



METODOLOGIE

Modelarea inflației în România*

Elena PELINESCU

Institutul Prognoză Economică

Andrei DOSPINESCU

Centrul de Economie a Industrii și Serviciilor

Abstract

The purpose of the paper is to present an efficient instrument for simulation and research of inflation and its determinants in Romania, with a focus on the short-term impact of changes in money, foreign exchange and wage policies and controlled prices as well as the impact of external shocks as international price of oil on future inflation in Romania. The paper elaborates a model of inflation for Romania and a uses VAR models for analyzing the impact of factors like oil price and exchange rate on inflation.

Keywords: *inflation, price, forecasting and simulation, VAR*

JEL Classifications: E31, E37, C53, P22

Introducere

România, mai mult decât alte țări în tranziție s-a confruntat cu un puternic fenomen inflaționist care s-a prelungit, conducând la menținerea inflației la un nivel de două cifre timp de 15 ani. Adoptarea unui program antiinflaționist în anul 2001-2002 și-a artătat efectele po-

zitive astfel că anul 2004 a fost primul în care rata inflației (decembrie – decembrie) a coborât la valori de o singură cifră (9,3%), media anului rămânând însă pe un palier de două cifre (11,6%).

Perioada 2000-2004 a însemnat din punctul de vedere al inflației o perioadă cu un puternic trend dezinflaționist, rata anuală de scădere a inflației situându-se la peste ¼ din inflația anu-

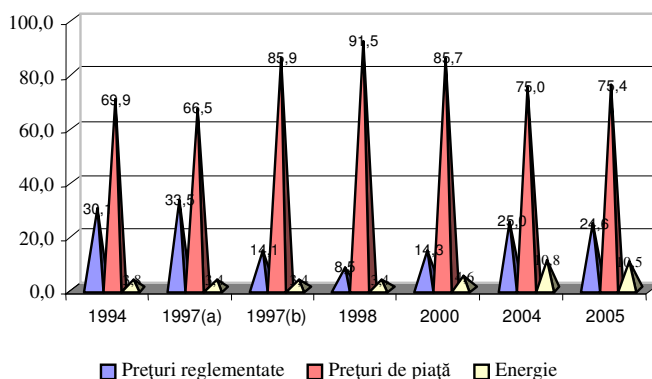


* Lucrarea reprezintă valorificarea cercetărilor întreprinse în cadrul programului CERES “Impactul inflației asupra competitivității și a dezvoltării unor structuri economice viabile: influența restructurării economice asupra sistemului de prețuri”.

lui anterior (cu un maxim de peste 41% în anul 2002 și un minim de peste 20% în anul 2003). Comparativ cu perioada 1995-1999, rata medie anuală a inflației s-a redus în perioada la care ne referim cu peste 60%. Procesul a fost susținut de deprecierea monedei naționale față de moneda americană, concretizată într-o apreciere în termeni reali cu peste 44% pe perioada decembrie 1999-aprilie 2005. Comparativ cu moneda europeană aprecierea monedei românești a fost de aproape 29%, având în vedere procesul de apreciere a monedei europene față de dolarul american din ultimii ani.

Procesul gradual de liberalizare a prețurilor din coșul de consum utilizat la calculul indicelui prețurilor bunurilor de consum a permis ca la începutul anului 2005 să existe încă un număr de 16 produse, cu o pondere de 24,6% în coșul de consum la populației pentru care prețurile se determină de către organisme ale statului (cum ar fi ANRE și ANRGN și alte organisme), așa cum rezultă din graficul

din Figura 1 (Pelinescu, 2003). Alinierea la prețurile de pe piața mondială în domeniul energiei au continuat și vor mai continua să inducă o presiune inflaționistă, contracarată printr-o politică monetară capabilă să evite devierea inflației de la nivelele programate. Cu toate acestea, continuarea procesului de aliniere la nivelul prețurilor din Uniunea Europeană și decalajele de productivitate dintre sectoarele bunurilor comercializabile și ale celor necomercializabile vor continua să constituie și în perspectivă factori inflaționiști pentru economia românească. Comparativ cu inflația din Germania, unele studii estimează acest efect, cunoscut ca efectul Balassa Samuelson undeva la circa 0-3,8% pentru țările în tranziție cuprinse în primul val de aderare, cum sunt Republica Cehă, Slovacia, Slovenia, spre limita maximă –Ungaria și Polonia (Balázs Égert, 2001) și la 1-2% pentru țările din primul val, în comparație cu inflația din zona euro (Noyer, 2001).



Sursa: Prelucrările autorilor după datele lunare din *Buletinul Statistic de Prețuri*, Institutul Național de Statistică.

Figura 1: Ponderea prețurilor reglementate și a celor de piață în coșul de consum în România (%)

În literatura economică se arată că în țările în tranziție (Coorey ș.a., 1996, p.10) oferta de bani și ajustarea prețurilor pentru atingerea nivelului de piață dintre cerere și ofertă contribuie la creșterea presiunilor inflaționiste.

Șocul modificării prețului internațional al petrolului s-a resimțit în nivelul inflației, influența fiind favorabilă în perioada 1999-iunie 2000, când a înregistrat niveluri istorice scăzute susținând procesul de dezinflație. După această dată, înscrierea pe un trend constant ascendent al prețului internațional al petrolului a amplificat presiunea inflaționistă, politicile antiinflaționiste trebuind să contracareze șocurile induse de aceste modificări. În prezent prețul petrolului a atins un nivel de circa 60 dolari pe baril, estimările organismelor internaționale vizând o posibilă continuare a tendinței din ultimii ani.

Veniturile salariale nete pe ansamblul economiei au crescut în perioada decembrie 1999-aprilie 2005 cu 273,6% în termeni nominali și cu aproape 34% în termeni reali în timp ce veniturile nete din industrie s-au majorat în termeni nominali cu puțin peste 240% iar în termeni reali cu 22%. În aceste condiții, productivitatea muncii în industrie exprimată prin costul unitar al forței de muncă a crescut cu aproape 44% în cazul raportării la moneda americană, cu peste 12% în condițiile raportării la moneda unică europeană și cu aproape 19% în cazul unui coș de monede format din 25% dolari și 75% euro. Se remarcă existența unei legături pozitive între procesul de dezinflație și cel de creștere a productivității exprimată prin modificarea costului unitar al forței de muncă.

Politica monetară, având ca obiectiv principal asigurarea stabilității prețurilor în conformitate cu noul statut al BNR

aprobat în iunie 2004, a continuat să utilizeze controlul agregatului monetar M2 în vederea atingerii obiectivului de inflație stabilit. Astfel, în perioada decembrie 1999 – aprilie 2005 masa monetară în sens larg (M2) s-a majorat de cinci ori în termeni nominali, în condițiile în care baza monetară a crescut în aceeași perioadă de peste 4 ori în termeni nominali, ceea ce în termeni reali înseamnă o majorare cu circa 59%. Adoptarea unei politici monetare bazate pe țintirea inflației implică existența unui model pentru prognoza inflației care să simuleze cât mai bine variabilele de politici economice, permițând băncii centrale adoptarea unei politici monetare care să mențină evoluția în culoarul de variație stabilit.

1. Prezentarea modelului

În elaborarea modelului de inflație s-a lucrat cu serii de date lunare, perioada luată în considerare fiind ianuarie 1994 – aprilie 2005. Seriile de date utilizate au fost cu bază fixă, ianuarie 1994, datele fiind transformate de autori pe baza seriilor lunare din buletinele statistice lunare ale Institutului Național de Statistică și ale Băncii Naționale a României. În cadrul perioadei alese se menționează perturbanțe majore generate de liberalizarea prețurilor principalelor bunuri de consum alimentare din februarie-martie 1997 și ajustarea cursului de schimb al monedei naționale (ianuarie 1997), ceea ce a determinat introducerea unor variabile *dummy* pentru surprinderea acestor mișcări. Prin aceasta am urmat demersurile întreprinse de alți autori (Menil ș.a., 2003; IMF, 2001; Pelinescu și Țurlea, 2004) care s-au confruntat cu această problemă și au soluționat-o prin include-

rea variabilelor *dummy*.

Prin modelul de față se simulează efectele pe care modificările unui număr de 13 variabile exogene o au asupra inflației. Variabilele exogene utilizate sunt: *indicele prețurilor nereglementate* denumite *core*¹ (construit prin extragerea din indicele prețurilor bunurilor de larg consum a prețurilor formate în urma unor reglementări administrative), *csmediu* (cursul de schimb leu/\$, exprimat ca medie lunară), *m2* (masa monetară în sens larg – M2), *ipi* (dinamica producției industriale), *wn* (veniturile lunare medii nete din economie), *oil* (prețul Brent al petrolului exprimat în dolari pe baril), *reglementate* (indicele prețurilor reglementate de organisme guvernamentale), *enel* (indicele prețului energiei electrice), *engaz* (indicele prețului gazului natural pentru populație), *enterm* (indicele prețului energiei termice).

Deoarece datele utilizate în model sunt lunare, ele sunt afectate de fenomenul de sezonabilitate și posibil de cel de nestaționaritate, ceea ce a impus utilizarea unor teste pentru verificarea seriilor, începând cu testele de staționaritate Dickey, Hasza și Fuller (1984), modificate de Osborn ș.a. (1988) și Franses (1991).

Etapile parcurse în construirea modelului au fost:

- testarea staționarității seriilor;
- testarea influențelor dintre variabile

¹ A nu se confunda cu *prețurile core* întrucât metodologia de determinare a prețurilor *core* este mult mai complexă și presupune eliminarea din coșul de calcul al indicelui prețurilor bunurilor de consum a tuturor prețurilor care se abat de la nivelul mediu, utilizându-se fie *metoda trimmed mean* fie alte metode.

- prin testul de cauzalitate Granger;
- construirea ecuațiilor;
- construirea ipotezelor pentru scenariile prezentate;
- prezentarea rezultatelor și interpretarea lor.

1.1 Testarea seriilor și a influențelor dintre variabile

Primul pas în elaborarea modelului a constat în analiza seriilor din punctul de vedere al staționarității prin aplicarea testului ADF care a indicat faptul că toate seriile sunt staționare în diferențe de ordinul unu în afară de masa monetară în sens larg care este staționară în diferențe de ordinul doi. Valorile logaritmice utilizate în model sunt toate staționare de ordinul zero, așa cum rezultă din datele din Anexele 1-2.

Pentru a motiva opțiunea pentru factorii selectați în model s-a aplicat testul Granger care presupune testarea semnificației coeficienților asociați *lag*-urilor variabilelor din model. Testul se dovedește util, dacă luăm în considerare că fenomenul analizat, inflația, este un fenomen economic care are un puternic caracter inerțial. S-au testat relațiile de cauzalitate de tip Granger dintre variabilele din model, adică relația dintre *prețurile nereglementate* (notate *core*), *cpi*, *prețurile reglementate*, *oil*, *csmediu*, *ipi*, *wn* și *m2*.

Analiza relației dintre următoarele variabile: *reglementate*, *oil*, *csmediu* cu ajutorul testului Granger a relevat o cauzalitate reciprocă, în sens Granger, dintre prețurile reglementate și cursul de schimb. De asemenea, s-a observat că prețul petrolului cauzează în sens Granger prețul produselor și serviciilor reglementate, reciproca nu este în schimb adevărată, așa

cum rezultă din datele din Anexa 3.

