

ACADEMIA DE STUDII ECONOMICE BUCUREȘTI  
ȘCOALA DOCTORALĂ DE FINANȚE BĂNCI

# **LUCRARE DE DIZERTAȚIE**

## **Cererea de bani în România**

**Student: DUMITRU IONUȚ**

**Conducător științific: prof. univ. dr. MOISĂ ALTĂR**

**BUCUREȘTI, IUNIE 2002**

## **ABSTRACT**

Găsirea unei relații stabile pentru cererea de bani este considerată esențială pentru formularea și conducerea unei politici monetare eficiente. În acest sens s-au făcut eforturi considerabile în literatura empirică, atât pentru țările dezvoltate cât și pentru cele în curs de dezvoltare, pentru a determina factorii care afectează cererea de bani pe termen lung și stabilitatea acesteia pentru diverse agregate monetare.

Lucrarea modelează relația empirică dintre masa monetară în sens larg, producție, rate ale dobânzii, inflație și curs de schimb în România și testează stabilitatea acestei relații, în special în contextul reformelor financiare și dereglementării pe piețele financiare. Cererea de bani în România s-a dovedit a fi stabilă în perioada 1996-2002 în pofida unui accentuat proces de liberalizare financiară. Analiza sugerează de asemenea că, pe termen lung, inflația din România este slab exogenă pentru cererea de bani, ceea ce înseamnă că inflația nu este un fenomen monetar.

## CUPRINS

<b>1. INTRODUCERE</b> .....	5
<b>2. ROLUL BANILOR ÎN MECANISMUL DE TRANSMISIE A POLITICII MONETARE</b> .....	6
<b>3. ABORDĂRI TEORETICE PENTRU ANALIZA CERERII DE BANI</b> .....	6
3.1 Teoria cantitativă .....	6
3.2 Teoria Keynesistă .....	7
3.2 Teoria neo-Keynesistă.....	8
3.3 Teoria post-Keynesistă .....	9
3.4 Abordarea monetaristă modernă .....	11
<b>4. ESTIMĂRI ALE CERERII DE BANI PENTRU EUROPA DE EST</b> .....	12
<b>5. CEREREA DE BANI ÎN ROMÂNIA</b> .....	13
5.1 Background.....	13
5.2 Modelarea cererii de bani (M2) în România .....	16
5.3 Rezultatele estimărilor .....	22
5.3.1 Comentarii asupra coeficienților .....	25
5.3.2 Teste de exogenitate slabă .....	27
5.3.3 Stabilitatea parametrilor pentru echilibrul pe termen lung .....	30
5.3.4 Error correction model (ECM) pe termen scurt.....	33
5.3.5 Capacitatea de previziune .....	37
5.4 Un model al spațiului stărilor (state space) pentru cererea de bani în România.....	39
<b>6. CONCLUZII</b> .....	42
<b>BIBLIOGRAFIE</b> .....	44
<b>APPENDIX I</b> .....	47
<b>APPENDIX II</b> .....	50
<b>APPENDIX III</b> .....	52

## TABELE

Tabel 1 Serii de timp utilizate .....	21
Tabel 2 Rezultatele testelor de staționaritate pentru seriile utilizate.....	22
Tabel 3 Relația de cointegrare pe termen lung (date ajustate sezonier) .....	24
Tabel 4 Teste de exogenitate slabă .....	24
Tabel 5 Teste cumulate de exogenitate slabă.....	28

Tabel 6 Relația de cointegrare pe termen lung (date neajustate sezonier).....	29
Tabel 7 Model de corecție a erorilor (ECM) restricționat (parsimonious) - model I.....	34

## FIGURI

Figura 1 Evoluția masei monetare și a inflației în perioada 1996-2002 .....	15
Figura 2 Viteza de rotație a banilor și inflația.....	15
Figura 3 Evoluția ratei dobânzii bancare pasive (DP), a ratei dobânzii la titluri de stat (DTS) și a inflației (P).....	16
Figura 4 Ponderea M2 în valută (depozite în valută ale rezidenților) în total M2.....	18
Figura 5 Capitalizarea bursieră în M2 (%);.....	18
Figura 6 Ponderea creditului guvernamental în M2.....	18
Figura 7 Cursul de schimb, deprecierea și ratele de dobândă.....	27
Figura 8 Relația de cointegrare nerestricționată (utilizată ca error correction term în modelul dynamic).....	30
Figura 9 Grafice diagnostic recursive pentru ECM nerestricționat model I .....	31
Figura 10 Grafice diagnostic recursive pentru ECM nerestricționat model II.....	31
Figura 11 Grafice diagnostic recursive pentru ECM nerestricționat model III .....	31
Figura 12 Graficele pentru coeficienții recursivi pentru ECM pe termen scurt nerestricționat pentru modelul I.....	32
Figura 13 Test de normalitate a reziduului pentru ECM restricționat (parsimonious) – model I .....	35
Figura 14 Test de normalitate a reziduului pentru ECM nerestricționat – model I .....	35
Figura 15 Grafice diagnostic recursive pentru ECM restricționat (parsimonious) model I.....	36
Figura 16 Graficele pentru coeficienții recursivi pentru ECM pe termen scurt restricționat (parsimonious) pentru modelul I.....	36
Figura 17 M2 actual vs. fitted model I.....	37
Figura 18 M2 actual vs. fitted –model II.....	38
Figura 19 M2 actual vs. fitted model III .....	38
Figura 20 M2 actual vs. fitted model ECM parsimonious.....	38
Figura 21 Reziduul din estimarea cu filtru Kalman .....	40
Figura 22 Elasticitatea cererii de bani funcție de rata dobânzii pasive .....	41

# 1. INTRODUCERE

Modelarea cererii de bani a devenit un centru de interes pentru macroeconometrie încă din anii 1970. Acest lucru nu este surprinzător ținând cont de importanța sa pentru politica monetară și rolul său în economiile moderne.

Cererea de bani reprezintă unul dintre cele mai importante componente ale mecanismului de transmisie a politicii monetare într-o economie de piață. O funcție a cererii de bani stabilă este o condiție pentru conducerea eficientă a politicii monetare pentru că permite ca la o modificare a ofertei de bani să se poată anticipa cu precizie ridicată influența asupra producției, ratelor de dobândă și în final asupra prețurilor. Analiza cererii de bani joacă un rol important în luarea deciziilor pentru orice bancă centrală inclusiv Banca Centrală Europeană care a realizat studii intense legate de cererea de bani.

Analiza cererii de bani este complicată de dezvoltarea produselor financiare cum ar fi derivatele, modificările apărute în sistemele de plăți, dezvoltarea instituțiilor financiare nonbancare, crizele financiare precum și de alți factori.

Scopul acestei lucrări este acela de a scoate în evidență evoluțiile în cererea de bani în România în perioada 1996-2002<sup>1</sup> și factorii ei determinanți.

În prima parte a lucrării sunt subliniate pe scurt unele fundamente teoretice pentru cererea de bani. Partea a doua include o descriere metodologică a analizei cererii de bani în România și tratarea econometrică a problemei. Analiza este bazată pe procedura Johansen de cointegrare. Apoi este estimat un model de variație în timp a parametrilor utilizând filtre Kalman. În ultimul rând, a treia parte conține unele concluzii ale analizei.

---

<sup>1</sup> Studiul nu include o analiză înainte de 1996 datorită evoluțiilor monetare și economice neregulate înainte de această dată.

## **2. ROLUL BANILOR ÎN MECANISMUL DE TRANSMISIE A POLITICII MONETARE**

Cererea de bani reflectă dorința firmelor, menajelor, indivizilor și a altor entități economice de a deține bani. În termeni nominali, ea indică atractivitatea unei anumite sume de bani; în termeni reali arată cât de atractivă este deținerea unei sume de bani vis-a-vis de cantitatea de bunuri și servicii care se poate achiziționa cu banii respectivi.

Deși legat de necesitatea analizei cererii de bani nu există controverse fundamentale, opiniile legate de impactul ei specific asupra economiei diferă în funcțiile de bazele teoretice luate în calcul. Astfel, legat de viziunea pe termen lung există câteva abordări de bază: *abordarea keynesistă*, care accentuează importanța cererii de bani în economie și motivațiile deținerii de bani și *abordarea monetaristă*, care subliniază efectele puternice ale politicii monetare asupra activității economice. În prezent, aceste două abordări reprezintă concepte teoretice alternative bazate pe puncte de vedere metodologice diferite.

## **3. ABORDĂRI TEORETICE PENTRU ANALIZA CERERII DE BANI**

### **3.1 Teoria cantitativă**

Conform cu economia clasică, toate piețele sunt în echilibru și există întotdeauna ocupare deplină a forței de muncă. Rolul banilor într-o astfel de economie este simplu: ei servesc ca numerar, adică, ca un bun care este utilizat pentru exprimarea prețurilor și valorii, dar a cărui valoare proprie rămâne neafectată de acest rol (Sriram,1998). De asemenea, ei facilitează schimbul bunurilor. Banii sunt „neutrali”, neavând nici o influență asupra economiei reale.

Teoria cantitativă subliniază relația directă și proporțională dintre bani și nivelul prețurilor. Această relație a fost dezvoltată în abordarea clasică a echilibrului de două curente alternative dar echivalente:

1. “Ecuatia schimbului” – asociată cu ecuația lui Irving Fischer:

$$MV = PT \quad (1)$$

unde M este cantitatea de bani în circulație, V este „viteza tranzacțională de circulație a banilor”, T este volumul tranzacțiilor și P este nivelul prețurilor. Banii sunt deținuți numai pentru a facilita tranzacțiile și nu au utilitate intrinsecă.

2. “Abordarea Cambridge sau abordarea cash balance” – asociată cu economiștii de la universitatea Cambridge, în special A.C. Pigou. Această paradigmă alternativă leagă cantitatea de bani de venitul nominal și accentuează rolul și importanța cererii de bani în determinarea efectului pe care îl are oferta de bani asupra nivelului prețurilor. Banii nu mai sunt deținuți doar ca mediu de efectuare a tranzacțiilor ca în cazul Fischer ci și ca mod de păstrare a valorii care furnizează satisfacție deținătorului aducând confort și securitate. Economiiștii de la Cambridge subliniază de asemenea rolul bogăției și ratei dobânzii în determinarea cererii de bani.

### 3.2 Teoria Keynesistă<sup>2</sup>

În economia keynesiană, cea mai importantă relație este relația dintre creșterea economică și nivelul investițiilor. Această relație este legată de cererea de bani, aceasta determinând și oferta de bani. Pe termen lung, cererea și oferta de bani sunt echilibrate. În comparație cu abordarea monetaristă, teoria keynesistă atribuie politicii monetare un rol mai redus în afectarea proceselor din economia reală.

Keynes arată că indivizii dețin bani din trei motive:

- **Motivația tranzacțională**, adică nevoia de bani legată de tranzacțiile curente. Cererea de bani pentru tranzacții apare ca urmare a nesincronizării dintre încasări și plăți.
- **Motivația precauției** – se creează rezerve pentru cheltuieli viitoare neprogramate datorate unor circumstanțe neprevăzute.
- **Motivația speculativă** – adică „obținerea de profit cunoscând mai bine decât piața ce va aduce viitorul”<sup>3</sup>. Cererea de bani speculativă este ceea ce Keynes numea „preferința pentru lichiditate”.

---

<sup>2</sup> O abordare exhaustivă a principiilor teoriilor keynesiene, neo-keynesiene și post-keynesiene depășește scopul acestei lucrări.

Teoria preferinței pentru lichiditate furnizează motivații pentru care entitățile economice cer și dețin bani care nu aduc venituri (din dobânzi), în loc de acțiuni sau active similare.

Keynes a adoptat motivația tranzacțională din abordarea monetaristă a școlii de la Cambridge (A. Marshall, A. Pigou și alții) considerând că o parte din cererea de bani este asociată cu tranzacțiile legate de evoluția venitului național.

Motivul speculativ al deținerii de bani este introdus pentru prima dată de Keynes. Formal, abordarea keynesistă poate fi scrisă astfel:

$$M = L_1(Y) + L_2(i) \quad (2)$$

unde  $L_1$  exprimă motivația tranzacțională și de precauție,  $L_2$  exprimă motivația speculativă a preferinței pentru lichiditate,  $Y$  este produsul intern brut nominal și  $i$  este rata dobânzii (Keynes, 1953).

Aceste motivații exercită o influență simultană, sunt mutual independente și ca urmare  $M$  este cererea de bani totală.

Keynes consideră doar nivelul nominal al cererii de bani. După Keynes, conform lui Dornbusch și Fischer<sup>4</sup> “indivizii dețin bani pentru puterea lor de cumpărare, adică cantitatea de bunuri și servicii care poate fi achiziționată cu acei bani”, ceea ce înseamnă că trebuie să considerăm nivelul real al cererii de bani.

## 3.2 Teoria neo-Keynesistă

Interpretarea neo-keynesiană a cererii de bani se bazează pe principiile keynesiste. Motivația tranzacțională și precauționară este exprimată ca direct proporțională cu venitul. Cererea de bani speculativă este dependentă de rata dobânzii. Formal, aceste dependențe se pot formula astfel:

$$M_{da} = kY \text{ și } M_{ds} = \alpha - \beta i \quad (3)$$

---

<sup>3</sup> Keynes, J. M – “Keynes J. M.: The General Theory of Employment, Interest, and Money”, 1953

<sup>4</sup> Dornbusch R., Fischer S. (1994)- “Macroeconomy”, McGraw Hill Inc



unde  $M_{da}$  este cererea de bani pentru tranzacții și precauție,  $k$  este o constantă,  $Y$  este PIB nominal,  $M_{ds}$  este cererea de bani speculativă,  $\alpha$  și  $\beta$  sunt parametrii și  $i$  este rata dobânzii.

Ca urmare, cererea de bani poate fi exprimată astfel:

$$M_d = L(Y, i) \quad (4)$$

unde  $M_d$  este cererea de bani,  $L$  este „funcția preferinței pentru lichiditate”,  $Y$  este PIB nominal și  $i$  este rata dobânzii.

Această abordare a fost dezvoltată de Baumol (1952) și Tobin (1956) într-o abordare bazată pe deținerea de bani ca stoc („inventory”), în care motivația tranzacțională a preferinței pentru lichiditate este accentuată în particular. Rezultatele pot fi exprimate prin bine cunoscuta formulă:

$$M_d / P = \sqrt{cY / 2i} \quad (5)$$

unde  $M_d$  este cererea de bani reală,  $c$  este costul tranzacției,  $Y$  este PIB real și  $i$  este rata dobânzii. Este necesară observația că presupunerea modelului Baumol-Tobin de stabilitate a costului tranzacțional (parametrul  $c$ ) nu este realistă pe termen lung.

### 3.3 Teoria post-Keynesistă

Două caracteristici ale cererii de bani dau punctul de plecare pentru majoritatea acestor teorii. În modelele de tranzacții, modelele de stocuri (inventory) presupun nivelul tranzacțiilor cunoscut și sigur, iar pentru modelele pentru cererea de bani pentru precauție intrările nete sunt considerate cunoscute (sigure). Caracteristicile principale ale banilor conduc la formularea unor teorii bazate pe motivațiile explicite de deținere a lor.

Teoria post-keynesistă accentuează rolul incertitudinii asociată cu evoluția istorică a economiei și pune conceptul cererii de bani într-un context mai larg.

Cantitatea de bani din economie este rezultatul interacțiunii cererii și ofertei. Prin instrumentele sale, banca centrală este capabilă să influențeze condițiile de acordare a creditelor datorită impactului unor asemenea instrumente asupra ratei dobânzii. În plus,

comportamentul sectorului bancar față de entitățile economice în procesul de creditare este semnificativ influențat de caracteristicile instituționale ale sectorului bancar. În acest context, un rol important este deținut de reglementările bancare și funcțiile de supraveghere ale băncii centrale (Dow, Rodríguez-Fuentes in Arestis, Sawyer, 1998).

Economia post-keynesistă diferă de cea neo-keynesistă în special prin includerea **motivației financiare** pentru cererea de bani. Motivația financiară reflectă faptul că antreprenorii trebuie să mențină o anumită sumă de bani în timp pentru a fi capabili să-și îndeplinească obligațiile când angajează contracte viitoare legate de achiziționarea de input-uri necesare producției. Dacă investițiile planificate nu se modifică, nevoile de bani vor rămâne aceleași; dacă cresc, se vor crea noi nevoi de bani.

