

CAIETE DE STUDII

Nr. 11

Iunie 2002

**CAUZELE INFLAȚIEI ÎN ROMÂNIA,
IUNIE 1997 - AUGUST 2001.**

**ANALIZĂ BAZATĂ
PE VECTORUL AUTOREGRESIV STRUCTURAL**

Autor: Dr. Cezar Boțel

Cuprins

REZUMAT	7
1. INTRODUCERE.....	8
2. DIFICULTĂȚILE UTILIZĂRII ECONOMETRIEI ÎN ECONOMIILE ÎN TRANZIȚIE	9
3. OBIECTIVELE STUDIULUI	11
4. BANI INTERIORI VS. BANI EXTERIORI ȘI ALTE ASPECTE METODOLOGICE	13
5. MODELUL ECONOMETRIC	17
5.1. Metodologia VAR	17
5.2. Strategia modelării și datele	18
5.3. Problema identificării și avantajele VAR structural	20
6. ETAPELE MODELĂRII ȘI ESTIMARE	23
7. REZULTATE ȘI INTERPRETARE	29
8. CONCLUZII FINALE	43
BIBLIOGRAFIE.....	46
ANEXE	
ANEXA I	1*
ANEXA II.....	31*

REZUMAT

Acest studiu investighează principalele cauze ale inflației în economia României, utilizând tehnica Vectorului Autoregresiv Structural. Este evaluată influența exercitată asupra prețurilor de factorii monetari, de producție, salarii, curs de schimb și de anticipări, în perioada iunie 1997 - august 2001. O caracteristică importantă a analizei este descompunerea masei monetare în bani exteriori (baza monetară) și bani interiori (multiplicatorul). Această descompunere permite localizarea influenței politicii monetare la nivelul bazei monetare, în timp ce fluctuațiile multiplicatorului reflectă cu precădere evoluții din sectoarele bancar și real ale economiei. Rezultatele analizei arată că prețurile administrate și șocurile ofertei au fost factori cu relevanță scăzută în perioada analizată. În schimb, factorii monetari, deprecierea cursului nominal și inerția anticipărilor au exercitat influențe puternice asupra prețurilor. Influența puternică a factorilor monetari asupra prețurilor se datorează în principal multiplicatorului. Influența scăzută a bazei monetare asupra prețurilor sugerează o capacitate limitată a politicii monetare de a controla inflația. Politica monetară a fost, în perioada analizată, mai degrabă acomodativă. Este probabil că o politică mai restrictivă ar fi putut obține reduceri suplimentare ale inflației, dar aceste câștiguri ar fi fost relativ modeste. Localizarea cauzelor monetare la nivelul multiplicatorului sugerează că, în ultimă instanță, cauzele primordiale ale inflației provin din sectoarele bancar și real ale economiei.

1. INTRODUCERE

În rândul economiilor în tranziție din Europa, România este în prezent țara cu cel mai înalt nivel al inflației (Anexa I.1). Numeroase studii elaborate în cadrul BNR au examinat în detaliu și au identificat cauzele inițiale ale inflației, precum și pe cele ale persistenței acesteia în România (vezi, spre exemplu, BNR, 2001a și 2001b). Oricum, pentru adoptarea unor decizii de politică monetară corect fundamentate, identificarea cauzelor inflației nu este suficientă. O altă condiție necesară este ierarhizarea diverselor cauze în ordinea importanței, pentru a selecta obiectivele prioritare ale politicii monetare și instrumentele adecvate de intervenție. Acest demers implică folosirea modelelor econometrice. Studiul de față utilizează tehnica vectorului autoregresiv structural (VARs), propusă de Sims (1986) și Bernake (1986), pentru a evalua importanța relativă a potențialilor factori inflaționiști în economia României în perioada iunie 1997 - august 2001.

Sunt examinate efectele asupra prețurilor exercitate de o serie de factori incluzând masa monetară, cursul nominal de schimb, salariile și producția industrială. În plus, studiul utilizează decompoziția masei monetare (M2) în bani exteriori (baza monetară) și bani interiori (multiplicatorul bazei monetare). Această metodologie permite aproximarea acțiunilor de politică monetară cu inovații în baza monetară și localizarea mai precisă a cauzelor inflației, comparativ cu metodologia utilizată în mod obișnuit în literatură.

În continuare, studiul este structurat după cum urmează. Secțiunea 2 pune în discuție unele constrângeri care până de curând au limitat sever posibilitatea de a utiliza metodele econometrice în economiile în tranziție. Este identificat momentul începând din care este posibil ca aceste constrângeri să fi fost suficient relaxate în economia României. Secțiunea 3 prezintă obiectivele studiului. Dihotomia bani exteriori vs. bani interiori, precum și alte opțiuni metodologice ținând de strategia de analiză a acestui studiu sunt discutate în Secțiunea 4. Secțiunea 5 prezintă modelul econometric utilizat. Este discutată pe scurt metodologia vectorului autoregresiv (VAR) în Secțiunea 5.1. Secțiunea 5.2. prezintă strategia de modelare și descrie datele utilizate. În Secțiunea 5.3 este discutată problema identificării și sunt prezentate avantajele VAR structural, metoda de identificare adoptată în acest studiu. Modelarea propriu-zisă este descrisă pas cu pas în Secțiunea 6. Secțiunea 7 prezintă rezultatele, interpretarea lor și principalele concluzii. Concluziile finale sunt rezumate în Secțiunea 8.

2. DIFICULTĂȚILE UTILIZĂRII ECONOMETRIEI ÎN ECONOMIILE ÎN TRANZIȚIE

Până de curând, raritatea studiilor bazate pe metode econometrice, reprezenta o trăsătură comună literaturii macroeconomice din țările în tranziție. Trei au fost cauzele principale ale acestei stări de lucruri. Prima cauză este lipsa seriilor lungi de date. Modelele econometrice pot oferi rezultate relevante numai dacă numărul de observații ale variabilelor incluse în model este suficient de mare. Evident, această condiție nu a fost îndeplinită în primii ani ai tranziției.

A doua cauză este legată de controlul administrativ asupra unor variabile economice precum prețurile, dobânzile, cursul de schimb, creditul ș.a. În toate țările în tranziție, în perioada de început a acesteia, cel puțin unele dintre aceste variabile au fost administrate¹. Modelarea econometrică se bazează pe ipoteza că variabilele de interes sunt aleatorii (*random variables*), în sensul că valorile pe care le vor lua în viitor sunt incerte. În mod clar, nu acesta este cazul cu acele variabile economice controlate **administrativ** de autorități. În consecință, rezultatele obținute prin includerea acestor variabile în modele econometrice sunt corupte.

A treia cauză, cu deosebire relevantă pentru analizele econometrice necesare fundamentării deciziilor de politică economică, este legată de „Critica lui Lucas (CL)”. Lucas (1976) a arătat că, atunci când autoritățile întreprind schimbări de politică economică, agenții economici își alterează comportamentul pentru a se adapta optim schimbărilor intervenite. O parte a coeficienților estimați ai modelelor econometrice reflectă comportamentul agenților. Este principial greșit ca autoritățile să estimeze un model econometric pe baza datelor istorice, să modifice valoarea variabilei discreționare (spre exemplu, rata de creștere a bazei monetare) și să spera că valorile variabilelor-țintă (spre exemplu, inflația și șomajul) vor fi aproximativ cele rezultate din recalcularea modelului. În fapt, coeficienții afectați de comportamentul agenților (spre exemplu, parametrii curbei Phillips) se vor modifica și ei². În consecință, efectele măsurilor luate vor fi, de regulă, altele decât cele urmărite de autorități.

Câteva precizări sunt necesare pentru a înțelege relevanța deosebită a CL pentru țările în tranziție. CL nu se aplică în cazul deciziilor de politică economică obișnuite, curente, ci numai în cazul acelor decizii care schimbă „regulile jocului”. În literatura macroeconomică, acest tip de decizii este îndeobște denumit „schimbare de regim (*regime change*)”. Spre exemplu, în politica monetară, variațiile zilnice ale dobânzii pe piața monetară, induse de banca centrală, nu reprezintă schimbări de regim și deci nu intră sub incidența „Criticii lui Lucas”. În schimb, în cazul unei modificări relativ persistente a ratei de creștere a bazei monetare (de exemplu,

¹ Proporțiile și durata controlului au variat, oricum, puternic de la o țară la alta.

² Mai important încă, se vor modifica într-un mod neprevăzut, adică neestimat în cadrul modelului. Lucas și Sargent au prezentat un program de anvergură al cercetării econometrice, în care un obiectiv fundamental îl reprezintă tocmai găsirea acelor procedee de estimare a parametrilor care măsoară schimbarea parametrilor comportamentali o dată cu schimbarea regimului și/sau estimarea directă a parametrilor comportamentali (*deep parameters*). Progrese notabile au fost făcute în ultimii 20 de ani, pe linia acestui program de cercetare, în special de către economiști aparținând Școlii de gândire a Ciclurilor Economice Reale (*Real Business Cycle Theory*).

scăderea ratei în cazul unui program dezinflaționist sau, dimpotrivă, creșterea ei într-o perioadă preelectorală), CL devine relevantă. În general, orice decizie de politică economică în măsură să afecteze ierarhia intereselor agenților economici pe o perioadă semnificativă de timp³ poate fi considerată „schimbare de regim”. Este evident că în economiile în tranziție „schimbările de regim” sunt mult mai frecvente și mai ample decât în economiile de piață dezvoltate, incluzând substanțiale transformări structurale și ajustări de politică economică.

Articolul lui Lucas a năruit munca unei întregi generații de macroeconometricieni și a distrus pentru mult timp liniștea interioară a responsabililor de politică economică. Pentru țările în tranziție, lecția oferită de CL este următoarea: utilizarea econometriei direct pentru simularea scenariilor privind politici economice alternative este sever limitată. Aceasta **nu** înseamnă însă că metodele econometrice nu sunt folositoare în fundamentarea deciziilor economice. Dimpotrivă, ele reprezintă un instrument de neînlocuit pentru a sistematiza și interpreta datele statistice primare. Mai mult, metodele econometrice reprezintă singura metodă posibilă pentru a încerca identificarea empirică a relațiilor și interdependențelor dintre principalele variabile macroeconomice. Relațiile dinamice între aceste variabile sunt mult prea complexe pentru a putea fi sesizate cu ajutorul statisticii descriptive.

După mai mult de un deceniu de tranziție, restricțiile folosirii econometriei în țările în tranziție s-au relaxat treptat. Seriile de date temporale se lungesc; în special seriile cu frecvență lunară conțin deja suficiente observații pentru estimări rezonabil de eficiente. În multe din țările în tranziție, deși reforma este departe de a fi încheiată, multe din șocurile instituționale și ajustările structurale (i.e. schimbări de regim) de mare amploare s-au consumat deja.

