

VILNIAUS UNIVERSITETAS  
MATEMATIKOS IR INFORMATIKOS FAKULTETAS  
**MATEMATINĖS STATISTIKOS KATEDRA**

Anastazja Ulanovska

\_\_\_\_\_  
(parašas)

**EKONOMINIO MODELIO TYRIMAS SU DYNARE IR WINBUG  
PROGRAMOMIS**

**Magistro baigiamasis darbas**

Vilnius, 2011

Darbo vadovas:

dr. Rimantas Eidukevičius \_\_\_\_\_  
(parašas)

Recenzentas:

Doc., dr. Vytautas Kazakevičius \_\_\_\_\_  
(parašas)

Registracijos Nr.: .....

Darbo gynimo data: 06.06.2011

## TURINYS

ĮVADAS.....	4
1. TEORINĖ DALIS.....	6
1.1. Bajeso formulė.....	6
1.2. Stochastinio modelio sprendimas.....	7
1.2.1. Bendras modelio pavidalas.....	7
1.2.2. Modelio sprendimas.....	8
1.2.3. Blanchard ir Kahn metodas.....	9
1.2.4. Tikėtinumo funkcijos konstravimas.....	14
1.2.5. Tikėtinumo funkcijos maksimizavimas.....	15
1.2.6. Metropolio–Hastingso algoritmas.....	16
2. PRAKTINĖ DALIS.....	17
2.1. Stochastinis modelis be finansinių ryšių.....	17
2.1.1. Modelio duomenys.....	17
2.1.2. Duomenų aprioriniai skirstiniai.....	19
2.1.3. Stochastinio modelio aprašymas.....	21
2.1.4. Stacionarus modelio sprendinys.....	25
2.2. Dynare programos aprašymas.....	27
2.2.1. Pažymėjimai.....	27
2.2.2. Pagrindinio failo dsge_us.mod struktūra.....	28
2.2.3. Failo dsge_us_steadystate.m struktūra.....	33
2.2.4. Rezultatai.....	34
2.3. Winbug programa.....	37
2.3.1. Programos aprašymas.....	38
2.3.2. Rezultatai.....	40
2.4. Rezultatų palyginimas.....	41
IŠVADOS.....	44
SANTRAUKA.....	45
SUMMARY.....	46
LITERATŪRA IR ŠALTINIAI.....	47
PRIEDAI.....	49

## ĮVADAS

Šiuolaikinės matematinės statistikos metodai naudojami įvairiose mokslo srityse: ekonomikoje, medicinoje, sociologijoje, geologijoje, fizikoje, biologijoje ir t. t. Šis darbas iliustruoja, kaip statistiniai metodai pritaikomi ekonomikos mokslų srityje. Ekonomikos mokslų srityje tyrimų metu surinktų duomenų analizei taikomi Bajeso statistiniai metodai.

Šiuo metu matematinių ir statistinių modelių vertinimas, taikant Bajeso metodologiją, tapo ypač aktualus. Bajeso metodai, kaip alternatyva klasikiniams statistikos metodams, leidžia tiksliau ir išsamiau įvertinti modelius. Naudojant šį metodą panaudojama visa turima informacija apie imtį, gaunami tikslesni rezultatai. Bajeso metodas suteikia naujas, gana plačias galimybes matematiniam modeliavimui. Šiuolaikinė technika leidžia panaudoti vertinimo algoritmus, kurių pagrindą sudaro atsitiktinių dydžių generavimas.

Bajeso metodai taikomi vertinant ARMA (AutoRegressive Moving Average), VAR (Vector Autoregression), DSGE (Dynamic stochastic general equilibrium) ir kitus modelius. Pastaraisiais metais, dinaminiai stochastiniai stacionarūs modeliai tapo labai populiarūs makroekonomikoje. Todėl šiame darbe yra nagrinėjamas DSGE modelis.

Darbo temą pasiūlė įmonė „Euromonitor International“. Tai tarptautinė įmonė, atliekanti rinkos, industrijos, šalių, gyvensenos, kompanijų ir kitus tyrimus. Įmonė bendradarbiauja su pirmaujančiais tarptautiniais klientais, analizuoja kompanijas ir rinkas pagal 200 kategorijų daugiau nei 80 valstijų.

Šio darbo pagrindinis ir svarbiausias tikslas buvo pakartoti I.Carabenciov, I.Ermolaev, Ch.Freedman, M.Juillard, O.Kamenik, D.Korshunov, D.Laxton straipsnio „A Small Quarterly Projection Model of the US Economy“ rezultatus. Modelis aprašomas straipsnyje bei nagrinėjamas darbe yra dalis globalaus modelio, kuris apjungs kelių valstybių modelius.

Šis straipsnis aprašo Jungtinių Amerikos Valstijų dinaminį stochastinį stacionarų modelį, be finansinių ryšių. Modelyje naudojami keturi Jungtinių Valstijų ekonomikos rodikliai: realusis BVP, nedarbo lygis, infliacija ir federalinių fondų palūkanų norma. Rodikliai stebimi 1994 m. I ketv. – 2009 m. II ketv. laikotarpiu. Duomenis pateikė „Euromonitor International“ įmonė.

Mano darbo tikslai buvo:

- išnagrinėti Bajeso statistiką
- išnagrinėti DSGE modelių struktūrą
- įvertinti modelį su Dynare programa
- įvertinti modelį su Winbugs programa
- palyginti gautus rezultatus.

Darbą sudaro dvi dalys: teorinė ir praktinė. Teorinėje dalyje aprašyti dinaminių stochastinių stacionarių modelių sprendimo etapai, kurie realizuojami praktinėje dalyje. Praktinėje dalyje pirmame skyrelyje aprašomi pradiniai duomenys. Daliai grafikų nubrėžti buvo naudojamas R paketas. Antrame skyrelyje modelis programuojamas Dynare programa. Trečiame skyrelyje modelis programuojamas Winbugs programa. Ketvirtame skyrelyje atliekamas gautų rezultatų palyginimas SAS sistema. Darbo pabaigoje pateiktos išvados, santrauka lietuvių ir anglų kalbomis, naudotos literatūros bei šaltinių sąrašas ir priedai.

# 1. TEORINĖ DALIS

## 1.1. Bajeso formulė

Tegu duota skirstinių šeima  $\mathfrak{S} = \{F(y|\theta), \theta \in \Theta\}$ , kuriai priklauso stebimo atsitiktinio dydžio  $Y$  skirstinys,  $\Theta$  - skirstinio parametrų aibė. Tarkime, stebimas atsitiktinis dydis  $Y$ , jo realizacijos nepriklausomi vienodai pasiskirstę atsitiktiniai dydžiai  $(y_1, y_2, \dots, y_n)$ ,  $n$  - imties dydis.

Atsitiktinio dydžio  $Y$  tankis yra žymimas  $f(y|\theta)$ , tai yra bendras imties ir parametro  $\theta$  tankis.

Norima daryti išvadas apie  $\theta$  parametą, kuris charakterizuojamas tankiu  $\pi(\theta)$ . Ši charakteristika vadinama aprioriniu parametro skirstiniu. Labai svarbu tinkamai parinkti  $\theta$  parametro apriorinį skirstinį.

Prisiminkime sąlyginės tikimybės formulę:

$$p(y|\theta) = f(y|\theta) \cdot \pi(\theta) \quad (1.1.1)$$

Iš kitos pusės, sąlyginės tikimybės formulę:

$$\pi(\theta) = \frac{p(y|\theta)}{f(y)} \quad (1.1.2)$$

Įstatę (1.1.2) į (1.1.1) gaunam Bajeso formulę:

$$\pi(\theta|y) = \frac{f(y|\theta) \cdot \pi(\theta)}{f(y)} \quad (1.1.3)$$

Posteriorinis pasiskirstymo tankis  $\pi(\theta|y)$  aprašo kaip keičiasi  $\theta$  skirstinys, lyginant su aprioriniu pasiskirstymo tankiu  $f(y|\theta)$ , kai panaudojama informacija esanti imtyje  $Y$ .

Diskrečiu atveju, kai turima  $m$  kintamųjų  $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m)$ , Bajeso formulė turi pavidalą (žiūrėti [8], 25 p.; [3]):

$$\pi(\theta_j|y) = \frac{f(y|\theta_j) \cdot \pi(\theta_j)}{f(y)} = \frac{f(y|\theta_j) \cdot \pi(\theta_j)}{\sum_{i=1}^m \pi(\theta_i) f(y|\theta_i)}. \quad (1.1.4)$$

Tolydžiu atveju, kai  $Y$  ir  $\theta$  absoliučiai tolydūs atsitiktiniai dydžiai, Bajeso formulė turi pavidalą:

$$\pi(\theta|y) = \frac{f(y|\theta) \cdot \pi(\theta)}{\int_{\Theta} f(y|\theta) \cdot \pi(\theta) d\theta}. \quad (1.1.5)$$

## 1.2. Stochastinio modelio sprendimas

### 1.2.1. Bendras modelio pavidalas

Bendras stochastinio modelio pavidalas (žiūrėti [11], 78 p.):

$$E_t\{f(y_{t-1}, y_t, y_{t+1}, u_t)\} = 0 \quad (1.2.1.1)$$

$$E(u_t) = 0$$

$$E(u_t u_t') = 0$$

$$E(u_t u_\tau') = 0, \quad t \neq \tau$$

kur:  $y$  – endogeninių kintamųjų vektorius,

$u$  – egzogeninių šokų vektorius.

Šios sistemos sprendinys – dabartinis momentas priklausantis nuo praeito momento, dabartinio šoko ir stochastinio skalės parametro. Sprendinys turi pavidalą:

$$y_t = g(y_{t-1}, u_t, \sigma_t)$$

Tada  $y_{t+1}$  galima užrašyti kaip:

$$y_{t+1} = g(y_t, u_{t+1}, \sigma_{t+1}) = g(g(y_{t-1}, u_t, \sigma_t), u_{t+1}, \sigma_{t+1})$$

Galima pažymėti naują funkciją  $F$  tokią, kad:

$$\begin{aligned} F(y_{t-1}, u_t, u_{t+1}, \sigma_t) &= f(y_{t+1}, y_t, y_{t-1}, u_t) \\ &= f(g(g(y_{t-1}, u_t, \sigma_t), u_{t+1}, \sigma_{t+1}), g(y_{t-1}, u_t, \sigma_t), y_{t-1}, u_t) \end{aligned}$$

Tada bendrą modelio pavidalą perrašyti:

$$E_t\{(y_{t-1}, u_t, u_{t+1}, \sigma_t)\} = 0$$

Taigi, modelis aprašomas praeitais momentais, dabartiniais ir būsimais šokais, bei skalės parametru.

Pažymim:

- $\bar{y}$  – deterministinis pusiausvyros taškas
- $F^{(1)}(y_{t-1}, u_t, u_{t+1}, \sigma_t)$  – funkcijos  $F$  Teiloro skleidinys taške  $(\bar{y}, 0, 0, 0)$
- $u_{t+1} = \sigma \varepsilon_{t+1}$
- $\hat{y} = y_{t-1} - \bar{y}$
- $u = \varepsilon_t$

- $f_{y_+} = \frac{df}{dy_{t+}}, f_{y_0} = \frac{df}{dy_t}, f_{y_-} = \frac{df}{dy_{t-}}, f_u = \frac{df}{du_t}.$

Deterministinis pusiausvyros taškas tenkina tokias lygybes:

$$f(\bar{y}, \bar{y}, \bar{y}, 0) = 0$$

$$\bar{y} = g(\bar{y}, 0, 0)$$

Pirmos eilės Teiloro skleidinys aplink  $\bar{y}$ :

$$\begin{aligned} E_t\{F^1(y_{t-}, u_t, u_{t+}, \sigma_t)\} &= f(\bar{y}, \bar{y}, \bar{y}, 0) + f_{y_+}(g_y(g_y \hat{y} + g_u u + g_\sigma \sigma) + g_\sigma \sigma) \\ &+ f_{y_0}(g_y \hat{y} + g_u u + g_\sigma \sigma) + f_{y_-} \hat{y} + f_u \\ &= (f_{y_+} g_y g_y + f_{y_0} g_y + f_{y_-}) \hat{y} + (f_{y_+} g_y g_u + f_{y_0} g_u + f_u) u \\ &+ (f_{y_+} g_y g_\sigma + f_{y_0} g_\sigma) \sigma = 0 \end{aligned} \quad (1.2.1.2)$$

## 1.2.2. Modelio sprendimas

Iš (1.2.1.2) formulės turime:

$$E_t\{F^1(y_{t-}, u_t, u_{t+}, \sigma_t)\} = \underbrace{(f_{y_+} g_y g_y + f_{y_0} g_y + f_{y_-}) \hat{y}}_A + \underbrace{(f_{y_+} g_y g_u + f_{y_0} g_u + f_u) u}_B + \underbrace{(f_{y_+} g_y g_\sigma + f_{y_0} g_\sigma) \sigma}_C = 0$$

Aukščiau esanti formulė galioja bet kokiems  $\hat{y}$ ,  $u$  ir  $\sigma$ . Todėl kiekvienas reiškinys  $A$ ,  $B$  ir  $C$  turi būti lygus 0, kad galėtumėm išspręsti lygybę.

Toliau modelis sprendžiamas pagal Klein ir Sims pasiūlytą algoritmą.

$$(f_{y_+} g_y g_y + f_{y_0} g_y + f_{y_-}) \hat{y} = 0$$

$$f_{y_+} g_y g_y \hat{y} = -(f_{y_0} g_y + f_{y_-}) \hat{y}$$

Užrašome matricių pavidalu:

$$\begin{bmatrix} 0 & f_{y_+} \\ \mathbf{I} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{I} \\ \mathbf{z}_y \end{bmatrix} \mathbf{z}_y \hat{y} = \begin{bmatrix} -f_{y_-} & -f_{y_0} \\ 0 & \mathbf{I} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{I} \\ \mathbf{z}_y \end{bmatrix} \hat{y}$$

$$\begin{bmatrix} 0 & f_{y_+} \\ \mathbf{I} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_y \hat{y} \\ -g_y g_y \hat{y} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -f_{y_-} & -f_{y_0} \\ 0 & \mathbf{I} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{y} \\ g_y \hat{y} \end{bmatrix}$$

Buvo žymėta:

- $\hat{y} = y_{t-1} - \bar{y}$
- $\bar{y} = \mathbf{z}_y \bar{y}$



- $y = g_y y_{t-1}$
- Iš paskutinių dvejų lygčių išplaukia tokie sąryšiai:

$$g_y \hat{y} = g_y (y_{t-1} - \bar{y}) \Rightarrow g_y y_{t-1} - g_y \bar{y} = y_t - \bar{y}.$$

Tada galima užrašyti:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 0 & f_{y_0} \\ \mathbf{I} & 0 \end{bmatrix}}_D \begin{bmatrix} y_t - \bar{y} \\ y_{t+1} - \bar{y} \end{bmatrix} = \underbrace{\begin{bmatrix} -f_{y_1} & -f_{y_0} \\ 0 & \mathbf{I} \end{bmatrix}}_E \begin{bmatrix} y_{t-1} - \bar{y} \\ y_t - \bar{y} \end{bmatrix}$$

Turime aproksimuotą modelį:

$$Dx_{t+1} = Ex_t \quad (1.2.2.1)$$

Čia pažymėta

$$x_{t+1} = \begin{bmatrix} y_t - \bar{y} \\ y_{t+1} - \bar{y} \end{bmatrix} \text{ ir } x_t = \begin{bmatrix} y_{t-1} - \bar{y} \\ y_t - \bar{y} \end{bmatrix}.$$

Ieškoma modelio sprendinių:  $g_y, g_u, g_\sigma$ .

### 1.2.3. Blanchard ir Kahn metodas

Ieškome modelio aprašyto (1.2.2.1) lygtimi sprendinių (žiūrėti [6], 14 p.).

Kai matrica  $D$  turi atvirkštinę matricą tai naudojama Jordan'o dekompozicija, jei ne, Shur'o.

Tada

$$\begin{aligned} x_{t+1} &= \underbrace{D^{-1}E}_A x_t \\ x_{t+1} &= Ax_t \end{aligned} \quad (1.2.3.1)$$

$$\text{kur } x_{t+1} = \begin{bmatrix} v_{t+1} - \bar{y} \\ v_{t+2} - \bar{y} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} g_y \hat{y} \text{ ir } x_t = \begin{bmatrix} v_t - \bar{y} \\ v_{t+1} - \bar{y} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} \hat{y}.$$

Čia

- $(y_t - \bar{y})$  – vektorius  $n_1 \times$  atgal žiūrinių kintamųjų
- $(y_{t+1} - \bar{y})$  vektorius  $n_2 \times$  į priekį žiūrinių kintamųjų
- $D$  ir  $E$  – yra  $(n_1 + n_2) \times (n_1 + n_2)$  matricos
- $D^{-1}E = A$  – yra  $(n_1 + n_2) \times (n_1 + n_2)$  matricos.

Modelio sprendimas taikant Jordan'o dekompoziciją:

Pažymėkime:

- $A = P\Lambda P^{-1}$  – matricos  $A$  Jordan'o dekompozicija
- $P$  – matrica  $P = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{pmatrix}$ ,  $P^{-1} = \begin{pmatrix} P_{11}^* & P_{12}^* \\ P_{21}^* & P_{22}^* \end{pmatrix}$
- $\Lambda$  – tikrinių vektorių diagonalinė matrica  $\Lambda = \begin{bmatrix} \Lambda_1 & 0 \\ 0 & \Lambda_2 \end{bmatrix}$
- $\Lambda_1$  – tikrinės reikšmės gulinčios ant vienetinio skritulio arba viduje
- $\Lambda_2$  – tikrinės reikšmės gulinčios vienetinio skritulio išorėje
- $\{\lambda_i\}_{i=1}^{n_1+n_2}$  – tikrinės reikšmės,  $|\lambda_1| < |\lambda_2| < \dots < |\lambda_{n_1+n_2}|$
- $\{d_i\}_{i=1}^{n_1+n_2}$  – susiję tikriniai vektoriai

Pritaikome Jordan'o dekompoziciją matricai  $A$ :

$$A = P\Lambda P^{-1} = \begin{bmatrix} d_1 & d_2 & \dots & d_{n_1+n_2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & \lambda_{n_1+n_2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_1 & d_2 & \dots & d_{n_1+n_2} \end{bmatrix}^{-1}.$$

Užrašykime Blanchard-Kahn sąlygą:

- 1)  $\Lambda_2 = n_2$ , tai sistema, turi vienintelį sprendinį
- 2)  $\Lambda_2 > n_2$ , sistema neturi sprendinių
- 3)  $\Lambda_2 < n_2$ , sistema turi begalo daug sprendinių.

Tarkime, kad sistema turi vienintelį sprendinį  $\Lambda_2 = n_2$ . Be to galime sakyti, kad sistema turi vienintelį sprendinį, jeigu skaičius nepastovių tikrinių vektorių yra lygus į priekį žiūrinčių kintamųjų skaičiui.

Iš (1.2.3.1) lygties išplaukia

$$\begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} g_y \hat{y} = A \begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} \hat{y} \Rightarrow$$

$$\begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} g_y \hat{y} = P\Lambda P^{-1} \begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} \hat{y} \Rightarrow$$

$$P^{-1} \begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} g_y \hat{y} = \begin{bmatrix} \Lambda_1 & 0 \\ 0 & \Lambda_2 \end{bmatrix} P^{-1} \begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} \hat{y} \Rightarrow$$

$$\underbrace{\begin{pmatrix} P_{11}^* & P_{12}^* \\ P_{21}^* & P_{22}^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} I \\ \mathbf{g}_y \end{pmatrix}}_{\begin{bmatrix} \hat{\mathbf{g}}_y \\ \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} \end{bmatrix}} \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} = \begin{bmatrix} \Lambda_1 & 0 \\ 0 & \Lambda_2 \end{bmatrix} \underbrace{\begin{pmatrix} P_{11}^* & P_{12}^* \\ P_{21}^* & P_{22}^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} I \\ \mathbf{g}_y \end{pmatrix}}_{\begin{bmatrix} \hat{\mathbf{y}} \\ \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} \end{bmatrix}} \hat{\mathbf{y}}$$

Matrica  $\Lambda$  yra diagonalinė, todėl galime atskirti viršutines ir apatines lygtis. Iš antros lygybės pusės galime užrašyti

$$\begin{aligned} P_{11}^* \hat{\mathbf{y}} + P_{12}^* \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} &= \hat{\mathbf{y}} \\ P_{21}^* \hat{\mathbf{y}} + P_{22}^* \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} &= \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} \end{aligned}$$

Tada

$$\begin{bmatrix} \hat{\mathbf{y}} \\ \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda_1 & 0 \\ 0 & \Lambda_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\mathbf{y}} \\ \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} \end{bmatrix}$$

$\hat{\mathbf{y}}$  -stacionarus, nes  $\Lambda_1$  - reikšmės guli ant vienetinio skritulio arba viduje

$\mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}}$  - nestacionarus, nes  $\Lambda_2$  - reikšmės guli vienetinio skritulio išorėje.

