

## Testarea asimetriei șocurilor cu zona euro

**Marius-Corneliu MARINAȘ**

Academia de Studii Economice, București  
marinasmarius@yahoo.fr

**Rezumat.** *Obiectivul acestui studiu este de a identifica șocurile cererii și ofertei care influențează 13 țări membre ale UE și de a estima gradul de corelație a șocurilor acestora cu zona euro. Cercetarea efectuată permite determinarea asimetriei șocurilor cu uniunea monetară, în funcție de care se judecă oportunitatea adoptării unei monede unice. Analiza este utilă și pentru economiile din afara zonei euro, deoarece acestea sunt puternic integrate comercial și financiar în special cu economiile din nucleul uniunii. Aplicând metodologia Blanchard și Quah de estimare a șocurilor pentru perioada 1998:1-2010:3, a rezultat o corelație slabă ca intensitate și negativă a șocurilor cererii și o corelație medie spre ridicată a șocurilor ofertei. Rezultatele obținute sugerează manifestarea unui proces de convergență structurală cu zona euro, în contextul unor politici macroeconomice interne relativ diferite, atât în interiorul, cât și în afara uniunii monetare.*

**Cuvinte-cheie:** șocurile cererii; șocurile ofertei; modelul SVAR; zona euro; șocuri asimetrice.

**Coduri JEL:** E32; E37.

**Coduri REL:** 9B; 9G.

## Introducere

Adoptarea monedei unice europene presupune renunțarea la două instrumente care pot fi utilizate pentru neutralizarea șocurilor la nivel macroeconomic. Aceste șocuri vor căpăta un caracter mai degrabă asimetric, în contextul în care există diferențe semnificative cu structura economică a zonei euro sau se promovează politici macroeconomice divergente comparativ cu aceasta. Manifestarea unor șocuri asimetrice va genera o corelație mai redusă a ciclurilor de afaceri, mărinnd costurile participării la uniunea monetară. Pentru a identifica relația dintre șocurile economice și ciclurile de afaceri, în literatura de specialitate se folosesc mai multe metode de descompunere a șocurilor care influențează anumite variabile nominale și reale. Cel mai utilizat procedeu este cel al lui Blanchard și Quah (1989), dezvoltat ulterior de către Bayoumi (1991) și Bayoumi și Einchengreen (1992). Aceasta vizează descompunerea șocurilor care influențează producția și inflația în șocuri ale cererii agregate și ale ofertei agregate. Metodologia este utilă analizei riscurilor adoptării unei monede comune, deoarece permite identificarea naturii șocurilor și a celor mai potrivite răspunsuri la acțiunea acestora.

Bayoumi și Einchengreen au cercetat cele două tipuri de șocuri cu ajutorul a două modele de tip VAR, unul pentru PIB-ul real, iar altul pentru deflatorul PIB. Șocurile au fost estimate pe baza reziduurilor celor două modele, cu ajutorul restricțiilor menționate anterior. Cei doi economiști au estimat că în cazul țărilor Uniunii Europene există o asimetrie mai ridicată a șocurilor decât în situația regiunilor SUA, ceea ce generează dificultăți de funcționare a uniunii monetare europene. În plus, ajustarea șocurilor se face mult mai dificil în economia europeană, comparativ cu SUA, ceea ce va genera persistența unui șomaj ridicat în urma unui șoc restrictiv.

Metodologia a fost utilizată și pentru a estima impactul lărgirii uniunii monetare cu țări din Europa Centrală și de Est. Utilizând date pentru zece economii din această regiune și pentru economiile zonei euro, Fidrmuc and Korhonen (2001) au estimat că Ungaria, Letonia și Estonia au înregistrat în perioada 1994-2000 o corelație ridicată a șocurilor pe latura ofertei cu UEM. Pentru celelalte, aceasta s-a apropiat de zero, ceea ce sugerează o convergență structurală redusă a acestor țări cu UEM. Corelația cu șocurile pe latura cererii este în general mai scăzută decât cea pe latura ofertei, nivelurile reduse ale acestui coeficient de corelație reflectând diferențele macroeconomice de pe parcursul procesului de tranziție. Horvat (2000) a analizat corelația dintre șocurile cererii și ofertei în cazul țărilor Baltice și a celor din grupul Vișegrad, având Germania drept referință. În acest caz, Ungaria s-a caracterizat prin cea

mai ridicată corelație a șocurilor ofertei agregate și prin cea mai scăzută corelație a celor pe latura cererii agregate.

Weimann (2002) a estimat că Bulgaria, Cehia și Ungaria au înregistrat cele mai puternice corelații ale șocurilor pe latura cererii cu cele din zona euro. Frenkel și Nickel (2002) au concluzionat că există diferențe semnificative între natura, intensitatea și capacitatea de ajustare a șocurilor dintre țările ECE și cele ale zonei euro, dar pentru câteva din noile țări membre există similarități cu economii din cadrul uniunii monetare. Conform lui Babetski (2003), corelația mai scăzută a șocurilor cererii și ofertei cu economiile uniunii monetare nu trebuie să constituie un motiv de îngrijorare, deoarece situația s-ar putea îmbunătăți în cadrul zone euro. Adaptând elementele ipotezei endogenității unei zone monetare optime, economistul a arătat că adoptarea euro pentru o parte din noile țări membre ar determina majorarea ponderii comerțului intraindustrial și o mai mare convergență a șocurilor cererii. Arfa (2009) a estimat că o parte din noile țări membre ale UE au avut o corelație ridicată a șocurilor cererii cu zona euro, în timp ce șocurile ofertei sunt mai degrabă asimetrice. Socol și Soviani (2010), respectiv Socol și Măntescu (2011), au explicat slaba corelație a șocurilor cererii pe baza diferențelor dintre politicile fiscale naționale.

