

Mircea CIUMARA  
Constantin CIUTACU  
– coordonatori –

---

# INFLAȚIA , ÎN ROMÂNIA

---

Scenarii privind evoluția  
și convergența stabilității economice

•

Restructurarea economică  
și stabilitatea prețurilor



ACADEMIA ROMÂNĂ

INSTITUTUL NAȚIONAL DE CERCETĂRI ECONOMICE  
INSTITUTUL DE ECONOMIE NAȚIONALĂ

---

EDITURA  
*Expert*

Mircea CIUMARA • Constantin CIUTACU  
- coordonatori -

---

# **INFLAȚIA ÎN ROMÂNIA**

Scenarii privind evoluția și convergența stabilității economice

•  
Restructurarea economică și stabilitatea prețurilor

**Coediție**



București, România

Editor: **Valeriu IOAN-FRANC**

Redactor: **Paula NEACȘU**

Coperta: **Nicolae LOGIN**

Concepția grafică, machetarea și tehnoredactarea: **Luminița LOGIN**

---

Toate drepturile asupra acestei ediții aparțin Editurii Expert. Reproducerea, fie și parțială și pe orice suport, este interzisă fără acordul prealabil al editorului, fiind supusă prevederilor legii drepturilor de autor.

---

ISBN 973-618-074-3

Depozit legal trim. IV, 2005

Mircea CIUMARA • Constantin CIUTACU  
- coordonatori -

---

# INFLAȚIA ÎN ROMÂNIA

Scenarii privind evoluția și convergența stabilității economice

•  
Restructurarea economică și stabilitatea prețurilor

Volumul de față prezintă în continuare rezultatele parțiale ale studiului  
"IMPACTUL INFLAȚIEI ASUPRA COMPETITIVITĂȚII ȘI A DEZVOLTĂRII  
UNOR STRUCTURI ECONOMICE VIABILE: INFLUENȚA  
RESTRUCTURĂRII ECONOMICE ASUPRA SISTEMULUI DE PREȚURI"  
care face obiectul Contractului de finanțare pentru proiecte prioritare  
PP3/S2/Programul Național CERES  
încheiat de Institutul de Economie Națională - INCE al Academiei Române  
cu Ministerul Educației și Cercetării, prin Institutul de Fizică Atomică  
în calitate de autoritate contractantă, la 25. XI. 2002.  
Durata programului nov. 2002-iulie 2005

\*

\*                      \*

Institutul de Economie Națională mulțumește Comisiei Naționale de Prognoză  
atât pentru profesionalismul cu care a coordonat în calitate de beneficiar  
realizarea acestei lucrări, cât și pentru sprijinul logistic și documentar oferit  
cercetătorilor pe toată durata elaborării cercetării de față.

# SUMAR

1. ȚINTIREA DIRECTĂ A INFLAȚIEI, ANGAJAMENT ASUMAT DE ROMÂNIA PENTRU INTEGRAREA FINANCIARĂ ȘI REALIZAREA CONVERGENȚEI ÎN UNIUNEA ECONOMICĂ ȘI MONETARĂ .....	7
1. Unele considerații privind integrarea financiară și politica monetară în Uniunea Europeană.....	7
2. Stabilitatea prețurilor, criteriu de convergență pentru participarea la uniunea economică și monetară .....	16
3. Condiții și particularități ale procesului de pregătire pentru trecerea la țintirea inflației.....	18
4. Condiții, acțiuni și măsuri pentru trecerea la un nou regim de politică monetară în România: țintirea directă a inflației .....	24
Bibliografie selectivă.....	35
2. PREVIȚIONĂRI PRIVIND INFLUENȚA RESTRUCTURĂRII ECONOMICE ASUPRA STABILITĂȚII SISTEMULUI DE PREȚURI .....	38
1. Identificarea unor factori de influență asupra evoluției inflației.....	38
2. Estimarea evoluției factorilor ce influențează inflația.....	43
2.1. Estimarea evoluției indicelui prețurilor producției folosind metodologia proceselor ARIMA .....	43
2.2. Estimarea evoluției ratei șomajului.....	56
3. Modelarea evoluției inflației în funcție de factorii de influență identificați.....	59

---

4. Modelarea inflației folosind metodologia proceselor ARIMA .....	61
3. MODELAREA INFLAȚIEI ÎN ROMÂNIA.....	67
1. Introducere .....	67
2. Prezentarea modelului.....	69
2.1. Testarea seriilor și a influențelor dintre variabile .....	70
2.2. Construcția modelului.....	76
3. Scenarii de prognoză pe termen scurt și mediu .....	82
BIBLIOGRAFIE .....	103

# 1. Țintirea directă a inflației, angajament asumat de România pentru integrarea financiară și realizarea convergenței în uniunea economică și monetară

*Dr. Hildegard PUWAK*

## 1. Unele considerații privind integrarea financiară și politica monetară în Uniunea Europeană

Preocupările privind viitorul Uniunii Europene pot fi abordate într-un sens larg prin analizarea în detaliu a noilor politici comunitare, ceea ce ar fi un demers util, dar aproape imposibil de realizat în condițiile prezentului studiu. Pe de altă parte, se aud încă destul de puternic voci care contestă rezultatul final al Convenției privind viitorul Europei, concretizat prin Tratatul de instituire a unei Constituții pentru Europa, ceea ce lasă deschise o seamă de aspecte privind obiectivele politicilor comunitare. Dincolo de acestea, există însă sfidările pentru Uniunea Europeană, ca actor global. Liderii ei au înțeles că principala provocare a Uniunii Europene pe plan economic o reprezintă valorificarea potențialului de creștere a economiei<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> În concluziile Președinției Consiliului European de la Lisabona din 23-24 martie 2000 se menționează: "Perspectivele macroeconomice actuale sunt cele mai favorabile pe care Uniunea le-a cunoscut în ultima generație. Datorită unei politici monetare axate pe stabilitate și susținute de politici bugetare sănătoase, într-un climat de moderație salarială, inflația și ratele dobânzilor sunt scăzute, deficitele publice s-au redus semnificativ, iar balanța de plăți s-a însănătoșit. Introducerea monedei euro a fost o reușită și aduce avantajele așteptate de economia europeană".



Strategia globală propusă la Lisabona prevede realizarea unor piețe financiare eficiente și transparente care să genereze dezvoltarea de locuri de muncă prin alocarea mai bună a capitalului și reducerea costurilor. În ceea ce privește serviciile financiare, aceasta prevede:

- stabilirea unui calendar strict pentru ca Planul de acțiune în domeniul serviciilor financiare să fie implementat până în anul 2005, luând în considerare domenii prioritare, cum ar fi: facilitarea unui acces cât mai larg la capitalul de investiții în cadrul întregii Uniuni, inclusiv pentru întreprinderile mici și mijlocii (...); facilitarea participării tuturor investitorilor la o piață integrată, eliminând barierele pentru investițiile în fondurile de pensii; promovarea integrării continue și a mai bune funcționări a piețelor de obligațiuni guvernamentale (...);
- realizarea de progrese rapide în privința propunerilor pe termen lung privind ofertele de preluare și în privința restructurării instituțiilor de credit și a companiilor de asigurări.

În Tratatul de instituire a unei Constituții pentru Europa se menționează la Art. I-3: "Uniunea acționează pentru dezvoltarea durabilă a Europei, întemeiată pe o creștere economică echilibrată și **pe stabilitatea prețurilor**, pe o economie socială de piață competitivă, care tinde spre ocuparea întregii forțe de muncă și spre progres social, precum și pe un nivel înalt de protecție și de îmbunătățire a calității mediului".

În acest sens, acțiunea statelor membre și a Uniunii implică adoptarea unei politici economice întemeiate pe strânsa coordonare a politicilor economice ale statelor membre, pe piața internă și pe definirea obiectivelor comune. "Această acțiune implică o monedă unică, euro, precum și **definirea și realizarea unei politici monetare și a unei politici de schimb unice, al căror obiectiv principal este menținerea stabilității prețurilor** și, fără a aduce atingere acestui scop, susținerea politicilor economice generale în interiorul Uniunii, în conformitate cu principiul unei economii de piață deschise, în care concurența este liberă. Această acțiune a statelor membre și a Uniunii implică respectarea următoarelor principii directoare: **prețuri stabile, finanțe publice și condiții monetare sănătoase și o balanță de plăți stabilă**"<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> *Tratatul de instituire a unei Constituții pentru Europa, Cap. II, Art. III-177 (traducere realizată de Institutul European din România, 2004, p. 165).*

---

În contextul preocupărilor strategice, Uniunea Europeană și statele membre se concentrează pe următoarele direcții de acțiune:

- realizarea unui cadru instituțional eficient;
- finalizarea realizării pieței interne<sup>1</sup>;
- asigurarea sustenabilității finanțelor publice și consolidarea financiară.

În primăvara anului 2001, Comisia Europeană a prezentat Consiliului European și Consiliului Uniunii un raport, în care, folosind procedurile existente, a evaluat contribuția finanțelor publice la aplicarea, în condiții de eficiență, a măsurilor care vizau în mod direct, între altele<sup>2</sup>, **asigurarea stabilității, pe termen lung a finanțelor publice**<sup>3</sup>, examinând diferite aspecte, între care și **stabilitatea prețurilor**.

---

<sup>1</sup> A. Sapir și W. Kok au subliniat importanța finalizării pieței unice pentru serviciile financiare, datorită faptului că acestea au un rol deosebit de important atât asupra cererii, cât și asupra ofertei, influențând stabilitatea prețurilor. A se vedea A. Sapir și colab., *An Agenda for a growing Europe*, Oxford University Press, martie 2004; W. Kok și colab., *Facing the challenge: the Lisbon strategy for growth and employment*, noiembrie 2004.

<sup>2</sup> Alte măsuri care au fost avute în vedere priveau:

- scăderea presiunii impozitelor asupra forței de muncă și în special asupra meseriilor calificate și slab plătite, îmbunătățirea sistemului de impozite și taxe și a sistemelor de prestații asupra locurilor de muncă și a formării profesionale;
- redirecționarea cheltuielilor publice către creșterea relativă a acumulării de capital - fizic și uman - și a sprijinirii cercetării și dezvoltării, inovației și tehnologiei informației.

<sup>3</sup> Stabilitatea financiară a devenit un obiectiv din ce în ce mai important al procesului decizional economic din ultimele decenii. În anii '80, reglementarea directă a piețelor de credit și a fluxurilor de capital a fost eliminată în multe țări, ceea ce a facilitat expansiunea sistemului financiar într-un ritm mai alert decât alte sectoare ale economiei. Instrumentele au devenit mai complexe, activitățile mai diversificate, iar riscurile mai variate. De asemenea, ca rezultat al gradului ridicat de integrare transindustrială și transfrontalieră, interrelaționarea sistemelor financiare s-a accentuat atât pe plan național, cât și pe plan internațional. Un sistem financiar funcțional este necesar pentru a asigura intermedierea dintre cei care economisesc și cei care fac împrumuturi, pentru efectuarea de plăți și pentru redistribuirea riscului în mod eficient, contribuind la îmbunătățirea situației economice a unei țări sau a unui grup de țări. Pentru înțelegerea conceptului de stabilitate financiară, se iau în considerare două metode complementare de abordare. În primul caz, se iau în

Așa cum se poate constata, Strategia de la Lisabona și recent elaborata Carte verde privind politica serviciilor financiare<sup>1</sup> de către Comisia Europeană au ca unul dintre obiectivele prioritare **integrarea financiară la nivel european**. Analizele specialiștilor arată că, în prezent, există suficiente dovezi care atestă faptul că integrarea financiară în spațiul european se face simțită în multe sectoare: pe piețele cu ridicata, la bursele de mărfuri, în infrastructura piețelor financiare.

Toate acestea au condus la îmbunătățirea condițiilor pentru utilizatorii serviciilor financiare. Integrarea financiară are însă o miză mult mai mare, și anume crearea unui cadru solid pentru adecvarea capitalului, pentru asigurarea solidității băncilor și creșterea stabilității sistemului financiar ca întreg.

---

*calcul factorii de risc care derivă din sistemul financiar: instituțiile, piețele și infrastructurile. Cea de-a doua metodă de abordare se referă la riscurile care provin din afara sistemului financiar. Creșterea semnificativă a datoriei și a prețurilor activelor, alături de disfuncționalitățile macroeconomice, precum majorarea prețurilor mărfurilor sau dezechilibrele considerabile din economia mondială, pot avea, în cele din urmă, un impact negativ asupra stabilității financiare. Responsabilitatea specială a băncii centrale constă în analiza și monitorizarea sistemului financiar. Ca o măsură generală, autoritățile folosesc supravegherea și reglementarea pentru asigurarea stabilității financiare. Supravegherea piețelor, instituțiilor și infrastructurii poate contribui la gestionarea riguroasă a riscului financiar. O politică monetară eficientă va promova stabilitatea financiară prin eliminarea semnalelor contradictorii emise de prețuri, care sunt asociate cu inflația ridicată și volatilă. Inflația redusă și stabilă oferă populației și agenților economici informații clare referitoare la modificările prețurilor relative. În consecință, și alocarea de resurse va deveni mai eficientă. (Sinteză prelucrată din The Macroprudential Approach to Financial Stability, "Norges Bank Economic Bulletin", nr. 2, iunie 2005, preluat în "Buletin documentar BNR", septembrie 2005).*

<sup>1</sup> În cadrul Uniunii Europene, Acordul Basel II va fi aplicat, în principiu, pe o bază consolidată și pe una individuală, tuturor instituțiilor de credit și de investiții, indiferent de gradul lor de complexitate. În al doilea rând, Uniunea Europeană urmărește și asigurarea unor standarde prudențiale adecvate riscurilor asumate. În al treilea rând, în vederea realizării obiectivului principal, creșterea integrării financiare, cadrul UE asigură o mai bună cooperare și coordonare între organismele de supraveghere, prin creșterea rolului autorității competente pentru supravegherea consolidată. (A se vedea și The New Basel Capital Accord, Main Features and Implications, European Central Bank, "Monthly Bulletin", No.1/2005 și European Commission's Green Paper on Financial Services Policy (2005-2010), SEC/Gov/05/14/08a. final) .

---

Integrarea financiară a devenit o politică comunitară în anul 1998. Trebuie subliniat faptul că aceasta a contribuit și va contribui la ridicarea nivelului dezvoltării financiare în Europa și la îmbunătățirea performanțelor economiei. Acest proces își va arăta pe deplin avantajele doar dacă Noul acord de capital va fi implementat și impus coerent în statele membre.

O economie funcțională eficientă are o capacitate sporită de a crea mai multe locuri de muncă și mai multe oportunități de afaceri. Cele mai mari beneficii le pot obține statele în care piețele financiare nu sunt atât de dezvoltate, acesta fiind și cazul României.

Pe de altă parte, ținând cont de potențialul mare și ponderea lor în produsul intern brut, sectoarele de servicii financiare au un impact direct și decisiv asupra eficienței agregatelor monetare și performanței economice a economiilor moderne.

În dezbaterile Convenției privind viitorul Europei, problema asimetriei și diferențelor de performanță înregistrate între Uniunea Europeană și Statele Unite ale Americii a constituit o problemă mult și intens dezbătută la acest for, cu sarcina de a găsi soluții pentru reforma instituțională a Uniunii în condițiile extinderii, dar nu numai. Recuperarea acestor decalaje trebuie să devină un punct central al strategiilor și politicilor comunitare. Diferențele de performanță dintre UE și SUA își găsesc partea lor de explicație și în politicile fiscale și monetare. În ceea ce privește performanțele macroeconomice, acestea se prezintă astfel:

- în perioada 1990-2003, creșterea economică a fost mai mare în Statele Unite ale Americii cu 1% pe an, ceea ce cumulată, pe întreaga perioadă, înseamnă 14%;
- în SUA, produsul intern brut pe locuitor a fost cu circa 40% mai mare decât media Uniunii Europene în anul 2002, o diferență care s-a menținut aproape neschimbată pe parcursul ultimilor 10 ani;
- o comparație între nivelul PIB pe persoană ocupată între cele două entități arată o diferență de 30% la nivelul anului 2002;
- diferența în nivelul produsului intern brut pe ora de muncă este de 9%.

Diferențele semnificative în ceea ce privește produsul intern brut pe locuitor reflectă efectul combinat al unei rate de ocupare mai înalte în SUA, respectiv proporția mai mare a persoanelor în vârstă de 15-64 de ani care sunt angajate (circa 80% față de 67% în Uniunea Europeană în anul 2002), cu

numărul mai mare de ore lucrate pe persoană pe an (concediu mai scurt și număr mai mare de ore de muncă pe săptămână).

Analiza pe o perioadă mai lungă arată că Uniunea Europeană a avut o perioadă de recuperare a acestor diferențe. Astfel, în ceea ce privește PIB pe persoană ocupată, diferența a fost de 28% în anul 1980, reducându-se la 20% în anul 1995. În ceea ce privește PIB calculat la ora de muncă, diferența s-a redus de la 21% la 5%. Diferențele au început să crească din nou după anul 1995.

Avansul pe care SUA l-au luat față de Uniunea Europeană poate fi explicat prin trei factori:

- adoptarea, mai devreme decât a făcut-o Uniunea Europeană, a tehnologiilor informaționale și de comunicare;
- alocarea unor resurse financiare mult mai mari pentru cercetare și dezvoltare, precum și în capitalul uman;
- **politici monetare și fiscale restrictive.**

Există și alți factori explicativi pentru menținerea sau accentuarea unor diferențe. Astfel, dacă, la mijlocul deceniului al șaptelea al secolului trecut, rata de ocupare a fost mai mare în Europa, treptat dinamica acesteia în SUA s-a accentuat, ajungând, așa cum s-a arătat, la 80%. Creșterea numărului de locuri de muncă în SUA a fost de 78 milioane în perioada 1996-2000 față de 42 milioane în Uniunea Europeană. Această tendință pare să se atenueze, iar în ultimii ani se observă o creștere mai mare a numărului locurilor de muncă în UE (între 1995 și 2002, numărul acestora a crescut cu 12 milioane).

Rata șomajului a rămas practic nemodificată în Statele Unite ale Americii din 1995, și anume 5,8%. În UE, aceasta s-a redus de la 10,1% în anul 1995 la 7,6% în anul 2002.

Există două domenii în care există un avans al Uniunii Europene: securitatea socială și protecția mediului. Cheltuielile publice nete efectuate de Uniunea Europeană reprezintă 24% din produsul intern brut față de 16% în SUA.

În ceea ce privește **politicile economice** care vor fi promovate în următorii ani, sunt de remarcat următoarele:

- **politicile macroeconomice se vor apropia din punct de vedere al țintelor de deficit bugetar**, având în vedere că Statele Unite ale Americii au în această perioadă deficite bugetare mai mari decât Uniunea Europeană. Unul dintre instrumentele care au condus la

---

aceste rezultate prin coordonarea politicilor economice între statele membre ale Uniunii Europene este Pactul de dezvoltare și stabilitate, recent modificat de către miniștrii de finanțe din cele 25 de țări membre. **În Statele Unite ale Americii, politica fiscală va deveni mai restrictivă**, dar este greu de anticipat dacă o asemenea tendință va fi compensată printr-o **politică monetară orientată mai mult pe creștere**;

- **persistența inflației** între Uniunea Europeană și Statele Unite ale Americii este moderată<sup>1</sup>;
- Uniunea Europeană procedează la o reformă a sistemelor de securitate socială, fiind preocupată de **reducerea costurilor de sistem**;
- în politicile de promovare a noilor tehnologii, Statele Unite vor avea în vedere aplicarea de măsuri care să le apropie de performanțele europene privind diseminarea rezultatelor cercetărilor tehnologice, a calificării forței de muncă și a inovării;
- politicile de dezvoltare și de creștere a competitivității vor fi favorizate pe termen lung de procesul extinderii Uniunii Europene, prin liberalizarea și extinderea piețelor, inclusiv a celor financiare;
- politica în domeniul cercetării în Statele Unite are o eficiență mai mare decât în Europa, ceea ce obligă statele membre ale UE să mărească contribuțiile publice și să le stimuleze pe cele private pentru

---

<sup>1</sup> *Persistența inflației poate fi definită ca o tendință de a converge (relativ încet și greoi) către obiectivul băncii centrale privind inflația, ca urmare a modificărilor obiectivului sau a altor diferite șocuri. Rezultatele unui studiu privind persistența inflației prin 79 de serii de date statistice trimestriale ce acoperă țările din Uniunea Europeană, zona euro și Statele Unite (Belgia, Germania, Danemarca, Grecia, Spania, Franța, Irlanda, Italia, Luxemburg, Olanda, Austria, Portugalia, Finlanda, Suedia, Marea Britanie, zona euro, Statele Unite ale Americii), pe baza a cinci indicatori (inflația la nivelul PIB, inflația IPC, inflația de bază, inflația consumului privat, inflația serviciilor), au condus la următoarele concluzii: în perioada analizată, începând cu anul 1984, nivelul persistenței inflației a fost redus; inflația de bază a prezentat, de obicei, o mai mare persistență decât celelalte variabile; la cealaltă extremă, inflația PIB a înregistrat niveluri scăzute de persistență în majoritatea țărilor. (Inflation persistence in the European Union, the Euro area, and the United States, "BIS Working Paper Series", No. 414/ November 2004.*

recuperarea acestor diferențe care au efecte asupra marjei de eficiență pe care politicile de stimulare a creșterii le determină;

- politicile sectoriale vor fi mult mai favorabile dezvoltării în Statele Unite ale Americii, prin faptul că activitățile economice din principalele domenii creatoare de valoare adăugată au o mult mai mare intensitate a utilizării tehnologiilor de informație și comunicare;
- **politicile fiscale** și aspectele de reglementare în acest domeniu sunt mai flexibile în Statele Unite ale Americii, crearea firmelor este mai ușoară, intrarea și ieșirea acestora de pe piață se realizează mult mai ușor, ceea ce creează un plus de calitate și atractivitate pentru mediul de afaceri;
- creșterea cheltuielilor pentru securitate militară va constitui, încă pentru câțiva ani, o povară pentru SUA. Chiar dacă, inițial, acestea determină o sporire a cererii și contribuie la o stabilizare a creșterii economice, ele ridică probleme de oportunitate în ceea ce privește finanțarea unor proiecte de importanță națională sau strategică în unele părți ale lumii, în domenii precum sănătate, educație, protecția mediului etc.

Ca o concluzie la cele arătate, se poate afirma că dinamica creșterii între Uniunea Europeană și Statele Unite ale Americii se va apropia, deși acestea din urmă își vor păstra avantajul, chiar pe termen lung.

