar{a}_t^j) + \frac{1}{2}\sigma_{a,t}^2}{\sigma_{a,t}} - \sigma_{a,t} \right] \quad [31],$$

kur prob attiecas uz standarta normālu sadalījumu, bet [31] izteiksme ir vienkārši šim sadalījuma pieņēmumam atbilstoša [13] izteiksme. Līdzīgi [6] vienādojumu var pārveidot šādi:

$$\begin{aligned} \mathcal{F}(\bar{a}^j; \sigma_a) &= \int_0^{\bar{a}^j} d\mathcal{F}(a; \sigma_a) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\frac{\log(\bar{a}^j) + \frac{1}{2}\sigma_a^2}{\sigma_a}} \exp\left(-\frac{v^2}{2}\right) dv \\ &= \text{prob} \left[v < \frac{\log(\bar{a}^j) + \frac{1}{2}\sigma_a^2}{\sigma_a} \right] \end{aligned} \quad [32].$$

C3. Nodarbinātības frikciju bloka līdzsvara nosacījumi

C3.1. Darba stundas

Ar $P_t z_t^+$ mērogojot [11] izteiksmi, iegūst:

$$\bar{w}_t \mathcal{G}_t^i = \zeta_t^h A_L \zeta_{i,t}^{\sigma_L} \frac{1}{\psi_{z^+,t} \frac{1-\tau^y}{1+\tau^w}} \quad [33].$$

Jāņem vērā, ka attiecība

$$\frac{\mathcal{G}_t^i}{\zeta_{i,t}^{\sigma_L}}$$

būs vienāda visām kohortām, jo [33] izteiksmē nevienu citu mainīgo atbilstoši kohortai neindeksē.

C3.2. Vakances un nodarbinātības aģentūras problēma

i -tās kohortas nodarbinātības aģentūra, kas t periodā atkārtoti neveic sarunas par algu, t perioda algu $W_{i,t}$ nosaka atbilstoši [3] vienādojumam:

$$W_{i,t} = \tilde{\pi}_{w,t} W_{i-1,t-1}, \tilde{\pi}_{w,t} = (\pi_{t-1})^{\kappa_w} (\bar{\pi}_t)^{1-\kappa_w - \dot{u}_w} (\tilde{\pi})^{\dot{u}_w} (\mu_{z^+})^{\vartheta_w} \quad [34],$$

ja $i = 1, \dots, N-1$ (jāņem vērā, ka aģentūra, kas t periodā ietilpa i -tajā kohortā, $t-1$ periodā ietilpa $i-1$) kohortā, kur $\kappa_w, \dot{u}_w, \kappa_w + \dot{u}_w \in (0,1)$.

Pēc tam, kad algas noteiktas, nodarbinātības aģentūras i kohortā lemj par endogēnām atlaišanām, izziņo vakances jaunu darbinieku piesaistīšanai turpmākajā periodā un konkurētspējīgā darba tirgū piedāvā darbaspēka pakalpojumus $l_{i,t}^i$. Vienkāršojot iegūst:

$$\begin{aligned}
F(l_t^0, \omega_t) = & \sum_{j=0}^{N-1} \beta^j E_t \frac{v_{t+j}}{v_t} \max_{\tilde{v}_{t+j}^j} [(W_{t+j} \mathcal{E}_{t+j}^j - \Gamma_{t,j} \omega_t [1 - \mathcal{F}_{t+j}^j]) \zeta_{j,t+j} \\
& - P_{t+j} \frac{\kappa z_{t+j}^+}{\varphi} (\tilde{v}_t^j)^\varphi (1 - \mathcal{F}_{t+j}^j)] l_{t+j}^j \\
& + \beta^N E_t \frac{v_{t+N}}{v_t} F(l_{t+N}^0, \tilde{W}_{t+N})
\end{aligned} \tag{35}$$

Gaidu operators E_t turpmāk tiek atmests ērtības dēļ.

[35] izteiksmi var izvērst šādi:

$$\begin{aligned}
F(l_t^0, \omega_t) = & \max_{\{v_{t+j}^j\}_{j=0}^{N-1}} \left\{ (W_t \mathcal{E}_t^0 - \omega_t (1 - \mathcal{F}_t^0)) \zeta_t - P_t \frac{\kappa z_t^+}{\varphi} (\tilde{v}_t^0)^\varphi (1 - \mathcal{F}_t^0) \right\} l_t^0 \\
& + \beta E_t \frac{v_{t+1}}{v_t} \left[(W_{t+1} \mathcal{E}_{t+1}^1 - \Gamma_{t,1} \omega_t (1 - \mathcal{F}_{t+1}^1)) \zeta_{t+1} - P_{t+1} \frac{\kappa z_{t+1}^+}{\varphi} (\tilde{v}_{t+1}^1)^\varphi (1 - \mathcal{F}_{t+1}^1) \right] \\
& \times (\chi_t^0 + \rho) [1 - \mathcal{F}_t^0] l_t^0 \\
& + \beta^2 E_t \frac{v_{t+2}}{v_t} \left[(W_{t+2} \mathcal{E}_{t+2}^2 - \Gamma_{t,2} \omega_t (1 - \mathcal{F}_{t+2}^2)) \zeta_{t+2} - P_{t+2} \frac{\kappa z_{t+2}^+}{\varphi} (\tilde{v}_{t+2}^2)^\varphi (1 - \mathcal{F}_{t+2}^2) \right] \\
& \times (\chi_{t+1}^1 + \rho) (\chi_t^0 + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t+1}^1) (1 - \mathcal{F}_t^0) l_t^0 \\
& + \dots + \\
& + \beta^N E_t \frac{v_{t+N}}{v_t} F(l_{t+N}^0, \tilde{W}_{t+N}) \}. \\
J(\omega_t) = & \max_{\{v_{t+j}^j\}_{j=0}^{N-1}} \{ (W_t \mathcal{E}_t^0 - \omega_t (1 - \mathcal{F}_t^0)) \zeta_{0,t} - P_t z_t^+ \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_t^0)^\varphi [1 - \mathcal{F}_t^0] \\
& + \beta \frac{v_{t+1}}{v_t} \left[(W_{t+1} \mathcal{E}_{t+1}^1 - \Gamma_{t,1} \omega_t (1 - \mathcal{F}_{t+1}^1)) \zeta_{1,t+1} - P_{t+1} z_{t+1}^+ \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_{t+1}^1)^\varphi (1 - \mathcal{F}_{t+1}^1) \right] \times \\
& \times (\tilde{v}_t^0 Q_t^{1-\iota} + \rho) (1 - \mathcal{F}_t^0) \\
& + \beta^2 \frac{v_{t+2}}{v_t} \left[(W_{t+2} \mathcal{E}_{t+2}^2 - \Gamma_{t,2} \omega_t (1 - \mathcal{F}_{t+2}^2)) \zeta_{2,t+2} - P_{t+2} z_{t+2}^+ \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_{t+2}^2)^\varphi (1 - \mathcal{F}_{t+2}^2) \right] \times \\
& \times (\tilde{v}_t^0 Q_t^{1-\iota} + \rho) (\tilde{v}_{t+1}^1 Q_{t+1}^{1-\iota} + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t+1}^1) [1 - \mathcal{F}_t^0] \\
& + \dots + \\
& + \beta^N \frac{v_{t+N}}{v_t} J(\tilde{W}_{t+N}) (\tilde{v}_t^0 Q_t^{1-\iota} + \rho) (\tilde{v}_{t+1}^1 Q_{t+1}^{1-\iota} + \rho) \dots (\tilde{v}_{t+N-1}^{N-1} Q_{t+N-1}^{1-\iota} + \rho) \times \\
& \times (1 - \mathcal{F}_{t+N-1}^{N-1}) \dots (1 - \mathcal{F}_t^0) \}
\end{aligned} \tag{36}$$

Nodarbinātības aģentūru optimālos vakanču izziņošanas lēmumus iegūst, diferencējot [36] izteiksmi attiecībā uz $\tilde{v}_t^0$ un rezultātu reizinot ar $(\tilde{v}_t^0 Q_t^{1-\iota} + \rho)/Q_t^{1-\iota}$. Iegūst šādu rezultātu:

$$0 = -P_t z_t^+ \kappa (\tilde{v}_t^0)^{\varphi-1} [1 - \mathcal{F}_t^0] (\tilde{v}_t^0 Q_t^{1-\iota} + \rho) / Q_t^{1-\iota}$$

$$\begin{aligned}
& +\beta \frac{v_{t+1}}{v_t} \left[(W_{t+1} \mathcal{E}_{t+1}^1 - \Gamma_{t,1} \omega_t [1 - \mathcal{F}_{t+1}^1]) \varsigma_{1,t+1} - P_{t+1} z_{t+1}^+ \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_{t+1}^1)^\varphi (1 - \mathcal{F}_{t+1}^1) \right] \times \\
& \times (\tilde{v}_t^0 Q_t^{1-\iota} + \rho) [1 - \mathcal{F}_t^0] \\
& +\beta^2 \frac{v_{t+2}}{v_t} \left[(W_{t+2} \mathcal{E}_{t+2}^2 - \Gamma_{t,2} \omega_t [1 - \mathcal{F}_{t+2}^2]) \varsigma_{2,t+2} - P_{t+2} z_{t+2}^+ \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_{t+2}^2)^\varphi (1 - \mathcal{F}_{t+2}^2) \right] \times \\
& \times (\tilde{v}_t^0 Q_t^{1-\iota} + \rho) (\tilde{v}_{t+1}^1 Q_{t+1}^{1-\iota} + \rho) [1 - \mathcal{F}_{t+1}^1] [1 - \mathcal{F}_t^0] \\
& + \dots + \\
& \beta^N \frac{v_{t+N}}{v_t} J(\tilde{W}_{t+N}) (\tilde{v}_t^0 Q_t^{1-\iota} + \rho) (\tilde{v}_{t+1}^1 Q_{t+1}^{1-\iota} + \rho) \dots (\tilde{v}_{t+N-1}^{N-1} Q_{t+N-1}^{1-\iota} + \rho) \times \\
& \times [1 - \mathcal{F}_{t+N-1}^{N-1}] \dots [1 - \mathcal{F}_t^0] \\
& = J(\omega_t) - (W_t \mathcal{E}_t^0 - \omega_t (1 - \mathcal{F}_t^0)) \varsigma_{0,t} + P_t z_t^+ \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_t^0)^\varphi [1 - \mathcal{F}_t^0] \\
& - P_t z_t^+ \kappa (\tilde{v}_t^0)^{\varphi-1} [1 - \mathcal{F}_t^0] (\tilde{v}_t^0 Q_t^{1-\iota} + \rho) / Q_t^{1-\iota}.
\end{aligned}$$