### **Descrierea succintă a metodologiei utilizate**

Descompunerea șocurilor cererii și ofertei presupune utilizarea unui model VAR de tip structural, ale cărui restricții sunt inspirate din modelul economic tradițional format din cererea agregată, oferta agregată pe termen scurt și oferta agregată pe termen lung. Pe termen scurt, o creștere a cererii agregate determină o majorare atât a producției cât și a ratei inflației, astfel că va exista o relație directă între aceste variabile. Pe termen lung, un șoc pozitiv al cererii va genera numai o majorare a prețurilor, în timp ce volumul producției rămâne nemodificat. Creșterea ofertei agregate pe termen scurt determină majorarea producției interne și reducerea ratei inflației, astfel că va exista o relație inversă între respectivele variabile. În privința ofertei, efectele care se manifestă pe termen scurt se prelungesc și pe termen lung, ca urmare a modificării PIB-ului potențial.

În cadrul unui model de tip VAR, șocurile reprezintă o parte a unei variabile care nu poate fi explicată de valorile anterioare ale acesteia sau de alte variabile incluse în model. Astfel, un șoc apare sub forma termenului eroare (reziduul) dintr-o anumită ecuație stohastică. Pentru a identifica șocurile cererii și ofertei agregate se pornește de la un model VAR cu două variabile (PIB și rata inflației), care poate fi scris precum în ecuațiile (1) și (2), în care fiecare

variabilă este influențată de valorile actuale și decalate cu o perioadă ale celeilalte variabile și a propriei variabile decalate cu o perioadă.

$$y_t = b_{10} - b_{12} \times ir_t + c_{11} \times y_{t-1} + c_{12} \times ir_{t-1} + e_{y,t} \quad (1)$$

$$ir_t = b_{20} - b_{21} \times y_t + c_{21} \times y_{t-1} + c_{22} \times ir_{t-1} + e_{ir,t} \quad (2)$$

unde variabilele  $y_t$  și  $ir_t$  sunt staționare, iar  $e_{y,t}$  și  $e_{ir,t}$  reprezintă erorile cu deviațiile standard  $\sigma_y$  și  $\sigma_{ir}$  și necorelate.

Blanchard și Quah au asociat în mod direct șocurile structurale ale cererii ( $\varepsilon_{dt}$ ) și ofertei ( $\varepsilon_{st}$ ) cu variabilele  $y_t$  și  $ir_t$ , sub forma unei medii mobile bivariate. Vectorul format din cele două variabile endogene va fi scris sub forma unei medii mobile infinite a vectorului șocurilor structurale, care include șocurile cererii și ale ofertei:

$$X_t = C_0 \times \varepsilon_t + C_1 \times \varepsilon_{t-1} + \dots + C_n \times \varepsilon_{t-n} = \sum_{n=0}^{\infty} L^n C_n \times \varepsilon_t \quad (3)$$

Unde  $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$  și  $L$  este un operator de lag;  $L^0 \varepsilon_t = \varepsilon_t$ ;  $L^1 \varepsilon_t = \varepsilon_{t-1}$ ;  $L^2 \varepsilon_t = \varepsilon_{t-2}$ ....

Construirea modelului pornește de la următoarea relație:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta ir_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} \\ a_{21i} & a_{22i} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \varepsilon_{dt} \\ \varepsilon_{st} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Unde,  $\Delta y_t$  și  $\Delta ir_t$  reprezintă modificările în logaritmi ale outputului și prețurilor la momentul  $t$ , iar  $a_{kji}$  se referă la elementele funcției de impuls-răspuns la șocuri.

În modelul definit de ecuația (4), vectorul variabilelor endogene poate fi scris în funcție de valorile anterioare ale fiecărei variabile. Dacă  $A_i$  reprezintă valorile coeficienților modelului, atunci acesta poate fi scris astfel:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta ir_t \end{bmatrix} = A_1 \cdot \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta ir_{t-1} \end{bmatrix} + A_2 \cdot \begin{bmatrix} \Delta y_{t-2} \\ \Delta ir_{t-2} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{irt} \end{bmatrix}, \quad (5)$$

unde  $e_{yt}$  și  $e_{irt}$  constituie reziduurile ecuațiilor VAR. Ecuația (5) poate fi rescrisă astfel:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta ir_t \end{bmatrix} = (I - A(L))^{-1} \times \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{irt} \end{bmatrix} = (I + A(L) + A(L)^2 + \dots) \cdot \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{irt} \end{bmatrix} \quad (6)$$

sau în manieră echivalentă, conform ecuației (7):

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta ir_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11i} & d_{12i} \\ d_{21i} & d_{22i} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{irt} \end{bmatrix} \quad (7)$$

Folosind împreună ecuațiile (4) și (7), rezultă:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11i} & d_{12i} \\ d_{21i} & d_{22i} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{irt} \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} L^i \times \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} \\ a_{21i} & a_{22i} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \varepsilon_{dt} \\ \varepsilon_{st} \end{bmatrix}, \quad (8)$$

Unde matricea  $a$  poate fi estimată în funcție de reziduurile modelului VAR și șocurile cererii, respectiv ofertei

$$\begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{irt} \end{bmatrix} = \left[ \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11i} & d_{12i} \\ d_{21i} & d_{22i} \end{bmatrix} \right]^{-1} \times \sum_{i=0}^{\infty} L^i \times \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} \\ a_{21i} & a_{22i} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \varepsilon_{dt} \\ \varepsilon_{st} \end{bmatrix} = c \times \begin{bmatrix} \varepsilon_{dt} \\ \varepsilon_{st} \end{bmatrix}. \quad (9)$$

Conform ecuației (9) rezultă că este nevoie de 4 restricții pentru a identifica cele patru elemente ale matricii  $c$ . Două dintre ele se referă la normalizarea varianței șocurilor  $\varepsilon_{dt}$  și  $\varepsilon_{st}$ . Convenția uzuală în modelele VAR este varianța unitară, care împreună cu ipoteza de ortogonalitate vor permite identificarea celei de-a treia restricții  $c' \times c = \Sigma$ , unde  $\Sigma$  este matricea covarianței reziduurilor modelului VAR  $e_y$  și  $e_{ir}$ . Ultima restricție este inspirată de teoria economică și se referă la faptul că șocurile cererii aggregate nu influențează outputul pe termen lung.