Între elementele prezentate mai sus, se regăsește, cu certă valoare și importanță, rolul important al sectorului financiar în ceea ce privește alocarea eficientă a resurselor în economie, contribuind la expansiunea economiei reale și la dezvoltarea ei optimă.

De-a lungul anilor, s-au realizat studii<sup>1</sup> de cuantificare a **costurilor și a beneficiilor integrării financiare**. În Raportul Cecchini din anul 1988, se estima că integrarea piețelor financiare a 8 state membre va conduce la o creștere a valorii adăugate a serviciilor lor financiare cu 0,7% din PIB.

La sfârșitul anului 2002, un colectiv de cercetători de la London School of Economics estima că, prin adâncirea integrării pieței de capital, cheltuielile

---

<sup>1</sup> *Cecchini, The Financial Services in the Trading System, 1988; Richard J. Herring, Anthony Santomero, The Role of the Financial Sector in Economic Performance, "Working Paper", 95/08.*

---

de capital ale companiilor se reduc cu 0,5% și creșterea PIB va fi mai mare cu 1,1%. În aceeași perioadă, a fost abordată și relația între integrarea financiară și creșterea economică la nivel microeconomic, creșterea valorii adăugate în industria prelucrătoare din Europa fiind estimată la 0,75-0,94% pe termen lung.

Din toate documentele de politică economică elaborate și puse în aplicare de instituțiile europene, de cele naționale din statele membre și viitoare membre, se poate remarca preocuparea crescândă pentru **stabilitatea prețurilor, ca premisă a unei creșteri economice sustenabile.**

Este însă important să menționăm că aceste obiective nu pot fi bine înțelese, dacă nu se cunosc, în primul rând de către public, caracteristicile politicii monetare. Astfel, în cazul politicii monetare pe bază de angajamente, banca centrală își stabilește politica optimă la un moment dat, angajându-se să aplice o anumită politică monetară indiferent de condițiile viitoare.

În esență, banca centrală își formulează politica monetară optimă o singură dată, ținând seama de modul cum aceasta influențează așteptările populației și ale firmelor. Pe de altă parte, se presupune că populația și firmele înțeleg că banca centrală și-a luat un angajament și, pe baza acestuia, ele își formează așteptările.

În cazul unei politici monetare discreționare, banca centrală procedează la o reoptimizare de fiecare dată când ia o decizie de politică monetară. În această situație, apare o problemă de credibilitate a băncii, întrucât sectorul privat este dezavantajat în acțiunile sale de management, autoritatea centrală fiind mai mult interesată de impactul asupra întregii economii<sup>1</sup>. Asigurarea acestui echilibru între comportamentul de angajament și cel discreționar este esența regimului de politică monetară, întrucât o îmbinare corectă între acestea poate fi utilă realizării, prin politica monetară, a stabilității prețurilor și a unei creșteri economice stabile pe termen lung.

---

<sup>1</sup> Inflation targeting under commitment and discretion, *Federal Reserve Bank of San Francisco, "Economic Review", 2005 (rezumat în Buletin documentar BNR, mai 2005). Analizând cele două politici de țintire a inflației, teoria economică relevă următoarele caracteristici: a) politica monetară pe bază de angajamente reflectă gradul optim de inerție a ratei dobânzii, inerție care apare deoarece factorii de decizie trebuie să reacționeze la schimbările situației economice, onorând în același timp promisiunile făcute în trecut; b) politica monetară discreționară poate duce la o suprastabilizare a consumului și, în anumite condiții, la o stabilizare insuficientă a inflației.*



## 2. Stabilitatea prețurilor, criteriu de convergență pentru participarea la uniunea economică și monetară

Protocolul nr. 6 la Articolul 109 din Tratatul de la Maastricht stabilește criteriile de convergență pentru participarea la uniunea economică și monetară. Ele reprezintă testul economic de evaluare a stadiului de pregătire a unei economii pentru atingerea acestui obiectiv și se referă la țintele în domeniul inflației, finanțelor publice, ratelor dobânzii și cursurilor de schimb. Criteriile de convergență au în vedere:

- **stabilitatea prețurilor:** rata medie a inflației din ultimele 12 luni (calculată prin indicele prețurilor de consum) nu trebuie să depășească cu mai mult de 1,5 puncte procentuale rata inflației din primele trei state cu cele mai reduse niveluri ale inflației, iar aceasta trebuie să fie sustenabilă;
- **finanțele publice:** poziția bugetară a unei țări trebuie să fie sustenabilă, respectiv să nu existe un deficit bugetar consolidat al statului care să depășească nivelul de 3% din produsul intern brut, iar datoria publică brută nu trebuie să depășească 60% din produsul intern brut;
- **ratele dobânzii:** randamentul mediu al titlurilor de stat pe termen lung, calculat pe ultimele 12 luni, nu trebuie să depășească cu mai mult de 2 puncte procentuale randamentul aferent titlurilor de stat din primele trei state cu cele mai reduse niveluri ale inflației;
- **cursurile de schimb** trebuie să se mențină în marjele de fluctuație convenite prin mecanismul ratelor de schimb (ERM) cel puțin 2 ani, fără a se proceda, din proprie inițiativă, la deprecierea monedei față de celelalte monede ale statelor membre.

Pornind de la faptul că politica economică și monetară are la bază o serie de obiective comune, Titlul VII al Tratatului asupra Uniunii Europene rezumă politica monetară ca "incluzând fixarea irevocabilă a ratelor de schimb, ceea ce duce la introducerea unei monede unice, precum și definirea și aplicarea unor politici monetare și a ratei de schimb unice". Rezultă că obiectivul principal al ambelor politici este reprezentat de **menținerea stabilității prețurilor** și de sprijinirea politicilor economice generale din Comunitate. Avem din nou confirmarea principiului economiei de piață deschise, în condiții de concurență liberă.

Tratatul adaugă faptul că **politica economică și monetară** trebuie să implice conformarea cu următoarele principii directoare: **prețuri stabile**, finanțe publice și condiții monetare sănătoase, precum și o balanță durabilă de plăți<sup>1</sup>.

Art. 5.-1 al Tratatului definește ca obiective ale Sistemului European al Băncilor Centrale **menținerea stabilității prețurilor** fără să prejudicieze sprijinirea politicilor economice generale ale Comunității, cu scopul de a contribui la atingerea obiectivelor acesteia<sup>2</sup>. Reamintim că aceste obiective se referă la "asigurarea unui înalt nivel de ocupare a forței de muncă și realizarea unei creșteri sustenabile și neinflaționiste". În mod evident, din prevederile Tratatului rezultă că asumarea acestui obiectiv de asigurare a stabilității prețurilor prevalează asupra celorlalte obiective ale politicii economice, conferind politicii monetare, prin independența garantată constituțional și statutar băncilor centrale, libertatea de a utiliza instrumentele de care dispun pentru atingerea acestui obiectiv. Aplicarea unei strategii în acest sens se realizează însă, nu rareori, în condiții dificile, generate de prevalența unor măsuri de politică fiscală, care afectează eficiența măsurilor de politică monetară.

---

<sup>1</sup> Pierre Mathijssen, Compendiu de drept european, ediția a 7-a, versiunea în limba română Viorica Alexandru, Mihaela Dumitrescu, Editura Club Europa, 2002, p. 396.

<sup>2</sup> În Tratatul privind instituirea unei Constituții pentru Europa, în Secțiunea 2 - „Politica monetară”, art. III-77, se prevede:

1. Obiectivul principal al Sistemului European al Băncilor Centrale este de a menține stabilitatea prețurilor. Fără să aducă atingere acestui obiectiv, Sistemul European al Băncilor Centrale sprijină politicile economice generale în cadrul Uniunii, pentru a contribui la realizarea obiectivelor acesteia, definite în art. I-3. Sistemul European al Băncilor Centrale acționează conform principiului economiei de piață deschise, în care concurența este liberă, favorizând o alocare eficientă a resurselor și respectând principiile prevăzute în art. III-69.
2. Misiunile fundamentale ale Sistemului European al Băncilor Centrale constau în:
  - a) Definierea și punerea în aplicare a politicii monetare a Uniunii;
  - b) Efectuarea de operațiuni de schimb conform art. III-228;
  - c) Deținerea și gestionarea rezervelor oficiale de schimb ale statelor membre;
  - d) Promovarea bunei funcționări a sistemelor de plăți.
5. Sistemul European al Băncilor Centrale contribuie la buna gestionare a politicilor duse de autoritățile competente cu privire la controlul prudențial al instituțiilor de credit și stabilitatea sistemului financiar.

### 3. Condiții și particularități ale procesului de pregătire pentru trecerea la țintirea inflației

Deși literatura de specialitate oferă o multitudine de repere teoretice și elemente concrete asupra modului de abordare privind atingerea obiectivului de integrare financiară și stabilitate a prețurilor, în spațiul european postcomunist, atât dezbateră teoretică, cât și procesul ca atare prezintă anumite particularități. Apreciem că acestea pot fi cel mai bine exemplificate prin evidențierea unor aspecte care sunt legate de îndeplinirea unor condiții, precum:

- realizarea unei economii funcționale de piață;
- consolidarea trendului de creștere economică;
- realizarea unui echilibru între politica fiscală și cea monetară, pentru diminuarea și eliminarea treptată a dominanței celei dintâi;
- diversificarea instrumentelor de politică monetară și perfecționarea metodelor de țintire a agregatelor monetare;
- îmbunătățirea capacității de modelare econometrică a băncii centrale privind evoluția prețurilor.

În contextul noii așezări geopolitice după anul 1990, integrarea în structurile vest-europene a constituit o prioritate pentru țările din fostul bloc răsăritean, statele respective intrând în competiție, în primul rând cu ele însele, pentru a atinge standardele impuse de Uniune pentru a deveni membre ale acesteia. Fiecare dintre țările candidate a elaborat, la solicitarea Comisiei Europene, o strategie de dezvoltare economică pe termen mediu, din care vom prezenta selectiv aspectele care au fost înscrise în aceste documente, în baza unuia dintre criteriile de elaborare privind măsurile financiar-fiscale, respectiv politicile monetare și fiscale pe termen mediu<sup>1</sup>.

În **Bulgaria**, printre prioritățile politicilor fiscale și monetare, se numărau:

- întărirea monedei naționale și întărirea supravegherii bancare;
- echilibrarea balanței bugetare;

---

<sup>1</sup> *A se vedea: Joint assesment of medium-term economic policy, elaborată de Comisia Europeană și Direcția Generală pentru Probleme Economice și Financiare (DG Ec. Fin.) pentru Bulgaria, Cehia, Polonia și Ungaria în perioada 1997-1999 și Hildegard Puwak, Economia funcțională de piață, Academia Română, INCE, Editura Expert, 2005, p. 66, 71-85.*

- dezvoltarea piețelor financiare.

Bulgaria a introdus o rată fixă de schimb a monedei naționale de 1000 leva/1 DM, rată care, după 1 ianuarie 1999, a fost schimbată în euro. Conform acestei reguli, Banca Centrală este obligată să cumpere sau să vândă orice cantitate de monedă națională la o rată fixă de schimb, iar cantitatea de monedă de pe piața internă depinde de rezerva de valută a Băncii Centrale și de cererea de monedă națională.

Pentru echilibrarea balanței bugetare, s-au stabilit câteva măsuri de politică fiscală care au urmărit impunerea unei ordini fiscale, între care:

- interzicerea contractării de împrumuturi de la banca centrală;
- micșorarea deficitului, prin împrumuturi comerciale sau împrumuturi de pe piața internațională financiară ori prin vânzarea unor active ale statului;
- transparența fiscală;
- îmbunătățirea eficienței administrației fiscale;
- lărgirea bazei de impozitare și creșterea gradului de colectare.

În planul politicilor monetare, autoritățile din **Republica Cehă** au aplicat o strategie care prevedea, în planul politicii monetare, menținerea ratei de schimb a monedei și alinierea nivelului inflației și al dobânzilor la cel din Uniunea Europeană.

În ceea ce privește politica fiscală, măsurile aplicate au constat în:

- crearea unui cadru legal și instituțional pentru asigurarea transparenței în respectarea obligațiilor bugetare;
- îmbunătățirea controlului asupra finanțelor publice;
- îmbunătățirea eficienței politicii de taxe;
- eficientizarea administrației fiscale.

Strategia de dezvoltare economică pe termen mediu a **Poloniei** a prevăzut, în domeniul finanțelor publice și al sistemului de taxe și impozite, următoarele priorități:

- reducerea deficitului public, ceea ce a contribuit la diminuarea decalajului între economisirea națională și investiții, îmbunătățind situația macroeconomică și nivelul dobânzilor;

- reducerea și simplificarea sistemului de taxe, ceea ce a condus la diminuarea economiei subterane și la creșterea bazei de impozitare;
- creșterea transparenței în utilizarea fondurilor, prin crearea unui sistem simplu și flexibil de impozite și taxe și precizarea clară a responsabilităților autorităților publice;
- implementarea sistemului de garanții de depozit armonizat integral cu cel din Uniunea Europeană;
- creșterea gradului de liberalizare a pieței naționale de asigurări.

În **Ungaria**, care prezenta un avans semnificativ în planul stabilității macroeconomice față de celelalte țări în tranziție, obiectivele principale se axau pe reducerea graduală a inflației, îmbunătățirea situației financiare prin reducerea deficitului balanței de plăți și menținerea sub control a nivelului datoriei externe.

Strategia națională de dezvoltare economică a **României** pe termen mediu pentru perioada 2001-2004 a inclus în mixul de politici economice măsuri precum:

- eliminarea restricțiilor pe partea ofertei și stimularea acesteia, în defavoarea măsurilor de expansiune a cererii nominale;
- supravegherea raportului dintre impozitele directe și indirecte, în vederea atenuării fiscalității legate de angajarea forței de muncă și de profit;
- menținerea deficitului bugetar în limite suportabile, în jurul a 3% din produsul intern brut;
- remonetizarea graduală a economiei, în condițiile creșterii strict neinflaționiste a bazei monetare, ale dezvoltării altor agregate monetare, prin extinderea și diversificarea instrumentelor bancare, ale reducerii la limite raționale a ratei rezervelor obligatorii, precum și a dobânzii reale;
- continuarea flotării controlate a cursului de schimb, urmărindu-se asigurarea în linii mari a stabilității sale în termeni reali, evitarea fluctuațiilor stresante pe piața valutară;
- creșterea rezervelor valutare ale Băncii Naționale a României până la echivalentul valorii importurilor pe 4-5 luni.

Unul dintre elementele comune ale acestor strategii și politici de dezvoltare este adoptarea unei orientări dezinflaționiste, prin cele două regimuri de politică monetară: **controlul agregatelor monetare** sau **țintirea directă a inflației**.

Literatura de specialitate<sup>1</sup> oferă studii edificatoare privind practicile de control al agregatelor monetare. Ar fi impropriu să discutăm, în contextul prezentului studiu, aceste metode. Singurul lucru pe care dorim să-l subliniem se leagă de nevoia indiscutabilă de a avea o ancoră nominală<sup>\*)</sup> ca "piesă centrală" a politicii monetare. De obicei, ancora nominală este un agregat monetar precum cursul de schimb sau rata inflației. Deși monetariștii au argumentat că același rol îl poate avea și indicatorul cheltuielilor publice, nici o bancă centrală nu a recurs la acesta ca ancoră nominală. Putem identifica cu destulă ușurință țări care au experimentat diferite agregate monetare ca ținte intermediare. Canada, de exemplu, a folosit M1 între 1975 și 1991, fiind a doua țară din lume care a trecut la regimul de țintire a inflației, după Noua Zeelandă.

---

<sup>1</sup> B.S. Bernanke, T. Laubach, F.S. Mishkin, A.S. Posen, *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton, NJ, Princeton University Press, 1999; J. Crow, *The Work of Canadian Monetary Policy*, *The Eric J. Hanson Memorial Lecture*, Bank of Canada Review, februarie, 1988, p. 17; P. Duguay, D. Longworth, *Macroeconomic Models and Policymaking*, *Economic Modelling*, Vol. 15 (3), iulie 1998, p. 357-375; *Inflation Targeting and the Economy: Lessons from Canada's First Decade*, *Contemporary Economic Policy*, Vol 19(1), ianuarie 2001, p. 2-19; A. Estrella Arturo, Frederic S. Mishkin, *Is there a role of monetary aggregates in the conduct of monetary policy?*, "NEBR Working Paper", 5845, noiembrie 1996 etc.

<sup>\*)</sup> Ancora nominală este o variabilă nominală anunțată public și constituie o țintă pentru politica monetară. Ancora nominală generează o stabilitate a prețurilor prin restrângerea valorii banilor și menținerea așteptărilor privind inflația. În funcție de ancorele nominale, pot fi alese diferite regimuri de politică monetară. Analiza empirică arată că diferitele tipuri de regim corespund unor anumite situații structurale și istorice. Lipsa de autonomie a politicii monetare este precedată, în general, de o perioadă de stabilitate. Regimul mai puțin strict al țintirii inflației este aplicat, în general, de țările cu un venit mai scăzut pe cap de locuitor, cu un sector financiar mai puțin dezvoltat și cu un istoric al ratelor înalte ale inflației, spre deosebire de țările care utilizează ancore ale cursului de schimb sau ale inflației. Țările care utilizează ancorarea cursului de schimb sunt mai mici, mai puțin dezvoltate și au un sector financiar mai slab și rate recente ale inflației mai mari comparativ cu țările cu țintire completă a inflației sau cele cu ancorarea stabilității prețurilor. (A se vedea *A new taxonomy of monetary regimes*, International Monetary Fund, "Working Paper", 04/191).

Opțiunea pentru acest agregat a avut la bază reactivitatea (elasticitatea) cererii în funcție de *rata dobânzii*.

Dezavantajul acestei abordări a constat în perioada lungă de timp până la inversarea trendului inflației după restricționarea masei monetare, economiștii recunoscând chiar un eșec în aplicarea acestei metode. Similar s-a procedat și în Statele Unite ale Americii în anii '80, în Germania și în Elveția la sfârșitul anilor '70, opțiunile variind între M1, M2 sau M3. Principalul efect a constat în pierderea de competitivitate a respectivelor economii în relațiile internaționale<sup>1</sup>.

Succesele parțiale și insuccesele în asigurarea stabilității prețurilor prin țintirea agregatelor monetare în țările industrializate au accelerat trecerea la țintirea inflației ca ancoră nominală în politica monetară în aceste țări, dar și în economii emergente, precum: Brazilia, Chile, Mexic, Africa de Sud, Coreea de Sud, Thailanda, Indonezia.

O altă concluzie a analizei are în vedere "dozarea" acțiunilor de politică financiară și monetară, în așa fel încât acțiunea intervențiilor indirecte asupra proceselor economice care se realizează prin politicile salariale, de prețuri și comerciale să nu afecteze negativ măsurile care privesc oferta de monedă și rata dobânzii și, implicit, echilibrul dintre cerere și ofertă pe piața monetară. Asemenea modificări în planul politicii monetare influențează creșterea economică, dinamica prețurilor, gradul de ocupare a forței de muncă, echilibrul financiar și echilibrul extern. În esență, modificările de politică monetară influențează în mod sensibil evoluția parametrilor de bază ai stabilității macroeconomice<sup>2</sup>. Calitatea relației dintre evoluția monetară și cea a prețurilor a fost o permanentă temă de dispută între specialiști. În timp ce unii consideră masa monetară ca o variabilă principală în stabilirea prețurilor, alții afirmă că agregatele monetare au cel mult o funcție pasivă, care nu permite extragerea de informații cu privire la evoluția viitoare a prețurilor.

Cea de-a treia concluzie privește faptul că, deși acțiunile politicii financiare influențează mai rapid cererea agregată comparativ cu politica monetară, în asigurarea macrostabilității și pregătirii trecerii la regimul de țintire

---

<sup>1</sup> Charles Freedman, Monetary aggregates and Monetary Policy in the 21-th Century, în *"The Evolution of Monetary Policy; A Conference in Honor of Frank E. Morris"*, Series 45, oct., 2000 ș.a.

<sup>2</sup> I. Văcărel, Gh. Bistriceanu, G. Anghelache, M. Bodnar, F. Bercea, T. Moșteanu, Fl. Georgescu, *Finanțele publice, ed. a IV-a, Editura Didactică și Pedagogică, R.A. București, 2003, p. 636-637.*

---

a inflației, autoritățile guvernamentale trebuie să înțeleagă și să adopte o atitudine favorabilă, de susținere a autorității monetare, prin diminuarea prevalenței măsurilor fiscale<sup>1</sup>.

Dacă stabilitatea prețurilor este acceptată ca angajament neechivoc, autoritatea responsabilă cu politica monetară trebuie să aibă libertatea de a utiliza instrumentele proprii.

Ca o concluzie finală, trebuie subliniat faptul că abordările strategice relevă că soluția pentru atingerea obiectivelor de dezvoltare economică, de reducere a decalajelor față de Uniunea Europeană și de adoptare a unor standarde pentru integrarea în uniunea economică și monetară obligă la un mix de politici. "Generalizând, atât pe termen lung, cât și pe termen scurt, politica monetară este ineficace, nefiind capabilă să ducă la realizarea unor obiective din domeniul economiei reale, în particular a unui anumit nivel al producției sau al ocupării mâinii de lucru. De aceea, banca centrală nu trebuie să-și asume asemenea obiective, pe care oricum nu le poate atinge, ci să se preocupe de singurul obiectiv pe care îl poate realiza cu mijloacele care îi stau la dispoziție: **stabilitatea prețurilor** (subl. ns.)"<sup>2</sup>.

În contextul analizei anticipațiilor în noua macroeconomie clasică și a credibilității politicii monetare, în teoria jocurilor, se menționează: "...eficacitatea politicii economice depinde, printre altele, de credibilitatea sa. Aceasta poate fi definită ca fiind coerența observabilă între programul anunțat de responsabilii politicii economice și aplicarea în trecut și în prezent a politicii respective. În particular, politica monetară este credibilă, dacă nivelul ratei inflației corespunzătoare politicii respective este folosit de agenții economici ca bază pentru formarea anticipațiilor lor"<sup>3</sup>.

