

**ROLUL POLITICII MONETARE  
ÎN CONTEXTUL MIXULUI DE POLITICI MACROECONOMICE.  
ABORDARE CANTITATIVĂ ȘI CALITATIVĂ PENTRU ROMÂNIA**

*(The role of monetary policy in the context of macroeconomic policies.  
Quantitative and qualitative approach for Romania)*

**Alina Georgiana Ioniță<sup>1\*</sup>**

<sup>1)</sup> *Academia de Studii Economice, București, România*

---

**Abstract**

*As a result of the recent global economic and financial crisis, it has increased interest in identifying models that explain the stochastic dynamics of macroeconomic variables and meet the country-specific requirements according to the degree of development and the particularities of the economy. Thus, the purpose of this paper is to analyze a mix of monetary and fiscal policy that would fit Romania's macroeconomic context, given the uncertainty of future economic shocks and the uncertainty in setting the model parameters.*

**Keywords:** *monetary, fiscal policy, dynamic stochastic general equilibrium model, mix of monetary and fiscal policy*

**JEL Classification:** *B22*

---

**Rezumat**

Ca urmare a recente crize globale economice și financiare, a crescut interesul de a identifica modele care să explice dinamica stohastică a variabilelor macroeconomice și care să răspundă cerințelor specifice fiecărei țări în funcție de gradul de dezvoltare și particularitățile economiei. Astfel, scopul prezentei lucrări este analiza unui mix de politică monetară și fiscală care să se potrivească contextului macroeconomic al României, în condițiile unor surse de incertitudine date de șocurile economice viitoare dar și de incertitudinea în stabilirea parametrilor modelului.

**Cuvinte-cheie:** politică monetară, politică fiscală, modele dinamice stohastice de echilibru general, mixul de politică monetară și fiscală.

**Clasificare JEL:** B22

---

<sup>1</sup> Ioniță Alina Georgiana - georgiana.alina.ionita@gmail.com

## Introducere

Data fiind vulnerabilitatea țărilor din Europa Centrală și de Est pe durata recentei crize globale economice și financiare, a crescut interesul de a identifica modele care să explice principalele caracteristici ale evoluției variabilelor macroeconomice, precum ar fi: PIB, consum, investiții, inflație, rata de dobândă, salariile și numărul orelor lucrate.

Prin urmare, principalul obiectiv al lucrării este de a analiza un mix de politică monetară și fiscală care să se potrivească contextului macroeconomic al României.

Mai mult, lucrarea își propune analiza modului în care mixul de politici monetare poate fi dezvoltat, în condițiile unor surse de incertitudine date de șourile economice viitoare dar și de incertitudinea în stabilirea parametrilor modelului. Șocurile sunt definite în acest context ca deviațiile temporare pozitive sau negative ale variabilelor macroeconomice cauzate de factori exogeni modelului de la valorile de echilibru și care sunt cuantificate în model sub forma variabilelor stochastice.

Pentru analiza noastră, cele 7 șocuri exogene cercetate sunt: șocul factorului tehnologic (cuantificat ca o creștere temporară a factorului de progres tehnologic în funcția de producție Cobb-Douglas), șocul investițiilor, șocul cheltuielilor guvernamentale, șocul primei de risc, șocul marjei salariilor și al prețurilor și șocul ratei de dobândă.

Lucrarea este organizată astfel: prima secțiune cuprinde introducerea, cea de-a doua secțiune cuprinde descrierea modelului liniarizat, secțiunea a treia include descrierea metodologiei utilizate, calibrarea parametrilor și prelucrarea variabilelor, secțiunea a patra prezintă rezultatele obținute, iar ultima secțiune este dedicată concluziilor, urmată de secțiunea de referințe bibliografice.

## 1. Modelul liniarizat

Agenții presupuși de model sunt: producătorii finali și intermediari de bunuri și servicii, gospodăriile, sindicatele pentru forța de muncă, intermediarii de pe piața forței de muncă, guvernul responsabil cu politica fiscală și banca centrală responsabilă cu politica monetară.

Modelul presupune că, în echilibru, gospodăriile iau aceleași decizii cu privire la consum, numărul de ore lucrate, investiții și utilizarea capitalului. Acestea furnizează forța de muncă (considerată omogenă) intermediarilor de pe piața forței de muncă care stabilesc salariile pe baza schemei Calvo A.G.[4], care presupune că în fiecare perioadă de timp,  $t$ , există o probabilitate  $1-\theta$  cu care firmele își reoptimizează prețul nominal,  $P_t^*$ , independent de momentul de timp față de ultima ajustare, ceea ce înseamnă că, cu o probabilitate fixă,  $\theta$ , firmele mențin prețurile constante sau le ajustează automat și fara costuri.

Prin urmare, prețurile agregate corespunzătoare unei perioade  $t$  pot fi calculate pe

baza unei medii ponderate, astfel:  $P_t = \theta p_{t-1} + (1-\theta)P_t^*$ .

Intermediarii de pe piața forței de muncă plătesc forța de muncă sindicatelor angajaților și o revând, sub forma  $L_t$  producătorilor intermediari care își maximizează profitul într-un mediu perfect competitiv și vând produsele intermediare către producătorii finali.