### Rezultatele obținute

În cadrul acestui studiu am aplicat metodologia SVAR în vederea identificării șocurilor cererii și ofertei agregate în cazul a 13 economii ale Uniunii Europene și a zonei euro. Cinci dintre economii sunt din estul și centrul Europei (România, Ungaria, Cehia, Polonia, Slovacia), patru sunt cele periferice (Portugalia, Spania, Grecia și Irlanda), iar celelalte sunt din nucleul zonei euro (Germania, Franța, Italia și Austria). Motivația alegerii acestor economii a fost aceea a estimării gradului de sincronizare a șocurilor atât în interiorul zonei euro (între nucleu și periferie), cât și între câteva noi țări membre și zona euro ca ansamblu, respectiv o parte din economiile care o formează. Pentru a identifica șocurile cererii și ofertei am utilizat seriile de date trimestriale ale PIB real și ale ratei inflației din perioada 1998:1 - 2010:3, numărul total al observațiilor fiind 51. PIB-ul real a fost exprimat sub forma unui indice cu bază anul 2000, în timp ce rata inflației reprezintă modificarea procentuală a deflatorului PIB. Sursa datelor a fost Eurostat, iar pentru estimarea șocurilor am folosit programul Eviews. Din cauza influenței sezonalityi specifice unor date macroeconomice trimestriale, am aplicat pentru toate seriile de date procedura de de-sezonalizare Tramo/Seats.

După realizarea acestui proces, am testat caracterul staționar al ambelor variabile exprimate în logaritm. Acestea pot avea o rădăcină unitară, ceea ce ar caracteriza prezența unui trend, adică lipsa de staționaritate. Pentru a cerceta această ipoteză, am utilizat testul ADF, a cărei ipoteză  $H_0$  este existența unei rădăcini unitare. Pentru majoritatea seriilor am estimat existența unei rădăcini unitare la nivelul inițial și lipsa rădăcinii pe baza primei diferențe. Rezultă că respectivele variabile sunt integrabile de ordinul 1, adică  $I(1)$ . În tabelul de mai jos am inclus probabilitățile asociate testului ADF atât pentru  $I(0)$ , cât și pentru  $I(1)$ . Dacă nivelul probabilității este superior pragului de semnificație (5%, respectiv 1%), atunci respectiva variabilă nu prezintă staționaritate.

Irlanda este singura economie al cărei PIB este staționar la nivelul inițial, dovadă a unei economii flexibile, capabilă să neutralizeze cu ușurință șocurile care o afectează. Un nivel relativ ridicat de flexibilitate economică mai înregistrează Ungaria și Slovacia. Din punct de vedere al ratei inflației, aceasta este staționară la nivelul de 1% în Germania și Slovacia, dovedind capacitatea ofertei interne de a contracara influența șocurilor pe latura cererii agregate. Prezența staționarității la nivelul inițial constituie o virtute în cadrul unei uniuni monetare, permițând ajustarea mai rapidă a șocurilor economice care generează fie o scădere a economiei, fie o supraîncălzire a acesteia.

Tabelul 1

## Probabilitățile asociate testului ADF

Țări	PIB		DEFLATOR PIB	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
$H_0$ : Există o rădăcină unitară (lipsește staționaritatea)				
România	0,8544	0,0072	0,5854	0,0000
Zona euro	0,5386	0,0005	0,4605	0,0000
Germania	0,1864	0,0000	0,0042	-
Franța	0,2034	0,0014	0,2825	0,0001
Italia	0,2028	0,0005	0,7892	0,0000
Austria	0,6111	0,0108	0,8829	0,0001
Spania	0,9863	0,0026	0,1065	0,0001
Portugalia	0,1377	0,0000	0,0409	0,0000
Grecia	0,2265	0,0000	0,1197	0,0000
Irlanda	0,0110	0,0000	0,7982	0,0000
Cehia	0,2388	0,0169	0,1823	0,0000
Ungaria	0,0871	0,0002	0,0424	0,0000
Polonia	0,7708	0,0128	0,1075	0,0000
Slovacia	0,1368	0,0000	0,0028	-

Sursa: Eurostat (2011); estimări personale cu Eviews 7.

Deoarece variabilele exprimate ca primă diferență au devenit staționare, am construit câte un model VAR format din seriile PIB real și ratei inflației

pentru fiecare din cele 14 economii. Un model VAR este valid dacă satisface următoarele condiții:

- buna reprezentare a modelului, prin alegerea numărului optim de laguri;
- stabilitatea, obținută atunci când rădăcinile sunt inferioare unității;
- lipsa de autocorelare, normalizarea și homoskedasticitatea reziduuului.

Pentru a estima numărul optim de laguri am utilizat criteriile oferite de testele LR Sequential tests, Akaike Criterion, Schwarz and Hanna-Quinn Criterion tests. Pentru a verifica o anumită opțiune, am aplicat Lag Exclusion Wald Test, a cărei ipoteză nulă este respingerea lagului ales. Dacă probabilitatea asociată testului este inferioară pragului de 1% sau 5%, atunci lagul optim este cel selectat. Conform rezultatelor incluse în tabelul de mai jos, rezultă că opt economii au un model VAR cu un singur lag, trei au un VAR cu două laguri, iar alte trei se caracterizează prin laguri de 3, respectiv 4 perioade pentru cele două serii de date incluse în VAR.

Tabelul 2

Estimarea numărului optim de laguri al VAR

Țări	Sequential LR	AIC	SC	HQ	LAG-UL ALES	Probabilities of Lag exclusion test H0: the statistics $\chi^2$ rejects the selected lag
România	4	4	4	4	4	0,000261
Zona euro	1	1	1	1	1	0,000136
Germania	1	1	1	1	1	0,033883
Franța	2	3	1	2	2	0,039302
Italia	1	1	1	1	1	0,000214
Austria	1	1	1	1	1	0,000796
Spania	4	4	1	4	4	0,003020
Portugalia	2	2	2	2	2	0,027871
Grecia	3	3	3	3	3	0,027798
Irlanda	1	1	1	1	1	0,000000
Cehia	1	1	1	1	1	0,000053
Ungaria	1	1	1	1	1	0,007902
Polonia	2	2	1	2	2	0,009867
Slovacia	1	1	1	1	1	0,000000

Sursa: Eurostat (2011); estimări personale cu Eviews 7.