Tā kā iepriekšējai izteiksmei jābūt vienānai ar nulli, izlaižot dažas matemātiskas darbības, atvasina šādu vienādojumu:

$$J(\omega_t) = (W_t \mathcal{E}_t^0 - \omega_t (1 - \mathcal{F}_t^0)) \varsigma_{0,t} + P_t z_t^+ \kappa \left[\left(1 - \frac{1}{\varphi}\right) (\tilde{v}_t^0)^\varphi + (\tilde{v}_t^0)^{\varphi-1} \frac{\rho}{Q_t^{1-\iota}} \right] [1 - \mathcal{F}_t^0].$$

Tālāk iegūst vienkāršas vakanču lēmumu izteiksmes, izmantojot to optimalitātes FOC. Locekļa $\tilde{v}_{t+1}^1$ FOC reizinot ar

$$(\tilde{v}_{t+1}^1 Q_{t+1}^{1-\iota} + \rho) \frac{1}{Q_{t+1}^{1-\iota}},$$

ievietojot $t+2$ periodu un augstākus locekļus, izmantojot $\tilde{v}_t^0$ FOC un veicot pārkārtojumu, aprēķina:

$$\frac{P_t z_t^+ \kappa (\tilde{v}_t^0)^{\varphi-1}}{Q_t^{1-\iota}} = \beta \frac{v_{t+1}}{v_t} \left[(W_{t+1} \mathcal{E}_{t+1}^1 - \Gamma_{t,1} \omega_t [1 - \mathcal{F}_{t+1}^1]) \varsigma_{1,t+1} + P_{t+1} z_{t+1}^+ \kappa (1 - \mathcal{F}_{t+1}^1) \left[\left(1 - \frac{1}{\varphi}\right) (\tilde{v}_{t+1}^1)^\varphi + (\tilde{v}_{t+1}^1)^{\varphi-1} \frac{\rho}{Q_{t+1}^{1-\iota}} \right] \right].$$

Aprēķina turpinājums (izlaižot dažas matemātiskās darbības) ir šāds:

$$\frac{P_{t+j} z_{t+j}^+ \kappa (\tilde{v}_{t+j}^j)^{\varphi-1}}{Q_{t+j}^{1-\iota}} = \beta \frac{v_{t+j+1}}{v_{t+j}} \left[(W_{t+j+1} \mathcal{E}_{t+j+1}^{j+1} - \Gamma_{t,j+1} \omega_t [1 - \mathcal{F}_{t+j+1}^{j+1}]) \varsigma_{j+1,t+j+1} + P_{t+j+1} z_{t+j+1}^+ \kappa (1 - \mathcal{F}_{t+j+1}^{j+1}) \left[\left(1 - \frac{1}{\varphi}\right) (\tilde{v}_{t+j+1}^{j+1})^\varphi + (\tilde{v}_{t+j+1}^{j+1})^{\varphi-1} \frac{\rho}{Q_{t+j+1}^{1-\iota}} \right] \right],$$

ja $j = 0, 1, \dots, N-2$.

Pēc vairāku matemātisku darbību veikšanas aplūko FOC locekļa $\tilde{v}_{t+N-1}^{N-1}$ optimalitātes novērtēšanai:

$$\frac{P_{t+N-1} z_{t+N-1}^+ \kappa (\tilde{v}_{t+N-1}^{N-1})^{\varphi-1}}{Q_{t+N-1}^{1-\iota}} = \beta \frac{v_{t+N}}{v_{t+N-1}} \left[(W_{t+N} \mathcal{E}_{t+N}^0 - \tilde{W}_{t+N} [1 - \mathcal{F}_{t+N}^0]) \varsigma_{0,t+N} + P_{t+N} z_{t+N}^+ \kappa \left[\left(1 - \frac{1}{\varphi}\right) (\tilde{v}_{t+N}^0)^\varphi + (\tilde{v}_{t+N}^0)^{\varphi-1} \frac{\rho}{Q_{t+N}^{1-\iota}} \right] (1 - \mathcal{F}_{t+N}^0) \right].$$

Iepriekš aplūkotie FOC ar laiku attiecas uz aģentūru grupu, kas veic vienošanās sarunas t laikā. Tagad FOC noteiktam laikam un dažādām kohortām izsaka šādi:

$$P_t z_t^+ \kappa (\tilde{v}_t^j)^{\varphi-1} \frac{1}{Q_t^{1-\iota}} = \beta \frac{v_{t+1}}{v_t} [(W_{t+1} \mathcal{E}_{t+1}^{j+1} - \Gamma_{t-j,j+1} \tilde{W}_{t-j} (1 - \mathcal{F}_{t+1}^{j+1})) \zeta_{j+1,t+1} \\ + P_{t+1} z_{t+1}^+ \kappa (1 - \mathcal{F}_{t+1}^{j+1}) \left(\left(1 - \frac{1}{\varphi}\right) (\tilde{v}_{t+1}^{j+1})^\varphi + (\tilde{v}_{t+1}^{j+1})^{\varphi-1} \frac{\rho}{Q_{t+1}^{1-\iota}} \right)],$$

ja $j = 0, \dots, N-2$. Mērogojot ar $P_t z_t^+$, iegūst:

$$\kappa (\tilde{v}_t^j)^{\varphi-1} \frac{1}{Q_t^{1-\iota}} = \beta \frac{\psi_{z^+,t+1}}{\psi_{z^+,t}} [(\bar{w}_{t+1} \mathcal{E}_{t+1}^{j+1} - G_{t-j,j+1} w_{t-j} \bar{w}_{t-j} (1 - \mathcal{F}_{t+1}^{j+1})) \zeta_{j+1,t+1} \\ + \kappa (1 - \mathcal{F}_{t+1}^{j+1}) \left(\left(1 - \frac{1}{\varphi}\right) (\tilde{v}_{t+1}^{j+1})^\varphi + (\tilde{v}_{t+1}^{j+1})^{\varphi-1} \frac{\rho}{Q_{t+1}^{1-\iota}} \right)] \quad [37],$$

ja $j = 0, \dots, N-2$, kur

$$G_{t-i,i+1} = \frac{\tilde{\pi}_{w,t+1} \dots \tilde{\pi}_{w,t-i+1}}{\pi_{t+1} \dots \pi_{t-i+1}} \left(\frac{1}{\mu_{z^+,t-i+1}} \right) \dots \left(\frac{1}{\mu_{z^+,t+1}} \right), i \geq 0, \\ w_t = \frac{\tilde{w}_t}{w_t}, \bar{w}_t = \frac{w_t}{z_t^+ P_t}, \quad [38]$$

un

$$G_{t,j} = \begin{cases} \frac{\tilde{\pi}_{w,t+j} \dots \tilde{\pi}_{w,t+1}}{\pi_{t+j} \dots \pi_{t+1}} \left(\frac{1}{\mu_{z^+,t+1}} \right) \dots \left(\frac{1}{\mu_{z^+,t+j}} \right) & j > 0 \\ 1 & j = 0 \end{cases} \quad [39].$$

To aģentūru mērogoto vakanču FOC, kurām iestājies līgumu pēdējais darbības periods, ir šāds:

$$\kappa (\tilde{v}_t^{N-1})^{\varphi-1} \frac{1}{Q_t^{1-\iota}} = \beta \frac{\psi_{z^+,t+1}}{\psi_{z^+,t}} [(\bar{w}_{t+1} \mathcal{E}_{t+1}^0 - w_{t+1} \bar{w}_{t+1} (1 - \mathcal{F}_{t+1}^0)) \zeta_{0,t+1} \\ + \kappa (1 - \mathcal{F}_{t+1}^0) \left(\left(1 - \frac{1}{\varphi}\right) (\tilde{v}_{t+1}^0)^\varphi + (\tilde{v}_{t+1}^0)^{\varphi-1} \frac{\rho}{Q_{t+1}^{1-\iota}} \right)] \quad [40].$$

C3.3. Aģentūru pieņemtie atlaišanas lēmumi

Vispirms aplūko reprezentatīvas aģentūras atlaišanas lēmumus $j = 0$ kohortā, kas atkārtoti veic algu vienošanās sarunas attiecīgajā periodā. Pēc tam aplūko $j > 0$.