În România, tranziția a avansat mai lent decât în alte țări. În consecință, „schimbări de regim” mai frecvente și mai substanțiale decât în alte țări sunt încă de așteptat. Cu toate acestea, se poate aprecia că importante transformări instituționale, în lipsa cărora studiile macroeconomice ar fi irelevante, s-au produs deja și în economia României. Mă refer aici la consumarea ultimei etape importante de liberalizare a prețurilor, precum și la liberalizarea completă a pieței valutare, ambele având loc în prima jumătate a anului 1997. Începând de atunci, variabile macroeconomice de prim interes, precum prețurile, cursul de schimb, baza și multiplicatorul masei monetare etc. pot fi, cu suficientă încredere, considerate aleatoare (în sens statistic) și, ca urmare, posibil de modelat econometric.

Aceste considerații sugerează că, pentru acuratețea modelelor macroeconomice aplicate la economia României, sunt preferabile seriile de date care încep la mijlocul anului 1997. În studiul de față, sunt utilizate serii cu frecvență lunară⁴ acoperind eșantionul iunie 1997 - august 2001.

³ Sau – *nota bene* – fie și numai **percepute** de agenți ca atare. Această precizare relevă importanța cu totul deosebită a transparenței și credibilității politicii economice.

⁴ Seriile cu frecvențe mai mici (trimestriale și anuale) nu au, deocamdată, suficient de multe observații pentru a fi utile în modele econometrice de tip sistem, precum vector autoregresiv (VAR) și vector cu autocorecție (VEC).

3. OBIECTIVELE STUDIULUI

Obiectivul imediat al acestui studiu este evaluarea importanței relative a factorilor cu potențial inflaționist în economia României. Un alt obiectiv, general, este cel de a înțelege relațiile și interdependențele dintre variabilele macroeconomice de interes pentru conducerea politicii monetare. Pentru atingerea obiectivului general, oricum, este necesar ca această investigație să fie continuată printr-o serie de studii tematice în cadrul BNR.

Așa cum am menționat anterior, analize ale experților BNR au investigat teoretic cauzele inflației în România post-comunistă. Spre exemplu, studiul „Economia reală și creșterile de prețuri în perioada 1990-2000” (BNR, 2001b) identifică următoarele cauze: creșterea costurilor salariale, evoluția fiscalității, deprecierea leului, indisciplina financiară și arieratele, evoluția prețurilor și tarifelor practicate la utilitățile publice oferite în condiții de monopol.

Simpla enumerare a acestor cauze reflectă multitudinea și complexitatea lor. Datorită specificității instrumentelor politicii monetare și constrângerilor impuse asupra acestora de tranziție, măsura în care politica monetară poate acționa asupra acestor cauze este limitată. Cu atât mai importantă este, de aceea, selectarea obiectivelor politicii monetare în funcție de importanța relativă a cauzelor inflației. Aceasta selecție nu poate fi fundamentată fără a recurge la studii empirice. Este adevărat că, pentru economiile în tranziție, datorită constrângerilor discutate în Secțiunea 2, rezultatele studiilor econometrice trebuie interpretate cu prudență. Dar ele oferă un punct de pornire necesar pentru stabilirea priorităților și fundamentarea deciziilor politicii monetare.

O importantă întrebare la care acest studiu va încerca să răspundă este: cât de mare a fost importanța factorilor de natură monetară pentru inflația din România? Este o întrebare de interes deosebit pentru banca centrală, care acționează prin mijloace specifice tocmai asupra variabilelor monetare din economie. Răspunsul la această întrebare oferă atât posibilitatea de a evalua activitatea trecută a băncii centrale, cât și cea de a fundamenta opțiunile viitoare de politică monetară.

În literatura de specialitate au apărut recent analize asemănătoare pentru alte economii în tranziție. Un exemplu interesant este studiul elaborat de Brada și Kutan (1999). Autorii investighează principalele cauze ale inflației în Cehia (pe perioada 1993-1998) și Ungaria și Polonia (pe perioada 1990-1998). Teza principală susținută de autori este că succesul acestor țări în reducerea inflației sub 10 la sută în perioada 1998-1999 nu s-a datorat în primul rând succeselor politicii monetare, ci cu precădere conjuncturii favorabile oferite de reducerea prețurilor importurilor în a doua jumătate a anului 1998. Autorii argumentează că politica monetară în aceste țări a fost relativ slabă, datorită multiplelor obiective asumate, precum și a lipsei de cooperare din partea politicii fiscale. Va fi interesant de comparat rezultatele studiului de față cu cel citat, mai ales pentru că politica monetară în România a suferit constrângeri similare.

Pentru a-și susține teza, Brada și Kutan analizează efectele asupra prețurilor de consum (măsurate prin CPI) determinate de patru factori: masa monetară (M2), salariile nominale, prețurile importurilor și valorile trecute ale prețurilor de consum. Rezultatele analizei arată că, pe termen scurt, efectele salariilor și ale masei monetare asupra prețurilor nu sunt relevante cantitativ. Cele mai importante efecte provin de la șocurile prețurilor importurilor și de la șocurile din trecut suferite de prețurile de consum. Acestea din urmă sunt interpretate ca reflectând inerția anticipărilor privind inflația. Autorii conchid că, date fiind efectele neimportante, pe termen scurt, ale factorilor monetari asupra inflației, politica monetară nu a putut avea o contribuție semnificativă la reducerea decisivă a inflației în cele trei țări.

În linii mari, studiul de față urmărește obiective similare și utilizează proceduri asemănătoare celor din lucrarea lui Brada și Kutan. Cu toate acestea, cele două studii diferă semnificativ în privința unor opțiuni metodologice. Soluțiile adoptate aici sunt menite să îmbunătățească profunzimea analizei și relevanța rezultatelor. O diferență importantă față de studiul citat constă în abordarea analitică a masei monetare, soluție ce va fi discutată în secțiunea următoare. O altă diferență notabilă intervine în modelarea econometrică și este discutată, împreună cu alte deosebiri mai puțin importante, în Secțiunea 5.

4. BANI INTERIORI VS. BANI EXTERIORI ȘI ALTE ASPECTE METODOLOGICE

La începutul anilor '60, o serie de studii (Gurley și Shaw, 1960; Tobin și Brainard, 1963; Patinkin, 1965) au abordat distincția dintre „banii exteriori” (*outside money*) și „banii interiori” (*inside money*). Banii exteriori sunt cei creați de banca centrală și pot fi identificați cu baza monetară. Banii interiori sunt banii creați de băncile comerciale, datorită multiplicării depozitelor în cadrul sistemului fracționar de rezerve. Ei pot fi măsurați fie ca diferența dintre masa monetară și baza monetară, fie ca multiplicator al bazei monetare.

Gurley și Shaw (1960) au fost primii care au arătat că banii exteriori și cei interiori au naturi diferite și trebuie, de aceea, analizați separat. În timp ce banii exteriori reprezintă active nete pentru sectorul privat (populație și bănci comerciale), banii interiori reprezintă atât active, cât și pasive. Freeman și Huffman (1991) avertizează că utilizarea în analize macroeconomice a masei monetare ca atare, adică fără descompunerea ei în bani exteriori și bani interiori, poate genera concluzii eronate. Banii interiori reprezintă depozite bancare, utilizate în principal pentru a acorda credite agenților economici care creează capital. În consecință, banii interiori pot fi considerați drept capital intermediar. Freeman și Huffman conchid: „banii interiori diferă de banii exteriori, din punct de vedere al relației lor cu producția, datorită diferenței fundamentale dintre capitalul intermediar și hârtia fără acoperire și fără utilitate intrinsecă emisă de autoritatea monetară”⁵.

Deși distincția dintre banii interiori și banii exteriori este în prezent recunoscută în studiile teoretice, surprinzător de puține studii empirice utilizează această descompunere. Excepții notabile sunt Manchester (1989) și Cagan (1993). Mai recent, Boțel (2000) aplică sistematic această dihotomie în analiza interacțiunilor dinamice dintre variabilele monetare și sectorul real.

Studiile citate mai sus au utilizat descompunerea bani exteriori (baza monetară) – bani interiori (multiplicatorul bazei monetare) pentru a analiza efectele banilor asupra producției. Studiul de față utilizează aceeași metodologie pentru evaluarea cauzelor inflației. Restul acestei secțiuni prezintă avantajele analizei separate a efectelor bazei monetare și, respectiv, ale multiplicatorului pentru înțelegerea cauzelor de natură monetară ale inflației.

O practică obișnuită în studiile macroeconomice empirice este de a identifica acțiunile de politică monetară cu modificări ale masei monetare, de obicei măsurate ca M1 sau M2. Oricum, la o examinare mai atentă, această abordare este cel puțin îndoielnică. Studii mai recente au formalizat această critică. Meulendyke (1989) și Strongin (1995), spre exemplu, arată că stocul de bani din economie este influențat într-o proporție însemnată de factori care scapă controlului

⁵ “*inside money differ from outside money in its link to output because of the fundamental difference between intermediated capital and unbacked, intrinsically useless pieces of paper issued by the government*” (Freeman și Huffman, 1991).

autorității monetare. Următorul model simplu al masei monetare, bazat pe descompunerea acesteia în baza monetară (BM) și multiplicator (MM), va ușura înțelegerea argumentului.

$$\mathbf{M = N + D + Q} \quad (1)$$

$$\mathbf{BM = N + R = N + R_D + R_Q + E} \quad (2)$$

$$\mathbf{MM = (k + q + 1) / (k + r_D + r_Q q + e)}^6 \quad (3)$$

$$\mathbf{M = BM * MM} \quad (4)$$

Semnificația simbolurilor este următoarea:

M = agregatul monetar relevant (M1, M2 etc.);

N = numerar în circulație;

D = depozite la vedere;

Q = cvasibani;

BM = baza monetară;

R = rezerve bancare totale;

R_D = rezerve obligatorii pentru D;

R_Q = rezerve obligatorii pentru Q;

E = rezerve excedentare;

MM = multiplicator;

k = N/D;

q = Q/D;

r_D = R_D/D;

r_Q = R_Q/Q;

e = E/D.

(Notă: dacă M = M1, atunci Q = q = 0).