Modelele VAR ale celor 14 economii trebuie să îndeplinească și condițiile privind calitatea reziduurilor – distribuția normală, absența heteroskedasticității și lipsa de autocorelare a erorilor. În tabelul de mai jos am inclus probabilitățile testelor asociate celor trei condiții enumerate anterior. Deoarece valorile acestora sunt superioare pragului de 5%, atunci se acceptă cele trei ipoteze nule, ceea ce validează corecta reprezentare a reziduurilor modelelor VAR.

Tabelul 3

## Probabilitățile testelor specifice reziduuului VAR

Țări	Autocorrelation LM test	Cholesky (Lutkepohl) Normality test	White Heteroskedasticity test
	H0 no errors correlation for the choice lag	H0 the residual VAR has a normal distribution	H0 no heteroskedasticity
România	0,2815	0,4411	0,3486
Zona euro	0,2105	0,2485	0,2979
Germania	0,3747	0,5948	0,5727
Franța	0,0693	0,5718	0,1805
Italia	0,4111	0,0706	0,1060
Austria	0,2298	0,1123	0,8939
Spania	0,2030	0,2006	0,4189
Portugalia	0,4251	0,6383	0,4246
Grecia	0,4105	0,3869	0,2465
Irlanda	0,1317	0,2274	0,4941
Cehia	0,2282	0,0788	0,2225
Ungaria	0,1539	0,0641	0,1830
Polonia	0,3507	0,2319	0,8631
Slovacia	0,6900	0,1916	0,2608

Sursa: Eurostat (2011); estimări personale cu Eviews 7.

Odată ce am stabilit forma finală a modelelor VAR și am verificat validitatea statistică a acestora, am impus restricțiile structurale necesare identificării șocurilor cererii și ofertei agregate. Modelul SVAR trebuie să respecte anumite condiții, care să asigure compatibilitatea acestuia cu modelul teoretic al cererii și ofertei agregate:

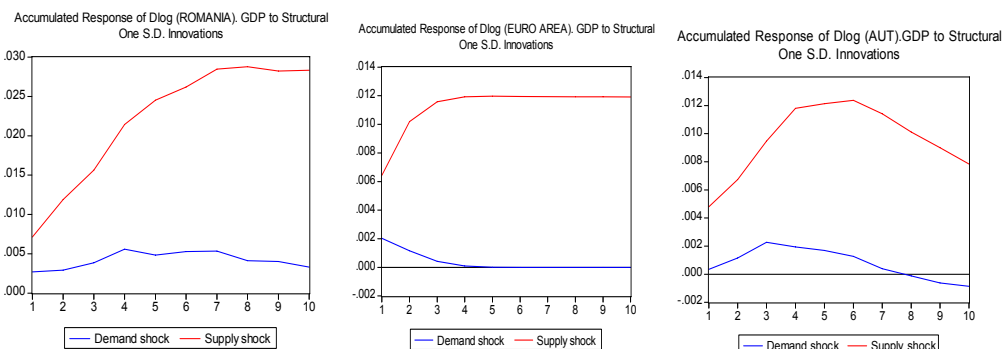
- Șocurile cererii agregate asupra PIB real sunt temporare, în timp ce șocurile ofertei agregate au un caracter permanent, putând fi asemănată cu cele asupra PIB potențial. Prin urmare, răspunsul acumulat al creșterii economice la șocul cererii va înregistra o neutralizare, în timp ce răspunsul la șocul ofertei agregate va tinde să se aplatizeze la un nivel pozitiv.
- Șocurile pozitive ale ofertei agregate determină scăderea ratei inflației, în timp ce șocurile pozitive ale cererii agregate conduc la accentuarea presiunilor inflaționiste.

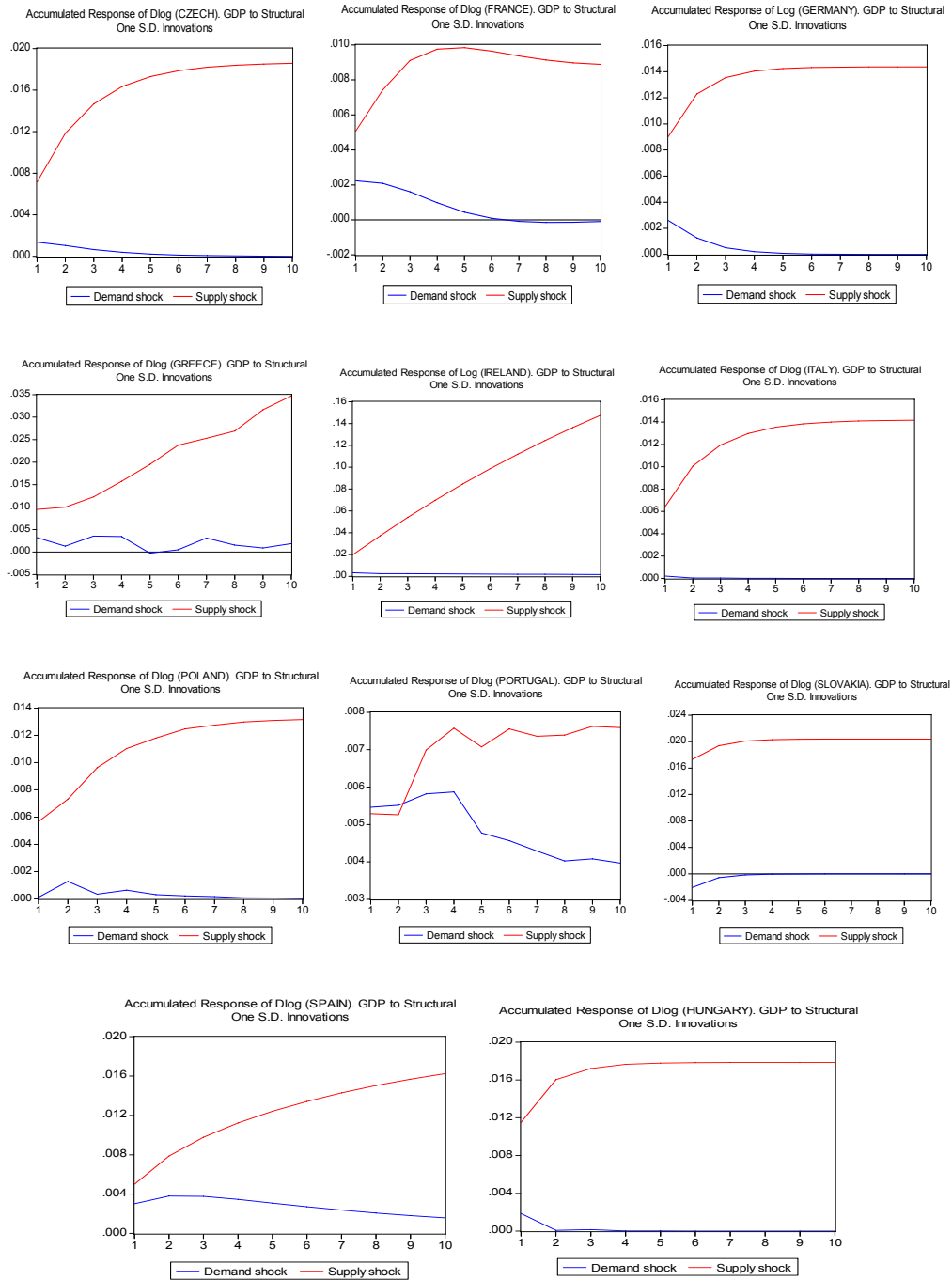
În privința reacției cumulate a PIB la șocurile cererii și ale ofertei, se respectă corelațiile macroeconomice în toate cele 14 situații. Astfel, șocurile ofertei au mai degrabă un caracter permanent, în timp ce șocurile pe latura cererii sunt în cele mai multe cazuri ne semnificative. Ambele șocuri au intensitatea unui punct de deviație standard (sau cu o unitate) relativ la media



