



ACADEMIA DE STUDII ECONOMICE  
ȘCOALA DOCTORALĂ DE BĂNCI ȘI FINANȚE

**Determinanți ai instabilității vitezei de rotație a  
banilor în cazul economiei României**

STUDENT: MOINESCU BOGDAN

Conducător Științific: Profesor MOISĂ ALTĂR

BUCUREȘTI, 2002

<i>1. Considerente asupra problematicii vitezei de rotatie a banilor in contextul politicii monetare.</i> .....	5
<i>2. Evolutia vitezei de rotatie a banilor in Romaniei in perioada 1996 – 2002.</i> .....	8
<i>3. Principalele efecte si cauze ale instabilitatii vitezei de rotatie a banilor – aspecte metodologice.</i> .....	15
<i>4.1 Impactul volatilitatii vitezei de rotatie asupra reusitei unui program de politica monetara.</i> .....	16
<i>4.2. Determinantii vitezei de rotatie a masei monetare in sens restrans;</i> .....	18
<i>4.3. Determinantii vitezei de rotatie a masei monetare in sens larg.</i> .....	19
<i>4. Estimari econometrice privind instabilitatea vitezei de rotatie a banilor in cazul economiei Romaniei</i> .....	23
<i>5. Concluzii</i> .....	38
<b>BIBLIOGRAFIE</b> .....	40

## ***Introducere***

Viteza de circulație a banilor și determinantii săi reprezintă un subiect des abordat în dezbaterile despre efectele politicii monetare. În pofida numeroaselor studii efectuate pe tema determinantilor vitezei de rotație a banilor, se păstrează, încă, o incertitudine considerabilă asupra sursei evoluțiilor observate ale acesteia.

Unele explicații ale evoluției vitezei de rotație a banilor se identifică cu versiunea lui *Milton Friedman* (1956). În viziunea lui, funcția vitezei de rotație a banilor cuprindea, pe lângă determinantii clasici precum rata dobânzii, randamentul acțiunilor, inflația așteptată sau producția, și factori ce caracterizează dezvoltarea sistemelor financiare. Noile tehnologii din domeniul comunicațional și al procesării datelor, susținute de aplicații informatice performante, au facilitat restructurarea modalităților de realizare a operațiunilor tradiționale, dar mai ales apariția de noi produse și servicii financiare. *Anderson și Rasche* (2001), observând remarcabilă stabilitate a vitezei de rotație a bazei monetare în cazul economiei SUA între anii 1919 și 1999, au atribuit variabilitatea vitezei de circulație, în raport cu masa monetară în sens larg, operativității transferului de fonduri și diversificării alternativelor de economisire.

*Bordo și Jonung* (1987, 1990) au asociat comportamentul vitezei de rotație a banilor factorilor instituționali care induc substituirea între activele monetare în funcție de obiectivele macroeconomice. În condițiile în care lichiditatea economiei sporește și posibilitățile de substituire între active sunt tot mai numeroase, încrederea decidentului public în faptul că autoritatea monetară își va realiza obiectivul propus detine un rol fundamental în felul în care va evolua economia. Exemplificatoare este situația în care puterea de cumpărare a monedei naționale se reduce mai mult decât nivelul asumat de banca centrală prin politica monetară. Atunci populația și agenții economici vor fi dispuși să-și cheltuiască mai repede venitul, alocându-l în special pentru active non-financiare (bunuri de larg consum, bijuterii sau spații imobiliare). Un alt exemplu este fenomenul de dolarizare a economiei ce se manifestă invers proporțional cu oportunitatea deținerii de active în lei. Efectul este o creștere indezirabilă a vitezei de circulație.

O altă abordare este rezultatul studierii problematicii vitezei de rotație a banilor din perspectiva funcției cererii de monedă. *Barnett și Xu* (1998) au asimilat variațiile vitezei de

rotatie a banilor volatilitatii ratei dobanzii. Totodata, determinarea empirica a cererii de moneda faciliteaza și aprecierea variatiilor vitezei indusa de elasticitatea in raport cu productia reala. Astfel, dezvoltarea creditului comercial, imbunatatirea gestionarii trezoreriei agentilor economici, folosirea barterului ca mijloc de schimb sau generalizarea operatiunilor de compensare intre firme – ca factori ce favorizeaza cresterea productiei – determina o crestere subunitara a masei monetare reale pentru tranzactii in raport cu modificarea productiei si , implicit, cresterea numarului de rotatii pe care o unitate monetara il face in decursul unei perioade.

Acest studiu identifica o serie de factori reali si monetari ce determina comportamentul vitezei de rotatie a banilor, in contextul eforturilor de reducere a inflatiei din Romania. Prima parte a lucrarii evidentiaza rolul vitezei de rotatie a banilor in reusita unui program de politica monetara. In acest sens este explicata interactiunea dintre volatilitatea vitezei de rotatie a banilor si abaterea inflatiei de la nivelul sau tinta. Partea a doua descrie evolutia vitezei de rotatie pornind de la caracteristicile comportamentului de tranzactionare si economisire in Romania anilor 1996-2002. Factorii determinanti sunt identificati in contextul desfiintarii sistemului de rationalizare a consumului, dezvoltarii sistemului bancar, liberalizarii pietei valutare si imbunatatirii cadrului institutional al politicii monetare. Partea a treia cuprinde aspectele metodologice ale analizei empirice. Delimitarea cauzelor reale de cele monetare si cuantificarea gradului in care fiecare dintre acestea determina variabilitatea vitezei de rotatie a banilor pentru tranzactionare este realizata pe baza procedurii de cointegrare Johansen. Analiza este extinsa apoi si la nivelul comportamentului de economisire prin endogenizarea vitezei de circulatie pe baza unei ecuatii de dinamica. In partea a patra sunt prezentate estimarile econometrice. Principalele aspecte abordate sunt evidentirea impactului, descompunerea variantei vitezei de tranzactionare si testarea stabilitatii parametrilor de reactie a vitezei de circulatie a banilor<sup>1</sup> la evolutia variabilelor explicative. Concluziile sunt specificate in partea a cincea.

<sup>1</sup> viteza de tranzactionare exprima viteza de rotatie pentru banii cunatificati prin M1, in timp ce viteza de circulatie a banilor exprima viteza de rotatie pentru banii cunatificati prin M2

## **1. Considerente asupra problematicii vitezei de rotatie a banilor in contextul politicii monetare.**

Abilitatea bancii centrale de a controla unul din agregatele monetare si existenta unei relatii stabile intre acesta si productia nominala reprezinta conditiile necesare pentru folosirea unei ancore monetare in politica monetara. Din punct de vedere tehnic, ancora nominală furnizează o condiție pentru ca nivelul prețurilor să fie unic determinat, lucru absolut necesar pentru stabilitatea prețurilor. Ea ajută la legarea așteptărilor inflaționiste de însăși constrângerea asupra valorii banilor naționali. Extrapolând, ancora nominală poate fi privită ca o îngrădire a discreționismului politicii promovate, ajutând astfel la contracararea problemei inconsistenței dinamice. Astfel, pe termen lung, crește probabilitatea atingerii unei stabilități a prețurilor. Inconsistența dinamică apare pentru că decidenții de politică monetară aleg să urmărească obiective pe termen scurt care duc la ratarea obiectivelor propuse pe termen lung, dar și la rezultate proaste pentru agenții economici, induși în eroare la realizarea estimărilor lor viitoare de comportamentul inconsecvent al autorităților monetare

Urmatoarea varianta a relatiei lui Fisher furnizeaza un cadru folositor pentru a dezbate afirmatiile anterioare:

$$\Delta M_t = \Delta y_t^e + \pi^T - \Delta V_t^e \quad (1)$$

Ecuatia (1) arata modul in care banca centrala poate determina nivelul dezirabil al cresterii monetare ( $\Delta M_t$ ) pornind de la targetul de inflatie urmarit ( $\pi^T$ ) si de la asteptarile privind cresterea productie ( $\Delta y^e$ ) si modificarile survenite in viteza de rotatie ( $\Delta V^e$ ) a agregatului monetar folosit ca ancora monetara.

Fezabilitatea unei politici monetare bazate pe folosirea unei ancore monetare depinde in mod determinant de acuratetea anticiparilor privind viteza de rotatie a banilor. Aceasta motivatie explica si numeroasele studii empirice atribuite vitezei de rotatie a banilor. Majoritatea abordarilor s-au axat pe comportamentul pe termen lung al vitezei de rotatie a banilor. Unele din aceste studii au reusit sa demonstreze stabilitatea cererii pentru un agregat monetar alternativ. Cu toate acestea, declinul utilizării țintelor monetare nu a putut fi evitat, în special datorită caracterului *ex post* al acestor analize (Fischer, 1995b).

Pentru construirea unei reguli bazate pe o tinta monetara intermediara solutiya uzuala la aceasta problema ia de obicei forma unor incorporari corective retroactive a inovatiilor in viteza de circulatie monetara, exemplul cel mai general reprezentandu-l formularea data de *Estrella și Mishkin (1996)* regulii optime de țintire a venitului nominal prin utilizarea unui agregat monetar:

$$\Delta M_t = \Delta y_t^e - \alpha(L)\Delta V_{t-1} + [1 + \beta(L)](y_{t-1}^e - y_{t-1})$$

unde  $M_t$  și  $y_t$  sunt valorile logaritmuate ale masei monetare și PIB nominal în perioada  $t$  (de obicei trimestrială),  $y_t^e$  reprezintă ținta de venit nominal, iar  $\alpha$  și  $\beta$  sunt parametrii de reacție ai masei monetare față de modificările anterioare ale vitezei de circulație monetară  $V$ , respectiv față de deviațiile de la țintă ale venitului nominal în trecut ( $L$  fiind operatorul de lag), formularea generală de mai sus permițând utilizarea unor ținte variabile în timp. Caracterul retroactiv al celui de-al doilea termen, deși util în asigurarea unui *feedback* al dinamicii masei monetare, lasă totuși regula vulnerabilă la inovațiile contemporane în viteza de circulație monetară. Aceasta observație este cu atât mai importantă cu cât țintirea unui agregat monetar este afectată, pe termen scurt, de șocurile în viteza de circulație a banilor. O altă carență, în legătură cu această regulă, rezidă în formularea netransparentă (care ridică probleme de implementare și monitorizare a politicii monetare) a variantei sale optime, simplificarea acesteia realizându-se de regulă cu costuri de eficiență traduse în variabilitatea superioară a ratelor inflației în comparație cu cea obținabilă în cazul practicării țintelor inflaționiste.

Practic țintirea venitului nominal se face prin agregarea obiectivelor stabilite prin legea bugetului privind creșterea economică reală și inflația. În general, banca centrală are ca unică responsabilitate anunțarea și realizarea (alături de guvern) unui target de inflație în fiecare an, urmând ca evoluția reală a producției să fie asumată exclusiv de partea guvernamentală. În aceste condiții, adoptarea ecuației (2) ca regulă de politică monetară prezintă ca principală obiecție impactul cauzalității dintre încrederea decidentului public în moneda națională și volatilitatea vitezei de rotație pe termen scurt asupra fezabilității unei încorporări corective retroactive.

Dinamica abaterii inflatiei de la nivelul sau tinta (ca proxi pentru asteptarile inflationiste) si lipsa de transparenta in politica monetara reprezinta catalizatorul inflamarii asteptarilor inflationiste. *Irvin Fisher (1911)* considera asteptarile inflationiste o variabila fundamentala in functia vitezei de rotatie a banilor si preciza ca “*atunci cand se anticipeaza deprecierea monedei nationale, exista o predispozitie intre detinatorii de disponibilitati sa-si cheltuiasca mai redeva venitul... rezultatul final fiind cresterea preturilor, precedat de cresterea vitezei de rotatie a banilor*”. Afirmatia precedenta poate fi reprezentata schematic astfel:

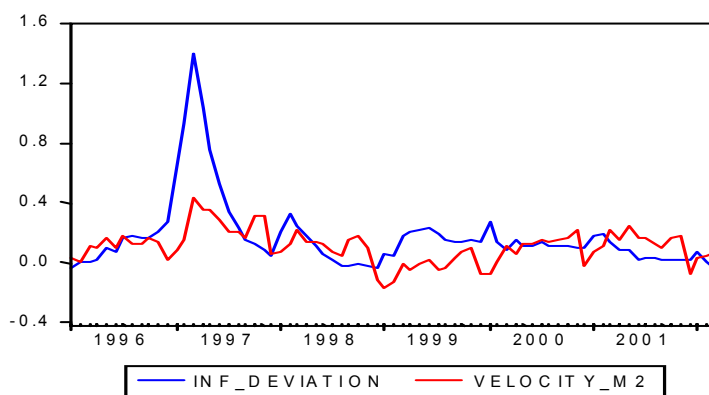
*abaterea infl.  $\uparrow \Rightarrow$  asteptarile infl.  $\uparrow \Rightarrow$  viteza banilor  $\uparrow \Rightarrow$  abaterea infl.  $\uparrow \dots$*

Acest rezultat poate fi asimilat la ceea ce in teoria monetara poarta denumirea de *spirala inflatiei*. Astfel, alaturi de dinamica salariilor si a deprecierei cursului de schimb, modificarea vitezei de rotatie a banilor reprezinta un element semnificativ in functia abaterii inflatiei de la nivelul sau tinta.

In aceste conditii, edogenizarea vitezei de rotatie a banilor este fundamentala pentru a minimiza abaterea inflatiei de la nivelul sau tinta. Existenta unei relatii stabile in cazul cererii de bani pentru tranzactii si delimitarea impactului increderii in moneda nationala asupra vitezei de circulatie a banilor favorizeaza prognozarea acesteia, si implicit reusita politicii monetare.