Funcția de cerere agregată este descrisă de următoarea ecuație de dinamică:  $y_t = c_y c_t + i_y i_t + z_y z_t + \varepsilon_t^s$  (1)

Dinamica consumului utilizând ecuația lui Euler este descrisă sub forma:

$$c_t = c_1 c_{t-1} + (1 - c_1) E_t c_{t+1} + c_2 (l_t - E_t l_{t+1}) - c_3 (r_t - E_t \pi_{t+1} + \varepsilon_t^b) \quad (2)$$

Dinamica investițiilor este dată de ecuația:  $i_t = i_1 i_{t-1} + (1 - i_1) E_t i_{t+1} + i_2 q_t + \varepsilon_t^i$  (3),

iar ecuația pentru stocul de capital este descrisă ca:  $q_t = q_1 E_t q_{t+1} + (1 - q_1) E_t r_{t+1}^k - (r_t - \pi_{t+1} + \varepsilon_t^b)$  (4)

În ceea ce privește oferta, funcția de producție agregată este dată de:  $y_t = \phi_p (\alpha k_t^s + (1 - \alpha) l_t + \varepsilon_t^a)$  (5)

Noul capital instalat este descris de următoarea ecuație:  $k_t^s = k_{t-1} + z_t$  (6)

Minimizarea costului de către gospodării care furnizează capitalul conduce la următoarea ecuație pentru gradul de utilizare a capitalului (care este o funcție influențată pozitiv de rata capitalului):  $z_t = z_1 r_t^k$  (7)

Funcție de acumulare a capitalului instalat depinde de fluxul de investiții, dar și de eficiența acestora cuantificată prin șocul investițiilor:  $k_t = k_1 k_{t-1} + (1 - k_1) i_t + k_2 \varepsilon_t^i$  (8)

Pe piața monopolistică a bunurilor de consum, minimizarea costului de către firme implică o marjă a prețurilor egală cu diferența dintre producția marginală a muncii,  $mpl_t$ , și rata reală a salariilor,  $w_t$ :  $\mu_t^p = mpl_t - w_t = \alpha (k_t^s - l_t) + \varepsilon_t^a - w_t$  (9).

Maximizarea profitului de către firmele care schimbă prețurile conduce la următoarea relație a curbei Philips neo-keynesiene:  $\pi_t = \pi_1 \pi_{t-1} + \pi_2 E_t \pi_{t+1} - \pi_3 \mu_t^p + \varepsilon_t^p$  (10)

Minimizarea costurilor de către firme implică faptul că rata capitalului este influențată negativ de ponderea capital/muncă și pozitiv de salariile reale (amândouă cu elasticitate unitară):  $r_t^k = -(k_t - l_t) + w_t$  (11)

În analogie cu piața bunurilor, pe piața monopolistică a muncii, marja salariilor este egală cu diferența dintre salariile reale și rata marginală de substituție dintre muncă și

consum ( $mrs_t$ ):  $\mu_t^w = w_t - mrs_t = w_t - (\sigma_l l_t + \frac{1}{1 - \lambda} (c_t - \lambda c_{t-1}))$  (12)

Similar, din cauza rigidității nominale a salariilor și indexarea parțială a salariilor la inflație, salariile reale se ajustează doar gradual la marja de salarii dorite  $\mu_t^p$ ,  $w_t = w_1 w_{t-1} + (1 - w_1) (E_t w_{t+1} + E_t \pi_{t+1}) - w_2 \pi_t + w_3 \pi_{t-1} - w_4 \mu_t^w + \varepsilon_t^w$  (13)

Funcția de reacție de politică monetară urmează o regulă Taylor generalizată prin răspunderea graduală la deviațiile inflației de la inflația obiectiv (normalizată la zero) și gap-ului PIB-ului definit ca diferența dintre PIB-ul actual și cel potențial (Taylor, 1993):

$$r_t = \rho r_{t-1} + (1 - \rho) \{r_\pi \pi_t + r_y (y_t - y_t^p)\} + r_{\Delta y} [(y_t - y_t^p) - (y_{t-1} - y_{t-1}^p)] + \varepsilon_t^r \quad (14)$$

Sistemul format din ecuațiile (1) - (14) cuprinde 14 variabile endogene:  $y_t, c_t, i_t, q_t, k_t^s, k_t, z_t, r_t^k, \mu_t^p, \pi_t, \mu_t^w, w_t, l_t$  și  $r_t$ .

Comportamentul stochastic al sistemului de ecuații este determinat de 7 șocuri exogene: șocul factorului tehnologic ( $\varepsilon_t^a$ ), șocul investițiilor ( $\varepsilon_t^i$ ), șocul primei de risc, ( $\varepsilon_t^b$ )

, șocul cheltuielilor exogene ( $\varepsilon_t^e$ ), șocul marjei prețurilor ( $\varepsilon_t^p$ ), șocul marjei salariilor ( $\varepsilon_t^w$ ) și șocul ratei de dobândă ( $\varepsilon_t^r$ ).

Șocurile pozitive sau negative ale variabilelor reprezintă deviațiile temporare pozitive sau negative ale variabilelor macroeconomice de la valorile de echilibru, cauzate de factori exogeni modelului și care sunt cuantificate în model sub forma variabilelor stochastice.

Un șoc al factorului tehnologic reprezintă de fapt o creștere sau o scădere temporară a factorului de progres tehnologic în funcția de producție Cobb-Douglas, în timp ce un șoc al investițiilor reprezintă o variație exogenă a eficienței cu care un bun final poate fi transformat în capital fizic și deci în stocul viitor de capital.

Șocul primei de risc indică eventuale ineficiențe ale sectorului financiar care ar conduce la obținerea unor eventuale câștiguri calculate ca diferență între rata de dobândă pentru depozite versus rata de dobândă fără risc (de ex. rata titlurilor emise de stat).

