

## **Testarea nonliniarității curbei Phillips. Implicații pentru politica monetară**

**Georgiana BALABAN**

Academia de Studii Economice București  
balaban\_gina@yahoo.com

**Denis VÎNTU**

Academia de Studii Economice București  
denis.vintu@hotmail.com

**Rezumat.** *Această lucrare analizează nonliniaritatea curbei Phillips în România și zona euro, precum și implicațiile acesteia asupra politicii monetare. Pentru a analiza compromisul dintre decalajul de producție și volatilitatea ratei inflației am utilizat un model de tip backward-looking. Datele utilizate în analiza empirică sunt trimestriale și au fost obținute de la Institutul Național de Statistică (din 2000:1 până în 2009:4 pentru România) și Area Wide Model (AWM) Database (din 1970:1 până în 2008:4 pentru zona Euro). Rezultatele testelor econometrice indică o valoare a coeficientului estimat al decalajului de producție semnificativă în cazul României, față de cel al zonei euro, ceea ce evidențiază o formă liniară a curbei Phillips în Uniunea Economică și Monetară. Acest fapt sugerează practicarea unei țintiri stricte a inflației de către Banca Centrală Europeană, în timp ce strategia Băncii Naționale a României ar trebui să vizeze o țintire flexibilă a inflației.*

**Cuvinte-cheie:** politică monetară; curba Phillips; decalaj de producție; inflație; nonliniaritate

**Coduri JEL:** E52, E58, C22.

**Coduri REL:** 8J, 8Z.

## 1. Introducere

Identificarea curbei Phillips, ce postulează o relație negativă între inflație și șomaj, prezintă o importanță sporită pentru decidenții de politică macroeconomică. Întrucât șomajul este anticiclic, relația dintre inflație și decalajul de producție este una pozitivă. Curba Phillips este luată în calcul atunci când se concep măsurile de politică macroeconomică cu privire la inflație și output. În ultimii ani, estimarea curbei Phillips a fost aplicată în economii precum SUA, Australia, Marea Britanie, Turcia și China. În 2005 Rumler a estimat curba Phillips de tip neokeynesian pentru nouă țări din zona euro: Austria, Belgia, Finlanda, Franța, Germania, Grecia, Italia, Olanda și Spania.

Scopul acestei lucrări este analizarea nonliniarității curbei Phillips atât în zona euro cât și în România, precum și implicațiile acesteia pentru politica monetară. Din punct de vedere empiric, testarea nonliniarității are o implicație majoră pentru cunoașterea mecanismului de transmisie al politicii monetare. Compromisul dintre inflație și output este cel mai bine explicat de forma curbei Phillips. Efectele incertitudinii asupra inflației sau output-ului devin foarte importante în cazul în care ecuația curbei Phillips este neliniară, în acest caz, forma acesteia fiind esențială pentru direcția politicii monetare.

În ultimul timp au fost realizate numeroase studii cu privire la nonliniaritatea curbei Phillips. Pe termen scurt, compromisul dintre șomaj și inflație este presupus a fi neschimbat. Cu toate acestea, mai multe modele teoretice, referitoare la comportamentul de stabilire a prețurilor, sugerează că activitatea economică are un efect neliniar asupra inflației. Argumentele teoretice în sprijinul acestora sunt, de exemplu, confuzia agenților economici indusă de șocuri asupra prețurilor, costuri meniu, rigiditatea la scădere a salariilor nominale și piața oligopolistă. Întrucât fiecare dintre aceste argumente implică o nonliniaritate particulară a curbei Phillips, din perspectiva politicii economice, alegerea cauzei nonliniarității nu este neutră. Pe de o parte, costul combaterii inflației, în termeni de producție, variază în funcție de forma curbei Phillips, pe de altă parte, având în vedere decalajele efectelor politicii monetare, vor exista stimulente mai slabe sau mai puternice pentru aplicarea unei politici de prevenire cu scopul de a contracara presiunile anticipațiilor inflaționiste (Baghli et al., 2007). O curbă Phillips convexă presupune că inflația ar putea să nu scadă ca răspuns la un deficit în exces pe partea cererii. O formă extremă de convexitate este reprezentată de o curbă asimetrică, caz în care inflația reacționează la o cerere în exces doar dacă cea din urmă se află peste un anumit nivel.

În ceea ce privește SUA și alte economii industrializate, Debelle și Laxton (1997), printre alții, sugerează că forma specifică curbei Phillips este cea

convexă, în timp ce Gordon (1997) pledează în favoarea unei curbe liniare, iar Stiglitz (1997) chiar în favoarea unei forme concave. În zona euro, evidențele cu privire la forma funcțională a curbei Phillips sunt limitate și controversate, reflectând parțial provocările asociate colectării unei serii de timp lungi și armonizată corespunzător pentru această economie, comparativ cu SUA, de exemplu.