În această abordare, cererea de bani este exprimată uzual în termeni nominali. Pentru transformarea în cerere reală de bani este necesară considerarea nivelului inflației.

Mulți economiști ignoră a patra motivație a deținerii de bani (motivația financiară). Philip Arestis este un important post-keynesist care a abordat teoria cererii de bani. În articolul său<sup>5</sup> discută cererea de bani într-o economie deschisă de dimensiune mică. Abordarea sa poate fi exprimată utilizând ecuația:

$$M_d = K(Y_r)^a (P^e)^{-b} (CR)^{-c} (ER^e)^{-d} u \quad (6)$$

în care  $M_d$  reprezintă deținerile de bani reale,  $K$  este coeficientul Cambridge, care este o funcție de PIB, prețuri și banii din circulație și este exprimat va inversul vitezei de rotație a banilor,  $Y_r$  este PIB real,  $P^e$  este rata așteptată a inflației,  $CR$  este o variabilă care măsoară limitarea creditului,  $ER^e$  este rata așteptată a aprecierii sau deprecierei monedei naționale,  $u$  este o componentă non-sistematică și  $a$ ,  $b$ ,  $c$ , și  $d$  sunt elasticități.

Modelul lui Arestis din ecuația (6) nu este ideal suținut de condițiile din economia românească. În prezent, limitări cuantificabile la credite nu există în România.

---

<sup>5</sup> Arestis Ph.: *The Demand for Money in Small Developing Economies: An Application of the Error Correction Mechanism* (1988).

### 3.4 Abordarea monetaristă modernă

Abordarea monetaristă este bazată pe presupunerea unei influențe directe a cantității de bani din economie asupra activității economice, exprimată uzual prin PIB. Bani joacă un rol decisiv în economie, oferta de bani fiind un factor decisiv.

Monetarismul modern renunță la dependența exclusivă dintre bani și activitatea economică. El accentuează și rolul ratelor de dobândă și randamentului la alte active tangibile sau financiare.

Dintre monetariștii moderni, Milton Friedman a revizuit teoria cantitativă a banilor tradițională în versiunea Cambridge. Conform lui Friedman, modificarea cererii de bani depinde de diverse active din economie în diverse forme (bani, obligațiuni, acțiuni, resurse umane și materiale) precum și de preferințele agenților.

Stabilitatea cererii de bani este o presupunere importantă pe care se bazează teoria monetaristă. Formal, cererea de bani în concepția lui Friedman poate fi scrisă:

$$M_d = F(Y, W, r_m, r_e - r_m, r_b - r_m, \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}, u) \quad (7)$$

unde  $M_d$  este cererea reală de bani,  $Y$  este o măsură a averii (o măsură a activității economice, de exemplu PIB),  $W$  este ponderea resurselor umane acumulate în averea totală,  $r_m$  este rentabilitatea așteptată a banilor,  $r_b$  este rentabilitatea așteptată a obligațiunilor,  $r_e$  este rentabilitatea așteptată a acțiunilor,  $\frac{1}{P} \frac{dP}{dt}$  este modificarea așteptată a prețurilor bunurilor și  $u$  este influența altor factori.

## 4. ESTIMĂRI ALE CERERII DE BANI PENTRU EUROPA DE EST

În cele ce urmează vom trece în revistă o serie de lucrări din literatura empirică de specialitate care tratează problematica cererii de bani în unele țări aflate în tranziție din Europa de Est.

Klacek and Smidkova (1995) au estimat cererea de bani în sens restrâns (M1) și în sens larg (M2) pe termen lung în Cehia de la începutul tranziției în această țară. Autorii au inclus inițial ca variabilă de scală PIB-ul, dar funcția estimată nu reprezenta din punct de vedere economic o relație pentru cerere de bani datorită semnelor incorecte pentru parametrii. Au utilizat apoi consumul privat ca proxy pentru volumul tranzacțiilor. Modelul obținut era mult mai bun decât primul. Termenul inflației era semnificativ în cazul lui M1, în timp ce rata dobânzii pentru obligațiunile străine (Germania) era semnificativă doar pentru M2.

Van Aarle și Budina (1996) au estimat cererea de bani, accentuând substituția monetară utilizând o abordare de tip „portfolio balance” pentru Polonia, Ungaria, România și Bulgaria în perioada tranziției. Ca rezultat al reformelor aplicate în fostele economii planificate s-au liberalizat piețele valutare și ca urmare s-a permis valutilor străine să poată substitui moneda națională ca mijloc de plată și conservare a valorii. Autorii au găsit pentru majoritatea acestor țări relații pe termen lung între bani, venit și rate de dobândă. O importantă contribuție a acestor autori este legată de studierea impactului substituției monetare asupra cererii de bani.

Arlt, Guba, Radkovsky, Sojka și Stiller (2001) au estimat cererea de bani pentru Cehia în perioada 1994-2001. Este foarte clar din rezultatele lor că, în sens larg, cererea de bani în Cehia a evoluat cel mai mult sub influența PIB-ului real și ratei dobânzii. Influența factorilor economici externi asupra cererii de bani nu a fost econometric demonstrată.

Erwin Nijse și Elmer Sterken (1996) au estimat cererea de bani pentru gospodăria în Polonia din 1969 până în 1995. Contrar așteptărilor atât din punct de vedere al teoriei cât și din punct de vedere al evidenței empirice anterioare, determinanții de portofoliu au fost neesențiali. În ciuda schimbărilor de regim din perioada anilor 1980 și liberalizării totale a economiei la începutul lui 1990, autorii au găsit o relație de cointegrare între deținerile de

bani (M2), venitul real al gospodărilor, o rată de dobândă pentru active alternative, rata inflației și penuria de bunuri. Testele autorilor confirmă stabilitatea elasticităților pe termen lung ale venitului și ratelor de dobândă.

De asemenea, Antoni Chawluk (2000) analizează tot cererea de bani pentru gospodării din Polonia. Sunt introduse variabile care măsoară penuria de bunuri și așteptările cu privire la evoluția viitoare a acestora pentru a evidenția efectul tranziției de la economia planificată către economia de piață. Autorul aplică procedura Johansen pentru a identifica un sistem de doi vectori de cointegrare. Rezultatele arată că dezechibrul în sectorul gospodăriilor a avut un efect puternic asupra consumului.

## 5. CEREREA DE BANI ÎN ROMÂNIA

### 5.1 Background

Cererea de bani în România în perioada 1996-2002 trebuie analizată în contextul tranziției la economia de piață, tranziție marcată de schimbări substanțiale în structurile instituționale și în politica monetară (anexa 1): la începutul anului 1997 a avut loc liberalizarea prețurilor și a cursului de schimb, BNR adoptând un regim de curs de schimb cu flotare controlată; în 1997, BNR a ținut simultan cursul de schimb și baza monetară; în 1998 s-a urmărit evitarea deprecierii leului pentru a reduce inflația; la sfârșitul anului 1998 și în 1999 s-a urmărit refacerea competitivității externe printr-o depreciere reală a leului; din 1999 și până în prezent s-au urmărit 2 obiective potențial conflictuale: reducerea ratei inflației printr-un anumit nivel de stabilitate a cursului de schimb și protejarea poziției externe.

#### **Anexa 1: Tendințe în politica monetară și politica cursului de schimb în România în perioada 1996-2002**

➤ *renunțarea treptată la instrumentele directe de politică monetară și orientarea către instrumentele indirecte de politică monetară.* După 1997, operațiunile de open-market au devenit principalul instrument de politică monetară utilizat de către Banca Națională, deși acest instrument este mai costisitor pentru banca centrală.

➤ *îmbunătățirea cadrului instituțional al politicii monetare.* Anul 1998 a marcat adoptarea unor

legi cruciale pentru activitatea băncii centrale și cea a băncilor comerciale: legea privind statutul băncii naționale, legea privind activitatea bancară și legea privind falimentul bancar. Pentru politica monetară, noile reglementări au consecințe majore: se statuează autonomia și independența băncii centrale în raport cu celelalte instituții ale statului, stabilitatea prețurilor devine obiectiv primar al politicii monetare și crește transparența mecanismului de transmisie a politicii monetare.

➤ conducerea politicii monetare a trebuit să facă față la trei **constrângeri majore**: conducerea corporativă slabă din cadrul sectorului public, fragilitatea sistemului bancar și situația datoriei externe.

*Conducerea corporativă slabă în cadrul marilor întreprinderi aparținând sectorului public* a condus la apariția unor presiuni inflaționiste sub forma arieratelor financiare.

În ultimii ani, conducerea politicii monetare a fost complicată și de către **fragilitatea sistemului bancar**. Aici se încadrează situația Băncii Agricole și a Bancorexului. Cele două bănci au acționat în calitate de agenți cvasi-fiscali ai statului. Bancorexul a fost obligat să finanțeze o parte substanțială a importurilor de energie iar în momentul în care cursul de schimb a fost liberalizat, nivelul ridicat de credite neperformante ale băncii a pus-o în probleme serioase de lichiditate și solvabilitate. Banca Agricolă s-a găsit într-o situație similară: aceasta a fost obligată să acorde credite subvenționate agriculturii iar în 1997 când s-a decis eliminarea acestor forme de subvenții, situația băncii s-a agravat.

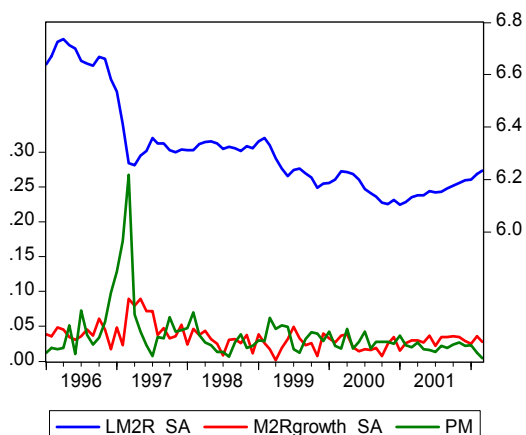
**Criza datoriei externe** a devenit importantă în anul 1999, anul în care România s-a confruntat cu un vârf al sarcinii plăților externe. Problema incapacității de plată a fost depășită cu succes prin eforturi proprii, având în vedere ostilitatea crescută în acordarea de sprijin financiar extern. Anul 1999 a marcat concentrarea politicii monetare primordial către asigurarea capacității de plată externe a țării.

Ca ancoră principală a politicii monetare (țintă intermediară), Banca Națională a României a folosit agregatul monetar extins M2. Obiectivul l-a reprezentat o creștere mai mică a cantității de bani decât venitul național, urmărindu-se diminuarea presiunilor inflaționiste. Figura 1 arată evoluția masei monetare în sens larg (M2) fără depozitele în valută ale rezidenților în termeni reali în perioada analizată. Masa monetară reală (în logaritmul LM2R) precum și creșterea acesteia sunt ajustate sezonier prin procedeul Tramo-Seats<sup>6</sup>. Evoluția agregatelor monetare în perioada de după 1990 a înregistrat o serie de urcușuri și coborâșuri în numeroase ocazii ca urmare a faptului că Banca Națională a României a fost forțată să acomodeze deficitele fiscale și cvasifiscale ridicate sau pierderile înregistrate de întreprinderile de stat în general și din sectorul agriculturii în particular.

Figura 1 sugerează că relația dintre bani și prețuri (inflația lunară-PM) nu a fost foarte clară în perioada 1996-2002, deși o corelație pozitivă s-a conturat în ultimii 3-4 ani.

<sup>6</sup> În estimări s-a folosit programul econometric Eviews 4.0.

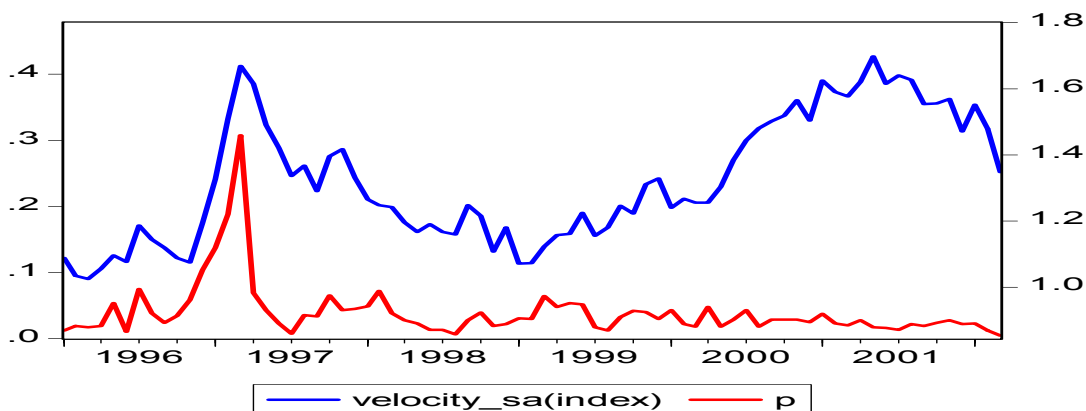
**Figura 1 Evoluția masei monetare și a inflației în perioada 1996-2002**



Nivelul ridicat al inflației din 1997 asociat cu liberalizarea prețurilor din ianuarie 1997 și a cursului de schimb din martie 1997, a condus la o scădere accentuată a masei monetare în sens larg real. Printr-o politică monetară restrictivă s-a reușit atenuarea presiunilor inflaționiste, dar masa monetară și-a reînceput un trend ușor ascendent abia de la sfârșitul anului 2000.

Ancora monetară a BNR – M2 a fost periclitată însă de instabilitatea vitezei de rotației a banilor (figura 2).

**Figura 2 Viteza de rotație a banilor și inflația**

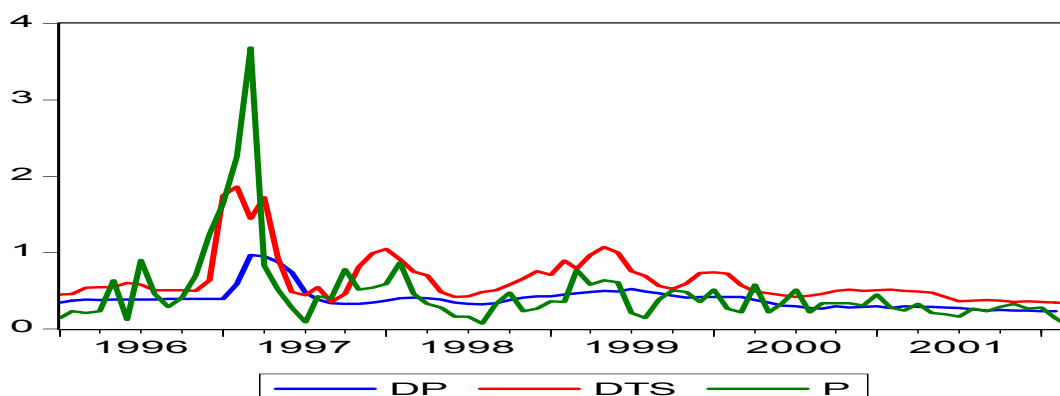


Începând din 1996, viteza de rotație a banilor a fluctuat foarte mult, înregistrând cele mai ridicate valori în anii 1997 și 2001. Aceste valori ridicate ale vitezei de rotație a banilor, semnificând o scădere a încrederii populației în moneda națională și o diminuare a cererii de bani, au fost asociate cu rate ridicate ale inflației pentru anii 1997-1998 și cu o creștere mai rapidă a producției decât masa monetară, în contextul diminuării continue a ratei inflației

pentru anii 1999-2001. Deși inflația a fost readusă imediat sub control după șocurile din ianuarie-martie 1997, o creștere a ratei inflației la începutul anului 1999, deși mult mai redusă decât în 1997 a dus la intrarea pe un trend crescător a vitezei de rotație.

Piețele financiare din România au rămas relativ subdezvoltate, rezultând un nivel redus al intermedierei financiare, piețe de capital slab dezvoltate și rate reale ale dobânzii în multe momente negative (figura 3).