## ***2.Evolutia vitezei de rotatie a banilor in Romaniei in perioada 1996 – 2002.***

In Romania, controlul inflatiei prin intermediul masei monetare este complicat și de volatilitatea vitezei de circulatie a banilor. De exemplu, in 1998 masa monetara a crescut cu 48,8 la suta comparativ cu 44 la suta in 1999. Cu toate acestea inflatia in 1998, a fost de 40,6% fata de 54% in 1999. Situatia este similara si in 2001, cand, desi masa monetara a crescut cu 46 la suta comparativ cu 38 la suta in 2000, inflatia a fost de numai 30,3% fata de 40,7% in 2000. Acest lucru arata că, in România, o reducere a inflatiei axata pe controlul agregatelor monetare ca ancora nominala au șanse reduse de succes. Volatilitatea mare a vitezei de rotatie a banilor și a factorilor ce afecteaza cererea de bani, pe langa nivelul productiei și al preturilor, face dificila prognozarea nivelului tinta al agregatelor monetare. Graficul de mai jos surprinde evolutia vitezei de rotatie a M2 impreuna abaterea inflatiei de la nivelul sau tinta:



**Instabilitatea vitezei de circulatie este corelata** in principal cu **desfiintarea sistemului de rationalizare a consumului, dezvoltarea serviciilor financiare, liberalizarea pietelor activelor** (financiare și non-financiare) si cu **eficacitatea cadrului institutional al politicii monetare.**

- *Dereglementarea pietei bunurilor de consum* sau desfiintarea sistemului de “rationalizare” a consumului a permis ca, in conditiile devalorizarii monedei nationale, populatia sa-si poata cheltui mai repede venitul și, astfel, viteza de tranzactionare sa creasca.



- *Diversificarea instrumentelor financiare pentru economii* a oferit posibilitatea ca detinatorii de capital temporar disponibil sa poata opta intre mai multe modalitati de economisire in functie de maturitatea, rentabilitatea și riscul plasamentului. Depozitele la bancile comerciale, titlurile de stat, actiunile si unitatile de fond ale fondurilor mutuale reprezinta cele mai semnificative alternative de economisire. Dintre toate acestea, romanii prefera depozitele pentru ca este cel mai comod tip de plasament. Ei nu obisnuiesc sa investeasca in actiuni sau in unitati de fond pentru ca le apreciaza prea riscante. Titlurile de stat, desi foarte atractive prin rentabilitatea oferita, nu sunt usor lichidabile (pe perioada analizata) datorita dezvoltarii greoaie a pietei secundare pentru aceste instrumente financiare. Rolul central in cadrul sistemului financiar il detine sistemul bancar care atrage cea mai mare parte din disponibilitatile din economie. Totodata reprezinta si cel mai important finantator al agentilor economici, in contextul unei pietei de capital slab dezvoltate atat ca volum al tranzactiilor cat si ca diversificare a instrumentelor financiare.
- *Liberalizarea pietei valutare*, incepand cu 1997, a facilitat accesul populatiei pe piata valutara. Se inlatura, in acest fel, o parte semnificativa din rigiditatile orientarii preferintelor catre detinerea de active financiare in lei sau de plasament in valuta (USD, DM). Totusi, se pastreaza discrepanta intre marimea necesara deschiderii unui depozit in lei, ce variaza intre 500,000 și 1,000,000 ROL, și nivelul minim pentru plasamentul in valuta (500 USD).
- *Imbunătățirea cadrului instituțional al politicii monetare* consta in adoptarea, in 1998, a unor legi fundamentale 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. Incepand cu 1999 se pune accentul pe revizuirea si completarea legislatiei bancare cu noi norme de prudenta bancara pentru ca, prin intermediul bancilor, moneda nationala sa-si recapete increderea decidentului public.

Evoluția oscilantă a vitezei de circulație a banilor are la origine fenomenul de demonetizare acută a economiei, care s-a produs între 1990-1993. În acea perioadă, datorită practicării unor dobânzi negative în termeni reali și datorită prăbușirii producției a avut loc o scădere dramatică a cererii de bani, manifestată prin creșterea vitezei de rotație a banilor până la 8,6 rot/an în noiembrie 1993. Această experiență reprezintă sfârșitul așa-zisului fenomen al *iluziei monetare*.

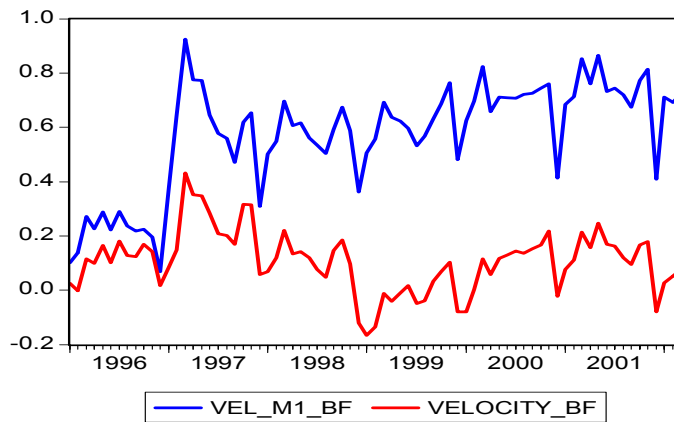
În altă ordine de idei, este de menționat faptul că *perfectionarea judecatilor* de valoare ale populației și agenților economici referitor la puterea de cumpărare a monedei naționale și *modalitatea în care decidentul public își formează așteptările* privind reușita politicii monetare reprezintă un factor important al dinamicii rotației banilor pe termen scurt.<sup>1</sup> În aceste condiții, susceptibilitatea ridicată în capacitatea autorității monetare de a le menține relativ stabilă puterea de cumpărare, face ca populația să fie sensibilă la abaterile ratei inflației de la nivelul anunțat și la variațiile cursului de schimb în raport cu evoluția randamentului depozitelor în moneda națională. În general, atunci când rata inflației depășește, într-o măsură semnificativă, pe cea stabilită, reacția populației și agenților economici se materializează într-un puternic fenomen de substituție monetară, fapt ce reduce cererea de monedă și accelerează viteza de rotație a banilor, amplificând și mai mult fenomenul inflationist. Pe termen lung, dinamica vitezei de rotație este corelată pozitiv cu evoluția fenomenului de dolarizare (cuantificat ca ponderea depozitelor în valută în masa monetară în sens larg) și spread-ul bancilor comerciale.

Din acest punct de vedere, prezintă un interes deosebit estimarea variației vitezei de rotație a monedei ca urmare a modificării credibilității politicii antiinflaționiste în contextul dolarizării economiei și al modului cum își îndeplinesc bancile rolul de atragere și plasare a resurselor temporar disponibile (ca factor stabil al cererii de monedă).

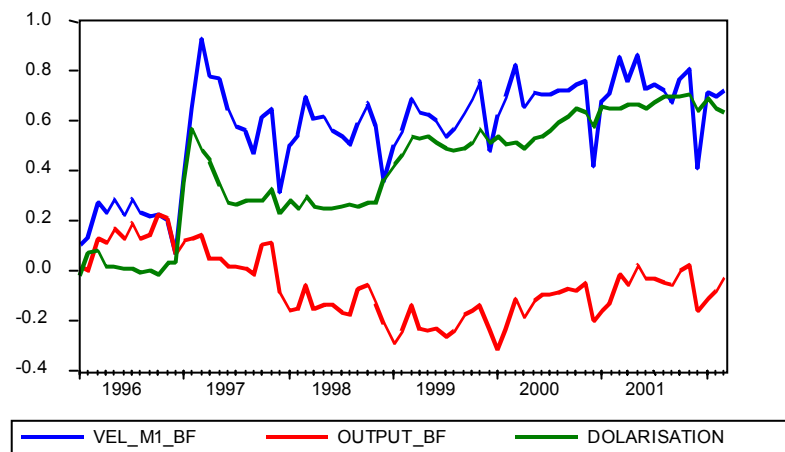
Relevanța analizei este dată de acțiunea diferită a motivațiilor de tranzacționare și economisire asupra vitezei lui M1 și M2. *Evoluția venitului agregat, dolarizarea economiei, aportul bancilor* în stimularea cererii de bani, *abaterea inflației* de la nivelul său obiectiv și *oportunitatea economisirii* în active exprimate în moneda națională afectează în mod diferit tranzacționarea sau economisirea. În consecință cele două dinamici ale vitezei de rotație au fost diferite.

---

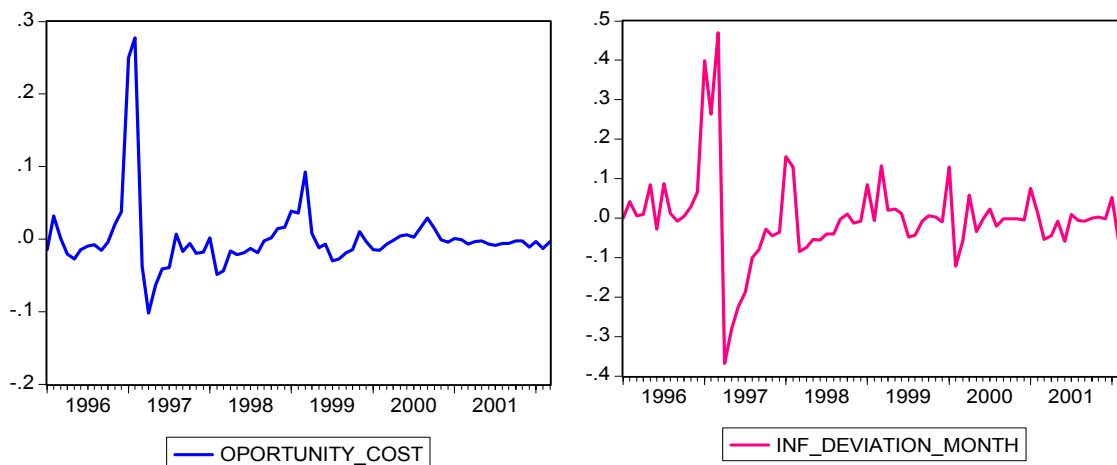
<sup>1</sup> Barro și Gordon (1983)



Folosirea banilor pentru tranzactii este determinata o elasticitate subunitara in raport cu venitul agregat si negativ de gradul de dolarizare al economiei. Elasticitatea subunitara in raport cu productia este cauzata de proliferarea creditului comercial si cresterea arieratelor. Dolarizarea economiei este determinata factori precum gradul de deschidere a economiei si substitutia monetara. Astfel, viteza lui M1 este pozitiv corelata cu productia si substitutia montara:



Daca adaugam si motivatia detinerii de bani pentru economisire atunci studiem evolutia vitezei lui M2. Ea este corelata pozitiv cu venitul agregat, spread-ul bancilor comerciale si increderea in moneda nationala. Increderea decidentului public in moneda nationala este corelata negativ cu modificarea abaterii inflatiei de la nivelul sau tinta si oportunitatea detinerii de active in moneda nationala (calculata ca diferenta intre deprecierea monedei si fructificarea medie oferita de depozitul bancar). In aceste conditii, stabilitatea la un nivel dezirabil al vitezei de circulatie a banilor in sens larg este considerata echivalentul unui vot de incredere acordat de decidentul public politicii monetare.



Deprecierea abruptă a leului în primul trimestru al anului 1997, a determinat un randament superior ale economisirii în valută, față de cea în lei. Caracterizat printr-o sensibilitate relativ crescută față de nivelul dobânzilor, comportamentul decidentului public a avut un impact considerabil asupra evoluției cererii de bani. În trimestrul al doilea, ca urmare a creșterii susținute a ratelor dobânzii la depozitele în lei, situația s-a inversat. Datorită tendinței de reducere a ratelor dobânzii la depozitele în lei, conjugată cu stabilitatea relativă a cursului de schimb, în trimestrul al treilea randamentele au tins să se echilibreze, leul păstrând un avans față de dolar. După puternica deteriorare a încrederii în moneda națională în primele 4 luni ale anului, viteza de rotație a banilor în sens larg s-a redus de la 6,54, nivel înregistrat în luna aprilie, la 5,4 în luna august, pentru ca lunile următoare să crească din nou datorită inflamației expectațiilor inflationiste.

Evoluția înregistrată de viteza de circulație a banilor în sens larg la începutul anului 1998 confirmă tendința de reducere a încrederii în moneda națională manifestată spre sfârșitul anului anterior: dinamica rotației banilor arată o creștere cu 17,7% față de nivelul anului precedent. Refacerea treptată a încrederii în moneda națională, exprimată prin creșterea volumului depozitelor populației cu 14,9% în trimestrul al doilea, este corelată cu reducerea vitezei de circulație (din aprilie până în august) sub nivelul acesteia corespunzător sfârșitul anului precedent. Începând cu luna septembrie economiile populației și agenților economici, chiar dacă au fost influențate de factori sezonieri (concedii, aprovizionări de toamnă), au înregistrat o dinamică descendentă și un ritm real negativ într-un context în care ratele dobânzilor bonificate de bănci pentru depuneri s-au situat la niveluri real pozitive

considerabile (circa 10 puncte procentuale in septembrie). Acest fenomen poate fi justificat de accelerarea deprecierei monedei nationale și de amplificarea anticipatiilor inflationiste asociate, dar și de faptul ca targetul de inflatie pentru anul 1998 (45%) a fost superior inflatiei realizate (40,5%). Situatia in care nivelul efectiv inregistrat al inflatiei este inferior nivelului sau obiectiv, desi aparent favorabila, poate falsifica ipotezele pe care sunt construite deciziile curente ale subiectilor economici, facand ca ele sa devina suboptimale.

Anul 1999 a debutat sub auspicii nefavorabile refacerii cererii de moneda. In primul trimestru, in contextul unei inflatii de 12.3%, leul s-a depreciat cu 33.5%, iar viteza de circulatie a banilor a crescut cu 11.4%. Factorilor sezonieri care influenteaza, in general, acest comportament li s-au asociat și anticipatiile de depreciere a leului. Acestea au fost legate de serviciul datoriei externe și comportamentul speculativ al clientilor pietei valutare. Increderea in moneda nationala a fost puternic afectata și de situatia Bancorex. Pe durata trimestrului doi, viteza de rotatie a banilor a crescut pana la nivelul de 14% fata de sfarsitul anului 1998 pe fondul sincronizarii varfului de criza atins de trei banci cu probleme structurale de lichiditate. Inceputul trimestrului a fost marcat de o usoara tendinta de ameliorare a perceptiei decidentului public asupra monedei nationale, viteza de circulatie inregistrand, in luna iulie, o reducere cu 6.5 puncte procentuale fata de luna precedenta. Procesul s-a dovedit, insa, fragil și de scurta durata, rotatia banilor accelerandu-se in lunile urmatoare pana la nivelul de 25% in luna noiembrie fata de sfarsitul anului precedent. Reprezentativa pentru aprecierea increderii in moneda nationala, dinamica depozitelor populatiei și agentilor economici a cunoscut, in aceasta perioada, cel mai modest ritm de crestere din ultimii zece ani. Nivelul real negativ deosebit de inalt atins de ratele dobânzilor practicate de bănci la aceste plasamente coroborata cu tendinta de dolarizare a economiei reprezinta una din explicatiile acestui comportament.