Aguiar și Martins (2005) au testat liniaritatea curbei Phillips pentru zona euro utilizând date din 1970 până în 2002; aceștia n-au găsit suficiente dovezi statistice pentru a respinge nonliniaritatea acesteia. Cu toate acestea, Dolado et al. (2005), analizând perioada 1984-2001, sugerează o posibilă prezență a nonliniarității, menționând că valoarea coeficientului output gap-ului în forma pătratică este semnificativă și pozitivă, ceea ce sugerează o formă convexă a curbei Phillips.

În studiul lor, Musso et al. (2007) n-au observat o evidență semnificativă a prezenței nonliniarității în curba Phillips, în special în ceea ce privește decalajul de producție. Concluziile la care au ajuns sunt că, cel puțin în zona euro, forma curbei Phillips este liniară. Implicațiile principale ale analizei lor asupra politicii economice sunt acelea că nu există dovezi convingătoare ale existenței unui „free lunch” pentru politica monetară, astfel, banca centrală nu este în măsură să stimuleze activitatea economică fără a crea presiuni inflaționiste.

## 2. Model

Se consideră o curbă Phillips standard cu o componentă backward-looking, reprezentată de valorile anterioare ale ratei inflației:

$$\Delta\pi_t = \sum_{k=1}^k \alpha_k \times \Delta\pi_{t-k} + \rho \times Z_t + \delta \times Z_t^2 + \varepsilon_t$$

Unde  $\Delta$  este operatorul primă diferență;

$\pi_t$  = rata inflației ,

$Z_t = \ln(Q_t) - \ln(Q_t^{pot})$  = decalajul de producție,

$\varepsilon_t$  = termenul de eroare al ecuației,

$Q_t$  = PIB real,

$Q_t^{pot}$  = PIB real potențial.

Al treilea termen al ecuației, output gap-ul în forma pătratică, implică nonliniaritatea curbei Phillips. Forma pătratică funcțională este o primă aproximare a relației convexe. Valori mai mari ale  $\delta$  implică o convexitate mai mare a curbei Phillips.

### 2.1. Datele utilizate în model

Seriile de date utilizate în analiza empirică au o frecvență trimestrială și au fost obținute din baza de date Area Wide Model (AWM) (pentru mai multe detalii a se vedea Fagan et al., 2005) și de la Institutul Național de Statistică. Perioadele analizate sunt 1970:1–2008:4 pentru zona euro și 2000:1–2009:4 pentru România. Am utilizat ca indicatori de măsurare a ratei inflației deflatorul PIB pentru zona euro (datele sunt ajustate sezonier) și indicele amonizat al prețurilor de consum pentru România; datele referitoare la PIB-ul real sunt de asemenea ajustate sezonier.

Phillips a utilizat în studiul său rata șomajului, dar, în ultimul timp, a fost utilizat frecvent output gap-ul din cauza problemelor pe care le întâmpină măsurarea NAIRU și a ratei naturale a șomajului, acesta fiind și motivul pentru care noi am utilizat decalajul de producție. Există mai multe metode de determinare a PIB-ului potențial; în cadrul acestui studiu, pentru estimarea acestuia a fost folosit filtrul Hodrick-Prescott. PIB-ul real și output gap-ul pot fi observate în anexele 2 și 3.

### 2.2. Rezultate empirice

În cadrul ecuațiilor am inclus trei lag-uri ale ratei inflației. Analizând corelogramele indicilor de preț (în cazul ambelor economii) se poate observa că primele trei lag-uri ale inflației au un coeficient semnificativ, fapt ce indică o puternică tendință inertială a prețurilor.

#### Rezultatele estimate ale modelului:

##### România:

$$\pi_t = 0.239713 + 0.996373\pi_{t-1} + 0.251548\pi_{t-2} - 0.300762\pi_{t-3} + 0.25498Z_t + 0.186256Z_t^2 + \varepsilon_t$$

$$(0.086134) \quad (0.149009) \quad (0.234581) \quad (0.124297) \quad (0.013916) \quad (0.091979)$$

$$\bar{R}^2 = 0.989553$$

$$\text{AIC} = -5.692063$$

$$\text{SCH} = -5.430833$$

**Zona euro:**

$$\pi_t = 0.260704 + 0.4008064\pi_{t-1} + 0.377399\pi_{t-2} + 0.158136\pi_{t-3} + 0.0899572Z_t - 0.039293Z_t^2 + \varepsilon_t$$