perioadei analizate. Dintre economiile incluse în analiză, Slovacia a înregistrat cea mai mare reacție a PIB în primul trimestru de după manifestarea unui șoc al ofertei, în timp ce Grecia a avut cea mai mare creștere pe termen lung. Astfel, un șoc de 1% al ofertei agregate a determinat majorarea PIB real cu 0,17% deviație standard în primul trimestru în Slovacia și cu 0,2% după 10 trimestre. În Grecia, creșterea a fost de aproximativ 0,1% pe termen scurt și de peste 0,3% după nouă trimestre. Dintre noile țări membre ale UE, România s-a caracterizat prin cel mai mare efect pe termen lung al șocurilor ofertei asupra creșterii economice (aproximativ 0,3% deviație standard). În cazul celorlalte noi țări membre ale UE incluse în analiză (Hungaria, Cehia, Polonia), modificarea PIB este de cel puțin 0,12% după 10 trimestre. Dintre țările care fac parte din zona euro, Spania are o variație a PIB de aproximativ 0,16%, ca urmare a unui șoc pozitiv al ofertei de un punct deviație standard, în timp ce PIB-ul Germaniei, Italiei și Irlandei crește cu aproximativ 0,14%. În general, economiile relativ mai puțin dezvoltate decât cele din nucleul zonei euro au un potențial mai mare de creștere, aspect care corespunde ipotezei randamentelor marginale descrescătoare.

Șocul cererii agregate are un caracter temporar, astfel că acesta se neutralizează după două trimestre în Ungaria, după trei în Slovacia și după cinci trimestre în zona euro. În Irlanda și Italia, șocurile cererii exercită un impact neglijabil asupra creșterii economice. România înregistrează cea mai mare perioadă în care șocul cererii este activ, acesta neutralizându-se după aproximativ cinci ani.