**Figura 3 Evoluția ratei dobânzii bancare pasive (DP), a ratei dobânzii la titluri de stat (DTS) și a inflației (P)**



## 5.2 Modelarea cererii de bani (M2) în România

Modelarea empirică a cererii de bani are ca punct de plecare în mod tipic<sup>78</sup> o specificare generală pentru cererea de bani pe termen lung<sup>9</sup> de forma:

$$M^d = f(y; r; x)$$

unde,  $M^d$  este cererea de bani în termeni reali,  $y$  este o variabilă de scală ce măsoară nivelul activității economice,  $r$  este un vector de variabile ce surprind costul de oportunitate al deținerii de bani, iar  $x$  este un vector de alte variabile (inclusiv variabile dummy) care vor fi incluse în model. Relația presupune o ajustare imediată (instantanee) a deținerilor de bani actuale către nivelul lor pe termen lung, adică un echilibru între cererea și oferta reală de bani.

<sup>7</sup> Sriram, S.S. (1999a)

<sup>8</sup> Ericsson, N.R. (1998)

<sup>9</sup> Termenul lung în această lucrare nu se referă la o perioadă foarte lungă. Perioada de interes în această lucrare acoperă 5 ani și 3 luni utilizând date lunare.



Acest lucru este puțin plauzibil date fiind costurile de tranzacție și incertitudinea. Mai mult, nivelul dorit al deținerilor de bani este neobservabil.

Datorită mecanismului de market clearing, se poate considera că  $M^d = M^s = M$  (oferta de monedă este egală cu cererea de monedă și notăm acest nivel cu M). Așadar, putem folosi în analiza cererii de bani seriile de date referitoare la oferta de monedă.

Deținerile de bani sunt măsurate prin agregatul M2 în lei, definit prin numerar în afara sistemului bancar, depozite la vedere, economii ale populației și depozite în lei la termen și condiționate. Valuta o excludem din definiția agregatului M2, în parte datorită lipsei de informații legate de deținerile de valută ale populației pe care le suspectăm că au fost semnificative. Deși ponderea depozitelor în valută ale rezidenților (FCD) în M2 este semnificativă, ridicându-se în jurul a 30% în ultimii ani, nu există o dovadă puternică că valuta a fost un instrument de plată sau unitate de cont într-un mod semnificativ. FCD sunt în cea mai mare parte o formă de active pe care populația le utilizează în medii cu inflație ridicată și curs de schimb volatil pentru a substitui depozitele în moneda națională.

Pentru variabila de scală ca măsură a activității economice am ales indicele cu bază fixă al producției industriale reale (deflatat prin indicele prețurilor de consum) ca proxy pentru produsul intern brut care nu se calculează cu bază lunară în România.

Măsura potrivită pentru costul de oportunitate al agregatului M2 este dificil de determinat a priori datorită disponibilității limitate și fluctuante a activelor în lei și în valută pe perioada 1996-2002 (anexa 2).

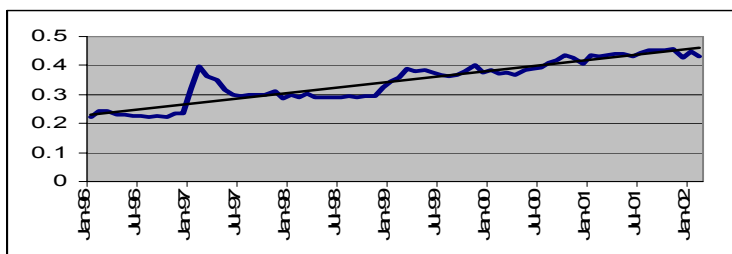
În analiză folosim următoarele costuri de oportunitate:

- Rata dobânzii pasive pentru clienții nebancari – ca măsură pentru rentabilitatea depozitelor în lei ( $R_t^{own}$ ).
- Rata dobânzii (randamentului) la titlurile de stat – ca o măsură a rentabilității activelor din afara M2 ( $R_t^{out}$ ).

## Anexa 2 – Active financiare alternative în România

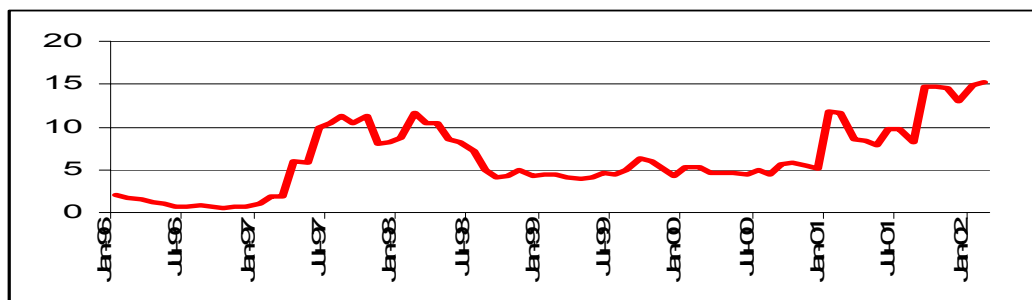
Importanța relativă a activelor alternative pentru deținerile de bani a variat destul de mult în ultimii ani. Depozitele denumite în valută au constituit o alternativă importantă pentru deținerile de monedă națională (vezi figura 4) în special după liberalizarea pieței valutare în martie 1997.

**Figura 4 Ponderea M2 în valută (depozite în valută ale rezidenților) în total M2**

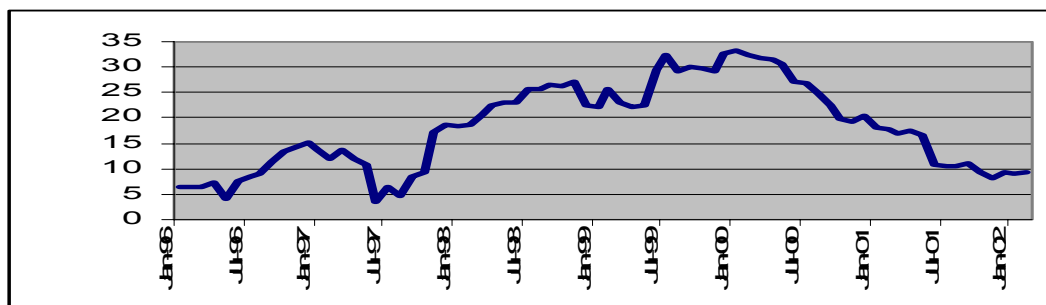


Dezvoltarea pieței de capital din România a oferit o serie de alternative la depozitele bancare: valorile mobiliare, fondurile de investiții și titlurile de stat. Totuși, capitalizarea pieței pentru aceste active rămâne destul de mică (figura 5). Capitalizarea bursieră a acțiunilor abia a atins 2% din PIB în ultimii 3 ani. Plasamentele în fondurile de investiții ating sub 1% din PIB. O evoluție interesantă au avut-o plasamentele în titluri de stat (figura 6). În foarte multe perioade, plasamentele în titlurile de stat au avut randamente mai mari decât depozitele bancare. De asemenea s-a dezvoltat o piață secundară pentru titluri de stat. Declinul plasamentelor în titluri de stat din ultima perioadă se datorează scăderii dobânzii asociate acestora.

**Figura 5 Capitalizarea bursieră în M2 (%);**



**Figura 6 Ponderea creditului guvernamental în M2**



- Rata inflației așteptate aproximată prin rata inflației din luna curentă  $p$  – surprinde rentabilitatea activelor reale. Necesitatea includerii ratei așteptate a inflației a fost accentuată în cazul economiilor în dezvoltare în care, dată fiind slaba dezvoltare a sistemului financiar, activele reale reprezintă o modalitate de protecție împotriva inflației și active alternative în portofoliile agenților nebancari<sup>10</sup>.
- Deprecierea așteptată a cursului leu-dolar. Măsoară rentabilitatea deținerii de dolari, active importante din afara M2. Deprecierea curentă este utilizată ca proxy pentru cea așteptată.

Vom analiza trei modele (specificații):

1. *Primul model* – specific în special pentru o economie închisă (closed economy) în care costul de oportunitate este limitat la cel pentru activele în lei. În estimări vom folosi o formă (semi-) log-liniară:

$$m_t^d = \gamma_0 + \gamma_1 y_t + \gamma_2 R_t^{own} + \gamma_3 R_t^{out} + \gamma_4 p_t \quad (8)$$

unde variabilele cu litere mici sunt exprimate în logaritmi, iar  $m_t^d$  reprezintă cererea de bani reală,  $R_t^{own}$  și  $R_t^{out}$  reprezintă rata nominală a rentabilității activelor financiare incluse respective excluse din definiția agregatului monetar,  $p$  reprezentând rata inflației anualizată. În relația (8) se presupune omogenitatea în prețuri a cererii de bani pe termen lung.

În ecuația (8),  $\gamma_1$  măsoară elasticitatea pe termen lung a cererii de bani în funcție de variabila de scală, în timp ce  $\gamma_2$ ,  $\gamma_3$  și  $\gamma_4$  reprezintă semi-elasticități în funcție de rata rentabilității activelor financiare incluse respective excluse din definiția agregatului monetar și rata inflației. Ne putem aștepta conform teoriei economice ca  $\gamma_1 > 0, \gamma_2 > 0, \gamma_3 < 0, \gamma_4 < 0$  și posibil,  $\gamma_2 = -\gamma_3$ . În ultimul caz, cererea de bani pe termen lung poate fi exprimată ca funcție de spreadul  $R^{out} - R^{own}$ , care poate fi interpretat ca un cost de oportunitate pentru deținerile de bani. Cu privire la semnul coeficientului inflației, în general acesta trebuie să fie negativ. Agenții preferă să dețină active reale mai degrabă decât active monetare în perioade cu inflație ridicată. Este posibil ca totuși inflația să aibă un

---

<sup>10</sup> Ideea de bază este că în economiile în dezvoltare, în care posibilitățile de investire date de piața de capital sunt limitate, substituirea activelor se referă în special la înlocuirea deținerilor de bani cu activele fizice, reale mai degrabă decât cu activele financiare. Acest lucru nu este foarte consistent în România în perioada analizată, un rol statistic semnificativ în determinanții cererii de bani pe termen lung fiind atribuit titlurilor de stat, în timp ce inflația influențează mai mult pe termen scurt.

coeficient pozitiv în relația pe termen lung a cererii de bani deoarece atunci când agenții se așteaptă ca inflația să crească, ei pot crește deținerile de bani așteptând o creștere a cheltuielilor planificate (Jusoh (1987)).

După cum am văzut în prima parte a lucrării, o serie de teorii susțin unele valori particulare pentru  $\gamma_1$ . Astfel, în modelul Baumol-Tobin  $\gamma_1=0.5$ , în teoria cantitativă a banilor  $\gamma_1=1$ . Valori pentru  $\gamma_1$  mai mari ca 1 se întâlnesc în foarte multe studii empirice cu privire la cererea de bani pentru M2, valori interpretate cel mai adesea ca aproximând efectele de bogăție (wealth effects).

2. *Al doilea model* – un model pentru o economie deschisă (open economy) în care variabilele pentru costul de oportunitate cuprind și rata rentabilității pentru activele în valută măsurată prin deprecierea cursului de schimb. Deprecierea actuală este utilizată ca un proxy pentru deprecierea așteptată. În estimări vom folosi de asemenea o formă (semi-) log-liniară:

$$m_t^d = \gamma_0 + \gamma_1 y_t + \gamma_2 R_t^{own} + \gamma_3 R_t^{out} + \gamma_4 p_t + \gamma_5 ED \quad (9)$$

unde ED reprezintă deprecierea cursului de schimb calculată ca  $\frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}}$ ,  $E_t$  fiind cursul

de schimb la momentul t exprimat în lei la un dolar SUA. Ne putem aștepta conform teoriei economice ca  $\gamma_5 < 0$ , o creștere a deprecierei așteptate a cursului de schimb va duce la creșterea ranamentului deținerilor de dolari și ca urmare agenții vor substitui moneda națională cu moneda străină (Simmons<sup>11</sup> (1992)).

3. *Al treilea model* – include nivelul cursului de schimb ca un proxy pentru riscul de convertibilitate. Forma utilizată în estimări va fi:

$$m_t^d = \gamma_0 + \gamma_1 y_t + \gamma_2 R_t^{own} + \gamma_3 R_t^{out} + \gamma_4 p_t + \gamma_6 E \quad (10)$$

Variabilele folosite sunt prezentate în tabelul 1. Cum o mare parte din seriile utilizate prezintă evoluții sezoniere regulate, este necesar să ținem cont de factorul sezonier în estimări.

---

<sup>11</sup> Se accentuează posibilitatea obținerii atât a unei relații pozitive cât și negative între deprecierea cursului de schimb și deținerile de monedă națională. Impactul poate fi negativ dacă deprecierea monedei naționale va conduce la anticipări la viitoare deprecieri. Pe de altă parte, un impact pozitiv poate rezulta dacă deprecierea creează expectații cu privire la o viitoare apreciere a monedei naționale.

Acest lucru îl vom realiza în două moduri: prima modalitate - vom ajusta seriile sezonier utilizând procedeul Tramo-Seats; a doua modalitate – vom folosi seriile neajustate și vom adăuga variabile dummy sezoniere lunare<sup>12</sup>. De remarcat faptul că dacă se includ variabile dummy 0-1 standard, acestea vor influența atât media cât și trendul seriilor. Pentru a preîntâmpina acest lucru, pentru a surprinde sezonalitatea vom folosi variabile dummy sezoniere centrate (ortogonalizate) după cum sugera Johansen. Acestea schimbă media dar fără a contribui la trend.

**Tabel 1 Serii de timp utilizate**

<i>VARIABILA</i>	<i>SEMNIFICAȚIE</i>
<b>LM2R</b>	Logaritmul masei monetare în sens larg reale
<b>LM2R_SA</b>	Logaritmul masei monetare în sens larg reale ajustate sezonier
<b>LYRIBF</b>	Logaritmul indicelui producției industriale reale (decembrie 1995=1)
<b>LYRIBF_SA</b>	Logaritmul indicelui producției industriale reale ajustat sezonier
<i>p</i>	Nivelul inflației lunare anualizate
<i>p_sa</i>	Nivelul inflației lunare anualizate ajustată sezonier
<b>LE</b>	Logaritmul cursului de schimb ROL/USD nominal
<b>ED</b>	Deprecierea cursului de schimb
<b>DP</b>	Dobânda bancară pasivă medie pentru clienții nebankari
<b>DTS</b>	Randamentul mediu pentru titlurile de stat (certIFICATE de trezorerie cu dobândă și cu discount)

<sup>12</sup> A priori, este dificil de ales între cele două modalități de surprindere a sezonității. Ajustările sezoniere sunt realizate utilizând procedeul Tramo-Seats. Utilizarea datelor ajustate sezonier poate influența modelarea dinamică (Ericsson, Hendry and Tran (1994)). Abordarea alternativă prin includerea unor variabile dummy sezoniere nu este nici ea perfectă necesitând factori sezonieri constanți (spre deosebire de Tramo-Seats care permite factorului sezonier să evolueze în timp) și utilizează mai multe grade de libertate, prin aceasta ducând la reducerea puterii testelor statistice. Tramo-Seats are avantajul spre deosebire de alte metode de ajustare sezonieră faptul că dă rezultate mai bune în prezența unor valori extreme ale seriilor și schimbări structurale (outliers).

## 5.3 Rezultatele estimărilor

Estimările sunt realizate într-un număr de pași. În primul rând, sunt efectuate teste de unit root pentru seriile de interes pentru a determina staționaritatea seriilor individuale. Ca și în alte studii asupra cererii de bani, masa monetară în sens larg reală are o singură rădăcină unitară, ceea ce înseamnă că este staționară în prime diferențe.

Estimările sunt realizate cu date lunare din ianuarie 1996 până în martie 2002. Datele de până în septembrie 2001 sunt folosite pentru estimări, iar observațiile rămase (6 luni) sunt folosite pentru previziune.

Sunt realizate teste de staționaritate ADF (Augmented Dickey Fuller) și PP (Philips Perron) (appendix II). Rezultatele sunt prezentate în tabelul 2<sup>13</sup>. Numărul de laguri utilizate pentru testele de staționaritate au fost alese după criteriul minimizării AIC (Akaike information criterion) și SC (Schwarz criterion).

Cu excepția deprecierei cursului de schimb și a inflației, variabilele sunt integrabile de ordinul 1 în nivel (anexa), ceea ce este consistent cu o reprezentare staționară în prime diferențe.