(0.161467) (0.081719) (0.082732) (0.081737) (0.031198) (0.013541)  
 $R^2 = 0.838499$

$$AIC = - 8.316414$$

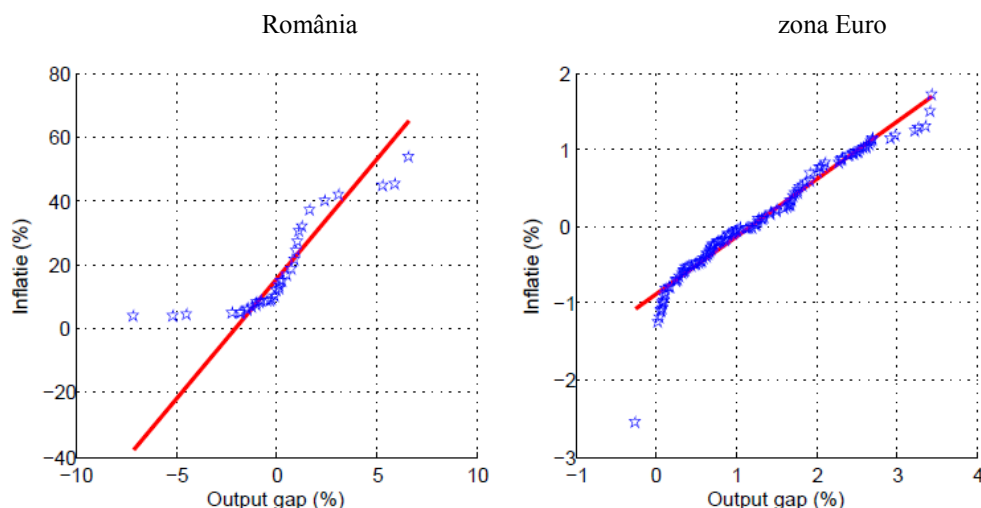
$$SCH = - 8.197050$$

În paranteze sunt redate erorile standard;  $R^2$  este coeficientul de determinație;  $AIC$  și  $SCH$  reprezintă criteriile informaționale Akaike, respectiv Schwarz.

Referitor la testele diagnostic în cazul României, acestea indică instabilitate și nonliniaritate în cadrul acestui model. Pentru majoritatea testelor probabilitățile asociate acestora au valori sub nivelul de relevanță (0,05 este nivelul de relevanță cel mai utilizat în luarea deciziilor statistice). Estimarea și rezultatele testelor sunt redate în tabelele 1 și 2; se poate observa că valorile lui  $R^2$  ajustat sunt semnificative pentru ambele modele (0.98 și 0.83); coeficientul variabilei output gap diferă semnificativ de zero. Pentru testarea heteroskedasticității a fost utilizat testul White. Conform testelor statistice, ambele modele sunt concludente și pot fi mai departe luate ca bază de analiză.

În cazul ambelor economii suma coeficienților output gap-ului este pozitivă, fapt ce indică o relație pozitivă între inflație și output-gap. În ce privește zona euro, parametrul estimat al output gap-ului în forma pătratică nu diferă semnificativ de zero, ceea ce sugerează o formă liniară a curbei Phillips. Astfel, rezultatele noastre confirmă ceea ce alte studii au demonstrat, în special cel realizat de Musso et al. (2007): lipsa nonliniarității în zona euro.

Rezultatele estimate prin metoda celor mai mici pătrate sunt evidențiate în tabelele 1 și 2 (vezi anexe).



Notă: Graficele redau output gap-ul și inflația măsurate pentru perioada 2000 – 2009 (România) și 1970 – 2008 (zona euro). Linia roșie (dreapta de regresie estimată) reprezintă trade-off-ul dintre inflație și output-gap.

Figura 1. Curba Phillips (România vs. zona euro)

### 3. Implicații pentru politica monetară

În ultimele decenii, menținerea stabilității prețurilor a devenit obiectivul principal al băncilor centrale din lume. Un număr tot mai mare de țări practică o strategie de țintire flexibilă a inflației, caz în care inflația este stabilizată pe termen mediu în jurul unei ținte scăzute și nu într-un orizont de timp cât mai scurt. Politica monetară poate atinge o rată a inflației foarte apropiată de nivelul țintei încercând să găsească cel mai bun compromis între variabilitatea inflației și output gap. Este bine cunoscut faptul că politica monetară nu poate stabiliza complet inflația sau output gap-ul. Pe de altă parte, sporirea credibilității prin ancorarea anticipațiilor inflaționiste va reduce variabilitatea inflației și a output-lui (Svensson, 2003).