Rezultatele sugerează că prezența variabilelor: cursul de schimb și prețul petrolului cu *lag* (adică cu întârziere) în ecuația pentru determinarea prețurilor nereglementate notate *core* este justificată în sensul în care ele influențează și variabila endogenă prețuri reglementate. Dacă luăm în considerare numărul de *lag*-uri pentru care am realizat testul Granger, adică 1, 2 și 3 și mai multe *lag*-uri, se observă următoarele fenomene: a) cursul de schimb exercită o influență semnificativă asupra prețurilor reglementate chiar în contextul creșterii numărului de *lag*-uri. În schimb influența prețurilor reglementate asupra cursului de schimb scade odată cu creșterea numărului de *lag*-uri, b) influența prețului petrolului asupra prețurilor reglementate scade odată cu creșterea numărului de *lag*-uri. Analiza numărului de *lag*-uri sugerează că șocurile asupra cursului de schimb vor avea un efect de acumulare puternic asupra prețurilor reglementate. Șocurile în cursul de schimb se propagă pe o perioadă mai lungă, existând posibilitatea corelării lor

și a unei influențe conjugate asupra prețurilor reglementate. Șocurilor asupra prețului petrolului nu se propagă pe o perioadă mai lungă de timp, astfel încât există un pericol mai mic ca șocurile în prețul petrolului să aibă o influență conjugată asupra prețurilor reglementate.

Testul de cauzalitate Granger a ilustrat efectul cumulat al influenței cursului de schimb asupra prețurilor reglementate și efectul de scurtă durată al modificării prețului petrolului asupra prețurilor reglementate. Pentru a ilustra existența acest efect am construit 3 modele VAR cu variabilele curs de schimb, prețul reglementatelor și prețul petrolului și trei modele VAR cu *cpi*. Efectul cumulat al șocurilor în cursul de schimb asupra reglementatelor și lipsa acestui efect în cazul șocurilor în prețul petrolului a fost ilustrat prin construirea unui model VAR cu 1 lag, 2 lag-uri, 4 lag-uri în care s-a calculat IRF prin metoda Cholesky (a se vedea Figura 1 pentru un lag, Figura 2 pentru două lag-uri și Figura 3 pentru 3 lag-uri).

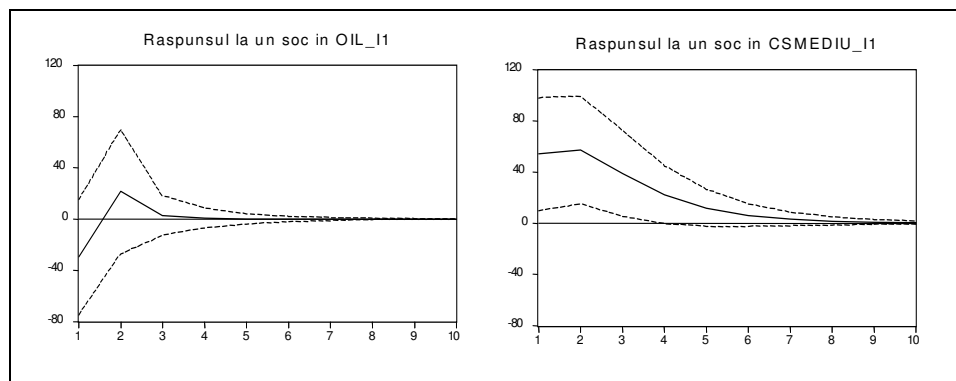


Figura 2: Răspunsul prețurilor reglementate la un șoc în prețul petrolului și în cursul de schimb (inovația = o deviație standard)

Se poate remarcă faptul că șocul în prețurile petrolului se resoarbe în luna producerii și se propagă ușor și în luna următoare, resorbindu-se complet și revenind la nivelul anterior, situație diferită de șocul în cursul de schimb ce are un efect cumulativ și prelungit pe parcursul mai multor luni, ceea ce face mult mai infla-

mator efectul deprecierii cursului de schimb asupra inflației. Prin creșterea numărului de lag-uri (Figura 3 și 4) apare mult mai evident efectul cumulat al cursului de schimb asupra prețurilor reglementate și oscilația lor peste și sub nivelul anterior perioadei în care prețul petrolului a suferit un șoc.

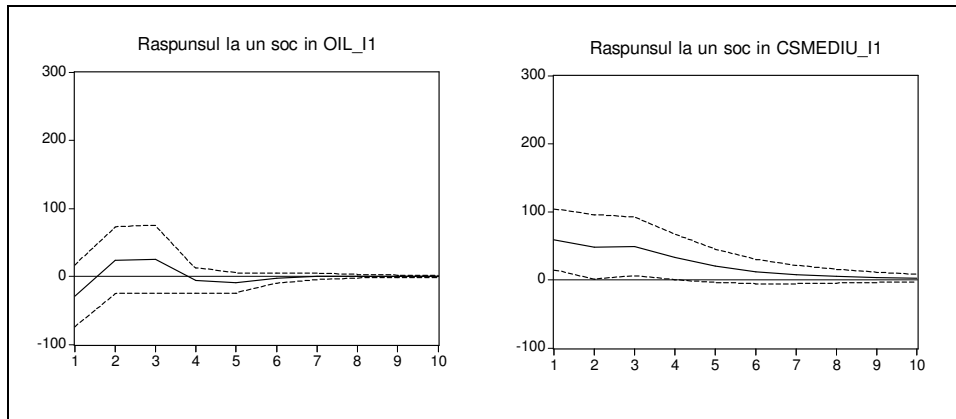


Figura 3: Răspunsul prețurilor reglementate la un șoc în prețul petrolului și în cursul de schimb (inovația = o deviație standard)

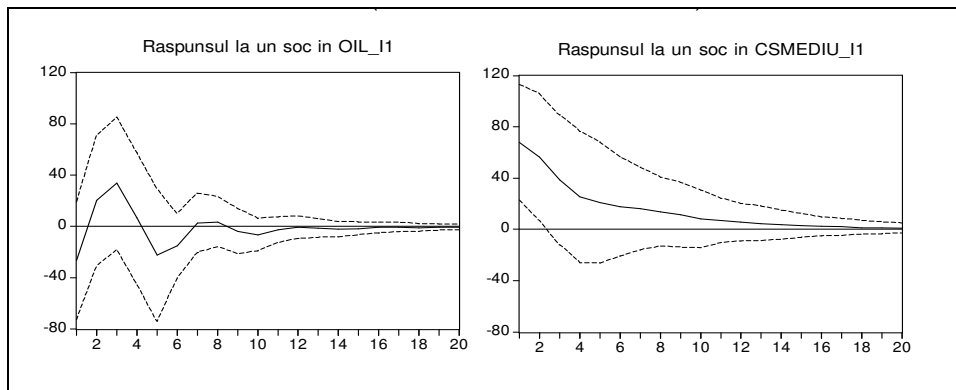


Figura 4: Răspunsul prețurilor reglementate la un șoc în prețul petrolului și în cursul de schimb (inovația = o deviație standard)

Analiza relației între variabilele prețuri reglementate, curs de schimb și prețul petrolului pe baza informațiilor furnizate de cauzalitatea Granger și funcția de răspuns la șoc este completată de analiza bazată pe descompunerea variației (DV). Descompunerea variației coroborată cu cauzalitatea Granger ne oferă informații cu privire la capacitatea variației cursului de schimb și a prețului petrolului de a explica variația prețurilor reglementate și cu privire la natura acestei influențe, adică dacă influența acestor variabile asupra prețurilor reglementate are un caracter regulat, predictibil.

În analiza bazată pe descompunerea variației am utilizat metoda Sims-Bernake de ortogonalizare a erorilor. Metoda permite o distribuție liberă a restricțiilor în matricea care descrie relațiile structurale, contemporane dintre variabilele din sistem (matricea A). Impunerea de restricții matricei are o relevanță mare, având în vedere că aceasta stabilește interdependențele dintre variabilele analizate, prin urmare sugerează o ipoteză cu privire la relațiile existente în economie.

În cazul relației dintre prețurile reglementate, prețul petrolului și cursul de schimb am optat pentru următoarea structură a matricei A.

Structura matricei A

	Csmediu	Oil	Reglementate
Csmediu	1	0	0
Oil	0	1	0
Reglementate	1	1	1

Variabilele de pe rânduri sunt influențate de variabilele de pe coloană. Restricțiile zero sunt notate cu 0 și semnifică lipsa influenței, 1 semnifică prezența influenței. Sistemul este supra-identificat.

Restricțiile zero impuse sugerează următoarele relații de influență. Reglementatele sunt influențate de prețul petrolului și de cursul de schimb, fiecare variabilă este influențată de ea însăși.

Examinarea descompunerii variației a întărit concluziile obținute prin analiza IRF și cauzalitatea Granger.

Influența cursului de schimb asupra reglementatelor este mult mai mare decât cea a prețului petrolului. Faptul este demonstrat de proporția în care variația cursului de schimb explică variația reglementatelor, proporția fiind, în funcție de orizontul de timp, între 5 și 7 ori mai mare decât în cazul prețului petrolului.

Analiza cauzalității Granger arată că variabila curs de schimb cauzează în sens Granger prețurile reglementate, prin urmare cursul de schimb este o variabilă anticipativă, adică *lag*-uri ale variabilei curs de schimb explică nivelul prezent al variabilei reglementate. Corelarea cauzalității Granger cu DV sugerează că influența cursului de schimb este semnificativă și că ea are un caracter regulat și anticipativ.

Prețul petrolului nu cauzează în sens Granger prețurile reglementate. Corelarea cauzalității Granger cu DV sugerează că influența prețului petrolului este mai mică decât cea a cursului de schimb și că nu are un caracter regulat, anticipativ. Această situație sugerează că până acum creșterile prețului petrolului nu s-au regăsit în mod constant în creșteri ale prețurilor reglementate.

Bazat pe testul de cauzalitate Granger și analiza de tip VAR am construit 4 modele și pentru identificarea, prin intermediul funcției de răspuns la șoc, a efectului pe care un șoc în prețul petrolului și în cursul de schimb îl are asupra *cpi*. Ca și în cazul prețurilor reglementate, testul de

Descompunerea variației pentru prețurile reglementate

Descompunerea variației D (REGLEMENTATE):				
Period	S.E.	Curs de schimb	Oil	Reglementate
1	260.9314	5.092115	0.968433	93.93945
2	274.6974	7.660178	1.783113	90.55671
3	280.4436	10.39606	2.677406	86.92653
4	282.4523	11.63396	2.663025	85.70301
5	283.3073	12.07698	2.736238	85.18678
6	283.5955	12.22674	2.735579	85.03769
7	283.7294	12.28395	2.733000	84.98305
8	283.7860	12.31139	2.731908	84.95670
9	283.8099	12.32464	2.731451	84.94391
10	283.8202	12.33046	2.731281	84.93826

cauzalitate Granger a ilustrat efectul cumulat al influenței cursului de schimb asupra *cpi*. Prețul petrolului are un efect cumulat de o intensitate mai mică decât în cazul cursului de schimb fapt demonstrat de scăderea intensității relației de cauzalitate Granger între prețul petrolului și *cpi* o dată cu creșterea numărului de *lag*-uri, adică scăderea probabilității de respingere a ipotezei H_0 o dată cu creșterea numărului de *lag*-uri. Importanța fenomenului rezidă în înțelegerea modului în care creșterile înregistrate de variabile analizate influențează *cpi* și prin urmare inflația. Modificările cursului de schimb la un moment t influențează *cpi* și după șase perioade (a se vedea Anexa 3 testul de cauzalitate Granger). Există, astfel, premisele manifestării unui efect cumulat, adică modificările cursului de schimb, ulterioare momentului t se corelează cu modificările de la momentul t , generând un efect mai puternic asupra *cpi*. În acest context, perturbațiile generate de cursul de schimb sunt mai greu de contracarat datorită acestui efect cumulat. Cele 4 mo-

dele VAR cu variabilele curs de schimb, *cpi* și prețul petrolului construite ilustrează efectul cumulat al șocurilor în cursul de schimb asupra *cpi*. Manifestarea acestui efect cu o intensitate mai mică în cazul șocurilor în prețul petrolului a fost ilustrată prin construirea unui model VAR cu 1 *lag*, 2 *lag*-uri și 6 *lag*-uri în care am calculat IRF prin metoda Cholesky (a se vedea Figura 4 pentru un *lag* și Figurile 5-6 pentru două și respectiv 7 *lag*-uri).