Capacitatea operatorilor de a anticipa deciziile de politică monetară depinde, în mod evident, de predictibilitatea și transparența măsurilor pe care banca centrală le va aplica și le va comunica publicului. Băncile centrale își aleg modalități diferite de a comunica cu publicul, bazându-se pe diferite instrumente pentru a-și asigura transparența. Literatura modernă de specialitate

---

<sup>1</sup> Cristian Popa (coord.), Țintirea directă a inflației: o nouă strategie de politică monetară - cazul României, "Caiet de studii", nr. 10, BNR, aprilie 2002.

<sup>2</sup> S. Cerna, Anticipațiile raționale și eficiența politicii monetare. Unele dezvoltări teoretice recente, "Caiet de studii", nr. 6, Academia Română, INCE, februarie 2005, p.14.

<sup>3</sup> Ibidem, p.16.



a evidențiat importanța înțelegerii exacte a acțiunilor unei bănci centrale de către piețele financiare pentru a formula anticipări privind evoluția viitoare a ratelor dobânzii. La rândul lor, anticipările corecte ajută băncile centrale la implementarea politicii monetare.

În timp ce băncile centrale nu fac decât să controleze ratele dobânzii pe termen scurt, teoria și probele empirice indică faptul că ratele dobânzii pe termen mai lung și condițiile de arbitraj de pe piețele financiare contează cel mai mult pentru transmiterea impulsurilor politicilor monetare către economie<sup>1</sup>. La rândul lor, ratele dobânzii pe termen lung reflectă anticipările privind viitoarele rate pe termen scurt și credibilitatea băncii centrale. De aceea, o politică monetară de succes constă în mare măsură în formularea anticipărilor pieței în funcție de modul în care este posibil să evolueze ratele pe termen scurt nu numai în perioada premergătoare viitoarei decizii de trecere la țintirea directă a inflației.

În literatura de specialitate<sup>2</sup> există mai multe puncte de vedere în ceea ce privește gradul optim de transparență. Unele identifică transparența cu cantitatea și/sau gradul de precizie a informațiilor pe care băncile centrale le comunică publicului. Potrivit altor puncte de vedere, ceea ce contează este faptul ca banca centrală să ofere publicului o explicație clară a motivelor pentru care ia anumite decizii. S-a ajuns la această din urmă concluzie, larg acceptată, potrivit căreia transparența este recomandabilă în procesul de elaborare a politicii monetare, întrucât ea are ca principal efect creșterea eficacității impulsurilor monetare pe piețele financiare și, prin aceasta, asigură managementului politicii monetare o calitate mai bună.

#### **4. Condiții, acțiuni și măsuri pentru trecerea la un nou regim de politică monetară în România: țintirea directă a inflației**

Între economiile în tranziție, după 1990, România a înregistrat cel mai înalt nivel al inflației, dacă excludem Bulgaria, care, în anul 1997, a avut o rată medie anuală a inflației de 1044%. Cauzele inflației au fost pe larg analizate în

---

<sup>1</sup> A se vedea Dorina Antohi, Ioana Udrea, Horia Braun, Mecanismul de transmisie a politicii monetare în România, *BNR, "Caiet de studii", nr. 13, 2003.*

<sup>2</sup> Monetary Policy Predictability in the Euro Area - An International Comparison, *"ECB Working Paper Series", No. 504/iulie 2005*; Research on exchange rates and monetary policy: an overview?, *"BIS Working Papers", No. 178/iunie 2005*; Communication and decision-making by central banks committees, *European Central Bank, "Working Paper", No. 488/mai 2005 ș.a.*

---

numeroase studii și pot fi rezumate prin: creșterea costurilor salariale, evoluția fiscalității, deprecierea leului, indisciplina financiară și arieratele, evoluția prețurilor și a tarifelor practicate la utilitățile publice oferite în condiții de monopol<sup>1</sup>. Este evident că nu factorii de natură monetară au fost cei care au determinat evoluția prețurilor, ci acțiunile de politică monetară au fost supuse unor constrângeri. Dintre acestea, într-o oarecare măsură, controlul administrativ exercitat asupra prețurilor, dobânzilor, cursului de schimb și creditului a limitat eficacitatea politicii monetare, caracterizată prin acțiuni de tip "monetary targeting". Acestea au avut în vedere utilizarea bazei monetare (M0) ca obiectiv operațional și a masei monetare (M2) ca obiectiv intermediar, fiind utilizate ținte cantitative la ambele niveluri. "Tentativele de folosire a cursului de schimb ca ancoră antiinflaționistă au eșuat, în timp ce rata dobânzii nu a fost luată în considerare în acest scop, condițiile monetare și extra-monetare fiind adverse acestei soluții. Strategia monetară practică de BNR a condus la un proces de dezinflație graduală... Procesul dezinflaționist din România nu a avut continuitate, fiind întrerupt de episoade de reizbuclire a inflației (151,4 la sută în 1997 și 54,8% în 1999)"<sup>2</sup>.

Opțiunea de trecere de la regimul de țintire a agregatelor monetare la țintirea inflației, în condițiile României, s-a întemeiat pe rezultatele obținute în procesul de dezinflație, precum și în ceea ce privește flexibilitatea cursurilor de schimb, perfecționarea metodelor de analiză a anticipațiilor inflaționiste și, în mod cert, atitudinea proactivă a băncii centrale în această direcție.

Trecerea de la un regim la altul a fost pregătită pe baza documentelor programatice ale României înaintate Comisiei Europene<sup>3</sup> și, ulterior, negociate cu Uniunea Europeană în cadrul Capitolului 11, "Uniunea economică și monetară", în anul 2002.

Astfel, conform prevederilor Art. 122 (ex 109K) din Tratatul CE, România, la fel ca celelalte țări care au aderat la Uniunea Europeană la 1 mai 2004, va fi un stat membru cu derogare de la adoptarea monedei unice și va fi exonerată de unele din drepturile și obligațiile ce revin băncilor centrale naționale membre ale Sistemului European al Băncilor Centrale.

---

<sup>1</sup> Cristian Popa (coord), *Lucr. cit., p. 14.*

<sup>2</sup> Cezar Boțel, *Cauzele inflației în România, iunie 1997-august 2001. Analiza bazată pe vectorul autoregresiv structural, "Caiet de studii", nr. 11, BNR, iunie 2002.*

<sup>3</sup> *A se vedea* Programele economice de preaderare pentru perioada 2000-2004 și [www.mie.ro.Negocieri](http://www.mie.ro.Negocieri).

Ca urmare, moneda unică va putea fi adoptată abia după participarea, pentru o perioadă de cel puțin 2 ani, la ERM II (Exchange Rate Mechanism), iar **obiectivul asigurării stabilității prețurilor își găsește ancora în regimul de țintire a inflației.**

Prin documentele de negociere la Capitolul 11 - "Uniunea economică și monetară" (UEM), România și-a asumat angajamentul de modificare, până la data de 31 decembrie 2004, a Legii nr. 101/1998 privind Statutul Băncii Naționale a României, pentru a transpune prevederile acquis-ului comunitar aferent acestui capitol, respectiv Tratatul privind înființarea Comunității Europene, Protocolul privind Statutul Sistemului European al Băncilor Centrale și al Băncii Centrale Europene, precum și celelalte reglementări comunitare privind activitatea băncilor centrale din statele membre ale Uniunii Europene.

Participarea României la UEM este, de asemenea, condiționată de adoptarea acquis-ului specific pieței unice și, în particular, de adoptarea acquis-ului aferent liberei circulații a capitalurilor, așa cum a fost cazul tuturor statelor membre.

Legea nr. 312/2004 privind Statutul Băncii Naționale a României a intrat în vigoare la 31 iulie 2004 (cu excepția anumitor articole care au intrat în vigoare la data de 1 ianuarie 2005).

Astfel, principalele modificări și completări aduse Legii nr. 101/1998 privind Statutul BNR au urmărit:

- statuarea unicității obiectivului fundamental al Băncii Naționale a României de asigurare și menținere a stabilității prețurilor;
- consolidarea independenței Băncii Naționale a României sub aspect:
  - instituțional, prin:
    - definirea BNR ca instituție publică independentă;
    - stipularea faptului că sprijinirea de către BNR a politicii economice generale a statului se face fără prejudicierea obiectivului său fundamental și
    - stipularea independenței membrilor organelor sale de conducere față de autoritățile publice sau față de orice altă instituție sau autoritate, în îndeplinirea atribuțiilor;

- 
- **financiar**, prin prevederile referitoare la elaborarea modelelor situațiilor financiare anuale și emiterea de către BNR a reglementărilor proprii de organizare și conducere a contabilității, precum și la contabilizarea operațiunilor economico-financiare ale BNR, care se realizează cu avizul consultativ al Ministerului Finanțelor Publice;
  - interzicerea oricărei posibilități de finanțare directă de către banca centrală a instituțiilor publice, prin:
    - interzicerea achiziționării de pe piața primară de către Banca Națională a României a creanțelor asupra statului, autorităților publice centrale și locale, regiilor autonome, societăților naționale, companiilor naționale și altor societăți cu capital majoritar de stat;
    - interzicerea creditării pe descoperit de cont sau a oricărui alt tip de creditare de către Banca Națională a României a statului, a autorităților publice centrale și locale, a regiilor autonome, a societăților naționale, a companiilor naționale și a altor societăți cu capital majoritar de stat;
    - perceperea de comisioane la decontarea operațiunilor prin contul curent general al Trezoreriei Statului, deschis la BNR;
    - eliminarea posibilității acordării de împrumuturi de către BNR, pe bază de convenții încheiate cu Ministerul Finanțelor Publice, pentru acoperirea decalajului temporar dintre încasările și plățile din contul curent general al Trezoreriei Statului;
    - limitarea la piața secundară a cumpărărilor, vânzărilor și efectuării altor tranzacții având ca obiect bonurile de tezaur și obligațiunile;
    - eliminarea oricărei referiri la posibilitatea utilizării transferurilor de titluri de stat în cadrul sistemului de acoperire a pierderilor din bilanțul BNR;
  - eliminarea accesului privilegiat al instituțiilor publice la resursele instituțiilor financiare, prin lărgirea sferei de cuprindere a activelor eligibile pentru garantarea creditelor acordate de BNR instituțiilor de credit, înlăturându-se astfel obligația indirectă de a furniza titluri de stat drept garanție, care ar putea atrage după sine obligația instituțiilor de credit de a achiziționa titluri de stat.

Având în vedere statutul României de țară cu derogare de la adoptarea monedei unice la momentul aderării, legea include și alte două categorii de prevederi cu caracter tranzitoriu, după cum urmează:

- prevederi care intră în vigoare începând cu **data aderării României la Uniunea Europeană**, referitoare la:
  - condițiile de realizare a schimburilor de informații dintre BNR și diverse entități;
  - extinderea interdicției de a efectua operațiuni pe piața monetară primară și, respectiv, a interdicției de a efectua operațiuni de creditare pe descoperit de cont sau orice alt tip de creditare asupra organismelor și companiilor de drept public din statele membre ale Uniunii Europene;
  - participarea BNR la aranjamente de compensare, depozitare, decontare și plată sau la alte contracte având acest scop, încheiate cu instituții centrale sau cu organizații colective de specialitate, publice și private, având sediul în străinătate;
- prevederi care intră în vigoare începând cu **data aderării României la Eurosistem**, referitoare la:
  - participarea BNR la organizații internaționale cu caracter financiar, bancar, monetar sau de plăți, în concordanță cu prevederile art. 6, alin. (2) din Statutul Sistemului European al Băncilor Centrale și al Băncii Centrale Europene;
  - extinderea sferei de cuprindere a activelor eligibile pentru garantarea creditelor acordate de Banca Națională a României;
  - lărgirea sferei de cuprindere a entităților cărora BNR le poate furniza lichidități în condițiile legii;
  - regimul conflictului de interese aplicabil membrilor Consiliului de Administrație al Băncii Naționale a României, implicați în exercitarea atribuțiilor legate de participarea la Sistemul European al Băncilor Centrale.

Dacă analizăm dinamica procesului de pregătire la țintirea inflației, rezultă o semnificativă ameliorare a activității de reglementare și funcționare a sistemului bancar în ultimii ani, precum și o îmbunătățire din punct de vedere al capitalizării și performanțelor financiare ale băncilor. Aceasta s-a realizat în condițiile îmbunătățirii normelor prudențiale și a activității de supraveghere de

către Banca Națională a României. Astfel, la nivelul anului 2004, gradul de concentrare a sistemului bancar a rămas comparabil cu cel din țările Uniunii Europene, primele cinci bănci românești deținând circa 60 la sută din piață. Evoluții favorabile s-au constatat și în ceea ce privește gradul de capitalizare a sistemului bancar, în creștere cu 12,5 la sută în termeni reali, ca urmare a obligației băncilor de a atinge până la 31 mai 2004 un nivel minim al fondurilor proprii de 370 miliarde lei, precum și prin efectul aprecierii monedei naționale în raport cu euro. În ceea ce privește indicatorii de eficiență ai sistemului bancar, s-a înregistrat o consolidare a acestora: indicatorul de rentabilitate financiară s-a menținut la nivelul de 15,6 la sută, indicatorul de rentabilitate economică a fost de 2 la sută, în timp ce indicatorul agregat de solvabilitate, deși în scădere, de la 21,1 la 20,6 la sută, s-a situat deasupra limitei reglementate (12 la sută), chiar în condițiile unei expansiuni dinamice a creditului neguvernamental. La sfârșitul anului 2004, principalul indicator de cuantificare a riscului de credit, calculat ca pondere a creditelor clasificate în categoriile "îndoielnic" și "pierdere" în total portofoliu, a înregistrat cea mai mică valoare, de 2,85 la sută, de la reglementarea acestui aspect în anul 2002<sup>1</sup>.

Dezinflația graduală și realizarea unei rate anuale a inflației cu o singură cifră a reprezentat o altă condiție favorizantă a țintirii directe a inflației.

Unul dintre obiectivele mult discutate și disputate în comunitatea bancară se referea la **intensitatea restrictivității politicii monetare** în noile condiții. Practic, acest caracter este imprimat politicii monetare prin ratele dobânzii de politică monetară, de aprecierea nominală și reală a monedei naționale, de introducerea unui regim restrictiv al rezervelor minime obligatorii și de creșterea volumului de sterilizare a lichidităților de pe piață.

Față de întreruperea procesului de dezinflație din prima parte a anului 2005, ca urmare a impactului unor factori care au acționat pe partea ofertei, în principal, prin majorarea prețurilor administrate și a accizelor, la care s-a adăugat, în anumită măsură, și excesul de cerere determinat de introducerea cotei unice pe venitul global, banca centrală a procedat la o creștere a restrictivității politicii monetare<sup>\*)</sup>. Aceasta a fost operată prin limitări impuse

<sup>1</sup> Raport anual pe anul 2004, *Banca Națională a României*, p. 19.

\*) *Analiza autorului privind evoluția inflației, a dobânzilor de politică monetară de referință și de sterilizare în anii 2003 și 2004 relevă următoarele:*  
- în anul 2003, inflația a înregistrat o tendință de scădere, dar inegală, chiar fluctuantă de la o lună la alta. Indicatorii calculați - fie ca valori anualizate, fie ca valori medii lunare - au reflectat puseuri inflaționiste în lunile martie, septembrie și

politicii ratei dobânzii, recurgându-se la o dozare specifică a instrumentelor sale, inclusiv a creditului. Astfel, față de întreruperea temporară a procesului dezinflației în primele luni ale anului 2005, banca centrală a hotărât stoparea tendinței de scădere a ratei dobânzii de politică monetară, aceasta fiind menținută la nivelul de 12,5 la sută. În același timp, s-a decis eliminarea decalajului dintre rata dobânzii de politică monetară și rata efectivă de sterilizare, acestea fiind unificate la nivelul de 8,5 la sută<sup>1</sup>. "Un argument important al deciziilor favorabile accentuării în această perioadă a prudenței în manevrarea pârghiei ratei dobânzii l-a constituit conturarea unei relative slăbiri a forței dezinflaționiste a cursului de schimb leu/euro, în condițiile în care acesta și-a încetinit considerabil scăderea, manifestând, în acest interval, o tendință de stabilizare."<sup>2</sup>

Adoptarea obiectivului de țintire directă a inflației de către Banca Națională a României presupunea și practicarea unei politici fiscale care să sprijine conduita băncii centrale. Cele trei dimensiuni prin care acest lucru se poate realiza sunt legate de stimularea dezvoltării sectorului privat, îmbunătățirea disciplinei financiare și a guvernanței corporative, continuarea reformelor structurale.

---

*octombrie;*

- *în raport cu această evoluție, s-a putut observa că, în luna martie 2003, deși s-ar fi impus o creștere a dobânzii de politică monetară și, respectiv, a celei de sterilizare, acestea s-au redus;*
- *creșterea ratei inflației în lunile septembrie și octombrie 2003 a determinat majorarea dobânzilor de politică monetară;*
- *pe parcursul perioadei noiembrie 2003-iulie 2004, dobânzile au evoluat în concordanță cu rata inflației, cu mențiunea că reducerea ratei inflației a fost mai puternică decât reducerile aplicate dobânzii de referință și celei de sterilizare;*
- *în lunile august și septembrie 2004, deși s-ar fi impus o creștere a dobânzilor de politică monetară ca urmare a creșterii prețurilor, acestea au fost reduse;*
- *menținerea dobânzii de referință și a celei de sterilizare la un nivel constant în perioada ianuarie-iunie 2004 și reducerea ratei inflației au mărit ecartul, având ca efect primar frânarea creșterii consumului;*
- *deși aparent concordante cu inflația după luna august 2004, dobânzile de politică monetară și-au menținut ecartul.*

<sup>1</sup> Raport asupra inflației, august 2005, Banca Națională a României, An I, Nr. 1, Serie nouă, p. 8.

<sup>2</sup> *Ibidem*, p. 29.

Măsurile luate în planul politicii fiscale s-au încadrat în mixul de politici macroeconomice care au contribuit la susținerea procesului dezinflaționist din anul 2004. Aceste măsuri au avut în vedere comprimarea cheltuielilor bugetare, prin diminuarea deficitului bugetar la un nivel inferior celui din anul 2003, temperarea dinamicii cererii guvernamentale, corelarea finanțării deficitului bugetar și refinanțarea datoriei publice cu rata dobânzii Băncii Naționale a României.

Deși dominanța fiscală nu mai reprezintă o problemă, iar sectorul financiar se manifestă în oarecare măsură stabil, există alte două probleme care au preocupat decidenții de politică monetară în procesul pregătirii schimbării regimului de țintire a inflației și care, după părerea noastră, trebuie să rămână încă în centrul atenției, soluțiile aplicate nefiind încă în măsură să înlăture îngrijorările legate de reapariția unor pusee inflaționiste. Aceste două probleme se referă la nevoia de sporire a intermedierei financiare și la gestionarea excesului de lichiditate din sistem.

În ceea ce privește gradul de intermediere financiară, conform datelor oficiale, România prezenta, în anul 2004, cel mai scăzut nivel, 17,5 la sută din produsul intern brut, față de 106,1 la sută în Uniunea Europeană înainte de extinderea cu cele zece noi state și față de 39,1 la sută cât reprezenta media celor 10 noi state membre și 36,7 la sută în Bulgaria<sup>1</sup>. Chiar și cu un nivel prognozat pentru anul 2005 la 19,2 la sută din produsul intern brut, situația rămâne aceeași.

Contracararea impactului expansionist al lichidității s-a realizat prin operațiunile de sterilizare, a căror pondere în produsul intern brut, exprimată ca stoc la sfârșitul perioadei, a fost de 6 la sută, față de 3,4 la sută în anul 2003 și 4,2 la sută în anul 2002. Pentru anul 2005, este prognozat un volum al operațiunilor de sterilizare reprezentând 7,7 la sută. Ca fluxuri, operațiunile de sterilizare ale Băncii Naționale a României au crescut ca pondere în produsul intern brut de la 15,2 la sută în anul 2001 la 44 la sută în anul 2004<sup>2</sup>.

Dacă facem o comparație între România și Polonia, Cehia și Ungaria în ceea ce privește volumul sterilizării prin operațiuni de piață (calculat ca stoc) pentru perioada 2001-2004, deși creșterea pentru România a fost cea mai rapidă

---

<sup>1</sup> Date EUROSTAT; pentru România: BNR și INS.

<sup>2</sup> Date BNR. Calculele au avut în vedere depozitele atrase, reverse repo și certificatele de depozit.



(de la circa 2 la sută la 6 la sută din PIB în Ungaria, Polonia și Cehia), aceste valori au oscilat între 11 la sută în 2001 și 14 la sută în anul 2004.<sup>1</sup>

Alături de nivelul intermedierei financiare, îmbunătățirea mediului operațional pentru intermediarii financiari nebankari și pentru operatorii pe piața de capital constituie o premisă la fel de importantă pentru țintirea inflației. Chiar dacă evoluțiile ce caracterizează piața de capital arată atât o revigorare a bursei de valori, cât și a pieței titlurilor secundare, ceea ce a contribuit la majorarea ponderii capitalizării bursiere în produsul intern brut de la 10,6 la sută în anul 2003 la 17,6 la sută în anul 2004, rezultatele nu sunt încă satisfăcătoare.

Depășind cadrul strict al premiselor pentru trecerea la țintirea directă a inflației, este necesar să ne referim la două aspecte care se pot constitui în elemente de periclitate a obiectivelor țintelor de inflație stabilite de Banca Națională a României de comun acord cu instituțiile guvernamentale. Aceste două elemente constau în gestionarea excesului de cerere și eliminarea efectelor determinate de deteriorarea anticipațiilor inflaționiste.

În ceea ce privește cererea excedentară creată prin operarea unor majorări salariale, dar mai ales prin introducerea cotei unice de impozitare și favorizarea, inclusiv prin această măsură, a creșterii accelerate a creditului neguvernamental<sup>2</sup>, autoritatea de politică monetară a adoptat măsuri cu impact direct

---

<sup>1</sup> Mugur Isărescu, *Politica monetară a BNR, Conferința de presă a guvernatorului Băncii Naționale a României, 11 mai 2005, www.bnro.ro. Pe un alt plan, s-a arătat că factorii majori de influență ai inflației au constat în aplicarea unui nou sistem de prețuri și tarife la gaze naturale, trecerea la o nouă etapă de liberalizare a pieței gazelor naturale, alinierea prețurilor de valorificare a producției interne la cele de import, parcurgerea unei noi etape din calendarul de aliniere a accizelor la nivelurile din Uniunea Europeană (la carburanți, tutun, alcool), precum și fluxurile prețului petrolului care determină majorări ale prețurilor carburanților.*

<sup>2</sup> Florin Georgescu, *Evoluții și perspective ale creditului neguvernamental în România, Conferința Finmedia „Piața creditului-2005”, 5 aprilie 2005. În cadrul prezentării, s-a arătat că, în anul 2004, creditul neguvernamental a crescut în termeni reali (dec. la dec.) cu 26,3% față de anul 2003, în timp ce creditul guvernamental s-a redus cu aproape 30%. În condițiile continuării dezinflației (de la 14,1% în anul 2003 la 9,3%), masa monetară a crescut cu 28,1%, depozitele populației s-au majorat cu 15%, iar depozitele persoanelor juridice cu 46,1%. În același timp, sursele de creditare din împrumuturi externe s-au majorat cu 84%.*

---

asupra ritmului de creștere a creditării, pentru a tempera, în special, expansiunea creditului de consum în valută și pentru a atenua riscul de asimetrie bilanțieră<sup>1</sup>.