Șocul cheltuielilor exogene reprezintă o creștere sau o scădere temporară a cheltuielilor exogene care pot proveni de la variații ale cheltuielilor guvernamentale sau ale exportului net.

Șocul marjei prețurilor, al marjei salariilor și al ratei de dobândă reprezintă o creștere sau o scădere temporară a indicelui prețurilor, al indicelui salariilor și al ratei de dobândă, cauzate de factori exogeni modelului și care sunt cuantificate în model sub forma variabilelor stochastice.

## 2. Metodologia utilizată

Modelul DSGE („Dynamic stochastic general equilibrium model”) este compus din 14 ecuații care descriu dinamica variabilelor macroeconomice, 40 de variabile (din care 12 variabile forward-looking, adică variabile care apar descrise în ecuații în funcție de un moment ulterior momentului „t” și 7 variabile observate), 7 șocuri stochastice.

Pe baza distribuțiilor, valorilor apriori calibrate ale parametrilor și a informațiilor aduse de cele 7 variabile observabile am obținut distribuțiile a posteriori ale variabilelor, cu ajutorul algoritmului Metropolis Hastings.

Modelul DSGE este soluționat prin descompunerea funcțiilor obiectiv (spre exemplu, funcțiile de politică monetară sau fiscală) în serii Taylor de ordinul I și II în jurul punctului de echilibru („steady-state”).

Punctul de echilibru („steady-state”) descrie un comportament neschimbat al sistemului de ecuații care descriu modelul, de unde reiese că pentru un sistem la echilibru comportamentul descris de variabilele observabile recente va fi similar și la un moment viitor (pentru cazul stochastic, există o probabilitate constantă ca stările sistemului să se repete în viitor).

Analiza modelului a vizat economia din România, pentru perioada: trimestrul I 2000, trimestrul IV 2016

Cele 7 șocuri ale modelului asociate fiecărei variabile observate sunt:

- șocul factorului tehnologic;
- șocul investițiilor;
- șocul cheltuielilor guvernamentale (ca instrument de politică fiscală);
- șocul primei de risc cu impact asupra consumului și investițiilor;

- șocul ratei de dobândă (instrument de politică monetară);
- șocul prețurilor interne;
- șocul salariilor.

## 2.1 Calibrarea parametrilor

În concordanță cu literatura de specialitate pentru țările din Europa Centrală și de Est și în mod particular cu articolele ce descriu modelul de politică monetară folosit de Banca Națională a României, o parte dintre parametrii presupuși de model sunt fixați, astfel: punctul de steady-state al marjei pieței muncii ( $\lambda_w$ ) este stabilit la 1.5 iar parametrii lui Kimball M. [2] și [3] pentru elasticitatea ofertei în funcție de preț pe piața bunurilor și a muncii ( $\varepsilon_t^w$  și  $\varepsilon_t^p$ ) sunt stabiliți la 10. Alți parametri, precum factorul discount este calibrat la 0.9994, ceea ce reprezintă media ratei de dobândă pentru titlurile emise de statul român pentru o perioadă de 3 luni, în timp ce ponderea cheltuielilor guvernamentale în PIB este stabilită la 18%.

Elasticitatea cererii pentru muncă,  $\lambda_w$ , este egală cu 1.5, rigiditatea salariilor,  $\xi_w$ , este 0.7937, rigiditatea prețurilor,  $\xi_p$ , este 0.75, ceea ce este în concordanță cu calibrările propuse de Mihai Copaciu (2012), în articolul “Estimation of an open economy DSGE model with financial and employment frictions for Romania”.

Funcția de reacție pe termen lung a ratei de dobândă în funcție de inflație,  $r_\pi$ , este calibrată la 1.488, iar gap-ul PIB-ului,  $r_{\Delta y}$ , este calibrat la 0.2239 și sunt descrise de o distribuție normală cu media 1.5 și respectiv 0.125 (0.5/4) iar erorile standard sunt 0.125 și respectiv 0.05. Persistența politicii monetare este dată de coeficientul ratei de dobândă din regula Taylor,  $\rho$ , care urmează o distribuție Beta, cu medie 0.75 și deviație standard de 0.1, fiind calibrat la 0.8258.

Valoarea stabilită apriori pentru coeficientul de reacție pe termen scurt a ratei de dobândă la gapul PIB-ului,  $r_Y$ , este 0.0593.

Elasticitatea inter-temporală a substituției consumului,  $\sigma_c$ , este stabilită la 1.5, cu o deviație standard de 0.375; parametrul obișnuinței în consum,  $\lambda$ , este considerat a fluctua în jurul valorii medii 0.7 (fiind deci calibrat la 0.6361), cu o eroare standard de 0.1, iar elasticitatea ofertei muncii,  $\sigma_l$ , este considerată a varia în jurul valorii medii de 2, cu o deviație standard de 0.75, fiind calibrată la 1.9423. Parametrul de ajustare a costului investițiilor,  $\phi$ , este stabilit în jurul valorii 4, cu o deviație standard de 1.5 și este calibrat la 6.0144, iar elasticitatea capacității de utilizare a capitalului este stabilită la 0.5 cu o eroare standard de 0.15. Ponderea costurilor fixe în funcția de producție este presupusă a avea media 0.5, de unde reiese că parametrul  $\phi_p$  care este calculat că 1 plus ponderea costurilor fixe în producție este egal cu 1.5.

Media apriori a gradului de indexare a prețurilor ( $l^p$ ) și a salariilor ( $l^w$ ) față de inflația din trecut sunt calibrate la 0.3291 și respectiv 0.3243.