Dacă rata rezervelor obligatorii este aceeași (= r) pentru depozitele la vedere și pentru cvasibani, așa cum este cazul în România, atunci ecuația (3) devine:

$$\mathbf{MM = (k + q + 1) / [k + r (1 + q) + e]} \quad (3')$$

⁶ Expresia analitică a multiplicatorului este obținută astfel:

$$BM = (N/D + R_D/D + R_Q/D + E/D) D = (k + r_D + r_Q q + e) D$$

$$M = (N/D + D/D + Q/D) D = (k + 1 + q) D$$

$$MM = M / BM = (k + q + 1) / (k + r_D + r_Q q + e)$$

Meritul acestui model binecunoscut este că exprimă multiplicatorul în funcție de variabile care reflectă comportamentul agenților economici. În ecuația (3'), rapoartele numerar/depozite la vedere (k) și cvasibani/depozite la vedere (q) reflectă preferințele publicului nebancaar privind structura propriului portofoliu de active bănești. Rata rezervelor excedentare (e) este determinată de comportamentul băncilor comerciale. Numai rata rezervelor obligatorii (r) este controlată de către banca centrală. În plus, această rată este modificată relativ rar, datorită efectelor extrem de puternice asupra lichidității sistemului bancar. În consecință, acele variații ale masei monetare care provin din fluctuațiile multiplicatorului se datorează cu precădere factorilor care nu pot fi controlați de banca centrală⁷.

Dacă, în privința multiplicatorului, influența exercitată de autoritatea monetară este minimală, ea devine relevantă în cazul bazei monetare. Banca centrală influențează direct nivelul rezervelor bancare prin operațiunile sale curente. Este clar deci că efectul măsurilor de politică monetară asupra masei monetare se localizează la nivelul bazei monetare, în timp ce multiplicatorul este determinat, în principal, de comportamentul publicului nebancaar și al băncilor comerciale.

O altă precizare se impune aici. A spune că efectul măsurilor de politică monetară asupra masei monetare se regăsește la nivelul bazei monetare nu este același lucru cu a spune că baza monetară reprezintă un indicator fidel al politicii monetare. Mai precis, mișcările bazei monetare nu reflectă exclusiv acțiunile exogene, voluntare, ale băncii centrale, ci sunt ele însele în mare măsură endogene. În primul rând, numerarul în circulație este determinat complet de cerere. În al doilea rând, modificările, de către banca centrală, ale ofertei de rezerve bancare reprezintă, pe termen scurt, în bună măsură, acomodări ale fluctuațiilor cererii de rezerve. Acest lucru este la fel de valabil pentru BNR, cât este și pentru Fed (vezi, spre exemplu, Meulendyke, 1989).

În concluzie, nici baza monetară și nici alt agregat monetar nu reprezintă o măsură fidelă a acțiunilor voluntare de politică monetară⁸. Oricum, pentru obiectivele studiului de față, este important de subliniat următoarele. Pentru a evalua efectele variabilelor monetare asupra inflației, precum și rolul jucat de politica monetară, descompunerea masei monetare (M2) în baza monetară și multiplicator este mai relevantă decât utilizarea agregatului M2 ca atare. Multiplicatorul nu este o constantă pe care banca centrală o utilizează ca atare pentru a dimensiona masa monetară. Multiplicatorul este una dintre cele mai complexe variabile macroeconomice, ale cărei fluctuații sunt rezultanta efectelor exercitate asupra masei monetare de o pluralitate de cauze.

Pentru o interpretare corectă a rezultatelor analizei bazate pe dihotomia bază – multiplicator, este necesară înțelegerea corectă a esenței multiplicatorului. În primul rând, multiplicatorul este o

⁷ Evident, cu cât banca centrală modifică mai des rata rezervelor obligatorii, cu atât mai relevant este efectul politicii monetare asupra multiplicatorului.

⁸ Găsirea celui mai bun indicator pentru a măsura acțiunile exogene de politică monetară reprezintă în sine o temă de cercetare. Soluții alternative și discuții interesante sunt prezentate în Romer și Romer (1989), Hoover și Perez (1994), Christiano și Eichenbaum (1992), Strongin (1995).

variabilă reală⁹. În al doilea rând, multiplicatorul exprimă legăturile dintre sectorul real și cel monetar ale economiei. Aceasta se poate vedea pornind de la ecuația (3')¹⁰. Fluctuațiile multiplicatorului provin cu precădere din modificarea acelor componente (k, q, și e) care reflectă comportamentul agenților economici – menaje, firme și bănci comerciale. Acest comportament este determinat în ultimă instanță de sistemul de interese și stimulente din economie, care, la rândul lor, sunt influențate de multitudinea de evenimente din economia reală.

Spre exemplu, preferința publicului nebancaar pentru un anumit raport dintre numerar și depozitele la vedere (k) poate depinde de amploarea economiei subterane. Aceasta din urmă poate fi influențată de factori precum fiscalitatea, nivelul salariului minim pe economie, tehnologia decontărilor fără numerar etc. Rata rezervelor excedentare menținute de bănci (e) este determinată de dobânda și riscul creditelor și al altor tipuri de plasamente, care la rândul lor sunt influențate de perspectiva investițiilor și creșterii economice, de disciplina financiară la nivel microeconomic, de politica fiscală ș.a.m.d. Evident, (e) reflectă și problemele interne ale sectorului bancar. Aceste exemple sugerează că fluctuațiile multiplicatorului pot fi generate de o multitudine de factori legați de sistemul bancar și, în ultimă instanță, de economia reală. Cu excepția clară a modificărilor ratei rezervelor obligatorii, ele nu pot fi atribuite direct politicii monetare.

Pe de altă parte, politica monetară este în bună măsură responsabilă (fie prin pasivitate, fie prin acțiuni voluntare), de mișcările bazei monetare. Din acest motiv, în *studiul de față șocurile suferite de baza monetară vor fi considerate ca aproximări ale acțiunilor de politică monetară*. Aceste șocuri reflectă însă nu numai acțiunile voluntare, complet exogene, ci și acțiunile acomodative ale băncii centrale ca răspuns la fluctuațiile cererii de rezerve din partea băncilor comerciale. Caracterul de aproximație al acestei măsuri a acțiunilor de politică monetară este dat de faptul ca mișcările bazei monetare sunt afectate, în plus, și de fluctuațiile necontrolate administrativ ale numerarului în circulație.

⁹ Influența prețurilor este eliminată oricum ar fi exprimate (i.e. termeni nominali sau reali) BM și M: $MM = M/BM = (M/P)/(BM/P)$.

¹⁰ Ecuațiile (3) sau (3') reprezintă numai exemple de exprimare analitică a multiplicatorului. Expresii mult mai complexe pot fi dezvoltate, în funcție de gradul dorit de adâncire a analizei. Forma adoptată aici este suficientă pentru ilustrare și pentru obiectivele acestui studiu.

5. MODELUL ECONOMETRIC

5.1. Metodologia VAR

Metodologia econometrică utilizată în acest studiu este cea a vectorului autoregresiv (VAR). Alegerea metodologiei este justificată de natura investigației. Fenomenele macroeconomice se manifestă ca sisteme dinamice complexe, cu *feed-back* și cauzalitate reciprocă. În consecință, numai analizele de tip sistem (ecuații simultane) sunt în măsură să surprindă interconexiunile dintre variabilele macroeconomice.

Analiza de tip vector autoregresiv (VAR) s-a impus în studiile macroeconomice cu începere din anii '70, principalul său promotor fiind Christopher Sims. VAR reprezintă o analiză de tip sistem, în care toate variabilele incluse sunt, *a priori*, endogene și, de aceea, modelate împreună.

Modelele VAR se concentrează pe analiza „șocurilor” asupra variabilelor studiate. Șocurile sau „inovațiile” reprezintă acea parte din nivelul unei variabile care nu poate fi explicată de istoria (valorile trecute ale) acelei variabile sau a altor variabile din sistem. O inovație apare astfel ca termen eroare (rezidual) în ecuația stochastică a sistemului. De exemplu, în sistemul:

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{a}_2 \mathbf{Y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_{1t} \quad (5)$$

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 \mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{b}_2 \mathbf{Y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_{2t} \quad (6)$$

$\boldsymbol{\varepsilon}_{1t}$ și $\boldsymbol{\varepsilon}_{2t}$ reprezintă șocurile (inovațiile), în perioada t , asupra variabilelor X și, respectiv, Y . În fiecare ecuație, restul termenilor reprezintă partea deterministic explicată de istoria sistemului.

Principalul scop al analizei de tip VAR este de a evalua efectele diverselor șocuri asupra variabilelor din sistem. Fiecare variabilă este afectată de inovațiile proprii, precum și de inovații în celelalte variabile. Astfel, se poate răspunde la întrebări extrem de importante din punctul de vedere al autorităților de politică economică, spre exemplu: „Cum reacționează prețurile la o inovație în baza monetară?”

Analiza VAR se finalizează în trei tipuri de rezultate: funcția de răspuns la șoc (*impulse response function*), descompunerea variației erorii de prognoză (*forecast error variance decomposition*) sau, mai pe scurt, descompunerea variației și cauzalitatea-Granger.

Funcția de răspuns la șoc (FRS) descrie efectul unui șoc administrat unei variabile asupra valorilor viitoare ale fiecărei variabile din sistem. FRS urmărește traiectoria acestui efect în timp, la diferite orizonturi. Spre exemplu, FRS poate descrie, în termeni relativi (unitatea de măsură utilizată în mod obișnuit fiind deviația standard), răspunsul prețurilor la un șoc asupra bazei monetare după o lună, două luni, ș.a.m.d. Principalele informații oferite de FRS se referă la semnul răspunsului (pozitiv sau negativ) și la persistența efectelor diverselor șocuri.

Descompunerea variației¹¹ (DV), pe de altă parte, oferă informații cu privire la importanța relativă a fiecărui șoc în ierarhia efectelor asupra variabilelor din sistem. Deoarece inovațiile sunt, prin definiție, impredictibile, orice inovație provoacă variații neanticipate (sau erori de prognoză) în variabilele de interes. DV reprezintă un calcul al proporției din totalul acestor variații care se datorează șocurilor provenind de la fiecare variabilă. Spre exemplu, DV poate arăta ce procent din variația prețurilor este explicată de șocuri ale bazei monetare. Acest tip de informație este util pentru evaluarea importanței relative a cauzelor ce acționează asupra unei variabile macroeconomice.

Testele de tip **cauzalitate-Granger** (CG) indică ce variabile sunt utile pentru prognoza altor variabile. Mai precis, putem spune că X cauzează-Granger pe Y dacă o prognoză a lui Y făcută pe baza unui set de informații care cuprinde istoria lui X este mai bună decât o prognoză care ignoră istoria lui X. În ecuația (6), se poate verifica dacă X cauzează-Granger pe Y testând dacă coeficientul b_1 este semnificativ diferit de zero. Trebuie subliniat că, în ciuda numelui, CG **nu** poate fi interpretată drept cauzalitate propriu-zisă (structurală), așa cum au demonstrat Cooley și LeRoy (1985). CG este doar **consistentă cu** (fără a fi nici necesară și nici suficientă pentru) cauzalitatea autentică, conform ideii lui Hume (valorificată de Granger) că efectul trebuie să succedă în timp cauzei. Mai important este faptul că CG este extrem de utilă în a răspunde la întrebări de tipul: „Ce variabile pot semnala cu anticipație o creștere în variabila X?”