Deteriorarea anticipațiilor inflaționiste a avut drept cauze frecvența ajustărilor de prețuri administrate, incertitudini privind caracterul temporar al întreruperii dezinflației în trimestrul II, precum și decalajul de transmitere și receptare publică a efectelor măsurilor corective<sup>2</sup>.

Pe lângă presiunea endogenă asupra prețurilor administrate, mai sunt și alți factori care afectează procesul de țintire directă a inflației. Printre acești factori, se numără: excesul persistent al cererii față de ofertă; efectul Balassa-Samuelson<sup>3</sup>; armonizarea prețurilor prin participarea la schimburile comerciale; armonizarea impozitării indirecte cu cea din Uniunea Europeană.

În consecință, cerințele care se impun a fi respectate cu fermitate pentru ca țintirea inflației să reușească trebuie să se axeze pe aplicarea unor măsuri de evitare a stimulării suplimentare a cererii agregate pe oricare din componentele sale, pe un comportament prudent în cadrul politicii monetare și valutare pentru asigurarea unei sustenabilități a fluxurilor de capital care intră în România, precum și orientarea evoluției ratei dobânzii care să stimuleze economisirea, toate acestea contribuind la sustenabilitatea creșterii economice.

---

<sup>1</sup> Mugur Isărescu, Țintirea inflației - lansarea primului Raport trimestrial asupra inflației, *Conferință de presă, BNR, București, 15 august 2005*.

<sup>2</sup> Așteptările referitoare la direcția avută în vedere prin politicile monetare sunt factorul determinant în stabilirea ratelor dobânzii practice pe piață. Ca urmare, înțelegerea modului cum piețele financiare evoluează în această direcție așteptată și a factorilor care determină schimbarea acestei direcții este esențială pentru înțelegerea procesului de transmisie a politicii monetare și a comportamentului ratelor dobânzii. Analiza are implicații largi atât în conceperea, cât și în aplicarea politicii monetare. Deoarece așteptările cu privire la politica monetară determină ratele dobânzii, declarațiile băncii centrale referitoare la obiectivele sale pe termen lung și la perspectivele economice pot fi tot atât de importante ca și acțiunile pe care le întreprinde. (Rezumat din *Expectations and the monetary policy transmission mechanism, Federal Reserve Bank, "Economic Review", No. 4/2004*).

<sup>3</sup> Analizele efectuate privind existența efectului Balassa-Samuelson pentru economia României au arătat că diferențialul de productivitate dintre România și zona euro explică o parte însemnată din aprecierea cursului real (între 1,4 și 2,9 puncte procentuale pe an în perioada 1995-2003); în plus, după 1999, conform rezultatelor empirice, s-a înregistrat o accentuare a acestui efect. A se vedea *Estimarea efectului Balassa-Samuelson în România, BNR, septembrie 2004*.

Respectându-se angajamentul asumat față de Uniunea Europeană prin Programele economice de preaderare, respectiv adoptarea unui comportament proactiv pentru a trece la regimul de țintire directă a inflației în anul 2005, practic, în perioada premergătoare, au fost îndeplinite toate condițiile necesare acestui demers atât sub raportul cerințelor instituționale, cât și al celor tehnice. Astfel, pentru exprimarea țintei de inflație în funcție de un indice bine înțeles de populație și reprezentativ pentru evoluția puterii de cumpărare, Banca Națională a României a optat pentru indicele prețurilor de consum și a stabilit un interval de fluctuație a țintei de inflație (+/-1 punct procentual) și o țintă anuală pentru un orizont de 2 ani.

Procesul de dezvoltare a piețelor financiare trebuie să continue însă în ritm mai accentuat, întrucât, în funcție de maturitatea și flexibilitatea acestora, se pot exercita presiuni pentru asigurarea stabilității prețurilor și pentru dobândirea unor informații privind anticipațiile inflaționiste, care să fie folosite în realizarea unor proiecții de inflație cât mai bine fundamentate pentru luarea unor decizii corecte de politică monetară.

---

## Bibliografie selectivă

- Alexandru, C. - *Evoluția financiar-monetară a Comunității Europene*, Vol. 161-162, Colecția Biblioteca Economică, INCE, 2005
- Aghion, P.; Bachetta, P.; Banerjee, A. - *Financial development and the stability of open economies*, "Journal of Monetary Economics", Vol. 51
- Bernanke, B.S.; Laubach, T.; Mishkin, F.S.; Posen, A.S. - *Inflation Targeting. Lesson from International Experience*, Princeton University Press, 1999
- Bhattacharya, S.; Boot, A.W.A; Thakor, A.V. (ed) - *Credit, Intermediation, and the Macroeconomy*, Oxford, Oxford University Press, 2004
- Borowski, J.M. (ed) - *A report on the costs and benefits of Poland's adoption of the euro*, Narodowy Bank Polski, 2004
- Colombo, E.; Driffill, J. - *The Role of Financial Markets in the Transition Process*, Heidelberg, Ed. Physica, 2003
- Costică, I. - *Politica monetară*, București, Editura ASE, 2002
- Ciumara, M.; Ciutacu, C. - *Inflația în România*, București, Editura Expert, 2003
- Debelle, G. - *Inflation Targeting in Practice*, "IMF Working Paper", 99/41, 1999
- Gherghinescu, O. - *Politica monetară în România. Retrospectivă și perspective*, Craiova, Editura Universitaria, 2002
- Ghosh, A.R.; Gulde, A. Wolf; Holger, C. - *Exchange Rate Regimes; Choices and Consequences*, Cambridge, MIT Press, 2003
- Ghosh, A.R.; Gulde, A. Wolf; Holger, C. - *Globalisation and monetary policy in emerging markets*, "BIS Papers", No. 23/2005
- Green, D. (ed.) - *Banking and Financial Stability in Central Europe. Integrating Transition Economies into the European Union*, Cheltenham, Edward Elgar, 2002
- Groenvel, J. - *Inflation Patterns and Monetary Policy. Lessons for the European Central Bank*, Cheltenham, Edward Elgar, 1998

- 
- Groenveld, J. - *In search for a robust inflation forecast*, Federal Reserve Bank of Chicago, "Economic Perspectives", Q4/2004
- Hafer, R.W. - *What Remains of Monetarism?*, Federal Reserve Bank of Atlanta, "Economic Review", Fourth Quarter, 2001
- von Hagen, J.; Hallett, H.A. - *Budgetary consolidation in EMU*, "Economic papers", 148, Bruxelles, European Commission, 2001
- Handa, J. - *Monetary economics*, Londra, Routledge, 2000
- Iorga, E.; Salater, W.; Pitulea, G.; Cazacu, C.; Oancea, C. - *Țintirea directă a inflației în Republica Cehă, Polonia și Ungaria; implementare și performanțe*, Banca Națională a României, 2004
- Isărescu, M. - *Spre o nouă strategie de politică monetară: țintirea directă a inflației*, Disertație cu ocazia decernării titlului de Doctor Honoris Causa al Universității din Craiova, 17 octombrie 2003
- Mishkin, F. - *Can Inflation Targeting Be a Framework for Monetary Policy in Developing Countries?*, "NBER Working Paper", 97/130, 1998
- Moroianu, N. - *Inflația contemporană*, București, Editura Economică, 2003
- Muțiu, A.I. - *Contabilitatea inflației*, București, Editura Economică, 2002
- Muțiu, A.I. - *Monetary policy implementation at different stages of market development*, IMF-SM/04/363/2005; *Obstacles to disinflation: What is the role of fiscal expectations?*, "IMF Working Paper", 04/111
- Petrescu, I. - *Management european*, București, Editura Expert, 2004
- Puwak, H. - *Economia funcțională de piață. Concepte, reglementări, evoluții, experiențe*, Academia Română, Editura Expert, 2005
- Reszat, B. - *European Financial System in the Global Economy*, Londra, John Wiley, 2005
- Sinn, H.W.; Widgren, M.; Kotheburger, M. (ed) - *European Monetary Integration*, Cambridge, MIT Press, 2004
- Smithin, J. - *Controversies in Monetary Economics*, Cheltenham, Edward Elgar Publishing House, 2003
- Stoica, V.; Deaconu, P. - *Bani și credit. Bani. Teoriile monetare. Administrarea banilor și politica monetară*, București, Editura Economică, 2003

- 
- Szapary, G.; von Hagen, J. - *Monetary Strategies for Joining the Euro*, Cheltenham, Edward Elgar Publishing House, 2004
- Trumpel-Gugerell, G. - *Economic Convergence and Divergence in Europe*, Cheltenham, Edward Elgar Publishing House, 2003
- Trumpel-Gugerell, G. - *The role of the natural rate of interest in monetary policy*, "BIS Working Papers", No. 171/2005
- Trumpel-Gugerell, G. - *The transmission of monetary policy in emerging markets economies*, "BIS Policy Papers", No. 3/1998
- Trumpel-Gugerell, G. - *Țintirea directă a inflației*, București, Editura Enciclopedică, 2003
- Zăpodeanu, D. - *Politici monetare*, Cluj-Napoca, Editura Dacia, 2002

## **2. Previzionări privind influența restructurării economice asupra stabilității sistemului de prețuri**

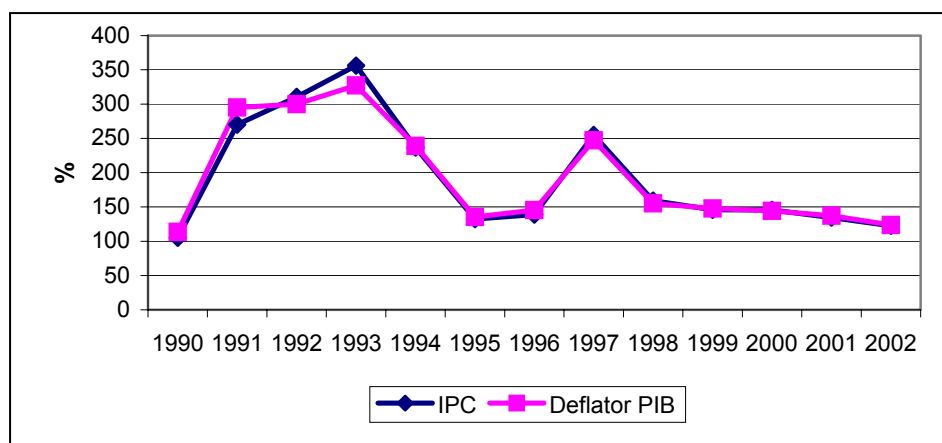
*dr. Emilia ȚÎȚAN, dr. Constantin MITRUȚ,  
dr. Vergil VOINEAGU, dr. Eugenia LILEA,  
dr. Mihaela VĂTUI, dr. Cristina TRANDAȘ,  
drd. Dan PELE, drd. Daniela TODOSE, drd. Mihai SACALĂ*

### **1. Identificarea unor factori de influență asupra evoluției inflației**

În cele ce urmează, ne propunem să identificăm măsura în care variabile precum rata șomajului (RS), indicele prețurilor producției (IPP) și indicele câștigului salarial mediu brut (ICSM) influențează indicele prețurilor de consum (IPC). Alegerea acestor variabile este justificată de faptul că asocierea de natură statistică dintre evoluția salariilor și evoluția șomajului se consideră că prezintă un semnificativ grad de echivalență, cel puțin pe termen lung, cu asocierea dintre rata inflației și rata șomajului. Pe de altă parte, este necesară cuantificarea influenței variației prețurilor producției industriale asupra IPC. S-a optat pentru măsurarea inflației cu ajutorul IPC, deoarece diferențele sunt ne semnificative în cazul inflației măsurate prin deflatorul PIB și IPC (figura 2.1.), iar pentru IPC dispunem de serii lunare de date.

Figura 2.1

### Inflația măsurată comparativ prin deflatorul PIB și IPC



În analiză au fost folosite serii de date lunare din perioada aprilie 1999-decembrie 2004, furnizate de către Institutul Național de Statistică. Pentru IPC, IPP și ICSM, au fost folosiți indici cu bază mobilă, exprimați numeric.

Pentru vizualizarea legăturii existente între variabilele precizate, au fost construite grafice de corelație:

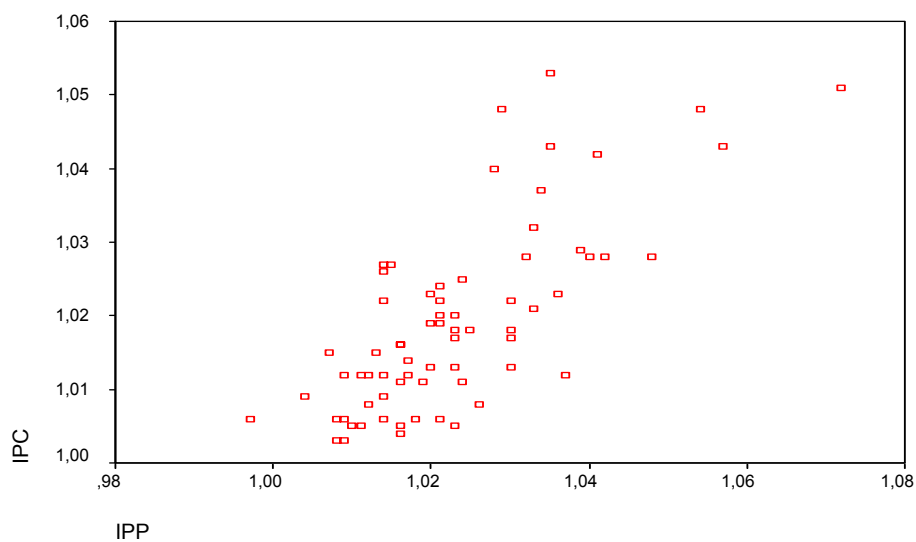
#### ➤ IPC - IPP

##### Coeficientul de corelație IPC-IPP

		IPC	IPP
Pearson Correlation	IPC	1,000	,744**
	IPP	,744**	1,000
Sig. (2-tailed)	IPC	,	,000
	IPP	,000	,
N	IPC	69	69
	IPP	69	69

\*\* . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).



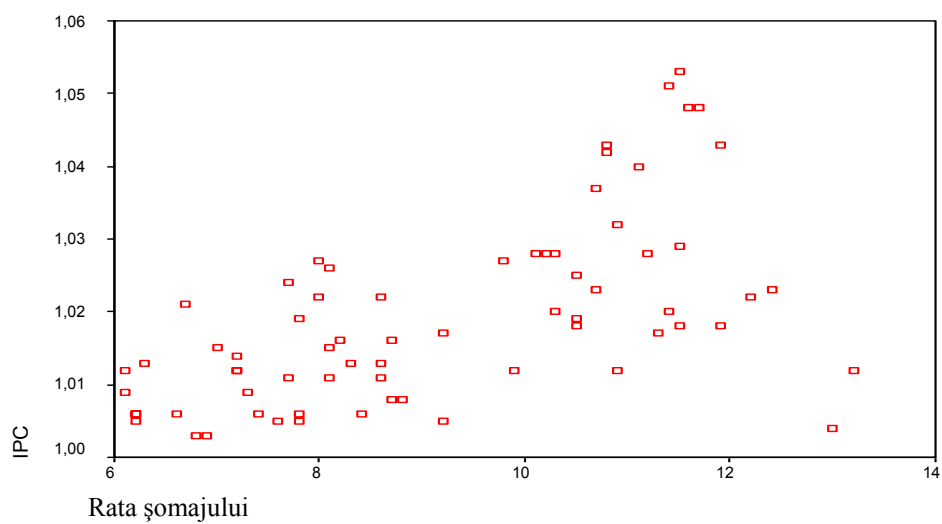


➤ **IPC – RS**

Coefficientul de corelație IPC - Rata șomajului

		IPC	Rata șomajului
Pearson Correlation	IPC	1,000	,587**
	Rata șomajului	,587**	1,000
Sig. (2-tailed)	IPC	,	,000
	Rata șomajului	,000	,
N	IPC	69	69
	Rata șomajului	69	69

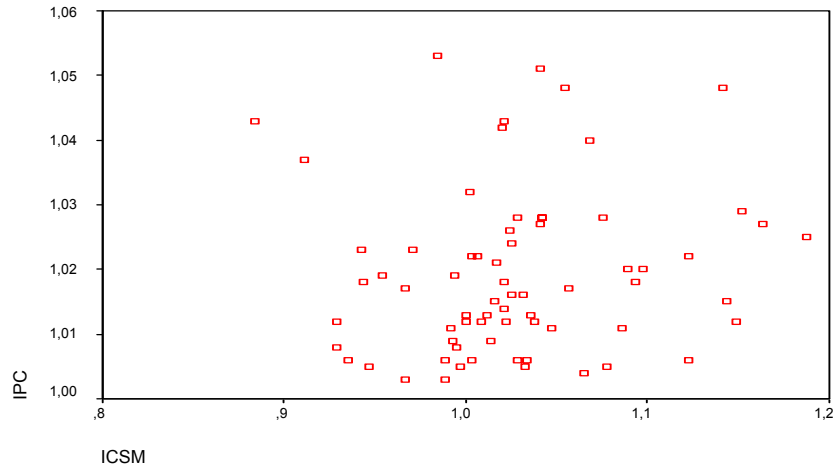
\*\* . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).



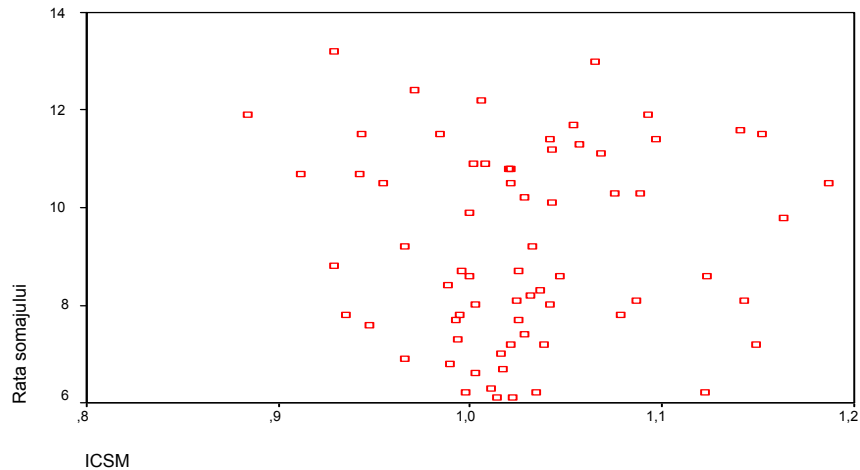
► **IPC – ICSM**

Coeficientul de corelație IPC - indicele salariilor

		IPC	IS
Pearson	IPC	1,000	,105
Correlation	IS	,105	1,000
Sig.	IPC	,	,391
(2-tailed)	IS	,391	,
N	IPC	69	69
	IS	69	69



Analiza legăturii dintre IPC și variabilele precizate cu ajutorul corelogramei și a coeficientului de corelație Pearson evidențiază existența unei legături semnificative (pentru un nivel de semnificație de 0,01) între IPC și IPP, respectiv IPC și RS. Absența corelației dintre IPC și ICSM poate fi explicată prin prisma observațiilor anterioare și prin lipsa legăturii dintre rata șomajului și indicele câștigului salarial mediu brut.



## 2. Estimarea evoluției factorilor ce influențează inflația

### 2.1. Estimarea evoluției indicelui prețurilor producției folosind metodologia proceselor ARIMA

#### 2.1.1. Câteva aspecte teoretice privind procesele ARIMA

**Definiția 1.1.** Fie  $(X_t)_t$  un proces stocastic astfel încât  $Var(X_t) < \infty, \forall t$ . Atunci definim funcția de autocovarianță:

$$\gamma_x(r,s) = Cov(X_r, X_s) = E[(X_r - E(X_r))(X_s - E(X_s))], \forall r,s.$$

**Definiția 1.2.** Seria temporală  $(X_t)_t$  se numește staționară dacă:

- (i)  $E|x_t|^2 < \infty, \forall t$ ;
- (ii)  $Ex_t = \mu, \forall t$ ;
- (iii)  $\gamma_x(r,s) = \gamma_x(r+t, s+t), \forall r,s,t$ .

*Observații:*

1. Dacă  $(X_t)_t$  este staționară, atunci  $\gamma_x(r,s) = \gamma_x(r-s, 0), \forall r,s$ .

Atunci putem redefini funcția de autocovarianță a unui proces staționar ca o funcție de o variabilă:

$$\gamma_x(h) \equiv \gamma_x(h,0) = Cov(X_{t+h}, X_t), \forall h,t.$$

Atunci putem defini funcția de autocorelație (fac) a lui  $(X_t)_t$ :

$$\rho_x(h) = \frac{\gamma_x(h)}{\gamma_x(0)}.$$

2. Cele mai multe serii temporale observate nu prezintă proprietatea de staționaritate. Din această cauză se folosesc anumite metode pentru a induce datelor observate această caracteristică.

## 2.1.2. Procese ARIMA staționare

Cel mai simplu model de serie temporală  $(X_t)_t$  este cel în care variabilele aleatoare  $X_t$  sunt independente și identic distribuite cu media nulă și dispersia  $\sigma^2$ .

**Definiția 2.1.** Procesul  $(Z_t)_t$  se numește zgomot alb de medie 0 și dispersie  $\sigma^2$  dacă:

- (i)  $E|Z_t| = 0, \forall t;$
- (ii)  $Var(Z_t) = \sigma^2, \forall t;$
- (iii)  $\gamma_z(h) = \begin{cases} \sigma^2, & h = 0 \\ 0, & h \neq 0 \end{cases}$

Vom reprezenta acest lucru scriind  $Z_t \approx WN(0, \sigma^2)$ .