Ca și în cazul prețurilor reglementate se remarcă faptul că șocul în prețul petrolului se resoarbe în luna producerii și se propagă ușor și în luna următoare resorbindu-se complet și revenind la nivelul anterior. Șocul în cursul de schimb are însă un efect cumulativ și prelungit pe parcursul mai multor luni, astfel că deprecierea cursului de schimb acționează ca un accelerator asupra inflației. Figurile 6 și 7 ilustrează efectul majorării numărului de *lag*-uri în cazul celor două șocuri. În Figura 6 este prezentată o întârziere de două *lag*-uri iar în Figura 7 cu 7 *lag*-uri.

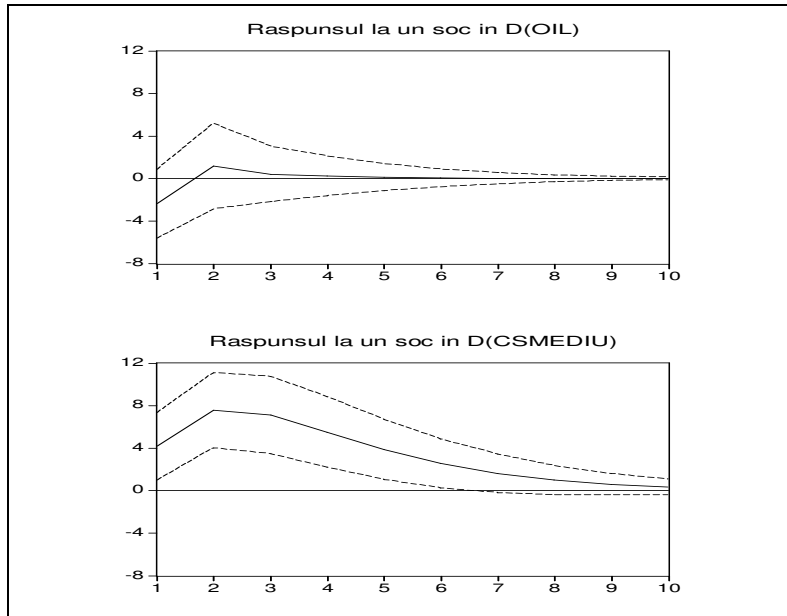


Figura 5: Răspunsul *cpi* la un șoc în prețul petrolului și în cursul de schimb (inovația = o deviație standard)

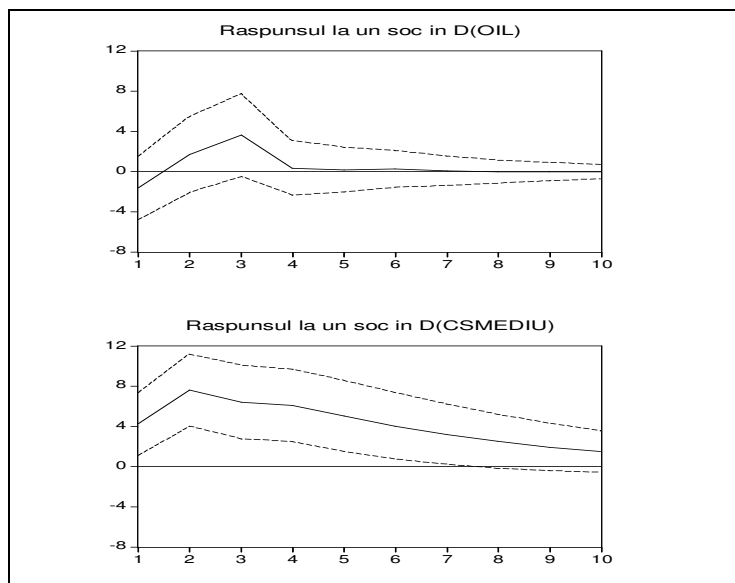


Figura 6: Răspunsul *cpi* la un șoc în prețul petrolului și în cursul de schimb (inovația = o deviație standard)

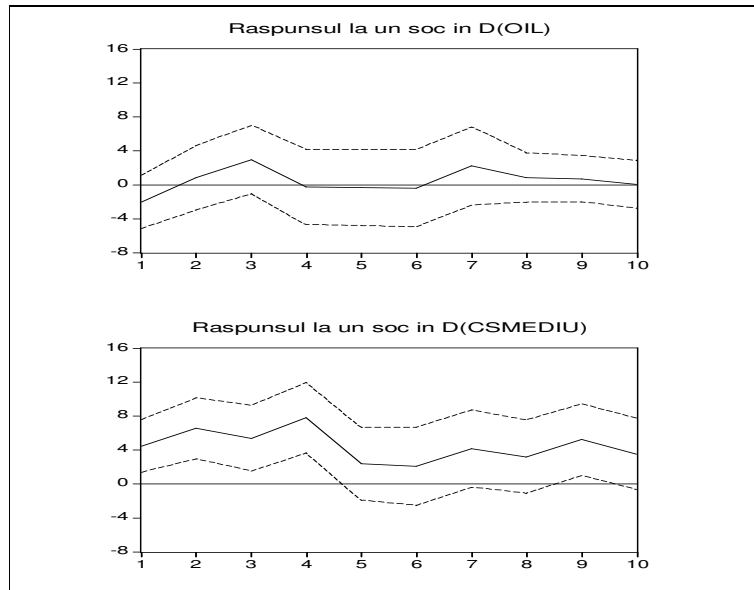


Figura 7: Răspunsul *cpi* la un șoc în prețul petrolului și în cursul de schimb (inovația = o deviație standard)

Prin creșterea numărului de *lag*-uri (Figura 6 și 7), ca și în cazul prețurilor reglementate se poate vedea efectul acumulat al cursului de schimb asupra *cpi* și oscilația lor peste și sub nivelul anterior perioadei în care prețul petrolului a suferit un șoc apar mult mai evidente.

Am analizat relația dintre *cpi*, cursul de schimb și prețul petrolului din prisma descompunerii variației. A fost utilizată ca și în cazul reglementatelor metoda Sims-Bernake de ortogonalizare a erorilor. În cazul relației dintre *cpi*, curs de schimb și prețul petrolului am optat pentru următoarea structură a matricei A.

Structura matricei A

	Csmediu	Oil	CPI
Csmediu	1	0	0
Oil	0	1	0
CPI	1	1	1

Restricțiile zero impuse sugerează următoarele relații de influență. *CPI* este influențat de prețul petrolului și de cursul de schimb, fiecare variabilă este influențată de ea însăși.

Examinarea descompunerii variației a întărit concluziile obținute prin analiza IRF și prin cauzalitatea Granger.

Ca și în cazul reglementatelor influența cursului de schimb asupra *cpi* este mult mai mare decât cea pretului petrolului. Faptul este demonstrat de proporția în care variația cursului de schimb explică variația *cpi*. Proporția este mai mare decât în cazul reglementatelor, ea fiind în funcție de orizontul de timp între 5 și 17 ori mai mare decât în cazul prețului petrolului. Fenomenul este explicabil având în vedere că prețul petrolului are o influență indirectă asupra *cpi*, prin intermediul prețurilor reglementate și prin costul

transporturilor pentru celelalte bunuri si servicii.

Analiza cauzalității Granger arată că variabila curs de schimb cauzează în sens Granger *cpi*, prin urmare cursul de schimb este o variabila anticipativă. Corelarea cauzalității Granger cu DV sugerează că influența cursului de schimb este semnificativă și că ea are un caracter regulat, anticipativ. *Se observă în același timp creșterea influenței cursului de schimb asupra cpi o dată cu creșterea numărului de perioade. Fenomenul este*

explicabil prin efectul cumulat al cursului de schimb asupra cpi, efect pus în evidență prin analiza IRF.

Prețul petrolului nu cauzează în sens Granger *cpi*. Corelarea cauzalității Granger cu DV sugerează că influența prețului petrolului este mai mică decât cea a cursului de schimb și că nu are un caracter regulat, anticipativ. Aceasta situație ne indică faptul că până acum creșterile prețului petrolului nu s-au regăsit în mod constant în creșterile *cpi*, adică ale prețurilor bunurilor de consum.

Descompunerea variației pentru CPI

Variance Decomposition of D(CPI)				
Period	S.E.	Csmeniu	OIL	CPI
1	18.18255	5.482829	0.572396	93.94477
2	21.14403	17.06954	1.463985	81.46647
3	23.40329	21.46750	4.133651	74.39885
4	24.62956	25.50086	3.817308	70.68184
5	25.33541	28.03534	3.642857	68.32180
6	25.76602	29.57000	3.559076	66.87092
7	26.02247	30.51758	3.498477	65.98394
8	26.17250	31.08702	3.461236	65.45174
9	26.25973	31.42335	3.439558	65.13710
10	26.31008	31.62016	3.426914	64.95293

Pe baza relațiilor din economie oglindite de seriile de timp utilizate în analiză se poate vedea că în perioada 1994-2005 cursul de schimb a avut o influență mult mai mare asupra inflației în comparație cu prețul petrolului. În același timp, trebuie observat că evoluția de până acum a prețului petrolului pare să nu fi anticipat

evoluția din ultimele luni, adică avem de a face cu creșteri actuale foarte mari, creșteri ce par a fi persistente. Există astfel premisa de a argumenta în favoarea criticii lui Lucas care are ca o consecință directă faptul că intercorelațiile oglindite de seriile de timp se pot schimba ca intensitate și natură. Este posibil ca o conti-

nuare a creșterii prețului petrolului pentru o perioadă mai lungă de timp să schimbe natura și intensitatea influenței prețului petrolului asupra *cpi*, cu efecte negative asupra inflației.

1.2 Construcția modelului

Modelul utilizat este un model mixt (ce combina factorii de pe partea cererii cu cei de pe latura ofertei) și care are avantajul de a fi realizat atât în termeni nominali cât și în termeni reali și lucrează cu trei ecuații: una pentru prețurile nereglementate, una pentru prețurile reglementate și ecuația finală pentru indicele prețurilor bunurilor de consum ca indicator al inflației.

Construirea ecuațiilor modelului a presupus testarea diferitelor ecuații, cele alese pe baza testelor fiind redată în continuare. Efectul modificării unor variabile exogene ca masa monetară, cursul de schimb, prețul petrolului, prețul energiei electrice, termice asupra *cpi* a fost surprins indirect prin intermediul *core* și al *reglementatelor*. În acest context, în sistemul de 3 ecuații variabilele *core* și *reglementatele* apar ca variabile exogene în ecuația (3) și ca variabile endogene în ecuațiile (2) și (1), fapt care duce la manifestarea unui efect de dependență a variabilelor reziduale în raport cu variabilele din model. Pentru a evita această situație am apelat la metoda celor mai mici pătrate în două stadii. În primul stadiu am estimat pe baza ecuațiilor (1) și (2) prețurile reglementate și cele *core*; în al doilea stadiu am utilizat

estimările celor două variabile în ecuația (3) pentru a estima evoluția inflației exprimată prin indicele prețurilor bunurilor de larg consum(*cpi*).

$$\begin{aligned} \log(\text{core}) = & c(1) * \log(\text{core}(-1)) + \\ & + c(2) * \log(\text{csmediu}/\text{csmediu}(-1)) + \\ & + c(3) * \log(\text{m2}(-2)/\text{m2}(-3)) + \\ & C(4) * \log(\text{wn}(-1)/\text{wn}(-2)) + \\ & c(5) * \log(\text{ipi}(-3)/\text{ipi}(-4)) + \\ & c(6) * \log(\text{core}(-2)) \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \log(\text{reglementate}) = & c(7) * \log(\text{oil}(-7)) + \\ & + c(8) * \log(\text{reglementate}(-1)) + \\ & + c(9) * \log(\text{csmediu}/\text{csmediu}(-1)) + \\ & c(10) * \log(\text{enel}/\text{enel}(-3)) + \\ & + c(11) * \log(\text{engaz}/\text{engaz}(-1)) + \\ & c(12) * \log(\text{enterm}/\text{enterm}(-3)) + \\ & c(13) * \log(\text{reglementate}(-2)/\text{reglementate}(-3)) \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \log(\text{cpi}) = & c(14) + c(15) * \\ & * \log(\text{cpi}(-1)/\text{cpi}(-2)) + \\ & + c(16) * \log(\text{coref}) + \\ & c(17) * \log(\text{reglementatef}) \end{aligned} \quad (3)$$

Un punct cheie în simularea pe bază de scenarii a *cpi* a fost identificarea unor ecuații care să oglindească realitatea economică și relațiile existente între variabilele din model.