Pe baza distribuțiilor a priori au fost obținute distribuțiile a posteriori ale parametrilor și deviațiile standard ale șocurilor, înainte și după optimizare, folosind algoritmul Metropolis-Hastings, ce presupune simularea de valori aleatoare care să convergă către distribuțiile a priori stabilite, în scopul obținerii unei distribuții unice staționare.

Conform analizei graficelor distribuțiilor a-priori și a-posteriori și a statisticii “t”, parametrii estimați și erorile standard ale șocurilor diferă semnificativ de zero, și, mai mult, toți parametrii converg în medie, varianță și moment de ordin 3 pe baza analizei convergenței conform Brooks and Gelman (1998) [5]. Această metodă permite analiza simultană a convergenței tuturor parametrilor modelului, estimând o rată de convergență, pe baza valorilor de output simulate cu algoritmul Metropolis-Hastings descrise anterior.

Pe baza variabilelor observate ale modelului, a calibrărilor și a distribuțiilor a priori, analiza modelului a constat în:

- descompunerea varianței istorice pentru a analiza componentele cu cea mai mare influență asupra comportamentului stochastic al variabilelor macroeconomice analizate (în acest caz, PIB-ul);
- analiza distribuțiilor a-posteriori;
- analiza graficelor de convergență Markov Chain Monte Carlo pentru a putea studia relevanța modelului în funcție de valorile simulate ale parametrilor;
- analiza șocurilor pentru a putea studia comportamentul stochastic al modelului;
- analiza stabilității modelului (condiția Blanchard-Kahn) care indică faptul că sistemul are o soluție unică dacă numărul valorilor proprii este egal cu numărul variabilelor „forward-looking”, adică variabilele descrise în model la un moment ulterior momentului „t”;
- analiza funcțiilor de răspuns la impuls pe baza șocurilor pentru a determina influența șocurilor asupra dinamicii variabilelor macroeconomice.

Variabilele observabile ale modelului sunt:

- PIB-ul real;
- consumul real;
- investițiile reale;
- salariile reale;
- numărul orelor lucrate din economice (indicator al forței de muncă);
- indicele prețurilor (deflatorul PIB);
- rata nominală de dobândă pe termen scurt (ROBOR 3M).

Variabilele prelucrate folosite în model au fost:

- diferența de ordin întâi a logaritmului natural al PIB-ului real per capita;
- diferența de ordin întâi a logaritmului natural al consumului real per capita;
- diferența de ordin întâi a logaritmului natural al investițiilor reale per capita;
- diferența de ordin întâi a logaritmului natural al salariilor reale pe ora, exprimate per capita;
- logaritmul indicelui orelor lucrate;
- diferența de ordin întâi a logaritmului deflatorului PIB;
- rata nominală de dobândă trimestrială (ROBOR 3M).

Variabilele sunt exprimate în termeni reali, prin împărțirea la deflatorul PIB și per capita, adică prin raportarea la numărul de angajați care constituie forța de muncă din economie.

## 2.2 Instrumentele utilizate în prelucrarea seriilor de date

Variabilele reale au fost analizate pentru 56 de trimestre, pentru perioada: trimestrul I 2000 - trimestrul IV 2016.

Acestea au fost ajustate sezonier și testate pentru staționaritate în Eviews 7.0 prin testele Augmented Dickey-Fuller și Philips-Perron test. Ulterior seriile au fost utilizate în Matlab prin intermediul tool-ului Dynare 4.4.0.

## 3. Rezultate

În ceea ce privește descrierea modelului, acesta este format din: 40 de variabile, din care 20 variabile de stare, și 20 de variabile de control, dintre care, 12 variabile de tip "jumpers" (forward looking) și 8 variabile statice, precum și 7 șocuri stohastice.

Figura 1 de mai jos ilustrează descompunerea varianței istorice a PIB-ului ca deviație față de punctul de steady-state.

Așa cum reiese din grafic, șocul care determină în cea mai mare parte comportamentul stohastic al PIB-ului este șocul factorului tehnologic, urmat de șocul primei de risc, de șocurile de politică monetară (șocul prețurilor și al ratei de dobândă) și de șocul investițiilor.