In anul 2000 se continua tendinta de reducere a increderii in leu. Pe fondul unei dinamici negative a ratelor de dobanda și a unei deprecierei relativ constante de aproximativ 3% lunar se remarca cresterea vitezei de rotatie a banilor la un nivel mediu de 5.38 fata de 5.07 in anul precedent. Totusi, determinantul principal al evolutiei increderii in moneda nationala a fost depasirea cu peste 13 puncte procentuale al nivelului anuntat al inflatiei.

Anul 2001 a debutat cu scaderea credibilitatii politicii monetare și cresterea cu aproape 30 de procente a vitezei de circulatie in primele cinci luni, datorata continuarii tendintei de reducere a dobanzilor (inceputa la mijlocul anului 1999) și reactiei negative a

subiectilor economici fata de declararea nivelului obiectiv al inflatiei la 25%. Incepand cu luna iunie, se observa o ameliorare usoara a increderii in moneda nationala. Factorii ce au determinat reducerea vitezei de circulatie sunt apropierea dinamicii cursului de schimb de cea a ratelor de dobanda și rectificarea targetului de inflatie la 30%, astfel incat diferenta dintre inflatia anualizata (in luna august) și nivelul obiectiv al acesteia se reducea la numai 2 puncte procentuale. Aceasta diferenta s-a pastrat pana la incheierea anului, iar ponderea depozitelor in valuta in masa monetara M2 s-a plafonat la 45%.

Anul 2002 incepe cu un nivel anualizat al inflatiei pe primele trei luni de 19,5% (targetul de inflatie este 22%), cu oportunitatea economisii in moneda nationala si reducerea spreadului bancilor comerciale cu peste un punct procentual. Efectul negativ indus de cei trei factori a determinat reducerea vitezei masei monetare in sens larg fata de aceeasi perioada a anului trecut.

### ***3.Principalele efecte si cauze ale instabilitatii vitezei de rotatie a banilor – aspecte metodologice.***

Aceasta lucrare identifica o serie de factori reali si monetari ce determina comportamentul vitezei de rotatie a banilor, in contextul eforturilor de reducere a inflatiei din Romania. In perioada ianuarie 1996 – martie 2002, rezultatele politicii antiinflationiste au fost puternic afectate de volatilitatea vitezei de rotatie a banilor in sens larg<sup>1</sup>.

Delimitarea cauzelor reale de cele monetare si cuantificarea gradului in care fiecare dintre acestea determina variabilitatea vitezei de rotatie in sens larg reprezinta punctul de plecare in analiza controlabilitatii acesteia folosind instrumentele de politica monetara. Alaturi de productie si posibilitatile tehnice de realizare a platilor in economie, proliferarea creditului comercial si indisciplina financiara (acumularea arieratelor) reprezinta variabile reale ale modului cum se realizeaza tranzactiile. Factori monetari precum rata dobanzii pasive si cursul de schimb modeleaza oportunitatea detinerii de bani pentru tranzactionare.

Problematica determinantilor vitezei de rotatie se complica atunci cand extindem analiza si la nivelul descrierii comportamentului de economisire. Oportunitatea detinerii de active in lei si spreadul bancilor comerciale reprezinta principalele variabile monetare ce influenteaza viteza de rotatie a banilor in sens larg. Un caz special este modificarea abaterii inflatiei de la nivelul sau tinta care poate fi considerata atat variabila monetara cat si reala. Daca asimilam abaterea inflatiei de la nivelul sau obiectiv erorii de tintire a inflatiei atunci aceasta este mai curand o variabila monetara. Daca insa acceptam ipoteza potrivit careia abaterea inflatiei este un indicator ce caracterizeaza asteptarile inflationiste ale decidentului public, atunci aceasta se aproprie de categoria variabilelor reale. Cu toate acestea, relevanta includerii abaterii inflatiei de la nivelul sau obiectiv in prezenta analiza, indiferent de clasificarea sa reala sau monetara, porneste de la premisa controlabilitatii sale printr-o politica monetara adecvata.

---

<sup>1</sup>Avem in vedere ca masa monetara in sens larg este folosita ca ancora nominala in politica monetara

#### 4.1 Impactul volatilitatii vitezei de rotatie asupra reusitei unui program de politica monetara.

Modelarea dinamicii abaterii inflatiei de la nivelul sau obiectiv este data de urmatoarea ecuatie:

$$\begin{aligned} \text{inf\_deviation\_month}_{t,i} = & \phi * \text{inf\_deviation\_month}_{t-1,i} + \varphi * \text{velocity\_month}_{t,i} + \\ & + \gamma * \text{wages}_{t-1,i} + \eta * \text{ex\_rate\_month}_{t-1,i} + \\ & + \lambda * d_{12} + \theta * d_{97} + c + \varepsilon_{t,i} \end{aligned} \quad (3)$$

unde  $\text{inf\_deviation\_month}_{t,i}$ ,  $\text{velocity\_month}_{t,i}$ ,  $\text{wages}_{t,i}$ ,  $\text{ex\_rate\_month}_{t,i}$  reprezinta modificarile logaritmatale ale indicelui abaterii inflatiei de la nivelul sau tinta, vitezei de rotatie a banilor in sens larg, salariilor medii in economie si a cursului de schimb (exprimat in ROL/USD) in luna  $t$  din anul  $i$ , iar  $\phi, \varphi, \gamma, \eta$  exprima elasticitatile modificarii erorii de tintire a inflatiei in raport cu variabilele precizate. Introducerea variabilei dummy  $d_{12}$  este justificata de cresterile masei monetare in luna a 12 ale fiecarui an;  $d_{97}$  este o variabila dummy standard a carei justificare se regaseste in liberalizarea preturilor din ianuarie 1997. Constanta  $c$  exprima trendul abaterii inflatiei de la nivelul sau tinta.

Abaterea inflatiei de la nivelul sau obiectiv este egala cu diferenta dintre valoarea medie anualizata a inflatiei in primele  $t$  luni ale anului  $i$  si tinta de inflatie a anului respectiv.

$$\text{inf\_deviation}_{t,i} = \text{inf\_annual\_average}_{t,i} - \text{target}_i$$

Valoarea medie anualizata a inflatiei in primele  $t$  luni ale anului  $i$  se determina astfel:

$$\text{inf\_annual\_average}_{t,i} = \frac{12}{t} * \sum_{j=1}^t (\text{inflation}_j)$$

unde  $\text{inflation}_j$  reprezinta valoarea logaritmata a inflatiei in luna  $j$  din primele  $t$  ale anului  $i$ .

Calcularea vitezei de rotatie ca indice cu baza fixa se face insumand variatiile sale lunare logaritmatale incepand cu ianuarie 1996:

$$\text{velocity\_bf}_{t,i} = \text{velocity\_bf}_{t-1,i} + \text{velocity\_month}_{t,i}$$



unde  $velocity\_month_{t,i}$  reprezinta variatia vitezei de circulatie a banilor in sens larg corespunzatoare lunii  $t$  din anul  $i$ .

Determinarea vitezei de rotatie, ca variatie lunara, se face pe baza urmatoarei identitati:

$$\ln\left(\frac{M_t}{M_{t-1}}\right) + velocity\_month_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) + \ln\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right)$$

$$velocity\_month_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) + \ln\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right) - \ln\left(\frac{M_t}{M_{t-1}}\right)$$

Unde:

$\ln(M_t/M_{t-1})$  – exprima valoarea logaritmata a cresterii, in termeni nominali, a masei monetare in sens larg;

$\ln(P_t/P_{t-1})$  – reprezinta cresterea logaritmata a preturilor in perioada t-1, t;

$\ln(Y_t/Y_{t-1})$  – reprezinta cresterea logaritmata a productiei industriale in perioada t-1, t.

Includerea modificarii abaterii inflatiei de la nivelul tinta din luna precedenta printre variabilele explicative este justificata prin conceptul de componenta durabila al fenomenului analizat.

Alaturi de dinamica salariilor si a deprecierii cursului de schimb, modificarea vitezei de rotatie a banilor reprezinta un element semnificativ al spiralei inflatiei. Modificarea salariilor din luna precedenta influenteaza modificarea abaterii inflatiei din luna curenta. Aceasta conditionare se justifica prin faptul ca cea mai mare parte din veniturile realizate in luna precedenta sunt cheltuite in luna curenta. Ipoteza pare sa fie valabila daca avem in vedere nivelul foarte redus al salariului mediu in economie (100 USD) si calendarul platilor salariale in Romania. Modificarea vitezei de circulatie a banilor influenteaza modificarea abaterii inflatiei in aceeasi perioada. Motivul rezulta din faptul ca accelerarea vitezei de circulatie a banilor este echivalenta cu cresterea tranzactiilor. In contextul specific al economiei Romaniei, cresterea volumului valoric al tranzactiilor este acompaniata, in general, si de cresterea a inflatiei. Cresterea inflatiei determina cresterea inflatiei medii pentru acea perioada a anului, echivalenta cu cresterea inflatiei anualizate. Daca targetul de inflatie nu a fost modificat de banca centrala in acea luna, atunci accelerarea rotatiei banilor determina

cresterea abaterii inflatiei de la nivelul sau tinta. In ceea ce priveste cursul de schimb, modificarea acestuia determina modificarea abaterii inflatiei de la nivelul tinta cu o luna intarziere. Ponderea ridicata a importurilor in PIB (38.8% in 2000) si caracteristicile activitatii de comerț justifica acest lag de o luna.

Principalul avantaj al ecuatiei (3) rezulta din posibilitatea ajustarii lunare a deviatiei inflatiei de la nivelul sau obiectiv; iar obiectiile sunt legate de controlabilitatea variabilelor exogene. Daca modificarea abaterii inflatiei din luna precedenta este cunoscuta, iar dinamica cursului de schimb poate fi gestionata prin politica valutara, controlabilitatea vitezei de rotatie si a salariilor este imperfecta. Factori reali precum proliferarea creditului comercial, cresterea arieratelor si influenta sindicatelor afecteaza evolutia ultimelor doua variabile. Totusi, aparitia unor modificari neanticipate in evolutia salariilor este putin probabila deoarece aceasta este determinata de politica salariala a guvernului.

In aceste conditii, edogenizarea vitezei de rotatie a banilor este fundamentala pentru a minimiza abaterea inflatiei de la nivelul sau obiectiv. Existenta unei relatii stabile in cazul cererii de bani pentru tranzactii si delimitarea impactului increderii in moneda nationala asupra vitezei de rotatie a banilor in sens larg favorizeaza prognozarea acesteia, si implicit reusita politicii monetare.

#### *4.2. Determinantii vitezei de rotatie a masei monetare in sens restrans;*

Consideram urmatoarea ecuatie a cererii de bani pentru tranzactii:

$$(m_t - p_t) = (m_t^d - p_t) = a + b * y_t - d * dep\_rate_t - g * ex\_rate\_bf_t + u_t \quad (4)$$

unde  $a$  este oconstanta iar  $m$ ,  $p$ ,  $y$  si  $ex\_rate\_bf$  reprezinta valorile logaritmuate ale indicelui masei monetare in sens restrans, nivelului preturilor, productiei industriale si cursului de schimb a ROL;  $dep\_rate$  reprezinta logaritmul fructificarii obtinute pentru 1 unitate ROL prin dobanda medie in sistemul bancar la depozite intr-o luna, iar  $u$  este termenul de eroare.

Ecuatia (4) arata ca cererea de bani pentru tranzactii pe termen lung depinde pozitiv de venitul real si negativ de cursul de schimb si fructificarea prin dobanzi ca proxy al costului de oportunitate al detinerii de bani pentru tranzactii. Datorita gradului redus de dezvoltare a

pietei de capital in Romania, doar depozitele la termen si valuta sunt considerate “alternative portfolio choices”. Astfel, dobanda medie lunara pe sistem bancar, alaturi de deprecierea monedei nationale, este considerata ca si cost de oportunitate al detinerii de bani pentru tranzactii.

Ecuatia (5) poate fi scrisa ca functie a vitezei de rotatie a banilor in sens restrans:

$$vel\_bf_t = (y_t + p_t - m_t) = -a + (1-b)y_t + d * dep\_rate_t + g * ex\_rate\_bf_t + w_t \quad (5)$$

unde toate variabilele sunt definite mai sus, iar  $w$  este termenul eroare. Daca elasticitatea cererii de bani pentru tranzactii in raport cu productia este 1, atunci dinamica vitezei de rotatie a banilor in sens restrans va depinde doar de modificarile cursului de schimb si ratei medii a dobanzii pasive. Cu alte cuvinte, daca cererea de bani pentru tranzactii ar creste cu 1 atunci cand productia creste cu 1 unitate, atunci dinamica vitezei de rotatie a banilor in sens restrans ar putea fi controlata de banca centrala prin politica valutara si de rata a dobanzii.

Pentru a studia evolutia pe termen lung a vitezei de tranzactionare se utilizeaza metodologia de cointegrare Johansen. Dupa identificarea relatiei de echilibru pe termen lung se va proceda la testarea exogenitatii slabe pentru variabilele explicative si descompunerea variantei.

#### 4.3. Determinantii vitezei de rotatie a masei monetare in sens larg.

Relatia de cauzalitate dintre instabilitatea increderii in moneda nationala și variabilitatea vitezei de circulatie a banilor in sens larg este fundamentata pe relevanta oportunitatii detinerii de moneda nationala și modul in care autoritatea monetara isi atinge obiectivele pentru comportamentul decidentului public. Daca exista un nivel obiectiv al inflatiei (*target*) și el este cunoscut ex-ante de catre subiectii economici, atunci credibilitatea politicii monetare este maxima atunci cand abaterea nivelului efectiv al inflatiei inregistrate (*inf\_annual\_average*) in cursul perioadei analizate de la nivelul sau tinta este minima. De asemenea, increderea in moneda nationala este cu atat mai mare cu cat costul de oportunitate al detinerii de active in lei ( $ex\_rate\_month_{t-1,i} - dep\_rate_{t-1,i}$ ) este mai redus. Viteza de circulatie a monedei este invers corelata cu increderea in moneda nationala. Efectul *spread*-ului bancilor comerciale asupra dinamicii vitezei de rotatie a banilor este pozitiv datorita

faptului ca cererea de bani (oferiti de banci) este influenta negativ de dobanda activa si pozitiv de dobanda pasiva.