5.2. Strategia modelării și datele

În studiul de față, tehnica VAR este utilizată pentru evaluarea cauzelor inflației în România, în perioada iunie 1997 - august 2001. Alegerea perioadei de analiză și strategia modelării țin seama de constrângerile utilizării econometriei în tranziție, discutate în Secțiunea 2. Începerea analizei cu luna iunie 1997 este justificată datorită majorelor schimbări de regim (prețuri și curs de schimb) dinaintea acestei date. Dat fiind numărul limitat de observații disponibile, estimarea unui VAR cu mai mult de 5 variabile nu ar fi fost recomandabilă. Deoarece există cel puțin 6 variabile ale căror interdependențe prezintă interes pentru analiză, modelarea a fost făcută în două etape, în fiecare etapă estimându-se modele cu 5 variabile.

În prima etapă, sunt examinate relațiile dinamice dintre prețuri, producția industrială, masa monetară (M2), salarii și cursul de schimb. **În această fază, masa monetară nu este dezagregată, astfel că rezultatele FRS și DV vor reflecta efectele asupra inflației ale factorilor monetari în ansamblu.**

În a doua etapă, masa monetară este descompusă în bani exteriori (baza monetară) și bani interiori (multiplicator). În această fază a analizei sunt obținute rezultatele finale, efectele asupra inflației fiind atribuite celor două tipuri de șocuri monetare și celorlalți factori (salariile și

¹¹ Traducerea mai corectă a termenului *variance* este **dispersie**. Am decis, cu rezerve, să păstrez aici termenul variație, care ar putea ușura înțelegerea intuitivă a semnificației rezultatelor acestei metode de descompunere.

cursul de schimb). Pe baza acestei alocări se pot face aprecieri privind efectele politicii monetare asupra inflației.

Pentru adâncirea analizei și pentru a verifica robustețea rezultatelor, ambele modele sunt estimate în trei variante: (a) cu CPI și salarii nete; (b) cu PPI și salarii brute; (c) cu inflația CORE 1 și salarii nete. Intuiția care stă la baza acestor grupări este că salariile nete exercită presiuni asupra cererii finale care acționează asupra prețurilor de consum, în timp ce salariile brute exercită presiuni asupra costurilor, cu efecte asupra prețurilor de producție.

Variabilele incluse în analiză și modul lor de calcul sunt următoarele:

- Indicele cu baza fixă al producției industriale (Y)
- Indicele cu baza fixă al prețurilor de consum (CPI)
- Indicele cu baza fixă al prețurilor de producție (PPI)
- Indicele cu baza fixă al prețurilor de consum, exclusiv prețurile administrate (CORE)
- Masa monetară în sens larg (M2). Este calculată ca medie lunară, după cum urmează: numerarul este cel mediu zilnic; mediile celorlalte componente s-au calculat ca (început de perioadă + sfârșit de perioadă)/2
- Baza monetară (BM), medie zilnică
- Multiplicatorul bazei monetare (MM), calculat ca M2/BM
- Salariile nete (SN)
- Salariile brute (SB)
- Cursul nominal de schimb lei-dolar SUA (E).

Toate seriile sunt ajustate pentru eliminarea factorilor sezonieri, cu ajutorul procedurii X12, utilizată de US Census Bureau. De asemenea, toate seriile sunt logaritmate.

Seriile de date sunt obținute din baza de date a Direcției Studii și Publicații din BNR.

În total sunt estimate șase sub-modele VAR, în care variabilele sunt selectate după cum urmează:

Model (A.1): Y, CPI, M2, SN, E

Model (A.2): Y, PPI, M2, SB, E

Model (A.3): Y, CORE, M2, SN, E

Model (B.1): BM, MM, SN, E, CPI

Model (B.2): BM, MM, SB, E, PPI

Model (B.3): BM, MM, SN, E, CORE.

Așa cum s-a arătat mai sus, scopul principal al analizei de tip VAR este de a examina efectele șocurilor din sistem asupra fiecărei variabile de interes. Pentru a fi posibilă o astfel de identificare a efectelor, este necesară mai întâi identificarea șocurilor.

Identificarea reprezintă o etapă esențială a analizei VAR și, mai general, a oricărei analize econometrice bazate pe ecuații simultane. Problema identificării, sau a **ortogonalizării** ori **descompunerii** inovațiilor, a fost soluționată în variate moduri în literatura de specialitate. În cadrul modelelor de tip VAR, principalele metode de descompunere întâlnite sunt: cea recursivă de tip Choleski, cea structurală de tip Sims-Bernake și cea cu restricții pe termen lung, de tip Blanchard-Quah. În acest studiu, este adoptată metoda structurală, propusă de Sims (1986) și Bernake (1986). Problema identificării, precum și avantajele utilizării metodei Sims-Bernake sunt prezentate pe scurt în secțiunea următoare.

5.3. Problema identificării și avantajele VAR structural

Formalizarea modelării VAR este prezentată în numeroase surse. Excelente sunt, spre exemplu, Hamilton (1994) și Enders (1995). Prezentarea concentrată care urmează (în forma generală utilizată de Favero, 2001) are drept unic scop explicarea diferenței dintre identificarea de tip Choleski și cea de tip Sims-Bernake, adoptată aici¹².

Considerăm următorul sistem cu n variabile:

$$\mathbf{A}\mathbf{x}_t = \mathbf{C}(\mathbf{L})\mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{B}\mathbf{v}_t \quad (7)$$

în care: \mathbf{A} este o matrice ($n \times n$), care descrie relațiile contemporane, structurale, dintre variabilele din sistem; \mathbf{x}_t este vectorul ($n \times 1$) al variabilelor macroeconomice, $\mathbf{C}(\mathbf{L})$ este o matrice de polinoame cu *lag*-uri; \mathbf{v}_t este vectorul inovațiilor; \mathbf{B} este o matrice ($n \times n$), care în majoritatea aplicațiilor (ca și în cea de față) este diagonală¹³.

Această ecuație poate fi rescrisă, prin pre-multiplicare cu \mathbf{A}^{-1} , astfel:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{C}(\mathbf{L})\mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (8)$$

în care $\mathbf{u}_t = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\mathbf{v}_t$.

Ecuația (7) descrie modelul **structural**, i.e. modelul „adevărat” al economiei. Metodologia VAR, prin mijloace care vor fi discutate mai jos, poate analiza răspunsul variabilelor din sistem la șocurile structurale, \mathbf{v}_t . Din păcate, modelul „adevărat” nu poate fi observat empiric. Cercetătorii nu observă decât niște serii de date cu ajutorul cărora pot fi estimați coeficienții ecuației (8), așa

¹² Identificarea de tip Blanchard-Quah este mai dificil de aplicat cu un număr relativ mare de variabile și atunci când restricțiile nu sunt foarte clar sugerate de teorie.

¹³ Dacă \mathbf{B} nu este matrice diagonală, atunci elementele non-zero care sunt în afara diagonalei principale permit ca unele din variabilele endogene să fie afectate de mai multe șocuri structurale.

numita **formă redusă** a modelului. Așa cum se observă clar din faptul că $u_t = A^{-1}Bv_t$, inovațiile în formă redusă, u_t , reprezintă combinații liniare de inovații structurale, v_t . Din acest motiv, înainte de a întreprinde analiza inovațiilor, este necesar să fie rezolvată **problema identificării**, i.e. a „recuperării” inovațiilor structurale, v_t , din informația cuprinsă în forma redusă (8).

Matematic, identificarea șocurilor structurale se poate face numai dacă sunt îndeplinite anumite condiții privind numărul parametrilor din sistem. Practic, această problemă se rezolvă, în mod obișnuit, prin impunerea *a priori* a unor **restricții-zero** (i.e. impunerea valorii zero) unor coeficienți ai matricelor A și B ¹⁴. Deoarece în cazul matricei B adoptăm forma diagonală obișnuită în astfel de aplicații, rămâne de rezolvat restricționarea matricei A . Pentru a putea identifica inovațiile structurale, este necesar să fie impuse cel puțin $n(n-1)/2$ restricții-zero coeficienților matricei A . Dacă sunt impuse exact $n(n-1)/2$ restricții, atunci sistemul este **identificat exact**. Dacă se impun mai multe restricții, atunci sistemul este **supra-identificat**¹⁵.

În acest punct, trebuie subliniată o idee importantă. Așa cum s-a precizat mai sus, matricea A reflectă relațiile structurale contemporane, adică relațiile de cauzalitate sau interdependență dintre variabilele din model, manifestate în cursul unității de timp utilizate în analiză (lună, trimestru etc.). Ca urmare, **impunerea de restricții-zero coeficienților matricei A este echivalentă cu adoptarea unor ipoteze asupra interdependențelor din economie**.

Problema găsirii restricțiilor-zero adecvate pentru identificarea inovațiilor structurale (numită și **descompunerea** sau **ortogonalizarea** inovațiilor) a fost rezolvată în literatură în mai multe moduri. Cea mai răspândită practică este **descompunerea Choleski**. Această metodă impune o structură triunghiulară matricei A , cu toate elementele de deasupra diagonalei principale egale cu zero. Spre exemplu, date fiind variabilele x , y și z (listate în această ordine), matricei A , a relațiilor contemporane dintre ele, i se dă forma:

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a & 1 & 0 \\ b & c & 1 \end{pmatrix} \quad (9)$$

unde a , b și c sunt parametri.

Această metodă impune o structură foarte rigidă a relațiilor cauzale dintre variabile. Mai precis, structura de mai sus presupune o cauzalitate strict ierarhizată, în sensul că x cauzează pe y și z , iar y cauzează pe z , fără posibilitatea unor relații cauzale reciproce. Pare puțin probabil ca această structură inflexibilă să descrie suficient de corect interdependențele dintre variabilele macroeconomice.

¹⁴ Vezi, spre exemplu, Kmenta (1986), Hamilton (1994), Enders (1995), Favero (2001).

¹⁵ Iar dacă restricțiile sunt mai puține decât $n(n-1)/2$, atunci sistemul este **neidentificat** și inovațiile structurale nu pot fi recuperate.

Rigiditatea este eliminată prin metoda de ortogonalizare propusă de Sims (1986) și Bernake (1986). Această metodă îi permite analistului să distribuie liber restricțiile-zero în cadrul matricei A. Utilizând exemplul de mai sus, o posibilă structură a matricei A este:

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} \mathbf{1} & \mathbf{a} & \mathbf{0} \\ \mathbf{b} & \mathbf{1} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{c} & \mathbf{1} \end{pmatrix} \quad (10)$$

În această structură, este admisă cauzalitate reciprocă între x și y. În plus, z este afectat de y, dar nu de x.