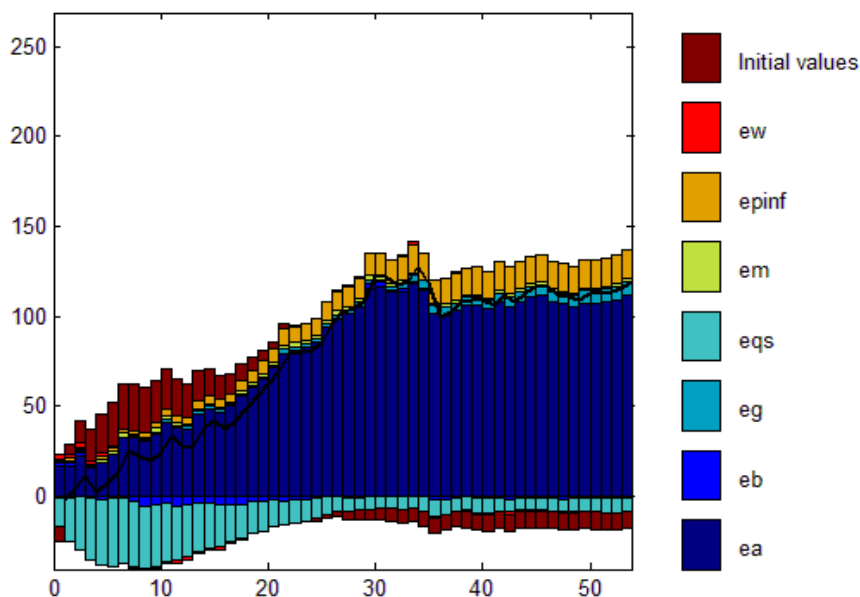


Figura nr.1. Descompunerea varianței

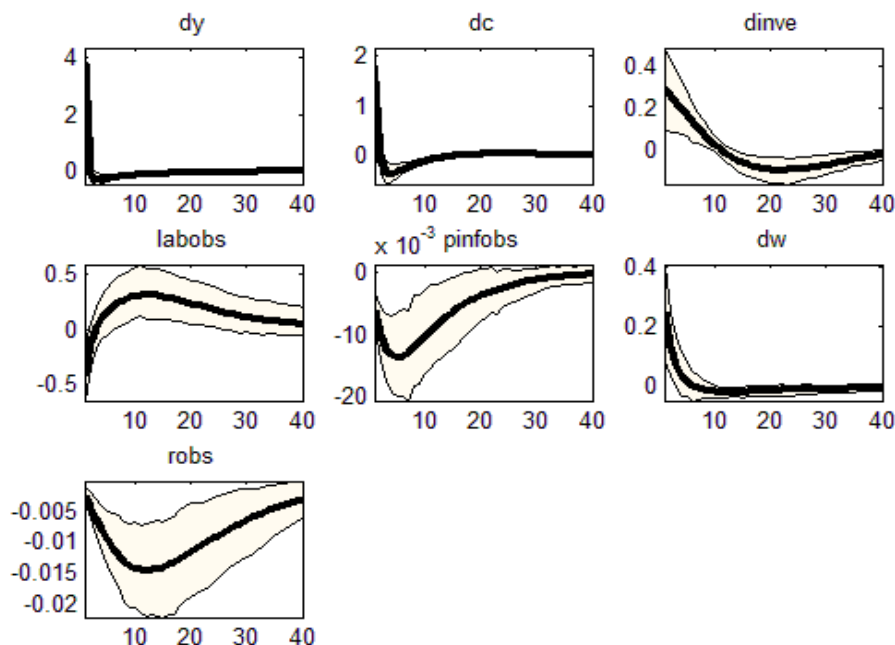
Sursa: Prelucrare personală în Matlab

Mai exact, așa cum reiese din figura 1, comportamentul stocastic al PIB-ului (definit ca deviația acestuia de la punctul de echilibru) este determinat valoric de:

- șocul factorului tehnologic: 74.36%,
- șocul investițiilor: 9.25%,
- șocul ratei de dobândă: 6.39%,
- șocul prețurilor: 5.42%,
- șocul primei de risc: 2.42%,
- șocul cheltuielilor guvernamentale: 1.68%
- șocul marjei salariilor: 0.47%.

În prezenta lucrare am analizat și funcțiile de răspuns la impuls ale variabilelor macroeconomice la șocurile din economie și semnificația acestora pentru sistemul stocastic. Funcțiile de răspuns la impuls indică evoluția medie a distribuției variabilelor din model la o deviație standard medie estimată pentru fiecare din cele 7 șocuri 7 exogene. Variabilele din model au punctul de echilibru (steady-state) 0, întrucât în varianța liniarizată a modelului acestea sunt exprimate în ritmuri de creștere (ca diferență de ordinul întâi a logaritmilor variabilelor).

Figura 2 de mai jos indică faptul că, la un șoc pozitiv al factorului tehnologic egal cu o deviație standard, PIB-ul, consumul și investițiile cresc, în timp ce indicatorul forței de muncă (exprimat ca indice al numărului de ore lucrate) scade cu 0.5% ca urmare a creșterii factorului tehnologic, costurile marginale scăzând și ele. Întrucât răspunsul politicii monetare nu este suficient pentru compensarea scăderii costului marginal, inflația scade, cu 9% față de valoarea de echilibru de 2,5% (ținta Băncii Naționale a României). În final, salariile reale cresc, ca urmare a șocului pozitiv al factorului tehnologic.



**Figura nr.2. IRF – șocul tehnologic**

*Sursa: Prelucrare personală în Matlab*



În cazul unui șoc pozitiv al marjei salariilor (așa cum este ilustrat în figura 3), egal cu o deviație standard salariile reale cresc semnificativ. Creșterea salariilor reale conduce la creșterea costurilor marginale și a inflației. Rata reală de dobândă crește, reflectând faptul că șocul marjei salariilor creează un compromis între stabilizarea inflației și cea a gap-ului PIB-ului.

Șocul primei de risc explică mișcarea corelată a consumului și investițiilor. Așa cum reiese din figura 4, un șoc pozitiv al primei de risc conduce la o creștere a PIB-ului cu 1.5%, o creștere a consumului cu 2% și a investițiilor cu 1.5%. Mai mult, din grafic reiese și o creștere a indicelui numărului de ore lucrate și a salariilor reale

În cazul unui șoc al cheltuielilor guvernamentale (așa cum reiese din figura 5) consumul scade semnificativ, în timp ce PIB-ul și investițiile cresc. Pe fondul dorinței gospodăriilor de a munci, evoluția salariilor reale nu este în mare parte influențată.