**Definiția 2.2.** Procesul  $(X_t)_t$  se numește proces *ARIMA*( $p, q$ ), (autoregresiv cu medie mobilă) dacă:

- i)  $(X_t)_t$  este staționar
- ii)  $X_t - \Phi_1 X_{t-1} - \dots - \Phi_p X_{t-p} = Z_t + \theta_1 Z_{t-1} + \dots + \theta_q Z_{t-q}, \forall t$

unde  $(Z_t)_t$  este un zgomot alb ( $Z_t \approx WN(0, \sigma^2)$ ).

Condiția poate fi scrisă simbolic astfel:

$\Phi(B)X_t = \theta(B)Z_t$ , unde  $\Phi$  și  $\theta$  sunt polinoame de grad  $p$ , respectiv  $q$ , iar  $B$  este operatorul de întârziere "backward shift":

$$\Phi(z) = 1 - \Phi_1 z - \dots - \Phi_p z^p \quad (\text{polinomul autoregresiv});$$

$$\theta(z) = 1 + \theta_1 z + \dots + \theta_q z^q \quad (\text{polinomul de medie mobilă});$$

$$B^j X_t = X_{t-j}, \quad j = 0, \pm 1, \pm 2 \dots$$

Dacă  $\Phi(z) \equiv 1$ , atunci obținem procesul de medie mobilă de ordinul  $q$ :

$$MA(q) : X_t = \theta(B)Z_t.$$

Dacă  $\theta(z) \equiv I$ , atunci obținem procesul autoregresiv de ordinul  $p$ :  
 $AR(p)$ :  $\phi(B)X_t = Z_t$ .

### 2.1.3. Calculul funcției de autocovarianță a unui proces $ARIMA(p, q)$

Acest indicator prezintă, ca și funcția de autocorelație, o importanță aparte în faza de identificare a modelului de serie temporală, atunci când avem la dispoziție un eșantion de observații asupra unui proces stocastic.

Fie  $(X_t)$  un proces  $ARIMA(p, q)$  care satisface ecuația cu diferențe:

$$\phi(B)X_t = \theta(B)z_t \quad (3.1)$$

Având reprezentarea  $X_t = \sum_{j=0}^{\infty} \Psi_j Z_{t-j}, \forall t$ , putem multiplica ambii membri ai relației (3.1) cu  $X_{t-k}$  și apoi putem aplica operatorul medie, obținând următorul sistem de ecuații:

$$\begin{cases} \gamma(k) - \phi_1 \gamma(k-1) - \dots - \phi_p \gamma(k-p) = \sigma^2 \sum_{k \leq j \leq q} \theta_j \Psi_{j-k} & \text{pentru} \\ 0 \leq k < \max(p, q+1) \\ \gamma(k) - \phi_1 \gamma(k-1) - \dots - \phi_p \gamma(k-p) = 0 & \text{pentru } k \geq \max(p, q+1) \end{cases} \quad (3.2)$$

Determinarea numerică a funcției de autocovarianță  $\gamma(\cdot)$  din ecuațiile (3.2) poate fi rezolvată găsim întâi  $\gamma(0), \dots, \gamma(p)$  din ecuațiile cu  $k=0, 1, \dots, p$  și apoi utilizând următoarele ecuații pentru a determina recursiv pe  $\gamma(p+1), \gamma(p+2), \dots$

**Definiția 3.1.** Funcția de autocorelație parțială (*facp*)  $\alpha(\cdot)$  a unei serii staționare de medie nenulă este definită prin:

$$\begin{cases} \alpha(1) = \rho(1) = \frac{\gamma(1)}{\gamma(0)} \\ \alpha(k) = \text{Corr}(X_{k+1} - P_{sp\{1, X_1, X_2, \dots, X_k\}} X_{k+1}, X_1 - P_{sp\{1, X_1, X_2, \dots, X_k\}} X_1), \quad k \geq 2. \end{cases}$$

unde proiecțiile  $P_{sp\{1, X_1, X_2, \dots, X_k\}} X_{k+1}$  și  $P_{sp\{1, X_1, X_2, \dots, X_k\}} X_1$  satisfac condițiile:

$$P_{sp\{1, X_1, X_2, \dots, X_k\}} Z = \sum_{i=1}^k \alpha_i X_i, \left\langle \sum_{i=1}^k \alpha_i X_i, X_j \right\rangle = \langle Z, X_j \rangle, j = \overline{1, k}.$$

**Definiția 3.2.** Funcția de autocorelație parțială (*facp*)  $\alpha(\cdot)$  a unei serii staționare este definită prin:  $\alpha(k) = \Phi_{kk}$ ,  $k \geq 1$ , unde  $\Phi_{kk}$  este definit în mod unic prin condiția

$$\begin{pmatrix} \rho(0) & \rho(1) & \dots & \rho(k-1) \\ \rho(1) & \rho(0) & \dots & \rho(k-2) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho(k-1) & \rho(k-2) & \dots & \rho(0) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Phi_{k1} \\ \Phi_{k2} \\ \vdots \\ \Phi_{kk} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho(1) \\ \rho(2) \\ \vdots \\ \rho(k) \end{pmatrix}, k \geq 1.$$

**Observație:** Aceasta este o definiție echivalentă a funcției de autocorelație parțială, având avantajul că se poate obține o exprimare mai ușor de calculat a acesteia<sup>1</sup>.

#### 2.1.4. Predicția proceselor staționare

În încercarea de a cuprinde într-un model matematic realitatea înconjurătoare, un loc aparte îl reprezintă predicția asupra stărilor viitoare ale realității cu ajutorul modelului construit.

Vom prezenta în continuare aspecte ale predicției proceselor staționare (conform definiției 1.2) și, în particular, ne vom ocupa de predicția proceselor de tip *ARIMA*( $p, d, q$ ).

Problema esențială este de a construi predicții ale valorilor  $\{X_t, t \geq n+1\}$  ale unui proces staționar în funcție de valorile observate  $\{X_1, \dots, X_n\}$ .

Cel mai bun predictor liniar al lui  $X_{n+1}$  în funcție de  $X_1, \dots, X_n$  este

$$\hat{X}_{n+1} = \sum_{j=1}^n \Phi_{nj} X_{n+1-j}, n = 1, 2, \dots \text{ Eroarea medie pătratică este în acest caz}$$

$$v_n = \gamma(0) - \gamma_n' \Gamma_n^{-1} \gamma_n.$$

<sup>1</sup> Mai multe detalii privind comportamentul funcției de autocorelație și al funcției de autocorelație parțială se găsesc în W. Enders, Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons Inc., 1995.

În mod analog cu cele prezentate pentru predictorii liniari cu un pas, se pot formula ecuațiile de predicție cu  $h$  pași,  $h \geq 1$ .

Astfel cel mai bun predictor liniar al lui  $X_{n+h}$  în funcție de  $X_1, X_2, \dots, X_n$  pentru orice  $h \geq 1$  poate fi exprimat în felul următor:

$\hat{X}_{n+h} = \Phi_{n1}^{(h)} X_n + \dots + \Phi_{nm}^{(h)} X_1$ ,  $n, h \geq 1$ , unde  $\Phi_n^{(h)} = (\Phi_{n1}^{(h)}, \dots, \Phi_{nm}^{(h)})$  este unica soluție (dacă  $\Gamma_n = [\gamma(i-j)]_{i,j=1,n}$  este nesingulară) a ecuației  $\Gamma_n \Phi_n^h = \gamma_n^h$ , unde  $\gamma_n^h = (\gamma(h), \dots, \gamma(n+h-1))'$ .

### 2.1.5. Metode recursive pentru calculul celor mai buni predictorii liniari

În acest paragraf, vom aminti, fără demonstrație, câteva metode recursive pentru calculul celui mai bun predictor liniar al lui  $X_{n+1}$  în funcție de  $X_1, \dots, X_n$ . Aceste metode sunt de o mare importanță practică, deoarece metoda prezentată mai sus prezintă dezavantajul, pentru un volum mare al eșantionului observațiilor, că trebuie rezolvat un sistem liniar cu foarte multe ecuații. Algoritmii ce vor fi prezentați în cele ce urmează nu vor necesita vreun calcul complicat pentru aflarea inversei unei matrice de mari dimensiuni.

#### Algoritmii Durbin-Levinson

Dacă  $(X_t)$  este un proces staționar cu media zero și funcția de autocovarianță  $\gamma(\cdot)$ , astfel încât,  $\gamma(0) > 0$  și  $\gamma(h) \rightarrow 0$  când  $h \rightarrow \infty$ , atunci coeficienții  $\Phi_{nj}$  și erorile medii pătratice  $v_n = \gamma(0) - \gamma_n' \Gamma_n^{-1} \gamma_n$  satisfac condițiile următoare:

$$\Phi_{11} = \gamma(1) / \gamma(0), v_0 = \gamma(0),$$

$$\Phi_{nn} = \left[ \gamma(n) - \sum_{j=1}^{n-1} \Phi_{n-1,j} \gamma(n-j) \right] v_{n-1}^{-1},$$

$$\begin{pmatrix} \Phi_{n1} \\ \vdots \\ \Phi_{n,n-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{n-1,1} \\ \vdots \\ \Phi_{n-1,n-1} \end{pmatrix} - \Phi_{nn} \begin{pmatrix} \Phi_{n-1,n-1} \\ \vdots \\ \Phi_{n-1,1} \end{pmatrix}$$

$$\text{și } v_n = v_{n-1} (1 - \Phi_{nn}^2).$$



### Algoritmul inovațiilor

Dacă  $(X_t)_t$  este un proces staționar cu media zero și  $E(X_i X_j) = k(i, j)$ , unde matricea  $[k(i, j)]_{i, j=1, \overline{n}}$  este nesingulară, atunci predictorii cu un pas  $\hat{X}_{n+1}$  și erorile medii pătratice  $v_n$  sunt date de relațiile următoare:

$$\hat{X}_{n+1} = \begin{cases} 0, & \text{dacă } n = 0 \\ \sum_{j=1}^n \theta_{nj} (X_{n+1-j} - \hat{X}_{n+1-j}), & \text{dacă } n \geq 1 \text{ și} \end{cases}$$

$$\begin{cases} v_0 = k(1, 1) \\ \theta_{n, n-i} = v_i^{-1} (k(n+1, i+1) - \sum_{j=1}^n \theta_{i, i-j} \theta_{n, n-j} v_j), i = \overline{0, n-1}. \\ v_n = k(n+1, n+1) - \sum_{j=0}^{n-1} \theta_{n, n-j}^2 v_j \end{cases}$$

Se poate observa că primul algoritm oferă o metodă de calcul a coeficienților reprezentării  $\hat{X}_{n+1} = \sum_{j=1}^n \Phi_{nj} X_{n+1-j}$ ,  $n = 1, 2, \dots$ , în vreme ce al doilea algoritm calculează coeficienții inovațiilor  $X_j - \hat{X}_j$ ,  $j = \overline{1, n}$ , din dezvoltarea ortogonală  $\hat{X}_{n+1} = \sum_{j=1}^n \theta_{nj} (X_{n+1-j} - \hat{X}_{n+1-j})$ .

#### 2.1.6. Metodologia Box-Jenkins

În literatura de specialitate, determinarea celui mai bun model  $ARIMA(p, d, q)$  pentru modelarea unor observații ale unei serii de timp comportă un ansamblu de tehnici și metode, mai cunoscute sub numele de **metodologia Box-Jenkins**.

Reamintim că  $(X_t)_t$  este un proces  $ARIMA(p, d, q)$  dacă seria  $Y_t = \nabla(B)^d X_t$  este staționară și verifică ecuația cu diferențe  $\Phi(B)Y_t = \theta(B)Z_t$ , unde  $Z_t \sim WN(0, \sigma^2)$ , iar  $\nabla(B) = 1 - B$  este operatorul

diferență:  $\nabla(B)X_t = X_t - X_{t-1}$ . Se mai spune în acest caz că seria  $(X_t)_t$  este integrată de ordinul  $d$  (sau  $d$  este ordinul de integrare al seriei).

Evident  $(X_t)_t \sim ARIMA(p, q) \Leftrightarrow (X_t)_t \sim ARIMA(p, 0, q)$ .

Metodologia Box-Jenkins comportă trei aspecte principale: identificarea, estimarea și verificarea.

### 2.1.6.1. Identificarea

Având la dispoziție un eșantion de observații asupra unui proces stocastic, de regulă trebuie efectuate asupra acestuia o serie de transformări pentru a induce staționaritatea. Bunăoară, poate fi nevoie de o transformare de scală, așa cum este cazul seriilor de timp ce caracterizează procesele de pe piața financiară, unde de cele mai multe ori seriei inițiale  $i$  se aplică un filtru logaritm, pentru a avea o serie staționară. Pasul următor este eliminarea componentei deterministe, după depistarea eventualelor oscilații prezente în evoluția seriei (este cazul, spre exemplu, al fenomenelor ce prezintă oscilații sezoniere ori ciclice). În fine, dacă este nevoie, se procedează la aplicarea operatorului diferență seriei originale, obținând astfel noua serie  $Y_t = \nabla(B)^d X_t$  care este staționară. În practică, ordinul de integrare  $d$  este cel mult 2.

În acest moment, suntem în situația de a decide pentru ce valori ale parametrilor  $p$  și  $q$  procesul  $ARIMA(p, q)$  modelează cel mai bine seria staționară obținută. Un criteriu în acest sens este comportamentul funcțiilor de autocorelație (*acf*) și de autocorelație parțială (*pacf*).

Presupunând că eșantionul de observații disponibil asupra unei serii staționare  $(X_t)_t$  (pe care, pentru simplificare, o presupunem a fi de medie nulă) este  $(X_1, \dots, X_T)$ , atunci putem construi următorii estimatori:

- pentru funcția de autocovarianță  $\gamma_X(k) = Cov(X_{t+k}, X_t)$ ,  $\forall k, t$ :

$$\hat{\gamma}_k = \frac{1}{T} \sum_{t=k+1}^T X_t X_{t-k};$$

- pentru funcția de autocorelație  $\rho_X(k) = \frac{\gamma_X(k)}{\gamma_X(0)}$ :  $\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0}$ ;

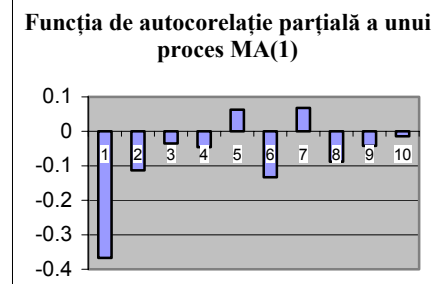
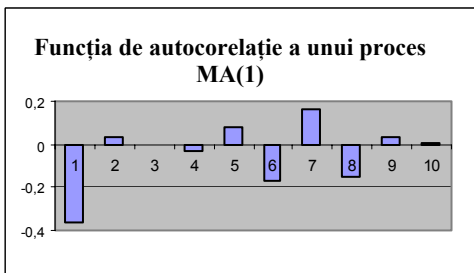
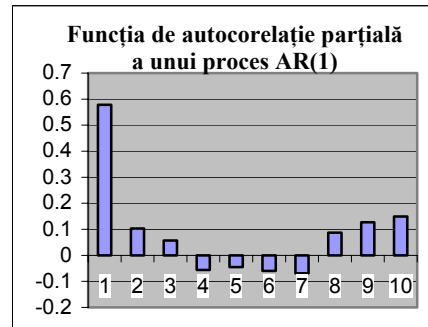
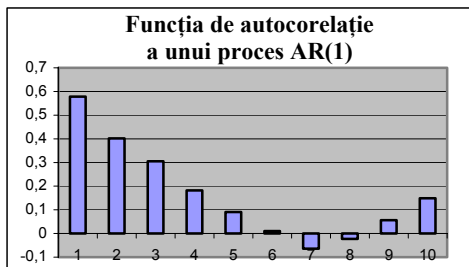
- pentru funcția de autocorelație parțială  $\alpha(k)$ :  $\hat{\Phi}_{kk}$ , unde:

$$\begin{pmatrix} \hat{\rho}(0) & \hat{\rho}(1) & \dots & \hat{\rho}(k-1) \\ \hat{\rho}(1) & \hat{\rho}(0) & \dots & \hat{\rho}(k-2) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \hat{\rho}(k-1) & \hat{\rho}(k-2) & \dots & \hat{\rho}(0) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\Phi}_{k1} \\ \hat{\Phi}_{k2} \\ \vdots \\ \hat{\Phi}_{kk} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{\rho}(1) \\ \hat{\rho}(2) \\ \vdots \\ \hat{\rho}(k) \end{pmatrix}, \quad k \geq 1.$$

Atunci, așa cum am arătat la începutul lucrării, se poate distinge următorul comportament al funcțiilor de autocorelație și autocorelație parțială în cazul proceselor *ARIMA*:

**Comportamentul *acf* și *pacf* pentru modelele *ARIMA(p,q)***

Model	acf $\rho_X(\cdot)$	pacf $\alpha_X(\cdot)$
AR(p)	Se amortizează, tinzând la zero	Se anulează după întârzierea $p$
MA(q)	Se anulează după întârzierea $q$	Se amortizează, tinzând la zero
ARMA(p,q)	Se amortizează, tinzând la zero	Se amortizează, tinzând la zero



Atât funcția de autocorelație, cât și cea de autocorelație parțială sunt distribuite aproximativ normal, cu abaterea standard  $\frac{1}{\sqrt{T}}$ , unde T este volumul eșantionului de observații. Atunci valorile lui  $\rho_X(\cdot)$  și  $\alpha_X(\cdot)$  vor oscila între  $\pm \frac{1.96}{\sqrt{T}}$ .

### 2.1.6.2. Estimarea

Metoda verosimilității maxime se poate aplica în acest caz doar dacă este cunoscută distribuția vectorului  $X_n = (X_1, \dots, X_n)'$ . Literatura de specialitate abordează în special situația proceselor gaussiene (i.e. acele procese pentru care vectorul  $X_n = (X_1, \dots, X_n)'$  are o distribuție normală  $n$ -dimensională de medie zero și matrice de covarianță  $\Gamma_n = [\gamma(i-j)]_{i,j=1,n}$ ). Atunci funcția de verosimilitate are expresia:

$$L(\Gamma_n) = (2\pi)^{-n/2} (\det \Gamma_n)^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} X_n' \Gamma_n^{-1} X_n\right)$$
, unde am presupus că matricea de covarianță este nesingulară. Având în vedere modul de exprimare a predictorilor pentru procese *ARIMA*,

$$\hat{X}_{n+1} = \begin{cases} -\sum_{j=1}^n \theta_{jn} (X_{n+1-j} - \hat{X}_{n+1-j}), & 1 \leq n < m = \max(p, q) \\ \phi_1 X_n + \dots + \phi_p X_{n+1-p} - \sum_{j=1}^n \theta_{jn} (X_{n+1-j} - \hat{X}_{n+1-j}), & n \geq m \end{cases}$$

precum și expresia erorii pătratice medii  $E|X_{n+1} - \hat{X}_{n+1}|^2 = \sigma^2 r_n$ , funcția de verosimilitate a vectorului observațiilor se poate scrie:

$$L(\Phi, \theta, \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-n/2} (r_0 \dots r_{n-1})^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \sigma^{-2} \sum_{j=1}^n (X_j - \hat{X}_j)^2 / r_{j-1}\right).$$

Urmând algoritmul metodei verosimilității maxime și derivând logaritmul funcției de mai sus în raport cu  $\sigma^2$ , deducem:  $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} S(\hat{\Phi}, \hat{\theta})$ , unde

$$S(\hat{\Phi}, \hat{\theta}) = \sum_{j=1}^n (X_j - \hat{X}_j)^2 / r_{j-1}, \text{ iar } \hat{\Phi}, \hat{\theta} \text{ minimizează expresia}$$

$$l(\Phi, \theta) = \ln\left(\frac{1}{n} S(\Phi, \theta)\right) + \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \ln r_{j-1}.$$

O alternativă la această metodă de estimare este așa-numita "metodă a celor mai mici pătrate", care constă în minimizarea expresiei

$$S(\Phi, \theta) = \sum_{j=1}^n (X_j - \hat{X}_j)^2 / r_{j-1} \text{ în raport cu } \Phi \text{ și } \theta. \text{ Pentru a realiza acest}$$

lucru, este necesar ca procesului analizat să-i fie impuse condițiile de cauzalitate și de staționaritate<sup>1</sup>. În acest caz, un estimator al dispersiei zgomotului alb are

$$\text{forma } \tilde{\sigma}^2 = \frac{1}{n-p-q} S(\tilde{\Phi}, \tilde{\theta}).$$

### 2.1.6.3. Verificarea

Această ultimă etapă a metodologiei Box-Jenkins este cel puțin la fel de importantă ca etapa de identificare ori cea de estimare. Scopul este de a vedea în ce măsură modelul construit concordă cu observațiile disponibile asupra procesului stocastic studiat. Se pot defini mai multe criterii pentru calitatea unui model, dar în cele ce urmează vor fi prezentate pe scurt principalele criterii care sunt cel mai des folosite, mai ales de către soft-urile de statistică, în analiza unui model de regresie multiplă:

- *Logaritmul funcției de verosimilitate* - se calculează valoarea funcției "log likelihood", evaluată la valorile estimate ale coeficienților. Pot fi realizate teste, luând în considerare diferența dintre valorile acestei funcții pentru variante restricționate și nerestricționate ale ecuației.

$$\text{Se calculează astfel: } l = -\frac{T}{2} \left( 1 + \log(2\pi) + \log(\hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon} / T) \right).$$

<sup>1</sup> Brockwell și Davis, Time Series Analysis, 1991.

- *Statistica Durbin-Watson* măsoară corelația serială dintre reziduuri. Statistica este calculată astfel :

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T \left( \hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1} \right)^2}{\sum_{t=1}^T \left( \hat{\varepsilon}_t \right)^2}$$

Dacă DW este mai mică decât 2, există o dovadă a unei corelații pozitive. Dacă este între 2 și 4, există o corelație negativă. Dacă este aproximativ 2, nu există o corelație serială între reziduuri.

Limitările sunt:

- 1) distribuția statisticii DW sub ipoteza nulă depinde de matricea datelor;
- 2) dacă sunt variabile dependente cu întârziere în membrul drept al regresiei, testul nu este valid;
- 3) se poate testa doar ipoteza nulă (nici o corelație serială) comparativ cu ipoteza alternativă (existența unei corelații seriale de ordinul I).

Toate aceste neajunsuri sunt depășite de către alte 2 teste, *statistica-Q* și *testul Breusch-Godfrey LM*.