Ecuatia<sup>1</sup> vitezei de circulatie a banilor ( $M_2$ ) folosita este:

$$velocity\_bf_{t,i} = \alpha * velocity\_bf_{t-1,i} + \beta * inf\_deviation\_month_{t-2,i} + \delta * oportunitate\_cost_{t-1,i} + \mu * spread + \vartheta * d\_12 + \varepsilon_{t,i} \quad (6)$$

Unde:

$Velocity\_bf_{t,i}$  – reprezinta viteza de rotatie observata in luna t a anului i, calculata ca indice cu baza fixa decembrie 1995;

$inf\_deviation\_month$  – exprima modificarea abaterii inflatiei de la nivelul sau tinta;

$oportunitate\_cost$  – exprima diferenta dintre deprecierea cursului de schimb si fructificarea obtinuta prin dobanda la depozite. ( $oportunitate\_cost = ex\_rate\_month - dep\_rate$ )

$spread$  – diferenta dintre dobanda medie activa si pasiva a bancilor comerciale;

$d\_12$  – variabila dummy pentru cresterile masei monetare din luna decembrie a fiecarui an;

$\alpha$  – exprima gradul de determinare a vitezei de rotatie din luna t-1 pentru evolutia vitezei de rotatie din luna t;

$\beta, \delta$  – parametrii de reactie ai vitezei de rotatie la modificarile abaterii inflatiei anualizate de la nivelul sau obiectiv și, respectiv, evolutia costului de oportunitate al detinerii de lei;

$\mu$  - elasticitatea vitezei de rotatie la modificarea spread-ului bancilor comerciale.

$\varepsilon_{ti}$  – reprezinta marimea rezidului ecuatiei.

---

<sup>1</sup>variabilele ecuatiei sunt indici exprimate in valori logaritmate

Coeficientul  $\alpha$  exprima masura in care viteza din luna anterioara determina viteza din luna curenta.

Marimea coeficientului  $\beta$  este corelata cu **evolutia comportamentului consumatorilor fata de reducerea puterii de cumparare a monedei nationale**, in contextul motivatiei detinerii de lei pentru tranzactii. Desfiintarea sistemului de rationalizare a consumului, in primii ani dupa revolutie, a favorizat cheltuirea cu usurinta a venitului. In aceste conditii, intensificarea anticipatiilor inflationiste determina o crestere semnificativa a inclinatiei decidentului public catre consum (indiferent de felul acestora: bunuri de folosinta curenta, indelungata sau active circulante), pe fondul unei mentalitati inradacinate in perioada comunista . Se produce, astfel, o **crestere a vitezei de circulatie, care reflecta, de fapt, reducerea increderii in moneda nationala**. Totusi, abundenta produselor de consum in magazine si comportamentul speculator al comerciantilor, evident in perioadele cresterii accentuate a consumului si care amplifica si mai mult fenomenul inflationist, a **generat ajustarea atitudinii decidentului public**. Populatia si agentii economici au devenit mai judiciosi cu alocarea veniturilor pentru consum in contextul liberalizarii accesului pe piata valutara.

Marimea coeficientului  $\delta$  este corelata in principal cu **caracteristicile functiei de economisire a banilor**. Preferintele agentilor nebankari pentru economisire sunt ajustabile in functie de capacitatea decidentilor de a percepe efectele politicii monetare asupra portofoliilor individuale de active. Economii se indreapta catre sistemul bancar pentru ca este cel mai comod tip de plasament. Totodata, decidentul public obisnuieste sa-si echivaleze veniturile intr-o moneda stabila (USD,DM). In aceste conditii, dezvoltarea sistemului bancar si liberalizarea pietei valutare faciliteaza orientarea reactiei decidentului public catre minimizarea costului de oportunitate al detinerii de active in lei.

In alta ordine de idei, variatia cursului de schimb joaca rolul de temporizator al vitezei de rotatie a banilor numai atunci cand evolutia lui de desfasoara in conditii de transparenta totala, astfel incat, dinamica sa sa exprime hotararea si capacitatea BNR de a-l mentine in limite acceptabile; astfel efortul BNR de a face fata unor presiuni speculative, calificate si constientizate ca atare de populatie si agentii economici, va fi rasplatit printr-o aplanare a oscilatiilor vitezei de circulatie a banilor.

Marimea coeficientului  $\mu$  exprima impactul pozitiv pe care il induce **dezvoltarea intermediarii financiare**, prin bancile comerciale, asupra dinamicii vitezei de rotatie.

Dinamica vitezei de rotatie este caracterizata de comportamentul adaptiv al decidentului public. Deoarece acesta isi modeleaza asteptarile privind evolutia puterii de cumparare extrapoland rezultatele observatiilor precedente, variatia vitezei de circulatie a banilor este influentata de momentul in care decidentul percepe informatia relevanta și de perioada necesara implementarii deciziei.

In conditiile in care posibilitatile tehnice de calculare a inflatiei lunare determina publicarea acesteia cu peste o luna intarziere si frecventa remunerarii factorilor de productie este cel mult bilunara (in cazul salariilor), modificarea abaterii nivelului efectiv al inflatiei inregistrate, in luna curenta, de la nivelul sau obiectiv va determina modificarea vitezei de rotatie cu o intarziere de 2 luni.

Costul de oportunitate pentru detinerea de lei va determina evolutia vitezei de rotatie a banilor cu un lag de o luna deoarece majoritatea depozitelor agentilor nebancari sunt pe termen de o luna, iar costul lichidarii depozitelor (in lei) inainte de termen nu este acoperit de deprecierea monedei nationale.

## ***4. Estimari econometrice privind instabilitatea vitezei de rotatie a banilor in cazul economiei Romaniei***

Pentru evidentierea corelatiei dintre viteza de rotatie a banilor și variabilele macroeconomice relevante am folosit serii de date lunare incepand cu ianuarie 1996 pana in martie 2002. Sursa datelor este CNS și Rapoartele BNR.

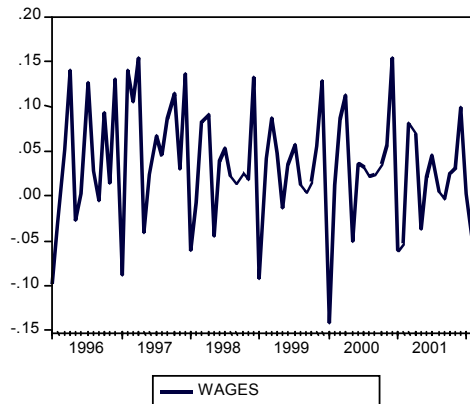
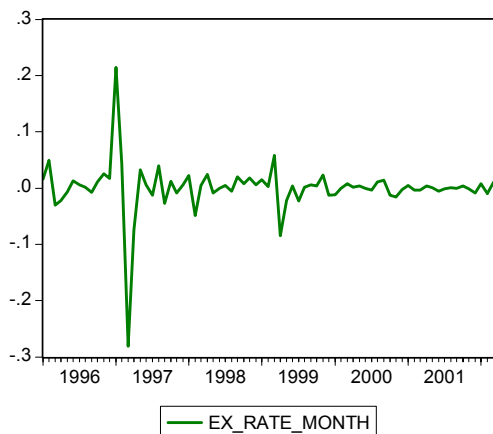
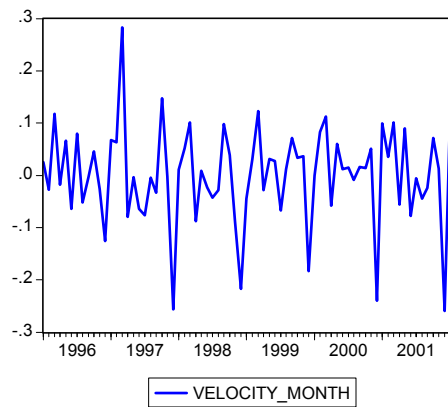
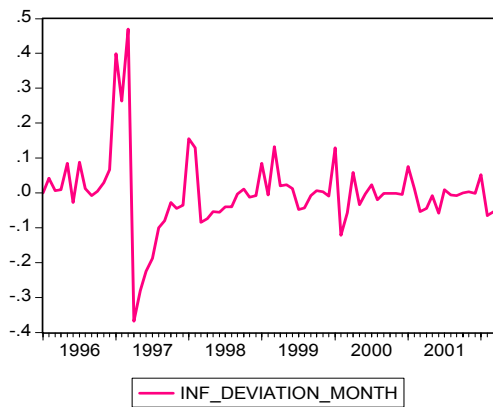
Motivul pentru care s-a decis ca estimarile sa se faca incepand cu ianuarie 1996 este rezultatul compromisului dintre un numar cat mai mare al observatiilor utilizate si o calitate cat mai buna a informatiilor furnizate de acestea. In acest sens, s-a considerat si relevanta pentru prezentul studiu a nivelului de inflatie de 27% realizat in anul 1995, cel mai redus din perioada post-decembrista. Aceasta performanta pare sa surprinda cel mai bine nivelul cel mai inalt al credibilitatii politicii monetare, pana in prezent. De la acest punct se va analiza corelatia dintre evolutia vitezei de circulatie a banilor si evolutia increderii in moneda nationala.

Acuratetea estimarilor econometrice este afectata de problema existentei si a calitatii datelor necesare. In Romania, seriile de date au un numar redus de observatii si sunt neconcludente ca informatie. Datorita procesului de restructurare a economiei exista rupturi structurale ce afecteaza evidentierea unor relatii stabile. O alta problema este lipsa datelor necesare, care determina folosirea de variabile “proxi”. Nu exista publicate date lunare privind viteza de rotatie a banilor. De aceea s-a aproximat evolutia vitezei de rotatie folosind indicele productiei industriale ca “proxi” pentru evolutia PIB-ului. Lipsa informatiilor, pe categorii de valute, despre structura depozitelor in devize si dobanzile aferente acestora, a fost inlocuita prin reprezentativitatea dolarului american. Astfel, raportul de schimb ROL/USD este considerat un proxi pentru evidentierea oportunitatii detinerii de active in valuta. Dobanzile medii pe sistem bancar pentru depozitele la termen nu sunt publicate, iar cele pentru depozitele la vedere numai incepand cu ianuarie 2000. Totusi, depozitele la vedere reprezinta mai putin de 10% din M2. Acesta este motivul pentru care dobanda pasiva medie pe sistem bancar a fost folosita ca “proxi” pentru a cuantifica costul de oportunitate al detinerii de bani pentru tranzactii. Dobanda medie pasiva medie a fost utilizata si pentru a

masura oportunitatea economisirii in ROL prin plasamentul in depozite bancare si nu prin detinerea de valuta. Avand in vedere aceste constrangeri, interpretarea rezultatelor se va face cu prudenta.

a. In prima parte a estimarilor econometrice voi verifica ipoteza ca volatilitatea vitezei de circulație a banilor afecteaza reusita politicii monetare in Romania. In acest sens vom estima coeficientii ecuatiei (3). Determinantii identificati sunt modificarile lunare ale variabilelor urmatoare:

Simbol	Denumirea variabilei
<i>inf_deviation</i>	abaterea inflatiei de la nivelul tintit
<i>velocity_bf</i>	indicele vitezei de rotatie a banilor in sens larg (baza fixa dec.1995)
<i>wages_bf</i>	indicele salariilor medii in economie (baza fixa dec.1995)
<i>ex_rate_bf</i>	indicele cursului de schimb ROL/USD (baza fixa dec.1995)
<i>D_12</i>	variabila dummy pentru cresterea cererii de bani in dec.
<i>D97</i>	variabila dummy pentru liberalizarea preturilor in ian. 97





Înainte de a trece la estimarea coeficienților trebuie să vedem care sunt caracteristicile variabilelor din regresie. În acest scop vom face teste de rădăcină unitară pentru a determina ordinul de integrare al variabilelor în discuție. Vom folosi testele Dickey-Fuller (1979)<sup>1</sup> și Phillips-Perron.

Simbol	Levels		First difference	
	ADF	PP	ADF	PP
<i>inf_deviation</i>	-2.73 [3] C	-2.63 C	-5.12 [2] C	-5.85 C
<i>velocity_bf</i>	-3.58 [1] C	-3.65 C	-8.02 [2] C	-10.21 C
<i>wages</i>	-1.05 [3] C T	-1.32 C T	-8.07 [2] C	-12.19 C
<i>ex_rate_bf</i>	-1.89 [2] C T	-1.84 C T	-9.26 [1] C	-7.84 C

Testul PP este calculat cu un lag de 3. Cifrele din parantezele patrate reprezintă numărul de laguri ale variabilei dependente introduse în regresia testului ADF. În cazul testării ipotezei nule doar cu constanta, valorile critice corespunzătoare nivelului de semnificație 1% și 5% sunt  $-3.52$  și respectiv  $-2.90$ . Dacă testul rădăcinii unitare se face folosind constanta și trend atunci valoarea critică pentru 1% este  $-4.08$ , iar pentru un nivel de semnificație de 5% este  $-3.47$ .

Ipoteza de rădăcină unitară este respinsă la nivel de semnificație de 1% pentru fiecare variabilă în prima diferență, indiferent de testul folosit. Prin urmare seriile sunt staționare (I(0)). Astfel, metoda de regresie OLS este un estimator consistent al coeficienților ecuației.