Pe lângă flexibilitate, metoda Sims-Bernake (SB) prezintă un alt mare avantaj din punctul de vedere al modelării econometrice. În timp ce din ortogonalizarea Choleski va rezulta **întotdeauna** un sistem identificat exact, metoda SB admite sisteme supra-identificate. Pentru a ilustra, în ambele ecuații, (9) și (10), numărul de restricții-zero este 3, ceea ce înseamnă că ambele sisteme sunt identificate exact: $n = 3$, iar $n(n-1)/2 = 3$. În metoda SB, este posibil să se impună, în plus, $c = 0$, adică în total 4 restricții, ceea ce metoda Choleski nu ar permite. Marele avantaj al supra-identificării este că, **spre deosebire de restricțiile care identifică exact, cele care supra-identifică pot fi testate empiric**. În acest mod, identificarea inovațiilor structurale, de care depind în mare măsură rezultatele analizei, nu rămâne un exercițiu complet *a priori*.

Din motivele arătate, în acest studiu este aplicată metoda Sims-Bernake (sau VAR structural) pentru identificarea șocurilor structurale, spre deosebire de Brada și Kutan (1999), unde se utilizează descompunerea Choleski. Etapele estimării sunt descrise în secțiunea următoare.

6. ETAPELE MODELĂRII ȘI ESTIMARE

În această secțiune vor fi descrise, pas cu pas, etapele modelării VAR structural pentru cele 6 submodele selectate. Pentru confortul cititorului, modelele sunt listate din nou aici:

Model (A.1): Y, CPI, M2, SN, E

Model (A.2): Y, PPI, M2, SB, E

Model (A.3): Y, CORE, M2, SN, E

Model (B.1): BM, MM, SN, E, CPI

Model (B.2): BM, MM, SB, E, PPI

Model (B.3): BM, MM, SN, E, CORE.

Pentru ca rezultatele finale ale investigației să fie relevante, este strict necesar ca modelul econometric să fie supus, la fiecare etapă a modelării, analizelor de tip diagnostic pentru testarea proprietăților statistice. Principalele etape ale modelării sunt: testarea ordinului de integrare al variabilelor de interes, selecția numărului de *lag*-uri ale VAR, test pentru existența cointegrării, testarea stabilității VAR, testarea calităților de „zgomot alb” (*white noise*) a termenilor stochastici (reziduali) ai ecuațiilor VAR, identificare și testarea restricțiilor supra-identificatoare, testarea stabilității coeficienților modelului.

În cele ce urmează, fiecare etapă va fi descrisă succint și vor fi prezentate principalele rezultate obținute.

NOTĂ: Datorită volumului foarte mare de rezultate generat de cele 6 modele, numai o parte vor fi prezentate în text sau anexe. Anexele vor include două tipuri de prezentări. Anexele I includ date și rezultate prelucrate pentru prezentare. Anexele II prezintă rezultatele în forma brută obținută de la calculator. A treia categorie de rezultate sunt cele omise complet, din motive de spațiu. Etapele ale căror rezultate sunt omise sunt marcate cu asterisc (*). Pentru cei interesați, autorul va pune la dispoziție, la cerere, oricare din rezultatele produse de programul econometric.

Testarea ordinului de integrare*. În conjuncție cu testul pentru existența cointegrării, această primă etapă este strict necesară pentru alegerea specificării modelului. Mai precis, dacă toate variabilele de interes sunt staționare¹⁶ – integrate de ordin zero, sau $I(0)$ – atunci estimarea utilizând variabilele cu specificarea inițială (niveluri) nu prezintă probleme. De obicei însă, principalele variabile macroeconomice sunt nestaționare – integrate de ordin mai mare decât zero. În acest caz, pot interveni diverse situații. Dacă seriile sunt nestaționare dar cointegrate, atunci estimarea cu specificare în niveluri sau în forma de model cu autocorecție (vector *error-correction*) este admisibilă. Dacă însă variabilele sunt nestaționare și nu sunt cointegrate, este necesară specificarea variabilelor ca diferențe (modificări de la o perioadă la alta).

¹⁶ O serie este considerată (slab) staționară dacă media și funcția de autocovarianță sunt constante în timp.

Pentru cele zece variabile incluse în studiu testarea a fost făcută prin două proceduri: testul Dickey-Fuller augmentat (Dickey și Fuller, 1979), și testul Phillips-Perron (Phillips și Perron, 1988). Rezultatele testelor arată că toate cele zece variabile sunt non-staționare.

Alegerea numărului de lag-uri ale VAR a fost bazată pe sinteza rezultatelor mai multor metode, și anume: testarea secvențială a semnificației lag-urilor, criteriul minimizării erorii de predicție finale, Akaike, Schwartz și Hannan-Quinn. Ultimele trei metode (explicate în detaliu în Lutkepol, 1991) reprezintă criterii de evaluare a conținutului informațional (*information criteria*) al fiecărui model. Ținând cont de numărul limitat de observații din eșantion, au fost luate în considerare numai modele cu maximum 4 lag-uri. Rezultatele testelor sunt prezentate în Anexa II.1. Pentru cele mai multe sub-modele majoritatea criteriilor selectează 2 lag-uri. Excepție clară face numai modelul B2, cu 3 lag-uri. Pentru a asigura comparabilitatea modelelor, am decis estimarea acestui model tot cu 2 lag-uri. Așa cum va indica analiza-diagnostic a termenilor reziduali, proprietățile statistice ale modelului B2 rămân satisfăcătoare.

Testul pentru existența cointegrării*, utilizând metodologia elaborată de Johansen (1991, 1995), obține rezultate pozitive. Pentru fiecare din cele 6 sub-modele, ambele criterii folosite, λ_{trace} și λ_{max} , identifică, la un nivel statistic semnificativ (*significance level*) de 5 la sută, un număr de vectori de cointegrare, r , astfel încât $0 < r < n=5$ ¹⁷. Aceste rezultate, coroborate cu cele ale testelor de staționaritate, arată că modelele pot fi estimate ca VAR-uri cu variabile exprimate în niveluri. Faptul că variabilele sunt cointegrate în fiecare model este important și pentru validitatea rezultatelor testării cauzalității-Granger. Mai exact, dacă seriile de date sunt non-staționare și nu sunt cointegrate, atunci testele-F obișnuite (utilizate pentru detectarea cauzalității-Granger) nu sunt valide (Sims *et al*, 1990).

Coroborând rezultatele testării staționarității cu cele ale testării cointegrării se poate aprecia ca adecvată opțiunea pentru estimarea unui VAR cu variabile exprimate în niveluri¹⁸.

Testarea stabilității VAR. Un VAR este stabil (staționar) dacă efectele șocurilor asupra variabilelor din sistem se diminuează până la epuizare, după o perioadă de timp. Dacă VAR nu este stabil (i.e. dacă este exploziv), atunci intervalele de încredere (*confidence intervals*) pentru funcțiile de răspuns la șoc (FRS) nu pot fi construite, pentru că erorile standard nu pot fi calculate cu metodele obișnuite. În plus, economiștii preferă să lucreze cu VAR-uri stabile, argumentând că în realitate fenomenele economice explozive sunt extrem de rare. Stabilitatea VAR se verifică dacă toate inversele rădăcinilor caracteristice ale matricei coeficienților estimați ai VAR au moduluri mai mici decât 1 și se situează în interiorul cercului de rază 1 (pentru detalii

¹⁷ Găsirea unui număr de relații de cointegrare $r=n$ ar însemna, de fapt, că toate variabilele din sistem sunt staționare. Această ar contrazice, evident, rezultatele testelor de staționaritate și ar sugera că modelul este incorect specificat.

¹⁸ Utilizarea unui vector cu autocorecție (*vector error correction* – VEC) ar fi fost o altă opțiune valabilă. Preferabil din anumite puncte de vedere, VEC ar fi consumat însă mai multe grade de libertate (numărul coeficienților ce trebuie estimați fiind mai mare decât în cazul unui VAR echivalent), ceea ce s-ar putea dovedi problematic în cazul eșantionului limitat de care dispunem.

tehnice, vezi, spre exemplu, Hamilton, 1994). Această condiție este satisfăcută pentru toate cele 6 modele estimate aici (Anexa II.2).

Diagnosticul termenilor reziduali. Una dintre ipotezele esențiale ale metodologiei VAR este aceea că termenii reziduali (erorile), u_t , ai ecuației (8), reprodusă mai jos, reprezintă „zgomot alb” (*white noise*).

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{C}(\mathbf{L})\mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{u}_t$$

Conceptul „zgomot alb” înseamnă ca erorile sunt complet aleatorii. Mai precis, ele trebuie să fie distribuite normal, să aibă variație constantă (i.e. să fie homoscedastice) și să nu fie autocorelate. Pentru ca rezultatele analizei VAR să fie validate, este necesar ca ipoteza „zgomotului alb” să fie testată.

Rezultatele testelor (Anexa II.3) sunt satisfăcătoare pentru toate modelele. Cu marjă confortabilă, ipotezele testate (lipsa de autocorelație, normalitate și homoscedasticitate) **nu** sunt respinse la nivelurile semnificative convenționale de 1 la sută și 5 la sută. Excepție face numai modelul (B.2), pentru care normalitatea este acceptată numai la 1 la sută (nu și la 5 la sută) și unde sunt semne de autocorelație la primul *lag*.

Date fiind rezultatele favorabile ale analizei-diagnostic a modelului, se poate trece la ultima fază a modelării, și anume identificarea inovațiilor structurale.

Identificare prin metoda Sims-Bernake. Așa cum am arătat în Secțiunea 5.3, ortogonalizarea inovațiilor, sau identificarea șocurilor structurale, v_t , se face prin impunerea de restricții-zero coeficienților matricei \mathbf{A} din ecuația (7), reprodusă mai jos:

$$\mathbf{A}\mathbf{x}_t = \mathbf{C}(\mathbf{L})\mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{B}\mathbf{v}_t$$

Matricea \mathbf{A} , cu restricțiile impuse, descrie relațiile contemporane (i.e. din cadrul perioadei de analiză) dintre variabilele de interes. Cel puțin $n(n-1)/2$ restricții sunt necesare pentru identificare exactă. În cazul modelului nostru cu 5 variabile, sunt necesare cel puțin 10 restricții-zero. Dacă numărul de restricții este mai mare, sistemul este supra-identificat. În acest caz, se poate testa dacă restricțiile impuse sunt consistente cu realitatea, adică cu interdependențele reflectate în dinamica seriilor de date.