**Tabel 2 Rezultatele testelor de staționaritate (\*variabilele sunt în logaritm)**

Variabila	Testul ADF	Testul PP
<b>Masa monetară reală*</b>	<b>I(1) C</b>	<b>I(1) C</b>
<b>Producția industrială reală*</b>	<b>I(1) C</b>	<b>I(1) C</b>
<b>Cursul de schimb*</b>	<b>I(1) C T</b>	<b>I(1) C T</b>
<b>Deprecierea cursului de schimb</b>	<b>I(1) C sau I(0) C</b>	<b>I(0) C</b>
<b>Inflația</b>	<b>I(1) C sau I(0) C</b>	<b>I(1) C sau I(0) C</b>
<b>Dobânda pasivă</b>	<b>I(1) C T</b>	<b>I(1) C T</b>
<b>Dobânda la titlurile de stat</b>	<b>I(1) C T</b>	<b>I(1) C T</b>
<i>Seriile ajustate sezonier</i>		
<b>Masa monetară reală*</b>	<b>I(1) C</b>	<b>I(1) C</b>
<b>Inflația</b>	<b>I(1) C sau I(0) C</b>	<b>I(1) C sau I(0) C</b>
<b>Producția industrială reală*</b>	<b>I(1) C</b>	<b>I(1) C</b>

<sup>13</sup> Rezultatele testelor de staționaritate trebuie privite cu prudență, dată fiind slaba putere a testelor în prezența rupturilor structurale (structural breaks).

Nestaționaritatea seriilor motivează utilizarea în analiză a procedurii Johansen multivariată (descrisă pe scurt în Appendix I) pentru a identifica prezența unei relații pe termen lung staționare (cointegrare) între serii nestaționare. Tabelul 2 sugerează că nici una dintre variabile nu este integrabilă de ordinul 2 (I(2)) sau mai mare. Inflația și deprecierea cursului de schimb sunt probabil I(0) (la 10%). Aceasta nu înseamnă că cele două variabile trebuie excluse din vectorul de cointegrare. Aceasta se explică prin faptul că, așa cum remarcă Dickey și Rossana (1994), testul de cointegrare (appendix III) poate fi utilizat chiar dacă unele din serii sunt staționare. Din moment ce 5 variabile sunt I(1) și nici una nu este I(2) sau mai mare, condițiile necesare pentru o cointegrare validă nu sunt violate.

Unul din avantajele procedurii Johansen este acela că ne permite să evidențiem viteza de ajustare către echilibrul pe termen lung și să testăm exogenitatea slabă (weakly exogenous) a variabilelor explicative (dacă viteza de ajustare a unei variabile nu este semnificativ diferită de zero, variabila este slab exogenă)<sup>14</sup>.

Numărul de laguri utilizate în cointegrare îl determinăm estimând un VAR cu variabilele de interes. Pentru acest VAR, folosind criteriile LR, FPE, AIC, SC și HQ vom alege numărul optim de laguri. Dacă numărul optim de laguri pentru VAR este  $p$ , atunci VEC-ul îl vom estima cu  $p-1$  laguri.

În prima fază am realizat testele cu *variabilele ajustate sezonier*. Testele au fost realizate cu și fără dummy pentru șocurile din 1997 (dummy9701 - care ia valoarea 1 în ianuarie 1997 și 0 în rest și dummy9703 – care ia valoarea 1 în martie 1997 și 0 în rest<sup>15</sup>). Rezultatele obținute cu variabilele dummy au fost nesatisfăcătoare, coeficienții atașați variabilelor dummy precizate fiind ne semnificativi din punct de vedere statistic, și ca urmare am reestimat relațiile fără aceste variabile (tabelul 3).

---

<sup>14</sup> Ericsson (1992) prezintă conceptele de weak, strong and super exogeneity și relația lor cu analiza cointegrării.

<sup>15</sup> Rezultatele VEC-ului după introducerea unei variabile dummy standard 0-1 trebuie privite cu precauție.

Tabel 3 Relația de cointegrare pe termen lung 1/

	<i>Producție</i>			<i>Dobânda pasivă</i>			<i>Dobânda titluri de stat</i>			<i>Inflație</i>		
	Coef.	SE 2/	t 3/	Coef.	SE	t	Coef.	SE	t	Coef.	SE	t
<b>I</b> 6/	<b>1.39*</b>	0.49	2.78	<b>3.52*</b>	0.95	3.69	<b>-2.13*</b>	0.55	-3.85	<b>-0.48*</b>	0.18	-2.65
<b>II</b> 7/	<b>1.33*</b>	0.19	6.73	<b>2.92*</b>	0.4	7.16	<b>-0.65*</b>	0.19	-3.36	<b>-0.31*</b>	0.07	-4.31
<b>III</b> 8/	<b>1.46*</b>	0.21	6.73	<b>3.57*</b>	0.29	12.05	<b>-1.27*</b>	0.15	-7.97	<b>-0.47*</b>	0.05	-9.00
	<i>Depreciere</i>			<i>Curs de schimb</i>			<i>Viteza de ajustare</i>			<i>RMSE 4/</i>		
	Coef.	SE	t	Coef.	SE	t	Coef.	SE	t	static	dinamic	
<b>I</b> 6/							<b>-0.04*</b>	0.01	-2.43	0.02	0.09	
<b>II</b> 7/	<b>-0.46*</b>	0.09	-4.98				<b>-0.10*</b>	0.02	-4.17	0.03	0.12	
<b>III</b> 8/				<b>-0.34*</b>	0.2	1.69	<b>-0.11*</b>	0.02	-4.54	0.02	0.08	

\* semnificativ la un nivel de 5%; \*\*semnificativ la un nivel de 1%

Tabel 4 Teste de exogenitate slabă 1/ ( $\alpha_i = 0$ )

	$\Delta$ LM2R_SA	$\Delta$ LYRIBF_SA	$\Delta$ DP	$\Delta$ DTS	$\Delta$ P_SA	$\Delta$ ED	$\Delta$ LE
<b>I</b>	$\chi^2(1) = 5.5$ [0.018] 5/ *	$\chi^2(1) = 1.99$ [0.16]	$\chi^2(1) = 0.22$ [0.64]	$\chi^2(1) = 8.9$ [0.002]**	$\chi^2(1) = 0.01$ [0.92]		
<b>II</b>	$\chi^2(1) = 12.4$ [0.00]**	$\chi^2(1) = 0.77$ [0.38]	$\chi^2(1) = 1.80$ [0.18]	$\chi^2(1) = 4.24$ [0.04]*	$\chi^2(1) = 0.13$ [0.72]	$\chi^2(1) = 1.28$ [0.25]	
<b>III</b>	$\chi^2(1) = 20.03$ [0.00]**	$\chi^2(1) = 0.60$ [0.43]	$\chi^2(1) = 0.45$ [0.50]	$\chi^2(1) = 18.04$ [0.00]**	$\chi^2(1) = 0.00$ [0.98]		$\chi^2(1) = 0.00$ [0.98]

1/ Date ajustate sezonier; 2/ Eroare standard; 3/ T-statistic; 4/ Root mean square error pentru forecast; 5/ ipoteza nulă este că există exogenitate slabă (în paranteze drepte – probabilitatea); 6/ VEC-ul este estimat cu 4 laguri; 7/ VEC-ul este estimat cu 3 laguri; 8/ VEC-ul este estimat cu 4 laguri; . \*\* și \* indică respingerea ipotezei nule la un prag de 1% respectiv 5%.



### 5.3.1 Comentarii asupra coeficienților

Coeficienții estimați pentru cele 3 modele au semnele pe care le așteptam și există o relativă mică variație între cele 3 modele în ceea ce privește mărimea coeficienților<sup>16</sup>.

Coeficientul asociat producției industriale din relația pe termen lung este mai mare ca 1 după cum ne așteptam pentru cererea de bani în sens larg (M2). Într-adevăr, în România, scăderea producției, mai ales în prima parte a deceniului trecut, a fost dublată de o demonetizare. Odată cu stoparea scăderii PIB-ului real, a avut loc o remonetizare, fără să se ajungă, însă, la gradul de monetizare inițial al economiei.

De asemenea, coeficientul mai mare ca 1 asociat producției poate fi și rezultatul omiterii în analiză a unor factori determinanți pentru cererea de bani. Factor importanți în dinamica cererii de bani ar fi putut fi arieratele financiare sau barter-ul, dar dată fiind lipsa datelor cu privire la nivelul acestora, nu le-am putut include în analiză. Absența constrângerilor bugetare tari asupra întreprinderilor pentru țările în tranziție a dus la proliferarea arieratelor, folosite ca substitut pentru bani. Arieratele interîntreprinderi, conform unui raport al FMI pentru România din ianuarie 2001 se cifrau la circa 42% din PIB la sfârșitul lui 1999, iar cu excepția anului 1997 când au înregistrat o scădere, arieratele au crescut constant de la un nivel de 20% din PIB în 1994.

Ca mărime, coeficientul producției nu este semnificativ diferit de 1 (pentru modelul I dacă facem ipoteza  $B(1,1)=1$  și  $B(1,2)=1$  rezultă  $\chi^2(1) = 2.28[0.13]$ ), ceea ce este consistent cu teoria cantitativă a banilor. Faptul că nu se poate respinge elasticitatea unitară a cererii de bani în funcție de producție sugerează faptul că în perioada analizată modificarea producției reale a indus în medie o modificare proporțională în cererea de bani reală. Acest lucru nu implică în mod necesar că viteza de rotație a banilor este staționară, în estimări folosind de asemenea și rate de rentabilitate. De fapt, după cum se observă din figura 2, viteza de rotație a banilor nu a fost constantă datorită șocurilor apărute în perioada analizată.

Diferența de mărime dintre coeficienții ratelor de dobândă între modelele I și II se poate datora faptului că problema multicolarității<sup>17</sup> devine mult mai acută în cazul

---

<sup>16</sup> Ca mărime, coeficienții obținuți sunt similari cu cei obținuți în alte studii efectuate pentru țări din Europa Centrală și de Est – Ante Babic pentru Croația, Guba, Sojka, Stiller și Don Bredin pentru Cehia, sau Ericsson și Sharma (1998) pentru Grecia și Nachega (2001) pentru Camerun.

modelului II datorită corelației ridicate dintre deprecierea cursului de schimb, inflație și dobânzi (appendix III).

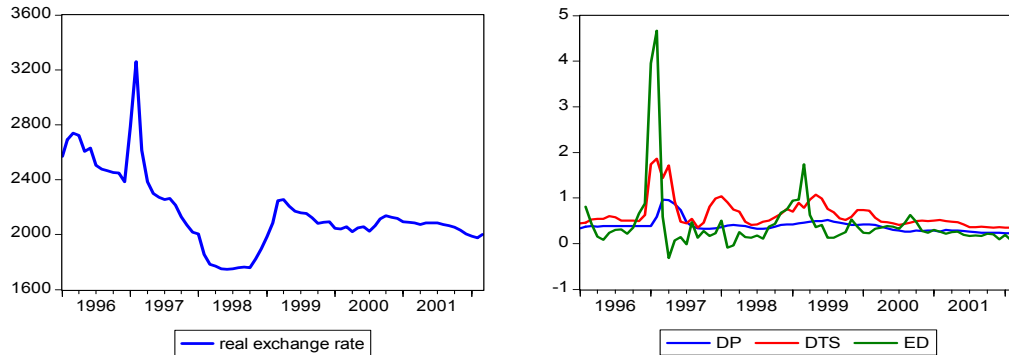
Semi-elasticitatea cererii de bani în funcție de rata dobânzii la depozite este pozitivă și de semn opus celei aferente ratei dobânzii la titluri de stat. De asemenea ea este mai mare decât cea aferentă ratei dobânzii la titluri de stat, ceea ce sugerează o elasticitate mai mică a cererii de monedă națională la modificarea dobânzii la titluri de stat. Un test impunând semielasticități egale pentru cele două dobânzi (în valoare absolută) este respins din punct de vedere statistic pentru modelele II ( $\chi^2(1) = 11.01[0.00]$ ) și III ( $\chi^2(1) = 22.8[0.00]$ ), în timp ce pentru modelul I nu poate fi respins ( $\chi^2(1) = 1.05[0.30]$ ).

Coeficientul deprecierei cursului de schimb are semn în concordanță cu teoria economică (negativ) și este semnificativ din punct de vedere statistic, ceea ce indică existența unei substituții monetare în România, lucru evidențiat și de creșterea ponderii depozitelor în valută în total M2 (figura 4). Acest coeficient este totuși relativ mic (elasticitatea cererii de bani în funcție de deprecierea cursului fiind de  $0.46 \cdot 0.43 = 0.19$ , unde 0.43 este media de depreciere anualizată a cursului), lucru explicat de faptul că pe medie moneda națională s-a apreciat în termeni reali continuu (figura 7) cu excepția șocurilor din 1997 (liberalizarea prețurilor și a cursului de schimb) și 1999 (presiunea asupra deprecierei reale a cursului de schimb exercitată de un vârf de plată a datoriei externe), iar dobânda pasivă a fost pe medie mai mare decât randamentul plasamentelor la valută, aspect foarte evident începând cu 2001. Coeficientul mic al deprecierei cursului de schimb poate fi de asemenea atribuit unui hysteresis al dolarizării (măsurată ca pondere a plasamentelor în valută în total M2) și/sau unei prime de risc ridicate pentru România.

---

<sup>17</sup> Multicolinearitatea (opus ortogonalității) se referă la prezența corelației simple pozitive între două variabile. Prezența ei poate duce la apariția erorilor în estimarea coeficienților.

**Figura 7 Cursul de schimb, deprecierea și ratele de dobândă**



Semielasticitatea cererii de bani funcție de inflația anualizată este de 0.47, ceea ce conduce la o elasticitate pe termen lung de 0.33 (obținută din înmulțirea cu media inflației anualizate de 0.71), apreciată ca fiind relativ ridicată. Acest lucru este explicabil pentru o țară ca România în care activele financiare din afara M2 sunt limitate și agenții au dețineri semnificative de active reale.

### 5.3.2 Teste de exogenitate slabă

Testarea exogenității slabe presupune testarea ipotezei  $H_0 : \alpha_i = 0$ , unde  $\alpha_i$  reprezintă componentele matricei  $\alpha$  (appendix I). Dacă se acceptă ipoteza  $H_0$  atunci viteza de ajustare  $\alpha$  nu este semnificativ diferită de zero și variabila respectivă este slab exogenă, adică variabila nu răspunde la abaterile de la echilibrul pe termen lung. Ipoteza de exogenitate slabă se acceptă separat (tabelul 4) pentru producție, dobânda pasivă, inflație, depreciere și cursul de schimb cât și cumulată (tabelul 5). Ea se respinge pentru masa monetară și dobânda la titluri de stat. Faptul că dobânda pasivă este slab exogenă semnifică faptul că aceasta este determinată în afara sistemului (nu ea este determinată de cererea de bani, cererea de bani este determinată de dobândă). Dobânda la titluri de stat, nefiind slab exogenă, se ajustează la dezechilibrul cererii de bani față de nivelul pe termen lung.

Relația între inflație și masa monetară este de la inflație spre masa monetară și nu invers, inflația fiind slab exogenă pentru relația cererii de bani. Nu creșterea masei monetare generează inflația, ci aceasta este acomodată, masa monetară crescând pentru a readuce sistemul la echilibru. Ca urmare, se poate spune că inflația nu este un fenomen monetar.

**Tabel 5 Teste cumulate de exogenitate slabă~ 1/**

	(1,2,3,4=0)	(1,2,4=0)	(1,2,3,4,5=0)	(1,2,4,5=0)	(1,2,3,4,5,6=0)
<b>I</b>	$\chi^2(4) = 9.26$ [0.054]	$\chi^2(3) = 2.49$ [0.48]			
<b>II</b>	$\chi^2(4) = 8.30$ [0.08]	$\chi^2(3) = 3.24$ [0.35]	$\chi^2(5) = 10.69$ [0.057]	$\chi^2(4) = 3.93$ [0.41]	
<b>III</b>	$\chi^2(4) = 23.1$ [0.00]*	$\chi^2(3) = 1.01$ [0.79]			$\chi^2(6) = 23.33$ [0.00]*

~Date ajustate sezonier; 1/ 1,2,3,4,5,6 reprezintă viteza de ajustare ( $\alpha$ ) pentru producție, dobânda pasivă, dobânda la titluri de stat, inflație, depreciere și respectiv curs de schimb; \*\* și \* indică respingerea ipotezei nule (există exogenitate slabă, în paranteze drepte – probabilitatea) la un prag de 1% respectiv 5%.