- *Criteriul informațional Akaike (AIC)* este folosit frecvent în selectarea modelelor. Sunt preferate valorile mici ale acestui criteriu.

$$AIC = -2l / T + 2k / T$$

unde  $l$  este valoarea funcției log likelihood, iar  $k=p+q$ .

- *Criteriul Schwarz* este o alternativă la AIC, ce impune o penalizare mai mare asupra coeficienților suplimentari:  $SC = -2l / T + (k \log T) / T$ .
- *Statistica F* reprezintă o alegere clasică pentru testarea validității modelului; se calculează pe baza raportului de corelație  $R^2$  și se bazează pe proprietățile distribuției Fisher. Valoarea ei se determină după formula:  $F = \frac{R^2 / (k - 1)}{(1 - R^2) / (T - k)}$ , unde  $k=p+q$ .

- *Analiza corelogramei reziduurilor și testul Ljung-Box* pentru verificarea ipotezei de zgomot alb: se reprezintă grafic funcțiile de

autocorelație și de autocorelație parțială a reziduurilor, împreună cu tabelul Ljung-Box al statisticilor Q. Dacă nu există o corelație serială, autocorelațiile și autocorelațiile parțiale ar trebui să fie 0.

Statistica Ljung-Box se determină astfel:

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^m (T-k)^{-1} \hat{\rho}(k) \text{ și urmează o distribuție hi-pătrat cu } m$$

grade de libertate. Dacă modelul real este un  $ARIMA(p,q)$ , atunci cea mai mare probabilitate de a accepta ipoteza de zgomot alb se obține pentru  $m=p+q$ .

- *Histograma și testul de normalitate a reziduurilor*: se realizează o histogramă și o statistică descriptivă a reziduurilor. Indicatorii urmăriți sunt:

- *Coeficientul de asimetrie*: este o măsură a asimetriei distribuției seriei în jurul mediei. Se calculează astfel:

$$S = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \left( \frac{X_i - \bar{X}}{\hat{\sigma}} \right)^3.$$

Pentru o distribuție normală, valoarea sa este 0. Dacă este pozitiv, înseamnă că distribuția are o coadă dreaptă lungă, dacă este negativ, înseamnă că partea stângă este mai lungă.

- *Coeficientul de aplatizare*: măsoară cât de "plată" sau de "ascuțită" este distribuția seriei față de curba normală. Se calculează astfel:

$$K = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \left( \frac{X_i - \bar{X}}{\hat{\sigma}} \right)^4$$

Pentru o distribuție normală, această valoare ar trebui să fie 3. Dacă este mai mare decât 3, distribuția este mai "înaltă" față de cea normală, iar dacă este mai mică, distribuția este mai "plată".

- *Statistica Jarque-Bera*: măsoară diferența dintre repartiția observată a erorilor și repartiția normală din punctul de vedere al asimetriei și aplatizării. Se calculează cu formula:

$$JB = \frac{T-k}{6} \left( S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right).$$

În ipoteza repartizării normale a erorilor, aceasta urmează o repartiție hi-pătrat cu două grade de libertate.

### Modelul IPP

Am folosit un eșantion de 110 observații, reprezentând valori lunare ale IPP cu bază mobilă din perioada ianuarie 1996-martie 2005. Pentru inducerea staționarității, seria a fost logaritmată, rezultând un proces autoregresiv de ordinul întâi:

$$W_t - \alpha W_{t-1} = Z_t,$$

unde  $(Z_t)_t$  este un zgomot alb de medie 0 și dispersie  $\sigma^2$ .

În estimare s-a folosit metoda verosimilității maxime, rezultatele estimării fiind prezentate în tabelul de mai jos:

Parametrul	Valoarea estimată	Eroarea standard	Statistica t
AR1 1	-,40227	0,87291E-01	-4,61

Principalii indicatori de robustețe a modelului sunt prezentați în continuare:

- Criteriul informațional Akaike (AIC) - -391.8941

- Teste asupra reziduurilor

MEAN= 0,0003183

ST.DEV.= 0,0038472

OF MEAN

T-VALUE= 0,0827

NORMALITY TEST= 0,1070E+05 ( CHI-SQUARED(2) )

SKEWNESS= 5,5636 ( SE = 0,2346 )

KURTOSIS= 50,2388 ( SE = 0,4692 )

SUM OF SQUARES= 0,1758651

DURBIN-WATSON= 2,0448

STANDARD ERROR= 0,4035319E-01



OF RESID.

MSE OF RESID.= 0,1628380E-02

STATISTICA LJUNG-BOX = 6,79

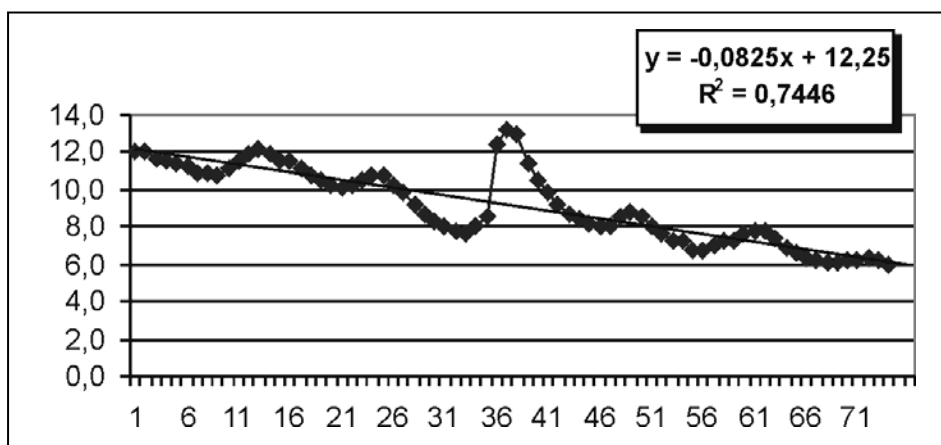
Modelul realizat trece majoritatea testelor necesare. Previziunea a fost realizată pentru următoarele 2 luni, începând cu luna aprilie 2005.

Nr. crt.	Luna	Valoarea IPP previzionată de model	Eroarea standard de previziune
1	Aprilie 2005	1,0107	0,405939E-01
2	Mai 2005	1,01808	0,446390E-01

## 2.2. Estimarea evoluției ratei șomajului

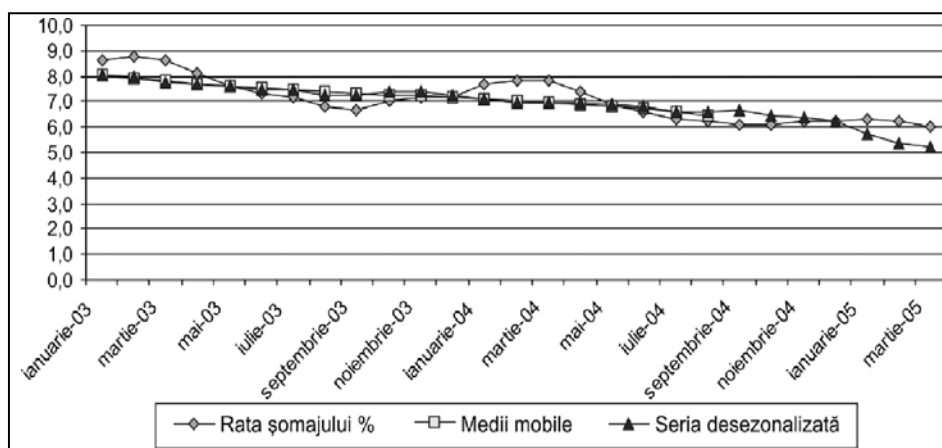
Pentru estimarea evoluției ratei șomajului, s-au folosit 74 de observații, reprezentând valori lunare ale ratei din perioada februarie 1999-martie 2005. Pe baza evoluției din perioada menționată, au fost previzionate valorile ratei șomajului pentru lunile aprilie și mai 2005. Rata lunară a șomajului în perioada 1999-2004 a prezentat o evoluție sezonieră cu o perioadă de 12 luni și cu un trend descrescător.

### Evoluția ratei șomajului în perioada februarie 1999-martie 2005



Pentru nivelarea seriei, au fost calculate mediile mobile și apoi coeficienții de sezonalitate. Între ianuarie 2002 și ianuarie 2003, rata șomajului a prezentat fluctuații atipice mai accentuate. Prin mediile mobile se înlătură mai bine acest comportament atipic al seriei, în perioada menționată. În restul lunilor, mediile mobile sunt aproximativ egale cu rata șomajului desezonalizată, prin înlăturarea coeficienților de sezonalitate:

Coeficienți de sezonalitate	
Ianuarie-04	0,57
Februarie-04	0,82
Martie-04	0,81
Aprilie-04	0,45
Mai-04	0,03
Iunie-04	-0,19
Iulie-04	-0,28
August-04	-0,43
Septembrie-04	-0,57
Octombrie-04	-0,36
Noiembrie-04	-0,17
Decembrie-04	-0,04

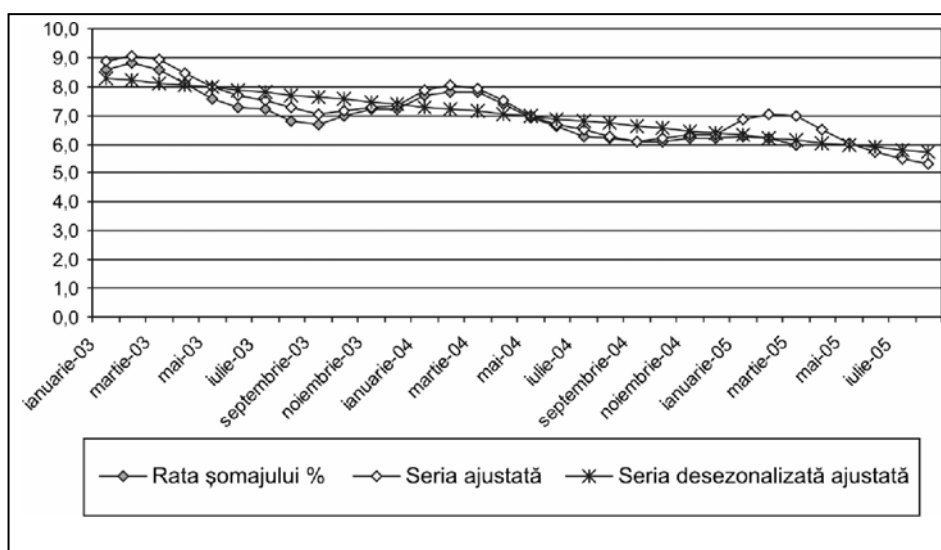


După înlăturarea componentei sezoniere, se observă că tendința de evoluție este aproximativ liniară. Seria este ajustată printr-o funcție liniară, fiind

explicată prin această funcție 74% din variația ratei șomajului:

$$\hat{y}_t = 12,33 - 0,08 \cdot t.$$

Seria ajustată desezonalizată și prin adăugarea componentei sezoniere este reprezentată grafic și se observă că aproximativ curbele se suprapun.



Se observă că funcția liniară prin care se ajustează seria desezonalizată este aproape identică cu funcția analitică de estimare a trendului seriei și deci utilizarea acesteia din urmă pentru previzionarea ratei șomajului se poate face cu succes.

Astfel, determinarea valorilor pentru lunile aprilie și mai 2005 se realizează pe baza funcției:  $\hat{y}_t = 12,25 - 0,0825 \cdot t$ .

Nr. crt.	Luna	Valoarea ratei șomajului previzionată de model
1	Aprilie 2005	6,1
2	Mai 2005	6,0

### 3. Modelarea evoluției inflației în funcție de factorii de influență identificați

Determinarea evoluției ratei inflației pe baza evoluției factorilor identificați cu influență semnificativă asupra acesteia se va realiza pe baza următorului model de regresie:

$$IPC = a + b \cdot IPP + c \cdot RS + \varepsilon$$

Rezultatele obținute sunt:

$$IPC = 0,404 + 0,589 \cdot IPP + 0,00137 \cdot RS$$

Atât modelul, cât și estimatorii parametrilor de regresie sunt semnificativi. Erorile au tendință de autocorelare pozitivă. Conform valorii coeficientului de determinație, modelul explică aproximativ 60% din variația IPC. Întrucât modelul trece majoritatea testelor de semnificație, poate fi folosit pentru previzionarea evoluției IPC.

Valorile previzionate ale IPC pe baza modelului de regresie și a prognozelor făcute pentru variabilele din model sunt:

Nr. crt.	Luna	Valoarea IPC previzionată de model	Valoarea reală (comunicată de INS)
1	Aprilie 2005	1,00766	1,018
2	Mai 2005	1,01186	nedisponibilă

#### Raportul de corelație și coeficientul de determinație

Model	R	RSquare	Adjusted R Square	Std Error of the Estimate
1	,763 <sup>a</sup>	,582	,570	8,289E-03

a. Predictorii (constant), Rata șomajului, IPP

Testul ANOVA<sup>b</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	6,323E-03	2	3,161E-03	46,006	,000 <sup>a</sup>
	Residual	4,535E-03	66	6,871E-05		
	Total	1,086E-02	68			

a. Predictorii (constant), Rata șomajului, IPP

b. Variabilă dependentă: IPC

Coeficienții modelului de regresie<sup>a</sup>

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	,404	,095		4,256	,000
	IPP	,589	,096	,614	6,132	,000
	Rata șomajului	1,369E-03	,001	,214	2,139	,036

a. Dependent Variable: IPC

#### 4. Modelarea inflației folosind metodologia proceselor ARIMA

Pentru obținerea unor modele pertinente pentru evoluția indicelui prețurilor de consum (IPC), pe total și pe componentele sale, au fost utilizate date din perioada 1990-2005. Datele reprezintă indici cu bază mobilă, exprimați ca valori numerice, sursa datelor fiind Institutul Național de Statistică. Pentru realizarea modelului au fost utilizate metodologiile TRAMO și SEATS din cadrul programului EViews. Modelele construite sunt de tip ARIMA (*autoregressive, integrated, moving average*). Aceste modele sunt utile pentru prognoza pe termen scurt, în principiu, modelele ARIMA neoferind predicții robuste pe termen mediu și lung.

**Modelarea IPC.** Avem la dispoziție un eșantion de 175 de observații, reprezentând valorile IPC, *IPC-mărfuri alimentare*, *IPC-mărfuri nealimentare* și *IPC-servicii*, indici cu bază mobilă, valori înregistrate în perioada octombrie 1900-martie 2005. Așa cum a fost precizat, pentru a putea aplica metodologia ARIMA, este nevoie să transformăm datele inițiale, în scopul inducerii staționarității. În acest sens, vom face următoarele notații:

- $(X_t)_t$  reprezintă logaritmul natural al seriei IPC;
- $(Y_t)_t$  reprezintă logaritmul natural al seriei IPC-mărfuri alimentare;
- $(V_t)_t$  reprezintă logaritmul natural al seriei IPC-mărfuri nealimentare;
- $(W_t)_t$  reprezintă logaritmul natural al seriei IPC-servicii.

##### a) Modelul IPC

Seria urmează un model  $ARIMA(1,0,1)$  :

$$X_t - \alpha_0 X_{t-1} = Z_t + \alpha_1 Z_{t-1},$$

unde  $(Z_t)_t$  este un zgomot alb de medie 0 și dispersie  $\sigma^2$ .

Pentru a estima parametrii modelului au fost eliminate valorile extreme, ce corespund momentelor următoare: V/1993, IV/1991, XI/1990, III/1997, I/1992, V/1992, II/1997.

În estimare s-a folosit metoda verosimilității maxime, rezultatele estimării fiind prezentate în tabelul de mai jos:

Parametrul	Valoarea estimată	Eroarea standard	Statistica t
AR 1	-,88866	0,42324E-01	-21,00
MA 1	-,18607	0,87892E-01	-2,12

Matricea corelațiilor pentru modelul nostru este  $\begin{pmatrix} 1,0000 & 0,511 \\ 0,511 & 1,0000 \end{pmatrix}$ , ceea ce indică o autocorelație scăzută. Principalii indicatori de robustețe a modelului sunt prezentați în continuare:

- *Criteriul informațional Akaike (AIC)*: -854,9413

- Teste asupra reziduurilor

MEDIA = 0,0016040

ABATEREA STANDARD A MEDIEI = 0,0015310

STATISTICA T = 1,0477

STATISTICA JARQUE-BERA= 59,50

SKEWNESS= 1,0018 (SE = 0,1901)

KURTOSIS= 5,1418 (SE = 0,3802)

SUM OF SQUARES= 0,6501705E-01

DURBIN-WATSON= 1,8785, valoare care indică o corelare pozitivă slabă a reziduurilor

STANDARD ERROR OF RESID.= 0,1991094E-01

MSE OF RESID.= 0,3964454E-03

STATISTICA LJUNG-BOX = 28,69

Modelul realizat trece majoritatea testelor necesare; previziunea a fost realizată pentru următoarele două luni, începând cu luna aprilie 2005.

Nr. crt.	Luna	Valoarea IPC previzionată de model	Eroarea standard de previziune	Valoarea reală (comunicată de INS)
1	Aprilie 2005	1,01076	0,247255E-01	1,018
2	Mai 2005	1,01340	0,279067E-01	nedisponibilă

După cum se poate observa, valoarea previzionată este destul de apropiată de cea reală, comunicată pentru luna aprilie. Utilizarea modelelor  $ARIMA(p,d,q)$  se face doar pentru previziuni pe termen scurt, întrucât, după  $q$  termeni previzionați, valoarea rămâne aceeași.

#### b) Modelul IPC-mărfuri alimentare

Seria  $(Y_t)_t$  a fost diferențiată pentru inducerea staționarității, urmând un model  $ARIMA(0, 1, 2)$ :

$$Y_t - Y_{t-1} = Z_t + \beta_0 Z_{t-1} + \beta_1 Z_{t-2},$$

unde  $(Z_t)_t$  este un zgomot alb de medie 0 și dispersie  $\sigma^2$ .

În estimare s-a folosit metoda verosimilității maxime, rezultatele estimării fiind prezentate în tabelul de mai jos:

Parametrul	Valoarea estimată	Eroarea standard	Statistica t
MA1	-,71762	0,77636E-01	-9,24
MA2	-,19015	0,75032E-01	-2,53

Matricea corelațiilor pentru modelul nostru este  $\begin{pmatrix} 1,0000 & -0,8364 \\ -0,8364 & 1,0000 \end{pmatrix}$ ,

ceea ce indică o autocorelație ridicată. Principalii indicatori de robustețe a modelului sunt prezentați în continuare:

- Criteriul informațional Akaike (AIC)- -515,7828

- Teste asupra reziduurilor

MEDIA = -0,0105184

ABATEREA STANDARD A MEDIEI = 0,0038097

STATISTICA T = -2,7609

STATISTICA JARQUE-BERA= 2723

SKEWNESS= 2,6631 (SE = 0,1873)

KURTOSIS= 21,8087 (SE = 0,3746)



SUM OF SQUARES= 0,4433279

DURBIN-WATSON= 1,8264, ceea ce indică necorelarea reziduurilor

STANDARD ERROR OF RESID.= 0,5121759E-01

MSE OF RESID.= 0,2623242E-02

STATISTICA LJUNG-BOX = 14,71.

Modelul realizat trece majoritatea testelor necesare; previziunea a fost realizată pentru următoarele 2 luni, începând cu luna aprilie 2005.

Nr. crt.	Luna	Valoarea IPC previzionată de model	Eroarea standard de previziune	Valoarea reală (comunicată de INS)
1	Aprilie 2005	0,999637	0,535413E-01	1,000
2	Mai 2005	0,999037	0,537579E-01	nedisponibilă

După cum se poate observa, valoarea previzionată este destul de apropiată de cea reală, comunicată pentru luna aprilie.

### c) Modelul IPC-mărfuri nealimentare

Seria  $(V_t)_t$  este staționară, urmând un model  $ARIMA(1, 0, 1)$ :

$$V_t - \alpha V_{t-1} = Z_t + \beta Z_{t-1},$$

unde  $(Z_t)_t$  este un zgomot alb de medie 0 și dispersie  $\sigma^2$ .

În estimare s-a folosit metoda verosimilității maxime, rezultatele estimării fiind prezentate în tabelul de mai jos:

Parametrul	Valoarea estimată	Eroarea standard	Statistica t
AR1	-,86609	0,56392E-01	-15,36
MA1	-,39255	0,99174E-01	-3,96

Matricea corelațiilor pentru modelul nostru este  $\begin{pmatrix} 1,0000 & 0,7013 \\ 0,7013 & 1,0000 \end{pmatrix}$ ,

ceea ce indică o autocorelație de nivel mediu. Principalii indicatori de robustețe a modelului sunt prezentați în continuare:

- Criteriul informațional Akaike (AIC)- -650,0393

- Teste asupra reziduurilor

MEDIA = 0,0007043

ABATEREA STANDARD A MEDIEI = 0,0027229

STATISTICA T = 0,2587

STATISTICA JARQUE-BERA= 898,8

SKEWNESS = 2,2026 (SE = 0,1868)

KURTOSIS= 13,2958 (SE = 0,3735)

SUM OF SQUARES= 0,2194270

DURBIN-WATSON = 2,0914, valoare care indică necorelarea reziduurilor

STANDARD ERROR OF RESID. = 0,3592697E-01

MSE OF RESID.= 0,1290747E-02

STATISTICA LJUNG-BOX = 13,11 .

Modelul realizat trece majoritatea testelor necesare; previziunea a fost realizată pentru următoarele 2 luni, începând cu luna aprilie 2005.

Nr. crt.	Luna	Valoarea IPC previzionată de model	Eroarea standard de previziune	Valoarea reală (comunicată de INS)
1	Aprilie 2005	1,01883	0,410754E-01	1,036
2	Mai 2005	1,02241	0,439258E-01	nedisponibilă

#### d) Modelul IPC - servicii

Pentru staționizarea seriei  $(W_t)_t$  s-au folosit diferențe finite de ordinul 1, seria urmând un model *ARIMA* (0, 1, 1):  $W_t - W_{t-1} = Z_t + \alpha Z_{t-1}$ ,

unde  $(Z_t)_t$  este un zgomot alb de medie 0 și dispersie  $\sigma^2$ .