Strategia adoptată în vederea identificării a fost concepută în așa fel încât rezultatele testării restricțiilor supra-identificatoare să permită verificarea robusteții modelului general. Concret, am urmărit nu numai validarea fiecăruia din cele 6 modele în parte, dar și consistența dintre structurile impuse acestor modele. Logica acestei abordări este că apare drept rezonabil ca între modelele cu variabile de natură similară să nu existe diferențe de structură. Mai exact, structura modelului nu ar trebui să se schimbe semnificativ dacă inflația este măsurată prin CPI, prin PPI, sau prin CORE, ori dacă salariile sunt cele nete sau cele brute. În consecință, am impus restricții

identice modelelor A1-A3 și, respectiv, B1-B3. Mai mult, am urmărit nu numai consistența restricțiilor între modelele de tip A și, respectiv, B, dar și între cele două tipuri de modele.

Pentru a clarifica aceste considerații, sunt prezentate mai jos structurile matricelor A pentru modelele A1-A3 și, respectiv, B1-B3. Matricele sunt prezentate în formă tabelară, indicându-se numele variabilelor pe rânduri și coloane. Simbolul P este utilizat pentru a desemna indicele prețurilor (care poate fi CPI, PPI, sau CORE), iar S pentru salarii (care pot fi SN ori SB).

Structura relațiilor contemporane dintre variabile este descrisă în felul următor. Variabila de pe un rând este influențată, în **cursul unei luni**¹⁹, de variabilele de pe coloane. Cifra „0” semnifică lipsa de influență (acestea sunt restricțiile-zero impuse), iar cifra „1” semnifică existența influenței. Șirul de „1”-ri pe diagonala principală înseamnă că fiecare variabilă este influențată de ea însăși.

Tabelul 1. Structura matricei A – Modele A1-A3

	Y	P	M2	S	E
Y	1	1	0	1	0
P	0	1	0	0	1
M2	1	0	1	1	1
S	0	0	1	1	0
E	0	0	0	0	1

Tabelul 2. Structura matricei A – Modele B1-B3

	BM	MM	S	E	P
BM	1	1	0	1	0
MM	1	1	1	1	0
S	0	1	1	0	0
E	0	0	0	1	0
P	0	0	0	1	1

¹⁹ Este important să precizăm perioada, pentru că structura relațiilor dintre variabile se poate schimba o dată cu intervalul de timp. Acest fapt este evident dacă ne gândim că, spre exemplu, o variabilă reacționează la schimbări în altă variabilă după mai mult de o lună. În acest caz, relația contemporană va apărea într-o analiză cu serii de date trimestriale, dar nu într-o analiză cu date lunare.

Restricțiile impuse, confirmate, așa cum se va arăta mai jos, prin testare formală, sunt generate de intuiții teoretice obișnuite, relativ necontroversabile. Rândul întâi din Tabelul 1 arată că, în decursul unui orizont de timp de o lună, producția industrială (Y) este influențată de prețuri (influență consistentă cu existența unei curbe Phillips pe termen scurt) și de salarii. Prețurile răspund la evoluția cursului, iar masa monetară se ajustează la mișcarea producției, salariilor și cursului de schimb al leului. Salariile sunt influențate de masa monetară; creșterea lor nu este, în general, posibilă fără o majorare a masei monetare, date fiind producția – și, deci, șomajul – și prețurile. În fine, în decursul perioadei scurte de o lună cursul nominal de schimb nu reacționează la mișcări ale celorlalte variabile; să ne amintim că teoria PPP (*purchasing power parity*) se referă la relații pe termen lung.

În Tabelul 2, restricțiile referitoare la prețuri și curs (rândurile 4 și 5) sunt identice cu cele din tabelul 1. Baza monetară (BM – rândul 1) este influențată de multiplicator și de curs. Această relație poate fi interpretată ca o funcție-reacție a băncii centrale la variațiile MM și E, fie ca o simplă acomodare a acestor variații. Fluctuațiile multiplicatorului – variabilă cu înalt grad de endogeneitate – reflectă reacțiile publicului și ale sistemului bancar la mișcările bazei, salariilor și cursului. Salariile sunt influențate de multiplicator pentru că mișcările lor sunt strâns legate de credite (pe termen scurt) care multiplică depozitele în sistemul bancar.

Structuri alternative celor descrise mai sus sunt, firește, *a priori* posibile. Oricum, testarea restricțiilor confirmă aceste structuri. Unele alternative rezonabile au fost încercate, dar au fost respinse la testare.

Din tabelele 1 și 2 se poate vedea că ambele structuri sunt supra-identificate: pentru ambele clase de modele, matricea A conține 13 restricții. Pentru validarea acestor restricții se utilizează testul LR (*likelihood ratio*)²⁰. Sunt prezentate mai jos rezultatele testării, indicându-se probabilitatea (*p-value*), i.e. nivelul semnificativ maxim la care ipoteza testată nu poate fi respinsă. Pentru acest test, ipoteza este că restricțiile-zero impuse matricei A sunt consistente cu datele.

<u>Model</u>	<u>Probabilitate (<i>p-value</i>)</u>
A-1	0,1644
A-2	0,1830
A-3	0,1862
B-1	0,3108
B-2	0,1164
B-3	0,4482

²⁰ LR este distribuit χ^2 cu un număr de grade de libertate egal cu cel al restricțiilor care depășesc $n(n-1)/2$, adică 3 în cazul de față.

Se poate observa că, la nici unul din nivelurile semnificative convenționale, pentru nici unul dintre modele, *ipoteza că restricțiile sunt valide nu poate fi respinsă*.

Testarea stabilității coeficienților modelului. Această etapă este necesară pentru a verifica viabilitatea modelului din perspectiva confruntării cu Critica lui Lucas (CL). Așa cum am arătat în Secțiunea 2, perioada de tranziție este prin natura ei o perioadă de schimbări structurale sau, în terminologia lui Lucas (1976), „schimbări de regim”. Conform acestei critici, analizele bazate pe modele econometrice sunt invalidate dacă ignoră schimbările de regim survenite în cursul perioadei de analiză.

Implicațiile CL în forma sa cea mai strictă sunt extrem de severe pentru analizele macroeconometrice. Metodologia econometrică aptă să producă modele complet inatacabile de către CL este încă domeniu de cercetare (vezi nota 2). Una din dificultăți, de ordin atât teoretic cât și practic, cu care se confruntă analistul este de a identifica prezența schimbărilor de regim. O modalitate practică de a verifica dacă în cursul perioadei de analiză au avut loc schimbări structurale *semnificative* (i.e. schimbări de regim) este testarea stabilității coeficienților ecuațiilor din model. Pentru acest scop, în studiul de față am utilizat procedurile *CUSUM* și *CUSUM of squares*, care se numără printre testele de stabilitate cele mai cunoscute și frecvent utilizate în literatura de specialitate (pentru detalii, vezi Brown et al., 1975).

Pentru economie de timp și spațiu, rezultatele testelor de stabilitate sunt prezentate numai pentru modelul B1. Așa cum se observă din Anexa I.5, pentru fiecare din ecuațiile modelului, atât pentru testul *CUSUM*, cât și pentru testul *CUSUM of squares*, graficul indicatorului testat nu iese în afara benzii critice corespunzătoare unui nivel semnificativ statistic de 5 la sută. Prin urmare, la acest nivel semnificativ, ipoteza stabilității coeficienților nu poate fi respinsă. Acest rezultat conferă o validare în plus modelului utilizat. Mai precis, rezultatul sugerează că, în cursul perioadei analizate, nu au avut loc schimbări de regim care să altereze semnificativ parametrii modelului B1.

Ultimul test discutat încheie analiza-diagnostic a modelului econometric. În ansamblul lor, rezultatele sugerează că, în forma sa finală, modelul general reprezintă o bună aproximare a structurii și dinamicii interacțiunilor dintre variabilele de interes²¹. Două argumente sprijină această concluzie. În primul rând, toate sub-modelele au trecut relativ confortabil setul testelor-diagnostic. În al doilea rând, faptul că descompunerile structurale, validate prin testare, ale celor 6 variante sunt consistente verifică robustețea modelului adoptat.

Pe baza modelului adoptat – în cele 6 variante – se pot acum genera rezultatele finale, sub forma funcției de răspuns la șoc, a descompunerii variației și a cauzalității-Granger. Rezultatele sunt prezentate și interpretate în secțiunea următoare.

²¹ Așa cum sunt ele reflectate în seriile de date disponibile. Nu trebuie uitat: calitatea și conținutul informațional al datelor se transmit calității concluziilor studiilor empirice.

7. REZULTATE ȘI INTERPRETARE

Principalele rezultate ale analizei de tip VAR se concretizează în funcții de răspuns la șoc (FRS), descompunerea variației (DV) și cauzalitate-Granger (CG).

FRS descrie efectul unei inovații într-o variabilă asupra variabilei înseși și a celorlalte variabile din sistem. FRS sunt utile pentru a determina semnul efectelor (+/-) și persistența acestora. Efectele sunt urmărite la diverse orizonturi de timp. În cele ce urmează, voi prezenta FRS pentru orizonturi de până la 12 luni. Dată fiind concentrarea acestui studiu asupra cauzelor inflației, sunt prezentate în general numai FRS ale prețurilor. În text vor fi incluse numai graficele cu FRS combinate. Pentru FRS individuale, cititorul este trimis la Anexa I.3. Pentru toate celelalte variabile, FRS pot fi obținute de la autor, la cerere.

DV calculează, în procente, proporțiile din variația unei variabile care se datorează inovațiilor proprii și inovațiilor celorlalte variabile. Proporțiile sunt calculate, ca și în cazul FRS, la diverse orizonturi. DV pentru toate variabilele în cele 6 modele sunt prezentate în Anexa I.2. În text vor fi inserate numai rezultatele descompunerii variației prețurilor.

Trebuie semnalat că interpretarea rezultatelor DV necesită precauție. Această tehnică atribuie efectul total asupra unei variabile, în întregime, variabilelor incluse în sistem. Dacă din sistem lipsesc factori cu efecte asupra variabilei a cărei variație este descompusă, atunci una sau mai multe variabile din cele incluse preiau efectul imputabil variabilelor omise. De aici rezultă două aspecte importante. În primul rând, este esențial ca factorii incluși în analiză să fie cei mai importanți, sau, altfel spus, ca efectul factorilor excluși să fie cât mai mic posibil. În selectarea factorilor de prim interes, aportul teoriei este indispensabil. În al doilea rând, rezultatele DV trebuie interpretate drept indicative de ordin de mărime și nu drept calcule precise de fundamentare a deciziilor.

În fine, testele pentru cauzalitatea-Granger vor determina acele variabile care conțin informații utile predicției altor variabile. Rezultatele testelor sunt prezentate în Anexa I.4.