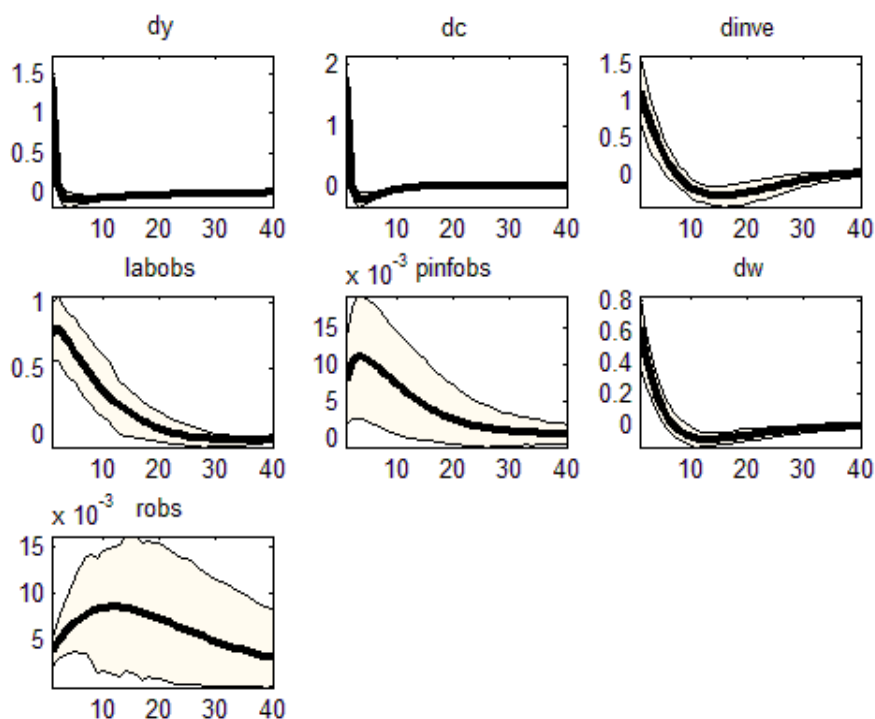


Figura nr.3. IRF- șocul marjei salariilor

Sursa: prelucrare personală în Matlab

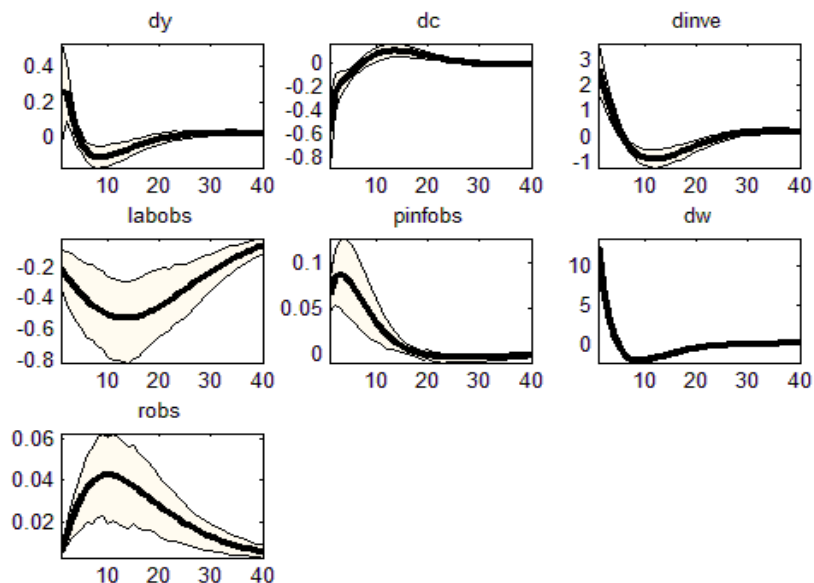


Figura nr.4. IRF- șocul primei de risc

Sursa: prelucrare personală în Matlab

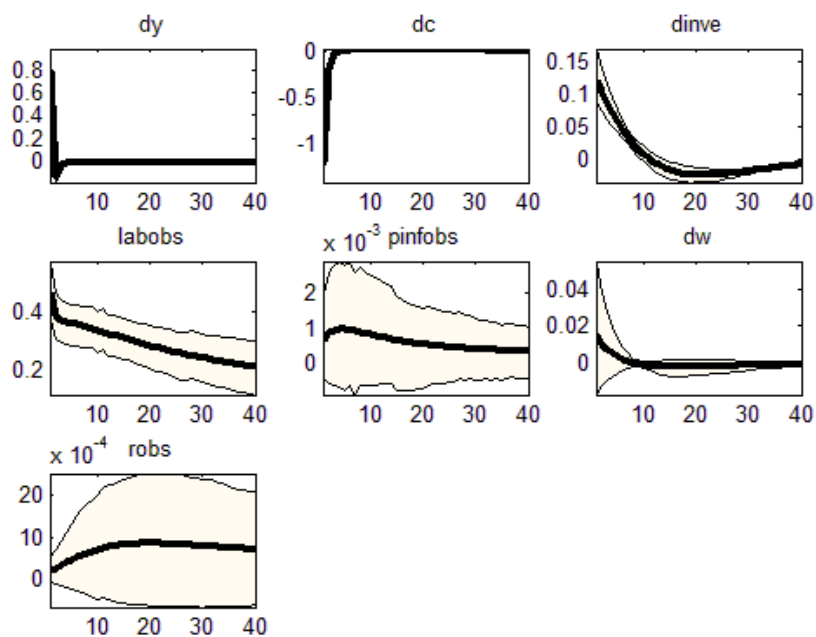


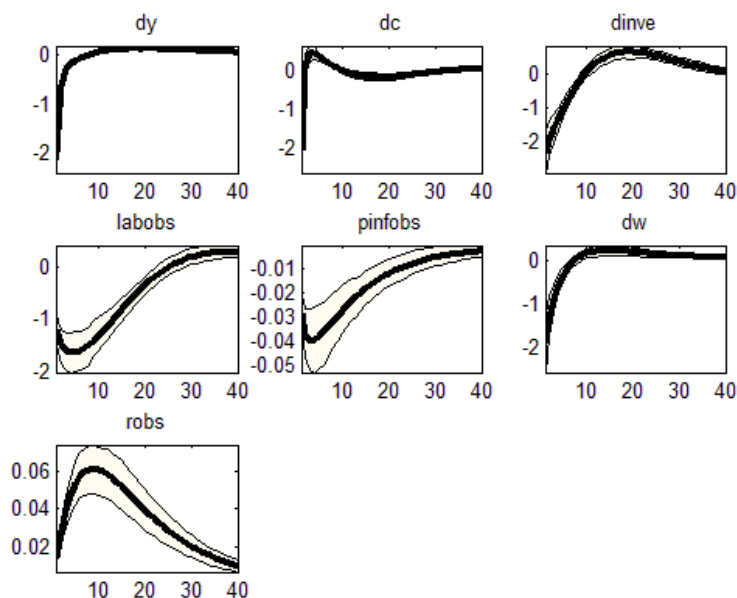
Figura nr.5. IRF-șocul cheltuielilor guvernamentale

Sursa: Prelucrare personală în Matlab

Rezultatele analizei șocului cheltuielilor guvernamentale asupra economiei sunt similare cu cele identificate de Blanchard O. și Perotti R. [1] pentru economia din S.U.A dar și cu cele aparținând unor studii similare pentru economiile din Europa Centrală și de Est.

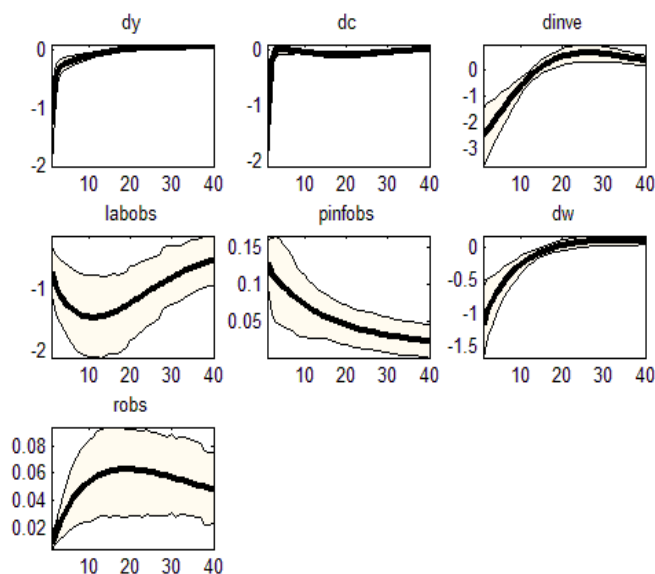
Șocul pozitiv al ratei de dobândă (ca șoc al politicii monetare) va conduce la creșterea ratei nominale de dobândă pe termen scurt. La rândul ei, această creștere conduce la o scădere a PIB-ului, a consumului și a investițiilor. Efectele creșterii ratei de dobândă cu 6 puncte procentuale, ca o măsură propusă de Banca Națională sunt vizibile prin scăderea inflației cu 5 puncte procentuale, așa cum reiese din figura 6. Mai mult, în urma șocului de politică monetară, salariile reale scad, așa cum reiese și din analiza grafică.