Coeficienții reprezentând vitezele de ajustare (tabelul 3) arată o ajustare relativ rapidă a cererii reale de monedă la dezechilibre. Viteza de ajustare negativă semnifică faptul că dacă în luna anterioară cererea de bani a fost mai mare decât nivelul de echilibru pe termen lung, în luna curentă cererea de bani va scădea. Se poate spune că banca centrală acomodează rapid aceste dezechilibre (pentru modelul II și III 10% din dezechilibrul din luna anterioară este ajustat în luna curentă, ducând în circa 10 luni la o acomodare a acestui dezechilibru; pentru modelul I 4% din luna anterioară este ajustat în luna curentă). La variațiile variabilelor explicative, banca centrală reacționează cu o viteză relativ mare pentru a restabili echilibru, nivelul masei monetare fiind modificat în funcție de noile evoluții. Această viteză de ajustare poate semnifica faptul că este foarte mare costul dezechilibrului sau faptul că este foarte mic costul ajustării.

Ca alternativă pentru estimările realizate până în acest moment, am realizat estimări folosind datele neajustate și introducând variabile dummy sezoniere centrate (ortogonalizate) pentru a surprinde sezonalitatea. Rezultatele nu au fost consistente din punct de vedere economic și econometric decât în cazul modelului economiei închise (model I - tabel 6), celelalte modele conducând la coeficienți nesemnificativi din punct de vedere statistic.

Tabel 6 Relația de cointegrare pe termen lung 1/

	<i>Producție</i>	<i>Dobânda pasivă</i>	<i>Dobânda titluri de stat</i>	<i>Inflație</i>	<i>Dummy9701<sup>18</sup></i>	<i>S1<sup>19</sup></i>	
Coef.	<b>1.07*</b>	<b>7.84*</b>	<b>-4.28*</b>	<b>-0.28*</b>	<b>-0.05</b>	<b>-0.09*</b>	
SE 2/	0.56	1.4	0.8	0.1	0.03	0.03	
t 3/	1.9	5.57	-5.3	-2.7	-1.33	-2.86	
	<i>S3</i>	<i>S10</i>	<i>S11</i>	<i>S12</i>	<i>Viteza de ajustare</i>	<i>RMSE 4/</i>	
						<i>static</i>	<i>dinamic</i>
Coef.	<b>-0.05</b>	<b>-0.04*</b>	<b>-0.03</b>	<b>0.06*</b>	<b>-0.04</b>	<b>0.03</b>	<b>0.024</b>
SE 2/	0.04	0.01	0.01	0.01	0.03		
t 3/	1.15	-2.15	-1.64	3.36	-1.33		

\* semnificativ la un nivel de 5%; 1/ Date neajustate sezonier; 2/ Eroare standard; 3/ T-statistic; 4/ Root mean square error pentru forecast;

Parametrii cheie estimați în tabelul 6 sunt consistenți cu literatura teoretică și similari ca mărime cu cei estimați pentru alte țări în tranziție. Coeficientul pentru variabila dummy9701 este negativ ceea ce este consistent cu faptul că cererea de bani a fost mai redusă în ianuarie 1997, iar coeficientul pentru S12 este pozitiv ceea ce arată creșterea cererii de bani în luna decembrie.

Figura 8 arată graficul vectorilor de cointegrare obținuți prin procedura Johansen. Vectorii de cointegrare reprezintă deviațiile variabilei exogene de la valoarea de echilibru pe termen lung. În contextul modelelor de cerere de bani, diferența pozitivă (negativă) dintre deținerile de bani actuale și nivelul de echilibru poate fi interpretat ca o măsură a *monetary overhang (shortfall)*.

<sup>18</sup> Dummy pentru liberalizarea prețurilor din ianuarie 1997 – ia valoarea 1 în ianuarie 1997 și 0 în rest.

<sup>19</sup> S-dummy sezonier ortogonalizat pentru luna ianuarie (S1-scăderea cererii de bani în ianuarie datorate diminuării ofertei), martie (S3-creșterea prețurilor în luna martie), octombrie (S10-creșterea producției industriale), noiembrie (S11-creșterea producției industriale) și decembrie (S12-creșterea cererii de bani).

**Figura 8 Relația de cointegrare nerestricționată (utilizată ca error correction term în modelul dynamic)**

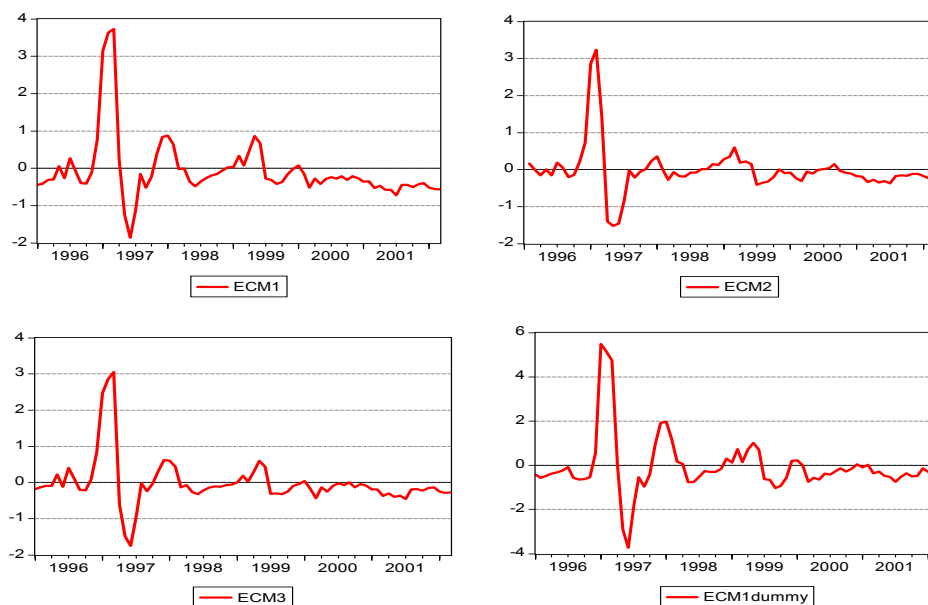
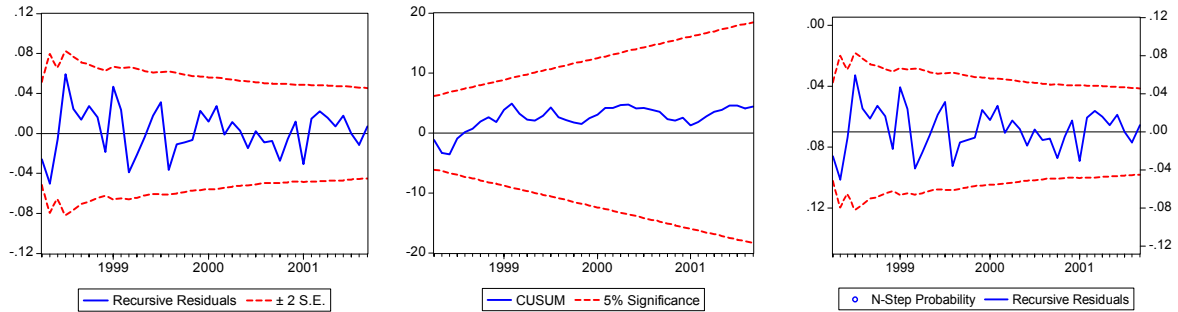


Figura 8 arată faptul că pe perioada 1996-2002 pentru cele trei modele plus modelul I cu variabile neajustate sezonier deviațiile cererii de bani de la nivelul său de echilibru pe termen lung sunt staționare, ceea ce este esențial pentru utilizarea acestor deviații într-un mecanism de corecție a erorilor. Mai mult, aceste deviații sunt relativ mici, cu excepția anului 1997, în care în primele trei luni este evident un monetary overhang, după care în următoarele două luni ca urmare a înăsprii condițiilor monetare ca urmare a presiunilor exercitate de Banca Națională a României în direcția creșterii substanțiale a dobânzilor s-a realizat un shortfall, pentru ca apoi situația să revină la normal.

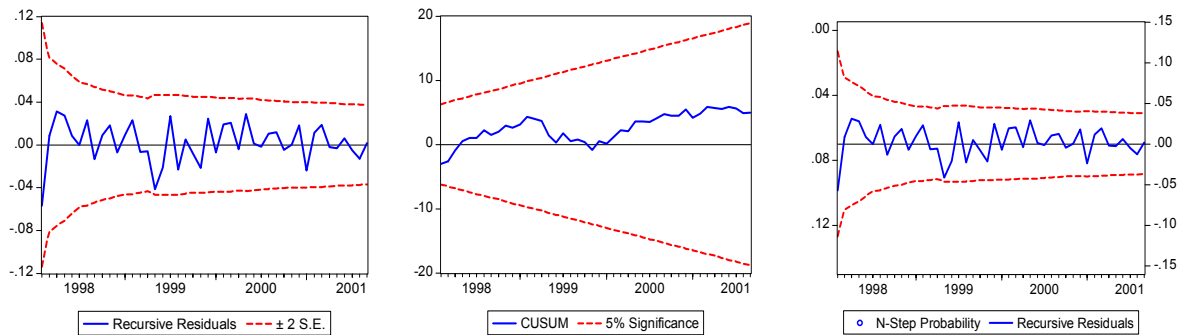
### 5.3.3 Stabilitatea parametrilor pentru echilibrul pe termen lung

Stabilitatea parametrilor reprezintă un aspect esențial în realizarea unei bune specificații pentru cererea de bani. Instabilitatea poate apărea în timpul și imediat după crizele financiare, iar factorii determinanți ai cererii de bani se pot schimba. Pentru a evalua stabilitatea parametrilor, vom reestima recursiv parametrii din ECM nerestricționat. În figurile 9, 10, 11 și 12 sunt prezentate testele CUSUM, reziduri recursive, N-step forecast test și coeficienții estimați recursiv.

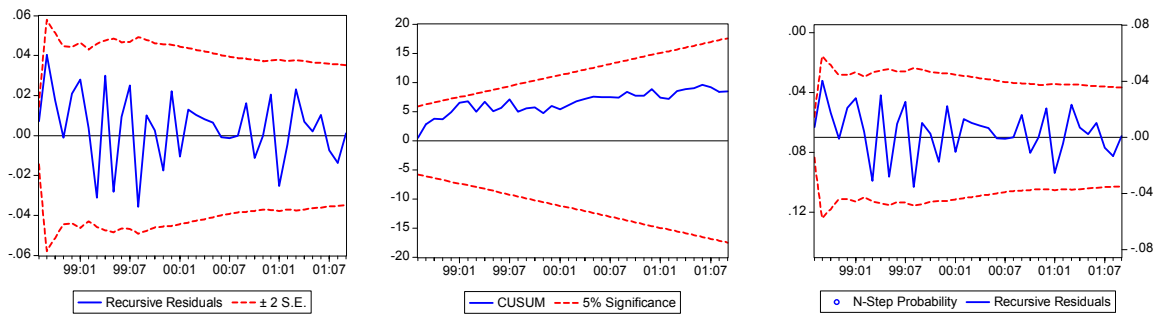
**Figura 9 Grafice diagnostic recursive pentru ECM nerestricționat model I**



**Figura 10 Grafice diagnostic recursive pentru ECM nerestricționat model II**

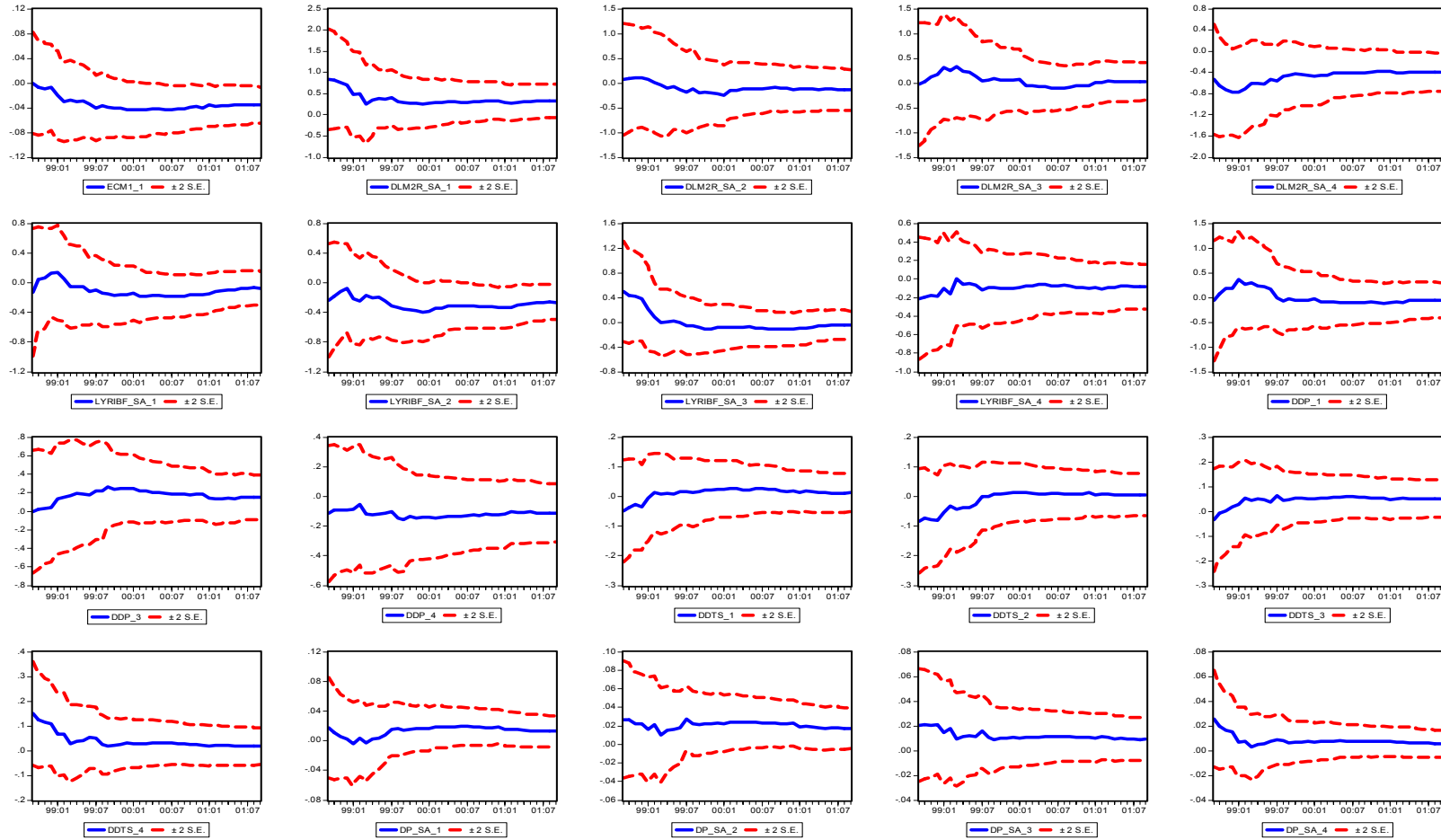


**Figura 11 Grafice diagnostic recursive pentru ECM nerestricționat model III**



În conformitate cu testele efectuate, coeficienții estimați sunt constanți în timp, deși în 1997 există ușoare semne de instabilitate. Stabilitatea parametrilor sugerează faptul că determinanții cererii de bani au rămas constanți în timp pe perioada analizată. Această stabilitate este remarcabilă ținând cont de perioada de tranziție prin care a trecut economia și de schimbările de politică economică survenite.

Figura 12 Graficele pentru coeficienții recursivi pentru ECM pe termen scurt nerestricționat pentru modelul I





Stabilitatea coeficienților pentru datele ajustate sezonier se poate datora și faptului că folosirea procedurii de ajustare sezonieră Tramo-Seats care dă rezultate bune în prezența valorilor extreme (outliers) duce la o bună încorporare a acestor rupturi structurale.

Cu toate acestea, această stabilitate ar putea fi explicabilă. O serie de factori au contribuit la stabilizarea mediului economic, incluzând aici politica monetară restrictivă dusă de Banca Națională a României. De exemplu, atunci când la începutul anului 1997 a avut loc o cădere bruscă a cererii de bani, BNR a acționat în direcția relansării acesteia prin creșterea dobânzilor din economie (care au dus la creșterea dobânzilor pasive).