Rezultatele estimării sunt:

Dependent Variable: INF_DEVIATION_MONTH				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF_DEVIATION_MONTH(-1)	0.318544	0.067713	4.704294	0.0000
VELOCITY_MONTH	0.533609	0.117844	4.528105	0.0000
WAGES(-1)	0.503567	0.122226	4.119976	0.0001
EX_RATE_MONTH(-1)	1.337875	0.168099	7.958866	0.0000
D_12	0.122130	0.038581	3.165591	0.0023
D97	0.284073	0.065349	4.347022	0.0000
C	-0.021380	0.008390	-2.548370	0.0131
R-squared	0.718723	Mean dependent var	-6.80E-05	
Adjusted R-squared	0.693534	S.D. dependent var	0.114078	
S.E. of regression	0.063153	Akaike info criterion	-2.596708	
Sum squared resid	0.267213	Schwarz criterion	-2.378755	
Log likelihood	103.0782	F-statistic	28.53325	
Durbin-Watson stat	2.264548	Prob(F-statistic)	0.000000	

Semnele coeficienților estimați sunt în conformitate cu teoria economică. Din punct de vedere al semnificației statistice, toate variabilele instrumentale sunt acceptabile. Indicatorul  $R$  (0.71) arată că variabilele exogene par să explice într-o mare măsură evoluția indicelui modificării abaterii inflatiei de la nivelul tinta. Indicatorul Durbin-Watson trebuie interpretat cu prudență având în vedere prezența printre variabilele explicative a insasi variabilei dependente cu un lag (modificarea abaterii inflatiei la momentul anterior). Din acest motiv, pentru testarea autocorelației reziduurilor vom face apel la testul Ljung-Box.

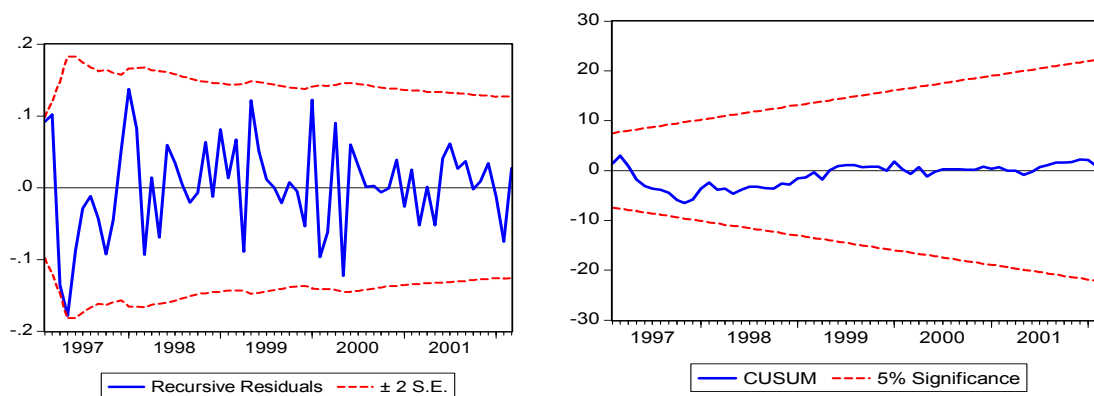
Test	Valoarea	Distributia	Probabilitatea
Jarque-Bera	0.4534	$\chi^2(2)$	0.797
Q – statistic (6)	6.6124	$\chi^2(6)$	0.358

Așa cum se poate observa din tabel, nu putem respinge ipoteza de absență a autocorelației seriale a reziduurilor până la lagul șase. Și statistica pentru testarea normalității par să indice absența unor probleme în ce privește reziduurile.

Ecuatia de dinamica a modificarii abaterii inflatiei de la nivelul sau tinta este:

$$\begin{aligned} \text{inf\_deviation\_month} = & 0.318 * \text{inf\_deviation\_month}(-1) + 0.533 * \text{velocity\_month} + \\ & + 0.503 * \text{wages}(-1) + 1.337 * \text{ex\_rate\_month}(-1) + \\ & + 0.122 * d_{-12} + 0.284 * d_{97} - 0.021 \end{aligned}$$

Testele de stabilitate pentru coeficienti sunt:



Verficarea ipotezei ca influenta instabilitatii vitezei de rotatie in sens larg asupra modificarii abaterii inflatiei de la nivelul sau obiectiv este nula se face folosind testul Wald.

Acesta arată că există o probabilitate de 0% ca valoarea coeficientului variabilei *velocity\_month* ( $\varphi$ ) să fie nulă:

Wald Test:			
Equation: INFLATION_GAP			
Null Hypothesis: C(2)=0			
F-statistic	20.50374	Probability	0.000025
Chi-square	20.50374	Probability	0.000006

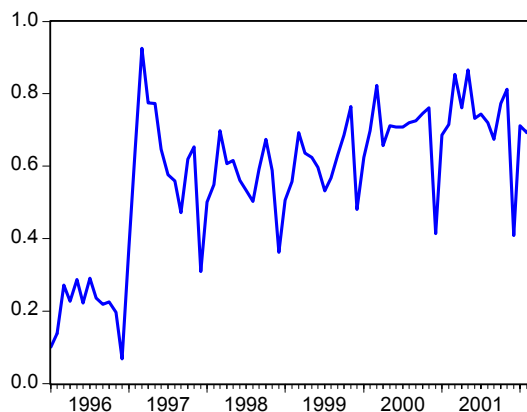
Prin urmare se verifica empiric impactul semnificativ al volatilitatii vitezei de circulatie a banilor asupra modificarii abaterii inflatiei de la nivelul tinta, ca expresie a reusitei unui program de politica monetara.

*b. Partea a doua urmareste delimitarea cauzelor reale de cele monetare si cuantificarea gradului in care fiecare dintre acestea determina variabilitatea vitezei de rotatie (in cazul agregatului monetar M1).*

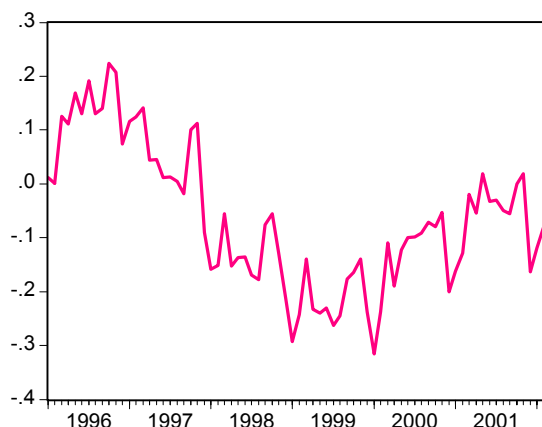
Analiza pe date porneste de la identificarea variabilelor relevante<sup>1</sup> si studierea caracteristicilor statistice ale acestora.

Simbol	Denumirea variabilei
<i>vel_m1_bf</i>	indicele vitezei de rotatie a banilor in sens restrans (baza fixa dec.95)
<i>output_bf</i>	indicele productiei industriale (baza fixa dec.1995)
<i>ex_rate_bf</i>	indicele cursului de schimb ROL/USD (baza fixa dec.1995)
<i>dep_rate</i>	fructificarea medie lunara a depozitelor bancilor comerciale
<i>D_12</i>	variabila dummy pentru cresterea cererii de bani in luna decembrie

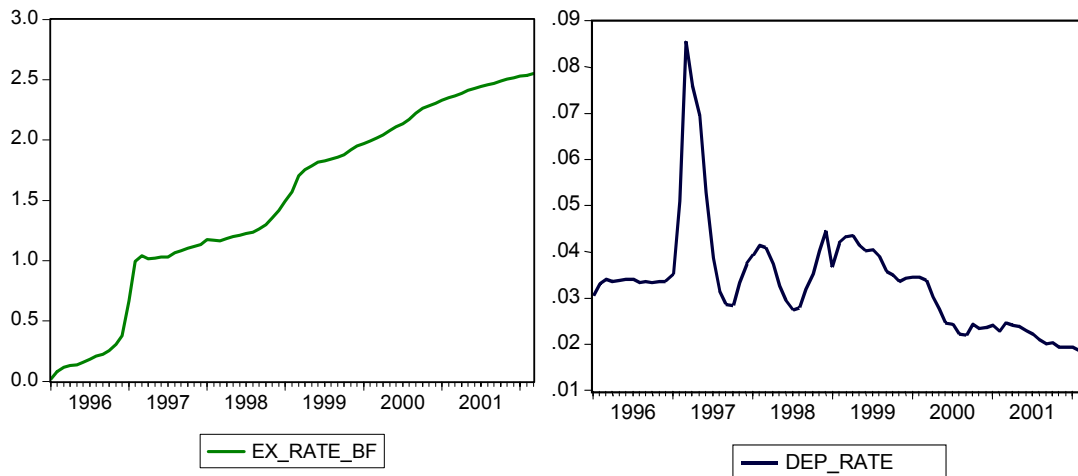
\* datele sunt folosite in logaritmi



— VEL\_M1\_BF



— OUTPUT\_BF



Testele de staționaritate sunt realizate cu ajutorul testelor ADF (Augmented Dickey Fuller) și PP (Philips Perron). Rezultatele sunt prezentate în următorul tabel:

Simbol	Levels		First difference	
	ADF	PP	ADF	PP
<i>vel_m1_bf</i>	-2.85 [2] C	-3.44 C	-6.96 [2] C	-11.53 C
<i>output_bf</i>	-1.80 [2] C	-1.98 C	-7.69 [2] C	-10.03 C
<i>ex_rate_bf</i>	-1.89 [2] C T	-1.84 C T	-9.26 [1] C	-7.84 C
<i>dep_rate</i>	-3.05 [2] C	-2.51 C	-5.42 [2] C	-5.81 C

Testul PP este calculat cu un lag de 3. Cifrele din parantezele patrate reprezintă numărul de laguri ale variabilei dependente introduse în regresia testului ADF. În cazul testării ipotezei nule doar cu o constantă, valorile critice corespunzătoare nivelului de semnificație 1% și 5% sunt  $-3.52$  și respectiv  $-2.90$ . Dacă testul rădăcinii unitare se face folosind constantă și trend atunci valoarea critică pentru 1% este  $-4.08$ , iar pentru un nivel de semnificație de 5% este  $-3.47$ .

Rezultatele testelor de staționaritate scot în evidență că variabilele sunt integrabile de ordinul 1 în nivel, ceea ce este consistent cu o reprezentare staționară în prime diferențe. Ca observație, testele ADF și PP par să nu fie convergente în raport cu nivelul de semnificație în ceea ce privește viteza de rotație a banilor în sens restrans și a rata de fructificare prin dobândă. Astfel, dacă în cazul primei variabile testul ADF sugerează integrabilitate de ordinul 1, testul PP pare să prezinte staționaritatea seriei în nivel la 5%. În cazul ultimei variabile

situatia se inverseaza: testul ADF sugereaza stationaritatea in nivel a seriei (la 5%), iar testul PP integrabilitatea de ordinul 1. Lipsa de convergenta între cele doua teste recomanda tratarea variabilelor ca fiind integrabile de ordinul 1.

Nestaționaritatea seriilor motivează utilizarea în analiză a procedurii Johansen multivariată pentru a identifica prezența unei relații pe termen lung staționare (cointegrare) între serii nestaționare. Un avantaj al procedurii Johansen este acela că permite să evidențiem viteza de ajustare către echilibrul pe termen lung și astfel 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>1</sup>.

La echilibru, folosind relatia (5), avem:

$$vel\_m1\_bf_t = -a + (1-b)output\_bf_t + d * dep\_rate_t + g * ex\_rate\_bf_t$$

Numărul de laguri cu care vom efectua testul de cointegrare și vom estima vectorul de corecție a erorilor (VEC) îl determinăm pornind de la un vector autoregresiv cu cele 4 variabile și folosind criteriile LR, FPE, AIC, SC și HQ .

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: VEL\_M1\_BF OUTPUT\_BF EX\_RATE\_BF DEP\_RATE

Exogenous variables: C D\_12

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	292.8811	NA	3.05E-09	-8.257422	-7.998396	-8.154658
1	598.1016	557.3593	6.98E-13	-16.64063	-15.86355	-16.33233
2	670.0360	123.0182	1.39E-13	-18.26191	-16.96678*	-17.74809
3	698.3328	45.11084	9.87E-14	-18.61834	-16.80515	-17.89899*
4	719.0827	30.67388	8.83E-14	-18.75602	-16.42478	-17.83114
5	742.2510	31.56261*	7.49E-14*	-18.96380*	-16.11450	-17.83339
6	750.5698	10.36833	9.97E-14	-18.74115	-15.37381	-17.40521

\* indicates lag order selected by the criterion

Rezultă că lagul optim în VAR este 5 și ca urmare vom folosi 4 laguri de diferențe în VEC. Pentru estimarea relatiei pe termen lung voi utiliza și dummy centrat d\_12.

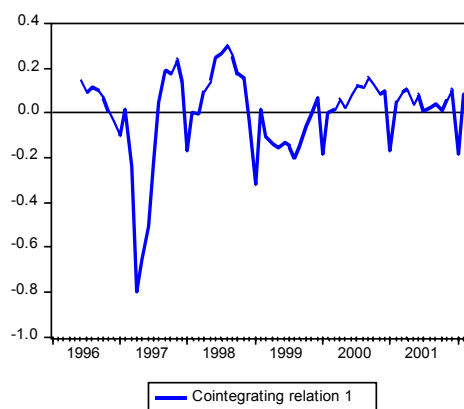
Rezultatul testarii numarului vectorilor de cointegrare este prezentat in tabelul urmator:

Series: VEL\_M1\_BF OUTPUT\_BF EX\_RATE\_BF DEP\_RATE  
 Exogenous series: D\_12  
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series  
 Lags interval: 1 to 4

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	0	1	1	1	1
Max-Eig	0	1	1	1	1

Ipoteza ca exista zero vectori de cointegrare este respinsa la un nivel de semnificatie de 95%. Ipoteza ca exista cel mult un vector de cointegrare este acceptata la acelasi nivel de semnificatie (anexa 2).

Graficul relatiei de cointegrare este:



Conform testului de cointegrare există un singur vector de cointegrare între cele 4 variabile la 5% nivel de semnificație. În continuare vom estima un VEC având ca restricție un singur vector de cointegrare.

<sup>1</sup> Ericsson (1992) prezintă conceptele de weak, strong și super exogeneity și relația lor cu analiza cointegrării.

Cointegrating Eq:	CointEq1
VEL_M1_BF(-1)	1.000000
OUTPUT_BF(-1)	-0.649188 (0.19323) [-3.35967]
EX_RATE_BF(-1)	-0.426488 (0.04620) [-9.23114]
DEP_RATE(-1)	-23.67883 (4.01792) [-5.89330]
C	0.832039

Relația de echilibru pe termen lung este:

$$vel\_m1\_bf = 0.6491 * output\_bf + 0.4264 * ex\_rate\_bf + 23.6788 * dep\_rate - 0.83$$

Deoarece variabilele sunt exprimate sub formă de logaritmi, coeficienții din relația pe termen lung pot fi interpretați ca elasticități. Observăm că t-statistic asociat fiecărui coeficient este semnificativ din punct de vedere statistic. Coeficientul cursului de schimb și cel al dobanzii pasive sunt pozitivi, ceea ce este consistent cu teoria economică.