Deși analiza formei funcționale a curbei Phillips întâmpină dificultăți empirice, implicațiile pentru politica economică sunt considerabile. Curba Phillips este utilizată de către băncile centrale pentru prognozarea inflației și stabilirea ratei dobânzii. În cazul unei curbe neliniare, efectele politicii monetare asupra economiei sunt destul de variate, astfel, politica băncii centrale ar trebui să fie concepută și realizată în mod diferit dacă există suficiente dovezi ale prezenței asimetriei. Dacă, de exemplu, un decident de politică este incert în ce privește liniaritatea curbei Phillips, acesta poate fi confruntat cu un

compromis între stimularea cererii și crearea de inflație (caz în care curba este liniară) sau poate impulsiona nivelul cererii, cel puțin până la o anumită limită, fără a produce o creștere semnificativă a inflației (o curbă Phillips neliniară). Prin urmare, o modelare empirică atentă a formei funcționale a curbei Phillips prezintă o mare importanță.

O bancă centrală responsabilă trebuie să-și definească în mod clar obiectivele. Consensul general care există printre conducătorii de politică monetară și academicieni la ora actuală este că obiectivul principal al politicii monetare ar trebui să fie stabilitatea prețurilor. În practică, multe bănci centrale au acest obiectiv prevăzut în statutul lor. Cu toate acestea, inflația nu este singura preocupare a unei bănci centrale; în același timp, aceasta încearcă să stabilizeze și nivelul producției. Includerea output-ului printre obiectivele băncii centrale este considerată a fi benefică. Problema care apare este care ar trebui să fie ponderea stabilizării output-ului în funcția obiectiv a băncii centrale. Svensson (2003) a arătat că prin creșterea acestei ponderi în funcția de pierdere, devierea inflației de la țintă va fi mai persistentă. Prin urmare, dacă rata inflației este adusă în jurul țintei într-o perioadă mai lungă de timp, înseamnă că stabilizarea PIB-ului are o importanță sporită în funcția obiectiv a băncii centrale.

Compromisul între variabilitatea inflației și cea a output gap-ului, precum și alegerea unei strategii de țintire strictă sau flexibilă a inflației au fost discutate pe larg în literatura de specialitate. Băncile centrale au ca scop stabilizarea inflației în jurul țintei, dar, într-o anumită măsură, și reducerea variabilității producției. Deviațiile acestor variabile de la nivelurile dorite nu pot fi eliminate din cauza șocurilor imprevizibile, incertitudinii și unui control imperfect asupra acestora. Deoarece obiectivele politicilor macroeconomice sunt diferite (creștere economică, șomaj redus, stabilitatea prețurilor, stabilitatea monedei, balanța de plăți etc.) și numărul actorilor implicați este mare (guvern, banca centrală, sindicate, angajatori, instituții europene și/sau supranaționale), băncile centrale trebuie să-și definească în mod clar țintele pentru îmbunătățirea credibilității.

În cadrul celor mai multe regimuri de țintire a inflației, mai ales atunci când inflația are inițial un nivel ridicat și este necesară o perioadă de dezinflație, anticipațiile inflaționiste sunt ridicate, iar credibilitatea este scăzută. Există părerea că într-un nou regim de țintire a inflației banca centrală ar trebui să acorde o importanță sporită reducerii și stabilizării inflației (mai puțină flexibilitate), în scopul de a-și îmbunătăți mai rapid credibilitatea; costul acestei măsuri ar fi o variabilitate mai mare a output gap-ului la începutul regimului. Beneficiul constă într-un compromis mai bun și o variabilitate mai scăzută atât a inflației, cât și a output gap-ului, mai târziu, când credibilitatea

băncii centrale se va îmbunătăți, aceasta îi va permite să aplice o strategie mai flexibilă.

În ceea ce privește criteriile nominale și reale pentru aderarea la Uniunea Economică și Monetară, procesul de dezinflație trebuie să se desfășoare în conformitate cu necesitatea atingerii unei rate ridicate a PIB-ului pe locuitor. În plus, orice reacție prea agresivă a politicii monetare generează o creștere a volatilității output gap-ului, ceea ce încetinește procesul de creștere economică. De la adoptarea strategiei de țintire a inflației, mediul macroeconomic a fost încărcat de o multitudine de schimbări structurale și șocuri din partea unor factori din afara sferei de influență a politicii monetare. În acest context, preocuparea pentru sustenabilitatea procesului dezinflaționist a implicat o concentrare a BNR pentru menținerea stabilității sistemului financiar, precum și atenuarea dezechilibrelor externe apărute de-a lungul timpului. Importanța acestor obiective a fost accentuată de agravarea crizei financiare globale și de propagarea efectelor acesteia asupra economiei naționale, începând cu trimestrul IV al anului 2008.