Datorită numărului insuficient de observații până în 1997:01 (12 observații), modelele nu pot fi estimate separat pe cele două subperioade; din acest motiv nu este posibil un test Chow pentru un structural break în 1997.

Pentru a testa dacă șocul din 1997 a produs doar un „one time jump” în determinanții cererii de bani, lăsându-i nemodificați, vom reestima relația de cointegrare pe perioada 1997:06-2001:09. Obținem în relația pe termen lung coeficienți foarte apropiați de cei obținuți pentru relațiile estimate pe întreaga perioadă. De exemplu, pentru modelul II, dacă punem restricția ca toți coeficienții din relația pe termen lung estimați pentru perioada 1997:06-2001:09 să fie aceeași cu cei estimați pentru perioada 1996:01-2001:09 nu se poate respinge ipoteza nulă:  $\chi^2(5) = 5.73[0.34]$ .

### 5.3.4 Error correction model (ECM) pe termen scurt

Relațiile de cointegrare estimate cuprind factorii care afectează cererea reală de bani pe termen lung. Pe termen scurt pot apărea deviații de la aceste relații reflectând șocuri în oricare din variabilele relevante. Mai mult elasticitățile pe termen scurt diferă de cele pe termen lung. Engle și Granger (1987) au arătat că dacă există o relație de cointegrare între variabile nestaționare, atunci trebuie să existe o reprezentare de corecție către echilibru. În această secțiune vom estima un model de corecție a erorilor pe termen scurt restricționat (parsimonious) de forma:

$$\Delta LM2R = C + \sum_{j=1}^5 \sum_{i=1}^6 \gamma_{ji} \Delta V_{j,t-i} + \gamma_1 ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

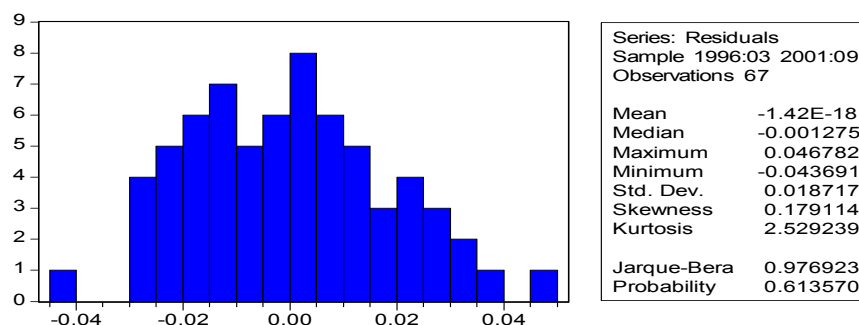
unde V reprezintă vectorul de variabile (masa monetară, producția, dobânda pasivă, dobânda la titluri de stat și inflația). Utilizând o metodologie de la general la specific („general-to-specific”-David Hendry) și eliminând lagurile ne semnificative se ajunge la modelul restricționat („parsimonious”) din tabelul 7.

**Tabel 7 Model de corecție a erorilor (ECM) restricționat (parsimonious) - model I**

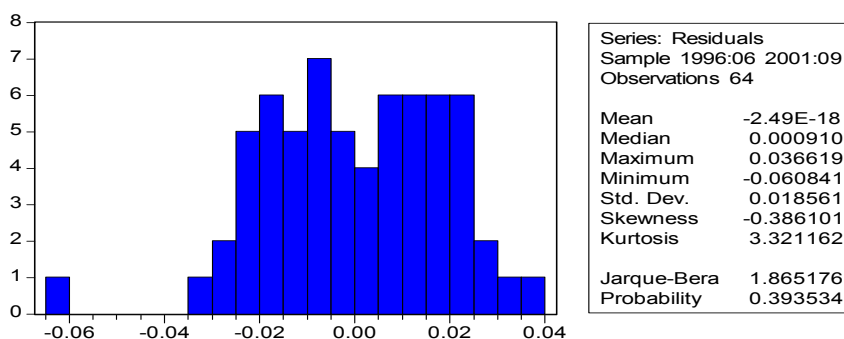
Dependent Variable: D(LM2R_SA)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1996:03 2001:09				
Included observations: 67 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ECM1_1	-0.013942	0.004046	-3.446164	0.0010
DLM2R_SA_1	0.313701	0.115123	2.724918	0.0083
DDTS	-0.026417	0.011747	-2.248838	0.0281
DP_SA	-0.014734	0.001866	-7.894747	0.0000
C	-0.005467	0.002521	-2.168777	0.0339
R-squared	0.667695	Mean dependent var	-0.007540	
Adjusted R-squared	0.646256	S.D. dependent var	0.032469	
S.E. of regression	0.019311	Akaike info criterion	-4.984542	
Sum squared resid	0.023122	Schwarz criterion	-4.820013	
Log likelihood	171.9822	F-statistic	31.14393	
Durbin-Watson stat	2.144583	Prob(F-statistic)	0.000000	
Q-stat(6)			6.51[0.368]	
ARCH(6)			0.79[0.58]	
White			0.64[0.73]	
Q-stat(6) – testul Ljung-Box pentru absența autocorelației reziduurilor până la lagul 6; ARCH(6) – test bazat pe multiplicatorul Lagrange pentru absența efectelor ARCH până la lagul 6; White – test pentru absența heteroskedasticității utilizând variabilele dependente și produsele acestora. În paranteze drepte – probabilitatea asociată.				

Și în modelul restricționat, termenul de corecție a erorilor are semn negativ și este semnificativ. Acest semn implică faptul că cererea de bani se ajustează în luna curentă ca urmare a unui dezechilibru față de nivelul de echilibru din luna anterioară. Cu alte cuvinte, dacă în luna curentă există un exces de bani, în luna următoare agenții își vor reduce deținerile de bani. Ca mărime, coeficientul de ajustare este mic, ceea ce înseamnă că este mic costul rămânerii în dezechilibru.

**Figura 13 Test de normalitate a reziduuului pentru ECM restricționat (parsimonious) – model I**



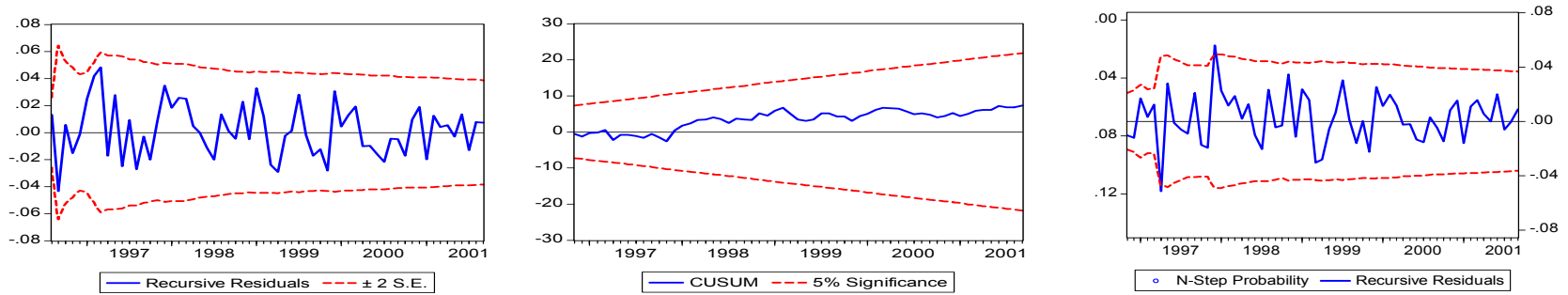
**Figura 14 Test de normalitate a reziduuului pentru ECM nerestricționat – model I**



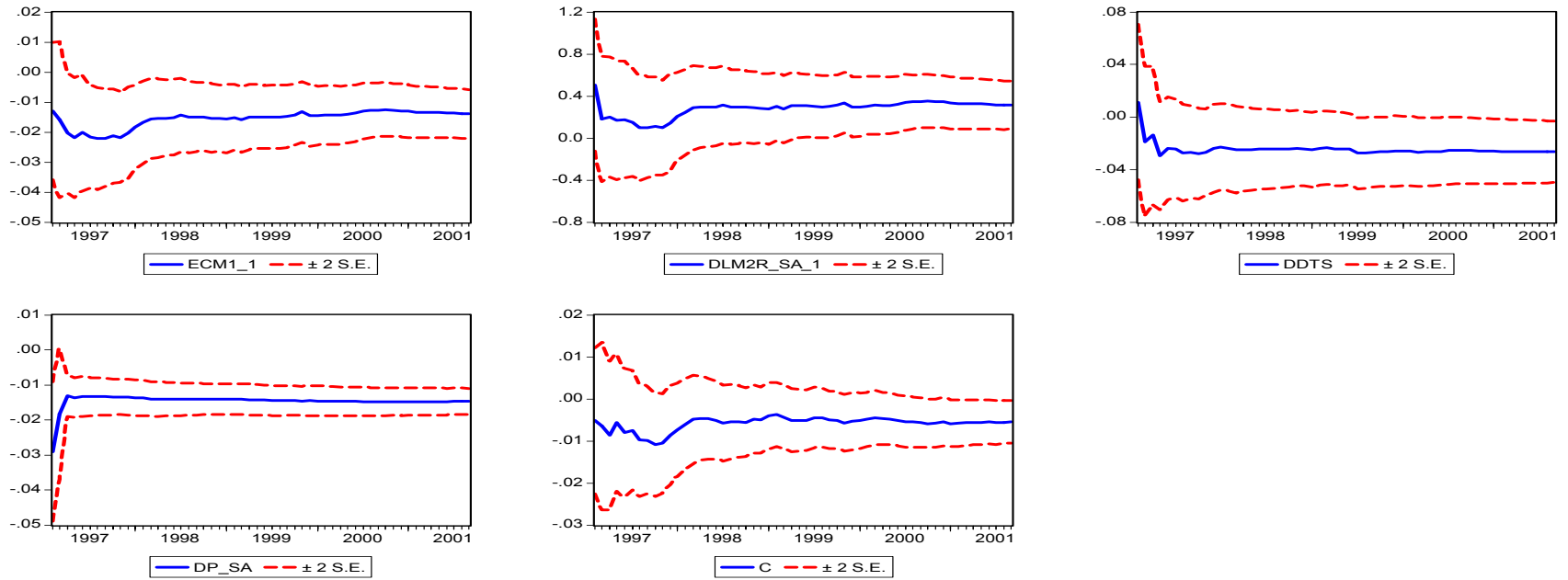
În timp ce modificarea producției reale și a dobânzii pasive nu afectează variația pe termen scurt a cererii de bani, cererea de bani este influențată pe termen scurt de modificarea dobânzii la titluri de stat și a inflației. Astfel este scoasă în evidență reacția publicului la modificarea ratei inflației, ceea ce conduce la ideea că și pe termen scurt agenții achiziționează bunuri în schimbul deținerii de bani, ei anticipând o creștere a inflației. De asemenea, cererea de bani pe termen scurt este afectată de lagul său de ordinul unu.

Figurile 15 și 16 cuprind testele diagnostic pentru ECM restricționat din tabelul 7. Din compararea cu modelul nerestricționat, modelul restricționat (parsimonious) este mai bun din punct de vedere calitativ, lucru sugerat și de testele de normalitate a reziduurilor din figurile 13 și 14. Testele din tabelul 7 indică faptul că nu există semne de corelații seriale și heteroskedasticitate în reziduuri. De remarcat faptul că deși modelul este restricționat, ecuația are un R-pătrat ajustat de 0.64, ceea ce semnifică o bună determinare a variabilei dependente de variabilele independente.

**Figura 15 Grafice diagnostic recursive pentru ECM restricționat (parsimonious) model I**



**Figura 16 Graficele pentru coeficienții recursivi pentru ECM pe termen scurt restricționat (parsimonious) pentru modelul I**



Deși și modelul nerestricționat are coeficienți stabili, coeficienții din modelul restricționat sunt mai stabili, intervalul de eroare micșorându-se rapid. După 1997, coeficienții din ECM restricționat sunt virtual constanți.

Ca și în cazul ECM nerestricționat, stabilitatea coeficienților din modelul restricționat este remarcabilă, luând în considerație numărul ridicat de reforme economice derulate în perioada 1996-2002. Acest lucru indică faptul că evenimentele capabile să creeze valori extreme (outliers) sau rupturi structurale (structural breaks) au fost încorporate destul de bine.

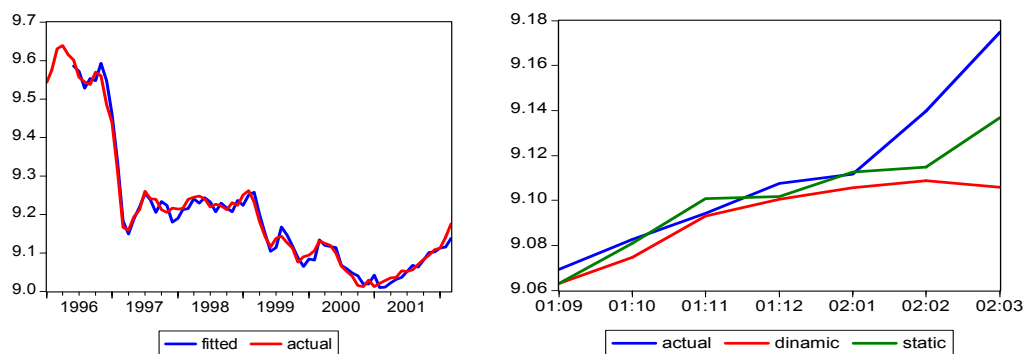
### 5.3.5 Capacitatea de previziune

După cum am mai precizat, toate estimările le-am realizat pentru perioada 1996:01-2001:09. Extinzând modelul pentru perioada 2001:10-2002:03 putem face o serie de judecăți referitoare la politica monetară din această perioadă.

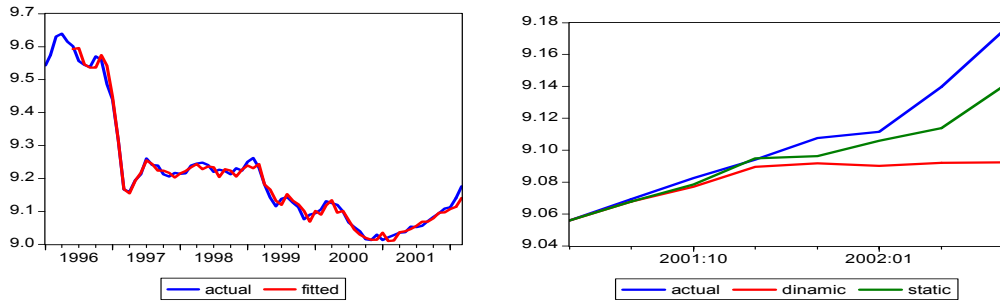
Pentru previzionarea statică, valoarea previzionată a cererii de bani la momentul  $t$  este calculată ca  $\overline{m}_t = m_{t-1} + \Delta \overline{m}_t$ , unde  $\Delta \overline{m}_t$  este bazat pe modelele ECM estimate. În previzionarea dinamică, valoarea previzionată a cererii de bani la momentul  $t$  este dat de

$$\overline{m}_t = m_0 + \sum_{j=1}^t \Delta \overline{m}_j, \text{ adică erorile sunt cumulate în timp.}$$

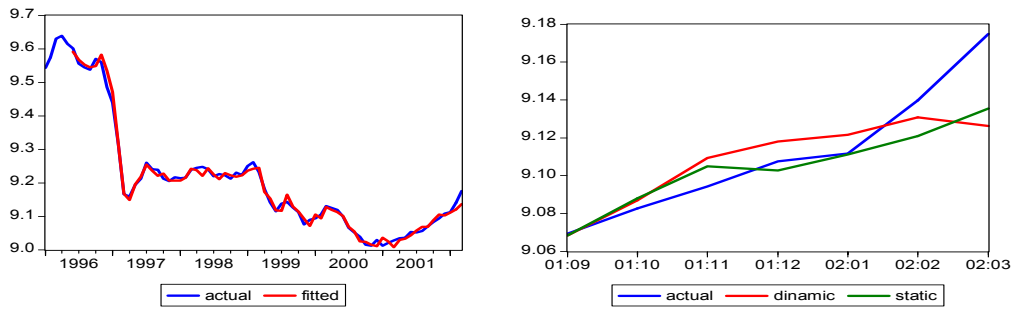
**Figura 17 M2 actual vs. fitted model I**