Ecuațiile la care am ajuns sugerează următorul sistem de relații între variabile: pozitive, dintre inflație, masa monetară, prețul petrolului și cursul de schimb și negative, dintre inflație și dinamica producției industriale, în acord cu teoria economică.

$$\text{LOG(CORE)} = 1.580902 * \text{LOG(CORE(-1))} + 0.199352 * \text{LOG(CSMEDIU/CSMEDIU(-1))} +$$

[27,47865]	[6,311496]
(0.0000)	(0.0000)

$$+ 0.080858 * \text{LOG(M2(-2)/M2(-3))} - 0.046420 * \text{LOG(IPI(-3)/IPI(-4))} + 0.044675 * \text{LOG(WN(-1)/WN(-2))}$$

[3.036357]	[-2,415014]	[2,105746]
(0.00279)	(0.0172)	(0,0372)

$$- 0.580656 * \text{LOG(CORE(-2)/CORE(-3))}$$

[-10.08225]
(0.0000)

$$\text{LOG(REGLEMENTATE)} = 0.011424 * \text{LOG(OIL(-1))} + 0.996512 * \text{LOG(REGLEMENTATE(-1))}$$

[1.720537]	[423.7097]
(0.0879)	(0.0000)

$$+ 0.469433 * \text{LOG(CSMEDIU/CSMEDIU(-1))} + 0.108038 * \text{LOG(ENEL/ENEL(-3))}$$

[5.784972]	[3,447486]
(0.0000)	(0.0008)

$$+ 0.237638 * \text{LOG(ENGAZ/ENGAZ(-1))} + 0.081589 * \text{LOG(ENTERM/ENTERM(-3))} -$$

[6.269178]	[4.801601]
(0.0000)	(0.0000)

$$- 0.196501 * \text{log(reglementate(-2)/reglemenate(-3))}$$

[2,462129]
(0.0152)

$$\text{LOG(CPI)} = -0.148004 + 0.184541 * \text{LOG(CPI(-1)/CPI(-2))} + 0.877458 * \text{LOG(COREF)} +$$

[-3.935723]	[2.934868]	[52.38124]
(0.0001)	(0.0040)	(0.0000)

$$+ 0.152970 * \text{LOG(REGLEMENTATEF)}$$

[15.68933]
(0.0000)

Semnul coeficienților variabilelor exogene, cu excepția dinamicii producției industriale este pozitiv, fapt ce implică că presiunile inflaționiste provin de la creșteri înregistrate în cazul acestor variabile exogene și de la scăderi în cazul variabilei exogene producția industrială.

Ponderea variabilelor exogene în model oglindește următoarea situație: cele mai mari presiuni inflaționiste în inflația de bază (*core*) sunt generate de creșteri ale variabilelor *curs de schimb* și *masă monetară* și de componenta inerțială a inflației de bază. Coeficienții variabilelor exogene din ecuația prețurilor reglementate reflectă influența acestor variabile în deplină concordanță cu metodologia de corecție a prețurilor la energie electrică, termică și gaze și a altor prețuri și servicii reglementate în funcție de modificările cursului de schimb și ale prețului petrolului. S-a considerat că inflația exprimată în indicii prețurilor bunurilor de consum (*cpi*), prețurile reglementate și cele de bază (*core*) au un caracter inerțial. Acest caracter inerțial a fost oglindit de prezența în ecuații a celor trei variabile cu *lag*.

Sistemul de ecuații sugerează anumite canale de manifestare a efectului modificării variabilelor exogene asupra *cpi*. Modificările cursului de schimb influențează *cpi* prin intermediul *core* și al *reglementatelor*. Modificările masei monetare și al indicelui producției industriale și a veniturilor influențează *cpi* prin intermediul *core*. Modificările prețurilor energiei electrice, termice a gazelor și al petrolului influențează *cpi* prin intermediul *reglementatelor*. Se remarcă faptul că inflația este puternic influențată de politica

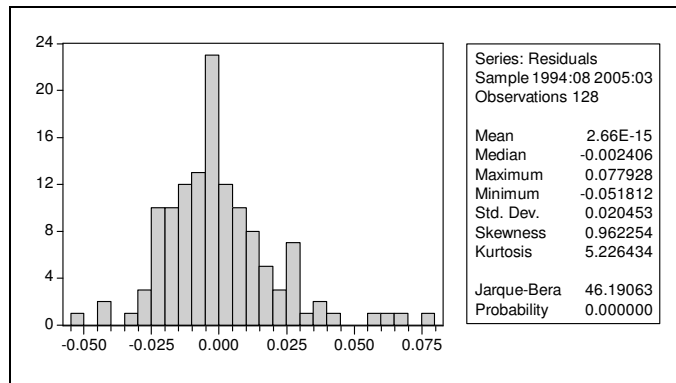
cursului de schimb atât prin componenta ei de bază (*core*) cât și prin mișcarea *prețurilor reglementate* ceea ce conduce la concluzia că o politică dezinflaționistă eficientă se poate realiza numai în condițiile unei aprecieri reale a monedei naționale în raport cu monedele străine. Realitatea ultimilor ani de dezinflație din România confirmă această concluzie. Mai mult, se poate afirma că procesul de ajustare a prețurilor la energie electrică, termică și gaze naturale va induce presiuni inflaționiste deloc neglijabil, ceea ce va impune contracararea acestui efect cu măsuri de dezinflație pe termen scurt fie din sfera politicii monetare, fie din aceea a politicii salariale sau a impulsivității sectorului real cu măsuri fiscale.

Valoarea testului statistic al coeficienților indică pentru prețul petrolului o valoare mai redusă. Pentru a verifica semnificația acestui coeficient am aplicat testul Wald, ce permite restricționarea coeficientului respectiv la zero. Rezultatul testului confirmă ipoteza noastră.

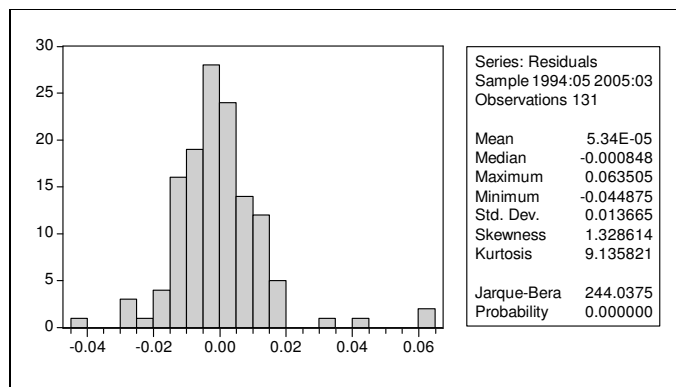
Testul Wald pentru restricționarea coeficienților:

$$Chi^2(6) = 2,96024 [0.0853]$$

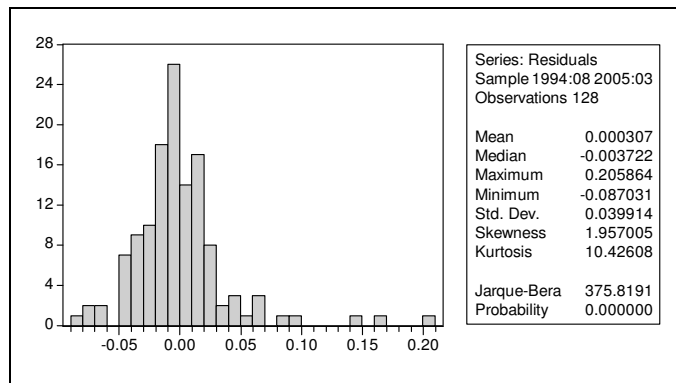
Testele privind distribuția normală a erorilor arată că în cazul ecuației de determinare a *cpi* ca urmare a aplicării metodei OLS în două trepte erorile au o distribuție normală (Figura 8a) pe când în cazul ecuațiilor inflației de bază (*core*) și a ecuației prețurilor reglementate se constată o ușoară asimetrie și posibilă autocorelare a erorilor (Figurile 8b și 8c și Anexa 4).



a)



b)



c)

Figura 8: Testarea distribuției normale a erorilor pentru ecuațiile incluse în model

Aplicarea testului de heteroscedasticitate pentru ordinul 6 indică faptul că nu

sunt probleme din punctul de specificare a ecuațiilor core și cpi ale modelului.

ARCH Test: pentru ecuația *cpi*

F-statistic	6.835011	Probability	0.000003
Obs*R-squared	32.06991	Probability	0.000016

ARCH Test: pentru ecuația *core*

F-statistic	6.283702	Probability	0.000009
Obs*R-squared	30.26788	Probability	0.000035

Aplicarea testului de stabilitate a coeficienților Chow Breakpoint Test și Chow Forecast Test indică prezența unei rupturi de serie la nivelul lunii martie 1997 în cazul inflației *core* și *prețurilor reglementate*, explicabilă prin șocul indus de ultima etapă de liberalizare a prețurilor pen-

tru bunurile de consum de strictă necesitate (Chow Breakpoint test *a* pentru *cpi*, *b* pentru *core*, *c* pentru *reglementate*). Utilizarea metodei OLS în două trepte pentru ecuația *cpi* conduce la eliminarea influenței acestei rupturi din serie așa cum rezultă din rezultatele testelor.

Chow Breakpoint Test: 1997:03 pentru ecuația *cpi*

F-statistic	27.67161	Probability	0.000000
Log likelihood ratio	83.65668	Probability	0.000000

Chow Breakpoint Test: 1997:03 pentru ecuația *core*

F-statistic	0.386206	Probability	0.886642
Log likelihood ratio	2.526398	Probability	0.865502

Chow Breakpoint Test: 1997:03 pentru ecuația *reglementate*

F-statistic	1.218034	Probability	0.298604
Log likelihood ratio	9.232231	Probability	0.236410

Aplicarea testului Chow Forecast Test indică posibila instabilitate a coeficienților din ecuația *core*, dar pentru ecuația

cpi și *reglementate* testul indică stabilitatea coeficienților.

Chow Forecast Test: Forecast from 1997:03 to 2005:03 ecuația *cpi*

F-statistic	3.075083	Probability	0.000720
Log likelihood ratio	318.5739	Probability	0.000000

Chow Forecast Test: Forecast from 1997:03 to 2005:03 ecuația *core*

F-statistic	0.646148	Probability	0.938695
Log likelihood ratio	153.9371	Probability	0.000208

Chow Forecast Test: Forecast from 1997:03 to 2005:03 ecuația *reglementate*

F-statistic	1.908976	Probability	0.035927
Log likelihood ratio	277.1324	Probability	0.000000

Pentru validarea stabilității s-au testat recursiv erorile și coeficienții, rezultatele prezentate în Anexele 5-6 indicând menținerea evoluției acestora în interiorul intervalului de încredere, excepție fiind pentru erorile din perioada de dinaintea șocului liberalizării prețurilor bunurilor de consum pentru principalele produse alimentare de bază, ceea ce a condus la aplicarea metodei celor mai mici pătrate în două stadii pentru determinarea inflației lunare. Astfel, în determinarea inflației lunare au fost folosite datele prognozate pentru inflația core și pentru prețurile reglementate din ecuațiile 1-2.