Aģentūru, kas attiecīgajā periodā atkārtoti veic algu vienošanās sarunas, pieņemtie atlaišanas lēmumi

Vispirms analizē $\bar{a}_t^0$ ietekmi gan uz aģentūru, gan darbinieku guvumu. Reprezentatīvās aģentūras visu l_t^0 darbinieku kopējais guvums sniegts [24] izteiksmē. Atbilstoši [6] vienādībai objekts $\mathcal{F}_t^0$ ir $\bar{a}_t^0$ funkcija. Tā atvasinājumu iegūst šādi:

$$\mathcal{F}_t^{j'} := \frac{d\mathcal{F}_t^j}{d\bar{a}_t^j} \quad [41],$$

ja $j = 0, \dots, N - 1$. Ja nepieciešams, šajā apakšnodaļā ietvertas izteiksmes, kas attiecas uz reprezentatīvo aģentūru $j > 0$ kohortā, kā arī uz $j = 0$ kohortas aģentūrām. Saskaņā ar [11] vienādojumu $\bar{a}_t^0$ ietekmē V_t^0 ar tā ietekmes uz nostrādāto stundu skaitu $\varsigma_{0,t}$ starpniecību. Nostrādāto stundu skaits, tāpat kā G_t^0 , ir $\bar{a}_t^0$ funkcija (sk. [12], [11] un [19] izteiksmi). Novērojumi par V_t^0 attiecas arī uz V_t^j , ja $j > 0$. Tādējādi, diferencējot [19] izteiksmi, iegūst:

$$V_t^{j'} := \frac{d}{d\bar{a}_t^j} V_t^j = \left[\Gamma_{t-j,j} \tilde{W}_{t-j} \frac{1-\tau^y}{1+\tau^w} - A_L \frac{\zeta_t \varsigma_{j,t}^{\sigma_L}}{v_t} \right] \varsigma_{j,t}' \quad [42],$$

kur

$$\varsigma_{j,t}' := \frac{d\varsigma_{j,t}}{d\bar{a}_t^j} = \frac{1}{\sigma_L} (\varsigma_{j,t})^{1-\sigma_L} \frac{W_t v_t}{\zeta_t A_L} \frac{1-\tau^y}{1+\tau^w} G_t^{j'} \quad [43]$$

un

$$G_t^{j'} := \frac{dG_t^j}{d\bar{a}_t^j} \quad [44].$$

Izmantojot mērogotus mainīgos, [43] izteiksmei līdzīgu izteiksmi izsaka šādi:

$$\varsigma_{j,t}' := \frac{1}{\sigma_L} (\varsigma_{j,t})^{1-\sigma_L} \frac{\bar{w}_t W_t \psi_{z^+,t} \frac{1-\tau^y}{1+\tau^w}}{\zeta_t A_L} G_t^{j'} \quad [45].$$

Nenodarbinātības locekļa U_t vērtība nav $\bar{a}_t^0$ funkcija, ko izvēlas reprezentatīvā aģentūra, jo U_t ir atkarīgs no visas tautsaimniecības apkopotajiem mainīgajiem, piemēram, darba atrašanas īpatsvara (sk. [20] vienādojumu).

Saskaņā ar [18] vienādību aģentūras guvumu no viena darbinieka l_t^0 izsaka ar $J(\omega_t)$, un to aprēķina šādi:

$$J(\omega_t) = \max_{\bar{a}_t^0} \tilde{J}(\omega_t; \bar{a}_t^0) (1 - \mathcal{F}_t^0),$$

kur $\tilde{J}(\omega_t; \bar{a}_t^0)$ definēts [25] vienādojumā un

$$\begin{aligned} J_{t+1}^{j+1}(\omega_t) = & \max_{\{\bar{a}_{t+i}^j, \tilde{v}_{t+i}^j\}_{i=j}^{N-1}} \left\{ \left[(W_{t+1} G_{t+1}^{j+1} - \Gamma_{t-j,j+1} \omega_{t-j}) \varsigma_{j+1,t+1} - P_{t+1} z_{t+1}^+ \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_{t+1}^{j+1})^\varphi \right] \right. \\ & \times (1 - \mathcal{F}_{t+1}^{j+1}) \\ & + \beta \frac{v_{t+2}}{v_{t+1}} \left[(W_{t+2} G_{t+2}^{j+2} - \Gamma_{t-j,j+2} \omega_{t-j}) \varsigma_{j+2,t+2} - P_{t+2} z_{t+2}^+ \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_{t+2}^{j+2})^\varphi \right] \\ & \times (1 - \mathcal{F}_{t+2}^{j+2}) (\chi_{t+1}^{j+1} + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t+1}^{j+1}) \\ & + \dots + \\ & \left. + \beta^{N-j-1} \frac{v_{t+N-j}}{v_{t+1}} J(\tilde{W}_{t+N-j}) (\chi_{t+N-j-1}^{N-1} + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t+N-j-1}^{N-1}) \dots (\chi_{t+1}^{j+1} + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t+1}^{j+1}) \right\} \quad [46], \end{aligned}$$

ja $j = 0$.

[25] un [46] izteiksmē redzams, ka $l\chi_{t+j}^j$ un $\tilde{v}_{t+j}^j$ saistību atspoguļo [14] izteiksme. Tādējādi reprezentatīvās aģentūras ar darbaspēku l_t^0 guvumu, ko izsaka kā $\bar{a}_t^0$ brīvi izvēlētas vērtības funkciju, sniedz [26] izteiksme. Diferencējot $\tilde{J}$ attiecībā uz $\bar{a}_t^j$,

jāņem vērā tikai $\bar{a}_t^j$ ietekme uz $\mathcal{G}_t^j$ un $\varsigma_{j,t}$. Vispārinot [25] izteiksmi attiecībā uz j kohortu, iegūst:

$$\tilde{J}(\omega_{t-j}; \bar{a}_t^j) = \max_{\tilde{v}_t^j} \left\{ (W_t \mathcal{G}_t^j - \Gamma_{t-j,j} \omega_{t-j}) \varsigma_{j,t} - P_t z_t^+ \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_t^j)^\varphi + \beta \frac{v_{t+1}}{v_t} (\chi_t^j + \rho) J_{t+1}^{j+1}(\omega_{t-j}) \right\}.$$

Tad

$$\tilde{J}_{\bar{a}^j}(\omega_{t-j}; \bar{a}_t^j) = \frac{d\tilde{J}(\omega_{t-j}; \bar{a}_t^j)}{d\bar{a}_t^j} = (W_t \mathcal{G}_t^j - \Gamma_{t-j,j} \omega_{t-j}) \varsigma'_{j,t} + W_t \mathcal{G}_t^{j'} \varsigma_{j,t} \quad [47],$$

kur $\varsigma'_{j,t}$ un $\mathcal{G}_t^{j'}$ ir definēti attiecīgi [43] un [44] izteiksmē.

Tad jānovērtē $\mathcal{F}_t^{j'}$ un $\mathcal{G}_t^{j'}$, ja $j \geq 0$. Pieņem, ka produktivitāti a izvēlas no logaritmiski normāla sadalījuma ar šādām īpašībām: $E(a) = 1$ un $V(\log(a)) = \sigma_a^2$. Šāds pieņēmums vienkāršo analīzi, jo objektiem $\mathcal{F}_t^{j'}$ un $\mathcal{G}_t^{j'}$ pieejamas analītiskas izteiksmes. Lai gan šādas izteiksmes viegli atrodamas pētījumos (sk., piemēram, BGG darbus), šajā pētījumā aprēķins veikts, lai iegūtu pilnīgu variantu. Viegli pārbaudīt, ka $\mathcal{F}$ ir šāds attēlojums:²⁷

$$\mathcal{F}(\bar{a}^j; \sigma_a) = \frac{1}{\sigma_a \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\log(\bar{a}^j)} e^x e^{-\frac{(x + \frac{1}{2}\sigma_a^2)^2}{2\sigma_a^2}} dx,$$

kur $x = \log a$. Apvienojot eksponenciālos locekļus, iegūst:

$$\mathcal{F}(\bar{a}^j; \sigma_a) = \frac{1}{\sigma_a \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\log(\bar{a}^j)} \exp \left[\frac{-(x - \frac{1}{2}\sigma_a^2)^2}{2\sigma_a^2} \right] dx.$$

Veicot pārmaiņas mainīgajos

$$v := \frac{x - \frac{1}{2}\sigma_a^2}{\sigma_a}$$

tā, lai

$$dv = \frac{1}{\sigma_a} dx,$$

un ievietojot $\mathcal{F}$ izteiksmē, iegūst:

$$\mathcal{F}(\bar{a}^j; \sigma_a) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\frac{\log(\bar{a}^j) + \frac{1}{2}\sigma_a^2}{\sigma_a}} \exp\left(-\frac{v^2}{2}\right) dv.$$

Tādējādi veidojas standarta normāls kumulatīvs sadalījums, ko novērtē, ja $(\log(\bar{a}^j) + \frac{1}{2}\sigma_a^2)/\sigma_a$. Diferencējot $\mathcal{F}$, iegūst [41] izteiksmes izvērsumu:

$$\mathcal{F}_t^{j'} = \frac{1}{\bar{a}^j \sigma_a \sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{(\log(\bar{a}^j) + \frac{1}{2}\sigma_a^2)^2}{2\sigma_a^2} \right) \quad [48].$$

²⁷ $E(a) = 1$ tad, kad $E(\log(a)) = -\sigma_a^2/2$.