Înainte de a interpreta rezultatele, reamintesc aici variabilele incluse în cele 6 modele:

Model (A.1): Y, CPI, M2, SN, E

Model (A.2): Y, PPI, M2, SB, E

Model (A.3): Y, CORE, M2, SN, E

Model (B.1): BM, MM, SN, E, CPI

Model (B.2): BM, MM, SB, E, PPI

Model (B.3): BM, MM, SN, E, CORE.

O primă observație care se impune din examinarea Anexei I.2. este că rezultate aproape identice se obțin din modelele (A.1) și (A.3) și, similar, din modelele (B.1) și (B.3). Modelele din fiecare pereche diferă numai prin folosirea alternativă a CPI și a indicatorului CORE (mai precis CORE 1 calculat de BNR, indicator ce exclude din calculul indicelui prețurilor administrate).

Dintre puținele diferențe între rezultatele acestor modele-pereche, există una care prezintă interes. Cititorul este rugat să compare proporțiile din variația CPI (Tabelele A2.1.2 și A2.4.5) și, respectiv, CORE (Tabelele A2.3.2 și A2.6.5) explicate de propriile inovații. Se poate observa că, atât pentru modelele de tip A cât și pentru modelele de tip B, propriile inovații explică o proporție mai mare a variației CORE decât proporția din variația CPI explicată de propriile inovații. Cu alte cuvinte, prețurile neadministrare sunt influențate de propriile șocuri în proporție mai mare decât sunt influențate prețurile în ansamblu de propriile șocuri. Dar șocurile ansamblului prețurilor includ, în plus, șocurile prețurilor administrate. Această constatare sugerează o primă concluzie a analizei, și anume că, ***în perioada analizată (iunie 1997 - august 2001), evoluția prețurilor administrate nu a reprezentat un factor inflaționist de primă mărime.***

Dacă prețurile administrate nu reprezintă principala sursă a variației prețurilor de consum, se pune imediat întrebarea: Care este sursa șocurilor proprii, care explică între 89 la sută (model B.3) și 98 la sută (model A.3) din variația prețurilor neadministrare, la 3 luni după producerea lor? Fiind șocuri **proprii**, ele nu provin din celelalte surse modelate explicit, și anume inovații monetare, în producție, salarii sau curs de schimb. Există însă un factor cauzal esențial, care este dificil de modelat explicit dar a cărui influență este în mod cert prezentă în evoluția prețurilor: anticipările (expectațiile). Dacă anticipările se caracterizează prin inerție, atunci inflația din trecut poate fi considerată o aproximare a anticipărilor (vezi, spre exemplu, Brada și Kutan, 1999). Adoptând această interpretare, rezultatele din Anexa I.2 sugerează un efect puternic al anticipărilor asupra inflației, pe termen foarte scurt, după care alți factori, care vor fi discutați mai jos, câștigă în importanță.

A doua concluzie a analizei este, deci, că ***inerția anticipărilor a fost un factor important (pe termen scurt) de creștere a prețurilor în perioada analizată.***

Se pune imediat întrebarea: Ce explică inerția anticipărilor? Masson *et al.* (1997) oferă ca explicații valabile pentru țările în curs de dezvoltare: însuși nivelul înalt de pornire al inflației, dominația fiscală (i.e. finanțarea deficitului prin împrumut de la sistemul bancar) și persistența cauzelor fiscale ale inflației. Apreciind drept valabile aceste cauze și în cazul României, aș adăuga la ele și lipsa de credibilitate a politicii monetare, datorată depășirii cu regularitate a obiectivelor de inflație anunțate.

Data fiind similitudinea rezultatelor perechilor de modele (A.1)/(A.3) și (B.1)/(B.3), în continuare voi omite din interpretare referiri exprese la modelele (A.3) și (B.3). Concluziile sugerate de aceste modele sunt identice celor generate de analiza modelelor (A.1) și, respectiv, (B.1).

Voi examina în continuare, pe rând, rezultatele modelelor (A.1), (A.2), (B.1) și (B.2).

Modelul (A.1)

Figura 1 prezintă, sub forma FRS, răspunsurile CPI la șocurile venite de la toate cele 5 variabile. Se poate observa că prețurile răspund pozitiv la șocurile proprii, la șocuri reale (Y), monetare (M2), și din partea cursului (E). În mod clar, efectele monetare și cele ale cursului domină ca importanță, în special cele dintâi. La inovații în salariile nete (SN), CPI răspunde pozitiv în primele 2 luni și negativ după aceea.

Oricum, examinând Anexa I.3.1, unde FRS sunt prezentate individual, cu includerea intervalelor de încredere (*confidence intervals*), se observă că efectele salariilor, ca și efectele negative pe primele 2 luni ale șocurilor monetare nu sunt semnificative statistic (intervalul de încredere incluzând nivelul zero). Semnificative statistic sunt numai efectele inovațiilor proprii, în timpul primelor 4-5 luni, și cele ale șocurilor monetare și de curs, care devin importante după acest orizont.

Concluzii similare rezultă și din examinarea DV (Tabelul 3). La un orizont de 3 luni, variația CPI este explicată în proporție de 92 la sută de inovațiile proprii. La orizonturi mai lungi, șocurile monetare și cele din partea cursului de schimb sunt cele mai importante, ajungând să explice 53 la sută și, respectiv, 29 la sută din variația CPI după 12 luni.

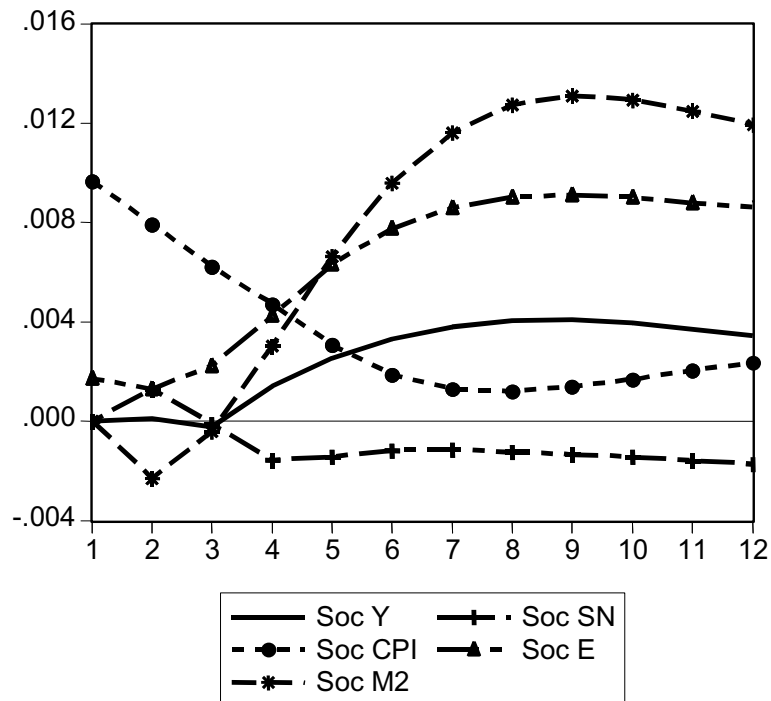
Se mai poate observa că inovațiile în producția industrială și cele în salariile nete explică proporții nesemnificative din variația prețurilor, indiferent de orizontul de timp considerat.

Alte observații interesante pot fi semnalate examinând rezultatele DV din Anexa I.2.1. Variația producției industriale este explicată în proporție de peste 80 la sută, la orizonturi de până la 12 luni, de inovațiile proprii. Dintre celelalte șocuri, cele provenind de la salariile nete au o contribuție modestă, iar restul nesemnificativă. Aceste rezultate sugerează că evoluția sectorului real are cauze proprii, fără influențe majore din partea variabilelor nominale.

Variația cursului de schimb nominal (E) este influențată aproape în totalitate de inovațiile proprii și de șocurile monetare. Interpretând, ca și în cazul inflației, propriile inovații drept indicator al anticipărilor, constatăm că acestea reprezintă factorul determinant primordial, pe termen foarte scurt, al evoluției cursului de schimb. Începând de la orizonturi de 6 luni, influența factorilor monetari crește semnificativ, egalând-o în importanță pe cea a anticipărilor.

În fine, o altă observație importantă este că șocurile monetare explică proporții substanțiale din variațiile variabilelor nominale (CPI, SN și E), dar reprezintă un factor nesemnificativ în explicarea variației producției.

Figura 1: Raspunsul CPI la socuri structurale (Model A.1)
(inovatia = o deviatie standard)



Tabelul 3. Descompunerea variației pentru CPI (Model A.1)

% din variația CPI explicată de inovații în:

Orizont (luni)	Y	CPI	M2	SN	E
1	0	97	0	0	3
2	0	93	3	1	3
3	0	92	3	1	5
4	1	82	6	2	10
5	2	61	16	2	18
6	4	43	28	1	24
7	5	30	38	1	26
8	5	23	44	1	28
9	5	18	48	1	28
10	5	15	50	1	28
11	5	13	52	1	29
12	5	12	53	1	29

Importanța factorilor monetari este confirmată, într-o manieră similară, și de testarea cauzalității-Granger (Anexa I.4). Testele arată că M2 cauzează-Granger variabilele nominale, dar nu și producția industrială. Faptul că M2 cauzează-Granger CPI (valoarea-p a testului: 0.011) confirmă importanța factorilor monetari pentru inflație. Interesant, deși șocurile din partea cursului de schimb au o contribuție substanțială la explicarea variației CPI, E nu cauzează-Granger CPI. Aceasta înseamnă că, deși importantă, influența cursului asupra prețurilor de consum nu are un caracter regulat, predictibil.

Modelul (A.2)

Modelul acesta diferă de modelul (A.1) prin înlocuirea CPI și a salariilor nete cu PPI și, respectiv, salariile brute. Funcțiile de răspuns ale PPI la șocuri sunt prezentate în Figura 2. Răspunsurile au, în general, aceleași semn și caracteristici ca și răspunsurile CPI, cu o singură diferență notabilă: importanța relativă a șocurilor monetare și de curs în explicarea variației prețurilor este inversată. În cazul prețurilor de producție, influența cursului este mai importantă decât influența factorilor monetari.

Aceeași concluzie este întărită de rezultatele DV (Tabelul 4). La orizontul de 12 luni, spre exemplu, proporțiile din variația PPI explicate de inovațiile în M2 și E sunt aproape inversate în comparație cu Tabelul 3: 33 la sută și, respectiv, 53 la sută.