2. Scenarii de prognoză pe termen scurt și mediu

În cadrul modelului au fost construite un scenariu de bază și trei scenarii bazate pe șocuri ale variabilelor exogene din model și influența acestora asupra inflației după cum urmează: scenariul doi simulează un șoc la nivelul masei monetare, scenariul trei simulează un șoc al prețului internațional al petrolului iar scenariul patru simulează un șoc al cursului de

schimb, restul variabilelor urmând modificările din scenariul de bază.

Scenariul 1 considerat scenariul de bază a fost construit pe baza mai multor ipoteze.

- Creșterea lunară masei monetare în termeni nominali cu 2% față de aceeași lună a anului anterior, pentru a permite menținerea sezonality seriei în conformitate cu anul anterior pe perioada aprilie 2005 – martie 2007; în aceste condiții, creșterile în termeni nominali ale agregatului monetar M2 față de decembrie anul anterior vor fi: 20,5 % în decembrie 2005 și 22% în decembrie 2006 și 5,8% în martie 2007.
- Creșterea lunară a producției industriale în termeni reali cu 0,005 față de aceeași lună a anului anterior pe perioada aprilie 2005 – martie 2007; pentru anul 2005 se prevede o creștere în real a producției industriale cu 5,5% iar în anul 2006 creșterea va fi de 7,8%.
- Aprecierea lunară în termeni nominali cu 0,07 a cursului de schimb mediu leu/dolar față de aceeași perioadă a anului anterior pe perioada aprilie

2005 – decembrie 2005 și cu 0,011 pentru perioada ianuarie 2006-martie 2007, ceea ce înseamnă menținerea nivelului de depreciere din anul 2004 pe parcursul perioadei următorilor ani. Se estimează astfel că în decembrie 2005 cursul de schimb mediu față de dolar va ajunge la 2,55 lei noi /dolar, în decembrie 2006 la 2,2 lei noi/dolar iar în martie 2007 la 2,1 lei noi/dolar.

- Creșterea lunară a veniturilor medii lunare nete în termeni nominali cu 0,5% față de aceeași lună a anului anterior pe perioada aprilie 2005-martie 2007; aceasta înseamnă o creștere față de decembrie anul anterior cu 9,36 în decembrie 2005 și cu 9,25 în decembrie 2006 astfel că venitul net mediu lunar va ajunge la 839,7 lei noi în martie 2007.
- Creșterea prețului de petrol *brent* pe baril până la 62,39 dolari/baril în luna iunie 2005 și menținerea neschimbată a prețului pe parcursul perioadei iulie 2005-martie 2007;
- Creșterea cu 0,07% a prețului energie electrice în luna iulie 2005 față de luna anterioară, cu 0,04% în luna ianuarie 2006 și cu 4% în luna ianuarie 2007, în restul perioadelor nivelurile prognozate rămânând neschimbate;
- Creșterea prețului la gazele naturale pentru populație cu 5% în lunile: iulie și septembrie 2005 și iulie 2006 și menținerea neschimbată în restul perioadei analizate;
- Creșterea prețului energiei termice cu 7% în luna octombrie și cu 4% în luna noiembrie în anii 2005 și 2006 și menținerea neschimbată a prețului în restul perioadei prognozate.

Scenariul 2 simulează o creștere în nominal cu 0,8% a masei monetare în luna decembrie 2005 ca urmare a acordă-

rii celui de-al treisprezecilea salariu în această lună și a influenței dobânzilor de la CEC, calculate de regulă la sfârșitul anului, ceea ce înseamnă o creștere în nominal a masei monetare în sens larg (agregatul monetar M2) cu 28% în decembrie 2005 față de decembrie 2004

Scenariul 3 simulează un șoc în prețul internațional al petrolului, acesta majorându-se cu 1,2% lunar astfel că în decembrie 2005 ajunge la 67 dolari pe baril, în decembrie 2006 la 77,33 dolari pe baril iar în martie 2007 ajunge la 80,15 dolari pe baril.

Scenariul 4 simulează un șoc în cursul de schimb cu 0,0095 în lunile iunie și iulie și cu 0,008 în luna august 2005 ca urmare a intrărilor masive de valută de la muncitorii plecați în străinătate la lucru și care se întorc la familie pentru perioada concediilor de vară, banca centrală neintervenind pentru susținerea monedei naționale. În aceste condiții cursul mediu de schimb în decembrie 2005 va ajunge la 25308 lei/dolar iar în decembrie 2006 la 21775 lei/dolar și 20961 lei/dolar în martie 2007. Rezultatele scenariilor sunt prezentate în Tabelul 1.

Analiza scenariilor ne conduce la concluziile prezentate în continuare.

- Factorii a căror modificare influențează cel mai mult inflația sunt cursul de schimb și masa monetară.
- Un șoc asupra petrolului are un efect mic în sine, de exemplu un șoc de 20% în prețul petrolului se regăsește în *cpi* în proporție de 0,17% (calculul a fost făcut pe baza coeficienților variabilelor *oil*, *reglementate*, *cpi* din sistemul de ecuații).
- Șocul asupra petrolului influențează și prețul energiei, acesta are un efect mult mai mic asupra *cpi* decât masa monetară sau cursul de schimb.

Tabelul 1: Analiza inflației pe bază de scenarii

(ianuarie 1994=100)

	Dinamică*(D)	S 1 de bază	D	S 2 șoc în masa monetară (m2)	D	S 3 șoc petrol	D	S 4 șoc în cursul de schimb mediu
Dec-03	14,37	4149,65	14,37	4149,65	14,37	4149,65	14,37	4149,65
Jan-04	100,48	4169,51	100,48	4169,51	100,48	4169,51	100,48	4169,51
Feb-04	101,26	4222,10	101,26	4222,10	101,26	4222,10	101,26	4222,10
Mar-04	101,65	4291,66	101,65	4291,66	101,65	4291,66	101,65	4291,66
Apr-04	102,59	4402,85	102,59	4402,85	102,59	4402,85	102,59	4402,85
May-04	101,57	4471,97	101,57	4471,97	101,57	4471,97	101,57	4471,97
Jun-04	100,01	4472,47	100,01	4472,47	100,01	4472,47	100,01	4472,47
Jul-04	100,80	4508,31	100,80	4508,31	100,80	4508,31	100,80	4508,31
Aug-04	101,04	4555,28	101,04	4555,28	101,04	4555,28	101,04	4555,28
Sep-04	100,94	4598,29	100,94	4598,29	100,94	4598,29	100,94	4598,29
Oct-04	100,65	4628,28	100,65	4628,28	100,65	4628,28	100,65	4628,28
Nov-04	99,50	4605,12	99,50	4605,12	99,50	4605,12	99,50	4605,12
Dec-04	9,40	4539,86	9,40	4539,86	9,40	4539,86	9,40	4539,86
Jan-05	100,47	4553,19	100,47	4553,19	100,52	4553,19	100,46	4553,19
Feb-05	101,00	4598,66	101,00	4598,66	101,00	4598,66	101,00	4598,66
Mar-05	100,13	4604,65	100,13	4604,65	100,13	4604,65	100,13	4604,65
Apr-05	100,66	4634,85	100,66	4634,85	100,66	4634,85	100,66	4634,85
May-05	101,08	4685,13	101,08	4685,13	101,19	4689,93	101,08	4685,13
Jun-05	100,00	4684,90	100,00	4684,90	99,91	4685,77	99,92	4681,28
Jul-05	100,23	4695,87	100,23	4695,87	100,33	4701,14	100,11	4686,41
Aug-05	100,16	4703,38	100,16	4703,38	100,11	4706,31	100,07	4689,78
Sep-05	100,42	4723,30	100,42	4723,30	100,47	4728,63	100,39	4708,07
Oct-05	100,23	4733,97	100,23	4733,97	100,15	4735,57	100,21	4717,94
Nov-05	100,47	4756,44	100,47	4756,44	100,52	4760,06	100,46	4739,63
Dec-05	5,32	4781,22	5,32	4781,22	5,44	4786,84	4,93	4763,79
Jan-06	100,31	4796,26	100,31	4796,26	101,08	4838,72	100,31	4778,39
Feb-06	100,14	4803,15	100,57	4823,71	100,19	4847,95	100,14	4784,95
Mar-06	100,29	4817,02	100,61	4853,18	100,01	4848,31	100,28	4798,49
Apr-06	100,30	4831,27	100,41	4873,09	99,45	4821,42	100,29	4812,42
May-06	100,48	4854,52	100,51	4898,16	100,52	4846,32	100,48	4835,32
Jun-06	100,16	4862,38	100,18	4907,07	100,39	4865,20	100,16	4842,94
Jul-06	100,49	4886,28	100,50	4931,77	100,66	4897,35	100,49	4866,61
Aug-06	100,21	4896,40	100,21	4942,01	100,10	4902,01	100,21	4876,62
Sep-06	100,19	4905,46	100,18	4950,82	100,12	4908,07	100,18	4885,59
Oct-06	100,28	4919,28	100,27	4964,27	100,32	4923,69	100,28	4899,31
Nov-06	100,44	4941,09	100,43	4985,71	100,57	4951,56	100,44	4920,99
Dec-06	3,66	4956,28	4,58	5000,42	3,79	4968,41	3,62	4936,09
Jan-07		4966,35		5009,94		5016,72		4946,09
Feb-07		4972,42		5015,76		5026,56		4952,11
Mar-07		4985,80		5029,21		5027,24		4965,42

Notă: * Coloana conține indici cu bază în lanț ai *cpi* (luna anterioară = 100) pentru perioada 2005/04-2007/03. Valorile subliniate reprezintă indici cu bază în lanț ai *cpi* (decembrie anul precedent = 100).

Dacă luăm în calcul sistemul de ecuații o creștere în procente a producției industriale egală cu o creștere în procente a masei monetare nu este suficientă pentru a nu genera presiuni inflaționiste. Această situație poate fi explicată prin coeficientul asociat variabilei indicele producției industriale în sistemul de ecuații, coeficient care este mai mic decât cel asociat variabilei masa monetară. De asemenea, cursul de schimb apare ca variabilă exogenă în două ecuații din sistem (în inflația de bază-core și în prețurile reglementate), ceea ce face ca per total, cursul de schimb să aibă o influență antiinflaționistă mult mai puternică decât alte variabile. Totuși, așa cum se remarcă din rezultatele modelului, atingerea unui nivel de inflație (decembrie – decembrie) de 3,7% în anul 2006 ar implica, conform scenariului de bază un curs mediu în decembrie 2006 de circa 2,2 lei noi/dolar, ceea ce ar însemna o apreciere extrem de puternică a monedei naționale cu consecințe negative în planul productivității.

În scenariul doi se remarcă faptul că un șoc în agregatul monetar M2 la nivelul lunii decembrie 2005 se va propaga în nivelul inflației anului viitor care va crește cu 0,92 puncte procentuale (de la 3,7% în decembrie 2006, comparativ cu decem-

brie anterior, în scenariul de bază la circa 4,6% în scenariul doi).

Rezultatele privind nivelul inflației în scenariul trei pun în evidență faptul că o tendință continuă de majorare a prețului petrolului va conduce la o majorare cu 0,12 puncte procentuale în anul 2005 și cu 0,13 puncte procentuale în anul 2006, influența fiind cu mult mai redusă decât în cazul unui șoc în agregatul monetar M2. Putem aprecia că la această situație contribuie atât nivelul coeficienților (extrem de mic în cazul prețului petrolului), cât și întârzierea în propagarea efectului majorării (de circa 7 luni), determinată de prezența unor acte normative care ajustează cu întârziere aceste majorări în prețurile energiei, în vederea reducerii impactului acestor majorări asupra nivelului inflației.