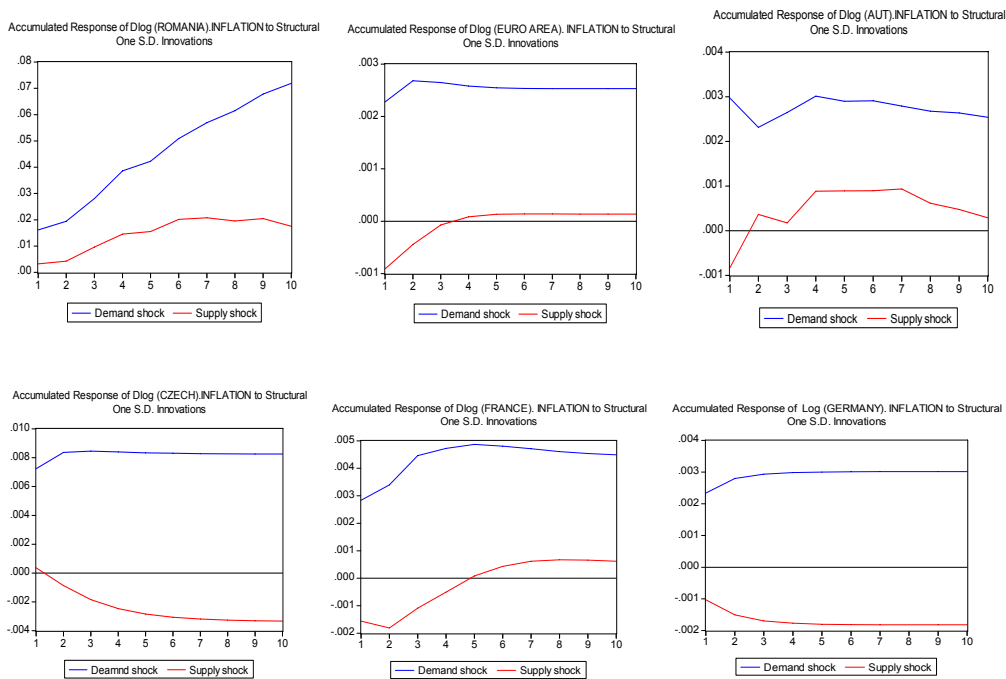


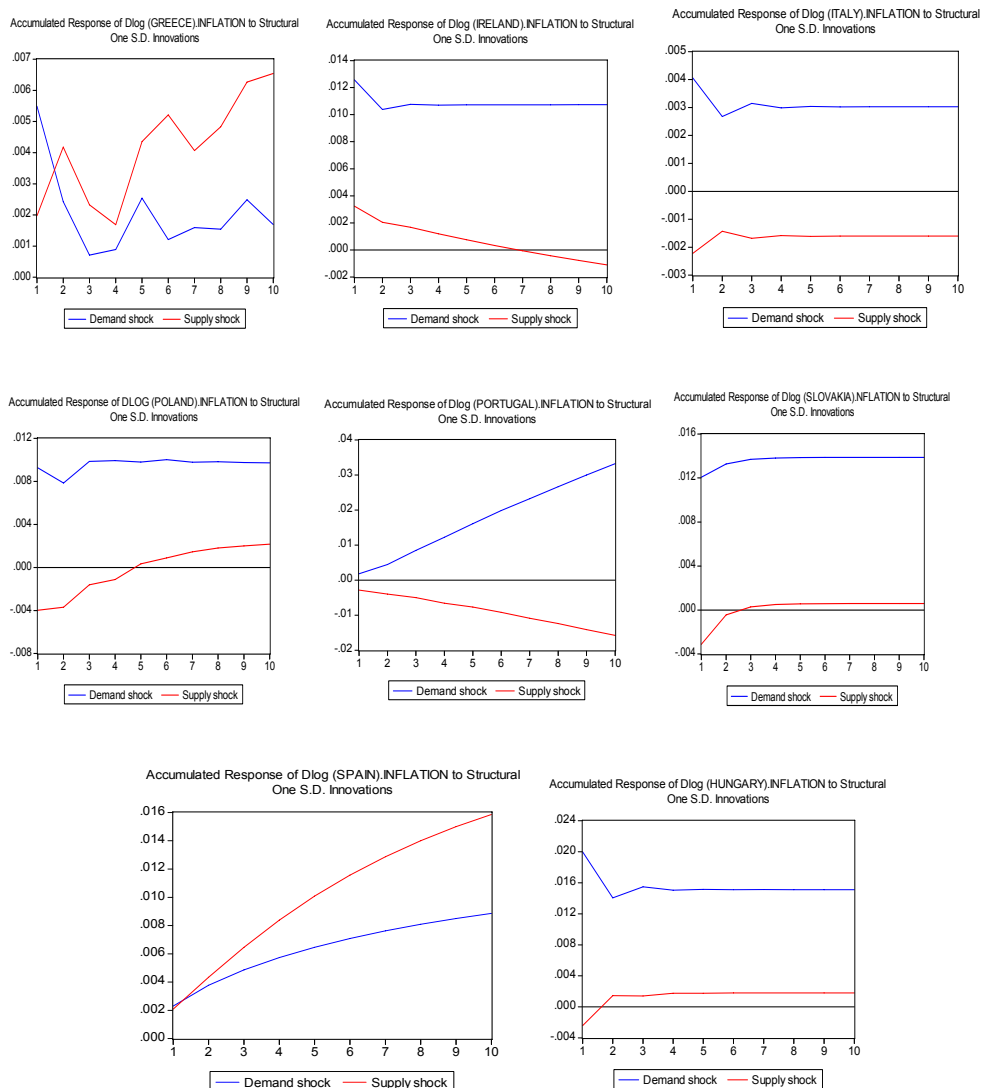


Sursa: Eurostat (2011); estimări personale cu Eviews 7.

Figura 1. Răspunsul cumulat al PIB la șocurile cererii și ofertei

Referitor la reacția ratei inflației la șocurile cererii și ofertei agregate, corelațiile teoretice nu se respectă în patru din cele 14 cazuri. În respectivele situații, rata inflației nu se reduce în ciuda unor șocuri pozitive ale ofertei agregate. Astfel, prețurile bunurilor finale din România, Grecia, Irlanda și Spania pot fi interpretate ca având un grad ridicat de rigiditate la scădere, aspect care poate fi pus pe seama concurenței reduse, slabei integrări economice, puterii sindicatelor, implicării statului în stabilirea anumitor prețuri interne ș.a. Ungaria înregistrează cea mai mare reacție a inflației la șocurile pozitive ale cererii, impactul stabilizându-se pe termen lung la aproximativ 0,16 puncte deviație standard. În privința impactului creșterii ofertei asupra inflației, efectele sunt puțin semnificative, având tendința de a se elimina după aproximativ câteva trimestre, precum în cazurile zonei euro, Austriei, Franței, Ungariei, Poloniei și Slovaciei.





Sursa: Eurostat (2011); estimări personale cu Eviews 7.

Figura 2. Răspunsul cumulat al ratei inflației la șocurile cererii și ofertei

În concluzie, analiza impactului șocurilor a confirmat importanța ofertei pentru creșterea economică și a cererii pentru controlul ratei inflației, în condițiile neutralizării impactului pe termen lung al cererii asupra outputului. Pentru a identifica relația dintre intensitatea șocurilor care afectează economiile incluse în acest studiu, am utilizat coeficientul Pearson de corelație. Conform rezultatelor obținute și incluse în tabelele 4 și 5 rezultă că aderarea la zona euro

nu a redus riscul manifestării unor șocuri asimetrice în cazul economiilor din periferia uniunii monetare. Nucleul este relativ mai puternic corelat pe latura ofertei atât cu întreaga zonă euro, cât și în interiorul acestuia. Dintre economiile periferice, Irlanda și Portugalia au șocuri ale cererii și ale ofertei corelate pozitiv cu nucleul zonei euro, în timp ce Spania și Grecia au promovat politici macroeconomice divergente în raport cu uniunea monetară. Pentru majoritatea economiilor, corelația șocurilor pe latura cererii este mai redusă decât cea a ofertei. Slaba corelație a șocurilor cererii poate fi explicată prin:

- Diferențele dintre structurile economice, comerciale și financiare;
- Existența unor regimuri diferite de curs de schimb și a unor rate diferite ale inflației;
- Practicarea unor politici macroeconomice divergente;
- Existența unor diferențe dintre stadiile dezvoltării economice, respectiv între ratele de creștere economică.