Vienādības labās puses objekts izsaka normālu blīvumu ar dispersiju σ_a^2 un vidējo $-\sigma_a^2/2$, kas novērtēts ar $\log(\bar{a}^j)$ un dalīts ar $\bar{a}^j$. No [13] izteiksmes izriet, ka:

$$\mathcal{E}_t^{j'} = -\bar{a}_t^j \mathcal{F}_t^{j'} \quad [49].$$

Diferencējot [44] vienādību, atvasina:

$$\mathcal{G}_t^{j'} = \frac{\mathcal{E}_t^{j'}(1-\mathcal{F}_t^j) + \mathcal{E}_t^j \mathcal{F}_t^{j'}}{[1-\mathcal{F}_t^j]^2} \quad [50].$$

Guvuma kritēriju, kas nosaka $\bar{a}_t^0$ izvēli, sniedz [27] izteiksme. Iekšzemes optimālītātes FOC novērtēts [28] izteiksmē, kas ērtības dēļ tiek dota vēlreiz un ir šāda:

$$s_w V_t^{0'} + s_e \tilde{J}_{\bar{a}^0}(\tilde{W}_t; \bar{a}_t^0) = [s_w(V_t^0 - U_t) + s_e \tilde{J}(\tilde{W}_t; \bar{a}_t^0)] \frac{\mathcal{F}_t^{0'}}{1-\mathcal{F}_t^0},$$

kur izmanto to, ka vienošanās sarunu periodā darbiniekiem maksāto algu izsaka ar $\tilde{W}_t$. Ievietojot locekļus no [42] un [47] izteiksmes, iegūst:

$$s_w \left(\tilde{W}_t \frac{1-\tau_y}{1+\tau_w} - A_L \frac{\zeta_t \sigma_{0,t}^L}{v_t} \right) \zeta'_{0,t} + s_e [(W_t \mathcal{G}_t^0 - \tilde{W}_t) \zeta'_{0,t} + W_t \mathcal{G}_t^{0'} \zeta_{0,t}] =$$

$$[s_w(V_t^0 - U_t) + s_e \tilde{J}(\tilde{W}_t; \bar{a}_t^0)] \frac{\mathcal{F}_t^{0'}}{1-\mathcal{F}_t^0} \quad [51].$$

Izmantojot mērogotus locekļus un dalot ar $P_t z_t^+$, pēc vairāku neatspoguļotu matemātisku darbību veikšanas iegūst:

$$s_w \left(w_t \bar{w}_t \frac{1-\tau_y}{1+\tau_w} - A_L \frac{\zeta_t \sigma_{0,t}^L}{\psi_{z^+,t}} \right) \zeta'_{0,t} + s_e \bar{w}_t [(G_t^0 - w_t) \zeta'_{0,t} + G_t^{0'} \zeta_{0,t}] =$$

$$\left[s_w(V_{z^+,t}^0 - U_{z^+,t}) + s_e \tilde{J}_{z^+,t}^0 \right] \frac{\mathcal{F}_t^{0'}}{1-\mathcal{F}_t^0} \quad [52].$$

Iepriekšējos periodos algas mainījušo aģentūru darbinieku atlaišanas lēmumi

Tālāk aplūkots $\bar{a}_t^j$ lēmums, ja $j = 1, \dots, N-1$. Reprezentatīvā aģentūra, kas izvēlas $\bar{a}_t^j$, ir tādas aģentūru kohortas dalībniece, kas mainīja algas j periodos pagātnē. j kohortas reprezentatīvās aģentūras peļņas tagadnes diskontētā vērtība apzīmēta ar $F_t^j(\omega_{t-j})$:

$$\frac{F_t^j(l_t^j, \omega_{t-j})}{l_t^j} := J_t^j(\omega_{t-j}) = \max_{\{\bar{a}_{t+i}^{j+1}, \bar{v}_{t+i}^{j+1}\}_{i=0}^{N-j-1}} \left\{ \left[(W_t \mathcal{G}_t^j - \Gamma_{t-j,j} \omega_{t-j}) \zeta_{j,t} - P_t z_t^+ \frac{\kappa}{\phi} (\tilde{v}_t^j)^\phi \right] \right.$$

$$\times (1 - \mathcal{F}_t^j)$$

$$+ \beta \frac{v_{t+1}}{v_t} \left[(W_{t+1} \mathcal{G}_{t+1}^{j+1} - \Gamma_{t-j,j+1} \omega_{t-j}) \zeta_{j+1,t+1} - P_{t+1} z_{t+1}^+ \frac{\kappa}{\phi} (\tilde{v}_{t+1}^{j+1})^\phi \right]$$

$$\times (1 - \mathcal{F}_{t+1}^{j+1}) (\chi_t^j + \rho) (1 - \mathcal{F}_t^j)$$

$$+ \dots +$$

$$+ \beta^{N-j} \frac{v_{t+N-j}}{v_t} J(\tilde{W}_{t+N-j}) (\chi_{t+N-1-j}^{N-1} + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t+N-j-1}^{N-1}) \dots$$

$$\times (\chi_t^j + \rho) (1 - \mathcal{F}_t^j) \}.$$

Pieņemts, ka $F_t^j(l_t^j, \omega_{t-j})$ ir proporcionāls l_t^j tāpat kā gadījumā, ja $j = 0$, kā attēlots [18] izteiksmē. Jāņem vērā, ka $J_t^j(\omega_{t-j})$ nav l_t^j funkcija un atbilst objektam [46] izteiksmē, kur laika indekss t aizvietots ar $t - j$. Locekli $J_t^j(\omega_{t-j})$ var pārrakstīt šādi:

$$J_t^j(\omega_{t-j}) = \tilde{J}_t^j(\omega_{t-j}; \bar{a}_t^j)(1 - \mathcal{F}_t^j),$$

kur

$$\tilde{J}(\omega_{t-j}; \bar{a}_t^j) = (W_t \mathcal{G}_t^j - \Gamma_{t-j,j} \omega_{t-j}) \varsigma_{j,t} - P_t z_t^+ \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_t^j)^\varphi + \beta \frac{v_{t+1}}{v_t} J_{t+1}^{j+1}(\omega_{t-j}) (\chi_t^j + \rho)$$

no [25] izteiksmes vispārinājuma $j = 1, \dots, N - 1$.

Līdzīgi [26] izteiksmei šādi iegūst aģentūras guvuma izteiksmi aģentūrām, kas j periodus nav mainījušas algas:

$$F_t^j(\omega_{t-j}) = \tilde{J}_t^j(\omega_{t-j}; \bar{a}_t^j)(1 - \mathcal{F}_t^j) l_t^j \quad [53].$$

Kopējā guvuma izteiksme ir tāda pati kā [27] izteiksme:

$$[s_w(V_t^j - U_t) + s_e \tilde{J}_t^j(\omega_{t-j}; \bar{a}_t^j)](1 - \mathcal{F}_t^j) l_t^j \quad [54].$$

Diferencējot iegūst:

$$s_w V_t^{j'} + s_e \tilde{J}_{\bar{a}^j}(\omega_{t-j}; \bar{a}_t^j) = [s_w(V_t^j - U_t) + s_e \tilde{J}_t^j(\omega_{t-j}; \bar{a}_t^j)] \frac{\mathcal{F}_t^{j'}}{1 - \mathcal{F}_t^j} \quad [55],$$

kas atbilst [28] izteiksmei. Šajā gadījumā $\tilde{J}_{\bar{a}^j}(\omega_{t-1}; \bar{a}_t^j)$ ir [47] izteiksmes analogs, kur indekss 0 aizvietots ar j . No [42] un [47] izteiksmes ievietojot j kohortas analogus, aprēķina:

$$\begin{aligned} s_w \left(\Gamma_{t-j,j} \tilde{W}_{t-j} \frac{1 - \tau^y}{1 + \tau^w} - A_L \frac{\zeta_t \varsigma_{j,t}^{\sigma_L}}{v_t} \right) \varsigma'_{j,t} + s_e [(W_t \mathcal{G}_t^j - \Gamma_{t-j,j} \tilde{W}_{t-j}) \varsigma'_{j,t} + W_t \mathcal{G}_t^{j'} \varsigma_{j,t}] \\ = [s_w(V_t^j - U_t) + s_e \tilde{J}(\tilde{W}_{t-j}; \bar{a}_t^j)] \frac{\mathcal{F}_t^{j'}}{1 - \mathcal{F}_t^j}. \end{aligned}$$

Mērogojot līdzīgi [52] izteiksmei un ievietojot $\tilde{W}_{t-j} = w_{t-j} \bar{w}_{t-j} P_{t-j} z_{t-j}^+$ un $\bar{w}_t z_t^+ P_t = W_t$, iegūst:

$$\begin{aligned} s_w \left(G_{t-j,j} w_{t-j} \bar{w}_{t-j} \frac{1 - \tau^y}{1 + \tau^w} - A_L \frac{\zeta_t \varsigma_{j,t}^{\sigma_L}}{\psi_{z^+,t}} \right) \varsigma'_{j,t} + s_e [(\bar{w}_t \mathcal{G}_t^j - G_{t-j,j} \bar{w}_{t-j} w_{t-j}) \varsigma'_{j,t} + \bar{w}_t \mathcal{G}_t^{j'} \varsigma_{j,t}] \\ = [s_w(V_{z^+,t}^j - U_{z^+,t}) + s_e \tilde{J}_{z^+}^j] \frac{\mathcal{F}_t^{j'}}{1 - \mathcal{F}_t^j} \quad [56]. \end{aligned}$$

Visbeidzot iegūst precīzu izteiksmi $\tilde{J}(\tilde{W}_t; \bar{a}_t^j)$ vai drīzāk tās mērogoto ekvivalentu $\tilde{J}_{z^+,t}^j$. Šajā nolūkā izmanto [46] izteiksmi, lai izvērstu $J_{t+1}^{j+1}(\omega_{t-j})$, ja $j = 1, \dots, N$, un ievieto [25] izteiksmē:

$$\tilde{J}_t^j(\omega_{t-j}; \bar{a}_t^j) = (W_t \mathcal{G}_t^j - \Gamma_{t-j,j} \omega_{t-j}) \varsigma_{j,t} - P_t z_t^+ \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_t^j)^\varphi + \beta \frac{v_{t+1}}{v_t} J_{t+1}^{j+1}(\omega_{t-j}) (\chi_t^j + \rho).$$