În estimare s-a folosit metoda verosimilității maxime, rezultatele estimării fiind prezentate în tabelul de mai jos:

Parametrul	Valoarea estimată	Eroarea standard	Statistica t
MA1	-,80228	0,45385E-01	-17,68

Principalii indicatori de robustețe a modelului sunt prezentați în continuare:

- Criteriul informațional Akaike (AIC) - -586,7781

- Teste asupra reziduurilor

MEDIA = -0,0052206

ABATEREA STANDARD A MEDIEI = 0,0033021

STATISTICA T = -1,5810

STATISTICA JARQUE-BERA= 1006

SKEWNESS = 0,4088 (SE = 0,1862)

KURTOSIS = 14,7824 (SE = 0,3725)

SUM OF SQUARES = 0,3310611

DURBIN-WATSON = 1,2980, ceea ce indică o autocorelare negativă a reziduurilor

STANDARD ERROR OF RESID. = 0,4387224E-01

MSE OF RESID.= 0,1924774E-02

STATISTICA LJUNG-BOX = 22,42

Modelul realizat trece majoritatea testelor necesare; previziunea a fost realizată pentru următoarele 2 luni, începând cu luna aprilie 2005.

Nr. crt.	Luna	Valoarea IPC previzionată de model	Eroarea standard de previziune	Valoarea reală (comunicată de INS)
1	Aprilie 2005	0,998728	0,446870E-01	1,015
2	Mai 2005	0,998728	0,455207E-01	nedisponibilă

După cum se poate observa, valoarea previzionată este destul de apropiată de cea reală, comunicată pentru luna aprilie.

# 3. Modelarea inflației în România

*Dr. Elena PELINESCU,  
Andrei DOSPINESCU*

## 1. Introducere

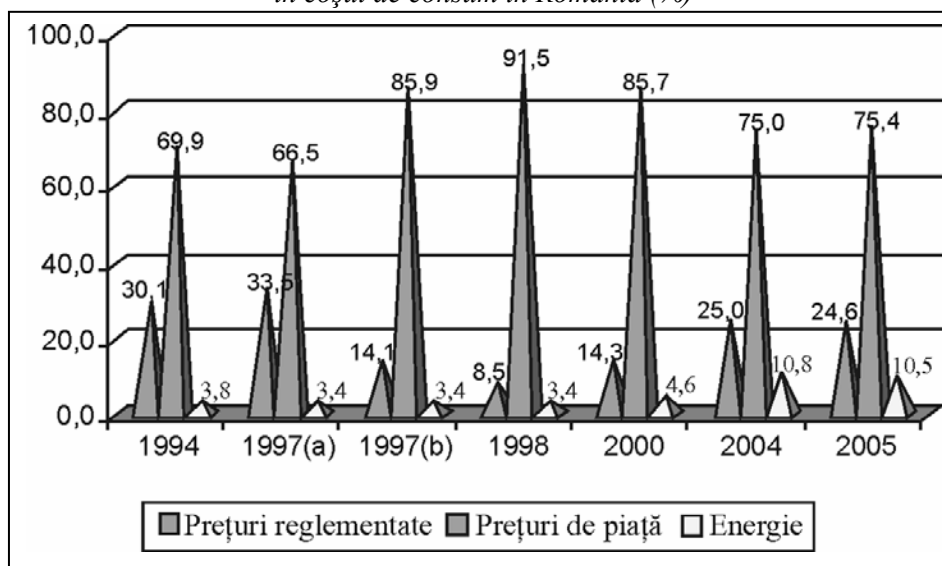
România, mai mult decât alte țări în tranziție, s-a confruntat cu un puternic fenomen inflaționist, care s-a prelungit, conducând la menținerea inflației la un nivel de două cifre timp de 15 ani. Adoptarea unui program antiinflaționist în anul 2001-2002 și-a arătat efectele pozitive, astfel că anul 2004 a fost primul în care rata inflației decembrie pe 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 1/4 din inflația anului 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% în 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 pentru care prețurile se determină de către organisme ale statului (cum ar fi ANRE, ANRGN și alte organisme), cu o pondere de 24,6% în coșul de consum la populației, așa cum rezultă din graficul din figura 1 (E. Pelinescu, 2003). Alinierea la prețurile de pe piața mondială în domeniul energiei a continuat și va mai continua să inducă o presiune inflaționistă, contracarată printr-o politică monetară capabilă să evite devierea inflației de la nivelurile 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 inflaționisti 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, și spre limita maximă Ungaria și Polonia (Balázs Égert, 2001), iar altele la 1-2% pentru țările din primul val în comparație cu inflația din zona euro (C. Noyer, 2001).

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



Sursa: Prelucrările autorilor după datele lunare din Buletinul statistic de prețuri, Institutul Național de Statistică.

Literatura economică arată că în țările în tranziție (S. 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.

## 2. 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 de 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 (de Menil și alții, 2003,

IMF, 2001, Pelinescu, Țurlea, 2004) care s-au confruntat cu această problemă și au soluționat-o prin includerea variabilelor dummy.

Prin modelul de față, se simulează efectele pe care modificările unui număr de 13 variabile exogene le au asupra inflației. Variabilele exogene utilizate sunt: *core* (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 nete din economie), *oil* (prețul Brent al petrolului exprimat în dolari pe baril), *reglementate* (prețurile reglementate de organisme guvernamentale), *enel* (prețul energiei electrice), *engaz* (prețurile gazului natural pentru populație), *enterm* (prețurile 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 prin testul de cauzalitate Granger;
- construirea ecuațiilor;
- construirea ipotezelor pentru scenariile prezentate;
- prezentarea rezultatelor și interpretarea lor.

### **2.1. 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 unu, 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 *core*, *cpi* (indicele prețurilor de consum), *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 determină 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 inflației *core* (de bază) 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 o dată cu creșterea numărului de lag-uri; b) influența prețului petrolului asupra prețurilor reglementate scade o dată 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. Șocurile 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.

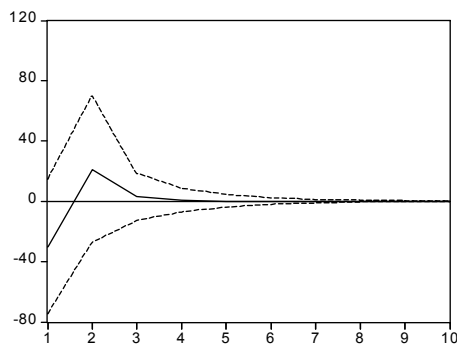
Testul de cauzalitate Granger a ilustrat efectul cumulat al influenței cursului de schimb asupra prețurilor reglementate și efectul de scurtă durată al modificării prețului petrolului asupra prețurilor reglementate. Pentru a ilustra existența acestui efect, am construit 3 modele VAR cu variabilele curs 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 au fost ilustrate 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 2 pentru un lag, figura 3 pentru două lag-uri și figura 4 pentru 3 lag-uri).



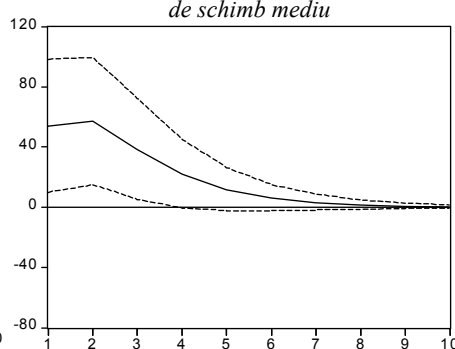
Figura 2

Răspuns tip Cholesky pentru un șoc cu  $\pm 2\%$  abatere

Răspuns preț reglementate la un șoc în petrol



Răspuns preț reglementate la un șoc în cursul de schimb mediu

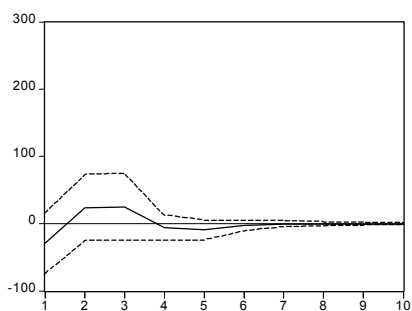


Se poate remarca faptul că șocul în prețul petrolului se resoarbe în luna producerii și se propagă ușor și în luna următoare, resorbindu-se complet și revenind la nivelul anterior, situație diferită de șocul în cursul de schimb, ce are un efect cumulativ și prelungit pe parcursul mai multor luni, ceea ce face mult mai inflamator 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 reglementatelor și oscilația lor peste și sub nivelul anterior perioadei în care prețul petrolului a suferit un șoc.

Figura 3

Răspuns tip Cholesky pentru un șoc cu  $\pm 2\%$  abatere

Răspuns preț reglementate la un șoc în petrol



Răspuns preț reglementate la un șoc în cursul de schimb mediu

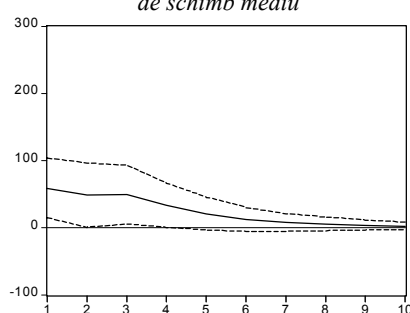
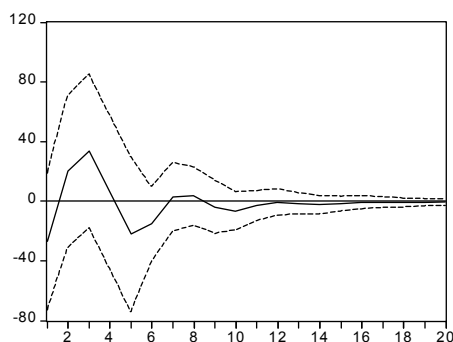


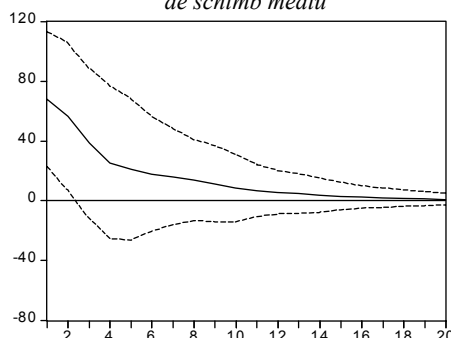
Figura 4

Răspuns tip Cholesky pentru un șoc cu  $\pm 2\%$  abatere

Răspuns preț reglementate la un șoc în petrol

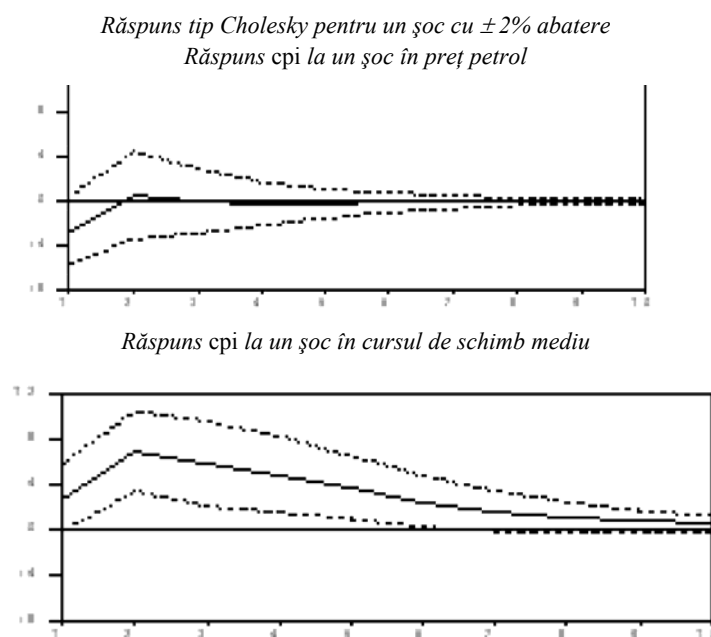


Răspuns preț reglementate la un șoc în cursul de schimb mediu



Pe baza testului de cauzalitate Granger și a analizei de tip VAR, am construit patru 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*-ului. Ca și în cazul prețurilor reglementate, testul de cauzalitate Granger a ilustrat efectul cumulat al influenței cursului de schimb asupra *cpi*-ului. 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 variabilele 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*-ului. În acest context, perturbațiile generate de cursul de schimb sunt mai greu de contracarat datorită acestui efect cumulat. Cele patru modele VAR cu variabilele curs de schimb, *cpi* și prețul petrolului construite ilustrează efectul cumulat al șocurilor în cursul de schimb asupra *cpi*-ului. 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 5 pentru un lag și figurile 6-7 pentru două și, respectiv, 7 lag-uri).

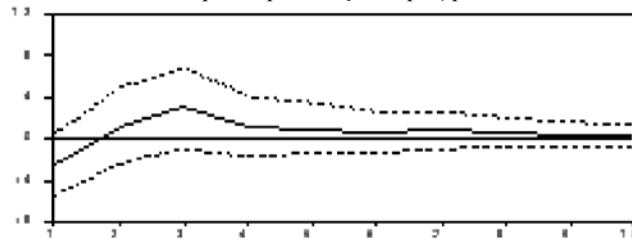
Figura 5



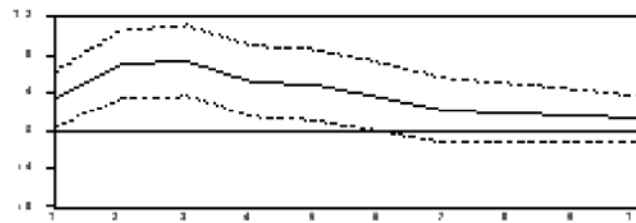
Ca și în cazul prețurilor reglementate, se remarcă faptul că șocul în prețul petrolului se resoarbe în luna producerii și se propagă ușor și în luna următoare, resorbindu-se complet și revenind la nivelul anterior. Șocul în cursul de schimb are însă un efect cumulativ și prelungit pe parcursul mai multor 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 de 7 lag-uri.

Figura 6

Răspuns tip Cholesky pentru un șoc cu  $\pm 2\%$  abatere  
Răspuns cpi la un șoc în preț petrol

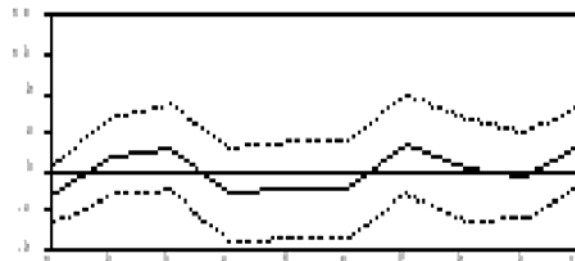


Răspuns cpi la un șoc în cursul de schimb mediu

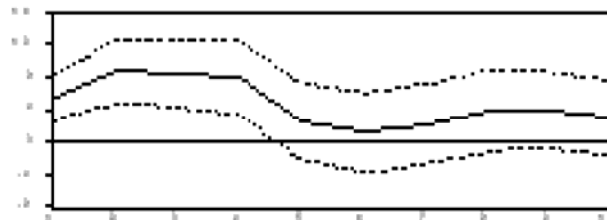


Răspuns tip Cholesky pentru un șoc cu  $\pm 2\%$  abatere  
Răspuns cpi la un șoc în preț petrol

Figura 7



Răspuns cpi la un șoc în cursul de schimb mediu



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

## 2.2. Construcția modelului

Modelul utilizat este un model de ajustare parțială a cererii de bani, ce a dat rezultate în economiile dezvoltate până în preajma primului șoc al petrolului și care are avantajul de a fi realizat atât în termeni nominali, cât și în termeni reali. Ipoteza de la care se pleacă este perfecta flexibilitate a prețurilor și a ratei dobânzii cu o informație perfectă. Într-un astfel de context, indivizii își ajustează imediat și cu costuri reduse deținerea de bani actuale cu cele dorite pe termen lung. Ecuația de pornire a echilibrului cererii de bani este:

$$m_t^* = a_0 + a_1 y_t + a_2 i_t^1,$$

unde:

$m_t^*$  – cererea reală de bani dorită în perioada  $t$ ;

$y_t$  – venitul real în perioada  $t$ ;

$i_t$  – variabila de cost de oportunitate cea mai reprezentativă în perioada  $t$ ;

$a_1, a_2$  - coeficienți de elasticitate pe termen lung ai cererii de bani față de venit, respectiv rata dobânzii.

Principalele modificări aduse modelului teoretic au constat în utilizarea cursului de schimb ca variabilă de cost de oportunitate, având în vedere gradul înalt de dolarizare a economiei românești, mult mai pronunțat până în anul 2000, utilizarea indicelui producției industriale ca proxy pentru venitul real, completat cu dinamica venitului net mediu pe economie. Totodată, cererea de bani a fost privită în dependență de componenta stabilă (de bază, *core*) din indicele prețurilor bunurilor de consum, componenta rămasă (prețurile reglementate) urmând a fi determinată pe baza modificărilor în prețul internațional al petrolului și a mecanismelor interne de corecție a prețurilor pentru produsele rămase încă sub control administrativ. În aceste condiții, modelul lucrează cu trei ecuații: una pentru prețurile *core*, una pentru prețurile reglementate și ecuația finală pentru indicele prețurilor bunurilor de consum ca indicator al inflației.

---

<sup>1</sup> Toate variabilele sunt exprimate în logaritmi.

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 și 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 al 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 indicii prețurilor bunurilor de larg consum (*cpi*).

$$\log(\widehat{core}) = c(1) \cdot \log(\widehat{core}(-1)) + c(2) \cdot \log(\widehat{csmediu}/\widehat{csmediu}(-1)) + c(3) \cdot \log(\widehat{m2}(-2)/\widehat{m2}(-3)) + c(4) \cdot \log(\widehat{wn}(-1)/\widehat{wn}(-2)) + c(5) \cdot \log(\widehat{ipi}(-3)/\widehat{ipi}(-4)) + c(6) \cdot \log(\widehat{core}(-2)) \quad (1)$$

$$\log(\widehat{reglementate}) = c(7) \cdot \log(\widehat{oil}(-7)) + c(8) \cdot \log(\widehat{reglementate}(-1)) + c(9) \cdot \log(\widehat{csmediu}/\widehat{csmediu}(-1)) + c(10) \cdot \log(\widehat{enel}/\widehat{enel}(-3)) + c(11) \cdot \log(\widehat{engaz}/\widehat{engaz}(-1)) + c(12) \cdot \log(\widehat{enterm}/\widehat{enterm}(3)) + c(13) \cdot \log(\widehat{reglementate}(-2)/\widehat{reglementate}(-3)) \quad (2)$$

$$\log(\widehat{cpi}) = c(14) + c(15) \cdot \log(\widehat{cpi}(-1)/\widehat{cpi}(-2)) + c(16) \cdot \log(\widehat{coref}) + c(17) \cdot \log(\widehat{reglementatef}) \quad (3)$$

unde: *coref* = valorile prognozate pentru prețurile *core* pe baza ecuației 1; *reglementatef* = valorile prognozate pentru prețurile reglementate pe baza ecuației 2.

Un punct-cheie în simularea pe bază de scenarii a *cpi*-ului 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.

$$\begin{aligned} \text{LOG}(\widehat{CORE}) = & 1,580902 \cdot \text{LOG}(\widehat{CORE}(-1)) + 0,199352 \cdot \text{LOG}(\widehat{CSMEDIU}/\widehat{CSMEDIU}(-1)) + \\ & [27,47865] \quad [6,311496] \\ & (0,0000) \quad (0,0000) \\ & + 0,080858 \cdot \text{LOG}(\widehat{M2}(-2)/\widehat{M2}(-3)) - 0,046420 \cdot \text{LOG}(\widehat{IPI}(-3)/\widehat{IPI}(-4)) + 0,044675 \cdot \text{LOG}(\widehat{WN}(-1)/\widehat{WN}(-2)) - \end{aligned}$$

---


$$\begin{aligned}
& [3,036357] & [-2,415014] & [2,105746] \\
& (0,00279) & (0,0172) & (0,0372) \\
& -0,580656 \cdot \text{LOG}(\text{CORE}(-2)/\text{CORE}(-3)) \\
& [-10,08225] \\
& (0,0000) \\
& \text{LOG}(\text{REGLEMENTATE}) = 0,011424 \cdot \text{LOG}(\text{OIL}(-1)) + 0,996512 \cdot \text{LOG}(\text{REGLEMENTATE}(-1)) \\
& & [1,720537] & [423,7097] \\
& & (0,0879) & (0,0000) \\
& +0,469433 \cdot \text{LOG}(\text{CSMEDIU}/\text{CSMEDIU}(-1)) + 0,108038 \cdot \text{LOG}(\text{ENEL}/\text{ENEL}(-3)) \\
& [5,784972] & [3,447486] \\
& (0,0000) & (0,0008) \\
& +0,237638 \cdot \text{LOG}(\text{ENGAZ}/\text{ENGAZ}(-1)) + 0,081589 \cdot \text{LOG}(\text{ENTERM}/\text{ENTERM}(-3)) - \\
& [6,269178] & [4,801601] \\
& (0,0000) & (0,0000) \\
& -0,196501 \cdot \text{LOG}(\text{REGLEMENTATE}(-2)/\text{REGLEMENATE}(-3)) \\
& [2,462129] \\
& (0,0152) \\
& \text{LOG}(\text{CPI}) = -0,148004 + 0,184541 \cdot \text{LOG}(\text{CPI}(-1)/\text{CPI}(-2)) + 0,877458 \cdot \text{LOG}(\text{COREF}) + \\
& & [-3,935723] & [2,934868] & [52,38124] \\
& & (0,0001) & (0,0040) & (0,0000) \\
& + 0,152970 \cdot \text{LOG}(\text{REGLEMENTATEF}) \\
& [15,68933] \\
& (0,0000)
\end{aligned}$$

Semnul coeficienților variabilelor exogene, cu excepția dinamicii producției industriale, este pozitiv, ceea ce implică faptul 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, precum și ale veniturilor influențează *cpi* prin intermediul *core*. Modificările prețurilor energiei electrice, ale energiei termice și ale gazelor și 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 neglijabile, 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 impulsionării 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:

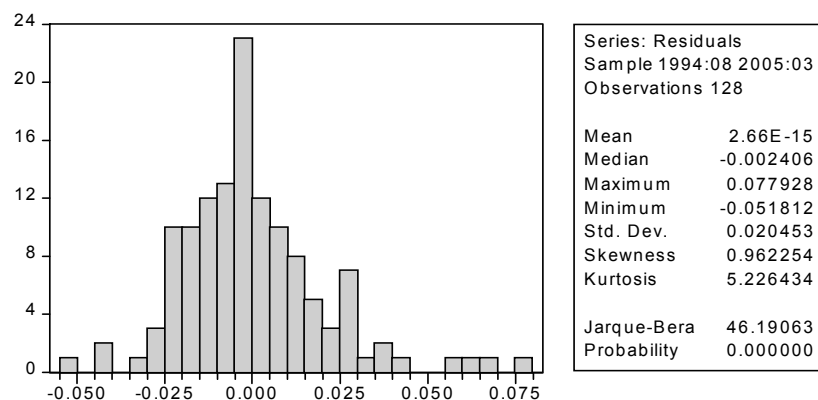
$$\text{Chi}^2(6) = 2,96024 [0,0853]$$

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 al ecuației prețurilor reglementate se constată o ușoară asimetrie și o posibilă autocorelare a erorilor (figurile 8, b și c și anexa 4).