În cazul noilor țări membre ale UE corelația șocurilor ofertei este importantă în vederea unei sincronizări mai ridicate a ciclurilor de afaceri cu zona euro. Pe măsură ce se fac progrese pentru adoptarea monedei unice, politicile macroeconomice devin mai similare, iar sincronizarea șocurilor cererii va crește.

Tabelul 4

**Corelația șocurilor cererii**

	RO	EA	GER	FRA	ITA	AUT	SPA	POR	GRE	IRE	CZE	HUN	POL	SLK
RO	1.00													
EA	-0.09	1.00												
GER	-0.08	1.00	1.00											
FRA	-0.09	0.64	0.63	1.00										
ITA	-0.26	0.74	0.74	0.37	1.00									
AUT	-0.05	0.10	0.08	0.02	0.01	1.00								
SPA	-0.04	-0.08	-0.07	-0.11	0.05	-0.11	1.00							
POR	-0.03	0.33	0.29	0.23	0.10	0.38	-0.28	1.00						
GRE	-0.03	-0.05	-0.03	-0.22	-0.01	0.06	0.08	0.08	1.00					
IRE	-0.26	0.42	0.42	0.37	0.13	0.00	0.26	0.09	-0.09	1.00				
CZE	-0.11	0.17	0.18	0.13	0.16	-0.05	-0.14	-0.19	-0.14	0.11	1.00			
HUN	-0.13	0.12	0.13	0.12	0.30	-0.23	0.16	-0.22	0.02	0.05	0.22	1.00		
POL	-0.09	-0.12	-0.12	-0.27	0.10	-0.06	-0.15	0.00	0.19	-0.35	0.21	0.10	1.00	
SLK	0.00	0.14	0.13	0.24	0.27	0.05	-0.12	0.25	0.05	-0.18	0.16	0.34	0.47	1.00

Sursa: Eurostat (2011); estimări personale cu Eviews 7.

Dintre noile țări membre ale UE, Cehia, Slovacia și Ungaria au înregistrat o corelație pozitivă, dar slabă ca semnificație, a șocurilor cererii cu zona euro, în timp ce Polonia și România au avut o evoluție divergentă de cea a uniunii monetare. Între patru din cele cinci economii ECE (cu excepția României), a

existat o evoluție în același sens a șocurilor cererii. Acest grup de economii s-a caracterizat printr-un proces de convergență structurală cu economiile dezvoltate ale UE și printr-o integrare comercială cu acestea, ceea ce s-a reflectat într-o sincronizare pozitivă a șocurilor ofertei cu respectivele economii. Ungaria, România și Slovacia sunt cele mai sincronizate cu zona euro, în timp ce a doua economie are șocurile ofertei cele mai corelate cu restul economiilor din același grup. Dintre economiile periferice ale zonei euro, Spania este cea mai puternic corelată cu aceasta, iar Grecia are o corelație slabă a șocurilor ofertei.

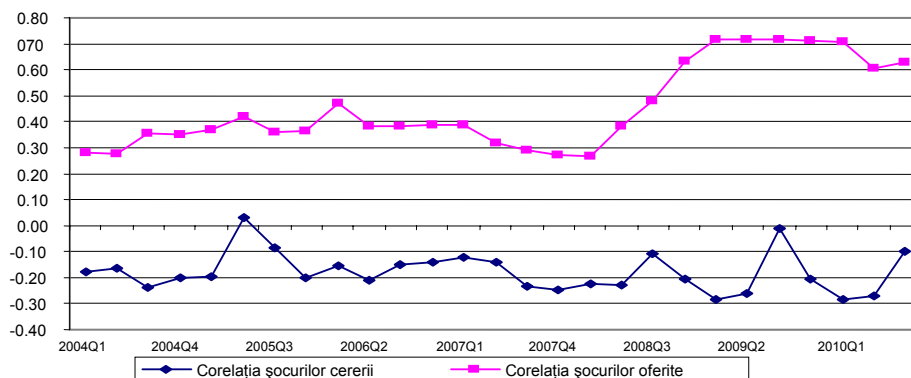
Tabelul 5

**Corelația șocurilor ofertei**

	RO	EA	GER	FRA	ITA	AUT	SPA	POR	GRE	IRE	CZE	HUN	POL	SLK
RO	1.00													
EA	0.54	1.00												
GER	0.55	1.00	1.00											
FRA	0.40	0.75	0.74	1.00										
ITA	0.55	0.78	0.78	0.55	1.00									
AUT	-0.64	-0.57	-0.55	-0.25	-0.53	1.00								
SPA	0.70	0.60	0.61	0.41	0.49	-0.59	1.00							
POR	0.19	0.32	0.33	0.26	0.23	-0.25	0.09	1.00						
GRE	0.23	0.27	0.25	0.28	0.17	-0.09	0.09	0.02	1.00					
IRE	0.40	0.45	0.44	0.43	0.46	-0.32	0.45	0.05	0.15	1.00				
CZE	0.35	0.13	0.15	-0.03	0.10	-0.30	0.16	-0.20	0.05	-0.06	1.00			
HUN	0.51	0.58	0.58	0.51	0.51	-0.50	0.39	0.20	0.50	0.29	0.30	1.00		
POL	0.43	0.10	0.11	0.10	0.16	-0.21	0.17	-0.03	0.18	0.28	0.31	0.13	1.00	
SLK	0.54	0.46	0.46	0.34	0.45	-0.32	0.45	0.11	0.23	0.46	0.06	0.40	0.18	1.00

Sursa: Eurostat (2011); estimări personale cu Eviews 7.