Tad [46] izteiksmi izmanto, lai iegūtu:

$$\begin{aligned} \tilde{J}_t^j(\omega_{t-j}; \bar{a}_t^j) &= (W_t \mathcal{G}_t^j - \Gamma_{t-j,j} \omega_{t-j}) \varsigma_{j,t} - P_t z_t^+ \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_t^j)^\varphi + \beta \frac{v_{t+1}}{v_t} (\chi_t^j + \rho) \{ \\ &\left[(W_{t+1} \mathcal{G}_{t+1}^{j+1} - \Gamma_{t-j,j+1} \omega_{t-j}) \varsigma_{j+1,t+1} - P_{t+1} z_{t+1}^+ \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_{t+1}^{j+1})^\varphi \right] (1 - \mathcal{F}_{t+1}^{j+1}) \\ &+ \beta \frac{v_{t+2}}{v_{t+1}} \left[(W_{t+2} \mathcal{G}_{t+2}^{j+2} - \Gamma_{t-j,j+2} \omega_{t-j}) \varsigma_{j+2,t+2} - P_{t+2} z_{t+2}^+ \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_{t+2}^{j+2})^\varphi \right] \\ &\times (1 - \mathcal{F}_{t+2}^{j+2}) (\chi_{t+1}^{j+1} + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t+1}^{j+1}) \\ &+ \dots + \\ &+ \beta^{N-j-1} \frac{v_{t+N-j}}{v_{t+1}} J(\tilde{W}_{t+N-j}) (\chi_{t+N-j-1}^{N-1} + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t+N-j-1}^{N-1}) \dots \\ &\times (\chi_{t+1}^{j+1} + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t+1}^{j+1}) \}, \end{aligned}$$

ja $j = 0, \dots, N-1$. Ievietojot $\omega_{t-j} = \tilde{W}_{t-j} = w_{t-j} \bar{w}_{t-j} P_{t-j} z_{t-j}^+$, mērogojot un pārkārtojot locekļus (izlaižot vairākas matemātiskas darbības), iegūst:

$$\begin{aligned} \tilde{J}_{z^+,t}^j(\tilde{W}_{t-j}; \bar{a}_t^j) &:= \frac{\tilde{J}^j(\tilde{W}_t; \bar{a}_t^j)}{P_t z_t^+} = (\bar{w}_t \mathcal{G}_t^j - G_{t-j,j} w_{t-j} \bar{w}_{t-j}) \varsigma_{j,t} - \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_t^j)^\varphi \\ &+ \beta \frac{\psi_{z^+,t+1}}{\psi_{z^+,t}} (\chi_t^j + \rho) \{ \\ &\left[(\bar{w}_{t+1} \mathcal{G}_{t+1}^{j+1} - G_{t-j,j+1} w_{t-j} \bar{w}_{t-j}) \varsigma_{j+1,t+1} - \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_{t+1}^{j+1})^\varphi \right] (1 - \mathcal{F}_{t+1}^{j+1}) \\ &+ \beta \frac{\psi_{z^+,t+2}}{\psi_{z^+,t+1}} \left[(\bar{w}_{t+2} \mathcal{G}_{t+2}^{j+2} - G_{t-j,j+2} w_{t-j} \bar{w}_{t-j}) \varsigma_{j+2,t+2} - \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_{t+2}^{j+2})^\varphi \right] \\ &\times (1 - \mathcal{F}_{t+2}^{j+2}) (\chi_{t+1}^{j+1} + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t+1}^{j+1}) \\ &+ \dots + \\ &+ \beta^{N-j-1} \frac{\psi_{z^+,t+N-j}}{\psi_{z^+,t+1}} J_{z^+,t+N-j} (\chi_{t+N-j-1}^{N-1} + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t+N-j-1}^{N-1}) \dots \\ &\times (\chi_{t+1}^{j+1} + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t+1}^{j+1}) \} \end{aligned} \quad [57].$$

C3.4. Vienošanās problēma

Ar Neša algu vienošanās problēmu saistītais FOC pēc dalīšanas ar $z_t^+ P_t$ ir šāds:

$$\eta_t V_{w,t} J_{z^+,t} + (1 - \eta_t) [V_{z^+,t}^0 - U_{z^+,t}] J_{w,t} = 0 \quad [58].$$

Iegūstam J_t izteiksmi, ko novērtē, ja $\omega_t = \tilde{W}_t$, mērogotu mainīgo izteiksmē:

$$\begin{aligned} J_{z^+,t} &= \sum_{j=0}^{N-1} \beta^j \frac{\psi_{z^+,t+j}}{\psi_{z^+,t}} \left[(\bar{w}_{t+j} \mathcal{G}_t^j - G_{t,j} w_t \bar{w}_t) \varsigma_{j,t+j} - \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_{t+j}^j)^\varphi \right] \Omega_{t+j}^j \\ &+ \beta^N \frac{\psi_{z^+,t+N}}{\psi_{z^+,t}} J_{z^+,t+N} \frac{\Omega_{t+N}^N}{1 - \mathcal{F}_{t+N}^0} \end{aligned} \quad [59].$$

Nepieciešams iegūt arī J atvasinājumu attiecībā uz ω_t , t.i., nodarbinātības aģentūras robežgrovumu no vienošanās ceļā panāktās algas. Ievērojot t.s. aploksnes nosacījumu (*envelope condition*), var ignorēt ω_t pārmaiņu ietekmi uz endogēnām atlaišanām un vakanču lēmumiem un aplūkot tikai ω_t tiešo ietekmi uz J . Atvasinot no [36] izteiksmes, iegūst:

$$\begin{aligned} J_{w,t} = & -(1 - \mathcal{F}_t^0) \zeta_{0,t} \\ & - \beta \frac{v_{t+1}}{v_t} \Gamma_{t,1} \zeta_{1,t+1} (\chi_t^0 + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t+1}^1) (1 - \mathcal{F}_t^0) \\ & - \beta^2 \frac{v_{t+2}}{v_t} \Gamma_{t,2} \zeta_{2,t+2} (\chi_t^0 + \rho) (\chi_{t+1}^1 + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t+2}^2) (1 - \mathcal{F}_{t+1}^1) (1 - \mathcal{F}_t^0) \\ & - \dots - \beta^{N-1} \frac{v_{t+N-1}}{v_t} \Gamma_{t,N-1} \zeta_{N-1,t+N-1} (\chi_t^0 + \rho) (\chi_{t+1}^1 + \rho) \dots (\chi_{t+1}^{N-2} + \rho) \times \\ & \times (1 - \mathcal{F}_{t+N-1}^{N-1}) \dots (1 - \mathcal{F}_t^0). \end{aligned}$$

Pieņem, ka:

$$\Omega_{t+j}^j = \begin{cases} (1 - \mathcal{F}_{t+j}^j) \prod_{l=0}^{j-1} (\chi_{t+l}^l + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t+l}^l) & j > 0 \\ 1 - \mathcal{F}_t^0 & j = 0 \end{cases} \quad [60].$$

To ir ērti izteikt rekursīvā veidā:

$$\begin{aligned} \Omega_t^0 = 1 - \mathcal{F}_t^0, \Omega_{t+1}^1 &= (1 - \mathcal{F}_{t+1}^1) (\chi_t^0 + \rho) \overbrace{(1 - \mathcal{F}_t^0)}^{\Omega_t^0}, \\ \Omega_{t+2}^2 &= (1 - \mathcal{F}_{t+2}^2) (\chi_{t+1}^1 + \rho) \overbrace{(\chi_t^0 + \rho) (1 - \mathcal{F}_t^0) (1 - \mathcal{F}_{t+1}^1)}^{\Omega_{t+1}^1} \end{aligned}$$

tā, lai

$$\Omega_{t+j}^j = (1 - \mathcal{F}_{t+j}^j) (\chi_{t+j-1}^{j-1} + \rho) \Omega_{t+j-1}^{j-1},$$

ja $j = 1, 2, \dots$. Šos objektus ērti definēt t laikā kā t laikā vai agrāk datētu mainīgo funkciju nolūkā šos vienādojumus ieviest *Dynare* vidē:

$$\begin{aligned} \Omega_t^0 = 1 - \mathcal{F}_t^0, \Omega_t^1 &= (1 - \mathcal{F}_t^1) (\chi_{t-1}^0 + \rho) \overbrace{(1 - \mathcal{F}_{t-1}^0)}^{\Omega_{t-1}^0}, \\ \Omega_t^2 &= (1 - \mathcal{F}_t^2) (\chi_{t-1}^1 + \rho) \overbrace{(\chi_{t-2}^0 + \rho) (1 - \mathcal{F}_{t-2}^0) (1 - \mathcal{F}_{t-1}^1)}^{\Omega_{t-1}^1} \end{aligned}$$

tā, lai

$$\Omega_t^j = (1 - \mathcal{F}_t^j) (\chi_{t-1}^{j-1} + \rho) \Omega_{t-1}^{j-1}.$$

Tad, mērogojot mainīgos, iegūst:

$$J_{w,t} = - \sum_{j=0}^{N-1} \beta^j \frac{\psi_{z^+,t+j}}{\psi_{z^+,t}} G_{t,j} \Omega_{t+j}^j \zeta_{j,t+j} \quad [61].$$

Mērogo V_t^i ar $P_t z_t^+$:

$$V_{z^+,t}^i = G_{t-i,i} w_{t-i} \bar{w}_{t-i} \zeta_{i,t} \frac{1-\tau^y}{1+\tau^w} - \zeta_t^h A_L \frac{\zeta_{i,t}^{1+\sigma_L}}{(1+\sigma_L)\psi_{z^+,t}} + \beta E_t \frac{\psi_{z^+,t+1}}{\psi_{z^+,t}} [\rho(1 - \mathcal{F}_{t+1}^{i+1}) V_{z^+,t+1}^{i+1} + (1 - \rho + \rho \mathcal{F}_{t+1}^{i+1}) U_{z^+,t+1}] \quad [62],$$

ja $i = 0, 1, \dots, N - 1$, kur:

$$\frac{V_t^i}{P_t z_t^+} = V_{z^+,t}^i, U_{z^+,t+1} = \frac{U_{t+1}}{P_{t+1} z_{t+1}^+}.$$