Aprecierea mai accentuată a monedei românești față de moneda americană în lunile iunie-august 2005 conform scenariului patru are influență pozitivă asupra inflației, astfel că față de scenariul de bază, nivelul decembrie – decembrie în acest scenariu se va situa mai jos cu 0,38 puncte procentuale în anul 2005 și cu 0,97 puncte procentuale în 2006, accentuând tendința de dezinflație din anii anteriori.

Bibliografie:

Albu, L.L.; Pelinescu, E.; Scutaru, C., 'Modele și prognoze pe termen scurt. Aplicații pentru România', Academia Română, Institutul de Prognoză Economică, Editura Expert, 2003.

Backe ș.a., *The Price Dynamic in the Candidate Countries to the European Union*, National Bank of Austria, 2001.

Coorey, S.; Mecagni, M.; Offerdal, E., *Disinflation in Transition Economies: The Role of Relative Price Adjustment*, 'IMF Working Paper', nr.138, 1996.

Charemza, W., *Unit root econometrics and economic nonlinearities*, mimeo, University of Leicester, 1995.

Dickey, D.; Pantula, S., *Determining the Order of Differencing in Autoregressive Process*, 'Journal of Business and Economic Statistics', nr.5, 1987.

- Dickey, D.; Hasza, D.P.; Fuller, W.A., *Testing for unit roots in seasonal time series*, 'Journal of the American Statistical Association', nr.79, 1984.
- Dazal-Gulati. A., *Inflation in the Czech Republic*, Coorez, S.; Mecagni, M.; Offerdal, E., *Disinflation in Transition Economies: The Role of Relative Price Adjustment*, 'IMF Working Paper', nr.138, 1996.
- Dobrescu, Emilian, 'Tranziția în România, Abordări Econometrice', București, Editura Economică, 2002.
- Dobrescu, E.; Mereuță, C., *The Financial Blockage of the Romanian Economy*, 'Romanian Journal of Economic Forecasting', nr.3-4, 2000.
- Égert, B., *Estimating the Impact of the Balassa-Samuelson Effect on Inflation during the Transition: Does It Matter in the Run-Up to EMU? The Case of the Czech Republic, Hungary, Poland, Slovakia and Slovenia*, East European Transition and EU Enlargement: a Quantitative Approach Gdansk, 15-21 June, 2001.
- Franses, P.H., *Seasonality, Non-Stationarity and the Forecasting of Monthly Time Series*, 'International Journal of Forecasting', nr.7, 1991.
- Hall, S.; Mizon, G.; Welfe, A., *Modelling economies in transition: An introduction*, 'Economic Modeling', nr.17, vol.3, 2000.
- Johnson, H.G, *The Monetary Approach to Balance of Payment*, Frenkel, J.A.; Johnson H.G. (ed.), 'The Monetary Approach to the Balance of Payment', Londra, Allen și Unwin, 1976.
- Menil, G. de; Budina, N.; Maliszewski, W.; Țurlea, G., *Money, Inflation and Output in Romania, 1993-1999*, forthcoming in 'Journal of International Money and Finance', 2004.
- Noyer, C., *Challenges ahead - the accession process*, Speech by Mr Christian Noyer, Vice-President of the European Central Bank, at the Foreign and Commonwealth Office, London, 12 November 2001.
- Osborn, D. R.; Chui, A. P. L.; Smith, J. P.; Birchenhall, C. R., *Seasonality and the Order of Integration for consumption*, 'Oxford Bulletin of Economics and Statistics', nr.50, 1988.
- King, R.G.; Plosser C.I.; Stok, J.H.; Watson, M.W., *Stochastic Trends and Econometric Fluctuation*, 'American Economic Review', nr.81, 1981.
- Popa, C., *Direct Inflation Targeting: A New Monetary Policy Strategy for Romania*, 'BNR Occasional Papers', nr.1, BNR, 2002.
- Pelinescu, E., *Particularități ale inflației în perioada de tranziție*, Mircea Ciumara, Constantin Ciutacu (coord.), 'Inflația în România', București, Editura Expert, 2003.
- Pelinescu, E.; Scutaru, C., *Determinanții ai inflației*, Aurel Iancu (coord.), 'Dezvoltarea economică a României', București, Editura Academiei Române, 2003.
- Pelinescu, E., Țurlea, G., *Modeling inflation in Romania*, International Conference on Modelling & Simulation ICMS '04, Valladolid (Spain), 22, 23 and 24 September 2004.
- Pelinescu, E. ș.a., *Relative Prices, Inflation and Purchasing Power Parity in Romania*, Enrico D Elia (coord.), Pilot study, Monografie, UE, 2004.
- Pelinescu E, *Modele ale inflației aplicate în alte țări*, Mircea Ciumara, Constantin Ciutacu (coord.), 'Inflația în România. Modelarea fenomenului inflaționist', București, Editura Expert, 2004.

Pelinescu, E. , *Inflation Issues in candidate countries and EU*, Valeriu Ioan Franc, András Inotai și Marcel Moldoveanu (coord.), Issues Related to the accession of the Hungary and Romania into the European Union in The 4th Romania Hungarian bilateral Round Table, Bucharest June 13-14, 2003,

INCE, Costin Murgescu Institute of World Economy, Romanian Academy, 2004.

*** *Romania – Selected Issues and Statistical Appendix*, 'Country Report: Romania', nr.16, Washington D.C., IMF, January 2001.

Anexa 1

Testul Augmented Dickey- Fuller pentru testarea staționaritătii

		I(0)			I(1)		
		Constant	Trend and constant	None	Constant	Trend and constant	None
Core	t-statistic	-3.920817	-4.227454	-0.374995	-11.45721	-11.41420	-11.49441
	critical value	-3.479656*	-4.027959*	-1.615134***	-3.480038*	-4.028496*	-2.582465*
	probability	0.0025	0.0054	0.5476	0.0000	0.0000	0.0000
Cpi	t-statistic	0.958915	-2.722995	2.366738	-4.792877	-5.387794	-1.990974
	critical value	-2.578694***	-3.146755***	-1.615111***	-3.481217*	-4.028496*	-1.943266**
	probability	0.9960	0.2292	0.9957	0.0001	0.0001	0.0449
Csmediu	t-statistic	-1.063336	0.102479	1.088985	-6.406184	-6.503633	-5.928815
	critical value	-2.578420***	-3.146755***	-1.615122***	-3.480038*	-4.028496*	-2.582465*
	probability	0.7289	0.9970	0.9277	0.0000	0.0000	0.0000
Enel	t-statistic	-1.482377	-1.501813	-0.964964	-2.217854	-1.891787	-2.426397
	critical value	-2.578158***	-3.146309***	-1.615157***	-2.578244***	-3.146455***	-1.943210**
	probability	0.5397	0.8245	0.2976	0.2010	0.6533	0.0153
Engaz	t-statistic	3.575689	0.785168	5.092300	-7.690740	-8.703669	-6.813818
	critical value	-2.578244***	-3.146455***	-1.615145***	-3.479656*	-4.027959*	-2.582334*
	probability	1.0000	0.9997	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Enterm	t-statistic	0.905156	-1.924242	2.702145	-10.31941	-10.47886	-9.784129
	critical value	-2.578244***	-3.146455***	-1.615145***	-3.479656*	-4.027959*	-2.582334*
	probability	0.9954	0.6364	0.9983	0.0000	0.0000	0.0000
M2^	t-statistic	1.716763	1.925013	1.748395	2.814865	1.174674	3.800660
	critical value	-2.579491***	-3.148578***	-1.614984***	-2.579491***	-3.148578***	-1.614984***
	probability	0.9996	1.0000	0.9804	1.0000	0.9999	1.0000
Oil	t-statistic	-0.138552	-1.625783	1.105227	-12.26275	-12.43007	-12.18784
	critical value	-2.578331***	-3.146604***	-1.615134***	-3.480038*	-4.028496*	-2.582465*
	probability	0.9419	0.7777	0.9297	0.0000	0.0000	0.0000
Reglementate	t-statistic	0.857533	2.092574	3.101442	-8.321822	-8.507284	-7.019989

		I(0)			I(1)		
		Constant	Trend and constant	None	Constant	Trend and constant	None
Ipi	critical value	-2.578420***	-3.146755***	-1.615122***	-3.480038*	-4.028496*	-2.582465*
	probability	0.9947	0.5448	0.9995	0.0000	0.0000	0.0000
	t-statistic	-1.593504	-1.531340	0.097503	-2.676554	-2.711665	-2.676833
Wn	critical value	-2.579282***	-3.148223***	-1.615011***	-2.579282***	-3.148223***	-2.583744*
	probability	0.4829	0.8136	0.7118	0.0810	0.2339	0.0077
	t-statistic	2.795340	-2.153476	5.968705	-9.440421	-10.34287	-1.711138
	critical value	-2.579080***	-3.148223***	-1.615037***	-3.48879*	-4.032498*	-1.614984***
	probability	1.0000	0.5108	1.0000	0.0000	0.0000	0.0824

Notă: * valoarea critică la un nivel de încredere de 1%; ** valoarea critică la un nivel de încredere de 5%; *** valoarea critică la un nivel de încredere de 10%;

^ masa monetară m2 nu este staționară în diferențe de ordinul 1, ci doar de ordinul 2

		I(2)		
		Constant	Trend and constant	None
M2	t-statistic	-2.933379	-3.565346	-2.357328
	critical value	-2.885654**	-3.447699**	-1.943516**
	probability	0.0445	0.0372	0.0184

Anexa 2

Testul Augmented Dickey- Fuller pentru testarea staționaritității pentru seriile în logaritmi

		I(0)			I(1)		
		Constant	Trend and constant	None	Constant	Trend and constant	None
Log(Core)	t-statistic	-1.716885	-0.983791	2.136016	-3.920882	-4.224416	-2.944937
	critical value	-2.578420***	-3.146755***	-1.615122***	-3.480038*	-4.028496*	-2.582465*
	probability	0.4205	0.9419	0.9922	0.0025	0.0054	0.0035
Log(Cpi)	t-statistic	-2.007528	-0.408911	2.654725	-4.920651	-5.347301	-3.650084
	critical value	-2.578420***	-3.146755***	-1.615122***	-3.480038*	-4.028496*	-2.582465*
	probability	0.2834	0.9863	0.9981	0.0001	0.0001	0.0003
Log(Csmediu)	t-statistic	-2.152616	0.698479	2.007178	-4.530670	-6.987207	-3.860990
	critical value	-2.578510***	-3.146908***	-1.615099***	-3.480818*	-4.029041*	-2.582734*
	probability	0.2248	0.9996	0.9893	0.0003	0.0000	0.0002
Log(Enel)	t-statistic	-1.682504	1.362474	0.470628	-4.863817	-5.106521	-4.900337
	critical value	-2.578158***	-3.146309***	-1.615157***	-3.479281*	-4.027463*	-2.582204*
	probability	0.4379	1.0000	0.8152	0.0001	0.0002	0.0000
Log(Engaz)	t-statistic	-0.794489	-1.724913	3.806813	-12.09551	-12.07742	-6.232139
	critical value	-2.578244***	-3.146455***	-1.615145***	-3.479656*	-4.027959*	-2.582465*
	probability	0.8172	0.7349	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Log(Enterm)	t-statistic	-0.922000	-1.505000	2.903679	-10.37955	-10.37222	-9.752514
	critical value	-2.578244***	-3.146455***	-1.615145***	-3.479656*	-4.027959*	-2.582334*
	probability	0.7787	0.8234	0.9991	0.0000	0.0000	0.0000
Log(M2)	t-statistic	-1.976578	-1.310548	1.746624	-2.524300	-2.738678	-1.857259
	critical value	-2.579491***	-3.148578***	-1.614984***	-2.579491***	-3.148578***	-1.614984***
	probability	0.2968	0.8806	0.9803	0.1122	0.2233	0.0605
Log(Oil)	t-statistic	-2.019591	0.289342	3.297015	-12.73792	-12.80226	-12.72209
	critical value	-2.578420***	-3.146755***	-1.615122***	-3.480038*	-4.028496*	-2.582465*
	probability	0.2782	0.9984	0.9997	0.0000	0.0000	0.0000