Sprendžiam gautas dvi lygtis:

Pirmiausia sprendžiam nestacionarią transformuotą lygtį laiku  $t+j$ :

$$\mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}}_{t+j} = (\Lambda_2)^j \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}}$$

Kai  $|\Lambda_2| > 1$ , tai stacionarus sprendinys yra  $\mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} = 0 \forall$

$$\mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} = P_{21}^* \hat{\mathbf{y}} + P_{22}^* \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} = 0 \Rightarrow \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} = - (P_{22}^*)^{-1} P_{21}^* \hat{\mathbf{y}}$$

Tada sprendžiam stacionarią lygtį laiku  $t+j$ :

$$\hat{\mathbf{y}}_{t+j} = (\Lambda_1)^j \hat{\mathbf{y}}_t$$

Kai  $|\Lambda_1| < 1$  nėra problemų su nestabilumu

$$\begin{aligned} \hat{\mathbf{y}} &= P_{11}^* \hat{\mathbf{y}} + P_{12}^* \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} \\ \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} &= - (P_{22}^*)^{-1} P_{21}^* \hat{\mathbf{y}} \end{aligned} \Rightarrow \hat{\mathbf{y}} = (P_{11}^* - P_{12}^* P_{22}^{*-1} P_{21}^*) \hat{\mathbf{y}}$$

Iš gautų sąryšių išplaukia:

$$\left. \begin{aligned} \hat{\mathbf{y}} &= \Lambda_1 \hat{\mathbf{y}} \\ \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} &= (P_{11}^* - P_{12}^* P_{22}^{*-1} P_{21}^*) \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} \\ \hat{\mathbf{y}} &= (P_{11}^* - P_{12}^* P_{22}^{*-1} P_{21}^*) \hat{\mathbf{y}} \end{aligned} \right\} \Rightarrow \mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} = (P_{11}^* - P_{12}^* P_{22}^{*-1} P_{21}^*)^{-1} \Lambda_1 (P_{11}^* - P_{12}^* P_{22}^{*-1} P_{21}^*) \hat{\mathbf{y}}$$

Taigi gaunam tokius rezultatus:

$$\mathbf{g}_y \hat{\mathbf{y}} = (P_{11}^* - P_{12}^* P_{22}^{*-1} P_{21}^*)^{-1} \Lambda_1 (P_{11}^* - P_{12}^* P_{22}^{*-1} P_{21}^*) \hat{\mathbf{y}}$$

$$g_y = -\lambda_{22}^{*-} P_{21}^*$$

Modelio sprendimas taikant Shur'o dekompozicija:

Ieškome modelio aprašyto (1.2.2.1) lygtimi sprendinių (žiūrėti [17]).

Čia  $x_{t+1} = \begin{bmatrix} v_{t+1} - \bar{y} \\ v_{t+1} - \bar{y} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} x_t \hat{y}$  ir  $x_t = \begin{bmatrix} v_t - \bar{y} \\ v_t - \bar{y} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} \hat{y}$ . Tada

$$D \begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} x_t \hat{y} = E \begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} \hat{y}.$$

Naudojama Schur'o dekompoziciją matricoms D ir E. Matricos D ir E yra  $(n_1 + n_2) \times (n_1 + n_2)$ .

Tegul  $D, E \in \mathbb{R}^{n \times n}$ , tuomet egzistuoja kvadratinės matricos S ir T aukštyn trikampės matricos:

$$QTZ = D$$

$$QSZ = E$$

Matricos Q, Z yra ortonormuotos t.y.  $QQ' = I$ ,  $ZZ' = I$ .

Tada galima užrašyti:

$$QTZx_{t+1} = QSZx_t \Rightarrow$$

$$QTZ \begin{bmatrix} y_t - \bar{y} \\ y_{t+1} - \bar{y} \end{bmatrix} = QSZ \begin{bmatrix} y_{t-1} - \bar{y} \\ y_t - \bar{y} \end{bmatrix} \Rightarrow$$

$$TZ \begin{bmatrix} y_t - \bar{y} \\ y_{t+1} - \bar{y} \end{bmatrix} = SZ \begin{bmatrix} y_{t-1} - \bar{y} \\ y_t - \bar{y} \end{bmatrix} \Rightarrow$$

$$Z \begin{bmatrix} y_t - \bar{y} \\ y_{t+1} - \bar{y} \end{bmatrix} = T^{-1}SZ \begin{bmatrix} y_{t-1} - \bar{y} \\ y_t - \bar{y} \end{bmatrix}.$$

$T^{-1}S$  yra aukštyn trikampės, nes T irgi aukštyn trikampė.

$$D \begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} x_t \hat{y} = E \begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} \hat{y} \Rightarrow$$

$$TZ \begin{bmatrix} y_t - \bar{y} \\ y_{t+1} - \bar{y} \end{bmatrix} = SZ \begin{bmatrix} y_{t-1} - \bar{y} \\ y_t - \bar{y} \end{bmatrix} \Rightarrow$$

$$\begin{bmatrix} T_{11} & T_{12} \\ 0 & T_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{11} & Z_{12} \\ Z_{21} & Z_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} x_t \hat{y} = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} \\ 0 & S_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{11} & Z_{12} \\ Z_{21} & Z_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I \\ g_y \end{bmatrix} \hat{y} \Rightarrow$$

$$T_{22} \begin{bmatrix} Z_{11} & Z_{12} \\ Z_{21} & Z_{22} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} I \\ \mathbf{g}_y \end{bmatrix} \mathbf{g}_y \hat{y} = S_{22} \begin{bmatrix} Z_{11} & Z_{12} \\ Z_{21} & Z_{22} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} I \\ \mathbf{g}_y \end{bmatrix} \hat{y} \Rightarrow$$

$$S_{22}^{-1} T_{22} \underbrace{\begin{bmatrix} Z_{11} & Z_{12} \\ Z_{21} & Z_{22} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} I \\ \mathbf{g}_y \end{bmatrix}}_{a_{t+}^2} \mathbf{g}_y \hat{y} = \underbrace{\begin{bmatrix} Z_{11} & Z_{12} \\ Z_{21} & Z_{22} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} I \\ \mathbf{g}_y \end{bmatrix}}_{a_t^2} \hat{y}$$

Pažymėkime:

- $T_{22}, S_{22}$  – matricos  $n_1 \times l_1$  matavimo
- $Z_{21} = n_2 \times l_1$
- $a_t^2 = n_1 \times l_1$  ir reiškia, kad imama 2-oji matricos eilutė
- $a_{t+}^2 = S_{22}^{-1} T_{22} a_t^2$

Tuomet sąlyga  $\lim_{j \rightarrow \infty} |a_{t+j}^2| < \infty$  patenkinta tik tada, kai  $a_t^2 = 0$ . Tada gauname, kad

$$S_{22}^{-1} T_{22} a_{t+}^2 = 0.$$

$$(Z_{21} + Z_{22} \mathbf{g}_y) \hat{y} = 0$$

$$Z_{21} + Z_{22} \mathbf{g}_y = 0$$

$$\mathbf{g}_y = -Z_{22}^{-1} Z_{21}$$

Iš fakto, kad  $a_t^2 = 0$  dar išplaukia

$$T_{11} a_{t+}^1 = S_{11} a_t^1$$

$$a_{t+}^1 = T_{11}^{-1} S_{11} a_t^1.$$

Be to,  $a_t^1 = (Z_{11} + Z_{12} \mathbf{g}_y) \hat{y}$  įstatę  $\mathbf{g}_y$  gauname  $a_t^1 = (Z_{11} - Z_{12} Z_{22}^{-1} Z_{21}) \hat{y}$ . Tada

$$(Z_{11} + Z_{12} \mathbf{g}_y) \hat{y}_{t+} = T_{11}^{-1} S_{11} (Z_{11} + Z_{12} \mathbf{g}_y) \hat{y}$$

$$(Z_{11} + Z_{12} (-Z_{22}^{-1} Z_{21})) \hat{y}_{t+} = T_{11}^{-1} S_{11} (Z_{11} + Z_{12} \mathbf{g}_y) \hat{y}$$

$$(Z_{11} - Z_{12} Z_{22}^{-1} Z_{21}) \hat{y}_{t+} = T_{11}^{-1} S_{11} (Z_{11} + Z_{12} \mathbf{g}_y) \hat{y}.$$

Įstatome į  $\hat{y}_{t+} = (Z_{11} - Z_{12} Z_{22}^{-1} Z_{21})^{-1} T_{11}^{-1} S_{11} (Z_{11} - Z_{12} Z_{22}^{-1} Z_{21}) \hat{y}_t$ .

Taigi  $\mathbf{g}_y \hat{y} = (Z_{11} - Z_{12} Z_{22}^{-1} Z_{21})^{-1} T_{11}^{-1} S_{11} (Z_{11} - Z_{12} Z_{22}^{-1} Z_{21}) \hat{y}_t$  ir

$$\mathbf{g}_y = -Z_{22}^{-1} Z_{21}$$

$$(f_{y_+} \mathbf{g}_y \mathbf{g}_u + f_{y_0} \mathbf{g}_u + f_u) \mathbf{u} = 0$$

$$f_{y_+} \mathbf{g}_y \mathbf{g}_u + f_{y_0} \mathbf{g}_u + f_u = 0$$

$$(f_{y_+} \mathbf{g}_y + f_{y_0}) \mathbf{g}_u = -f_u$$

$$\mathbf{g}_u = -(f_{y_+} \mathbf{g}_y + f_{y_0})^{-1} f_u$$

$$\begin{aligned} (f_{y_t} g_y g_\sigma + f_{y_0} g_\sigma) \sigma &= ) \\ f_{y_t} g_y g_\sigma + f_{y_0} g_\sigma &= ) \\ g_\sigma &= ). \end{aligned}$$

### 1.2.4. Tikėtinumo funkcijos konstravimas

Modelis užrašomas stacionaria forma:

$$\text{Perėjimo lygtis: } z_t = Kz_{t-1} + R\eta_t$$

$$\text{Išmatavimo lygtis: } s_t = Zz_t + \xi_t$$

$\{s_t\}_{t=1}^T$  – stebėto vektoriaus laiko eilutė

$\{z_t\}_{t=1}^T$  – būsenos kintamųjų vektoriaus laiko eilutė

$K, R, Z$  – matricos, sudarytos iš konstantų

$$\eta_t \sim N(0, \Sigma_\eta)$$

$$\xi_t \sim N(0, \Sigma_\xi)$$

$$E(\xi_t \eta_j) = 0, \text{ kiekvienam } t, j.$$

Bendras tikėtinumo funkcijos pavidalas:

$$f(s_T, \dots, s_1; \theta) = \prod_{t=1}^T f(s_t | s^{t-1}; \theta),$$

kur  $\theta$  parametrų vektorius.

Taigi, tikėtinumui sukonstruoti reikia tankių  $f(s_t | s^{t-1}; \theta)$ ,  $t = 1, \dots, T$ . Jei sistema yra tiesinė ir paklaidos pasiskirsčiusios pagal Gauso dėsnį, šie tankiai gaunami panaudojant Kalmano filtrą.

Pirmiausia, reikia turėti pradinę būseną  $z_{0|0}$  ir kovariacinės matricos įvertį

$$P_{0|0} = E[(z_0 - z_{0|0})(z_0 - z_{0|0})']$$

Jei procesas yra stacionarus, tai galima pradėti nuo stacionaraus taško. Priskiriant  $t = 0$ , tokiu būdu turim:

$$z_{t|t-1} = z_{0|0}$$

$$P_{t|t-1} = P_{0|0}$$

Laiko momentu  $t$  pasinaudojant  $z_{t-1|t-1}$  ir  $P_{t-1|t-1}$  gauname prognozavimo lygtis:

$$z_{t|t-1} = Kz_{t-1|t-1}$$

$$y_{t|t-1} = Zz_{t-1|t-1}$$

$$P_{t|t-1} = KP_{t-1|t-1}K' + R\Sigma_{\eta}R'$$

kur  $P_{t|t-1} = E\{(z_t - z_{t|t-1})(z_t - z_{t|t-1})'\}$ ;

Apibrėžiam:

$$v_t = y_t - y_{t|t-1}$$

$$F_t = E\{v_t v_t'\} = E\{(y_t - y_{t|t-1})(y_t - y_{t|t-1})'\} = ZP_{t|t-1}Z' + \Sigma_{\xi}$$

Kadangi  $y_t$  yra stebėtos, tai prognozės paklaidos yra:

$$y_t - y_{t|t-1} = Z(z_t - z_{t|t-1}) + \xi_t.$$

Iš to, kad paklaidos yra Gauso, išplaukia:

$$v_t \sim N(0, \Sigma_{\xi} + ZP_{t|t-1}Z').$$

Be to, kadangi  $y_t = v_t + y_{t|t-1}$ , tai

$$f(y_t | y^{t-1}; \theta) = f(v_t; \theta).$$

Taigi norint apskaičiuoti  $f(y_{t+1} | y^t; \theta)$  reikia  $z_{t|t}$  ir  $P_{t|t}$ .

Atnaujinimo lygtys:

$$z_{t|t} = z_{t|t-1} + P_{t|t-1}Z_t'F_t^{-1}v_t$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1}Z_t'F_t^{-1}Z_tP_{t|t-1}.$$

Kol  $t \neq T$ , didinama  $t$  reikšmė ir grįžtama prie prognozavimo lygčių. Kai  $t = T$ , konstruojamas tikėtinumas.

Kadangi turimi visi tankiai  $f(y_t | y^{t-1}; \theta)$ ,  $t = 1, \dots, T$ , tai gaunamas tikėtinumas:

$$L(y^T; \theta) = \prod_{t=1}^T f(y_t | y^{t-1}; \theta).$$

Tikėtinumo logaritmas:

$$l(\theta) = \ln L(y^T; \theta) = \sum_{t=1}^T \ln f(y_t | y^{t-1}; \theta).$$

### 1.2.5. Tikėtinumo funkcijos maksimizavimas

Bajeso formulę aprašytą (1.1.3) lygtimi galima perrašyti tokiu pavidalu:

$$p(\theta | y^T) = \frac{p(\theta)L(y^T; \theta)}{p(y^T)} = \frac{1}{p(y^T)} p(\theta)L(y^T; \theta)$$

Tada (žiūrėti [10], 4 p.)

$$\theta_{MAP} = p(\theta | y^T) = \arg \max L(y^T; \theta)p(\theta)$$

$$\theta_{MAP} = \arg \max(\log L(y^T; \theta) + \log p(\theta)).$$

### 1.2.6. Metropolisio–Hastingso algoritmas

Metropolis-Hastings algoritmo žingsniai:

1. Pasirenkame pradinį tašką  $\theta^0$ , su kuriuo tenkinama sąlyga  $p(\theta^0 | y) > 0$ . Įprasta pasirinkti  $\theta^0 = \theta_{MAP}$ .
2. Paimam svarstomą  $\theta^+$  iš skirstinio  $J(\theta^+ | \theta^-)$ .
3. Apskaičiuojamas priėmimo koeficientas:

$$r = \frac{p(\theta^+ | Y_T)}{p(\theta^- | Y_T)}.$$

4. Pasirenkama  $u \sim U(0,1)$ .

Jei  $u \leq r$ , tai  $\theta^t = \theta^+$  su tikimybe  $\min(r, 1)$ .

Jei  $u > r$ , tai  $\theta^t = \theta^-$ .



## 2. PRAKTINĖ DALIS

Praktinėje dalyje yra aprašomas dinaminis stochastinis stacionarus modelis pateiktas straipsnyje „A Small Quarterly Projection Model of the US Economy“ (žiūrėti [7]). Pateiktas trumpas apibūdinimas keturių ekonominių rodiklių, jų grafikai. Aprašomos modelio lygtys, pateikti atsitiktinių parametru, dalyvaujančių lygtyse, apriorinių skirstinių grafikai. Pateikti rezultatai gauti su Dynare ir Winbug programomis.

### 2.1. Stochastinis modelis be finansinių ryšių

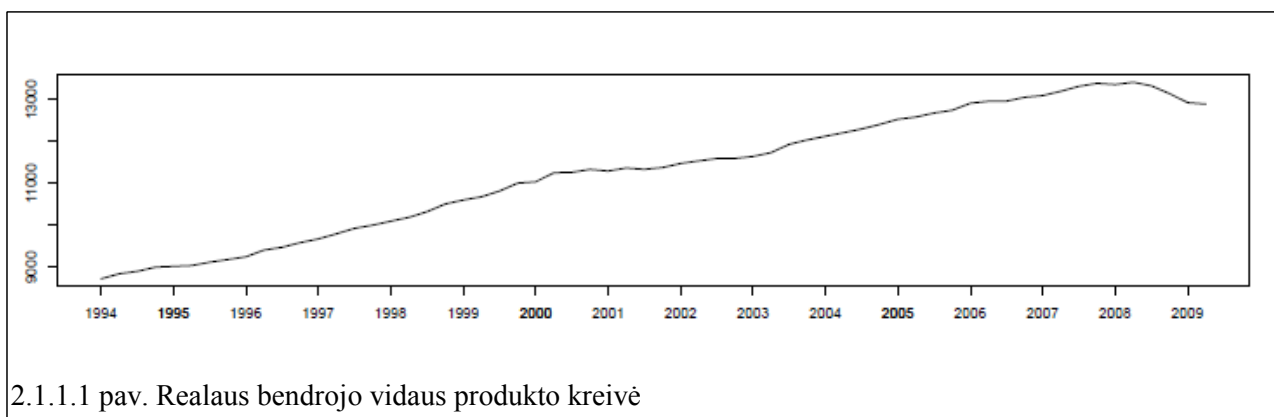
#### 2.1.1. Modelio duomenys

1994 m. I ketv. – 2009 m. II ketv. laikotarpiu stebimi keturi Jungtinių Valstijų ekonomikos rodikliai: realusis BVP, nedarbo lygis, infliacija ir federalinių fondų palūkanų norma. Buvo keletas priežasčių pasirenkant tokį gana neilgą laikotarpį:

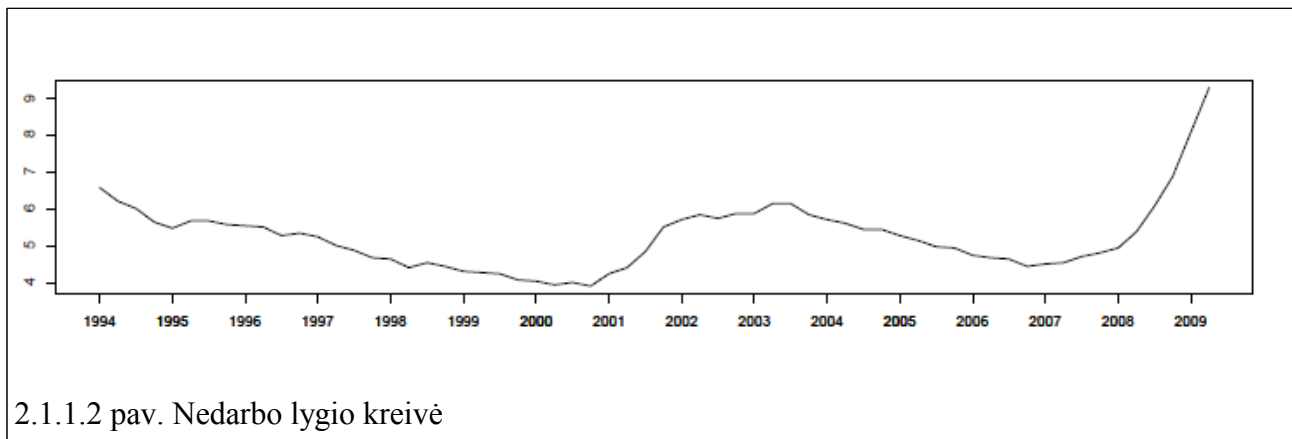
- išvengti struktūrinių pakeitimų ekonomikoje, taip palengvinti modelio įvertinimą
- kai kurie kintamieji anksčiau buvo neprieinami.

Žemiau yra pateikti ekonomikos rodikliai grafiškai.

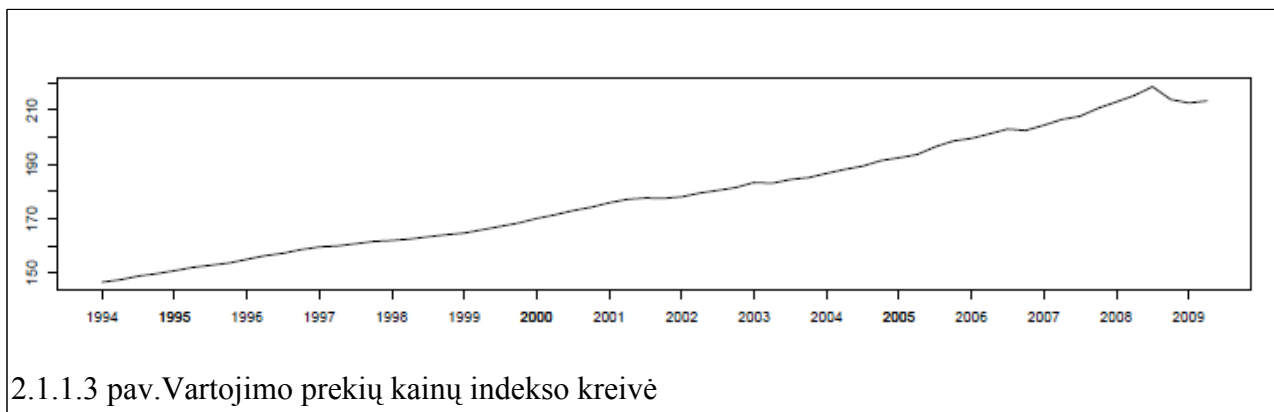
**Realusis BVP** - visų galutinių prekių ir paslaugų, pagamintų per tam tikrą laikotarpį (paprastai per metus), suma, apskaičiuota bazinių metų kainomis (žiūrėti [1], 7 p.). 2.1.1.1 paveiksle matoma, kad realusis BVP augo iki 2008 metų, ypač greitas augimo tempas buvo 1996 m. – 1999 m.