În România țintirea inflației a fost una de tip „soft”, din mai multe motive: dualitatea monetară a economiei - cu euroizare mare, diferențial de dobânzi înalte, liberalizare prematură a contului de capital și, în condițiile unor piețe imperfecte (un mecanism de transmisie monetară imatur), BNR s-a aflat în imposibilitatea de a neglija dinamica cursului de schimb. Dobânzile au fost uneori foarte scăzute pe piața monetară din dorința de a descuraja capitalul speculativ, în timp ce obiectivul central era de a obține dezinflație, deci de a nu lăsa lichiditate în exces pe piață. Având o economie relativ mică la scara Europei, fluctuațiile valutare excesive pot provoca instabilitate nu doar financiară. În ceea ce privește dilemele pe care le poate avea o bancă centrală, la noi a trebuit să conciliem dezinflația cu nevoia de a descuraja intrări mari de capital speculativ, imperfecțiunile piețelor permițând unei bănci centrale practicei mai puțin „curate”. Ceea ce se practică la noi este o formulă hibridă, care permite o anumită flexibilitate (Dăianu, 2008).

În prezent, tot mai mulți analiști consideră că Banca Națională a României ar trebui să reducă rata dobânzii de politică monetară într-o mai mare măsură, argumentul lor principal fiind acela că economia a scăzut dramatic în ultimul an. Cei care împărtășesc această viziune apreciază că banca centrală trebuie să intervină pentru a stabili producția aproape de potențialul ei. În practică, băncile centrale, inclusiv BNR, stabilesc rata dobânzii pe termen scurt în funcție de inflație și de decalajul de producție. Totuși, cei care susțin că BNR ar trebui să reducă mai agresiv dobânda neglijează incertitudinile privind formarea anticipațiilor și tendința inerțială a prețurilor, dar și slăbiciuni ale curbei Phillips datorate parțial incertitudinilor legate de output gap. În România decalajul



actual al producției este surprinzător de mare, susținând astfel propunerile de reducere mai fermă a ratei dobânzii. Cum decalajul de producție admite unele lipsuri majore (PIB-ul potențial nu poate fi calculat cu suficientă precizie; estimările econometrice surprind schimbările contemporane cu întârziere de ani), luarea în calcul a acestuia trebuie făcută cu multă precauție (Croitoru, 2009). Viteza potențialului de creștere economică este determinată de fundamente structurale și tehnologice, o politică monetară ce vizează stabilitatea prețurilor pe termen mediu permițând exploatarea acestui potențial de creștere.

BNR ar trebui să nu aibă nicio problemă în a stabili rata dobânzii la niveluri care asigură atingerea țintei de inflație stabilite împreună cu guvernul. Legea stabilește că BNR are două obiective: stabilitatea prețurilor și stabilitatea financiară, deci nu se specifică scopul stabilizării producției. În consecință, atunci când asigură atingerea celor două obiective, BNR ar trebui să ia în considerare cu precauție decalajul de producție și corelat cu alte variabile. Atribuirea politicii monetare altor obiective decât stabilitatea prețurilor s-ar extinde dincolo de ceea ce o bancă centrală ar putea oferi în mod credibil (Hämäläinen, 2002).

### Concluzii

Rezultatele acestui studiu susțin ipoteza unei curbe Phillips neliniare în România, în timp ce în zona euro aceasta apare ca fiind liniară. La aceleași concluzii (cu privire la zona euro) au ajuns, într-un studiu recent, și unii analiști ai Băncii Centrale Europene (Musso et al., 2007). Aceștia n-au observat o evidență semnificativă a nonliniarității curbei Phillips.

În cazul ambelor economii se manifestă o puternică tendință inerțială a prețurilor. În România, comparativ cu zona euro, influența output gap-ului în forma pătratică asupra inflației este considerabilă, ceea ce sugerează că strategia băncii centrale ar trebui să fie una de țintire flexibilă a inflației, în timp ce Banca Centrală Europeană ar trebui să practice o țintire strictă a inflației.

În ce privește economia românească, este important ca decidenții de politica să adopte măsurile potrivite de politică economică, în vederea stabilizării economiei, în contextul crizei actuale. În acest sens Banca Națională a României ar reduce ușor rata dobânzii de politică monetară, pentru a nu intra în conflict cu obiectivul atingerii țintei de inflație. Astfel, este necesară o coordonare a celor două politici de macrostabilizare, pentru ca banca centrală să nu fie constrânsă să urmărească mai multe obiective.