Veicot Neša algu vienošanās problēmas analīzi, attiecībā uz algu likmi nepieciešams iegūt V_t^0 atvasinājumu. Lai definētu šo atvasinājumu, lietderīgi aprēķināt:

$$\mathcal{M}_{t+j} = (1 - \mathcal{F}_t^0) \dots (1 - \mathcal{F}_{t+j}^j) \quad [63],$$

ja $j = 0, \dots, N - 1$. Tādā gadījumā V^0 atvasinājums, ko izsaka ar $V_w^0(\omega_t)$, ir šāds:

$$\begin{aligned} V_w^0(\omega_t) &= E_t \sum_{j=0}^{N-1} (\beta \rho)^j \mathcal{M}_{t+j} \zeta_{j,t+j} \frac{1-\tau^y}{1+\tau^w} \Gamma_{t,j} \frac{v_{t+j}}{v_t} \\ &= E_t \sum_{j=0}^{N-1} (\beta \rho)^j \mathcal{M}_{t+j} \zeta_{j,t+j} \frac{1-\tau^y}{1+\tau^w} G_{t,j} \frac{\psi_{z^+,t+j}}{\psi_{z^+,t}} \end{aligned} \quad [64].$$

Jāņem vērā, ka ω_t neietekmē darba intensitāti. To nosaka [33] vienādojums neatkarīgi no nodarbinātajiem maksātās algas likmes.

Mērogojot [20] izteiksmi, iegūst:

$$U_{z^+,t} = b^u (1 - \tau^y) + \beta E_t \frac{\psi_{z^+,t+1}}{\psi_{z^+,t}} [f_t V_{z^+,t+1}^x + (1 - f_t) U_{z^+,t+1}] \quad [65].$$

Šo vērtības funkciju var attiecināt uz visiem nenodarbinātajiem (bezdarbniekiem) neatkarīgi no tā, vai šādā statusā viņi nonāca tāpēc, ka nebija nodarbināti iepriekšējā periodā un nevarēja atrast darbu, kļuva par bezdarbniekiem eksogēnas atlaišanas dēļ vai zaudēja darbu endogēnas atlaišanas rezultātā.

C3.5. Resursu ierobežojums pilnā modelī

Pieņemts, ka vakanču izziņošanā izmanto homogēnu iekšzemes precī. Ražošanas tehnoloģijas vienādojums nav mainīts:

$$y_t = (p_t)^{\frac{\lambda_d}{\lambda_d-1}} \left[\varepsilon_t \left(\frac{1}{\mu_{\Psi,t}} \frac{1}{\mu_{z^*,t}} k_t \right)^\alpha \left(w_t^{-\frac{\lambda_w}{1-\lambda_w}} h_t \right)^{1-\alpha} - \phi \right] \quad [66],$$

bet resursu ierobežojuma izteiksme pārveidota šādi:

$$\begin{aligned} y_t - \frac{\kappa}{2} \sum_{j=0}^{N-1} (\tilde{v}_t^j)^2 (1 - \mathcal{F}_t^j) l_t^j &= g_t + c_t^d + i_t^d \\ &+ (R_t^x)^{\eta_x} [\omega_x (p_t^{m,x})^{1-\eta_x} + (1 - \omega_x)]^{\frac{\eta_x}{1-\eta_x}} (1 - \omega_x) (p_t^x)^{-\eta_f} y_t^* \end{aligned} \quad [67].$$

Aprēķinātais IKP gan darbā nolīgšanas, gan kapitāla izlietojuma izmaksām koriģēts ar y_t :

$$gdp_t = y_t - \frac{\kappa}{2} \sum_{j=0}^{N-1} (\tilde{v}_t^j)^2 (1 - \mathcal{F}_t^j) l_t^j - (p_t^i)^{\eta_i} \left(a(u_t) \frac{\bar{k}_t}{\mu_{\Psi,t} \mu_{z^+,t}} \right) (1 - \omega_i).$$

C3.6. Noslēguma līdzsvara nosacījumi

Kopējai darba atbilstībai jābūt saskaņotai ar šādu atbilstības funkciju:²⁸

$$m_t = \sigma_m (1 - L_t)^\sigma v_t^{1-\sigma} \quad [68],$$

kur

$$L_t = \sum_{j=0}^{N-1} (1 - \mathcal{F}_t^j) l_t^j \quad [69]$$

un σ_m ir atbilstības tehnoloģijas produktivitāte.

Šādā situācijā ir atšķirība starp efektīvajām darba stundām un mērītajām darba stundām. Efektīvās darba stundas ir katra indivīda darba stundas, kas koriģētas ar viņa produktivitāti a . Jāatceras, ka j kohortā strādājoša darbinieka (t.i., tāda, kas palicis darbā pēc endogēna produktivitātes samazinājuma) vidējā produktivitāte ir $\mathcal{E}_t^j / (1 - \mathcal{F}_t^j)$. Pēc produktivitātes samazinājuma darbu saglabājušo darbinieku skaits j kohortā izteikts ar $(1 - \mathcal{F}_t^j) l_t^j$, tāpēc kopējās efektīvās darba stundas aprēķina šādi:

$$H_t = \sum_{j=0}^{N-1} \varsigma_{j,t} \mathcal{E}_t^j l_t^j \quad [70].$$

Savukārt kopējās mērītās darba stundas aprēķina šādi:

$$H_t^{meas} = \sum_{j=0}^{N-1} \varsigma_{j,t} (1 - \mathcal{F}_t^j) l_t^j.$$

Darba atrašanas rādītāju aprēķina šādi:

$$f_t = \frac{m_t}{1 - L_t} \quad [71].$$

Vakances aizpildīšanas varbūtība ir:

$$Q_t = \frac{m_t}{v_t} \quad [72].$$

Kopējo vakanču skaitu v_t attiecina uz atsevišķu kohortu izziņoto vakanču skaitu šādi:

$$v_t = \frac{1}{Q_t} \sum_{j=0}^{N-1} \tilde{v}_t^j (1 - \mathcal{F}_t^j) l_t^j.$$

Tomēr jāņem vērā, ka šis vienādojums nepalielina modeļa līdzsvara ierobežojumu skaitu, jo to var iegūt no [72], [22] un [14] līdzsvara vienādojuma.

²⁸ Šajā pētījumā izmantota atbilstības funkcijas Koba–Duglasa specifikācija. Turpretī dHRW pētījumā (16) autori izmanto $m_t = \frac{(1-L_t)v_t}{((1-L_t)^l + v_t^l)^{\frac{1}{l}}}$ (ar parametru $l = 1.27$, kas kalibrēts ASV datiem). Salīdzinājumam sk. pētījuma 3.1. apakšnodaļu.

C3.7. Vienošanās sistēmas raksturojums

Netieši pieņemts, ka mērogotā alga

$$w_t^i = \frac{w_t^i}{z_t^+ p_t^+},$$

ko maksā nodarbinātības aģentūra, kas nesen i periodos pagātnē atkārtoti veikusi algu vienošanās sarunas, vienmēr ir vienošanās algu līmeņa $[\underline{w}_t^i, \bar{w}_t^i]$, $i = 0, 1, \dots, N - 1$ ietvaros. Pētījumā $\bar{w}_t^i$ ir īpašība, ka, ja $w_t^i > \bar{w}_t^i$, nodarbinātības aģentūra izvēlas darbinieku nepieņemt darbā; savukārt $\underline{w}_t^i$ ir īpašība, ka, ja $w_t^i < \underline{w}_t^i$, darbinieks labāk izvēlas būt bezdarbnieks. Tagad tiks aplūkota $\underline{w}_t^i$ un $\bar{w}_t^i$ aprēķināšanas stratēģija.

Zemākā robeža $\underline{w}_t^i$ pielīdzina nullei i kohortā nodarbinātā guvumu $(1 - \mathcal{F}_t^i)(V_{z^+,t}^i - U_{z^+,t})$. [62] izteiksme nosaka, ka:

$$U_{z^+,t} = \underline{w}_t^i \zeta_{i,t} \frac{1-\tau^y}{1+\tau^w} - \zeta_t^h A_L \frac{\zeta_{i,t}^{1+\sigma_L}}{(1+\sigma_L)\psi_{z^+,t}} + \beta E_t \frac{\psi_{z^+,t+1}}{\psi_{z^+,t}} [\rho(1 - \mathcal{F}_{t+1}^{i+1})V_{z^+,t+1}^{i+1} + (1 - \rho + \rho\mathcal{F}_{t+1}^{i+1})U_{z^+,t+1}],$$

ja $i = 0, \dots, N - 1$. Stabilā līdzsvara stāvoklī tas ir:

$$\underline{w}_t^i = \frac{U_{z^+} + \zeta_t^h A_L \frac{\zeta_i^{1+\sigma_L}}{(1+\sigma_L)\psi_{z^+}} - \beta[\rho(1 - \mathcal{F}^{i+1})V_{z^+}^{i+1} + (1 - \rho + \rho\mathcal{F}^{i+1})U_{z^+}]}{\zeta_{i,t} \frac{1-\tau^y}{1+\tau^w}},$$

kur mainīgais bez laika apakšraksta apzīmē tā vērtību stabilā līdzsvara stāvoklī.