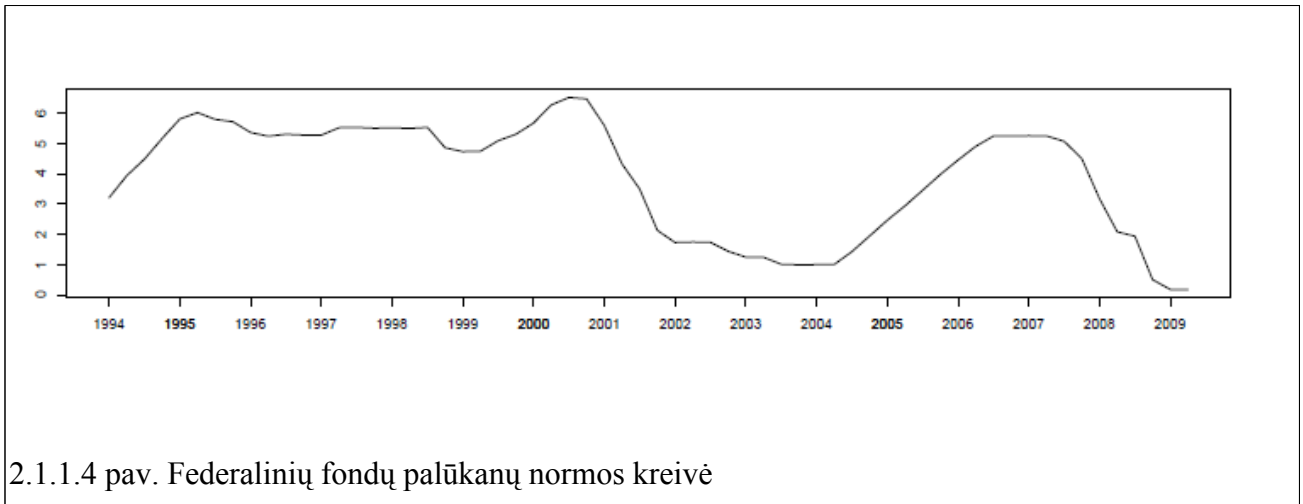
**Nedarbo lygis** - bedarbių skaičiaus procentinis santykis su ekonomiškai aktyvių gyventojų skaičiumi (žiūrėti [2], 107 p.). Iš 2.1.1.2 paveikslo galima spręsti, kad mažiausias nedarbo lygis buvo 2000 m. bei 2007 m.



**Vartojimo prekių kainų indeksas** - parodo vidutinę vartotojų nupirktų prekių ir paslaugų kainų pokytį per tam tikrą laikotarpį. Naudojamas infliacijos lygiui šalyje matuoti. Šitas rodiklis toliau bus vadinamas – infliacija (žiūrėti [1], 45 p.). 2.1.1.3 paveiksle matoma, kad infliacija šalyje pastoviai augo, tik 2008 m. IV ketv. – 2009 m. nežymiai sumažėjo.



**Federalinių fondų palūkanų norma** - tai palūkanų norma vienos paros paskoloms, kurias suteikia vienas Federalinio rezervo sistemai priklausantis bankas kitam. Šią normą nustato Federalinis laisvosios rinkos komitetas. Iš 2.1.1.4 paveiksle pateikto grafiko matoma, kad 2001 m. – 2002 m. federalinių fondų palūkanų norma sparčiai mažėjo, 2003 m. IV ketv. buvo vos 1%.

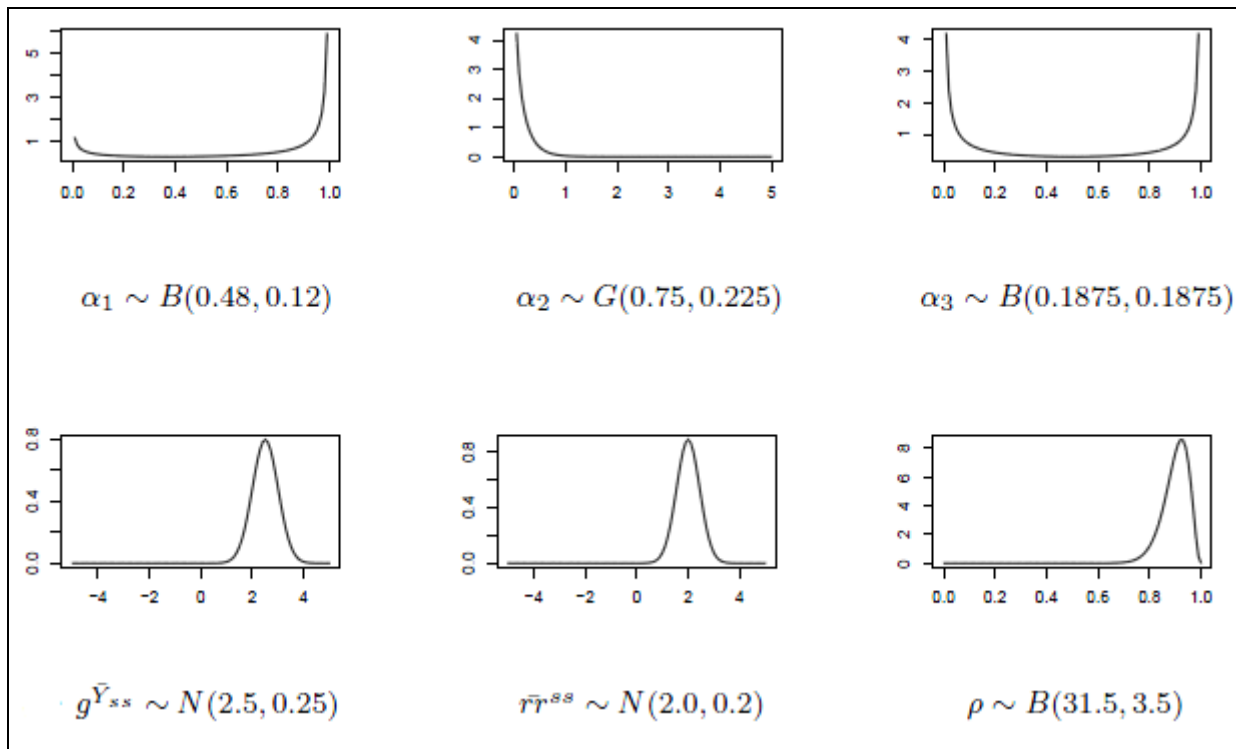


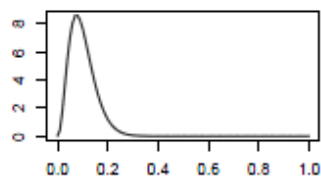
2.1.1.4 pav. Federalinių fondų palūkanų normos kreivė

Be to, iš grafiko matoma, kad 2009 m. palūkanų norma buvo rekordiškai maža, tik 0,18%.

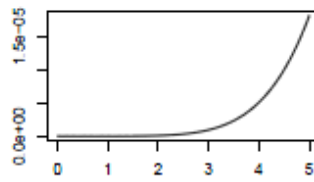
## 2.1.2. Duomenų aprioriniai skirstiniai

Paveiksle 2.1.2.1 pateikti atsitiktinių parametru  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, g^{\bar{Y}_{ss}}, \bar{r}^{\bar{r}^{ss}}, \rho, \tau, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \lambda_1, \lambda_2, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_4$  aprioriniai skirstiniai. Parametru skirstiniai yra beta, gamma, normalus su skirtingais parametrais. Aprioriniai skirstiniai buvo paimti iš nagrinėto straipsnio (žiūrėti [7], 32 p.).

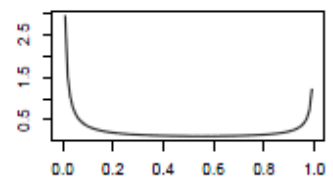




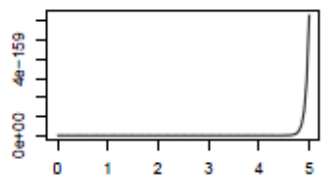
$$\tau \sim B(3.5, 31.5)$$



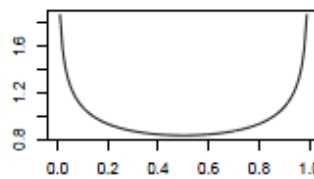
$$\beta_1 \sim G(7.5, 5.625)$$



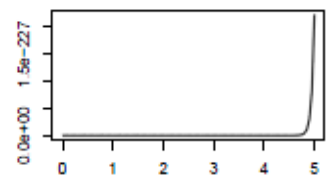
$$\beta_2 \sim B(0.04125, 0.23375)$$



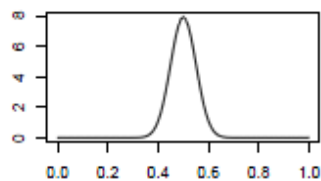
$$\beta_3 \sim G(80, 16)$$



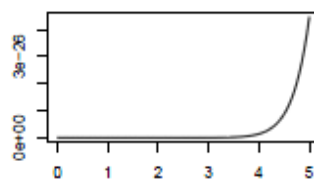
$$\lambda_1 \sim B(0.75, 0.75)$$



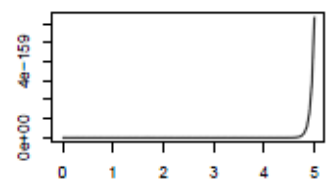
$$\lambda_2 \sim G(100, 25)$$



$$\gamma_1 \sim B(49.5, 49.5)$$



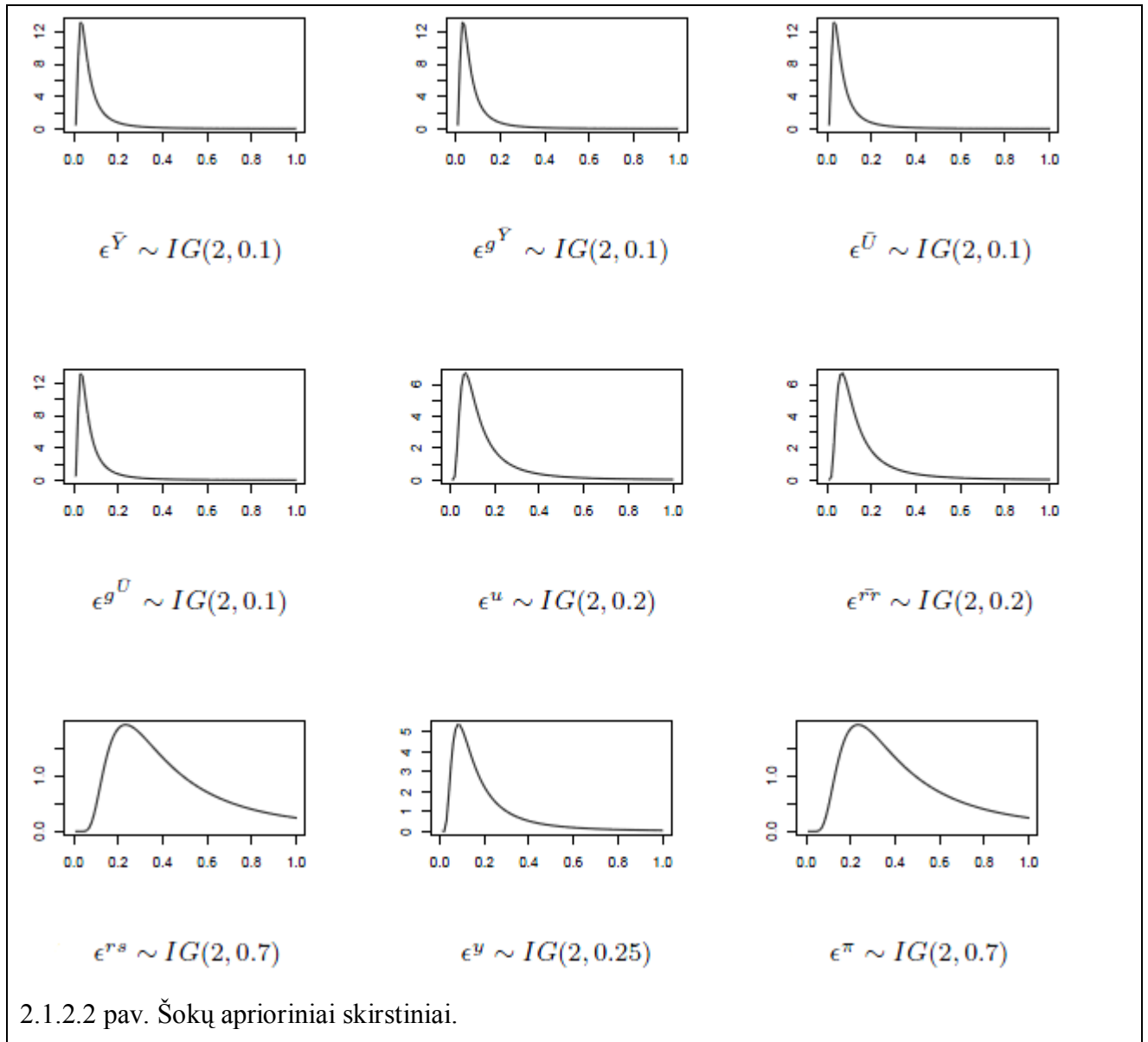
$$\gamma_2 \sim G(0.5/0.03, 25)$$



$$\gamma_4 \sim G(80, 16)$$

2.1.2.1 pav. Atsitiktinių parametru aprioriniai skirstiniai.

Paveiksle 2.1.2.2 pateikti stochastinių šokų  $\varepsilon_t^{\bar{r}}$ ,  $\varepsilon_t^{\bar{s}}$ ,  $\varepsilon_t^{\bar{v}}$ ,  $\varepsilon_t^{\bar{z}}$ ,  $\varepsilon_t^{\bar{u}}$ ,  $\varepsilon_t^{\bar{y}}$ ,  $\varepsilon_t^{\bar{v}}$ ,  $\varepsilon_t^{\bar{s}}$ ,  $\varepsilon_t^{\bar{r}}$  aprioriniai skirstiniai. Kaip matoma, visi šokai pasiskirstę pagal atvirkštinę gamma skirtinį su skirtingais parametrais. Aprioriniai skirstiniai buvo paimti iš nagrinėto straipsnio (žiūrėti [7], 33 p.).



Apriorinių skirstinių parametrų reikšmės pateiktos lentelėse 2 Priede.

### 2.1.3. Stochastinio modelio aprašymas

Modelis turi keturis stebėtus kintamuosius: realųjį BVP ( $Y$ ), nedarbo lygį ( $U$ ), vartojimo prekių kainų indeksą ( $\pi_t$ ) ir federalinių fondų palūkanų normą. Šituos, bei kitus ekonomikos rodiklius aprašo 11 lygčių (žiūrėti [7], 9 p.). Pirmos 7 lygtis yra pagrindinės stochastinio modelio lygtis. Paskutinės 4 lygtis skirtos modelio elgsenai aprašyti.

Potencialus BVP  $\bar{Y}_t$  – tai bendras vidaus produktas esant visiškam užimtumui, parodo potencialias ekonomikos galimybes. Modelyje potencialus BVP aprašomas (1) lygtimi:

$$\bar{Y}_t = \bar{Y}_{t-1} + \frac{g_t^{\bar{Y}}}{4} + \varepsilon_t^{\bar{Y}} \quad (1)$$

$\bar{Y}_t$  – 100\*log{potencialus BVP}

$\frac{g_t^{\bar{Y}}}{4}$  – ketvirtinis  $\bar{Y}$  augimo tempas

$\varepsilon_t^{\bar{Y}}$  – šokas.

Modelyje potencialaus BVP augimo tempas  $g_t^{\bar{Y}}$  išreikštas (2) lygtimi:

$$g_t^{\bar{Y}} = \tau g_t^{\bar{Y}_{ss}} + (1 - \tau)g_{t-1}^{\bar{Y}} + \varepsilon_t^{g^{\bar{Y}}} \quad (2)$$

$g_t^{\bar{Y}}$  –  $\bar{Y}$  augimo tempas

$g_t^{\bar{Y}_{ss}}$  – pastovus  $\bar{Y}$  augimo tempas

$\tau$  – reikšmė, kuriuo paremtas grįžimo greitis

$\varepsilon_t^{g^{\bar{Y}}}$  – šokas.

Natūralus nedarbo lygis  $\bar{U}_t$  – nedarbo lygis susidarantis esant stabiliam infliacijos lygiui ir tokiomis sąlygomis gaminant potencialų BNP. Modelyje šis rodiklis aprašomas (3) lygtimi:

$$\bar{U}_t = \bar{U}_{t-1} + g_t^{\bar{U}} + \varepsilon_t^{\bar{U}} \quad (3)$$

$\bar{U}_t$  – natūralus nedarbo lygis (NAIRU)

$g_t^{\bar{U}}$  –  $\bar{U}$  augimo tempas

$\varepsilon_t^{\bar{U}}$  – šokas.

Natūralaus nedarbo lygio augimo tempas  $g_t^{\bar{U}}$  išreikštas (4) lygtimi:

$$g_t^{\bar{U}} = (1 - \alpha_3)g_{t-1}^{\bar{U}} + \varepsilon_t^{g^{\bar{U}}} \quad (4)$$

$g_t^{\bar{U}}$  –  $\bar{U}$  augimo tempas

$\varepsilon_t^{g^{\bar{U}}}$  – šokas.

Palūkanų norma – pelno norma, kurią skolininkas moka skolintojui. Realioji palūkanų norma  $rr_t$  – palūkanų norma, išreikšta pastoviais piniginiiais vienetais. Šis rodiklis išreikštas (5) lygtimi:

$$rr_t = rs_t - \pi_{t+} \quad (5)$$

$rr_t$  – realioji palūkanų norma

$rs_t$  – nominalioji palūkanų norma

$\pi_{t+}$  – laukiamas infliacijos lygis.

Modelyje palūkanų normos spraga  $rrgap_t$  išreikšta (6) lygtimi:

$$rrgap_t = rr_t - \bar{rr}_t \quad (6)$$

$rrgap_t$  – palūkanų normos spraga

$rr_t$  – realioji palūkanų norma

$\bar{rr}_t$  – realiosios palūkanų normos pusiausvyros reikšmė.

Realiosios palūkanų normos pusiausvyros reikšmė  $\bar{rr}_t$  – pinigų kaina, esant pinigų rinkos pusiausvyrai. Modelyje realiosios palūkanų normos pusiausvyros reikšmė aprašoma (7) lygtimi:

$$\bar{rr}_t = \rho \bar{rr}^{ss} + (1 - \rho)\bar{rr}_{t-1} + \varepsilon_t^{\bar{rr}} \quad (7)$$

$\bar{rr}_t$  – realiosios palūkanų normos pusiausvyros reikšmė

$\bar{rr}^{ss}$  – pastovi realioji palūkanų norma

$\varepsilon_t^{\bar{rr}}$  – šokas.

Produkcijos atotrūkis  $y_t$  nusako tikros gamybos apimties nuokrypį nuo trendo arba BVP pusiausvyros lygio. Modelyje produkcijos atotrūkis išreikštas elgsenos (8) lygtimi:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t+1} - \beta_3 rrgap_{t-1} + \varepsilon_t^y \quad (8)$$

$y_t$  – produkcijos atotrūkis

$rrgap_{t-1}$  – palūkanų normos spraga

$\varepsilon_t^y$  – šokas.

Be to, galioja sąryšis  $y = (Y - \bar{Y})$ , kur  $Y$  – realusis BVP.

Modelyje infliacijos lygis  $\pi_t$  aprašomas (9) lygtimi:

$$\pi_t = \lambda_1 \pi_{t+4} + (1 - \lambda_1) \pi_{t-1} + \lambda_2 y_{t-1} - \varepsilon_t^\pi \quad (9)$$

$\pi_t$  – infliacijos lygis

$\pi_{t+4}$  – ateities infliacijos lygis

$\pi_{t-1}$  – praeities infliacijos lygis

$\varepsilon_t^\pi$  – šokas

$\pi_t = 400 \ln(\text{cpi}_t) - \text{og}(\text{cpi}_{t-1})$  - metinis pokytis procentais (gautas, remiantis ketvirtiniais duomenimis)

$\pi_{t-4} = 400 \ln(\text{cpi}_t) - \text{og}(\text{cpi}_{t-4})$  - keturių ketvirčių pokytis.

Nominalioji palūkanų norma  $rs_t$  – palūkanų norma, apskaičiuota einamųjų metu piniginiiais vienetais neatsižvelgiant į infliaciją. Šis rodiklis apibrėžiamas (10) lygtimi:

$$rs_t = (1 - \lambda_1)[\bar{r}_t + \lambda_2 \pi_{t+3} + \lambda_2 (\pi_{t+3} - \pi^{tar}) + \lambda_4 y_t] + \lambda_1 rs_{t-1} + \varepsilon_t^{rs} \quad (10)$$

$rs_t$  – nominalioji palūkanų norma

$\bar{r}_t$  – realiosios palūkanų normos pusiausvyros reikšmė

$\pi_{t+3}$  – ateities infliacijos lygis

$\pi^{tar}$  – numatytoji infliacija

$y_t$  – produkcijos atotrūkis

$\varepsilon_t^{rs}$  – šokas.

Ciklinis nedarbas  $u_t$  – nedarbas atsirandantis dėl laikinai sumažėjusios visuomenės paklausos, kai prekių kainos ir darbo užmokestis nėra lankstūs. Ciklinis nedarbas išreiškiamas (11) lygtimi:

$$u_t = \lambda_1 u_{t-1} + \lambda_2 y_t + \varepsilon_t^u \quad (11)$$

$u_t$  – ciklinis nedarbas

$y_t$  – produkcijos atotrūkis

$\varepsilon_t^u$  – šokas.

Be to, galioja lygtis  $u = (U - \bar{U})$ , kur  $U$  – nedarbo lygis.