Impactul unui șoc pozitiv al marjei prețurilor asupra inflației și a ratei de dobândă este similar cu efectul marjei pozitive a salariilor (amândouă conducând la creșterea generală a prețurilor) și influențează costul real marginal, salariile reale și renta capitalului în sens opus, conducând la scăderea lor. Inițial, ca urmare a șocului marjei prețurilor, nu există nici un impact în lichiditate, deoarece rata nominală de dobândă începe să scadă imediat pe fondul așteptărilor inflaționiste pesimiste (întrucât rata nominală de dobândă este influențată de evoluția estimată a ratei reale de dobândă și de așteptările inflaționiste). Ulterior, datorită implementării graduale a măsurilor de politică monetară prin dinamica funcției de reacție monetară, așteptările au timp să se ajusteze iar efectele inflației asupra PIB-ului scad (după cum reiese și din figura 7).



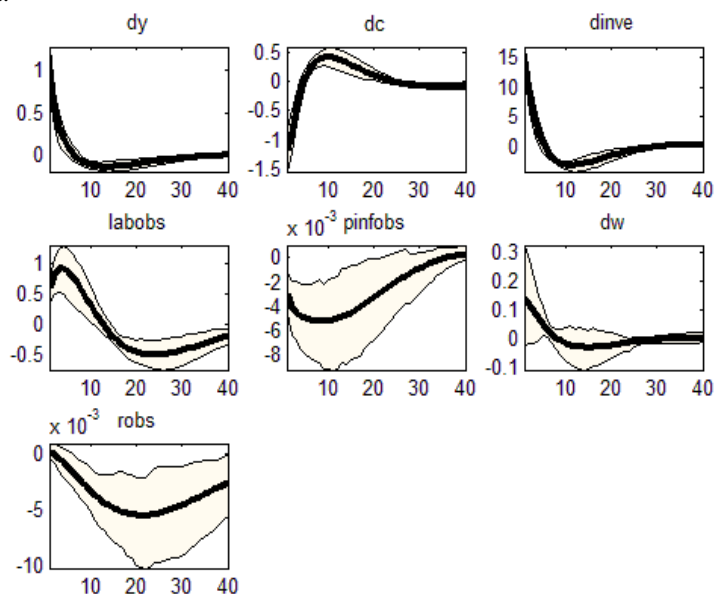
**Figura nr.6. IRF-șocul ratei de dobândă**