Tālāk aplūkota augšējā robeža $\bar{w}_t^i$, kas i kohortas aģentūras guvumu $J_{z^+,t}$ pielīdzina nullei $i = 0, \dots, N - 1$. No [59] vienādojuma aprēķina:

$$0 = \sum_{j=0}^{N-1-i} \beta^j \frac{\psi_{z^+,t+j}}{\psi_{z^+,t}} \left[\left(\bar{w}_{t+j} \frac{\varepsilon_{t+j}^j}{1-\mathcal{F}_{t+j}^j} - G_{t,j} \bar{w}_t^i \right) \zeta_{j,t+j} - \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}_{t+j}^j)^\varphi \right] \Omega_{t+j}^j + \beta^{N-i} \frac{\psi_{z^+,t+N-i}}{\psi_{z^+,t}} J_{z^+,t+N-i} \frac{\Omega_{t+N-i}^{N-i}}{1-\mathcal{F}_{t+N-i}^0},$$

ja $i = 0, \dots, N - 1$. Stabilā līdzsvara stāvoklī

$$0 = \sum_{j=0}^{N-1-i} \beta^j \left[\left(\bar{w} \frac{\varepsilon^j}{1-\mathcal{F}^j} - G_j \bar{w}^i \right) \zeta_j - \frac{\kappa}{\varphi} (\tilde{v}^j)^\varphi \right] \Omega^j + \beta^{N-i} J_{z^+} \frac{\Omega^{N-i}}{1-\mathcal{F}^0}.$$

Dinamiskai tautsaimniecībai papildu nezināmie lielumi ir $2N$ mainīgie, ko veido $\underline{w}_t^i$ un $\bar{w}_t^i$, ja $i = 0, 1, \dots, N - 1$. To atrisināšanai pieejams vienāds vienādojumu skaits.

C3.8. Pilna modeļa līdzsvara nosacījumu kopsavilkums

Šajā apakšnodaļā apkopoti darba tirgus vienādojumi, kuri definē līdzsvaru, un attēlots, kā tie integrēti finanšu frikciju modelī. Vienādojumi ietver N efektivitātes nosacījumus, kas nosaka nostrādāto stundu skaitu ([33]), darbaspēka kustības likumu

katrā kohortā ([15]), ar vakanču lēmumiem saistītos FOC ([37]) un ([40]), ja $j = 0, \dots, N - 1$, nodarbinātības aģentūras guvuma atvasinājumu attiecībā uz algas likmi ([61]), aģentūras mērogoto guvumu ([59]), darbinieka vērtības funkciju $V_{z^+,t}^i$ ([62]), darbinieka vērtības funkcijas atvasinājumu saistībā ar algas likmi ([64]), pieauguma korekcijas locekli $G_{t,j}$ ([39]), bezdarbnieku mērogotu vērtības funkciju ([58]), (atbilstoši modificētu) resursu ierobežojumu ([67]), atlaišanai izmantoto produktivitātes sliekšni ([52] un [56]), atlaišanas, kas raksturo $\tilde{J}_{z^+,t}^j$ ([57]), darba atrašanas vērtību ([21]), darba atrašanas rādītāju ([71]), vakances aizpildīšanas varbūtību ([72]), atbilstības funkciju ([22]), algu pārskatīšanu kohortās, kas algas neoptimizē ([34]), kopējo nodarbinātību ([69]), Ω_{t+j}^j ([60]), darbā pieņemšanas līmeni χ_t^i ([14]), atbilstības gadījumu skaitu (atbilstības funkciju) ([68]), kopējo efektīvo stundu aprēķinu ([70]), kā arī parametrus $\mathcal{M}_t^j$ ([63]), $\mathcal{F}_t^j$ ([32]), $\mathcal{E}_t^i$ ([31]), $\mathcal{G}_t^{j'}$ ([50]) un $\mathcal{F}_t^{j'}$ ([48]).

Finanšu frikciju modelī endogēno mainīgo sarakstam papildus pievieno šādus endogēnos mainīgos:

$$l_t^j, \mathcal{E}_t^j, \mathcal{F}_t^j, \varsigma_{j,t}, \mathcal{M}_t^j, \bar{a}_t^j, \tilde{v}_t^j, G_{t,j}, Q_t, \Omega_{t+j}^j, J_{w,t}, w_t, J_{z^+,t}, V_{z^+,t}^j, U_{z^+,t}, V_{w,t}^0, V_{z^+,t}^x, f_t, m_t, v_t, \chi_t^j, \tilde{\pi}_{w,t}, L_t, \mathcal{G}_t^{j'}, \mathcal{F}_t^{j'} \text{ un } \tilde{J}_{z^+,t}^j.$$

Pētījumā no finanšu frikciju modeļa izlaisti vienādojumi, kas nosaka algas ([4], [73], [74], [75] un [76]):

$$\begin{aligned} \dot{w}_t &= \left[(1 - \xi_w)(w_t)^{\frac{\lambda_w}{1-\lambda_w}} + \xi_w \left(\frac{\tilde{\pi}_{w,t}}{\pi_{w,t}} \dot{w}_{t-1} \right)^{\frac{\lambda_w}{1-\lambda_w}} \right]^{\frac{1-\lambda_w}{\lambda_w}} \\ &= \left[(1 - \xi_w) \left(\frac{1 - \xi_w \left(\frac{\tilde{\pi}_{w,t}}{\pi_{w,t}} \right)^{\frac{1}{1-\lambda_w}}}{1 - \xi_w} \right)^{\lambda_w} + \xi_w \left(\frac{\tilde{\pi}_{w,t}}{\pi_{w,t}} \dot{w}_{t-1} \right)^{\frac{\lambda_w}{1-\lambda_w}} \right]^{\frac{1-\lambda_w}{\lambda_w}} \end{aligned} \quad [73],$$

$$F_{w,t} = \frac{\psi_{z^+,t}}{\lambda_w} \dot{w}_t^{\frac{-\lambda_w}{1-\lambda_w}} h_t^{\frac{1-\tau^y}{1+\tau^w}} + \beta \xi_w E_t \left(\frac{\bar{w}_{t+1}}{\bar{w}_t} \right) \left(\frac{\tilde{\pi}_{w,t+1}}{\pi_{w,t+1}} \right)^{1+\frac{\lambda_w}{1-\lambda_w}} F_{w,t+1} \quad [74],$$

$$K_{w,t} = \zeta_t^h \left(\dot{w}_t^{\frac{-\lambda_w}{1-\lambda_w}} h_t \right)^{1+\sigma_L} + \beta \xi_w E_t \left(\frac{\tilde{\pi}_{w,t+1}}{\pi_{w,t+1}} \right)^{\frac{\lambda_w}{1-\lambda_w}(1+\sigma_L)} K_{w,t+1} \quad [75],$$

$$\frac{1}{A_L} \left[\frac{1 - \xi_w \left(\frac{\tilde{\pi}_{w,t}}{\pi_{w,t}} \right)^{\frac{1}{1-\lambda_w}}}{1 - \xi_w} \right]^{1-\lambda_w(1+\sigma_L)} \bar{w}_t F_{w,t} = K_{w,t} \quad [76],$$

kur punkts (.) virs w izsaka algu dispersiju (sk. CTW).

Modeļa dinamiku raksturo finanšu frikciju modeļa vienādojumi, kas papildināti ar nodarbinātības frikciju blokā aplūkotojumiem vienādojumiem. Visbeidzot, nepieciešama resursu ierobežojuma korekcija, lai iekļautu monitoringa un darbā

pieņemšanas (rekrutēšanas) izmaksas. Lai izslēgtu minētās izmaksas, veikta atbilstoša mērītā IKP korekcija.

C4. Mērījumu vienādojumi

Tālāk aplūkoti mērījumu vienādojumi, kas izmantoti modeļa un datu sasaistē. Pētījumā inflācijas un procentu likmju datu laikrindas ir procentuāli attiecinātas uz gadu, tādējādi tādus pat pārveidojumus veic modeļa rādītājiem, t.i., reizina ar 400:

$$R_t^{data} = 400(R_t - 1) - \vartheta_1 400(R - 1)$$

$$R_t^{*,data} = 400(R_t^* - 1) - \vartheta_1 400(R^* - 1)$$

$$\pi_t^{d,data} = 400 \log \pi_t - \vartheta_1 400 \log \pi + \varepsilon_{\pi,t}^{me}$$

$$\pi_t^{c,data} = 400 \log \pi_t^c - \vartheta_1 400 \log \pi^c + \varepsilon_{\pi^c,t}^{me}$$

$$\pi_t^{i,data} = 400 \log \pi_t^i - \vartheta_1 400 \log \pi^i + \varepsilon_{\pi^i,t}^{me}$$

$$\pi_t^{*,data} = 400 \log \pi_t^* - \vartheta_1 400 \log \pi^*,$$

kur $\varepsilon_{i,t}^{me}$ izsaka attiecīgo mainīgo mērījuma kļūdas. Turklāt $\vartheta_1 \in \{0,1\}$ ļauj izmantot vidējotus vai nevidējos datus. Dati par procentu likmēm un ārvalstu inflāciju nav vidējoti. Iekšzemes inflācijas līmenis ir vidējots.