### 2.1.4. Stacionarus modelio sprendinys

Dinaminiai stacionarūs modeliai turi ypatingą būseną – pusiausvyros būseną. Tai ekonomikos būklė, kai rinkos jėgos atsveria viena kitą ir nėra kokių nors procesų keitimosi tendencijų, tampa konstantomis.

Šiame skyrelyje rasime nagrinėto modelio pusiausvyros būseną – stacionarumo tašką. Stacionarumo taške kintamieji nepriklauso nuo laiko, todėl galime praleisti argumentus  $t$  visose lygtyse (žiūrėti [18]). Taip gausime algebrines lygtis, kurias išspręsimė žemiau (žiūrėti [4], 9 p.; [20], [9], 22 p.; 119 p.).

Taigi, sistemos stacionarumo taškas randamas iš lygčių:

Iš (2) lygties turime:

$$-g^{\bar{y}^{\text{steady-state}}} + \tau_g \bar{y}^{\text{ss}} + (1 - \tau) g^{\bar{y}^{\text{steady-state}}} = 0$$

$$\Downarrow$$

$$g^{\bar{y}^{\text{steady-state}}} = \bar{y}^{\text{ss}}.$$

Iš (4) lygties turime:

$$-g^{\bar{u}^{\text{steady-state}}} + (1 - \alpha) g^{\bar{u}^{\text{steady-state}}} = 0$$

$$\Downarrow$$

$$g^{\bar{u}^{\text{steady-state}}} = 0.$$

Iš (7) lygties turime:

$$-\bar{r}^{\bar{r}^{\text{steady-state}}} + \rho \bar{r}^{\text{ss}} + (1 - \rho) \bar{r}^{\bar{r}^{\text{steady-state}}} = 0$$

$$\Downarrow$$

$$\bar{r}^{\bar{r}^{\text{steady-state}}} = \bar{r}^{\text{ss}}.$$

Iš (9) lygties turime:

$$-\pi + \lambda_1 \pi + (1 - \lambda_1) \pi + \lambda_2 y^{\text{steady-state}} = 0$$

$$\Downarrow$$

$$y^{\text{steady-state}} = 0.$$

Iš (11) lygties turime:

$$-u^{\text{steady-state}} + \alpha_1 u^{\text{steady-state}} + \alpha_2 y = 0$$

$$\Downarrow$$

kadangi  $y^{steady - state} = 0$ , tai  $u^{steady - state} = 0$ .

Iš (8) lygties turime:

$$-y + \beta_1 y + \beta_2 y - \beta_3 rrgap^{steady - state} = 0$$

⇓

kadangi  $y^{steady - state} = 0$ , tai  $rrgap^{steady - state} = 0$ .

Iš (6) lygties turime:

$$-rrgap_i + rr^{steady - state} - \bar{r}\bar{r} = 0$$

⇓

kadangi  $rrgap^{steady - state} = 0$  ir  $\bar{r}\bar{r}^{steady - state} = \bar{r}\bar{r}^{ss}$ , tai  $rr^{steady - state} = \bar{r}\bar{r}^{ss}$ .

Iš (5) lygties turime:

$$-rr + rs^{steady - state} - \pi = 0$$

⇓

kadangi  $\bar{r}\bar{r}^{steady - state} = \bar{r}\bar{r}^{ss}$ , tai  $rs^{steady - state} = \bar{r}\bar{r}^{ss} + \pi 4^{steady - state}$ .

Iš (10) lygties turime:

$$-rs + (1 - \gamma_1)[\bar{r}\bar{r} + \pi 4^{steady - state} + \gamma_2(\pi 4^{steady - state} - \pi^{tar}) + \gamma_4 y] + \gamma_1 rs = 0$$

⇓

kadangi  $y^{steady - state} = 0$ ,  $\bar{r}\bar{r}^{steady - state} = \bar{r}\bar{r}^{ss}$ ,  $rs^{steady - state} = \bar{r}\bar{r}^{ss} + \pi 4^{steady - state}$ ,

tai  $\pi 4^{steady - state} = \tau^{tar}$ .

Grįžus prie (5) lygties galutinai gaunam  $rs^{steady - state} = \bar{r}\bar{r}^{ss} + \tau^{tar}$ .

Iš (9) lygties turime:

$$-\pi^{steady - state} + \lambda_1 \tau 4 + (1 - \lambda_1)\pi 4 + \lambda_2 y = 0$$

⇓

kadangi  $y^{steady - state} = 0$ ,  $\pi 4^{steady - state} = \tau^{tar}$ , tai  $\pi^{steady - state} = \tau^{tar}$ .

Visiems vienetinės šaknies kintamiesiems pirmasis stebėjimas laikomas pusiausvyros tašku,

t.y.:

$$\bar{Y}^{steady - state} = \bar{Y}_1$$

$$Y^{steady - state} = Y_1$$

$$\bar{U}^{steady - state} = \bar{U}_1$$

$$U^{steady - state} = U_1$$

## 2.2. Dynare programos aprašymas

Dynare tai paketas, veikiantis ant MATLAB'o platformos skirtas simuliuoti ir vertinti makroekonominius modelius. Paketą galima parsisiųsti iš tinklapio <http://www.dynare.org/>. Tai galingas paketas su intuityviu įtaisu skirtu spręsti DSGE modelius. Tokių modelių vertinimo etapai yra:

- 1) apskaičiuoja pusiausvyros tašką
- 2) linearizuoja modelį
- 3) išsprendžia linearizuotą modelį
- 4) apskaičiuoja tikėtinumo funkciją su Kalman'o filtru
- 5) randa tikėtinumo funkcijos maksimumą
- 6) simuliuoja posteriorinius skirstinius su Metropolis'o algoritmu
- 7) skaičiuoja įvairiausias statistikas remiantis posterioriniais skirstiniais
- 8) skaičiuoja prognozes ir pasiklovimo intervalus.

Parašyta Dynare programa, kuri pateikta toliau, susideda iš trijų failų:

- *dsge\_duomenys.m* – duomenų failas
- *dsge\_us.mod* – pagrindinis failas
- *dsge\_us\_steadystate.m* – pusiausvyros taško apskaičiavimui skirtas failas.

Aprašysiu detaliau *dsge\_us.mod* ir *dsge\_us\_steadystate.m* failus.

### 2.2.1. Pažymėjimai

Įvesime parametrų pažymėjimus naudojamus programose, kad būtų lengviau suprasti toliau nagrinėjamas programas.

Straipsnio pažymėjimai	Dynare ir Winbug programose pažymėjimai
$Y$	LGDP_US
$\bar{Y}$	LGDP_BAR_US
$y$	Y_US
$g^{\bar{y}}$	LGDP_G_US
$U$	UNRATE_US
$\bar{U}$	UNRATE_BAR_US
$u$	UNRATE_GAP_US

$g^{\bar{u}}$	UNRATE_G_US
$\pi$	PIE_US
$\pi_4$	PIE4_US
$rs$	RS_US
$rrgap$	RR_GAP_US
$\bar{rr}$	RR_BAR_US
$rr$	RR_US
$\beta_1$	beta1_US
$\beta_2$	beta2_US
$\beta_3$	beta3_US
$\lambda_1$	liambda1_US
$\lambda_2$	liambda2_US
$\gamma_1$	gamma1_US
$\gamma_2$	gamma2_US
$\gamma_4$	gamma4_US
$\alpha_1$	alpha1_US
$\alpha_2$	alpha2_US
$\alpha_3$	alpha3_US
$\tau$	tau_US
$\rho$	rho_US
$\pi^{tar}$	pietar_US
$\bar{rr}^{ss}$	rr_bar_ss_US
$g^{\bar{y}_{ss}}$	growth_ss_US
$\varepsilon^t$	RES_UNRATE_GAP_US
$\varepsilon^{\bar{r}}$	RES_UNRATE_BAR_US
$\varepsilon^{\bar{u}}$	RES_UNRATE_G_US
$\varepsilon^y$	RES_Y_US
$\varepsilon^{\bar{r}}$	RES_LGDP_BAR_US
$\varepsilon^{\bar{y}}$	RES_LGDP_G_US
$\varepsilon^r$	RES_PIE_US
$\varepsilon^s$	RES_RS_US
$\varepsilon^{\bar{r}}$	RES_RR_BAR_US

### 2.2.2. Pagrindinio failo dsge\_us.mod struktūra

Pagrindinis programos failas yra su plėtiniu .mod. Jis susideda iš penkių pagrindinių blokų:

- 1) kintamųjų ir parametrų
- 2) modelio lygčių
- 3) pusiausvyros taško arba pradinių reikšmių

- 4) šokų
- 5) skaičiavimų, vertinimų, prognozavimų.

Pirmiausia nurodomi visi modelio kintamieji. Komandoje **var** nurodomi endogeniniai kintamieji:

```
var
  RS_US
  RR_US
  RR_BAR_US
  RR_GAP_US
  PIE_US
  PIE4_US
  E1_PIE_US
  E4_PIE4_US
  E3_PIE4_US
  LCPI_US
  LGDP_US
  LGDP_BAR_US
  LGDP_G_US
  Y_US
  E1_Y_US
  UNRATE_US
  UNRATE_GAP_US
  UNRATE_BAR_US
  UNRATE_G_US
  GROWTH_US
  GROWTH4_US
  GROWTH4_BAR_US
```

Komandoje **varexo** nurodomi egzogeniniai kintamieji:

```
varexo
  RES_UNRATE_GAP_US
  RES_UNRATE_BAR_US
  RES_UNRATE_G_US
  RES_Y_US
  RES_LGDP_BAR_US
  RES_LGDP_G_US
  RES_PIE_US
  RES_RS_US
  RES_RR_BAR_US;
```

Komandoje **parameters** nurodomi modelio parametrai:

```
parameters
  beta1_US
  beta2_US
  beta3_US
  liambda1_US
  liambda2_US
  gamma1_US
  gamma2_US
  gamma4_US
  alpha1_US
  alpha2_US
  alpha3_US
  tau_US
  rho_US
```

```

pietar_US
rr_bar_ss_US
growth_ss_US;

```

Po šios komandos būtina parametrams priskirti pradines reikšmes:

```

beta1_US=0.75;
beta2_US=0.15;
beta3_US=0.2;
liambda1_US=0.4;
liambda2_US=0.25;
gamma1_US=0.75;
gamma2_US=1.5;
gamma4_US=0.5;
alpha1_US=0.8;
alpha2_US=0.3;
alpha3_US=0.5;
tau_US=0.1;
rho_US=0.9;
pietar_US=2.5;
rr_bar_ss_US=2.5;
growth_ss_US=2.5;

```

Toliau yra modelio blokas, jame yra aprašytos visos lygtys. Jis prasideda komanda **model** ir pasibaigia komanda **end**. Lygčių skaičius turi sutapti su apibrėžtų endogeninių kintamųjų skaičiumi.

**model;**

```

    PIE_US=4*(LCPI_US-LCPI_US(-1));

    PIE4_US = (PIE_US+PIE_US(-1)+PIE_US(-2)+PIE_US(-3))/4 ;
% (1)
    LGDP_BAR_US=LGDP_BAR_US(-1)+LGDP_G_US/4+RES_LGDP_BAR_US;
% (2)
    LGDP_G_US=tau_US*growth_ss_US+(1-tau_US)*LGDP_G_US(-1)+RES_LGDP_G_US;
% (3)
    UNRATE_BAR_US=UNRATE_BAR_US(-1)+UNRATE_G_US+RES_UNRATE_BAR_US;
% (4)
    UNRATE_G_US=(1-alpha3_US)*UNRATE_G_US(-1)+RES_UNRATE_G_US;
% (5)
    RR_US=RS_US-E1_PIE_US;

    E1_PIE_US=PIE_US(+1);
% (6)
    RR_GAP_US=RR_US-RR_BAR_US;
% (7)
    RR_BAR_US=rho_US*rr_bar_ss_US+(1-rho_US)*RR_BAR_US(-1)+RES_RR_BAR_US;
% (8)
    Y_US=beta1_US*Y_US(-1)+beta2_US* E1_Y_US-beta3_US*RR_GAP_US(-1)+RES_Y_US;

    E1_Y_US=Y_US(+1);
% (9)
    PIE_US=liambda1_US*E4_PIE4_US+(1-liambda1_US)*PIE4_US(-1)
        +liambda2_US*Y_US(-1)-RES_PIE_US ;

    E4_PIE4_US=PIE4_US(+4);

```

```

% (10)
RS_US=gamma1_US*RS_US(-1)+(1-gamma1_US)
    *(RR_BAR_US+E3_PIE4_US+gamma2_US*(E3_PIE4_US-pietar_US)
    +gamma4_US*Y_US)+RES_RS_US;

E3_PIE4_US=PIE4_US(+3);
% (11)
UNRATE_GAP_US=alpha1_US*UNRATE_GAP_US(-1)
    +alpha2_US*Y_US+RES_UNRATE_GAP_US;

Y_US = LGDP_US-LGDP_BAR_US;

UNRATE_GAP_US = UNRATE_BAR_US-UNRATE_US;

GROWTH_US = 4*(LGDP_US-LGDP_US(-1));

GROWTH4_US = LGDP_US-LGDP_US(-4);

GROWTH4_BAR_US = LGDP_BAR_US-LGDP_BAR_US(-4);

end;

```

Šokų blokas, kuris prasideda komanda **shocks** ir pasibaigia komanda **end**, apibrėžia egzogeninių kintamųjų šokus.

```

shocks ;
var RES_RS_US; stderr 0.7;
var RES_RR_BAR_US; stderr 0.2;
var RES_PIE_US; stderr 0.7;
var RES_LGDP_G_US; stderr 0.1;
var RES_LGDP_BAR_US; stderr 0.1;
var RES_Y_US; stderr 0.25;
var RES_UNRATE_GAP_US; stderr 0.2;
var RES_UNRATE_BAR_US; stderr 0.1;
var RES_UNRATE_G_US; stderr 0.1;
end;

```

Komanda **stoch\_simul** nurodo pradėti modelio sprendimo procesą. Priklausomai nuo šios komandos opcijų atliekama pirmos arba antros eilės aproksimacija stacionarumo taške. Pasirinkus opcija **linear** automatiškai atliekama pirmos eilės aproksimacija. Apskaičiuojami momentai, autokoreliacijos ir atsako į impulsą funkcija (impulse response function - IRF).

```

stoch_simul(linear);

```

Komandoje **unit\_root\_vars** nurodomi vienetinės šaknies modelio kintamieji. Tokiu būdu šių kintamųjų Kalmano filtro inicializacijoje bus naudojamas difuzinis aprioras, o ne šių kintamųjų besąlyginė kovariacinė matrica, kuri naudojama stacionariems kintamiesiems.

```

unit_root_vars
    LGDP_US
    LGDP_BAR_US
    UNRATE_US
    UNRATE_BAR_US

```

```

LCPI_US
PIE_US
PIE4_US
RS_US;

```

Toliau, nurodžius komanda **steady**, apskaičiuojama stacionari modelio būseną.

```
steady;
```

Apskaičiuotos tikrinės sistemos reikšmės parodomos panaudojus komandą **check**. Nepriklausomai nuo to, ar naudojama komanda **check** ar ne, jei ši sąlyga netenkinama, DYNARE praneš apie tai.

```
check;
```

Komandoje **estimated\_params** nurodomi parametrai ir jų aprioriniai skirstiniai.

```
estimated_params;
    tau_US, BETA_PDF, 0.1, 0.05;
    alpha1_US, BETA_PDF, 0.8, 0.1;
    alpha2_US, GAMMA_PDF, 0.3, 0.2;
    alpha3_US, BETA_PDF, 0.5, 0.2;
    rho_US, BETA_PDF, 0.9, 0.05;
    beta1_US, GAMMA_PDF, 0.75, 0.1;
    beta2_US, GAMMA_PDF, 0.15, 0.1;
    beta3_US, GAMMA_PDF, 0.2, 0.05;
    lambda1_US, BETA_PDF, 0.5, 0.1;
    lambda2_US, GAMMA_PDF, 0.25, 0.05;
    gamma1_US, BETA_PDF, 0.5, 0.05;
    gamma2_US, GAMMA_PDF, 1.5, 0.3;
    gamma4_US, GAMMA_PDF, 0.2, 0.05;
    rr_bar_ss_US, NORMAL_PDF, 2.0, 0.2;
    growth_ss_US, NORMAL_PDF, 2.5, 0.25;

    stderr RES_UNRATE_GAP_US , INV_GAMMA_PDF, 0.2, Inf;
    stderr RES_UNRATE_BAR_US , INV_GAMMA_PDF, 0.1, Inf;
    stderr RES_UNRATE_G_US , INV_GAMMA_PDF, 0.1, Inf;
    stderr RES_Y_US , INV_GAMMA_PDF, 0.25, Inf;
    stderr RES_LGDP_BAR_US , INV_GAMMA_PDF, 0.1, Inf;
    stderr RES_LGDP_G_US , INV_GAMMA_PDF, 0.1, Inf;
    stderr RES_PIE_US , INV_GAMMA_PDF, 0.7, Inf;
    stderr RES_RS_US , INV_GAMMA_PDF, 0.7, Inf;
    stderr RES_RR_BAR_US , INV_GAMMA_PDF, 0.2, Inf;
end;
```

Komandoje **varobs** apibrėžiami kintamieji.

```
varobs
    LGDP_US
    RS_US
    LCPI_US
    UNRATE_US;
```

Komandoje **observation\_trends** apibrėžiamas stebimų kintamųjų tiesinis trendas.

```
observation_trends;
    LGDP_US (growth_ss_US/4);
    LCPI_US (pietar_US/4);
```



**end;**

Modelio vertinimui naudojama komanda **estimation** su skliaustose nurodytomis reikalingomis opcijomis.

```
estimation(datafile=dsge_duomenys, mh_replic=0,nograph);
```

### 2.2.3. Failo `dsge_us_steadystate.m` struktūra

Stochastinis modelis turi būti linearizuotas, tam yra būtina rasti modelio pusiausvyros būseną. Pusiausvyros būseną galima rasti dviem būdais:

- 1) Į pagrindinį failą įdėti komandų bloką: **initval** ir **end** nurodant pradines reikšmes. DYNARE randa modelio pusiausvyros tašką. Tačiau programa labai jautri pradinėms reikšmėms.
- 2) Galima pasirašyti paprogramėlę, kuri apskaičiuos pusiausvyros būseną. Ji rašoma faile *failo pavadinimas\_steadystate.m*.

```
function [ys,check] = dsge_us_steadystate(ys, junk)
global M_;
growth_ss_US = get_param_by_name('growth_ss_US');
rr_bar_ss_US = get_param_by_name('rr_bar_ss_US');
pietar_US = get_param_by_name('pietar_US');
```

Aprašomos lygtis (ž. 2.1.4 skyrelį) pagal kurias programa skaičiuos stacionarumo tašką.

```
RS_US=rr_bar_ss_US+pietar_US;
RR_US=rr_bar_ss_US;
RR_BAR_US=rr_bar_ss_US;
PIE_US=pietar_US;
PIE4_US=pietar_US;
E1_PIE_US=pietar_US;
LCPI_US=LCPI_US(1);
LGDP_US=LGDP_US(1);
LGDP_BAR_US=LGDP_US;
LGDP_G_US=growth_ss_US;
Y_US=0;
E1_Y_US=0;
UNRATE_US=UNRATE_US(1);
UNRATE_GAP_US=0;
UNRATE_BAR_US=UNRATE_US;
UNRATE_G_US=0;
GROWTH_US=growth_ss_US;
GROWTH4_US=growth_ss_US;
GROWTH4_BAR_US=growth_ss_US;
```

Su komanda **check=0** nurodoma, kad stacionarumo taškui bus priskirti realūs skaičiai.

```
check = 0;
```

Nurodomi kintamieji iš kurių susidės vektorius  $y_s$  – modelio stacionarumo taškas.

```

ys = [
  RS_US
  RR_US
  RR_BAR_US
  RR_GAP_US
  PIE_US
  PIE4_US
  E1_PIE_US
  E4_PIE4_US
  E3_PIE4_US
  LCPI_US
  LGDP_US
  LGDP_BAR_US
  LGDP_G_US
  Y_US
  E1_Y_US
  UNRATE_US
  UNRATE_GAP_US
  UNRATE_BAR_US
  UNRATE_G_US
  GROWTH_US
  GROWTH4_US
  GROWTH4_BAR_US
];

```

## 2.2.4. Rezultatai

Svarbiausia buvo gauti modelio parametrų bei šokų aposteriorinius skirstinius.

Lentelėje 2.2.4.1 pateikti atsitiktinių modelio parametrų aprioriniai vidurkiai, standartiniai nuokrypiai, aposteriorinės modos ir aposterioriniai standartiniai nuokrypiai.