		I(0)			I(1)		
		Constant	Trend and constant	None	Constant	Trend and constant	None
Log(Reglementate)	t-statistic	-1.716885	-0.983791	2.136016	-7.373594	-7.791136	-1.543415
	critical value	-2.578420***	-3.146755***	-1.615122***	-3.480038*	-4.028496*	-1.615050***
	probability	0.4205	0.9419	0.9922	0.0000	0.0000	0.1149
Log(Ipi)	t-statistic	-1.527442	-1.429550	0.281569	-2.592314	-2.667321	-2.586327
	critical value	-2.579491***	-3.148578***	-1.614984***	-2.579491***	-3.148578***	-2.584055*
	probability	0.5165	0.8475	0.7659	0.0973	0.2521	0.0099
Log(Wn)	t-statistic	2.795340	-2.153476	5.968705	-1.292024	-1.979170	-1.041205
	critical value	-2.579080***	-3.148223***	-1.615037***	-2.579491***	-3.148578***	-1.614984***
	probability	1.0000	0.5108	1.0000	0.6318	0.6065	0.2672

Notă: *valoarea critică la un nivel de încredere de 1%; ** valoarea critică la un nivel de încredere de 5%; *** valoarea critică la un nivel de încredere de 10%; ^ masa monetară m2 nu este staționară în diferențe de ordinul 1, ci doar de ordinul 2

Anexa 3

Testul de cauzalitate Granger

<i>Numar de lag-uri</i>	1 lag		2 lag-uri		3 lag-uri	
Null Hypothesis:	F-Statistic	Probability	F-Statistic	Probability	F-Statistic	Probability
CPI does not Granger Cause CORE	0.02837	8.67E-01	2.10492	0.12605	2.22E+00	0.08944
CORE does not Granger Cause CPI	2.02367	0.15724	2.00302	0.13913	1.09424	0.3542
CSMEDIU does not Granger Cause CORE	2.95E+01	2.70E-07	8.16754	0.00046	5.76803	0.001
CORE does not Granger Cause CSMEDIU	3.63E+01	1.60E-08	4.86302	0.00921	2.97366	0.03431
ENEL does not Granger Cause CORE	13.8222	3.00E-04	0.50685	0.6036	7.82E-01	0.50596
CORE does not Granger Cause ENEL	15.4386	0.00014	8.14773	0.00047	5.3363	0.00171
ENGAZ does not Granger Cause CORE	2.61E+01	1.10E-06	2.53343	0.08336	2.77854	0.04396
CORE does not Granger Cause ENGAZ	7.70633	0.00631	7.3136	0.00098	5.09447	0.00232
ENTERM does not Granger Cause CORE	9.41722	0.00261	1.92271	0.15041	2.35689	0.07498
CORE does not Granger Cause ENTERM	9.63365	0.00234	5.12687	0.00721	4.69516	0.00385
IPI does not Granger Cause CORE	5.51E+00	0.02045	0.72268	0.48742	0.59563	0.61901
CORE does not Granger Cause IPI	0.21626	0.64268	4.84909	0.00933	4.24277	0.00683
M2 does not Granger Cause CORE	25.1305	1.70E-06	2.42816	0.09225	2.21E+00	0.09025

CORE does not Granger Cause M2	0.129	0.72005	0.13819	0.87106	0.51748	0.671
REGLEMENTATE does not Granger Cause CORE	0.12835	0.72073	2.91133	0.05801	3.07507	0.03015
CORE does not Granger Cause REGLEMENTATE	2.14992	1.45E-01	1.68268	0.18996	2.43E+00	0.06868
WN does not Granger Cause CORE	30.8428	1.50E-07	3.89992	0.02269	3.03722	0.03164
CORE does not Granger Cause WN	9.16233	0.00298	3.94989	0.02165	3.50224	0.01751
OIL does not Granger Cause CORE	1.15E+01	0.00092	1.35063	2.63E-01	2.73084	4.67E-02
CORE does not Granger Cause OIL	6.54E+00	0.01172	3.62271	0.02948	2.03344	0.1126
CSMEDIU does not Granger Cause CPI	5.54E+01	1.20E-11	15.8143	7.30E-07	9.88738	6.70E-06
CPI does not Granger Cause CSMEDIU	42.5601	1.40E-09	5.76918	0.00399	3.91102	0.0104
ENEL does not Granger Cause CPI	2.73E+01	6.80E-07	7.01945	0.00128	3.88211	0.01078
CPI does not Granger Cause ENEL	15.5292	0.00013	8.20456	0.00044	5.14169	0.00218
ENGAZ does not Granger Cause CPI	3.85E+01	6.70E-09	7.02533	0.00127	4.5187	0.0048
CPI does not Granger Cause ENGAZ	0.40389	0.52619	2.03538	0.13481	1.32657	0.26872
ENTERM does not Granger Cause CPI	3.52E+01	2.50E-08	6.50044	0.00204	5.16763	0.00211
CPI does not Granger Cause ENTERM	12.3902	0.00059	6.46448	0.00211	5.79361	0.00096
IPI does not Granger Cause CPI	11.5998	0.00087	1.56503	0.21302	1.02493	0.384
CPI does not Granger Cause IPI	0.18889	0.66455	6.03564	0.00312	4.70784	0.00378

M2 does not Granger Cause CPI	33.7576	4.50E-08	8.62424	0.00031	5.26391	0.00188
CPI does not Granger Cause M2	0.09128	0.76303	0.3591	0.699	1.5737	0.19908
REGLEMENTATE does not Granger Cause CPI	0.23187	0.63094	0.32288	0.72465	0.69965	0.55398
CPI does not Granger Cause REGLEMENTATE	1.89551	0.17093	1.43721	0.2414	2.0735	0.10709
WN does not Granger Cause CPI	2.50E+01	1.80E-06	5.48962	0.00515	5.24198	1.92E-03
CPI does not Granger Cause WN	4.92602	0.02816	2.12843	0.12319	3.33464	0.02164
OIL does not Granger Cause CPI	1.27E+01	0.0005	2.9889	5.39E-02	3.72695	1.32E-02
CPI does not Granger Cause OIL	6.36204	0.01286	3.4106	0.03605	2.65791	0.05123
ENEL does not Granger Cause CSMEDIU	4.48E+01	5.70E-10	6.77863	0.00159	7.83199	7.80E-05
CSMEDIU does not Granger Cause ENEL	5.964	0.01593	2.98371	0.05414	2.07879	0.10638
ENGAZ does not Granger Cause CSMEDIU	5.28E+01	3.00E-11	10.2894	7.20E-05	8.89293	2.20E-05
CSMEDIU does not Granger Cause ENGAZ	4.51216	0.03553	2.20997	0.11387	2.0444	0.11106
ENTERM does not Granger Cause CSMEDIU	5.00E+01	8.20E-11	8.1845	0.00045	5.31747	0.00176
CSMEDIU does not Granger Cause ENTERM	10.2081	0.00175	5.26178	0.00637	3.65366	0.01444
IPI does not Granger Cause CSMEDIU	1.48E+01	0.00018	4.24243	0.01644	2.60552	0.05475
CSMEDIU does not Granger Cause IPI	1.36E-02	0.90732	0.564	5.70E-01	0.27592	8.43E-01

M2 does not Granger Cause CSMEDIU	45.4422	4.50E-10	17.0654	2.70E-07	11.5634	9.70E-07
CSMEDIU does not Granger Cause M2	0.01937	0.88953	1.13036	0.32612	0.67914	0.5664
REGLEMENTATE does not Granger Cause CSMEDIU	51.5876	4.60E-11	7.56601	0.00078	6.31642	0.0005
CSMEDIU does not Granger Cause REGLEMENTATE	34.2916	3.60E-08	11.9231	1.80E-05	8.85586	2.30E-05
WN does not Granger Cause CSMEDIU	41.3324	2.20E-09	6.05663	0.00307	4.55101	0.00462
CSMEDIU does not Granger Cause WN	1.23892	0.26772	2.86743	0.0605	1.44487	0.23296
OIL does not Granger Cause CSMEDIU	40.3763	3.20E-09	8.33741	0.00039	5.14914	0.00217
CSMEDIU does not Granger Cause OIL	3.18943	0.07643	1.67377	0.19162	1.0347	0.3797
ENGAZ does not Granger Cause ENEL	0.56251	0.45459	1.05217	0.35216	1.46029	0.22859
ENEL does not Granger Cause ENGAZ	0.16802	0.68254	0.08086	0.92237	0.136	0.93839
ENTERM does not Granger Cause ENEL	0.14822	0.70086	0.24035	0.7867	0.16232	0.92153
ENEL does not Granger Cause ENTERM	11.0427	0.00115	7.41573	0.00089	6.81957	0.00027
IPI does not Granger Cause ENEL	2.90286	0.09076	1.59914	0.20602	1.21188	0.3082
ENEL does not Granger Cause IPI	0.55766	0.45652	0.50323	0.60575	0.57029	0.63558
M2 does not Granger Cause ENEL	0.45097	0.50306	5.73753	0.00411	4.09476	0.00824
ENEL does not Granger Cause M2	0.65937	0.41826	0.2364	0.78981	0.27151	0.84584

REGLEMENTATE						
does not Granger Cause ENEL	2.26497	0.13474	1.05006	0.35291	0.75233	0.52299
ENEL does not Granger Cause REGLEMENTATE	1.55669	0.21438	3.80541	0.02481	3.82353	0.01163
WN does not						
Granger Cause ENEL	4.01119	0.04725	3.4586	0.03442	1.95571	0.12404
ENEL does not Granger Cause WN	4.70293	0.0319	8.94462	0.00023	2.62613	0.0533
OIL does not						
Granger Cause ENEL	1.10275	0.2956	0.70166	0.49766	1.1832	0.31894
ENEL does not Granger Cause OIL	8.75034	0.00367	4.35622	0.01478	2.51854	0.06113
ENTERM does not						
Granger Cause ENGAZ	0.00026	0.98721	0.99783	0.3715	0.67226	0.5706
ENGAZ does not Granger Cause ENTERM	3.46246	0.065	2.31145	0.10321	1.68842	0.17285
IPI does not						
Granger Cause ENGAZ	0.13076	0.71822	0.28006	0.7562	0.24267	0.86642
ENGAZ does not Granger Cause IPI	1.02827	0.31242	0.43982	6.45E-01	0.46751	7.05E-01
M2 does not						
Granger Cause ENGAZ	10.209	0.00175	9.37701	0.00016	6.84466	0.00026
ENGAZ does not Granger Cause M2	3.59224	0.06025	1.05399	0.35155	0.1066	9.56E-01
REGLEMENTATE						
does not Granger Cause ENGAZ	4.07E+00	0.04574	1.98099	1.42E-01	1.69152	0.17224
ENGAZ does not Granger Cause REGLEMENTATE	9.25E+00	0.00285	6.17269	0.00276	4.82988	0.00325
WN does not						
Granger Cause ENGAZ	5.4946	0.02057	3.27374	0.04103	9.16123	1.60E-05
ENGAZ does not Granger Cause WN	3.91172	0.05003	3.8122	0.02463	1.57628	0.19841