## Mulțumiri

Acest articol a fost elaborat în cadrul proiectelor POSDRU/6/1.5/S/11 “Doctorat și doctoranzi în triumphiul educație-cercetare-inovare (DOC-ECI) “ și POSDRU/88/1.5/S/55287 „Doctorat în economie la standardele Europei cunoașterii”(DoEsEC), proiecte cofinanțate din Fondul Social European prin Programul Operațional Sectorial Dezvoltarea Resurselor Umane 2007-2013 și coordonat de Academia de Studii Economice din București.

## Bibliografie

- Aguiar, A., Martins, M.M.F., “Testing the significance and the non-linearity of the Phillips trade-off in the euro area”, *Empirical Economics*, 30, 2005, pp. 665-691
- Baghli, M., Cahn, C., Fraisse, H., “Is the inflation-output nexus asymmetric in the euro area?”, *Economics Letters*, 94, 2007, pp. 1-6
- Debelle, G., Laxton, D., “Is the Phillips curve really a curve? Some evidence for Canada, the United Kingdom and the United States”, *IMF Staff Papers*, 44, 1997, pp. 249-282
- Dolado, J.J., Maria-Dolores, R., Naveira, M., “Are monetary-policy reaction functions asymmetric?: The role of non-linearity in the Phillips curve”, *European Economic Review*, 49, 2005, pp. 485-503
- Fagan, G., Henry, J., Mestre, R., “An area-wide model for the euro area”, *Economic Modelling*, 22, 2005, pp. 39-59
- Gordon, R., “The time-varying NAIRU and its implications for economic policy”, *Journal of Economic Perspectives*, 11, 1997, pp. 11-32
- Musso, A., Stracca, L., Dijk, D., “Instability and nonlinearity in the euro area Phillips Curve”, *ECB Working paper series no. 811*, 2007
- O’Reilly, Whelan, “Has euro area inflation persistence changed over time?”, *Review of Economics and Statistics*, 87, 2005, pp. 709-720
- Paksha Paul, B., “In search of the Phillips curve for India”, *Journal of Asian Economics*, 2009, pp. 479-488
- Roberts, J., “Monetary Policy and Inflation Dynamics”, *International Journal of Central Banking*, 1995
- Rumler, F., “Estimates of the open economy New Keynesian Phillips Curve for Euro Area countries”, *ECB Working paper series*, no. 496, 2005
- Stiglitz, J., “Reflections on the Natural Rate Hypothesis”, *Journal of Economic Perspective*, vol. 11(1), 1997, pp. 3-10
- Svensson, L., „Monetary policy and real stabilization”, *NBER Working Paper*, no. W9486, 2003

Anexe

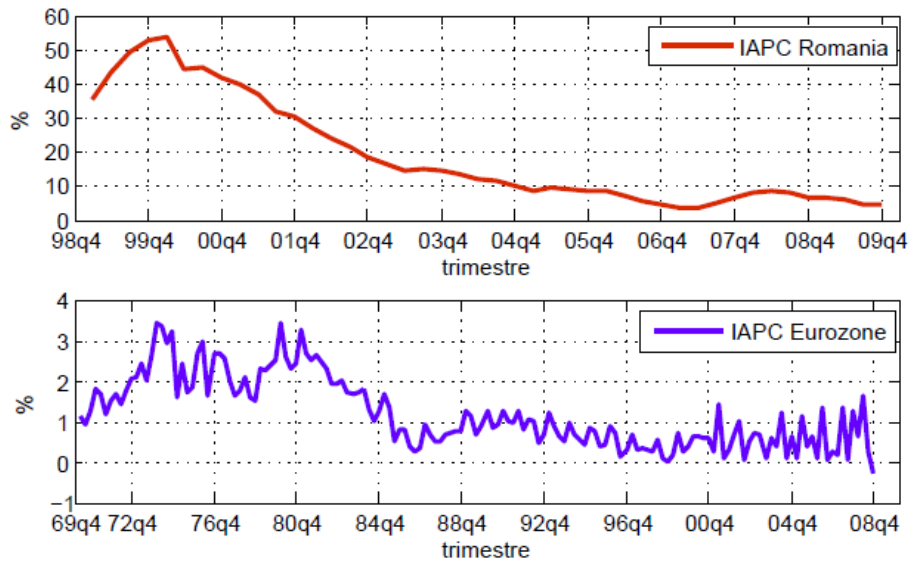


Figura 1. IAPC (România, Zona euro)