	Apriorinis vidurkis	Apriorinis st.nuokripis	Aposteriorinė moda	Aposteriorinis st. nuokr.
alpha1_US	0,8000	0,1000	0,7465	0,0577
alpha2_US	0,3000	0,2000	0,1714	0,0309
alpha3_US	0,5000	0,2000	0,3344	0,1938
beta1_US	0,7500	0,1000	0,8612	0,0786
beta2_US	0,1500	0,1000	0,1560	0,0932
beta3_US	0,2000	0,0500	0,1280	0,0290
gamma1_US	0,5000	0,0500	0,7096	0,0362
gamma2_US	1,5000	0,3000	1,2656	0,2268
gamma4_US	0,2000	0,0500	0,2190	0,0562
growth_ss_US	2,5000	0,2500	2,6025	0,2358
liambda1_US	0,5000	0,1000	0,7275	0,0612

liambda2_US	0,2500	0,0500	0,1942	0,0383
rho_US	0,9000	0,0500	0,9239	0,0462
rr_bar_ss_US	2,0000	0,2000	1,8214	0,1727
tau_US	0,1000	0,0500	0,0763	0,0385

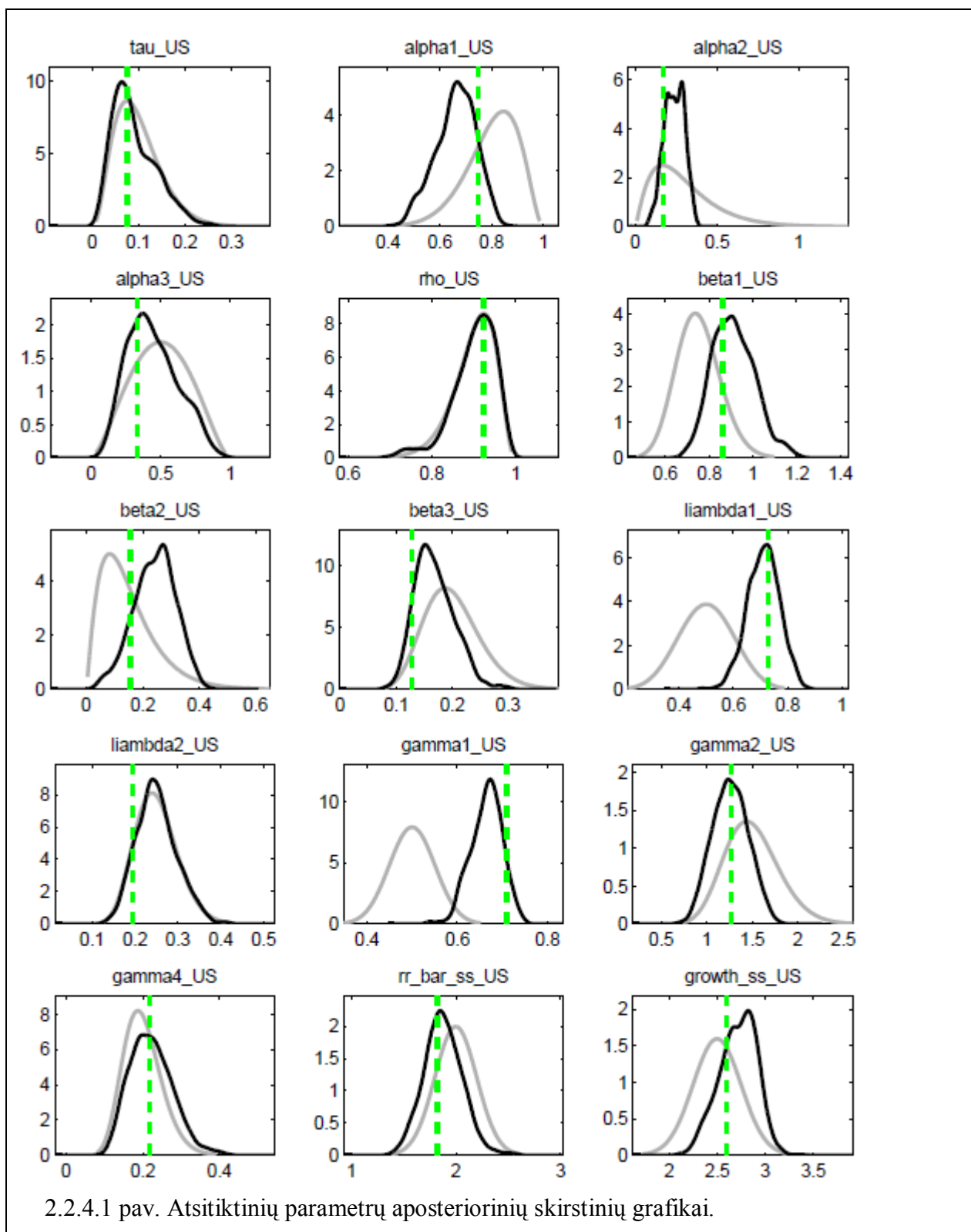
2.2.4.1 lent. Dynare'je gauti parametru įvertiniai

Lentelėje 2.2.4.2 pateikti šokų aprioriniai vidurkiai, standartiniai nuokrypiai, aposteriorinės modos ir aposterioriniai standartiniai nuokrypiai.

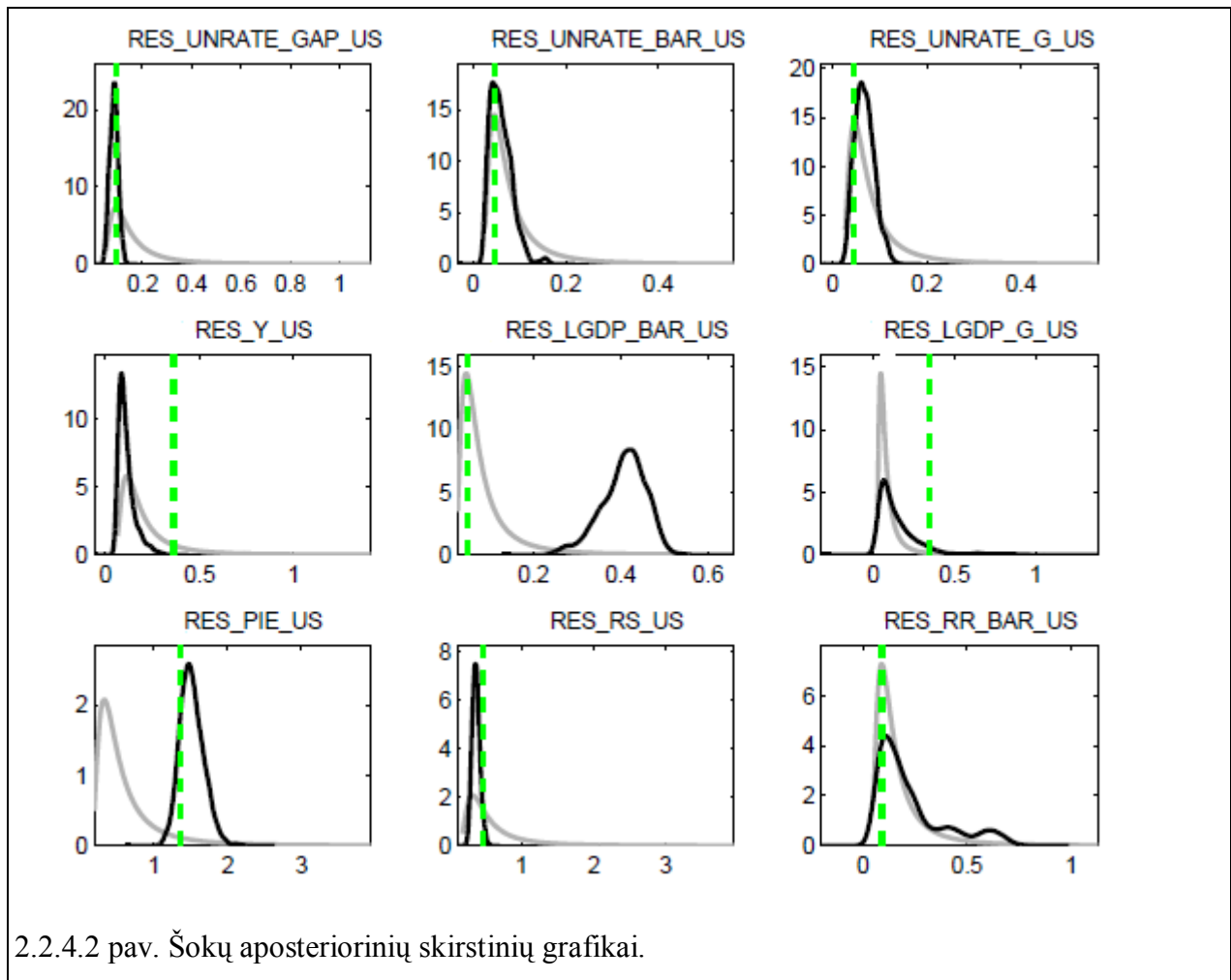
	Apriorinis vidurkis	Apriorinis st.nuokripis	Aposteriorinė moda	Aposteriorinis st. nuokr.
RES_LGDP_BAR_US	0,1000	Inf	0,0483	0,0218
RES_LGDP_G_US	0,1000	Inf	0,3442	0,1290
RES_UNRATE_BAR_US	0,1000	Inf	0,0466	0,0193
RES_UNRATE_G_US	0,1000	Inf	0,0455	0,0166
RES_UNRATE_GAP_US	0,2000	Inf	0,0943	0,0146
RES_RR_BAR_US	0,2000	Inf	0,0934	0,0392
RES_RS_US	0,7000	Inf	0,4644	0,0604
RES_Y_US	0,2500	Inf	0,3621	0,0572
RES_PIE_US	0,7000	Inf	1,3576	0,1436

2.2.4.2 lent. Dynare'je gauti šokų įvertiniai

Paveiksle 2.2.4.1 pateikti atsitiktinių parametru skirstinių grafikai. Aprioriniai skirstiniai pavaizduoti pilka linija, aposterioriniai – juoda linija. Punktirinė linija vaizduoja aposteriorinės modos reikšmę.



Paveiksle 2.2.4.2 pateikti šokų skirstinių grafikai. Aprioriniai skirstiniai pavaizduoti pilka linija, aposterioriniai – juoda linija, aposteriorinės modos reikšmės - punktinė linija.



2.2.4.2 pav. Šokų aposteriorinių skirstinių grafikai.

3 priede pateikti IRF funkcijų grafikai.

### 2.3. Winbug programa

WinBUGS viena iš BUGS versijų (BUGS – Bayesian Analysis Using Gibbs Sampling). Paketas buvo sukurtas atlikti MCMC (Markoc chain Monte Carlo) simuliacijas įvairiems Bajeso modeliams. Paketą galima parsisiųsti iš tinklapio <http://www.mrc-bsu.cam.ac.uk/bugs/>. Modelių vertinimo etapai yra:

- 1) patikrinama modelio sintaksė
- 2) įkraunami duomenys
- 3) sukompilijuojamas modelis
- 4) nurodomos pradinės reikšmės
- 5) paleidžiamas MCMC algoritmas
- 6) suskaičiuojami aposteriorinių skirstinių parametrai

- 7) skaičiuoja įvairiausias statistikas remiantis posterioriniais skirstiniais
- 8) skaičiuoja prognozes ir pasiklovimo intervalus.

### 2.3.1. Programos aprašymas

WinBUGS programa susideda tik iš vieno failiuko, kuriame aprašomos modelio sąlygos, duomenys, kartais pradiniai taškai generavimui ir aprioriniai skirstiniai.

Pirmiausia aprašomas blokas

```
model{
.....
}
```

jame surašomos modelio lygtis.

```
model{
  for (t in 2:N-5){

#1 modelio lygtis
  LGDP_BAR_US[t]<-LGDP_BAR_US[t-1]+LGDP_G_US[t]/4+RES_LGDP_BAR_US[t]
#2
  LGDP_G_US[t]<-tau_US*growth_ss_US+(1-tau_US)*LGDP_G_US[t-1]+RES_LGDP_G_US[t]
#3
  UNRATE_BAR_US[t]<-UNRATE_BAR_US[t-1]+UNRATE_G_US[t]+RES_UNRATE_BAR_US[t]
#4
  UNRATE_G_US[t]<-(1-alpha3_US)*UNRATE_G_US[t-1]+RES_UNRATE_G_US[t]
#5
  RR_US[t]<-RS_US[t]-PIE_US[t+1]
#6
  RR_GAP_US[t]<-RR_US[t]-RR_BAR_US[t]
#7
  RR_BAR_US[t]<-rho_US*rr_bar_ss_US+(1-rho_US)*RR_BAR_US[t-1]+RES_RR_BAR_US[t]
#8
  # Y_US[t]<-beta1_US*Y_US[t-1]+beta2_US*Y_US[t+1]-beta3_US*RR_GAP_US[t-1]+RES_Y_US[t]
  Y_US[t+1] <-(Y_US[t]-beta1_US*Y_US[t-1]+beta3_US*RR_GAP_US[t-1]-RES_Y_US[t])/beta2_US
#9
  PIE_US[t]<-liambda1_US*PIE4_US[t+4]+(1-liambda1_US)*PIE4_US[t-1]+liambda2_US*Y_US[t-1]-
  RES_PIE_US[t]
#10
  RS_US[t]<-gamma1_US*RS_US[t-1]+(1-
  gamma1_US)*(RR_BAR_US[t]+PIE4_US[t+3]+gamma2_US*(PIE4_US[t+3]-
  pietar_US)+gamma4_US*Y_US[t]) +RES_RS_US[t]
#11
  UNRATE_GAP_US[t]<-alpha1_US*UNRATE_GAP_US[t-
  1]+alpha2_US*Y_US[t]+RES_UNRATE_GAP_US[t]
  }
}
```

Toliau aprašomi šokų skirstiniai. Visi šokai pasiskirstę pagal atvirkštinį gamma skirtinį. Winbugs'e nėra galimybės realizuoti atvirkštinio gamma skirstinio. Todėl pasinaudojant tokią

skirstinio savybe: jeigu  $Y \sim \text{Inv} - \text{Gamma}(\alpha, \beta)$ , tai  $1/Y \sim \text{Gamma}(\alpha, 1/\beta)$  atliekamos

transformacijos:

```
for (t in 2:N-5){  
  RES_LGDP_BAR_US[t]<-1/res_lgdp_bar_us[t]  
  RES_LGDP_G_US[t]<-1/res_lgdp_g_us[t]  
  RES_UNRATE_BAR_US[t]<-1/res_unrate_bar_us[t]  
  RES_UNRATE_G_US[t]<-1/res_unrate_g_us[t]  
  RES_UNRATE_GAP_US[t]<-1/res_unrate_gap_us[t]  
  RES_RR_BAR_US[t]<-1/res_rr_bar_us[t]  
  RES_RS_US[t] <-1/res_rs_us[t]  
  RES_Y_US[t]<-1/res_y_us[t]  
  RES_PIE_US[t]<-1/res_pie_us[t]  
  
  res_lgdp_bar_us[t]~dgamma(2,10)  
  res_lgdp_g_us[t]~dgamma(2,10)  
  res_unrate_bar_us[t]~dgamma(2,10)  
  res_unrate_g_us[t]~dgamma(2,10)  
  res_unrate_gap_us[t]~dgamma(2,5)  
  res_rr_bar_us[t]~dgamma(2,5)  
  res_rs_us[t]~dgamma(2,1.428)  
  res_y_us[t]~dgamma(2,4)  
  res_pie_us[t]~dgamma(2,1.428)  
}
```

Toliai aprašomi parametų aprioriniai skirstiniai:

```
tau_US~dbeta(3.5,31.5)  
growth_ss_US~dnorm(2.5,0.0625)  
rho_US~dbeta(31.5,3.5)  
rr_bar_ss_US~dnorm(2,0.04)  
beta1_US~dgamma(56.25,0.0133)  
beta2_US~dbeta(1.7625,9.9875)  
beta3_US~dgamma(16,0.0125)  
liambda1_US~dbeta(12,12)  
liambda2_US~dgamma(25,0.01)  
gamma1_US~dbeta(49.5,49.5)  
gamma2_US~dgamma(25,0.06)  
gamma4_US~dgamma(16,0.0125)  
alpha1_US~dbeta(12,3)  
alpha2_US~dgamma(2.25,0.133)  
alpha3_US~dbeta(2.625,2.625)
```

Po to pateikiamos pradinės reikšmės generavimui ir pradiniai duomenys:

INITS

```
list(beta1_US=0.75,  
  beta2_US=0.15,  
  beta3_US=0.2,  
  liambda1_US=0.4,  
  liambda2_US=0.25,  
  gamma1_US=0.75,  
  gamma2_US=1.5,  
  gamma4_US=0.5,  
  alpha1_US=0.8,  
  alpha2_US=0.3,
```

```

alpha3_US=0.5,
tau_US=0.1,
rho_US=0.9,
rr_bar_ss_US=2.5,
growth_ss_US=2.5)

```

```

DATA
list(N=62)
PIE4_US[]
1
1
.....
-0.07666
-0.40989
END

```

### 2.3.2. Rezultatai

Lentelėje 2.3.2.1. pateikti rezultatai gauti su Winbugs programa. Lentelėje pateikti aposterioriniai vidurkiai, standartiniai nuokrypiai, medianos.

	Aposteriorinis vidurkis	Aposteriorinis st. nuokr.	Aposteriorinė mediana
<b>node</b>	<b>mean</b>	<b>sd</b>	<b>median</b>
alpha1_US	0,8	0,1002	0,8136
alpha2_US	16,94	11,29	14,5
alpha3_US	0,4996	0,2	0,4994
beta1_US	4229	562,9	4203
beta2_US	0,1501	0,1001	0,1302
beta3_US	1280	320	1253
gamma1_US	0,5	0,04991	0,5
gamma2_US	416,7	83,27	411,2
gamma4_US	1280	319,5	1253
growth_ss_US	2,502	3,998	2,501
liambda1_US	0,5	0,0999	0,4999
liambda2_US	2499	499,9	2466
rho_US	0,8999	0,05001	0,9074
rr_bar_ss_US	2	4,999	2,004
tau_US	0,09996	0,04994	0,0924

2.3.2.1 lent. Winbugs'e gauti parametru įvertiniai

Lentelėje 2.3.2.2. pateikti šokų aposterioriniai vidurkiai, standartiniai nuokrypiai, medianos.



	Aposteriorinis vidurkis	Aposteriorinis st. nuokr.	Aposteriorinė mediana
<b>node</b>	<b>mean</b>	<b>sd</b>	<b>median</b>
RES_LGDP_BAR_US	9,9906	26,1423	5,9572
RES_LGDP_G_US	9,9971	23,2625	1,794
RES_UNRATE_BAR_US	10,2134	26,8574	1,8691
RES_UNRATE_G_US	10,0086	24,8875	1,7943
RES_UNRATE_GAP_US	4,9998	12,3284	0,8968
RES_RR_BAR_US	4,9996	11,4793	0,8971
RES_RS_US	1,429	3,4452	0,2561
RES_Y_US	3,9987	9,7205	0,718
RES_PIE_US	1,428	3,2194	0,2564

2.3.2.2 lent. Winbugs'e gauti šokų įvertiniai

## 2.4. Rezultatų palyginimas

Lentelėje 2.4.1. pateiktos atsitiktinių parametru charakteristikos gautos su Winbugs ir Dynare programomis. Paskutiniuose stulpeliuose pateikti straipsnio rezultatai.

	Winbugs rezultatai		Dynare rezultatai		Straipsnio rezultatai	
	Aposteriorinis vidurkis	Aposteriorinis st. nuokr.	Aposteriorinė moda	Aposteriorinis st. nuokr.	Aposteriorinė moda	Aposteriorinis st. nuokr.
alpha1_US	0,8	0,1002	0,7465	0,0577	0,7453	0,0581
alpha2_US	16,94	11,29	0,1714	0,0309	0,1711	0,0310
alpha3_US	0,4996	0,2	0,3344	0,1938	0,3339	0,1931
beta1_US	4229	562,9	0,8612	0,0786	0,8523	0,0817
beta2_US	0,1501	0,1001	0,1560	0,0932	0,1674	0,0971
beta3_US	1280	320	0,1280	0,0290	0,1270	0,0290
gamma1_US	0,5	0,04991	0,7096	0,0362	0,7087	0,0365
gamma2_US	416,7	83,27	1,2656	0,2268	1,2679	0,2271
gamma4_US	1280	319,5	0,2190	0,0562	0,2192	0,0563
growth_ss_US	2,502	3,998	2,6025	0,2358	2,6016	0,2360
liambda1_US	0,5	0,0999	0,7275	0,0612	0,7272	0,0613
liambda2_US	2499	499,9	0,1942	0,0383	0,1937	0,0382
rho_US	0,8999	0,05001	0,9239	0,0462	0,9239	0,0462

rr_bar_ss_US	2	4,999	1,8214	0,1727	1,8221	0,1729
tau_US	0,09996	0,04994	0,0763	0,0385	0,0768	0,0389

2.4.1 lent. Atsitiktinių parametru palyginimas

Iš gautų rezultatų galima daryti spresti, kad su Dynare programa puikiai pavyko pakartoti modelio rezultatus. Kai kurios charakteristikos skiriasi, bet tai galima paaiškinti tuo, kad turėjome daugiau duomenų negu straipsnio autoriai. Be to, aiškiai matosi, kad su Winbugs programa nepavyko pasiekti užsibrėžto tikslo. Aiškiai matosi skirtumai tarp Winbugs ir straipsnio rezultatų antroje, ketvirtoje bei kitose eilutėse.

Lentelėje 2.4.2. pateiktos šokų charakteristikos gautos su Winbugs ir Dynare programomis. Paskutiniuose stulpeliuose pateikti straipsnio rezultatai.

	Winbugs rezultatai		Dynare rezultatai		Straipsnio rezultatai	
	Aposteriorinis vidurkis	Aposteriorinis st. nuokr.	Aposteriorinė moda	Aposteriorinis st. nuokr.	Aposteriorinė moda	Aposteriorinis st. nuokr.
RES_LGDP_BAR_US	9,9906	26,1423	0,0483	0,0218	0,0483	0,0218
RES_LGDP_G_US	9,9971	23,2625	0,3442	0,1290	0,3486	0,1326
RES_UNRATE_BAR_US	10,2134	26,8574	0,0466	0,0193	0,0466	0,0193
RES_UNRATE_G_US	10,0086	24,8875	0,0455	0,0166	0,0455	0,0166
RES_UNRATE_GAP_US	4,9998	12,3284	0,0943	0,0146	0,0943	0,0146
RES_RR_BAR_US	4,9996	11,4793	0,0934	0,0392	0,0934	0,0393
RES_RS_US	1,429	3,4452	0,4644	0,0604	0,4643	0,0605
RES_Y_US	3,9987	9,7205	0,3621	0,0572	0,3567	0,0585
RES_PIE_US	1,428	3,2194	1,3576	0,1436	1,3598	0,144

2.4.2 lent. Šokų palyginimas

Dynare programos rezultatai beveik pilnai sutampa su straipsnio rezultatais. Winbug rezultatai labai skiriasi.