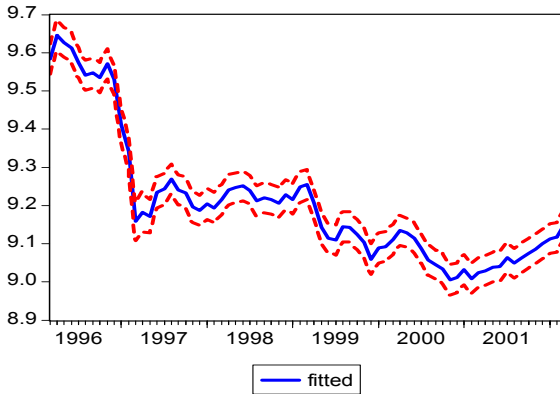
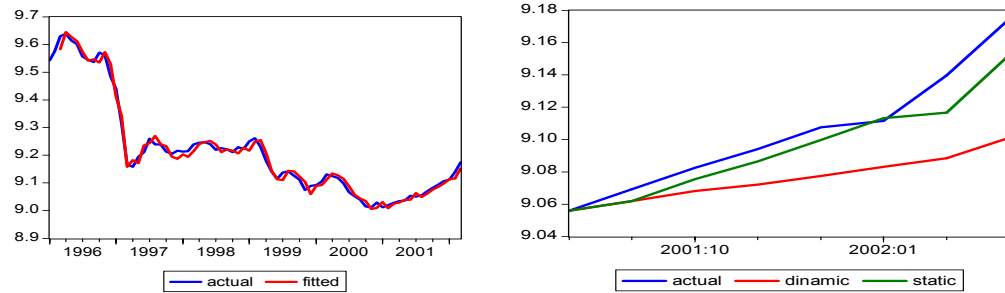
**Figura 18 M2 actual vs. fitted –model II**



**Figura 19 M2 actual vs. fitted model III**



**Figura 20 M2 actual vs. fitted model ECM parsimonious**



Forecast: LM2R_SAF	
Actual: LM2R_SA	
Forecast sample: 1996:01 2002:03	
Adjusted sample: 1996:03 2002:03	
Included observations: 73	
Root Mean Squared Error	0.018253
Mean Absolute Error	0.014995
Mean Abs. Percent Error	0.162360
Theil Inequality Coefficient	0.000991
Bias Proportion	0.002481
Variance Proportion	0.002368
Covariance Proportion	0.995151

Previzionarea dinamică și statică („un pas înainte”) sugerează faptul că modelele estimate furnizează o aproximare rezonabilă pentru cererea de bani în perioada 1996-2002 (figurile 17-20), îndeosebi modelul ECM restricționat (parsimonious).

În particular, previzionarea pentru perioada 2001:10-2002:03 ne poate da o idee vis-a-vis de starea politicii monetare, indicând (cu erori cuprinse între 5 și 25%) faptul că pe ansamblu cererea de bani reală a fost mai mare decât cea estimată, ceea ce a generat un „monetary overhang”, politica monetară fiind mai relaxată.

## 5.4 Un model al spațiului stărilor (state space) pentru cererea de bani în România

În această secțiune vom estima un state space model (time-varying parameters) pentru cererea de bani în România urmând o abordare similară cu cea a lui Bomhoff (1991) și Stracca (2001).

Estimările efectuate în secțiunile anterioare s-au bazat pe stabilitatea parametrilor. Un model de variație în timp a parametrilor (time-varying parameters) poate scoate în evidență în plus față de estimările efectuate anterior posibilele modificări în timp a parametrilor de interes folosind filtre Kalman. De asemenea, un avantaj al acestui model este și faptul că poate evalua impactul inovațiilor financiare asupra deținerilor de bani.

În mod concret, vom specifica un model state space în care vom permite explicit variația elasticității cererii de bani în funcție de dobânda pasivă. Modelul este specificat astfel:

$$m_t^d = k + \alpha * y_t + \beta_t * DP + \gamma_t * DTS + \delta_t * p_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\beta_t = \beta_0 + \beta_1 \beta_{t-1} + u_t \quad (13)$$

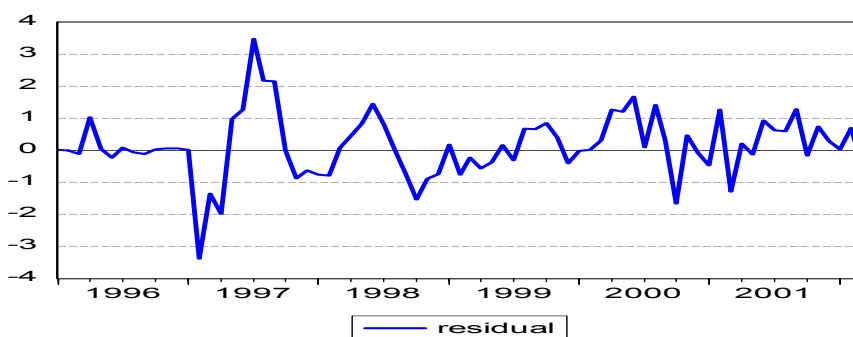
În această specificație, vom introduce un șoc asupra elasticității cererii de bani în funcție de dobânda pasivă ca în Stracca (2001).  $\beta_t$  va fi acum o serie de stare (state series) după cum sunt și  $\gamma_t$  și  $\delta_t$ . Acest lucru se bazează pe o serie de studii teoretice (de exemplu Ireland, 1995 și Glenon și Lane, 1996) care au arătat că inovațiile financiare, cum ar fi introducerea unor noi instrumente monetare de către intermediarii financiari pot avea un impact semnificativ asupra elasticității cererii de bani în funcție de rata dobânzii pentru

activele monetare existente. Teoretic, parametrul  $\alpha$  poate fi estimat liber. În practică, elasticitatea în funcție de producție este fixată la valoarea de  $1.35^{20}$  pentru a câștiga grade de libertate. Seria de stare  $\beta_t$  este modelată ca un proces autoregresiv ca în (13) cu  $\beta_0$  și  $\beta_1$  constante. Coeficientul autoregresiv  $\beta_1$  este estimat liber. În practică seriile de stare  $\beta, \gamma, \delta$  sunt apoi modelate ca procese random walk.  $\varepsilon$  este termenul de eroare cu medie zero, variație constantă și necorelat cu eroarea  $u$ .

Vectorii de cointegrare estimați anterior pot fi considerați cazuri particulare pentru o specificare de tip „variație în timp a parametrilor” ca în ecuația (12) în care variabilele de stare nu variază în timp (adică termenul de eroare din variabilele de stare au varianțe zero). Trebuie spus că nu există nici o garanție că modelul de variație în timp a parametrilor reflectă într-adevăr o relație de cerere de bani, cu alte cuvinte nu poate fi testată o interpretare structurală. Oricum, date fiind similaritățile cu specificarea de tip parametri ficși pentru care există teste de interpretare structurală, este foarte probabil ca modelul să reflecte într-adevăr o relație de cerere de bani.

Modelul de variație în timp a parametrilor din relațiile (12) și (13) este estimat prin intermediul unui filtru Kalman pentru eșantionul total 1996:01 – 2002:03. Acest procedeu presupune maximizarea funcției de verosimilitate maximă utilizând un algoritm de optimizare (în cazul nostru algoritmul BHHH – Berndt-Hall-Hall-Hausman). Faptul că variabilele sunt I(1) nu reprezintă o problemă pentru că modelul de variație a parametrilor este proiectat să lucreze cu variabile nestaționare (non-ergodic), pentru că variabilele de stare depind de valoarea lor anterioară.

**Figura 21 Reziduul din estimarea cu filtru Kalman**

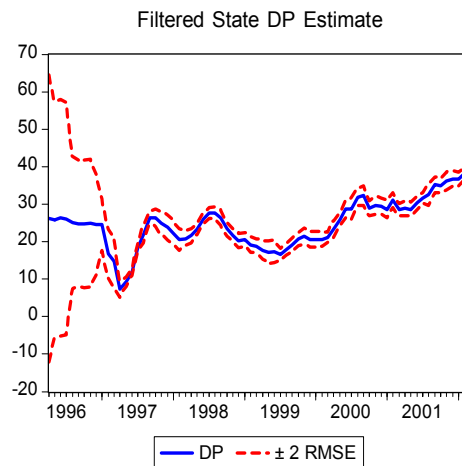


<sup>20</sup> Estimarea liberă a acestei elasticități tinde să conducă la o valoare foarte apropiată de 1.35. Această valoare este foarte apropiată de valoarea estimată prin procedura Johansen (1.39).



Modelul pare să fie bine specificat iar reziduul pare staționar (figura 21). Cum modelul este specificat în termeni de relație pe termen lung, reziduul prezintă o corelație pozitivă (Q statistic  $Q(6)=14.35[0.00]$ ), reflectând costurile aducerii deținerilor de bani către valoarea de echilibru.

**Figura 22 Elasticitatea cererii de bani funcție de rata dobânzii pasive**



O redușă dar de notat creștere a valorii absolute a elasticității cererii de bani funcție de rata dobânzii pasive este vizibilă începând cu prima parte a anului 2000 (figura 22). Acest lucru semnifică faptul că, în condițiile înregistrării unor progrese către un mediu cu inflație mai redusă și mai predictibilă, rate de dobândă de asemenea mai reduse și stabile, crește preferința pentru lichiditate a agenților.

O altă remarcă care se poate face este legată de scăderea bruscă a elasticității cererii de bani funcție de dobânda pasivă la începutul anului 1997. Acest lucru se datorează dobânzilor pasive foarte mari (de până la 120-130% la depozitele la termen) în această perioadă ceea ce a determinat ca la o creștere cu un procent a ratei dobânzii, cererea de bani să nu se modifice foarte mult.

## 6. CONCLUZII

Judd și Scadding (1982, p. 993) afirmă că „stabilitatea cererii de bani se traduce în faptul că cererea de bani este determinată predictibil de un set de variabile, legând masa monetară de sectorul real al economiei”. Judecând și după acest principiu, această lucrare a obținut o funcție a stabilă a cererii de bani pentru România în perioada 1996-2002.

Această lucrare, analizând evoluțiile macroeconomice și ale sistemului financiar a identificat doar câțiva dar relevanți factori care au influențat cererea de bani (M2) atât în cazul economiei închise cât și deschise.

Analiza empirică s-a folosit de procedura Johansen multivariată de cointegrare și de modele de corecție a erorilor. Analiza cointegrării a scos în evidență faptul că există o relație staționară pe termen lung între masa monetară, producția reală, rata dobânzii pasive, rata dobânzii la titluri de stat, inflație și deprecierea cursului de schimb. Cointegrarea dintre masa monetară și alte variabile economice nu implică *per se* previzionarea inflației sau țintirea agregatelor monetare (monetary targeting). Rolul excesului de masă monetară în determinarea inflației depinde de existența exogenității slabe a inflației în funcția cererii de bani<sup>21</sup>. În România, după cum am văzut, inflația este slab exogenă pentru cererea de bani ceea ce înseamnă că aceasta nu este un fenomen monetar.

Elasticitatea cererii de bani pe termen lung funcție de producție este mai mare ca 1 dar nu diferită semnificativ de 1. Variabilele ce se referă la costul de oportunitate au semne în concordanță cu teoria economică.

Elasticitatea cererii de bani pe termen lung funcție de deprecierea cursului de schimb indică existența unei substituții monetare în România în perioada analizată.

Pe termen scurt, cererea de bani nu este influențată de modificarea producției reale și a dobânzii pasive, ea fiind influențată de modificarea dobânzii la titluri de stat și a inflației. Astfel este scoasă în evidență reacția publicului la modificarea ratei inflației, ceea ce conduce la ideea că și pe termen scurt agenții achiziționează bunuri în schimbul deținerii de bani, ei anticipând o creștere a inflației.

---

<sup>21</sup> Sriram (1999a).

Creșterea elasticității cererii de bani sugerată de modelul de variație în timp a parametrilor începând cu 2000 semnifică faptul că odată cu realizarea unor progrese în domeniul reducerii inflației crește preferința pentru lichiditate a agenților.

Rezultatele sugerează faptul că cererea de bani este stabilă în perioada analizată, deși sunt ușoare semne de instabilitate în 1997. Această stabilitate justifică folosirea agregatului M2 ca țintă intermediară în conducerea politicii monetare de către BNR.

Schimbările care intervin în funcția de reacție a autorității monetare pot schimba proprietățile de cointegrare și/sau exogenitate ale sistemului.

Rezultatele analizei trebuie privite cu precauție. Un asemenea exercițiu de estimare a cererii de bani este util în măsura în care ne permite să determinăm cei mai importanți factori care afectează cererea de bani și importanța relativă a diverșilor determinanți. De asemenea, elasticitățile estimate trebuie utilizate cu precauție, fiind dificil să le interpretăm ca adevăratele elasticități pe termen lung dată fiind scurtimea seriilor utilizate în estimări. Pe lângă acestea, funcția cererii de bani în România este foarte probabil să se schimbe, în concordanță cu schimbările structurale care apar în economia românească. De asemenea, pentru o cercetare viitoare ar trebui luate în calcul și alte agregate monetare cum ar fi M0 sau M1 sau un agregat monetar mai extins cum ar fi M2 plus titlurile de stat.

## BIBLIOGRAFIE

- 1) **Arestis Ph., (1988)**, “The Demand for Money in Small Developing Economies: An Application of the Error Correction Mechanism” In: Ph. Arestis (ed.): ”Contemporary Issues in Money and Banking. Chaltenham, Edward Elgar
- 2) **Arlt, J., M. Guba, S. Radkovsky, M. Sojka, V. Stiller, (2001)**, “Influence of selected factors on the the demand for money 1994-2000”, Czech National Bank Working Paper No. 30, Praha
- 3) **Ball, L. (2001)**, “Another Look at Long-Run Money Demand”, Journal of Monetary Economics, 47, 1, pp. 31-44.
- 4) **Bomhoff, E. (1991)**, “Stability and Velocity in the Major Industrial Countries: A Kalman Filter Approach”, IMF Staff Papers, 38, 3, pp. 626-642.
- 5) **Brand, C. and N. Cassola (2000)**, “A Money Demand System for Euro Area M3”, ECB Working Paper Series n. 39.
- 6) **Budina, N. and S. van Wijnbergen (1998)**, "Fiscal Deficits, Monetary Reform and Inflation Stabilization in Romania", World Bank, Development Research Group
- 7) **Chadha, J. S., Haldane, A. G. and N. G. J. Janssen (1998)**, “Shoe-Leather Costs Reconsidered”, Economic Journal, 108, 447, pp. 363-382.
- 8) **Charemza, W., D.**, "New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modeling, Cointegration and Vector Autoregression", E. Elgar Publishing Ltd. 1992.
- 9) **Coenen, G. and J. L. Vega (1999)**,”The Demand for M3 in the Euro Area”, ECB Working Paper n. 6.
- 10) **Cuthbertson, K., D. Bredin, (2001)**, “Money demand in Czech Republic since transition”, Journal of Policy Reform
- 11) **Dickey, D. A. and Rossana, R. J. (1994)**, “Cointegrated time series: A guide to estimation and hypothesis testing”, Oxford Bulletin of Economic and Statistics, 56 (3), 325-53.
- 12) **Egoume-Bosogo, P., (2000)**, “Money demand in Guyana”, IMF Working Paper No. 119
- 13) **Enders, W., (2000)**, “Applied econometric time series”, Iowa State University, John Wiley & Sons, Inc
- 14) **Engle R. F., Granger C. W. J. (1987)** – “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, Econometrica, 55