*Sursa: prelucrare personală în Matlab*



**Figura nr.7. IRF-șocul prețurilor**  
 Sursa: prelucrare personală în Matlab

Un șoc pozitiv al investițiilor (după cum reiese din figura 8) conduce la creșterea PIB-ului cu 1% și la scăderea consumului cu 1.5% (în defavoarea investițiilor), în timp ce indicele numărului de ore lucrate și salariile reale cresc cu 1% și respectiv cu 0.3%. Inflația scade cu 4% ca urmare a politicii monetare restrictive de creștere a ratei de dobândă pe termen scurt.



**Figura nr.8. IRF-șocul investițiilor**  
 Sursa: prelucrare personală în Matlab

În ceea ce privește analiza stabilității sistemului, acesta este stabil, întrucât condițiile Blanchard-Kahn sunt îndeplinite, numărul valorilor proprii ale sistemului coincide cu numărul variabilelor “forward-looking” (12).

Din analiza testului de convergență Markov Chain Monte Carlo am concluzionat că seriile distribuțiilor a posteriori au converș către distribuțiile target.

## Concluzii

Scopul acestei lucrări este de a analiza în ce măsură modelul propus de Frank Smets și Rafael Wouters pentru economia din S.U.A. (“Shocks and Frictions în US Business Cycles- A Bayesian DSGE Approach”- 2007) [9] și modelul propus pentru Zona Euro (“An Estimated Two-Country DSGE Model for the Euro Area”-2005) sunt potrivite pentru contextul economic din România [6].

Luând în considerare testele și statisticile analizate: analiza stabilității sistemului (pe baza condițiilor Blanchard-Kahn), analiza convergenței MCMC, analiza sensului economic pentru funcțiile de răspuns la impuls, a descompunerii varianței, putem concluziona, prin lucrarea prezentă, că rezultatele obținute sunt adecvate pentru economia din România și că modelul descris poate fi propus spre analiza dinamicii macroeconomice pentru economia României.

Mai mult, modelul poate fi analizat și din perspectiva șocurilor de politică macroeconomică propuse: șocul cheltuielilor guvernamentale (ca instrument de politică fiscală), șocul prețurilor și al ratei de dobândă (ca instrumente de politică monetară).

În ceea ce privește politica monetară, poate fi concluzionat că regula Taylor de politică monetară propusă de model, care vizează țintirea inflației și output gap-ului (deviația PIB-ului de la nivelul PIB-ului potential sau de echilibru, așa cum este descris în model), descrie comportamentul autorității responsabile cu politica monetară din România.

În plus, față de modelul propus de Frank Smets și Rafael Wouters [7], [8] în ceea ce privește gradul de deschidere al economiei, modelul presupune că, în plus de forța de muncă și capital, un rol important îl are și importul în ecuația PIB-ului. Mai mult, modelul presupune o economie deschisă, în care prin includerea exportului net în componența PIB-ului este luat în considerare faptul că o parte din producția internă este destinată exportului.

## Bibliografie

- [1] Blanchard, O., Perotti, R., 2002. „*An empirical characterisation of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output*”, forthcoming în Quarterly Journal of Economics.
- [2] Kimball, M., 1995. „*The quantitative analytics of the basic neo-monetarist model*”, Journal of Money, Credit and Banking 27(4), pp. 1241-1277.
- [3] Dominic Quint and Pau Rabanal, 2013. „*Monetary and Macropprudential Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area*”, IMF Working Paper.
- [4] Calvo, A.G., 1983. „*Staggered prices în a utility-maximizing framework*”. Journal of Monetary Economics, pp.385-397
- [5] Brooks, S., Gelman, A., 1998. „*Some issues în Monitoring Convergence of iterative Simulations*”. Available at: <http://www.stat.columbia.edu/~gelman/research/published/proceedings4.pdf>

- [6] Smets F., Wouters, R., 2005. „*An Estimated Two-Country DSGE Model for the Euro Area*”, Research. Available at: [http://www.snb.ch/n/mmr/reference/sem\\_2006\\_08\\_de\\_walque/source/sem\\_2006\\_08\\_de\\_walque.n.pdf](http://www.snb.ch/n/mmr/reference/sem_2006_08_de_walque/source/sem_2006_08_de_walque.n.pdf)
- [7] Smets, F., Wouters, R., 2003b. „*Shocks and Frictions in US business cycles: a Bayesian DSGE Approach*”, European Central Bank. Available at: <https://www.nbb.be/doc/oc/repec/reswpp/wp109en.pdf>
- [8] Smets, F., Wouters, R., 2005. „*Comparing Shocks and Frictions in US and Euro Business Cycles: a Bayesian DSGE Approach*”. *Journal of Applied Econometrics* 20(2), pp. 161-183.
- [9] Smets, F., Wouters, R., 2007. „*Shocks and Frictions in US and Euro Business Cycles: a Bayesian DSGE Approach*”. *American Economic Review* 97(3), pp. 586-606.