La o creștere a producției cu 1% viteza de rotație a banilor în sens restrans crește cu 0.65%. Această elasticitate este apreciată ca fiind relativ mare. Ipoteza ca influența pe termen lung a modificării producției asupra vitezei de tranzacționare ar fi nulă este respinsă cu o probabilitate de peste 99% ( $\chi^2 = 11,71$ ). O justificare ar putea fi proliferarea creditului comercial și acumularea arieratelor, deși nu există o evidență econometrică clară<sup>1</sup>.

În alta ordine de idei, abaterea vitezei de tranzacționare de la nivelul de echilibru se ajustează în aproximativ 6 luni. Conform tabelului de mai jos, viteza de ajustare a variabilei dependente (*vel\_m1\_bf*) este relativ mică, ceea ce nu încurajează folosirea agregatului M1 ca ancoră nominală.

Error Correction:	D(VEL_M1_BF)	D(OUTPUT_BF)	D(EX_RATE_BF)	D(DEP_RATE)
CointEq1	<b>-0.184516</b> (0.09545) [-1.93308]	-0.012017 (0.06705) [-0.17922]	-0.040708 (0.05520) [-0.73744]	-0.013226 (0.00413) [-3.20090]
	A(1,1)	A(2,1)	A(3,1)	A(4,1)

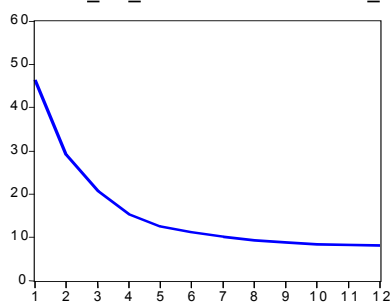
Testarea exogenitatii slabe pentru productie si cursul de schimb se obtine impunand restrictii in VEC asupra coeficientilor A(2,1) si/sau A(3,1). Ipoteza potrivit careia abaterea productiei de la nivelul de echilibru nu se ajusteza la celelalte variabile considerate in relatia de cointegrare ( $A(2,1)=0$ ) este acceptata cu o probabilitate de 85.78% ( $\chi^2 = 0.03$ ). In ceea ce priveste ipoteza exogenitatii slabe pentru cursul de schimb, se poate spune ca probabilitatea ca abaterea ratei de schimb de la echilibru sa nu se ajusteze la celelalte variabile este mare ( $P=45.88\%$ ,  $\chi^2 = 0.54$ ). Daca impunem restrictia simultana ca A(2,1) si A(3,1) sa fie zero, ipoteza este acceptata cu o probabilitate de 74% ( $\chi^2 = 0.58$ ). Acest rezultat pare sa evidentieze cauzalitatea unidirectionala intre productie si cursul de schimb, pe de o parte, si viteza de rotatie a banilor in sens restrans, pe de cealalta parte.

Pornind de la relatia identificata in VEC-ul de mai sus, voi studia descompunerea variantei vitezei de tranzactionare pentru a delimita si cuantifica importanta factorilor reali (productia) in raport cei monetari asupra acesteia. Descompunerea variantei reprezinta o metoda prin care se evidentiaza proportia in care varianta erorii de previziune pentru o variabila este datorata altei variabile pe un orizont de timp de t perioade. Aceste descompuneri sunt asociate conceptului de cauzalitate Granger: daca un soc intr-o variabila, spre exemplu cursul de schimb, determina o modificare neasteptata a vitezei de rotatie, atunci cunoasterea evolutiei ratei de schimb poate fi folositoare in prognozarea vitezei.

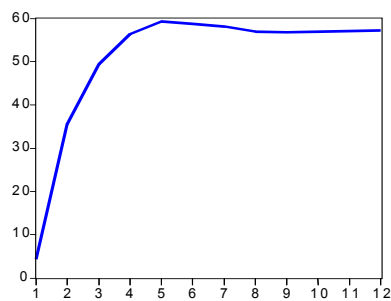
Variabilele sunt ordonate astfel: productia, cursul de schimb, viteza de rotatie si dobanda pasiva. Ordinea stabilita presupune ca modificarile variabilelor considerate exogene preced pe acelea ale vitezei. Rezultatul descompunerii Choleski este urmatorul:

#### Variance Decomposition

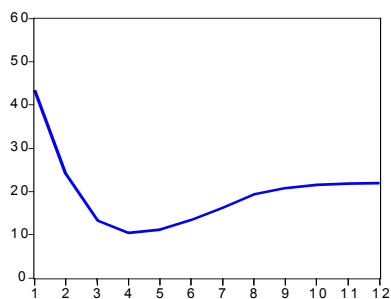
Percent VEL\_M1\_BF variance due to VEL\_M1\_BF



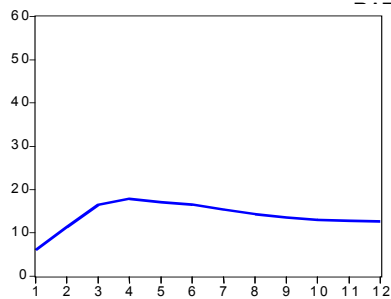
Percent VEL\_M1\_BF variance due to EX\_RATE\_BF



Percent VEL\_M1\_BF variance due to OUTPUT\_BF



Percent VEL\_M1\_BF variance due to DEP\_RATE



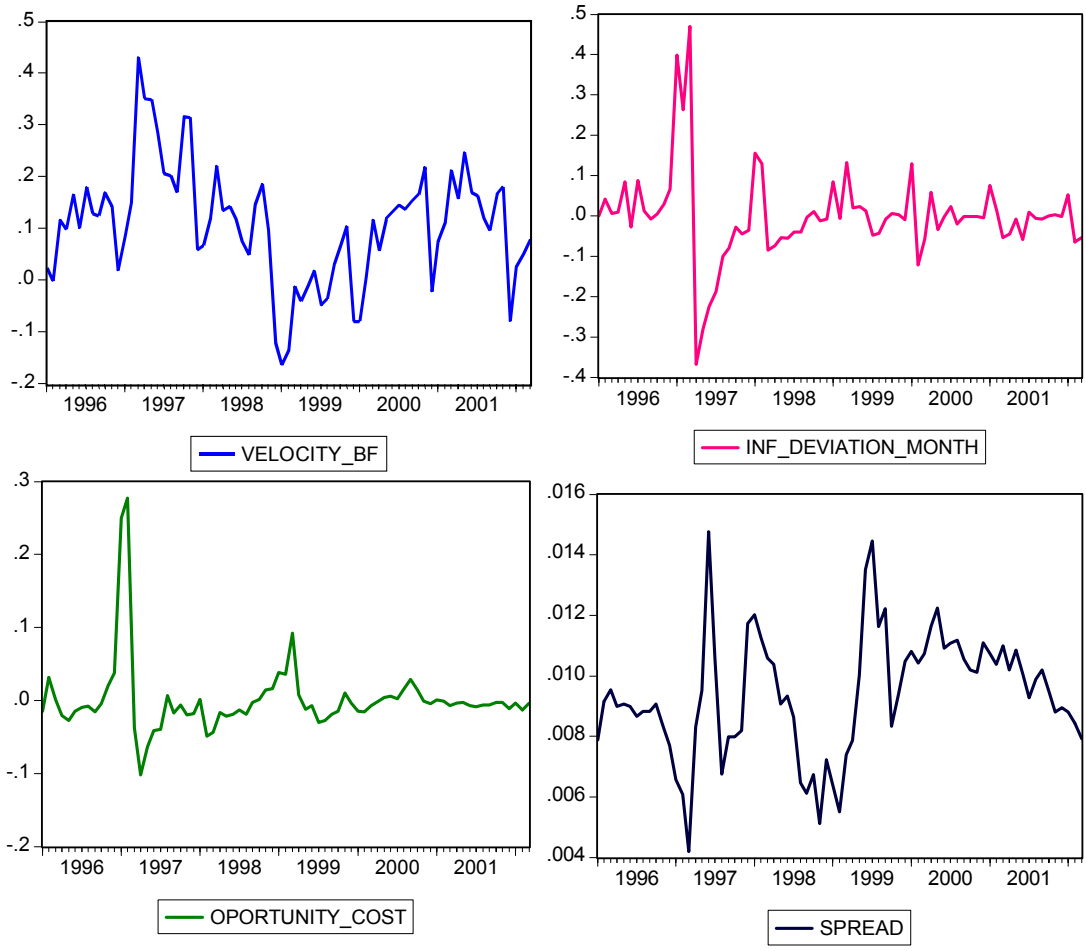


Graficele de mai sus evidentiaza, pentru o perioada de previziune de 12 luni, importanta socurilor fiecarei variabile explicative in varianta erorii de previziune a vitezei de tranzactionare se stabilizeaza. Partea cea mai importanta (aproximativ 57%) este explicata de evolutia cursului de schimb. Socurile intervenite in seria productiei explica 22% din varianta erorii de previziune a vitezei, in timp ce rata dobanzii si propriile socuri evidentiaza doar 12 si respectiv 9 la suta. Se poate observa astfel că variația erorii de previziune a vitezei este cel mai probabil un fenomen monetar datorita ponderii de aproximativ 70% a socurilor cumulate ale cursului de schimb si ratei dobanzii, pe un orizont de timp de 12 luni. Cu toate acestea, factorii reali sunt semnificativi, mai ales daca avem in vedere un orizont de timp foarte mic. Pentru un orizont de timp de 1 luna, importanta factorilor monetari este mai mica de 10%, in timp ce productia explica 43% din varianta erorii de previziune. Acest fapt sugereaza ca ipoteza controlabilitatii variantei vitezei de tranzactionare prin politica monetara are sanse reduse de a fi acceptata.

- c. *In partea finala se doreste cuantificarea si testarea stabilitatii parametrilor de reactie a vitezei de rotatie lui M2 la modificarea increderii in moneda nationala. De asemenea, voi studia rolul bancilor comerciale in evolutia vitezei de circulatie a banilor.*

*Parametrii de reactie* exprima comportamentul populatiei si al agentilor economici in raport cu oportunitatea detinerii de moneda nationala si modul in care autoritatea monetara isi atinge obiectivele. Astfel, evolutia vitezei de rotatie a banilor este considerata rezultatul anticiparilor agentilor asupra alternativelor privind structura portofoliilor individuale de active și al folosirii unor substituenti ai monedei nationale pentru tranzactionare.

<b>Simbol</b>	<b>Denumirea variabilei</b>
<i>velocity_bf</i>	Indicele vitezei de circulatie a banilor (baza fixa dec. 1995)
<i>inf_deviation_month</i>	Modificarea lunara a abaterii inflatiei
<i>oportunity_cost</i>	Costul de oportunitate al detinerii de active in lei
<i>spread</i>	Spread-ul bancilor comerciale
<i>D_12</i>	Variabila dummy pentru cresterea cererii de bani in dec.



Înainte de a trece la estimarea coeficienților trebuie să vedem care sunt caracteristicile variabilelor din regresie. În acest scop vom face teste de rădăcină unitară pentru a determina ordinul de integrare al variabilelor în discuție. Vom folosi testele Dickey-Fuller (1979)<sup>1</sup> și Phillips-Perron.

Simbol	Levels	
	ADF	PP
<i>inf_deviation_month</i>	-5.12 [2] C	-5.85 C
<i>velocity_bf</i>	-3.58 [1] C	-3.65 C
<i>oportunity_cost</i>	-3.89 [1] C	-4.33 C
<i>spread</i>	-3.36 [2] C	-3.26 C

Testul PP este calculat cu un lag de 3. Cifrele din parantezele patrate reprezinta numarul de laguri ale variabilei dependente introduse in regresia testului ADF. In cazul testarii ipotezei nule doar cu o constanta, valorile critice corespunzatoare nivelului de semnificatie 1% si 5% sunt  $-3.52$  si respectiv  $-2.90$ .

Rezultatele testelor de stationaritate scot in evidenta ca variabilele sunt integrabile de ordinul 0 în nivel. Astfel, metoda de regresie OLS este un estimator consistent al coeficientilor ecuatiei. Rezultatele estimarii sunt:

Dependent Variable: VELOCITY_BF				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VELOCITY_BF(-1)	0.811824	0.057932	14.01343	0.0000
INF_DEVIATION_MONTH(-2)	0.142039	0.058918	2.410789	0.0186
OPORTUNITY_COST(-1)	0.419717	0.133810	3.136670	0.0025
SPREAD	2.125056	0.930298	2.284275	0.0255
D_12	-0.221451	0.023879	-9.273985	0.0000
R-squared	0.778071	Mean dependent var		0.109539
Adjusted R-squared	0.765016	S.D. dependent var		0.113755
S.E. of regression	0.055143	Akaike info criterion		-2.891746
Sum squared resid	0.206770	Schwarz criterion		-2.734865
Log likelihood	110.5487	Durbin-Watson stat		2.408385

Semnele coeficienților estimați sunt în conformitate cu teoria economică. Din punctul de vedere al semnificației statistice, toate variabilele instrumentale sunt acceptabile. Indicatorul  $R$  (0.77) arată că variabilele exogene par să explice într-o mare măsură evoluția indicelui modificării abaterii inflației de la nivelul tinta. Indicatorul Durbin-Watson trebuie interpretat cu prudență având în vedere prezența printre variabilele explicative a unor variabile cu laguri (modificarea abaterii inflației la momentul anterior). Din acest motiv, pentru testarea autocorelației reziduurilor vom face apel la testul Ljung-Box.