Pētījumā izmantotas nevidējota kopējā nostrādāto stundu skaita pirmās starpības

$$\Delta \log H_t^{data} = 100 \Delta \log H_t + \varepsilon_{H,t}^{me}.$$

Pārējiem rādītājiem izmantoti vidējoti pirmās starpības dati. Tas paredz $\vartheta_2 = 1$:

$$\Delta \log Y_t^{data} = 100 \left(\log \mu_{z^+,t} + \Delta \log \left[y_t - p_t^i a(u_t) \frac{\bar{k}_t}{\mu_{\psi,t} \mu_{z^+,t}} - d_t - \frac{\kappa}{2} \sum_{j=0}^{N-1} (\tilde{v}_t^j)^2 (1 - \mathcal{F}_t^j) l_t^j \right] \right)$$

$$- \vartheta_2 100 (\log \mu_{z^+}) + \varepsilon_{y,t}^{me}$$

$$\Delta \log Y_t^{*,data} = 100 (\log \mu_{z^+,t} + \Delta \log y_t^*) - \vartheta_2 100 (\log \mu_{z^+})$$

$$\Delta \log C_t^{data} = 100 (\log \mu_{z^+,t} + \Delta \log c_t) - \vartheta_2 100 (\log \mu_{z^+}) + \varepsilon_{c,t}^{me}$$

$$\Delta \log X_t^{data} = 100 (\log \mu_{z^+,t} + \Delta \log x_t) - \vartheta_2 100 (\log \mu_{z^+}) + \varepsilon_{x,t}^{me}$$

$$\Delta \log q_t^{data} = 100 \Delta \log q_t + \varepsilon_{q,t}^{me}$$

$$\Delta \log M_t^{data} = 100 (\log \mu_{z^+,t} + \Delta \log Imports_t) - \vartheta_2 100 (\log \mu_{z^+}) + \varepsilon_{M,t}^{me}$$

$$= 100 \left[\log \mu_{z^+,t} + \Delta \log \left(c_t^m (p_t^{m,c})^{\frac{\lambda_{m,c}}{1-\lambda_{m,c}}} + i_t^m (p_t^{m,i})^{\frac{\lambda_{m,i}}{1-\lambda_{m,i}}} + x_t^m (p_t^{m,x})^{\frac{\lambda_{m,x}}{1-\lambda_{m,x}}} \right) \right] - \vartheta_2 100 (\log \mu_{z^+}) + \varepsilon_{M,t}^{me}$$

$$\Delta \log I_t^{data} = 100 [\log \mu_{z^+,t} + \log \mu_{\psi,t} + \Delta \log i_t] - \vartheta_2 100 (\log \mu_{z^+} + \log \mu_{\psi}) + \varepsilon_{I,t}^{me}$$

$$\Delta \log G_t^{data} = 100(\log \mu_{z^+,t} + \Delta \log g_t) - \vartheta_2 100(\log \mu_{z^+}) + \varepsilon_{g,t}^{me}.$$

Jāņem vērā, ka ne mērītajā IKP, ne investīcijās nav iekļautas kapitāla uzturēšanai nepieciešamās investīciju preces. Lai aprēķinātu mērīto IKP, izslēgtas arī monitoringa un rekrutēšanas izmaksas.

Reālo algu modelī novērtē ar nodarbinātības svāriem svērtu vidējo Neša vienošanās algu:

$$w_t^{avg} = \frac{1}{L} \sum_{j=0}^{N-1} l_t^j G_{t-j,j} w_{t-j} \bar{w}_{t-j}.$$

Saskaņā ar šo novērtējumu iegūst šādu vidējotas pirmās starpības algas mērījuma vienādojumu:

$$\begin{aligned} \Delta \log(W_t/P_t)^{data} &= 100 \Delta \log \frac{\bar{w}_t}{z_t^+ P_t} = \\ &100(\log \mu_{z^+,t} + \Delta \log w_t^{avg}) - \vartheta_2 100(\log \mu_{z^+}) + \varepsilon_{W/P,t}^{me}. \end{aligned}$$

Visbeidzot, tiek mērīta vidējota pirmās starpības tūrā vērtība, procentu likmju starpība un bezdarbs:

$$\Delta \log N_t^{data} = 100(\log \mu_{z^+,t} + \Delta \log n_t) - \vartheta_2 100(\log \mu_{z^+}) + \varepsilon_{N,t}^{me}$$

$$\Delta \log Spread_t^{data} = 100 \Delta \log(z_{t+1} - R_t) = 100 \Delta \log \left(\frac{\bar{\omega}_{t+1} R_{t+1}^k}{1 - \frac{n_{t+1}}{p_{kt,t} k_{t+1}}} - R_t \right) + \varepsilon_{Spread,t}^{me}$$

$$\Delta \log Unemp_t^{data} = 100 \Delta \log(1 - L_t) + \varepsilon_{Unemp,t}^{me}.$$

Vakances modeļa versijā ar novērotajām vakancēm tiek mērītas kā kopējā vakanču skaita pirmā starpība.

LITERATŪRA

1. ADJEMIAN, Stéphane, BASTANI, Houtan, JUILLARD, Michel, KARAMÉ, Frédéric, MIHOUBI, Ferhat, PERENDIA, George, PFEIFER, Johannes, RATTO, Marco, VILLEMOT, Sébastien. *Dynare: Reference Manual, Version 4*. Dynare Working Papers Series, No. 1, CEPREMAP, April 2011. 160 p.
2. ADOLFSON, Malin, LASÉEN, Stefan, LINDÉ, Jesper, VILLANI, Mattias. Evaluating an Estimated New Keynesian Small Open Economy Model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 32, issue 8, August 2008, pp. 2690–2721.
3. AMARAL, Pedro S., TASCI, Murat. *The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies across OECD Countries*. Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper, No. 12-36R, December 2012. 52 p.
4. ANDOLFATTO, David. Business Cycles and Labor-Market Search. *American Economic Review*, vol. 86, No. 1, March 1996, pp. 112–132.
5. BARRO, Robert. Long-Term Contracting, Sticky Prices, and Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, vol. 3, issue 3, 1977, pp. 305–316.
6. BERNANKE, Ben, GERTLER, Mark, GILCHRIST, Simon. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. *No: Handbook of Macroeconomics*. Ed. by J. B. Taylor and M. Woodford, Elsevier Science, vol. 1, part C, Chapter 21, 1999, pp. 1341–1393.
7. BUSS, Ginters. Financial Frictions in Latvia. *Empirical Economics*, October 2015. DOI: 10.1007/s00181-015-1014-z [skatīts 17.11.2015.]. Pieejams: <http://link.springer.com/article/10.1007/s00181-015-1014-z>.
8. CHRISTIANO, Lawrence J., EICHENBAUM, Martin S., EVANS, Charles L. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, vol. 113, No. 1, 2005, pp. 1–45.
9. CHRISTIANO, Lawrence J., EICHENBAUM, Martin S., TRABANDT, Mathias. *Unemployment and Business Cycles*. National Bureau of Economic Research Working Paper Series, No. 19265, August 2013. 43 p.
10. CHRISTIANO, Lawrence J., TRABANDT, Mathias, VALENTIN, Karl. *Involuntary Unemployment and the Business Cycle*. National Bureau of Economic Research Working Paper Series, No. 15801, March 2010. 53 p.
11. CHRISTIANO, Lawrence J., TRABANDT, Mathias, VALENTIN, Karl. Introducing Financial Frictions and Unemployment into a Small Open Economy Model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 35, issue 12, December 2011, pp. 1999–2041.
12. DIEBOLD, Francis X., MARIANO, Roberto S. Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 13, No. 3, July 1995, pp. 253–263.
13. DIXIT, Avinash K., STIGLITZ, Joseph E. Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *American Economic Review*, vol. 67, No. 3, June 1977, pp. 297–308.

14. ERCEG, Christopher J., HENDERSON, Dale W., LEVIN, Andrew T. Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts. *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, issue 2, 2000, pp. 281–313.
15. FISHER, Irving. The Debt-Deflation Theory of Great Depressions. *Econometrica*, vol. 1, No. 4, October 1933, pp. 337–357.
16. DEN HAAN, Wouter J., RAMEY, Garey, WATSON, Joel. Job Destruction and Propagation of Shocks. *American Economic Review*, vol. 90, No. 3, June 2000, pp. 482–498.
17. HAGEDORN, Marcus, MANOVSKII, Iouri. The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies Revisited. *American Economic Review*, vol. 98, No. 4, September 2008, pp. 1692–1706.
18. HALL, Robert E. Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness. *American Economic Review*, vol. 95, No. 1, March 2005, pp. 50–65.
19. HALL, Robert E. Employment Efficiency and Sticky Wages: Evidence from Flows in the Labor Market. *Review of Economics and Statistics*, vol. 87, No. 3, August 2005, pp. 397–407.
20. HALL, Robert E., MILGROM, Paul R. The Limited Influence of Unemployment on the Wage Bargain. *American Economic Review*, vol. 98, No. 4, September 2008, pp. 1653–1674.
21. LJUNGQVIST, Lars, SARGENT, Thomas J. *The Fundamental Surplus in Matching Models*. CEPR Discussion Papers, No. 10489, March 2015. 48 p.
22. MERZ, Monika. Search in the Labor Market and the Real Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, vol. 36, issue 2, 1995, pp. 269–300.
23. MORTENSEN, Dale T., NAGYPÁL, Éva. More on Unemployment and Vacancy Fluctuations. *Review of Economic Dynamics*, vol. 10, issue 3, July 2007, pp. 327–347.
24. MORTENSEN, Dale T., PISSARIDES, Christopher A. Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment. *Review of Economic Studies*, vol. 61, No. 3, July 1994, pp. 397–415.
25. REICHLING, Felix, WHALEN, Charles. *Review of Estimates of the Frisch Elasticity of Labor Supply*. Congressional Budget Office Working Paper, No. 2012-13, October 2012. 13 p.
26. SHIMER, Robert. The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies. *American Economic Review*, vol. 95, No. 1, March 2005, pp. 25–49.
27. SHIMER, Robert. Reassessing the Ins and Outs of Unemployment. *Review of Economic Dynamics*, vol. 15, issue 2, April 2012, pp. 127–148.
28. STEHRER, Robert. *Accounting Relations in Bilateral Value Added Trade*. The Vienna Institute for International Economic Studies Working Papers, No. 101, May 2013. 59 p.