Su SAS sistema patikrinau aukščiau iškeltas prielaidas. Kaip pavyzdį pateikiau atsitiktinių parametru modų, gautu su Dynare ir straipsnyje, tikrinimą. SAS sistemą tikrina pagal tokią prielaidą: parametrai nelygus, jeigu  $ABS(x - y) > 0.01$ .

Su Data žingsniu sukūriau lentelę „lentele2\_4\_1“.

```
data lentele2_4_1;
input D_moda Str_moda;
datalines;
0.7465 0.7453
0.1714 0.1711
.....
1.8214 1.8221
0.0763 0.0768
;run;
```

Su procedūra PROC COMPARE buvo atlikti palyginimai:

```
proc compare data=lentele2_4_1 CRITERION=0.01 METHOD=ABSOLUTE;  
var D_moda;  
with Str_moda;  
title 'Parametru modos palyginimai Straipsnio ir Dynare';  
run;
```

2.4.1 paveiksle pateikti rezultatai gauti su SAS sistema. Visi rezultatai sutampa, išskyrus 5 stebėjimą, o tai yra  $\beta_2$ . Taigi, visi parametrai statistiškai reikšmingai nesiskiria, išskyrus  $\beta_2$  parametras.

Parametru modos palyginimai Straipsnio ir Dynare					
The COMPARE Procedure					
Comparisons of variables in WORK.LENTELE2_4_1					
(Method=ABSOLUTE, Criterion=0.01)					
Value Comparison Results for Variables					
Obs		Base D_moda	Compare Str_moda	Diff.	% Diff
5		0.1560	0.1674	0.0114	7.3077

2.4.1 pav. Output lange gauti rezultatai

Analogiškai buvo atlikti kitų parametru bei šokų palyginimai. Buvo gauti tokie rezultatai:

1. Su Dynare programa gauti parametru standartinių nuokrypių įvertiniai visiškai sutampa su straipsnio rezultatais.
2. Su Winbugs programa gauti parametru standartinių nuokrypių įvertiniai nevisai sutampa su straipsnio rezultatais, sutampa tik 3 iš 15 rezultatų.
3. Su Dynare programa gauti modų bei parametru standartinių nuokrypių įvertiniai visiškai sutampa su straipsnio rezultatais.
4. Su Winbugs programa gauti parametru standartinių nuokrypių įvertiniai sutampa su straipsnio rezultatais.

Galima daryti išvadą, kad Winbugs paketas nėra tinkamas DSGE modeliui vertinti.

Visi palyginimo rezultatai pateikti 5 priede.

## IŠVADOS

Pagrindinis darbo tikslas buvo pakartoti I.Carabenciov, I.Ermolaev, Ch.Freedman, M.Juillard, O.Kamenik, D.Korshunov, D.Laxton straipsnio „A Small Quarterly Projection Model of the US Economy“ rezultatus. Tam tikslui pasiekti buvo parinkti du programavimo paketai: Winbugs ir Dynare.

Atsižvelgdama į tai, kad straipsnyje yra aprašomas dinaminis stochastinis stacionarus modelis buvo parinkti du programavimo paketai: Winbugs ir Dynare, kurie remiasi Bajeso metodologija.

Įvertinus modelį su dviem paketais ir gavus rezultatus buvo padarytos tokios išvados:

1. Su Dynare paketu puikiai pavyko pakartoti modelio rezultatus. Kai kurios charakteristikos skiriasi, bet tai galima paaiškinti tuo, kad turėjome daugiau duomenų negu straipsnio autoriai.
2. Su Winbugs paketu parametų gautos charakteristikos nepilnai atitiko straipsnyje aprašytiems rezultatams, šokų – visai neatitiko.

Atlikus analizę, buvo padaryta pagrindinė išvada: dinaminiam stochastiniam stacionariam modeliui spręsti, bei vertinti, tinkamiausiu paketu yra Dynare.

## SANTRAUKA

Šiame darbe buvo nagrinėjamas dinaminis stochastinis stacionarus modelis aprašytas I.Carabenciov, I.Ermolaev, Ch.Freedman, M.Juillard, O.Kamenik, D.Korshunov, D.Laxton „A Small Quarterly Projection Model of the US Economy“ straipsnyje. Duomenis pateikė „Euromonitor International“ įmonė. Modelyje naudojami keturi Jungtinių Valstijų ekonomikos rodikliai: realus bendras vidaus produktas, nedarbo lygis, infliacija ir federalinių fondų palūkanų norma. Rodikliai stebimi 1994 m. I ketv. – 2009 m. II ketv. laikotarpiu.

Darbo tikslas – pakartoti „A Small Quarterly Projection Model of the US Economy“ straipsnio rezultatus. Buvo pasirinkti du programavimo paketai – Dynare ir Winbugs. Modelis buvo suprogramuotas dvejomis skirtingomis programomis, kurios remiasi Bajeso metodologija. Po to, gauti rezultatai buvo lyginami su straipsnyje pateiktais rezultatais.

Atlikus visus skaičiavimus buvo gauti tokie rezultatai: su Dynare puikiai pavyko pakartoti modelio rezultatus. Su Winbugs programa gauti rezultatai nepilnai sutapo su straipsnyje pateiktais rezultatais. Iš to galima buvo padaryti išvada, kad Dynare programa labiau tinka dinaminių stochastinių stacionarių modelių vertinimui.

Šio darbo rezultatai bus labai naudingi tyrimo planuotojams bei vykdytojams. Modelio rezultatai bus įtraukti į globalųjį modelį, kuris apjungs dar kelių valstybių modelius.

## SUMMARY

In the research paper a dynamic stochastic general equilibrium described in I.Carabenciov, I.Ermolaev, Ch.Freedman, M.Juillard, O.Kamenik, D.Korshunov, D.Laxton article „A Small Quarterly Projection Model of the US Economy“ was analyzed. The data for analysis was provided by “Euromonitor International“ company. The benchmark model has only four variables: real gross domestic product (GDP), unemployment rate, consumer price index, federal funds rate. The model is estimated over sample period from 1994QI till 2009QII.

The aim of the research was to reiterate the results given in the article „A Small Quarterly Projection Model of the US Economy“. For this aim two programming packages were chosen – Dynare and Winbugs. The model was programmed using two different programs, both based on Bayesian methodology. Afterward the results were compared with results presented in the article.

After all the calculations were done, the results were following: model was successfully repeated with Dynare. Although the results obtained with Winbugs program differed from the results given in the article. It therefore concluded that Dynare program is more suitable for the assessment of stationary stochastic dynamic models.

## LITERATŪRA IR ŠALTINIAI

### Lietuvių kalba

1. Ekonomikos Teorijos Terminų Žodynas. Vilnius: VU, 1992, 55p.
2. Ekonomikos Terminai ir Sąvokos. Vilnius: VPUEK, 1999, 179p.

### Rusų kalba

3. А. Зельнер „Байесовские Методы в Экономике“. New Jersey, Wiley, 1971. Перевод на русский язык Г. Г. Пирогов, Ю. П. Федоровский. Москва, Статистикаб 1980б 440 p.

### Anglų kalba

4. Burkhard Heer, Alfred Maubner „Dynamic General Equilibrium Modeling“ 2-nd edition. Springer, 2009, 702 p.
5. David Spiegelhalter, Andrew Thomas, Nicky Best, Dave Lunn „Winbugs User Manul“, 2003, 60 p.
6. Ester Faia „Solution techniques for non-linear dynamic stochastic models“. Goethe University, 2008, 29p.
7. I.Carabenciov, I.Ermolaev, Ch.Freedman, M.Juillard, O.Kamenik, D.Korshunov, D.Laxton „A Small Quarterly Projection Model of the US Economy“. International Monetary Fund, 2008, 54 p.
8. Ioannis Ntzoufras „Bayesian Modeling Using Winbugs“. New Jersey , Wiley, 2009, 506 p.
9. Jesus Fernandez-Villaverde, Juan F. Rubio-Ramirez „A Baseline DSGE Model“. Duke University, 2006, 51 p.
10. Michel Juillard „Dynare Course“. Amsterdam University, 2008, 10 p.
11. Tommaso Mancini Griffoli „Dynare User Guide“. 2007-20087, 110 p.
12. William M. Bolstad „Bayesian Statistics“. New Jersey , Wiley, 2004, 362 p.
13. William M. Bolstad „Bayesian Statistics“ 2-nd edition. New Jersey , Wiley, 2007, 463 p.
14. Interneto tinklapis [http://www2.wiwi.hu-berlin.de/wpol/html/toolkit/MacAppSoft/IAMA\\_Lec05\\_1\\_.pdf](http://www2.wiwi.hu-berlin.de/wpol/html/toolkit/MacAppSoft/IAMA_Lec05_1_.pdf).
15. Interneto tinklapis <http://www.dynare.org/>.
16. Interneto tinklapis <http://www.douglaslaxton.org/>.
17. Interneto tinklapis [http://www.klausadam.net/Lec\\_2.pdf](http://www.klausadam.net/Lec_2.pdf).

18. Interneto tinklapis <http://www.mmm.ethz.ch/dok01/d0000881.pdf>.
19. Interneto tinklapis [http://www.nd.edu/~nmark/gradinter\\_files/Blanchard-Kahn.pdf](http://www.nd.edu/~nmark/gradinter_files/Blanchard-Kahn.pdf).
20. Interneto tinklapis <http://www.pajamos.lt/zodynas/pusiausvyra.html>.



# PRIEDAI

## 1 Priedas. Pradinių duomenų lentelė.

Indicator	vname	1994 Q1	1994 Q2	1994 Q3	1994 Q4
Real Gross Domestic Product, 1 Decimal	LGDP_us	8727,2	8845,9	8905,9	9003,7
Civilian Unemployment Rate	U_us	6,5666667	6,2	6	5,6333333
Consumer Price Index	PIE_us	146,7	147,53333	148,9	149,76667
Effective Federal Funds Rate	rr_us	3,2133333	3,94	4,4866667	5,1666667

1995 Q1	1995 Q2	1995 Q3	1995 Q4	1996 Q1	1996 Q2	1996 Q3	1996 Q4
9023,5	9042,7	9122,8	9185,9	9252,3	9413,5	9478,6	9591,1
5,4666667	5,6666667	5,6666667	5,5666667	5,5333333	5,5	5,2666667	5,3333333
150,86667	152,1	152,86667	153,7	155,06667	156,4	157,3	158,66667
5,81	6,02	5,7966667	5,72	5,3633333	5,2433333	5,3066667	5,28

1997 Q1	1997 Q2	1997 Q3	1997 Q4	1998 Q1	1998 Q2	1998 Q3	1998 Q4
9678,2	9800,8	9930,7	10005,9	10102,4	10192,4	10327,9	10510,8
5,2333333	5	4,8666667	4,6666667	4,6333333	4,4	4,5333333	4,4333333
159,63333	160	160,8	161,66667	162	162,53333	163,36667	164,13333
5,2766667	5,5233333	5,5333333	5,5066667	5,52	5,5	5,5333333	4,86

1999 Q1	1999 Q2	1999 Q3	1999 Q4	2000 Q1	2000 Q2	2000 Q3	2000 Q4
10606,8	10682,4	10820,5	11008,6	11041,2	11256,4	11267,2	11336,1
4,3	4,2666667	4,2333333	4,0666667	4,0333333	3,9333333	4	3,9
164,73333	165,96667	167,2	168,43333	170,1	171,43333	173	174,23333
4,7333333	4,7466667	5,0933333	5,3066667	5,6766667	6,2733333	6,52	6,4733333

2001 Q1	2001 Q2	2001 Q3	2001 Q4	2002 Q1	2002 Q2	2002 Q3	2002 Q4
11297,4	11369,7	11338	11381	11477,9	11539,7	11596,7	11598,8
4,2333333	4,4	4,8333333	5,5	5,7	5,8333333	5,7333333	5,8666667
175,9	177,13333	177,63333	177,5	178,06667	179,46667	180,43333	181,5
5,5933333	4,3266667	3,4966667	2,1333333	1,7333333	1,75	1,74	1,4433333

2003 Q1	2003 Q2	2003 Q3	2003 Q4	2004 Q1	2004 Q2	2004 Q3	2004 Q4
11645,2	11738,2	11935,5	12041	12127,9	12213	12301,6	12410
5,8666667	6,1333333	6,1333333	5,8333333	5,7	5,6	5,4333333	5,4333333
183,36667	183,06667	184,43333	185,13333	186,7	188,16667	189,36667	191,4
1,25	1,2466667	1,0166667	0,9966667	1,0033333	1,01	1,4333333	1,95

2005 Q1	2005 Q2	2005 Q3	2005 Q4	2006 Q1	2006 Q2	2006 Q3	2006 Q4
12533,1	12586,7	12682	12748,4	12916	12961,6	12965	13058,3

5,2666667	5,1333333	4,9666667	4,9333333	4,7333333	4,6666667	4,6333333	4,4333333
192,43333	193,63333	196,46667	198,63333	199,56667	201,23333	203,03333	202,5
2,47	2,9433333	3,46	3,98	4,4566667	4,9066667	5,2466667	5,2466667

2007 Q1	2007 Q2	2007 Q3	2007 Q4	2008 Q1	2008 Q2	2008 Q3	2008 Q4
13097,8	13201,7	13319,4	13390,9	13361,5	13416,3	13329,7	13144
4,5	4,5333333	4,7	4,8	4,9333333	5,3666667	6,0666667	6,8666667
204,42633	206,54167	207,74667	210,67867	213,00733	215,35833	218,62033	213,90967
5,2566667	5,25	5,0733333	4,4966667	3,1766667	2,0866667	1,94	0,5066667

2009 Q1	2009 Q2
12928,9	12895,6
8,0666667	9,2666667
212,63167	213,33533
0,1833333	0,18

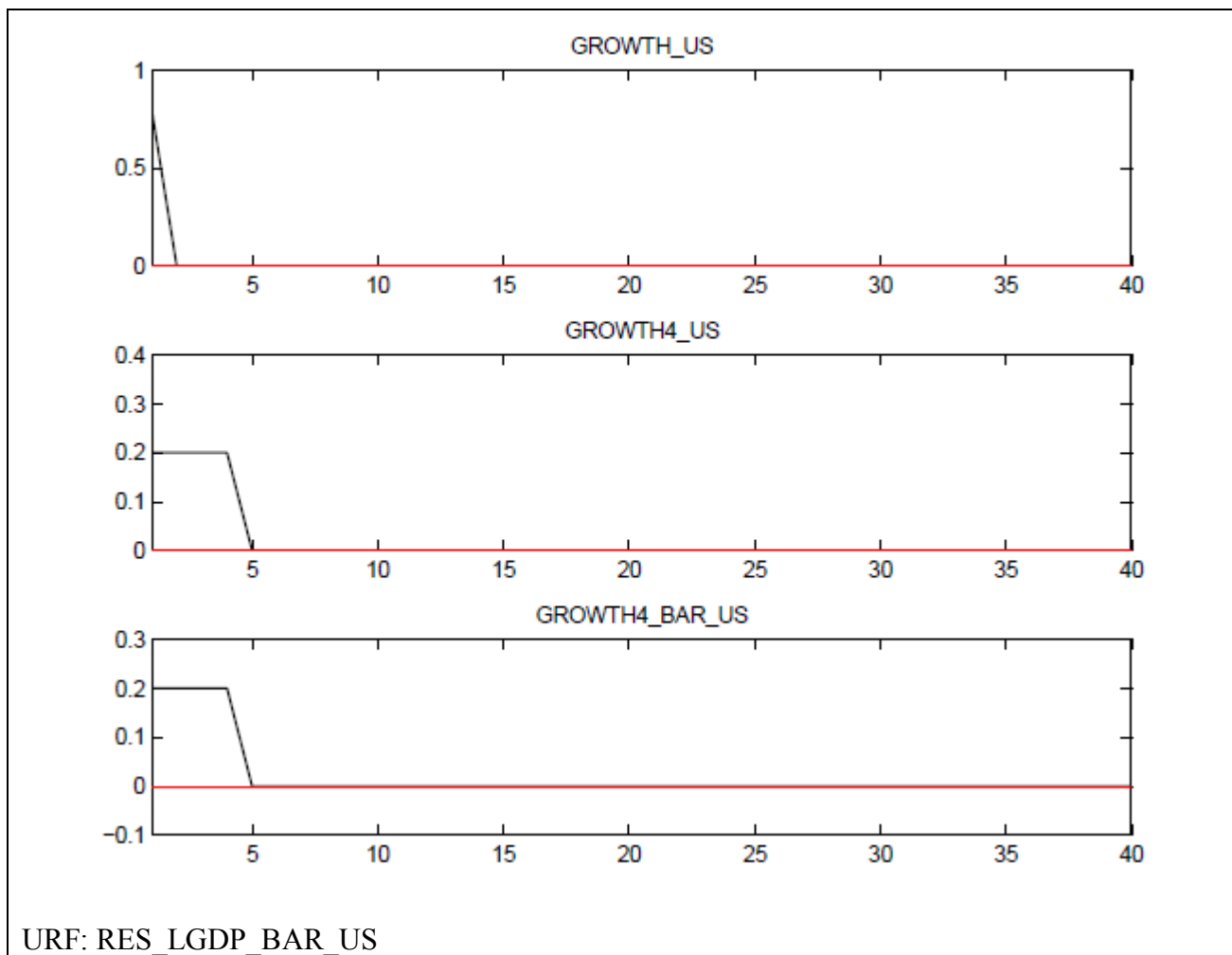
## 2 Priedas. Parametru apriorinių skirstinių lentelė.

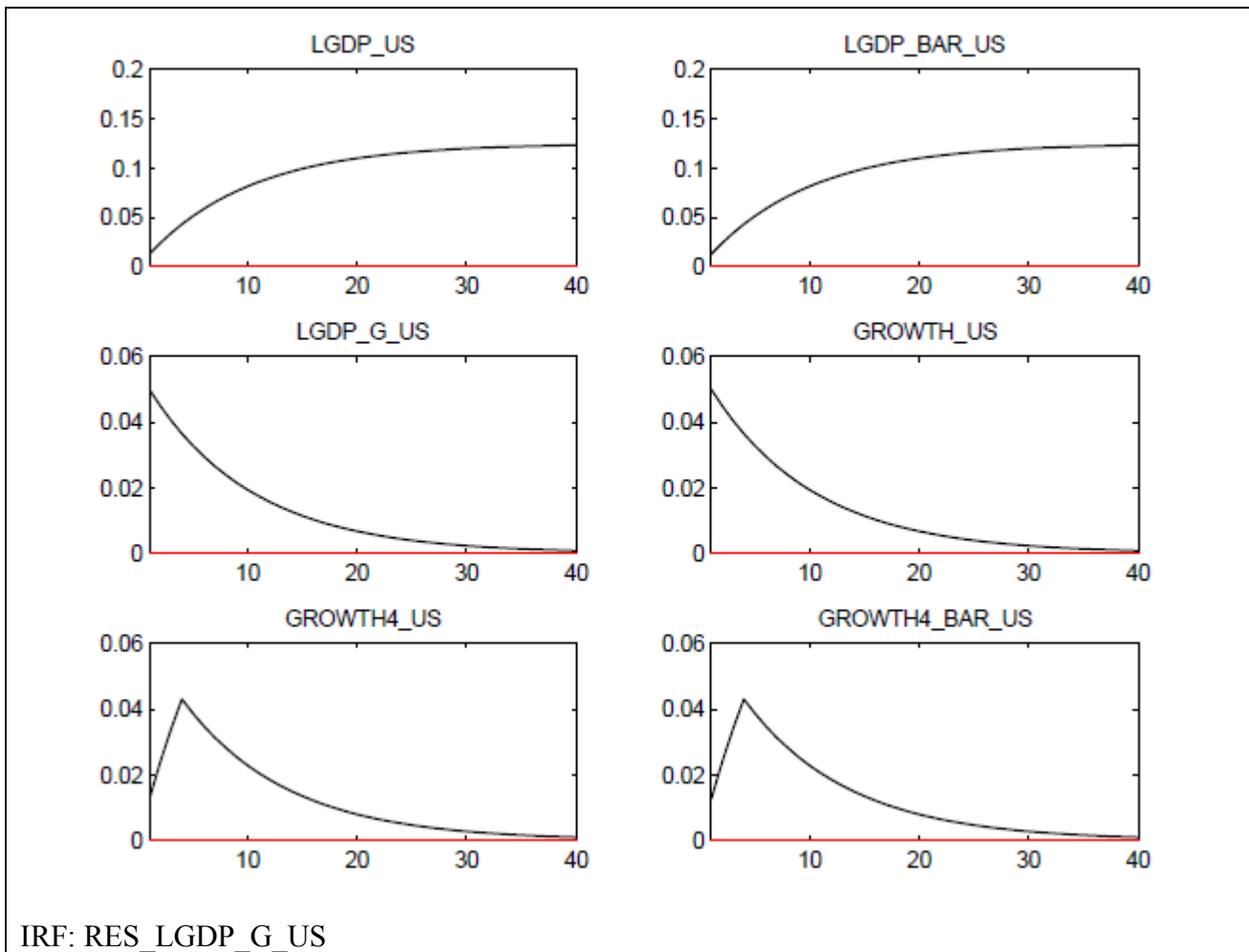
	Apriorinis skirstinys	Apriorinis vidurkis	Apriorinis st.nuokripiš
alpha1_US	beta	0,8000	0,1000
alpha2_US	gamma	0,3000	0,2000
alpha3_US	beta	0,5000	0,2000
beta1_US	gamma	0,7500	0,1000
beta2_US	beta	0,1500	0,1000
beta3_US	gamma	0,2000	0,0500
gamma1_US	beta	0,5000	0,0500
gamma2_US	gamma	1,5000	0,3000
gamma4_US	gamma	0,2000	0,0500
growth_ss_US	normalusis	2,5000	0,2500
liambda1_US	beta	0,5000	0,1000
liambda2_US	gamma	0,2500	0,0500
rho_US	beta	0,9000	0,0500
rr_bar_ss_US	normalusis	2,0000	0,2000
tau_US	beta	0,1000	0,0500