OIL does not Granger Cause ENGAZ	1.00206	0.31866	0.51679	0.59767	0.68192	0.5647
ENGAZ does not Granger Cause OIL	11.2012	0.00107	5.29364	0.00618	2.95447	0.03515
IPI does not Granger Cause ENTERM	3.40E-05	0.99534	1.13611	0.32426	0.75943	0.5189
ENTERM does not Granger Cause IPI	0.40556	0.52533	10.4999	6.00E-05	8.72596	2.60E-05
M2 does not Granger Cause ENTERM	1.49566	0.22354	1.41254	0.24729	0.92131	0.43268
ENTERM does not Granger Cause M2	0.11649	0.73341	17.1401	2.50E-07	16.2283	5.70E-09
REGLEMENTATE does not Granger Cause ENTERM	18.0424	4.10E-05	10.232	7.50E-05	7.40061	0.00013
ENTERM does not Granger Cause REGLEMENTATE	22.9466	4.40E-06	6.5136	0.00202	7.20222	0.00017
WN does not Granger Cause ENTERM	2.26455	0.13475	1.67349	0.19164	1.77685	0.15495
ENTERM does not Granger Cause WN	4.22818	0.04173	9.52061	0.00014	12.9236	2.00E-07
OIL does not Granger Cause ENTERM	1.96006	0.16387	1.15613	0.31797	0.9617	0.41313
ENTERM does not Granger Cause OIL	5.77598	0.01765	2.86438	0.06068	10.6243	2.90E-06
M2 does not Granger Cause IPI	9.32E-01	0.33625	1.44683	0.23914	2.65794	0.05123
IPI does not Granger Cause M2	2.87989	0.09207	1.80553	0.16855	1.08745	0.35703
REGLEMENTATE does not Granger Cause IPI	4.34E-01	0.51112	0.51014	0.60163	0.32879	0.80454
IPI does not Granger Cause REGLEMENTATE	11.8542	0.00077	3.58092	0.03067	3.44554	0.01882

WN does not Granger Cause IPI	4.13E-01	0.52172	10.0239	9.00E-05	6.41108	0.00045
IPI does not Granger Cause WN	2.62031	0.10789	3.146	0.04634	0.36149	0.78091
OIL does not Granger Cause IPI	2.20592	0.13988	2.06116	0.13151	1.40466	0.2446
IPI does not Granger Cause OIL	1.33388	0.25022	2.09477	0.1273	1.8243	0.14614
REGLEMENTATE does not Granger Cause M2	4.60E-05	0.9946	0.94298	0.39215	2.24901	0.0859
M2 does not Granger Cause REGLEMENTATE	3.17323	0.07717	5.96132	0.00335	4.70279	0.00381
WN does not Granger Cause M2	0.35011	0.55507	2.86239	0.0608	1.70325	0.16976
M2 does not Granger Cause WN	8.82783	0.00353	8.93324	0.00023	11.6538	8.70E-07
OIL does not Granger Cause M2	0.75082	0.3878	2.51707	0.08468	3.27183	0.02347
M2 does not Granger Cause OIL	11.5507	0.0009	6.21352	0.00266	3.71399	0.01337
WN does not Granger Cause REGLEMENTATE	0.66122	0.4176	3.1937	0.04431	2.65206	0.05161
REGLEMENTATE does not Granger Cause WN	2.49787	0.11641	3.47865	0.0338	0.67539	0.56869
OIL does not Granger Cause REGLEMENTATE	1.5732	0.21198	1.38063	0.25514	1.51879	0.21291
REGLEMENTATE does not Granger Cause OIL	5.20078	0.02419	2.64016	0.07523	2.55731	0.0582
OIL does not Granger Cause WN	1.591	0.20942	1.04029	0.35632	0.41034	0.74585
WN does not Granger Cause OIL	8.13057	0.00506	8.54273	0.00033	4.95095	0.00279

Anexa 4

Testul de autocorelare a erorilor

Date: 07/25/05 Time: 10:06 Ecuția inflație de bază

Sample: 1994:05 2005:03

Included observations: 131

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.040	-0.040	0.2110	0.646
. .	. .	2 -0.055	-0.057	0.6205	0.733
. *	. *	3 0.195	0.191	5.7794	0.123
. .	. .	4 -0.047	-0.038	6.0876	0.193
* .	* .	5 -0.121	-0.108	8.1103	0.150
. .	. .	6 -0.051	-0.104	8.4736	0.205
. .	. .	7 -0.021	-0.020	8.5348	0.288
* .	* .	8 -0.107	-0.077	10.171	0.253
. .	. .	9 0.002	0.014	10.172	0.337
* .	* .	10 -0.097	-0.124	11.529	0.318
. .	. .	11 0.015	0.025	11.560	0.398
. .	. .	12 0.049	0.021	11.916	0.452

Date: 07/25/05 Time: 10:11 Ecuția reglementate

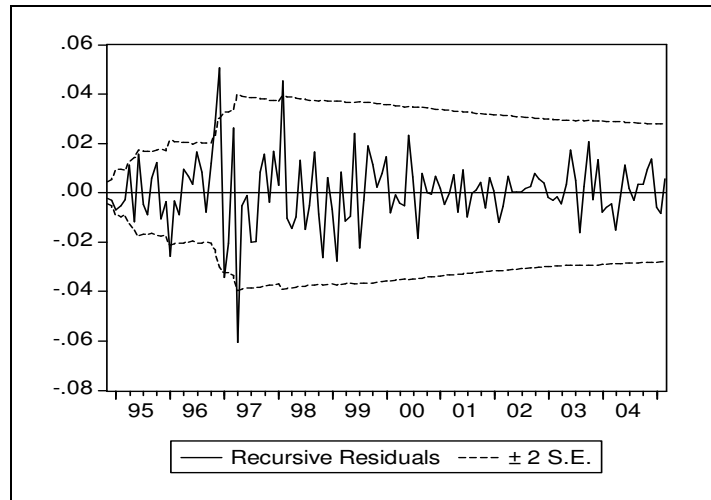
Sample: 1994:08 2005:03

Included observations: 128

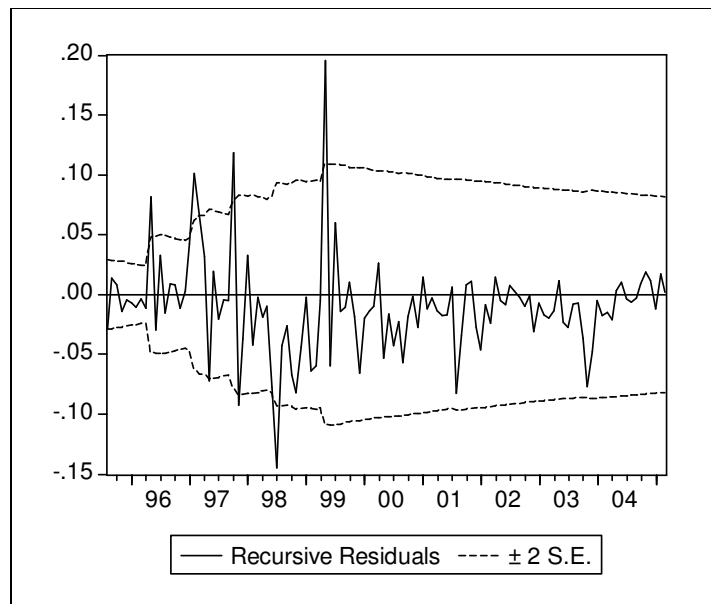
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *	. *	1 0.149	0.149	2.9229	0.087
* .	* .	2 -0.069	-0.093	3.5528	0.169
. .	. .	3 0.014	0.041	3.5800	0.311
. *	. *	4 0.148	0.137	6.5287	0.163
. .	* .	5 -0.022	-0.067	6.5940	0.253
. .	. .	6 -0.012	0.026	6.6133	0.358
. *	. *	7 0.137	0.131	9.1819	0.240
. .	* .	8 0.003	-0.067	9.1829	0.327
* .	. .	9 -0.069	-0.028	9.8428	0.363
* .	* .	10 -0.093	-0.086	11.054	0.353
. .	. .	11 0.048	0.032	11.387	0.411
. .	. .	12 -0.029	-0.037	11.505	0.486

Testarea recursivă a erorilor ecuațiilor modelului

a) Ecuația inflației de bază (core)

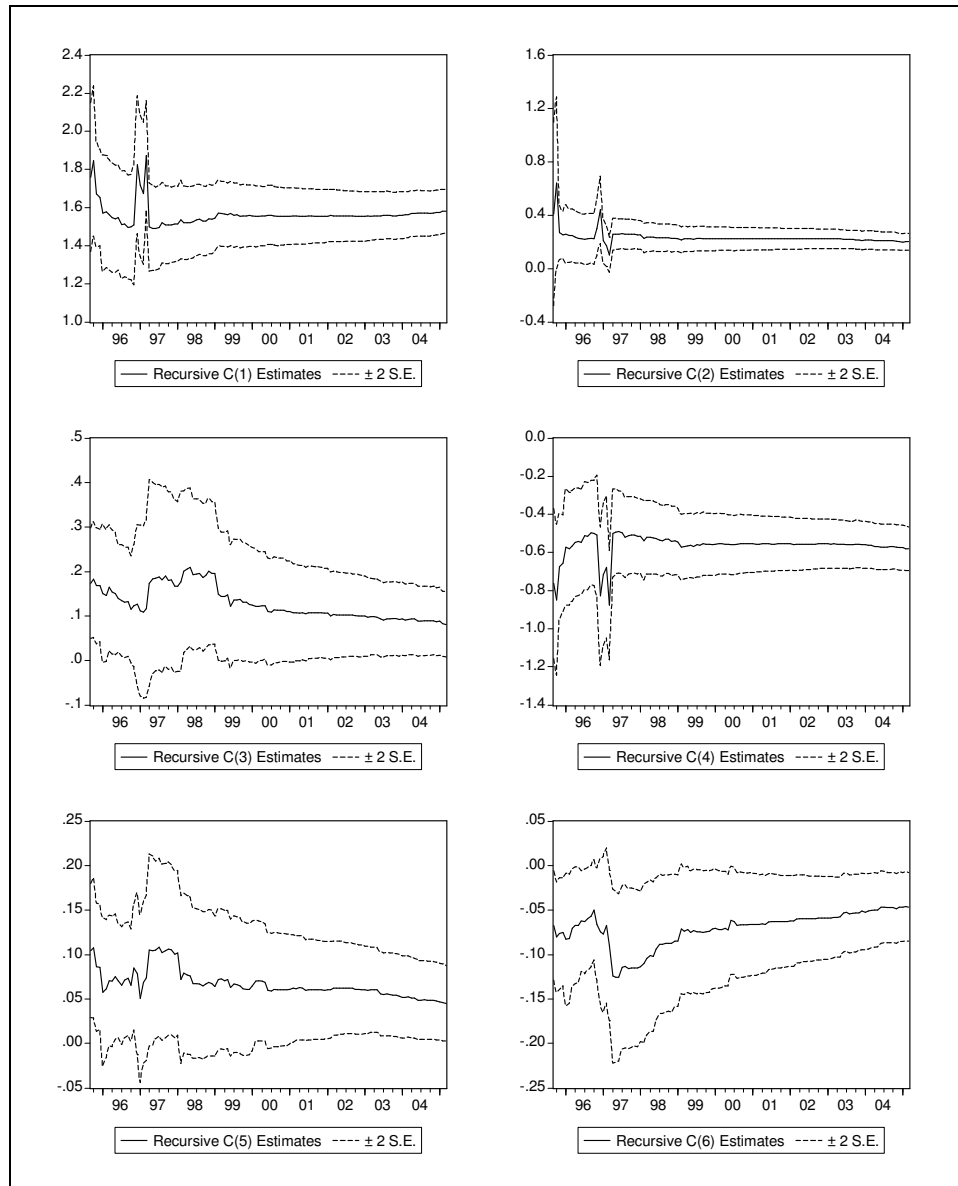


a) Reglementate



Testarea recursivă a coeficienților ecuațiilor modelului:

a) Testarea coeficienților din ecuația inflației de bază (core)



b) Testarea coeficienților din ecuația reglementate