Pentru a surprinde evoluția corelației șocurilor cererii și ofertei dintre România și zona euro am utilizat metoda corelației cu o fereastră mobilă de cinci ani. Conform acestei metodologii, rezultă că a existat o legătură slabă între șocurile cererii, acestea fiind mai degrabă contrare în cele două economii. Criza economică a indus o divergență mai mare a acestor șocuri, la o valoare a corelației de aproximativ -0,3. Impactul crizei asupra șocurilor ofertei a fost unul diferit, generând trecerea de la o corelație slabă, mai redusă de 0,3 în perioada 2003-2008, la o corelație medie de 0,7 în perioada 2004-2009. De altfel, cea mai ridicată corelație a șocurilor ofertei (de aproximativ 85%) s-a manifestat între 2007 și 2009. Prin urmare, răspunsul ofertei agregate din România a devenit mai similar cu cel din zona euro, aspect care va asigura o simetrie mai ridicată a șocurilor în perioada următoare.



Sursa: Eurostat (2011); estimări personale cu Eviews 7

Figura 3. Corelația șocurilor cererii și ofertei dintre România și zona euro (medie mobilă de cinci ani)

## Concluzii

Metodologia aplicată în cadrul acestui studiu constituie un instrument util pentru a analiza riscurile adoptării unei monede unice, deoarece permite identificarea naturii șocurilor care influențează o anumită economie, aspect în funcție de care se pot stabili cele mai potrivite răspunsuri la manifestarea acestora. Ideea de bază este aceea că șocurile cererii influențează producția reală numai pe termen scurt, în timp ce impactul asupra ratei inflației este unul permanent. Șocurile ofertei generează atât un impact pe termen scurt, cât și pe termen lung asupra producției și inflației, relația dintre aceste variabile fiind una inversă. Principalele rezultate obținute în acest studiu sunt:

- În privința reacției cumulate a PIB la șocurile cererii și ale ofertei, se respectă corelațiile macroeconomice pentru toate cele 14 economii analizate. Astfel, șocurile ofertei au mai degrabă un caracter permanent, în timp ce șocurile pe latura cererii sunt în cele mai multe cazuri ne semnificative.
- Slovacia a înregistrat cea mai mare reacție a PIB în primul trimestru de după manifestarea unui șoc al ofertei, în timp ce Grecia a avut cea mai mare creștere pe termen lung.
- România s-a caracterizat prin cea mai mare perioadă în care șocul cererii este activ, acesta neutralizându-se după aproximativ cinci ani.
- Referitor la reacția ratei inflației la șocurile cererii și ofertei agregate, corelațiile teoretice nu s-au respectat în patru din cele 14 cazuri. Prețurile bunurilor finale din România, Grecia, Irlanda și Spania au un grad ridicat de rigiditate la scădere.

- Nucleul uniunii monetare este relativ mai puternic corelat pe latura ofertei atât cu întreaga zonă euro, cât și în interiorul acestuia.
- Dintre economiile periferice, Irlanda și Portugalia au șocuri ale cererii și ale ofertei corelate pozitiv cu nucleul zonei euro, în timp ce Spania și Grecia au promovat politici macroeconomice divergente în raport cu uniunea monetară.
- Pentru majoritatea economiilor, corelația șocurilor pe latura cererii este mai redusă decât cea a ofertei.
- Ungaria, România și Slovacia sunt cele mai sincronizate economii ECE cu zona euro din punct de vedere al șocurilor ofertei. În cazul noilor țări membre ale UE corelația șocurilor ofertei este importantă în vederea unei sincronizări mai ridicate a ciclurilor de afaceri cu zona euro.
- Răspunsul ofertei agregate din România a devenit mai similar cu cel din zona euro, aspect care va asigura o simetrie mai ridicată a șocurilor în perioada următoare.

### Mulțumiri

Această lucrare a fost susținută de către CNCSIS-UEFISCSU, în cadrul proiectului nr. 78/03.08.2010, tip PNII, Resurse Umane. Titlul proiectului este *Modelarea macroeconomică a relațiilor dintre șocurile asimetrice, convergența ciclurilor de afaceri și mecanismele de ajustare a economiei, în contextul aderării României la zona euro.*

---

### Bibliografie

- Arfa, B.N., „Analysis of Shocks Affecting Europe: EMU and some Central and Eastern Acceding Countries”, *Panoeconomicus*, No. 1, 2009, pp. 1-15
- Babetski, J., „EU Enlargement and Endogeneity of some OCA Criteria: Evidence from the CEECs, Czech National Bank”, *Working paper*, No.2, 2004, pp. 5-20
- Bayoumi, T., Eichengreen B. (1992). *Shocking Aspects of European Monetary Integration*, in: *Growth and adjustment in the European Monetary Union*, ed. Torres Francisco and Francesco Giavazzi, pp. 193-230, New York: Cambridge University
- Blanchard, O.J., Quah, D., „The Dynamic effects of Aggregate demand and Supply Disturbances”, *American Economic Review*, 79(4), 1989, pp. 655-673
- Fidrmuc, J., Korhonen, I., „The Euro goes East. Implications of the 2000-2002 economic slowdown for synchronisation of business cycles between the euro area and CEECs”, *BOFIT, Discussion Paper*, No. 6, 2003, pp. 313-334



- Frenkel, M., Nickel, Ch, „How Symmetric are the Shocks and the Shocks Adjustment Dynamics between the Euro Area and Central and Eastern Europe?”, *IMF Working Paper*, 02/222, 2002, pp. 53-74
- Ramos, R., Suriach, J., „Shocking Aspects of European Enlargement”, *Eastern European Economics*, 42(5), 2004, pp. 36-57
- Socol, C., Soviani, R., „Experiences of the Large Fiscal Adjustments in EU. Romania’s Case”, *Theoretical and Applied Economics*, 12(553), 2010, pp. 21-28
- Socol, A.G., Măntescu, D., „Re-modeling the Romanian Fiscal Policy under the Terms of the Economic Crisis”, *Theoretical and Applied Economics*, 1(554), 2011, pp. 111-120
- Weimann, M., „OCA Theory and EMU Eastern Enlargement – An Empirical Application”, *Dresdner Beiträge zur Volkswirtschaftslehre*, no. 7, 2002, Technische Universität Dresden, pp. 5-30
- Eurostat database, 2011