- 15) **Ericsson, N. R. (1998)**, "Empirical Modeling of Money Demand", *Empirical Economics*, 23, 3, pp. 295-315.
- 16) **Ericsson, N. R., D. F. Hendry, K. M. Prestwich, (1998)**, "Friedman and Schwartz (1982) resisted: Assessing annual and phase-average models of money demand in the United Kingdom", *Empirical Economics* 23: 401-415
- 17) **Ericsson, N.R. (1999)**, "Empirical modeling of money demand", in H. Lütkepohl and J. Wolters (eds.), *Money Demand in Europe*, (Physica-Verlag) Heidelberg, 29-49.
- 18) **Ericsson, N.R., D.F Hendry and G.E. Mizon (1998)**, "Exogeneity, cointegration and economic policy analysis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 370-387.
- 19) **Favero, A. C., (2001)**, "Applied macro econometrics", Oxford University Press
- 20) **Greene, W. (1993)**, "Econometric Analysis", second edition, Macmillan Publishing Company, New York, N.Y.
- 21) **Hamilton, D. J., (1994)**, "Time series analysis", Princeton University Press
- 22) **Hendry, F. D., and K. Juselius (2000)**, "Explaining Cointegration Analysis: Part II", *Energy Journal* 21
- 23) **Johansen S., Juselius K., (1990)**, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to Simultaneous Equations and Cointegration", *Journal of Econometrics*, 69
- 24) **Judd, J.P., and J.L. Scadding, (1982)**, "The Search for a Stable Money Demand Function: A survey of the post-1973 literature," *Journal of Economic Literature*, Vol. 20, No. 3, pp. 993-1023
- 25) **Jusoh, M. (1987)**, „Inflationary Expectations and the Demand for Money in moderate inflation: Malaysian evidence”, *Journal Ekonomi Malaysia*, Vol. 15, pp. 3-14.
- 26) **Lucas, R. (2000)**, "Inflation and Welfare", *Econometrica*, 68, 2, pp. 247-274.
- 27) **Lütkepohl, H. and H.-E. Reimers (1992)**, "Impulse response analysis of cointegrated systems", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 16, 53-78.
- 28) **Lütkepohl, H., Teräsvirta, T. and J. Wolters (1999)** – "Investigating Stability and Linearity of a German M1 Demand Function", *Journal of Applied Econometrics*, 14, pp. 511-525.
- 29) **Mullighan, C. and X. Sala-i-Martin (1996)**, "Adoption of Financial Technologies: Technologies and Implications for Money Demand and Monetary Policy", NBER Working Paper n. 5504.
- 30) **Özmen, E (1998)**, "Is Currency Seignorage Exogenous for Inflation Tax in Turkey?", *Applied Economics*, 30, 545 – 552
- 31) **Patterson, K., (2000)**, "An introduction to applied econometrics: a time series approach", Palgrave

- 32) **Petursson, T., (2001)**, “The representative household’s demand for money in a cointegrated VAR model”, Central Bank of Iceland, Working Paper No. 12
- 33) **Sidrauski, M. (1967)**, "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy", American Economic Review, 57, pp. 534-544.
- 34) **Simmons, R. (1992)**, “An error-correction approach to demand for money in five African developing countries”, Journal of Economic Studies, Vol. 19, pp. 29-47
- 35) **Soto, R., M. Tapia, (2001)**, “Seasonal cointegration and the stability of the demand for money”, Central Bank of Chile, Working Paper No. 103
- 36) **Sriram S. S. (1999a)**, “Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models”, IMF Working Paper No. 64, Washington
- 37) **Sriram S. S. (1999b)**, “Demand for M2 in an Emerging-Market Economy: An error-correction Model for Malaysia”, IMF Working Paper No. 173, Washington
- 38) **Stracca, L., (2001)**, “The functional form of the demand for euro area M1”, ECB Working Paper 51
- 39) **Van Aarle, B. and Budina, N., (1996)**, “Currency Substitution and Seignorage in Eastern Europe”, The Journal of Policy Reform, Vol. 1, pp. 279-98.
- 40) **Walsh, C. E., (1998)**, "Monetary Policy and Theory", MIT Press, Cambridge
- 41) \*\*\* "Romania: Selected Issues and Statistical Appendix", IMF, 2001
- 42) \*\*\* International Monetary Fund, (2001) „IMF Country Report No. 01/204 - Romania: Request for a Stand-By Arrangement”, November
- 43) \*\*\* International Monetary Fund, (2001) „IMF Country Report No. 16/01 - Romania: Selected Issues and Statistical Appendix”, January
- 44) \*\*\* **National Bank of Romania**, “Buletin lunar” din perioada 1996-2002, București, România
- 45) \*\*\* **National Bank of Romania**, “Raport anual” din perioada 1997-2002, București, România

## Procedura Johansen

În lucrare am folosit procedura Johansen și Juselius de testare a vectorilor de cointegrare pentru modele multivariate.

Dat fiind un grup de serii nestaționare, ne putem pune problema dacă aceste serii sunt cointegrate și dacă sunt, care este relația de cointegrare (relația pe termen lung).

Procedura Johansen este bazată pe următorul p-dimensional VAR cu k laguri:

$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \mu + \psi D_t + \varepsilon_t$ ,  $t = 1, \dots, T$ , unde  $X_t$  este un vector de variabile nestaționare I(1) de dimensiune p,  $D_t$  este o matrice (opțional) de variabile dummy sezoniere centrate și  $\varepsilon_t$  este un vector de erori I.I.D. (identic și independent distribuite) gaussiene. Acest model în nivele poate fi rescris într-o formă de corecție a erorilor astfel:

$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \psi D_t + \varepsilon_t$ ,  $t = 1, \dots, T$ , unde matricile  $\Gamma$  și  $\Pi$  sunt date de relațiile:

$$\Gamma_i = -[I - \sum_{i=1}^{k-1} \pi_i] \text{ și } \Pi = -[I - \sum_{i=1}^k \pi_i].$$

Sub ipoteza cointegrării, matricea  $p \times p$   $\Pi$  conține informație cu privire la relația pe termen lung dintre variabilele vectorului X. Această ipoteză va depinde de rangul  $r$  al matricii  $\Pi$ . Sunt trei cazuri care se pot lua în considerare:

- (i)  $r$  poate fi complet, altfel spus rangul  $r$  al matricii  $\Pi$  este p. În acest caz, toate variabilele din X sunt staționare și un trebuie estimat un VAR standard în nivele. În general, această situație nu va apărea atâta timp cât una sau mai multe variabile sunt I(1).
- (ii)  $r$  este zero, altfel spus  $\Pi$  este matricea nulă. În acest caz, nu există nici o relație pe termen lung între variabile și VAR-ul trebuie estimat în diferențe.
- (iii)  $r$  este între 0 și p și reprezintă numărul vectorilor de cointegrare dintre variabilele vectorului X. Aceasta implică faptul că există matricile  $p \times r$   $\alpha$  și  $\beta$  astfel încât  $\Pi = \alpha\beta'$ ,

unde  $\beta$  este matricea vectorilor de cointegrare și  $\alpha$  este matricea coeficienților de ajustare. Chiar dacă elementele lui X pot fi nestaționare, vectorii de cointegrare reprezintă combinații liniare staționare ale acestor elemente, adică  $\beta' X_t$  este staționar.

Johansen și Juselius au introdus două teste LR (likelihood ratio) pentru a determina rangul matricii  $\Pi$ . Primul test este trace test, care testează ipoteza  $r \leq p$  vis-a-vis de alternativa generală de staționaritate. Trace statistic este dat de:

$Trace = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ . De notat faptul că Eviews folosește valorile critice pentru trace statistic din Osterwald-Lenum<sup>22</sup>(1992) și nu cele tabelate în Johansen și Juselius (1990).

Al doilea test este testul valorii proprii maximale (maximal eigenvalue test), a cărei ipoteză nulă este existența a r vectori de cointegrare vis-a-vis de existența a r+1 vectori de cointegrare. Maximal eigenvalue test statistic este dat de:

$$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}).$$

Dacă cointegrarea este găsită și vectorii de cointegrare  $\beta$  sunt estimați, semnificația coeficienților din  $\beta$  se poate testa și astfel se obțin teste de excludere a unor variabile (dacă nu sunt importante în relația pe termen lung). Aceste teste iau forma  $\beta_i = 0$  pentru variabila i. Testul statistic este definit de relația:

$$LR = T \sum_{i=1}^r \ln[(1 - \tilde{\lambda}_i)/(1 - \hat{\lambda}_i)],$$
 unde r este numărul vectorilor de cointegrare, iar  $\tilde{\lambda}_i$  și  $\hat{\lambda}_i$

sunt valorile proprii în cazul estimării lui  $\beta$  restricționat respectiv nerestricționat. Testul statistic astfel obținut are o distribuție  $\chi^2$  cu un număr de grade de libertate egal cu numărul de restricții.

Matricea  $\alpha$  conține vectorii de ajustare, care descriu viteza cu care variabilele dependente se ajustează la relația pe termen lung. Se pot realiza teste de exogenitate, testând restricția  $\alpha_j = 0$  pentru variabila j printr-o procedură similară ca la testul de excludere. Dacă această ipoteză nu poate fi exclusă pentru o variabilă dată, atunci această variabilă va fi slab

---

<sup>22</sup> Osterwald-Lenum, Michael (1992). "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 461-472.



exogenă pentru relația pe termen lung, din moment ce ea nu se ajustează la șocurile în alte variabile.

## APPENDIX II

### Teste de unit root

Producția industrială							
<b>Nivel</b>							
ADF Test Statistic	-0.61121	1% Critical Value*	-4.089	PP Test Statistic	-1.10357	1% Critical Value*	-4.0853
2 laguri de diferențe		5% Critical Value	-3.472	3 laguri de trunchiere		5% Critical Value	-3.4704
		10% Critical Value	-3.163			10% Critical Value	-3.162
<b>Prima diferență</b>							
ADF Test Statistic	-4.24417	1% Critical Value*	-4.091	PP Test Statistic	-10.0434	1% Critical Value*	-4.0871
2 laguri de diferențe		5% Critical Value	-3.473	3 laguri de trunchiere		5% Critical Value	-3.4713
		10% Critical Value	-3.164			10% Critical Value	-3.1624
Masa monetară							
<b>Nivel</b>							
ADF Test Statistic	-2.12306	1% Critical Value*	-4.089	PP Test Statistic	-1.33066	1% Critical Value*	-4.0853
2 laguri de diferențe		5% Critical Value	-3.472	3 laguri de trunchiere		5% Critical Value	-3.4704
		10% Critical Value	-3.163			10% Critical Value	-3.162
<b>Prima diferență</b>							
ADF Test Statistic	-4.89789	1% Critical Value*	-4.091	PP Test Statistic	-4.97097	1% Critical Value*	-4.0871
2 laguri de diferențe		5% Critical Value	-3.473	3 laguri de trunchiere		5% Critical Value	-3.4713
		10% Critical Value	-3.164			10% Critical Value	-3.1624
Dobânda pasivă							
<b>Nivel</b>							
ADF Test Statistic	-1.04431	1% Critical Value*	-2.595	PP Test Statistic	-0.98484	1% Critical Value*	-2.5941
2 laguri de diferențe		5% Critical Value	-1.945	3 laguri de trunchiere		5% Critical Value	-1.9447
		10% Critical Value	-1.618			10% Critical Value	-1.618
<b>Prima diferență</b>							
ADF Test Statistic	-4.94863	1% Critical Value*	-2.595	PP Test Statistic	-4.99154	1% Critical Value*	-2.5945
2 laguri de diferențe		5% Critical Value	-1.945	3 laguri de trunchiere		5% Critical Value	-1.9448
		10% Critical Value	-1.618			10% Critical Value	-1.6181

<b>Dobânda titluri de stat</b>							
<b>Nivel</b>							
ADF Test Statistic	-1.36352	1% Critical Value*	-2.595	PP Test Statistic	-1.39093	1% Critical Value*	-2.5941
2 laguri de diferențe		5% Critical Value	-1.945	3 laguri de trunchiere		5% Critical Value	-1.9447
		10% Critical Value	-1.618			10% Critical Value	-1.618
<b>Prima diferență</b>							
ADF Test Statistic	-4.28424	1% Critical Value*	-2.595	PP Test Statistic	-7.32255	1% Critical Value*	-2.5945
2 laguri de diferențe		5% Critical Value	-1.945	3 laguri de trunchiere		5% Critical Value	-1.9448
		10% Critical Value	-1.618			10% Critical Value	-1.6181
<b>Inflație</b>							
<b>Nivel</b>							
ADF Test Statistic	-1.855424	1% Critical Value*	-2.5945	PP Test Statistic	-2.266209	1% Critical Value*	-2.5941
1 lag de diferențe		5% Critical Value	-1.9448	3 laguri de trunchiere		5% Critical Value	-1.9447
		10% Critical Value	-1.6181			10% Critical Value	-1.6180
<b>Deprecierea cursului de schimb</b>							
<b>Nivel</b>							
ADF Test Statistic	-3.38151	1% Critical Value*	-3.527	PP Test Statistic	-4.37948	1% Critical Value*	-3.5213
4 laguri de diferențe		5% Critical Value	-2.904	3 laguri de trunchiere		5% Critical Value	-2.9012
		10% Critical Value	-2.589			10% Critical Value	-2.5876
<b>Cursul de schimb</b>							
<b>Nivel</b>							
ADF Test Statistic	-1.7858	1% Critical Value*	-4.089	PP Test Statistic	-1.77385	1% Critical Value*	-4.0853
		5% Critical Value	-3.472	3 laguri de trunchiere		5% Critical Value	-3.4704
		10% Critical Value	-3.163			10% Critical Value	-3.162
<b>Prima diferență</b>							
ADF Test Statistic	-3.7067	1% Critical Value*	-4.091	PP Test Statistic	-4.43876	1% Critical Value*	-4.0871
2 laguri de diferențe		5% Critical Value	-3.473	3 laguri de trunchiere		5% Critical Value	-3.4713
		10% Critical Value	-3.164			10% Critical Value	-3.1624

**Teste de cointegrare**

Model I

Sample(adjusted): 1996:06 2001:09  
 Included observations: 64 after adjusting endpoints  
 Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: LM2R\_SA LYRIBF\_SA DP DTS P\_SA  
 Lags interval (in first differences): 1 to 4  
 Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.435062	79.24148	68.52	76.07
At most 1	0.247704	42.69498	47.21	54.46
At most 2	0.199047	24.47893	29.68	35.65
At most 3	0.141070	10.27393	15.41	20.04
At most 4	0.008426	0.541568	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level  
 Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None *	0.435062	36.54651	33.46	38.77
At most 1	0.247704	18.21604	27.07	32.24
At most 2	0.199047	14.20500	20.97	25.52
At most 3	0.141070	9.732363	14.07	18.63
At most 4	0.008426	0.541568	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level  
 Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level  
 Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 1% level

Model II

Sample(adjusted): 1996:06 2001:09  
 Included observations: 64 after adjusting endpoints  
 Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: LM2R\_SA LYRIBF\_SA DP DTS P\_SA ED  
 Lags interval (in first differences): 1 to 3  
 Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.523210	112.3711	94.15	103.18
At most 1	0.402448	64.96762	68.52	76.07
At most 2	0.169961	32.01312	47.21	54.46
At most 3	0.147275	20.09107	29.68	35.65
At most 4	0.134950	9.894731	15.41	20.04
At most 5	0.009591	0.616786	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level  
 Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.523210	47.40345	39.37	45.10

At most 1	0.402448	32.95450	33.46	38.77
At most 2	0.169961	11.92205	27.07	32.24
At most 3	0.147275	10.19634	20.97	25.52
At most 4	0.134950	9.277945	14.07	18.63
At most 5	0.009591	0.616786	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level  
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

### Model III

Sample(adjusted): 1996:06 2001:09  
Included observations: 64 after adjusting endpoints  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: LM2R\_SA LYRIBF\_SA DP DTS P\_SA LER  
Lags interval (in first differences): 1 to 4  
Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.728816	155.3077	94.15	103.18
At most 1 *	0.357755	71.79039	68.52	76.07
At most 2	0.269608	43.45209	47.21	54.46
At most 3	0.208193	23.34499	29.68	35.65
At most 4	0.114380	8.404953	15.41	20.04
At most 5	0.009812	0.631066	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level  
Trace test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 5% level  
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 1% level

Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.728816	83.51732	39.37	45.10
At most 1	0.357755	28.33830	33.46	38.77
At most 2	0.269608	20.10710	27.07	32.24
At most 3	0.208193	14.94004	20.97	25.52
At most 4	0.114380	7.773887	14.07	18.63
At most 5	0.009812	0.631066	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level  
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

### Matrice de corelație

	Dobânda titluri de stat	Dobânda pasivă	Depreciere	Curs de schimb	Inflație
Dobânda titluri de stat	1.00	0.67	0.60	-0.39	0.69
Dobânda pasivă	0.67	1.00	0.11	-0.49	0.55
Depreciere	0.60	0.11	1.00	-0.19	0.53
Curs de schimb	-0.39	-0.49	-0.19	1.00	-0.30
Inflație	0.69	0.55	0.53	-0.30	1.00