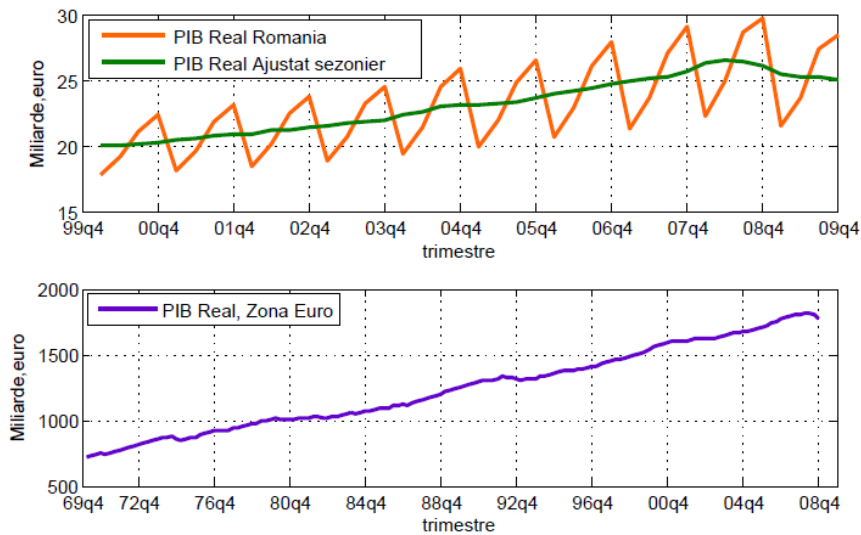


Figura 2. PIB Real (România, Zona euro)

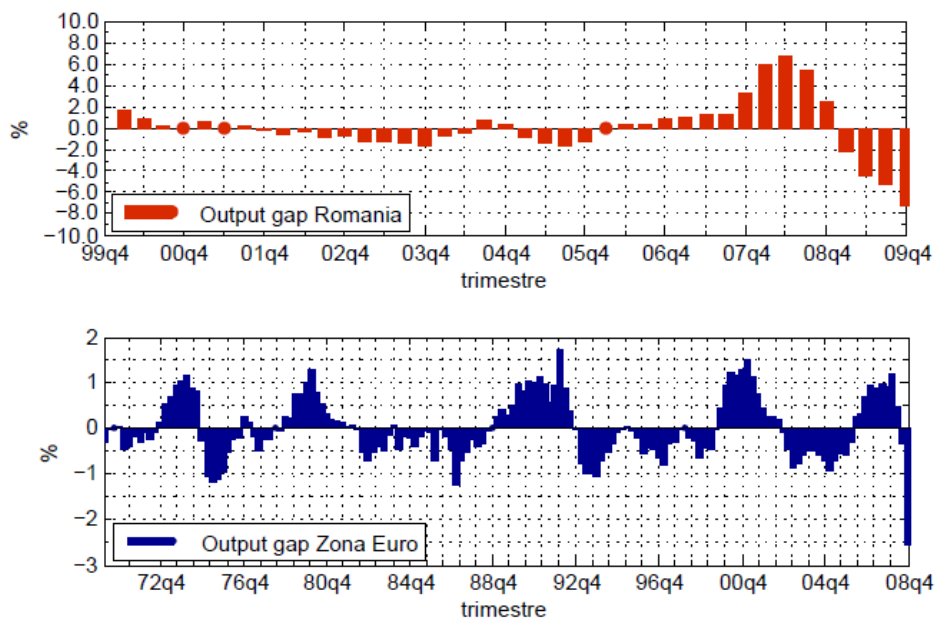


Figura 3. Decalajul PIB (România, Zona euro)

Tabelul 1

**Rezultatele estimării curbei Phillips prin metoda celor mai mici pătrate (România)**  
*(Variabila dependentă este DLHICP; D și L semnifică diferența, respectiv log)*

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.239713	0.086134	2.783012	0.0091
DLHICP(-1)	0.996373	0.149009	6.686685	0.0000
DLHICP(-2)	0.251548	0.234581	1.072332	0.2918
DLHICP(-3)	-0.300762	0.124297	-2.419698	0.0216
$Z_t$	0.025498	0.013916	1.832193	0.0765
$Z_t^2$	0.186256	0.091979	2.024976	0.0516
R-squared	0.989553	Mean dependent var	4.769390	
Adjusted R-squared	0.987868	S.D. dependent var	0.118517	
S.E. of regression	0.013054	Akaike info criterion	-5.692063	
Sum squared resid	0.005283	Schwarz criterion	-5.430833	
Log likelihood	111.3032	F-statistic	587.2913	
Durbin-Watson stat	2.341282	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabelul 2

**Rezultatele estimării curbei Phillips prin metoda celor mai mici pătrate (zona euro)***(Variabila dependentă este DLGDP Deflator; D și L semnifică diferența, respectiv log)*