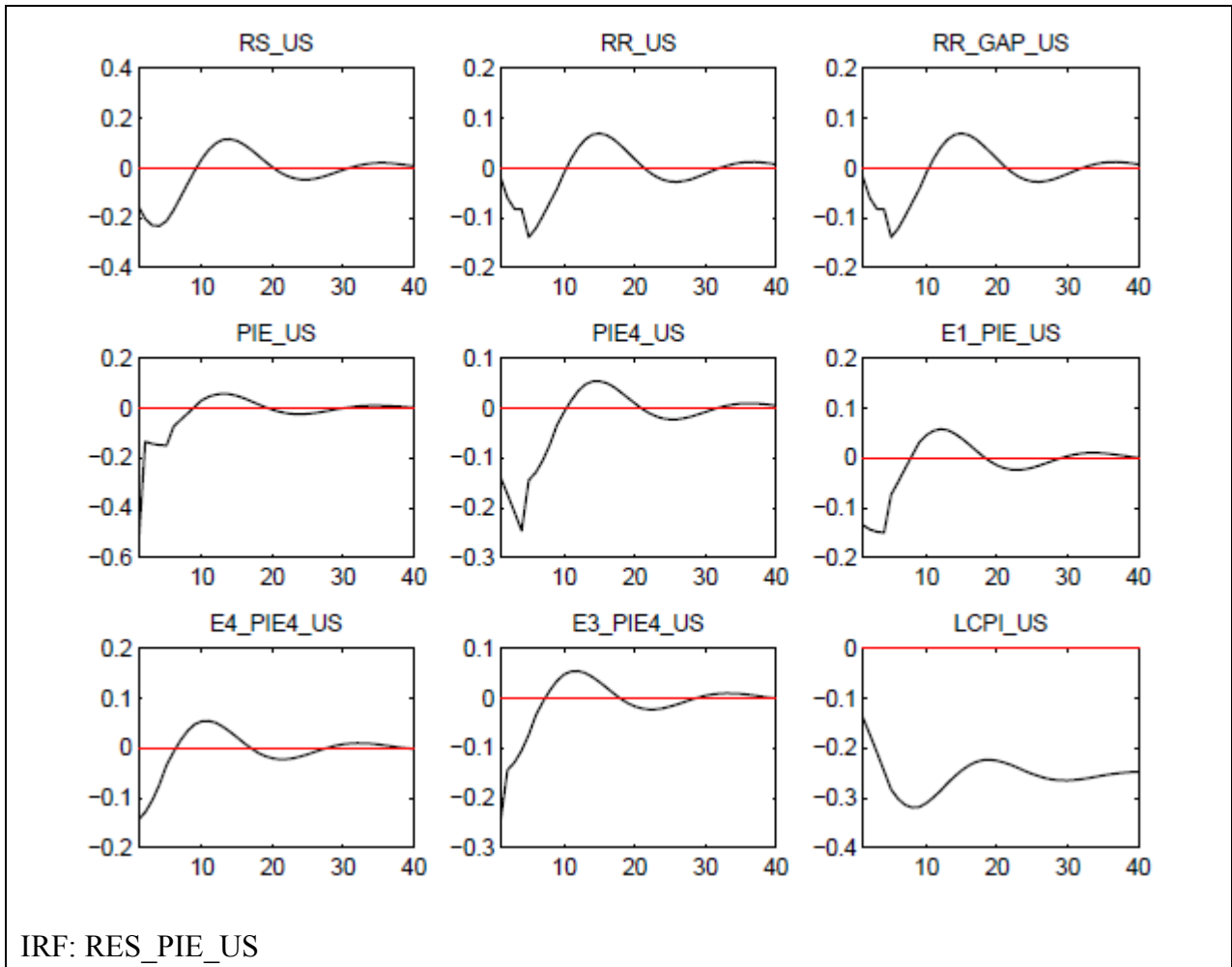
	Apriorinis skirstinys	Apriorinis vidurkis	Apriorinis st.nuokripiš
RES_LGDP_BAR_US	inv-gamma	0,1000	Inf
RES_LGDP_G_US	inv-gamma	0,1000	Inf
RES_UNRATE_BAR_US	inv-gamma	0,1000	Inf
RES_UNRATE_G_US	inv-gamma	0,1000	Inf
RES_UNRATE_GAP_US	inv-gamma	0,2000	Inf
RES_RR_BAR_US	inv-gamma	0,2000	Inf
RES_RS_US	inv-gamma	0,7000	Inf
RES_Y_US	inv-gamma	0,2500	Inf
RES_PIE_US	inv-gamma	0,7000	Inf

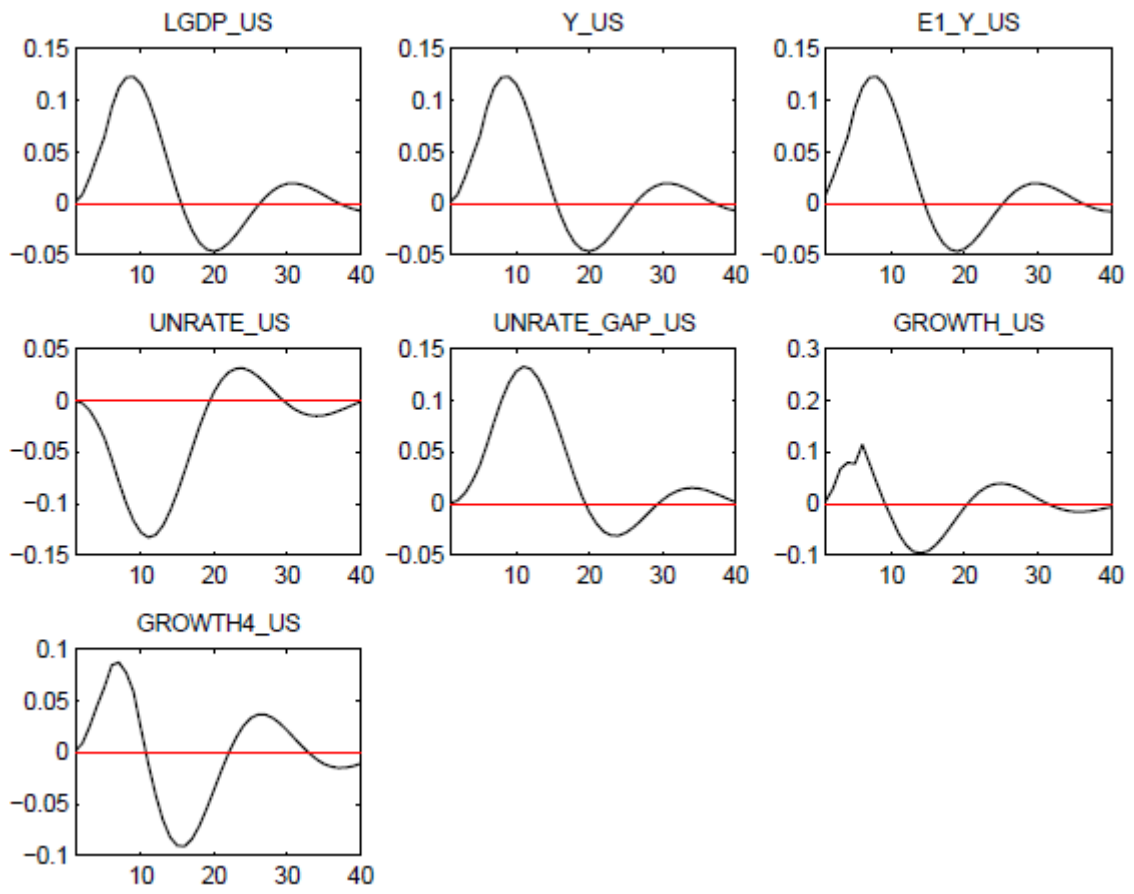
### 3 Priedas. IRF funkcijų grafikai

Programa Dynare pateikia impulsinių atsakų funkcijų grafikus (Impulse responses function - IRF). Šios funkcijos parodo, kaip kinta kintamųjų reikšmės sistemos viduje, esant vieno kintamojo pokyčiui vienu vidutiniu standartiniu nuokrypiu, t.y. ji išmatuoja endogeniniams sistemoms dabartiniams ir būsimais laiko periodais daroma efektą, kurį sukelia vieno kintamojo pokytis dabartiniu laiko momentu lygus šio periodo vienam vidutiniam standartiniam nuokrypiui.