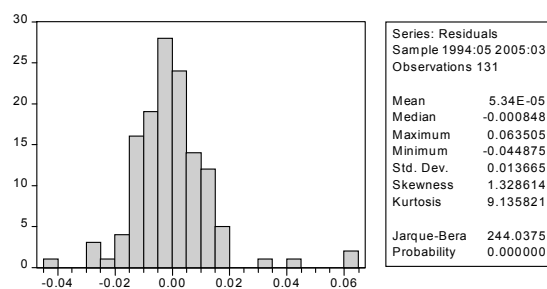


Figura 8

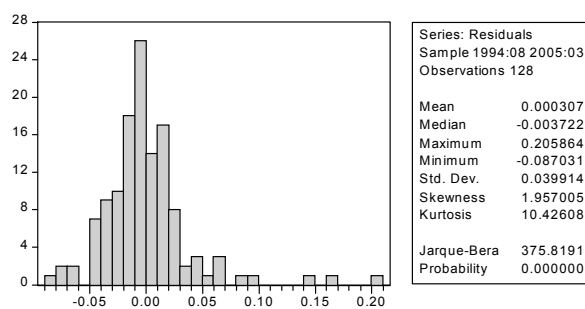
Testarea distribuției normale a erorilor pentru ecuațiile incluse în model



a)



b)



c)

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	Probabilitate	0,000003
Obs*R <sup>2</sup>	32,06991	Probabilitate	0,000016

ARCH Test: pentru ecuația *core*

F-statistic	6,283702	Probabilitate	0,000009
Obs*R <sup>2</sup>	30,26788	Probabilitate	0,000035

Aplicarea testului de stabilitate a coeficienților Chow Breakpoint Test și Chow Forecast Test indică prezența unei rupturi de serii la nivelul lunii martie 1997 în cazul inflației *core* și a prețurilor reglementate, explicabilă prin șocul indus de ultima etapă de liberalizare a prețurilor pentru 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	Probabilitate	0,000000
Log likelihood ratio	83,65668	Probabilitate	0,000000

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

F-statistic	0,386206	Probabilitate	0,886642
Log likelihood ratio	2,526398	Probabilitate	0,865502

Chow Breakpoint Test: 1997:03 pentru ecuația reglementate

F-statistic	1,218034	Probabilitate	0,298604
Log likelihood ratio	9,232231	Probabilitate	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 <i>cpi</i>			
F-statistic	3,075083	Probabilitate	0,000720
Log likelihood ratio	318,5739	Probabilitate	0,000000
Chow Forecast Test: Forecast from 1997:03 to 2005:03 ecuația <i>core</i>			
F-statistic	0,646148	Probabilitate	0,938695
Log likelihood ratio	153,9371	Probabilitate	0,000208
Chow Forecast Test: Forecast from 1997:03 to 2005:03 ecuația reglementate			
F-statistic	1,908976	Probabilitate	0,035927
Log likelihood ratio	277,1324	Probabilitate	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 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.

### 3. 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 următoarele ipoteze:

- a) Creșterea lunară masei monetare în termeni nominali cu 0,02% față de aceeași lună a anului anterior, pentru a permite menținerea sezonality seriei în conformitate cu anul anterior, pentru 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, 22% în decembrie 2006 și 5,8% în martie 2007.

- b) 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%.
- c) 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 RON/dolar, în decembrie 2006 la 2,2 RON/dolar, iar în martie 2007 la 2,1 RON/dolar.
- d) Creșterea lunară a veniturilor medii lunare nete în termeni nominali cu 0,005% 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 RON în martie 2007.
- e) 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;
- f) Creșterea cu 0,07% a prețului energiei electrice în luna iulie 2005 față de luna anterioară, cu 0,04% în luna ianuarie 2006 și cu 0,04% în luna ianuarie 2007, în restul perioadelor nivelurile prognozate rămânând neschimbate;
- g) Creșterea prețului la gazele naturale pentru populație cu 0,05% în lunile: iulie și septembrie 2005 și iulie 2006 și menținerea neschimbată în restul perioadei analizate;
- h) Creșterea prețului energiei termice cu 0,07% în luna octombrie și cu 0,04% 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 acordării celui de-al treisprezecelea 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 0,012% 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, în decembrie 2006 la 21775 lei/dolar și în martie 2007 la 20961 lei/dolar. Rezultatele scenariilor sunt prezentate în tabelul 1.

**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	<b>14,37</b>	<b>4149,65</b>	<b>14,37</b>	<b>4149,65</b>	<b>14,37</b>	<b>4149,65</b>	<b>14,37</b>	<b>4149,65</b>
Ian.-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
Mai.-04	101,57	4471,97	101,57	4471,97	101,57	4471,97	101,57	4471,97
Iun.-04	100,01	4472,47	100,01	4472,47	100,01	4472,47	100,01	4472,47
Iul.-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	<b>9,40</b>	4539,86	<b>9,40</b>	4539,86	<b>9,40</b>	4539,86	<b>9,40</b>	4539,86
Ian.-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

	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
Apr.-05	100,66	4634,85	100,66	4634,85	100,66	4634,85	100,66	4634,85
Mai.-05	101,08	4685,13	101,08	4685,13	101,19	4689,93	101,08	4685,13
Iun.-05	100,00	4684,90	100,00	4684,90	99,91	4685,77	99,92	4681,28
Iul.-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	<b>5,32</b>	4781,22	<b>5,32</b>	4781,22	<b>5,44</b>	4786,84	<b>4,93</b>	4763,79
Ian.-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
Mai.-06	100,48	4854,52	100,51	4898,16	100,52	4846,32	100,48	4835,32
Iun.-06	100,16	4862,38	100,18	4907,07	100,39	4865,20	100,16	4842,94
Iul.-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	<b>3,66</b>	4956,28	<b>4,58</b>	5000,42	<b>3,79</b>	4968,41	<b>3,62</b>	4936,09
Ian.-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

\* 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).

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*-ului decât masa monetară sau cursul de schimb.

Dacă luăm în calcul o creștere în procente a producției industriale egală cu o creștere în procente a masei monetare, această ipoteză 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 pe decembrie de 3,7% în anul 2006 ar implica, conform scenariului de bază, un curs mediu în decembrie 2006 de circa 2,2 RON/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 decembrie 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 pe 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.

## Anexa 1

## Testul Augmented Dickey-Fuller pentru testarea staționarit ții

		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
	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



		I(0)	I(1)				
		Constant	Trend and constant	None	Constant	Trend and constant	None
Ipi	t-statistic	-1,593504	-1,531340	0,097503	-2,676554	-2,711665	-2,676833
	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
Wn	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

\* 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 staționariității pentru seriile  
în logaritmi**

	I(0)			I(1)		
	Constant	Trend and constant	None	Constant	Trend and constant	None
Log(Core)	-1,716885	-0,983791	2,136016	-3,920882	-4,224416	-2,944937
t-statistic						
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)	-2,007528	-0,408911	2,654725	-4,920651	-5,347301	-3,650084
t-statistic						
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)	-2,152616	0,698479	2,007178	-4,530670	-6,987207	-3,860990
t-statistic						
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)	-1,682504	1,362474	0,470628	-4,863817	-5,106521	-4,900337
t-statistic						
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)	-0,794489	-1,724913	3,806813	-12,09551	-12,07742	-6,232139
t-statistic						
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)	-0,922000	-1,505000	2,903679	-10,37955	-10,37222	-9,752514
t-statistic						
probability	-2,578244***	-3,146455***	-1,615145***	-3,479656*	-4,027959*	-2,582334*
critical value	0,7787	0,8234	0,9991	0,0000	0,0000	0,0000
Log(M2)	-1,976578	-1,310548	1,746624	-2,524300	-2,738678	-1,857259
t-statistic						
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)	-2,019591	0,289342	3,297015	-12,73792	-12,80226	-12,72209
t-statistic						
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

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

\* 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**

Numar de lag-uri	Testul de cauzalitate Granger					
	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

### Testul de autocorelare a erorilor

Date: 07/25/05 Time: 10:06 Ecuația 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 Ecuația reglementate

Sample: 1994:08 2005:03

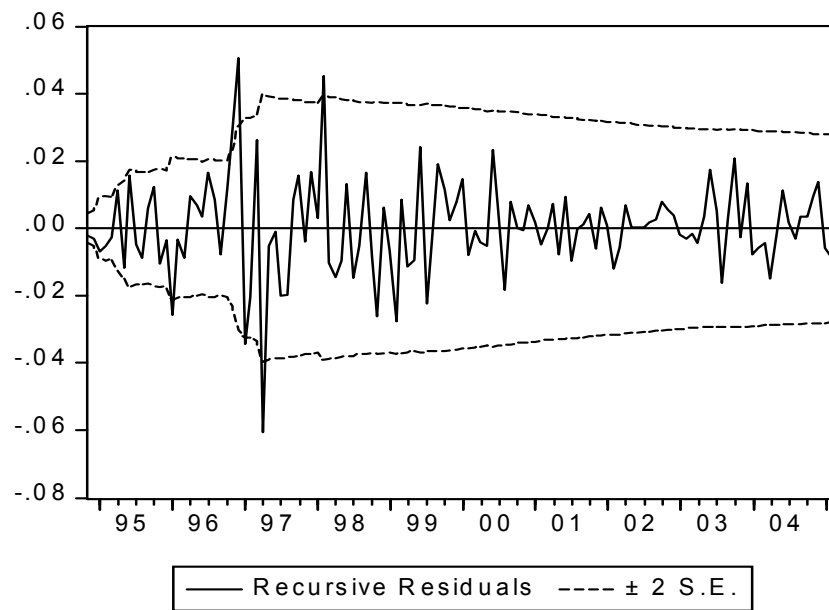
Included observations: 128

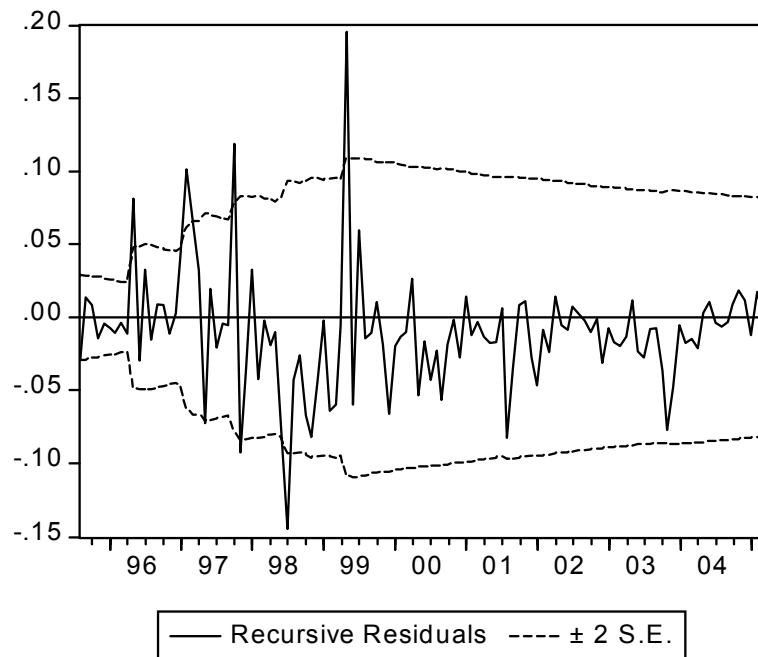
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *	. *	1 0,149	0,149	2,9229	0,087
* .	* .	2 -0,069	-0,093	3,5528	0,169
. .	. .	3 0,014	0,041	3,5800	0,311
. *	. *	4 0,148	0,137	6,5287	0,163
. .	* .	5 -0,022	-0,067	6,5940	0,253
. .	. .	6 -0,012	0,026	6,6133	0,358
. *	. *	7 0,137	0,131	9,1819	0,240
. .	* .	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

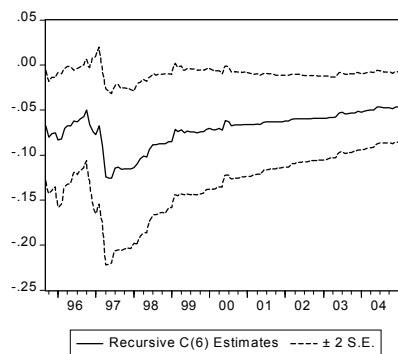
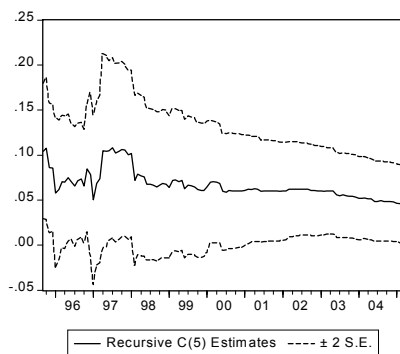
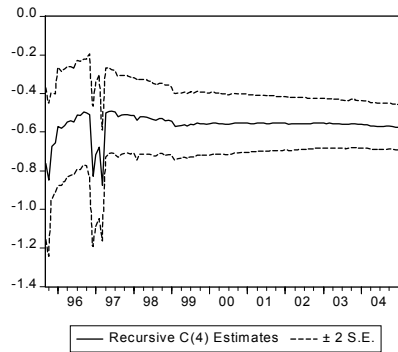
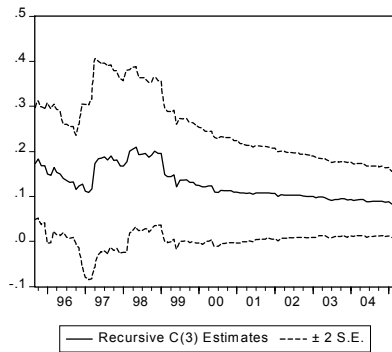
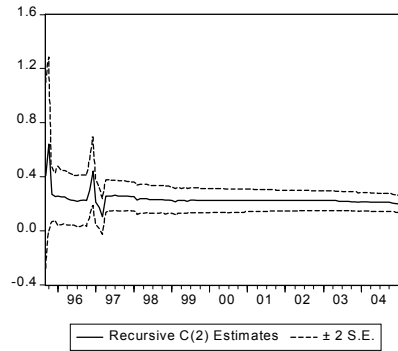
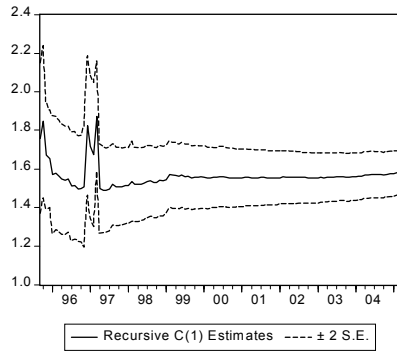
---

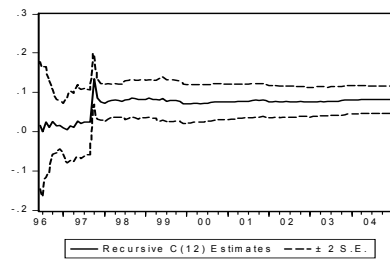
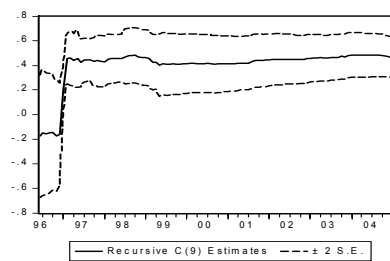
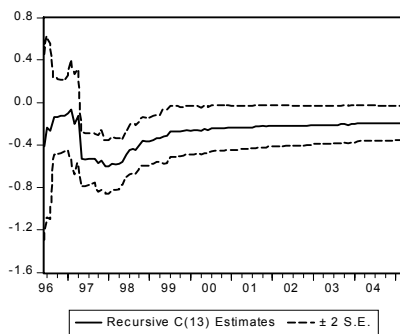
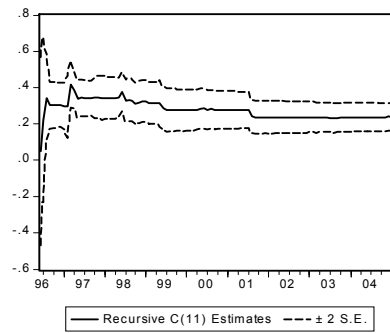
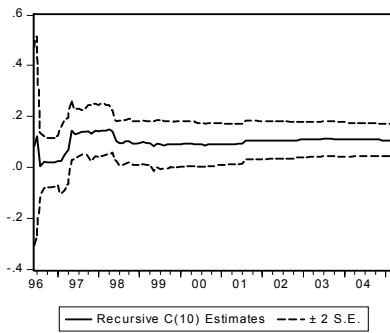
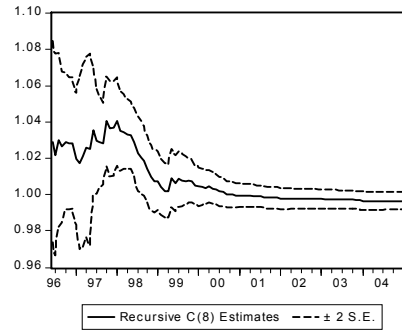
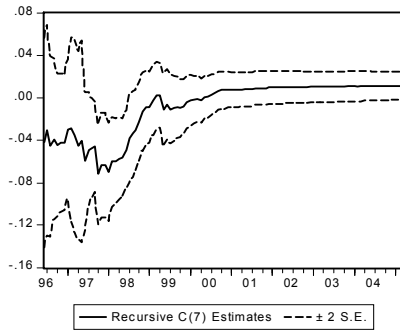
*Testarea recursivă a erorilor ecuațiilor modelului*

**a) Ecuația inflației de bază (core)**



**b) Reglementate**

**Testarea recursivă a coeficienților ecuațiilor modelului****a) Testarea coeficienților din ecuația inflației de bază (core)****b) Testarea coeficienților din ecuația reglementate**



---

## 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, 204 p., 2003
- Backe, I. ș.a. - *The Price Dynamic in the Candidate Countries to the European Union*, National Bank of Austria, 2001
- Coorez, I.; Mecagni, S.M.; Offerdal, E. - *Disinflation in Transition Economies: The Role of Relative Price Adjustment*, "IMF Working Paper", 138/1996, 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", 5, p. 455-461, 1987
- Dickey, D.; Hasza, D.P.; Fuller, W.A. - *Testing for unit roots in seasonal time series*, "Journal of the American Statistical Association", 79, p. 355-367, 1984
- Dazal-Gulati, A. - *Inflation in the Czech Republic*, în I. Coorez; S.M. Mecagni; E. Offerdal, *Disinflation in Transition Economies: The Role of Relative Price Adjustment*, "IMF Working Paper", 138, 1996
- Dobrescu, E. - *Tranziția în România, Abordări Econometrice*, Editura Economică, București, 2000
- Dobrescu, E.; Mereuță, C. - *The Financial Blockage of the Romanian Economy*, în "Romanian Journal of Economic Forecasting", 3-4, Editura Expert, 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
- Hall, S.; Mizon, G.; Welfe, A. - *Modelling economies in transition: An introduction*, în "Economic Modelling", 17 (3), 2000



- Johnson, H.G. - *The Monetary Approach to Balance of Payment*, în "The Monetary Approach to the Balance of Payment", Ed. J.A. Frenkel, H.G. Johnson, Londra, Allen și Unwin, p. 146-167, 1976
- De Menil, G.; Budina, N.; Maliszewski, W.; Turlea, G. - *Money, Inflation and Output in Romania, 1993-1999*, în "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", 50, 1988
- Greene, William H. - *Econometric Analysis*, 5<sup>th</sup> edition, Hall
- King, R.G.; Plosser, C.I.; Stok, J.H.; Watson, M.W. - *Stochastic Trends and Econometric Fluctuation*, în "American Economic Review", 81, p. 81, 1991
- Popa, C. ș.a. - *Direct Inflation Targeting: A New Monetary Policy Strategy for Romania*, "Occasional Papers", 1, BNR, 2002
- Pelinescu, E.; Turlea, G. - *Modelling inflation in Romania*, International Conference on Modelling & Simulation, ICMS'04 Valladolid (Spain), 22, 23 and 24 September 2004.
- Pelinescu, E. - *Particularități ale inflației în perioada de tranziție*, în "Inflația în România", coordonatori: Mircea Ciumara, Constantin Ciutacu, Editura Expert, p. 31-60, 2003
- Pelinescu, E. și alții - *Relative Prices, Inflation and Purchasing Power Parity in Romania*, coordonator Enrico D. Elia, director la Statistical Office of the City of Rome, autori din CNP și INS, Studiu pilot, Monografie, UE, 2004
- Pelinescu, E.; Scutaru C. - *Determinanți ai inflației*, în "Dezvoltarea economică a României", coordonator Aurel Iancu, Editura Academiei Române, București, p. 107-122, 2003
- Pelinescu, E. - *Modele ale inflației aplicate în alte țări*, în "Inflația în România. Modelarea fenomenului inflaționist", coordonatori Mircea Ciumara, Constantin Ciutacu, Editura Expert, p. 7-22, 2004

---

Pelinescu, E. - *Inflation Issues in candidate countries and EU*, în "Issues Related to the Accession of the Hungary and Romania into the European Union in The 4<sup>th</sup> Romania Hungarian Bilateral Round Table", Bucharest, June 13-14, 2003, coordonatori Valeriu Ioan-Franc, András Inotai și Marcel Moldoveanu, INCE, Costin Murgescu Institute of World Economy, Romanian Academy, published in 2004, p. 95-102, 2003

\*\*\* - *Romania - Selected Issues and Statistical Appendix*, "Country Report: Romania", No. 01/16, Washington, IMF, January 2001



**București, România**

---

Licența Ministerului Culturii nr. 1442/1992

Tel.: 021-318.24.38; Fax: 021-318.24.32

Consilier editorial: Valeriu IOAN-FRANC

Aparat critic și editorial: Aida SARCHIZIAN

---

ISBN 973-618-074-3

Depozit legal trim. IV, 2005