<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
C	0.260704	0.161467	1.614591	0.1086
DLGDP_Deflator(-1)	0.408064	0.081719	4.993490	0.0000
DLGDP_Deflator (-2)	0.377339	0.082732	4.561007	0.0000
DLGDP_Deflator (-3)	0.158136	0.081737	1.934688	0.0550
$Z_t$	0.089572	0.031198	2.871022	0.0047
$Z_t^2$	-0.039293	0.013541	-2.901730	0.0043
R-squared	0.838499	Mean dependent var	4.618456	
Adjusted R-squared	0.832968	S.D. dependent var	0.009080	
S.E. of regression	0.003711	Akaike info criterion	-8.316414	
Sum squared resid	0.002011	Schwarz criterion	-8.197050	
Log likelihood	638.0474	F-statistic	151.6036	
Durbin-Watson stat	1.926668	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabelul 3

Corelograma IACP (România)						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob.	
.  *****	.  *****	1	0.945	0.945	38.454	0.000
.  *****	** .	2	0.867	-0.244	71.649	0.000
.  *****	** .	3	0.762	-0.258	98.011	0.000
.  *****	.* .	4	0.642	-0.144	117.22	0.000
.  ****	. .	5	0.523	0.022	130.35	0.000
.  ***	. .	6	0.416	0.077	138.88	0.000
.  **	.* .	7	0.308	-0.132	143.72	0.000
.  **	.* .	8	0.205	-0.105	145.92	0.000
.  *	. .	9	0.111	-0.011	146.58	0.000
.  .	. .	10	0.029	0.056	146.63	0.000
.  .	. .	11	-0.039	0.017	146.71	0.000
.* .	.* .	12	-0.099	-0.119	147.30	0.000
.* .	. .	13	-0.142	0.038	148.56	0.000
.* .	.* .	14	-0.164	0.139	150.29	0.000
.* .	.* .	15	-0.166	0.086	152.14	0.000
.* .	.* .	16	-0.145	0.074	153.61	0.000
.* .	.* .	17	-0.112	-0.073	154.53	0.000
.* .	. .	18	-0.071	0.030	154.91	0.000
.  .	. .	19	-0.025	0.050	154.96	0.000
.  .	** .	20	0.000	-0.226	154.96	0.000

Tabelul 4

Corelograma Deflator PIB (Zona euro)						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob.	
. *****	. *****	1	0.876	0.876	121.26	0.000
. *****	. ***	2	0.860	0.396	238.77	0.000
. *****	. *	3	0.818	0.083	345.86	0.000
. *****	. **	4	0.827	0.236	456.13	0.000
. *****	* .	5	0.775	-0.089	553.65	0.000
. *****	. .	6	0.769	0.055	650.20	0.000
. *****	. *	7	0.757	0.111	744.40	0.000
. *****	. .	8	0.745	-0.003	836.39	0.000
. *****	. .	9	0.717	-0.019	922.02	0.000
. *****	* .	10	0.670	-0.180	997.45	0.000
. *****	. .	11	0.664	0.046	1071.9	0.000
. *****	. .	12	0.638	0.003	1141.2	0.000
. *****	. *	13	0.639	0.088	1211.1	0.000
. ****	* .	14	0.583	-0.147	1269.8	0.000
. ****	. .	15	0.573	-0.047	1326.9	0.000
. ****	. .	16	0.538	-0.026	1377.7	0.000
. ****	. .	17	0.526	-0.001	1426.5	0.000
. ****	* .	18	0.472	-0.079	1466.1	0.000
. ***	. .	19	0.452	-0.054	1502.7	0.000
. ***	. .	20	0.440	0.062	1537.5	0.000
. ***	. *	21	0.438	0.106	1572.4	0.000
. ***	* .	22	0.395	-0.083	1601.0	0.000
. ***	. .	23	0.367	-0.042	1625.8	0.000
. ***	. .	24	0.356	0.016	1649.4	0.000
. **	. .	25	0.325	-0.056	1669.2	0.000
. **	. .	26	0.304	0.033	1686.6	0.000
. **	. .	27	0.279	0.023	1701.5	0.000
. **	* .	28	0.267	-0.067	1715.1	0.000
. **	. .	29	0.248	0.021	1726.9	0.000
. **	* .	30	0.217	-0.079	1736.1	0.000
. *	. .	31	0.194	0.047	1743.5	0.000
. *	. .	32	0.176	-0.014	1749.6	0.000
. *	. .	33	0.166	0.010	1755.2	0.000
. *	* .	34	0.135	-0.077	1758.8	0.000
. *	. *	35	0.136	0.116	1762.6	0.000
. *	. .	36	0.111	-0.035	1765.1	0.000