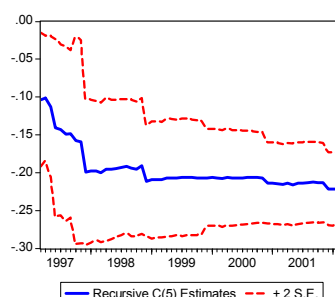
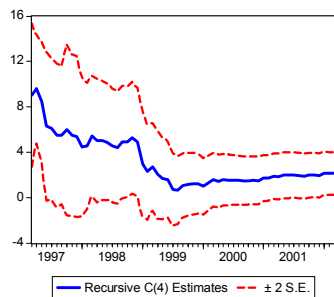
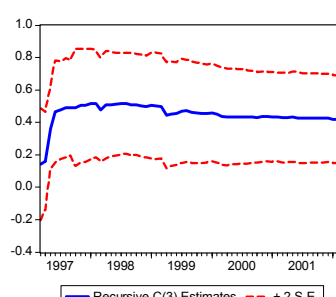
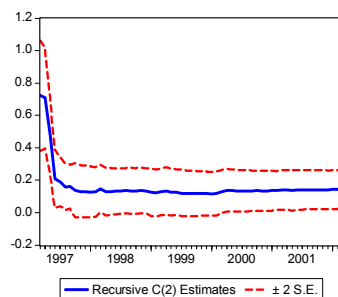
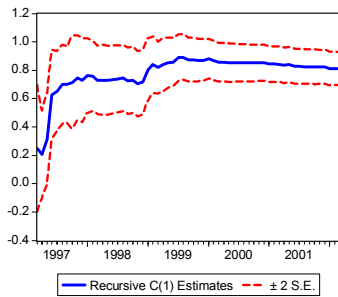
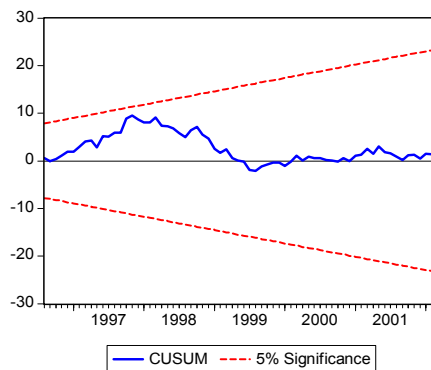
Test	Valoarea	Distributia	Probabilitatea
Jarque-Bera	0.94	$\chi^2(2)$	0.62
Q – statistic (6)	8.07	$\chi^2(6)$	23.33

Așa cum se poate observa din tabel, nu putem respinge ipoteza de absență a autocorelației seriale a reziduurilor până la lagul șase. Și statistica pentru testarea normalității pare să indice absența unor probleme în ce privește reziduurile.

Ecuatia de dinamica a vitezei de circulație a banilor este:

$$velocity\_bf = 0.81 * velocity\_bf(-1) + 0.14 * inf\_deviation\_month(-2) + 0.42 * oportunitate\_cost(-1) + 2.12 * spread - 0.22 * d\_12$$

Stabilitatea coeficienților este studiată de testul CUSUM:



Testul de recursivitate al coeficientilor ecuatiei scoate in evidenta stabilitatea relatiei dintre viteza de rotatie a banilor in sens larg si increderea in moneda nationala, incepand cu a doua jumatate a anului 1997. Liberalizarea pietei valutare a facilitat accesul populatiei pe piata valutara. S-a inlaturat, in acest fel, o parte semnificativa din rigiditatile orientarii preferintelor catre detinerea de active financiare in lei sau de plasament in valuta. Prin urmare a crescut sensibilitatea vitezei de circulatie a banilor in raport cu oportunitatea detinerii de active in lei. Concomitent s-a redus importanta modificarii abaterii inflatiei de la nivelul sau tinta la un nivel stabil de 0.14.

Elasticitatea vitezei de circulatie a banilor in raport cu prin spread-ul bancilor comerciale se stabilizeaza incepand cu a doua jumatate a anului 1999. Aceasta data coincide cu demararea procesului de restructurare a sistemului bancar. S-a pus accentul pe asanarea pierderilor din sistem. Aceste eforturi au fost intarite de revizuirea si completarea legislatiei bancare cu noi norme de prudenta bancara astfel incat, prin intermediul bancilor, moneda nationala sa-si recapete increderea decidentului public.

## 5. Concluzii

Acest studiu identifica o serie de factori reali și monetari precum ce determina comportamentul vitezei de rotație a banilor, în contextul eforturilor de reducere a inflației din România. Principalii determinanți avuți în vedere sunt producția industrială, cursul de schimb, dobânda pasivă, spread-ul bancilor comerciale și încrederea în moneda națională.

Estimările econometrice evidențiază rolul vitezei de rotație a banilor în reușita unui program de politică monetară. Concluziile următoare se pot dovedi folositoare pentru reușita unui program de politică monetară.

Pentru a înțelege mai bine mecanismul vitezei lui M2 a fost descris, mai întâi, comportamentul vitezei lui M1. VEC-ul estimat explică în mare măsură evoluția vitezei de tranzacționare ( $R^2 = 85$ ). Rezultatele analizei arată că cel mai important determinant al vitezei lui M1 este cursul de schimb. Totuși, atât factorii monetari cât și cei reali influențează semnificativ evoluția vitezei lui M1.

Rezultatele de mai sus trebuie interpretate cu prudență. Dezvoltarea pieței secundare a titlurilor de stat, generalizarea produselor din categoria asigurărilor de viață și schimbarea preferințelor subiecților economici în ceea ce privește investirea în acțiuni ar putea afecta descompunerea variantei vitezei lui M1. Totuși, atâta timp cât aceste variabile sunt staționare, este puțin probabil ca relația de cointegrare să fie afectată.

*Perfecționarea judecatilor* de valoare ale populației și agenților economici referitor la puterea de cumpărare a monedei naționale și *modalitatea în care decidentul public își formează așteptările* privind reușita politicii monetare reprezintă factorul cel mai important al dinamicii rotației banilor pe termen scurt. În aceste condiții, susceptibilitatea ridicată în capacitatea autorității monetare de a le menține relativ stabilă puterea de cumpărare, face ca populația să fie sensibilă la abaterile ratei inflației de la nivelul anunțat și la variațiile cursului de schimb în raport cu evoluția randamentului depozitelor în moneda națională. În general, atunci când rata inflației depășește, într-o măsură semnificativă, pe cea stabilită, reacția populației și agenților economici se materializează într-un puternic fenomen de substituție monetară, fapt ce reduce cererea de monedă și accelerează viteza de rotație a banilor, amplificând și mai mult fenomenul inflationist.

Ecuatia (6) explica destul de bine evolutia vitezei lui M2 ( $R^2 = 77$ ). Rezultatele empirice arata ca liberalizarea pietei valutare in martie 1997 a afectat functia vitezei de rotatie. De fapt, liberalizarea pietei valutare a eliminat un obstacol major in orientarea comportamentului de economisire al agentilor economici. Accesul nelimitat la piata valutara a persoanelor fizice si juridice a modificat modul in care acestia reactioneaza cand isi modifica increderea in moneda nationala. In aceste conditii, senzitivitatea vitezei lui M2 in raport cu dinamica oportunitatii detinerii de depozite a crescut asimptotic de la 0.18 la 0.42, in timp ce senzitivitatea acesteia la modificarile abaterii inflatiei de la nivelul sau tinta s-a redus de la 0.7 la un nivel stabil de 0.14.

In alta ordine de idei, imbunatatirea performantelor bancilor comerciale a redus aportul acestora la instabilitatea vitezei lui M2. Incepand cu a doua jumatate a lui 1999, elasticitatea vitezei in raport cu spread-ul bancilor comerciale a devenit relativ stabil.

Principalul rezultat al acestui studiu consta in evidentirea factorilor monetari ca fiind cei mai importanti in explicarea variabilitatii vitezei de rotatie. Acest rezultat poate reprezenta punctul de plecare in analiza controlabilitatii acesteia folosind instrumentele de politica monetara, intr-un studiu ulterior.

## **BIBLIOGRAFIE**

- Adam, C. (2000), “*The Transactions Demand for Money in Chile*” - University of Oxford, UK.
- Amato, J.D. și N.R. Swanson (2000), “*The Real-time Predictive Content of Money for Output*” - [www.bis.org](http://www.bis.org), WP 2000-96
- Anderson, R.G. și R.H. Rasche (2001), “*The Remarkable Stability of Monetary Base Velocity in the United States, 1919-1999*” - [www.stls.frb.org/research/wp](http://www.stls.frb.org/research/wp), WP 2001-008
- Arlt, J., M. Guba, S. Radkovský, M. Sojka, V. Stiller (2001) “*Influence of selected factors on the demand for money*” - Czech National Bank WP. Nr. 30
- Barro, Robert J. și David Gordon (1983), “*Rules, Discretion an Reputation in a Model of monetary policy*” - Journal of Economic Policy, 97-116
- Barnett, W.A. și Haiyang Xu (1998), “*Money Velocity with Interest Rate Stochastic Volatility și Exact Aggregation*” - Department of Economics Washington University in St.Louis
- Basu, P. și Dua, P. (1996), “*Velocity instability in the USA: a monetary or real phenomenon?*” - Applied Economics Letters, 3, 581-585
- Blinder, A. (1999), “*Central Bank Credibility: Why do we care? How do we built it?*” <http://www.nber.org/papers/w7161>
- Caruso, M. (2001) “*Stock prices amd money velocity: a multi-country analysis*” – Empirical Economics 4/2001, 651-672
- Chowdhury, A.R. (1994), “*Factors determining the income velocity of money in a developing economy*” - Applied Economics Letters, 1994, 58-62
- De Broeck, M., Krainyack, K. și Lorie, H. (1997), „*Expaining și forecasting the velocity of money in transition economies*” - IMF - WP-1997-108
- De Brouwer, G. și L. Ellis (1998), “*Forward-looking Behaviour și Credibility: some evidence și implications for policy*” - Reserve Bank of Australia, Reasearch Discussion Paper 9803
- Enders, W. “*Applied Econometric Time Series*” – Iowa State University
- Estrella, și Mishkin, F. (1996), “*Is there a role for Monetary Aggregates in the conduct of monetary policy*” – NBER, WP No.5845



- Fisher, Douglas și Adrian Fleissig (1995), "*Monetary Aggregation și the Demand for Assets*" - North Carolina State University
- Friedman, Milton (1956), "
- Gillman, M. și P.L. Siklos (1997), "*Money Velocity with Costly Credit*"- Department of Economics University of California, San Diego
- Gordon D.B., E. M. Leeper, și Tao Zha (1997), "*Trends in Velocity și Policy Expectations*" - F.E.D of Atlanta, WP 97-7
- Humphrey, Thomas M. (1993), "*The origins of velocity functions*" – F.E.D. of Richmond, Economic Quaterly
- Ireland, P. (1991), "*Financial evolution și the long-run behavior of velocity: New evidence from U.S. regional data*" - F.E.D. of Richmond, Economic Review, vol. 77
- Jafarey, S. și Master, A. (1997), "*Prices și the Velocity of Money in Search Equilibrium*" - University of Essex
- Johnson, C.A. (1994), "*Velocity și money demand in an economy with cash și credit goods*" – Central Bank of Chile, Research Department Staff Report
- Karfakis, C.I. (1991), "*Monetary Policy și the velocity of money in Greece: a cointegration approach*" – Applied Financial Economics, 1991, 1, 123-127
- McGrattan, E. R. (1998), "*Comments on Gordon, Leeper, și Zha's 'Trends in Velocity și Policy Expectations'*" – F.E.D. of Minneapolis, Research Department Staff Report 247
- McDougall, R.S. (1994), "*The stability of velocity: a test for seasonal cointegration*" - Applied Economics Letters, 1994, 152-157
- Mendizabal, H.R. (1998), "*The Variability of Money Velocity in a Generalized Cash-in-Advance Model*" – Universitat Pompeu Fabra
- Mendoza, E. G. (2000) "*The Benefits of Dollarization when Stabilization Policy Lacks Credibility și Financial Markets are Imperfect*" - Journal of Money
- Padrini, F. (1996), "*Efficiency of the payments system, velocity of circulation of money, și financial markets*" – Georgetown University WP 96-24, Washington DC
- (2001), "*The Response of Financial și Goods Markets to Velocity Innovations: an empirical investigation for the US*" – Monetary Policy și Banking Regulation, LUISS Edizioni - Rome

- (2002), “*Velocity Innovations, financial markets, și the real economy*” – Journal of Monetary Economics 49 (2002), 521-532
- Palivos, T. și Wang, P. (1995), “*Money, output și income velocity*” - Applied Economics, 1995, 27, 1113-1125
- Reynard, S. (2001), “*The Demand for Monetary Assets*” - University of Chicago, Working paper
- Siklos, P.L. (2001), “*Volatility Clustering in Real Interest Rates:International Evidence*” - [www.bis.org](http://www.bis.org), WP 2001-46
- Sutherland, Ronald J. (1977), “*Income velocity și commercial bank portfolios*” – The Journal of Finance, Vol.XXXII, No.5
- Thornton, J. și Molyneux, P. (1995), „*Velocity și the volatility of unanticipated și anticipated money supply in the united kingdom*” - International Economic Journal 1995
- Wang, W., Liu, C. și Shi, S. (2000), “*Inventory, Search, și the Variability in the Velocity of Money*” – Department of Economics, Queen’s University Kingstone, K7L 3N6
- Westekius, N.J. (2001), “*Time-Consistent Monetary Policy, Credibility și Disinflation Costs*” – Columbia University
- \*\*\* National Bank of Romania - Annual Reports (1996–2000), Quaterly Reports (1998-1999), Monthly Report (March 2002)

## ANEXA 1.

Testarea stationaritatii variabilei Inf\_deviation:

ADF Test Statistic	-2.739274	1% Critical Value*	-3.5239
		5% Critical Value	-2.9023
3 lags		10% Critical Value	-2.5882
PP Test Statistic	-2.632993	1% Critical Value*	-3.5200
		5% Critical Value	-2.9006
		10% Critical Value	-2.5874
ADF Test Statistic	-5.122430	1% Critical Value*	-3.5239
First difference		5% Critical Value	-2.9023
2 lags		10% Critical Value	-2.5882
PP Test Statistic	-5.850561	1% Critical Value*	-3.5213
First difference		5% Critical Value	-2.9012
		10% Critical Value	-2.5876

Testarea stationaritatii variabilei Velocity\_bf:

ADF Test Statistic	-3.588591	1% Critical Value*	-3.5213
		5% Critical Value	-2.9012
1 lag		10% Critical Value	-2.5876
PP Test Statistic	-3.657101	1% Critical Value*	-3.5200
		5% Critical Value	-2.9006
		10% Critical Value	-2.5874

Testarea stationaritatii variabilei Ex\_rate\_bf:

ADF Test Statistic	-1.893770	1% Critical Value*	-4.0890
		5% Critical Value	-3.4721
2 lags		10% Critical Value	-3.1629
PP Test Statistic	-1.842505	1% Critical Value*	-4.0853
		5% Critical Value	-3.4704
		10% Critical Value	-3.1620
ADF Test Statistic	-5.778120	1% Critical Value*	-4.0890
First difference		5% Critical Value	-3.4721
1 lag		10% Critical Value	-3.1629
PP Test Statistic	-4.382596	1% Critical Value*	-4.0871
First difference		5% Critical Value	-3.4713
		10% Critical Value	-3.1624

Testarea stationaritatii variabilei Wages:

ADF Test Statistic	-1.059997	1% Critical Value*	-4.0909
		5% Critical Value	-3.4730
3 lags		10% Critical Value	-3.1635
<hr/>			
PP Test Statistic	-1.328314	1% Critical Value*	-4.0853
		5% Critical Value	-3.4704
		10% Critical Value	-3.1620
<hr/>			
ADF Test Statistic	-8.753773	1% Critical Value*	-4.0909
First difference		5% Critical Value	-3.4730
2 lags		10% Critical Value	-3.1635
<hr/>			
PP Test Statistic	-14.12522	1% Critical Value*	-4.0871
First difference		5% Critical Value	-3.4713
		10% Critical Value	-3.1624
<hr/>			

Testarea stationaritatii variabilei Vel\_M1\_bf:

ADF Test Statistic	-2.855873	1% Critical Value*	-3.5226
		5% Critical Value	-2.9017
2 lags		10% Critical Value	-2.5879
<hr/>			
PP Test Statistic	-3.442304	1% Critical Value*	-3.5200
		5% Critical Value	-2.9006
		10% Critical Value	-2.5874
<hr/>			
ADF Test Statistic	-6.967052	1% Critical Value*	-3.5239
First difference		5% Critical Value	-2.9023
2 lags		10% Critical Value	-2.5882
<hr/>			
PP Test Statistic	-11.53814	1% Critical Value*	-3.5213
First difference		5% Critical Value	-2.9012
		10% Critical Value	-2.5876
<hr/>			

Testarea stationaritatii variabilei Output\_bf:

ADF Test Statistic	-1.801668	1% Critical Value*	-3.5226
		5% Critical Value	-2.9017
2 lags		10% Critical Value	-2.5879
<hr/>			
PP Test Statistic	-1.982751	1% Critical Value*	-3.5200
		5% Critical Value	-2.9006
		10% Critical Value	-2.5874
<hr/>			

ADF Test Statistic	-7.696885	1% Critical Value*	-3.5239
First difference		5% Critical Value	-2.9023
2 lags		10% Critical Value	-2.5882

PP Test Statistic	-10.00518	1% Critical Value*	-3.5213
First difference		5% Critical Value	-2.9012
		10% Critical Value	-2.5876

Testarea stationaritatii variabilei Dep\_rate:

ADF Test Statistic	-3.054517	1% Critical Value*	-3.5226
		5% Critical Value	-2.9017
2 lags		10% Critical Value	-2.5879

PP Test Statistic	-2.517284	1% Critical Value*	-3.5200
		5% Critical Value	-2.9006
		10% Critical Value	-2.5874

ADF Test Statistic	-5.421398	1% Critical Value*	-3.5239
First difference		5% Critical Value	-2.9023
2 lags		10% Critical Value	-2.5882

PP Test Statistic	-5.818774	1% Critical Value*	-3.5213
First difference		5% Critical Value	-2.9012
		10% Critical Value	-2.5876

Testarea stationaritatii variabilei Opportunity\_cost:

ADF Test Statistic	-4.341756	1% Critical Value*	-3.5226
		5% Critical Value	-2.9017
		10% Critical Value	-2.5879

PP Test Statistic	-4.685689	1% Critical Value*	-3.5200
		5% Critical Value	-2.9006
		10% Critical Value	-2.5874

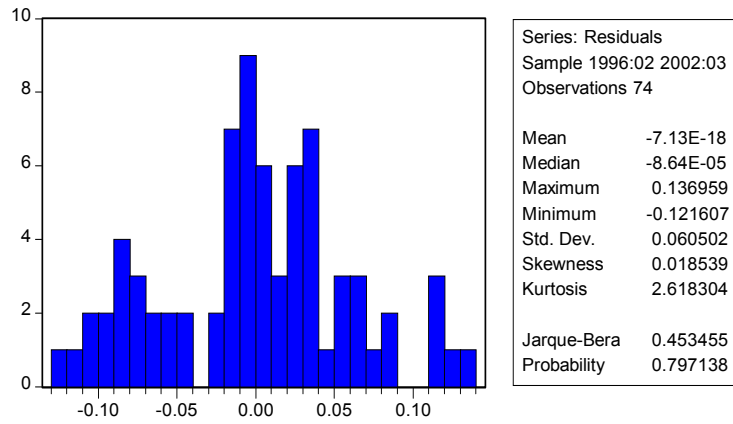
Testarea stationaritatii variabilei Spread:

ADF Test Statistic	-3.636636	1% Critical Value*	-3.5226
		5% Critical Value	-2.9017
		10% Critical Value	-2.5879

PP Test Statistic	-3.684859	1% Critical Value*	-3.5200
		5% Critical Value	-2.9006
		10% Critical Value	-2.5874

## ANEXA 2

### Testarea normalitatii reziduurilor ecuatiei (3):



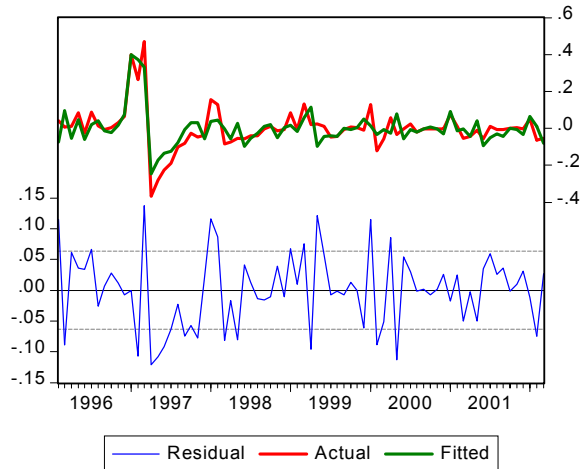
### Testarea autocorelarii reziduurilor ecuatiei (3):

Correlogram of Residuals

Date: 06/26/99 Time: 22:19  
 Sample: 1996:02 2002:03  
 Included observations: 74

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.158	-0.158	1.9334	0.164
		2	0.118	0.096	3.0248	0.220
		3	0.058	0.093	3.2915	0.349
		4	-0.044	-0.035	3.4465	0.486
		5	0.197	0.175	6.5953	0.253
		6	0.014	0.077	6.6124	0.358
		7	-0.103	-0.137	7.5005	0.379
		8	-0.017	-0.095	7.5261	0.481
		9	-0.162	-0.160	9.7975	0.367
		10	0.055	-0.003	10.063	0.435
		11	0.143	0.200	11.886	0.372

### Graficul Evolutiei efective, estimate si eroarii de estimare pentru ecuatie(3):



### ANEXA 3

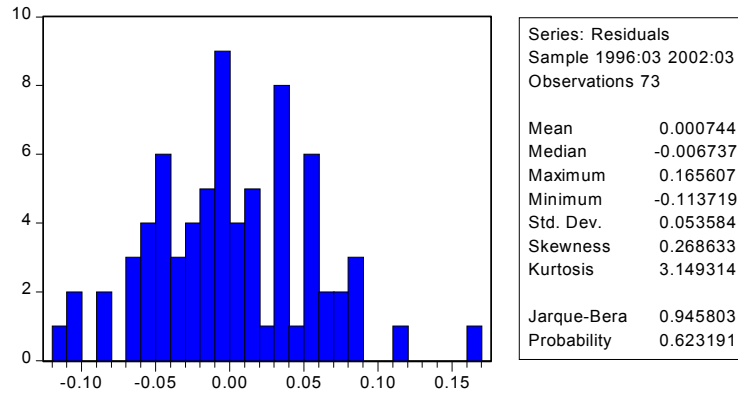
Error Correction:	D(VEL_M1_B F)	D(OUTPUT_ BF)	D(EX_RATE_ BF)	D(DEP_RATE)
CointEq1	-0.184516 (0.09545) [-1.93308]	-0.012017 (0.06705) [-0.17922]	-0.040708 (0.05520) [-0.73744]	-0.013226 (0.00413) [-3.20090]
D(VEL_M1_BF(-1))	-0.304767 (0.16026) [-1.90169]	0.077722 (0.11258) [0.69039]	-0.015879 (0.09268) [-0.17133]	0.000923 (0.00694) [0.13303]
D(VEL_M1_BF(-2))	0.041273 (0.15907) [0.25947]	0.135477 (0.11174) [1.21243]	-0.078919 (0.09199) [-0.85789]	0.003111 (0.00689) [0.45185]
D(VEL_M1_BF(-3))	-0.422460 (0.14860) [-2.84286]	-0.329547 (0.10439) [-3.15692]	-0.268912 (0.08594) [-3.12907]	-0.011856 (0.00643) [-1.84309]
D(VEL_M1_BF(-4))	-0.035051 (0.14482) [-0.24204]	0.076998 (0.10173) [0.75690]	-0.116987 (0.08375) [-1.39686]	-0.011566 (0.00627) [-1.84509]
D(OUTPUT_BF(-1))	-0.342044 (0.25645) [-1.33379]	-0.199553 (0.18014) [-1.10775]	-0.041222 (0.14831) [-0.27795]	-0.012987 (0.01110) [-1.16990]
D(OUTPUT_BF(-2))	-0.455150 (0.23727) [-1.91826]	-0.340738 (0.16668) [-2.04432]	0.164329 (0.13722) [1.19757]	-0.003468 (0.01027) [-0.33765]
D(OUTPUT_BF(-3))	0.271269 (0.23178) [1.17039]	0.357832 (0.16281) [2.19779]	0.398935 (0.13404) [2.97624]	0.008345 (0.01003) [0.83176]
D(OUTPUT_BF(-4))	-0.247354 (0.23813) [-1.03873]	-0.219988 (0.16728) [-1.31510]	-0.018086 (0.13772) [-0.13133]	0.010976 (0.01031) [1.06482]
D(EX_RATE_BF(-1))	1.395420 (0.24733) [5.64189]	0.008068 (0.17374) [0.04644]	1.024537 (0.14304) [7.16279]	0.076933 (0.01071) [7.18577]
D(EX_RATE_BF(-2))	-0.924088 (0.45662) [-2.02378]	-0.185282 (0.32076) [-0.57764]	-0.816558 (0.26407) [-3.09223]	0.017584 (0.01977) [0.88962]
D(EX_RATE_BF(-3))	-0.234310 (0.45448) [-0.51555]	0.024904 (0.31926) [0.07801]	0.781947 (0.26284) [2.97504]	-0.029110 (0.01967) [-1.47970]
D(EX_RATE_BF(-4))	-0.388978 (0.37132) [-1.04757]	0.060933 (0.26084) [0.23361]	-0.396947 (0.21474) [-1.84852]	0.023772 (0.01607) [1.47897]

D(INT_RATE_LIAB(-1))	3.086400 (2.71377) [ 1.13731]	-0.640440 (1.90632) [-0.33596]	0.141122 (1.56942) [ 0.08992]	0.050783 (0.11747) [ 0.43230]
D(INT_RATE_LIAB(-2))	4.063862 (2.54339) [ 1.59781]	0.092619 (1.78664) [ 0.05184]	-1.330333 (1.47088) [-0.90444]	0.347949 (0.11010) [ 3.16042]
D(INT_RATE_LIAB(-3))	1.615666 (2.45766) [ 0.65740]	0.050465 (1.72642) [ 0.02923]	3.069424 (1.42131) [ 2.15958]	0.041801 (0.10638) [ 0.39292]
D(INT_RATE_LIAB(-4))	-4.243483 (1.87365) [-2.26482]	-1.138970 (1.31617) [-0.86537]	1.132855 (1.08356) [ 1.04549]	-0.183752 (0.08110) [-2.26562]
C	0.016008 (0.01801) [ 0.88876]	-0.001326 (0.01265) [-0.10479]	0.019181 (0.01042) [ 1.84145]	-0.003115 (0.00078) [-3.99525]
D_12	-0.334498 (0.02999) [-11.1527]	-0.158503 (0.02107) [-7.52314]	-0.015099 (0.01735) [-0.87052]	-0.000146 (0.00130) [-0.11275]
R-squared	0.851017	0.694297	0.642180	0.844914
Adj. R-squared	0.798435	0.586401	0.515890	0.790178
Sum sq. resids	0.201577	0.099469	0.067417	0.000378
S.E. equation	0.062869	0.044163	0.036358	0.002721
F-statistic	16.18454	6.434908	5.084978	15.43609
Log likelihood	105.4270	130.1484	143.7614	325.2202
Akaike AIC	-2.469343	-3.175669	-3.564612	-8.749148
Schwarz SC	-1.859037	-2.565363	-2.954306	-8.138842
Mean dependent	0.006270	-0.002746	0.034489	-0.000205
S.D. dependent	0.140032	0.068670	0.052255	0.005941
Determinant Residual Covariance		2.74E-14		
Log Likelihood		739.9572		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		695.6234		
Akaike Information Criteria		-17.58924		
Schwarz Criteria		-15.01953		



## ANEXA 5

### Testarea normalitatii reziduurilor ecuatiei (6):



### Testarea autocorelarii reziduurilor ecuatiei (6):

Correlogram of Residuals

Date: 06/26/99 Time: 22:29  
Sample: 1996:03 2002:03  
Included observations: 73

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.214	-0.214	3.4973	0.061
		2 0.134	0.093	4.8892	0.087
		3 0.130	0.186	6.2127	0.102
		4 -0.081	-0.034	6.7343	0.151
		5 0.128	0.068	8.0473	0.154
		6 -0.018	0.014	8.0736	0.233
		7 0.045	0.040	8.2436	0.312
		8 0.031	0.017	8.3250	0.402
		9 -0.076	-0.075	8.8211	0.454
		10 -0.004	-0.067	8.8226	0.549
		11 -0.058	-0.062	9.1192	0.611

### Graficul Evolutiei efective, estimate si eroarii de estimare pentru ecuatie(3):