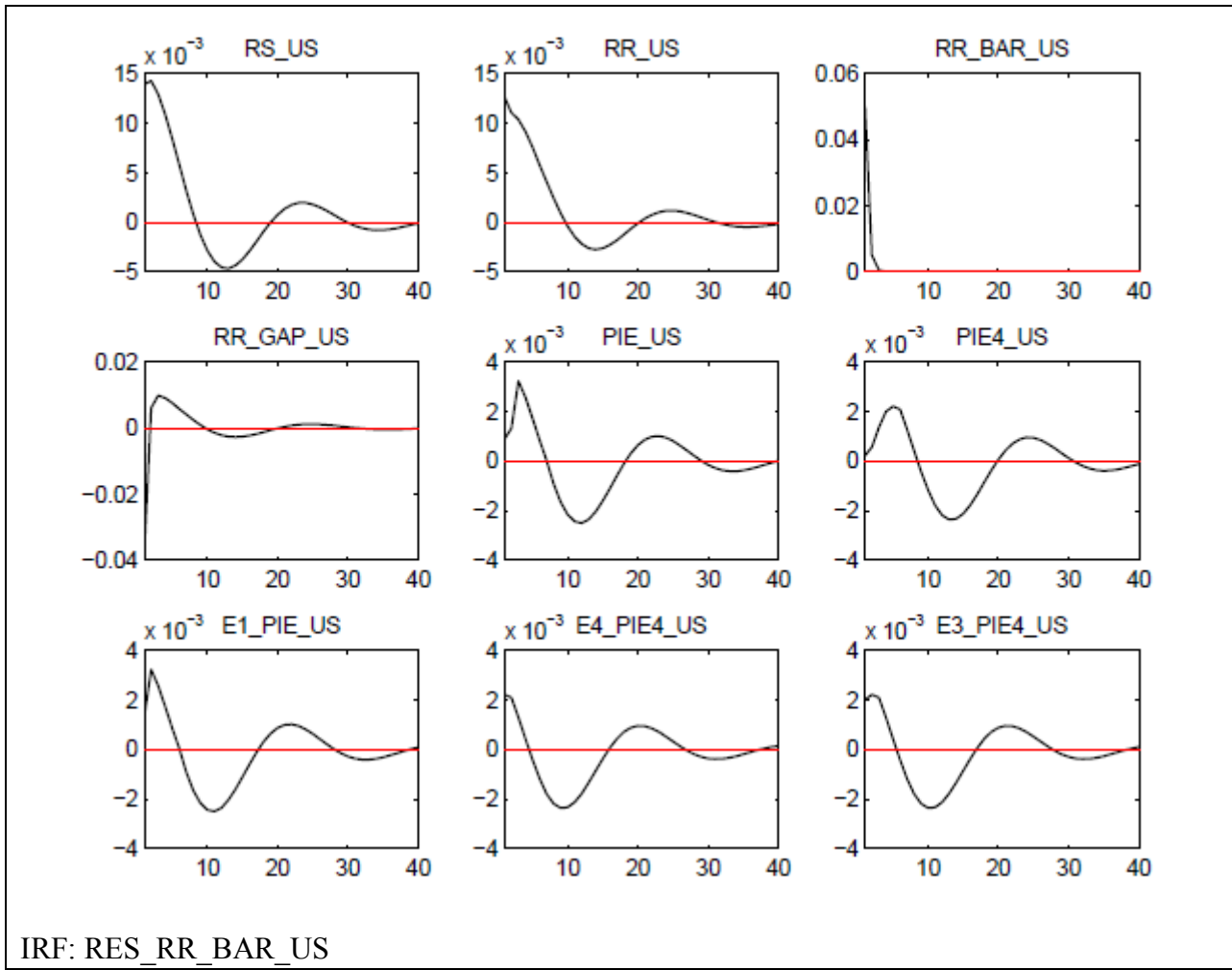




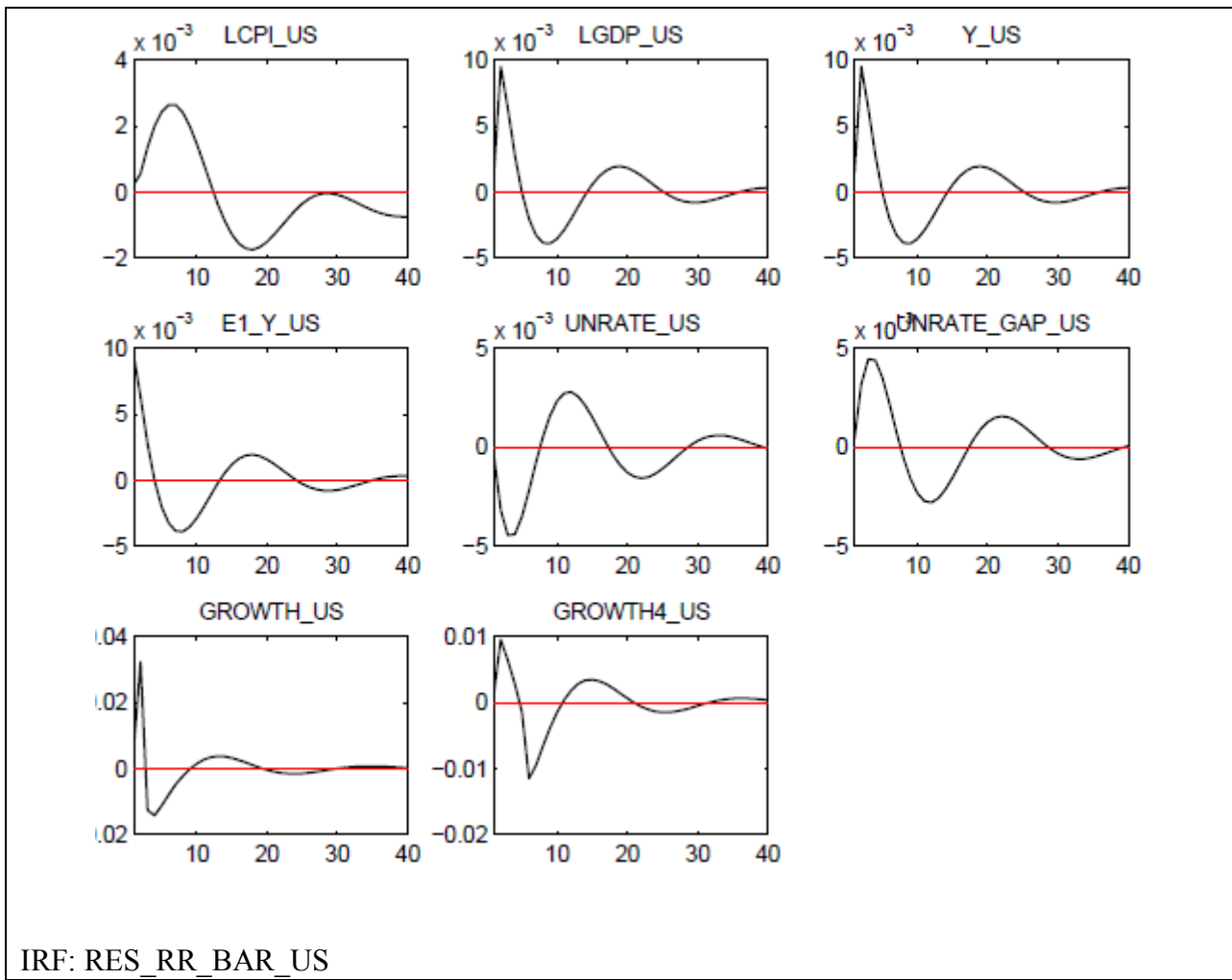


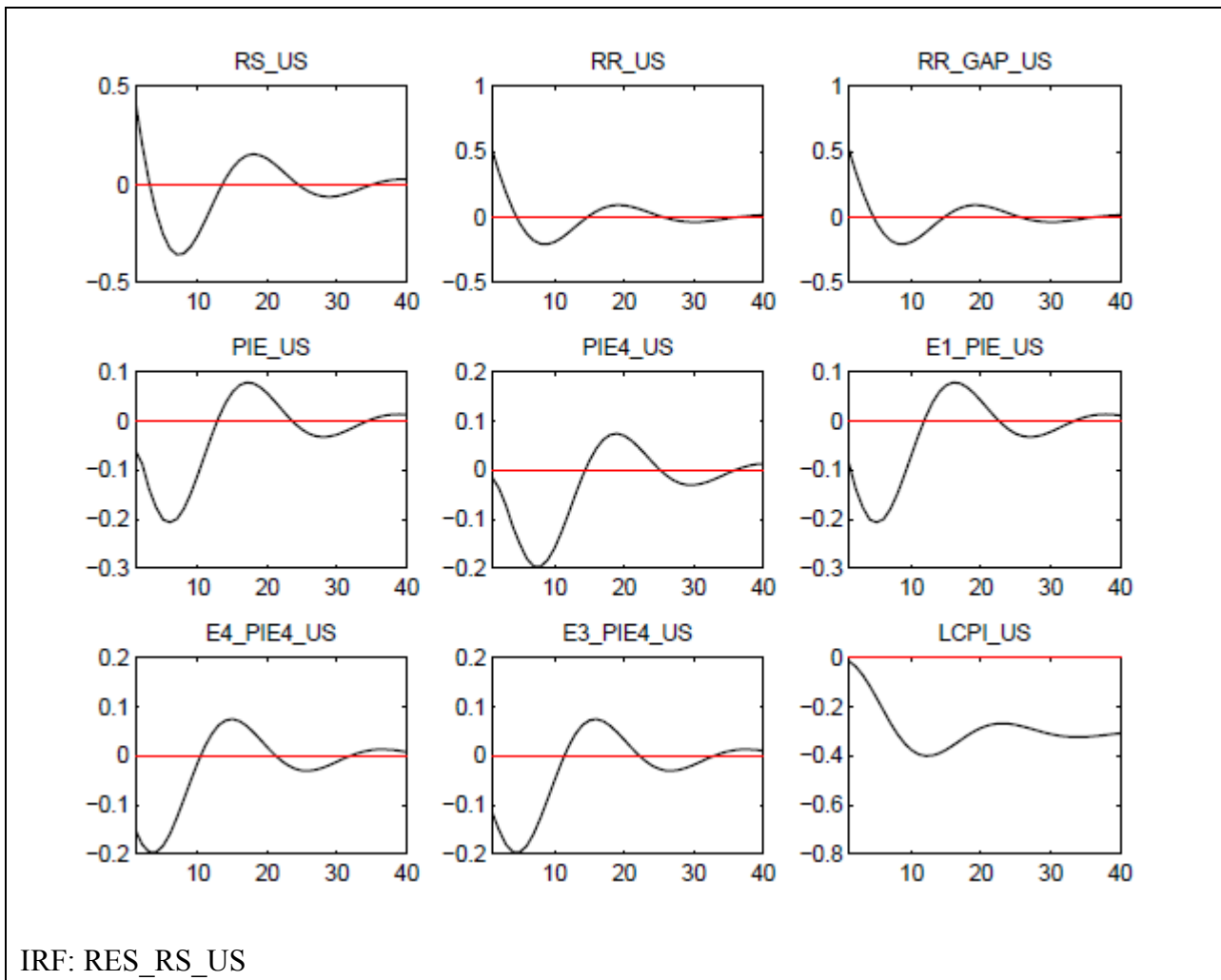


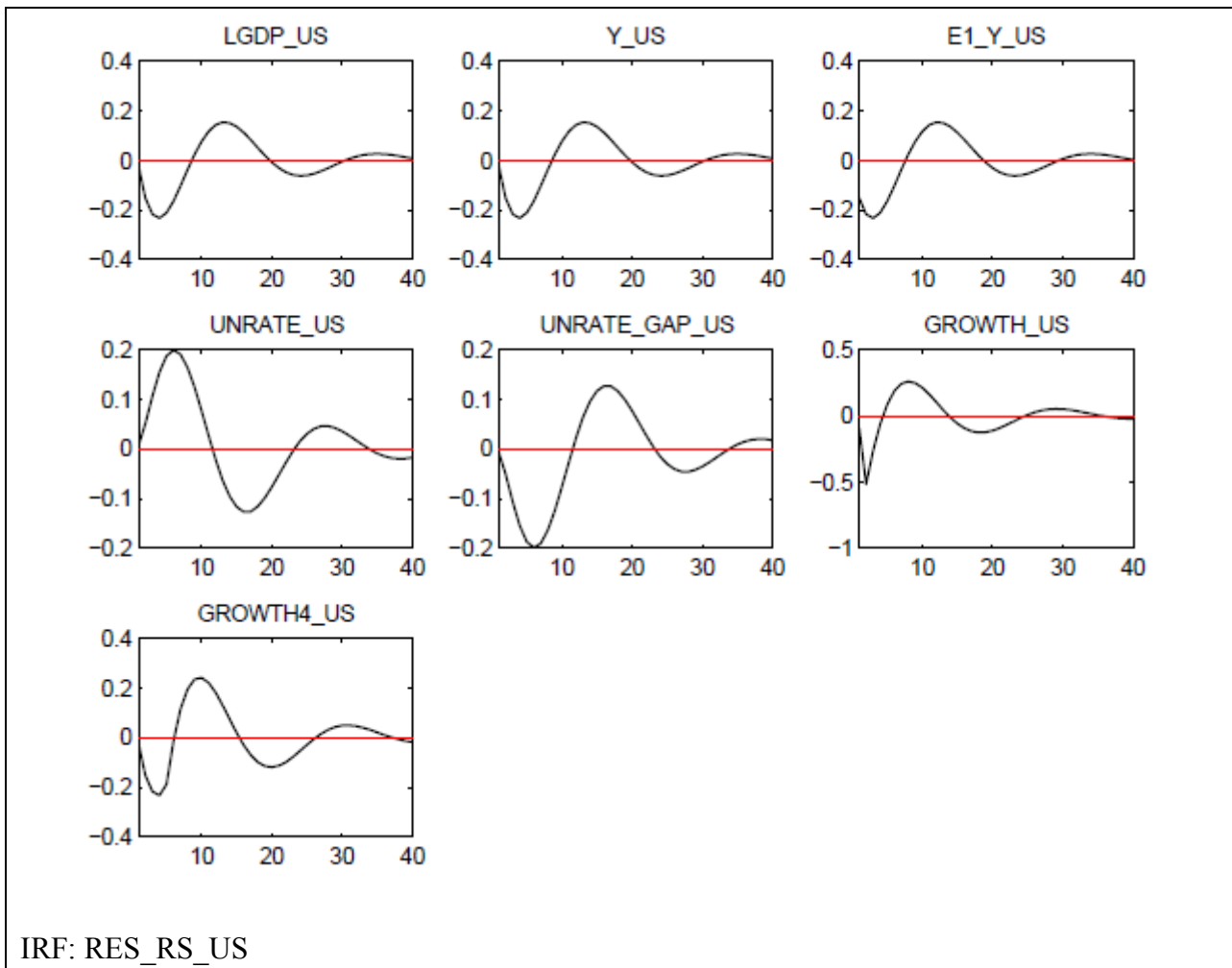
IRF: RES\_PIE\_US

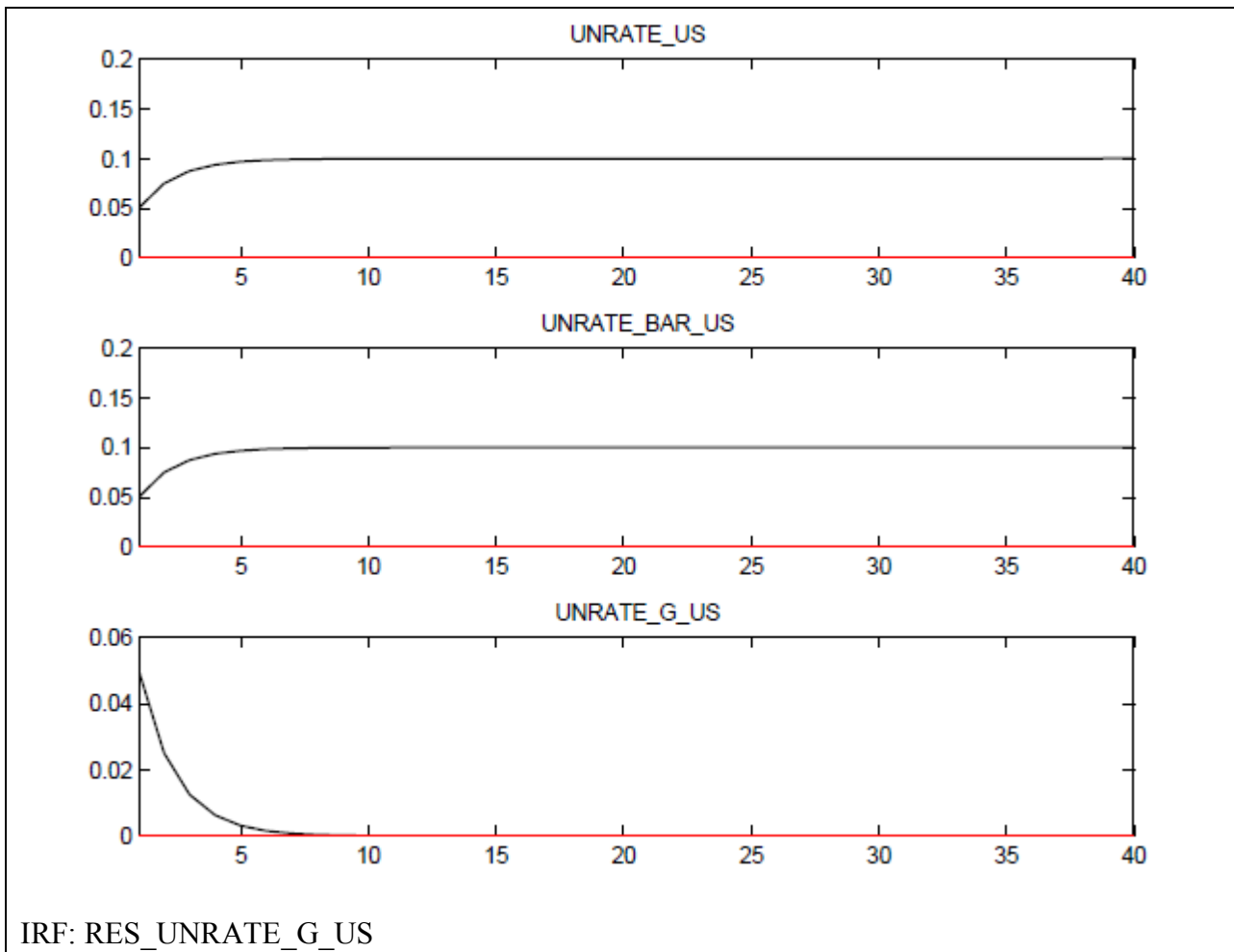


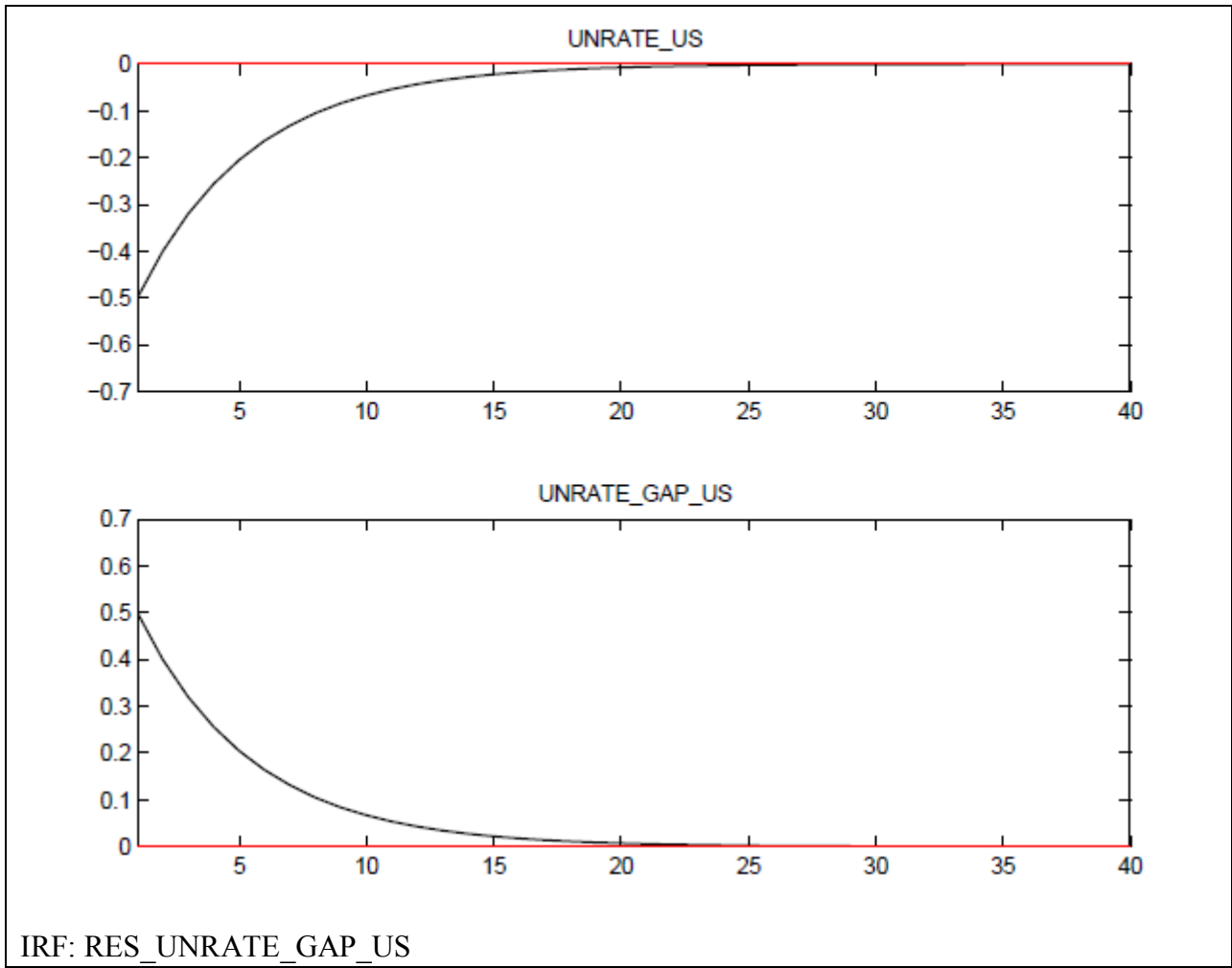


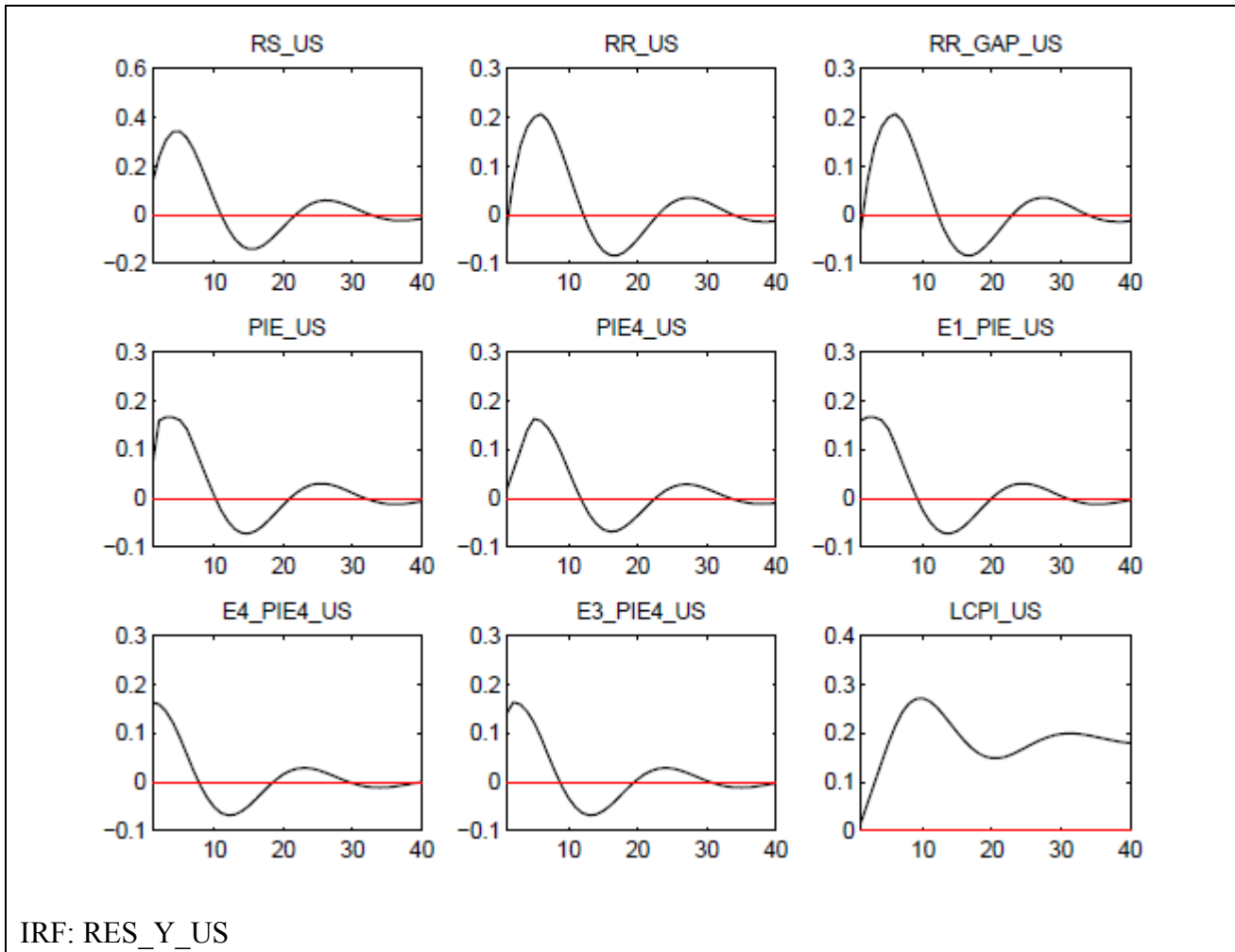












#### 4 Priedas. Rezultatų palyginimas. SAS kodas

```
/*Atsitiktiniu parametru palyginimas*/
/* DYNARE MODA IR STRAIPSNIO */
data lentele2_4_1;
input D_moda Str_moda;
datalines;
0.7465 0.7453
0.1714 0.1711
0.3344 0.3339
0.8612 0.8523
0.1560 0.1674
0.1280 0.1270
0.7096 0.7087
1.2656 1.2679
0.2190 0.2192
2.6025 2.6016
0.7275 0.7272
0.1942 0.1937
0.9239 0.9239
1.8214 1.8221
0.0763 0.0768
;run;
proc compare data=lentele2_4_1 CRITERION=0.01 METHOD=ABSOLUTE;
var D_moda;
with Str_moda;
title 'Parametru modos palyginimai Straipsnio ir Dynare';
run;

/* DYNARE STN.NUOK. IR STRAIPSNIO */
data lentele2_4_2;
input D_stn Str_stn;
datalines;
0.0577 0.0581
0.0309 0.0310
0.1938 0.1931
0.0786 0.0817
0.0932 0.0971
0.0290 0.0290
0.0362 0.0365
0.2268 0.2271
0.0562 0.0563
0.2358 0.2360
0.0612 0.0613
0.0383 0.0382
0.0462 0.0462
0.1727 0.1729
0.0385 0.0389
;run;
options nodate pageno=1 linesize=80 pagesize=40;
proc compare data=lentele2_4_2 CRITERION=0.01 METHOD=ABSOLUTE;
var D_stn;
with Str_stn;
run;

/* Winbugs STN.NUOK. IR STRAIPSNIO */
data lentele2_4_3;
input W_stn Str_stn;
datalines;
0.1002 0.0581
11.29 0.0310
```

```

0.2      0.1931
562.9    0.0817
0.1001   0.0971
320      0.0290
0.04991  0.0365
83.27    0.2271
319.5    0.0563
3.998    0.2360
0.0999   0.0613
499.9    0.0382
0.05001  0.0462
4.999    0.1729
0.04994  0.0389
;run;
options nodate pageno=1 linesize=80 pagesize=40;
proc compare data=lentele2_4_3 CRITERION=0.01 METHOD=ABSOLUTE;
    var W_stn;
    with Str_stn;
run;

/* Soku palyginimas*/
/* DYNARE MODA IR STRAIPSNIO */
data lentele2_4_4;
input D_moda Str_moda;
datalines;
0.0483    0.0483
0.3442    0.3486
0.0466    0.0466
0.0455    0.0455
0.0943    0.0943
0.0934    0.0934
0.4644    0.4643
0.3621    0.3567
1.3576    1.3598
;run;
options nodate pageno=1 linesize=80 pagesize=40;
proc compare data=lentele2_4_4 CRITERION=0.01 METHOD=ABSOLUTE;
    var D_moda;
    with Str_moda;
run;

/* DYNARE STN.NUOK. IR STRAIPSNIO */
data lentele2_4_5;
input D_stn Str_stn;
datalines;
0.0218    0.0218
0.1290    0.1326
0.0193    0.0193
0.0166    0.0166
0.0146    0.0146
0.0392    0.0393
0.0604    0.0605
0.0572    0.0585
0.1436    0.144
;run;
options nodate pageno=1 linesize=80 pagesize=40;
proc compare data=lentele2_4_5 CRITERION=0.01 METHOD=ABSOLUTE;
    var D_stn;
    with Str_stn;
run;

```



```

/* WINBUG STN.NUOK. IR STRAIPSNIO */
data lentele2_4_6;
input W_stn Str_stn;
datalines;
26.1423 0.0218
23.2625 0.1326
26.8574 0.0193
24.8875 0.0166
12.3284 0.0146
11.4793 0.0393
3.4452 0.0605
9.7205 0.0585
3.2194 0.144
;run;
options nodate pageno=1 linesize=80 pagesize=40;
proc compare data=lentele2_4_6 CRITERION=0.01 METHOD=ABSOLUTE;
var W_stn;
with Str_stn;
run;

```

## 5 Priedas. Rezultatų palyginimas.

```

The COMPARE Procedure
Comparisons of variables in WORK.LENTELE2_4_2
(Method=ABSOLUTE, Criterion=0.01)

Data Set Summary

Dataset              Created              Modified  NVar    NObs
WORK.LENTELE2_4_2  05AUG08:19:13:18  05AUG08:19:13:18    2      15

Values Comparison Summary

Number of Variables Compared with All Observations Equal: 1.
Number of Variables Compared with Some Observations Unequal: 0.
Total Number of Values which Compare Unequal: 0.
Total Number of Values not EXACTLY Equal: 13.
Maximum Difference: 0.0039.
    
```

Parametrų standartinių nuokrypių palyginimas. Dynare ir straipsnio.

```

The COMPARE Procedure
Comparisons of variables in WORK.LENTELE2_4_3
(Method=ABSOLUTE, Criterion=0.01)

Value Comparison Results for Variables
    
```

Obs		Base W_stn	Compare Str_stn	Diff.	% Diff
1		0.1002	0.0581	-0.0421	-42.0160
2		11.2900	0.0310	-11.2590	-99.7254
4		562.9000	0.0817	-562.8183	-99.9855
6		320.0000	0.0290	-319.9710	-99.9909
7		0.0499	0.0365	-0.0134	-26.8684
8		83.2700	0.2271	-83.0429	-99.7273
9		319.5000	0.0563	-319.4437	-99.9824
10		3.9980	0.2360	-3.7620	-94.0970
11		0.0999	0.0613	-0.0386	-38.6386
12		499.9000	0.0382	-499.8618	-99.9924
14		4.9990	0.1729	-4.8261	-96.5413
15		0.0499	0.0389	-0.0110	-22.1065

Parametrų standartinių nuokrypių palyginimas. Winbugs ir straipsnio.

The COMPARE Procedure  
Comparisons of variables in WORK.LENTELE2\_4\_4  
(Method=ABSOLUTE, Criterion=0.01)

Data Set Summary

Dataset	Created	Modified	NVar	NObs
WORK.LENTELE2_4_4	05AUG08:19:18:54	05AUG08:19:18:54	2	9

Values Comparison Summary

Number of Variables Compared with All Observations Equal: 1.  
Number of Variables Compared with Some Observations Unequal: 0.  
Total Number of Values which Compare Unequal: 0.  
Total Number of Values not EXACTLY Equal: 4.  
Maximum Difference: 0.0054.

Šokų modų palyginimas. Dynare ir straipsnio.

The COMPARE Procedure  
Comparisons of variables in WORK.LENTELE2\_4\_5  
(Method=ABSOLUTE, Criterion=0.01)

Data Set Summary

Dataset	Created	Modified	NVar	NObs
WORK.LENTELE2_4_5	05AUG08:19:20:26	05AUG08:19:20:26	2	9

Values Comparison Summary

Number of Variables Compared with All Observations Equal: 1.  
Number of Variables Compared with Some Observations Unequal: 0.  
Total Number of Values which Compare Unequal: 0.  
Total Number of Values not EXACTLY Equal: 5.  
Maximum Difference: 0.0036.

Šokų standartinių nuokrypių palyginimas. Dynare ir straipsnio.

The COMPARE Procedure  
 Comparisons of variables in WORK.LENTELE2\_4\_6  
 (Method=ABSOLUTE, Criterion=0.01)

Value Comparison Results for Variables

Obs		Base W_stn	Compare Str_stn	Diff.	% Diff
1		26.1423	0.0218	-26.1205	-99.9166
2		23.2625	0.1326	-23.1299	-99.4300
3		26.8574	0.0193	-26.8381	-99.9281
4		24.8875	0.0166	-24.8709	-99.9333
5		12.3284	0.0146	-12.3138	-99.8816
6		11.4793	0.0393	-11.4400	-99.6576
7		3.4452	0.0605	-3.3847	-98.2439
8		9.7205	0.0585	-9.6620	-99.3982
9		3.2194	0.1440	-3.0754	-95.5271

Šokų standartinių nuokrypių palyginimas. Winbugs ir straipsnio.