O foarte probabilă explicație a acestor rezultate este elasticitatea²² mai mare a cererii de importuri pentru consum decât a cererii de importuri pentru producție, combinată cu gradul scăzut de concurență din economie. În acest caz, mișcările prețurilor importurilor reflectă fidel deprecierea leului, pe care o transmit, la rândul lor, în mare măsură, prețurilor de producție. Ipoteza unei cereri inelastice de importuri pentru producție este perfect plauzibilă, mai ales în condițiile unor constrângeri bugetare slabe la nivel microeconomic. Pe de altă parte, este extrem de improbabil ca cererea de importuri pentru consum să nu fie mai elastică, tocmai datorită constrângerilor bugetare mult mai drastice care operează la nivelul consumatorilor²³. În aceste condiții, deprecierea leului s-ar reflecta mai puțin fidel în prețurile de consum decât în cele de producție²⁴.

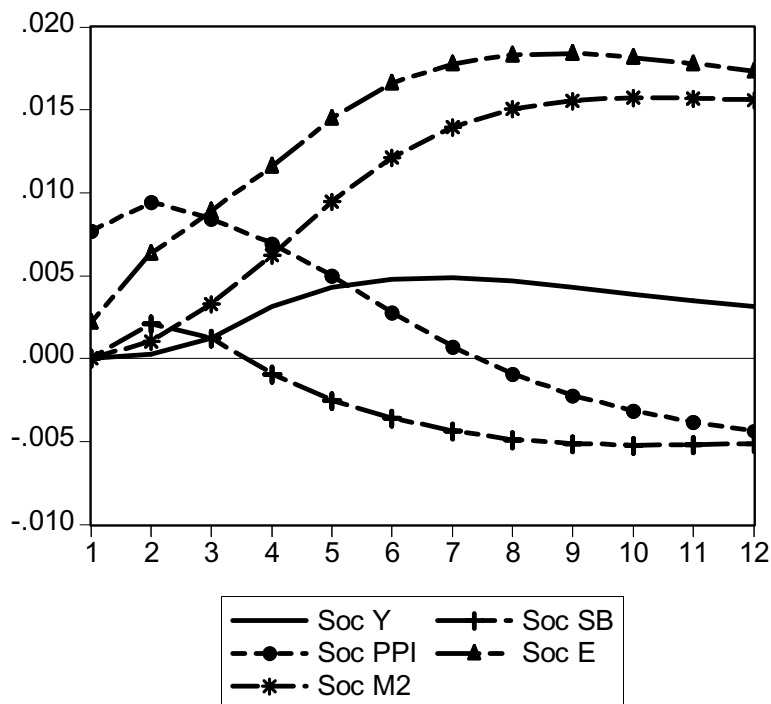
Inversarea importanței relative a factorilor monetar și de curs pentru CPI și PPI este confirmată și de testul cauzalității-Granger (Anexa I.4). Mai precis, PPI este cauzat-Granger de E, dar nu de M2.

²² Este vorba, evident, de elasticitatea față de preț.

²³ Spre exemplu, există relativ puține produse de import pe care consumatorii le pot cumpăra pe credit sau pentru care pot acumula arierate de plăți.

²⁴ Validitatea acestei explicații necesită de asemenea ca oferta de importuri să nu fie perfect elastică. Aceasta pare o ipoteză rezonabilă, mai ales pe măsură ce orizontul de timp crește.

Figura 2: Raspunsul PPI la socuri structurale (Model A.2)
(inovatia = o deviatie standard)



Tabelul 4. Descompunerea variației pentru PPI (Model A.2)

% din variația PPI explicată de inovații în:

Orizont (luni)	Y	PPI	M2	SB	E
1	0	92	0	0	8
2	0	75	1	2	22
3	0	60	3	2	34
4	2	45	9	1	43
5	3	31	15	1	50
6	4	21	20	2	53
7	4	15	25	2	54
8	4	12	28	3	54
9	4	10	30	3	54
10	3	8	31	3	54
11	3	7	32	3	53
12	3	7	33	4	53

Este interesant de observat că inovațiile proprii explică o proporție sensibil mai mică a variației prețurilor de producție decât în cazul prețurilor de consum. O posibilă interpretare ar fi că inerția anticipărilor este mai puternică pentru consumatori decât pentru producători. Această posibilitate amintește de modelul cu informație asimetrică al lui Friedman (1968), în care firmele sunt mai bine informate decât angajații lor cu privire la prețuri. În acel model însă, asimetria informației explică influența pe termen scurt a banilor asupra producției, trăsătură ce pare să fie absentă din economia României în perioada analizată, după cum reiese din observația următoare.

DV pentru producția industrială arată că inovațiile proprii sunt factorul de influență primordial dar, comparativ cu modelul (A.1), în proporție mai mică. Diferența este preluată de celelalte variabile, **cu excepția M2**. Astfel, se confirmă concluzia sugerată de modelul (A.1) privind **lipsa de influență a factorilor monetari asupra producției**. Concluzia este coroborată și de absența cauzalității-Granger între M2 și Y.

Celelalte rezultate ale DV pentru modelul (A.2) nu înregistrează importante diferențe calitative față de rezultatele modelului (A.1). Ca deosebiri, ar fi poate de notat influența crescândă în timp a PPI asupra cursului (nedepășind însă 10 la sută la 12 luni) și influența semnificativă a cursului asupra salariilor brute, la 9 și, mai ales, la 12 luni (14 la sută și, respectiv, 23 la sută).

Analiza rezultatelor modelelor din grupa A a generat o serie de concluzii. Cea mai importantă din punctul de vedere al obiectivului primar al studiului de față este că **factorii de natură monetară exercită influență substanțială asupra prețurilor și a celorlalte variabile nominale incluse în model**.

În multe studii empirice, analiza se oprește în acest punct, până la care masa monetară a fost analizată ca un agregat omogen. Adăugând ipoteza obișnuită că politica monetară influențează în mare măsură fluctuațiile masei monetare, s-ar putea deduce că politica monetară a avut efecte substanțiale asupra creșterii prețurilor în perioada analizată.

În acest studiu, analiza este adâncită prin descompunerea masei monetare în cele două componente eterogene ale sale, baza monetară (banii exteriori) și multiplicatorul bazei monetare (banii interiori). Natura celor două componente, discutată în Secțiunea 3, sugerează că influența politicii monetare se localizează cu precădere la nivelul bazei monetare, în timp ce multiplicatorul este influențat în mare măsură de comportamentul sectorului bancar și al publicului nebancaar. Această abordare recunoaște faptul că factorii de natură monetară au multiple cauze. În partea a doua a analizei, acțiunile de politică monetară vor fi identificate cu inovațiile în baza monetară. Deși numai o aproximare (vezi discuția din Secțiunea 3), soluția adoptată este justificată deoarece o parte importantă a inovațiilor din baza monetară au ca sursă acțiunile de politică monetară. Această abordare elimină cel puțin o parte a ambiguităților implicate de identificarea acțiunilor de politică monetară cu inovații în masa monetară.

O altă concluzie importantă a analizei de până acum este că **șocurile ofertei agregate (aproximate aici prin șocurile producției industriale) nu au reprezentat, în perioada analizată,**

un factor inflaționist relevant. Continuând analiza inflației, voi omite producția industrială din vectorul variabilelor de interes²⁵. O altă opțiune ar fi fost eliminarea salariilor. Am preferat reținerea acestora în model pentru a compara rezultatele de aici cu cele raportate de Brada și Kutan (1999).

Modelul (B.1)

Figura 3 prezintă graficele FRS ale CPI. Se disting în mod clar reacțiile prețurilor de consum la șocuri provenite de la multiplicator (cu deosebire) și de la cursul de schimb. Anexa I.3.3, unde FRS sunt prezentate individual și unde sunt incluse intervalele de încredere, arată că, în afara șocurilor proprii CPI, numai șocurile MM și E au influențe semnificative din punct de vedere statistic.

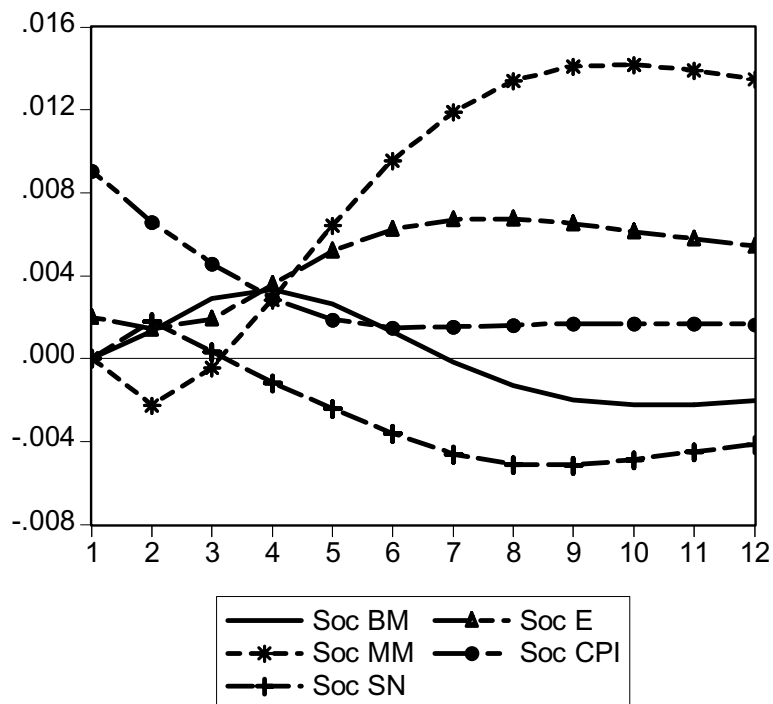
Rezultatele DV (Tabelul 5) confirmă aceste observații. Inerția anticipărilor, aproximată de inovațiile proprii ale CPI, este factorul primordial care explică variația prețurilor de consum pe termen foarte scurt. La orizonturi din ce în ce mai lungi, inovațiile multiplicatorului devin din ce în ce mai importante, ajungând să explice 64 la sută din variația CPI după 12 luni. Cursul de schimb este al doilea factor ca importanță la orizonturi mai lungi. Baza monetară și salariile reprezintă factori de influență cu relevanță scăzută. Atingând un maxim de 10 la sută la 4 luni, puterea explicativă a șocurilor bazei monetare asupra variației prețurilor este cea mai scăzută la orizonturi peste 6 luni.

Examinând rezultatele DV pentru celelalte variabile, se constată că șocurile provenite de la multiplicator reprezintă factorul explicativ determinant, în special la orizonturi mai îndepărtate, pentru variațiile salariilor și cursului.

Aceste observații sugerează o concluzie extrem de importantă a analizei. Dacă șocurile bazei monetare au efecte minore asupra inflației, atunci **capacitatea politicii monetare de a controla evoluția prețurilor este limitată**. Oricât de provocatoare ar părea această concluzie la prima vedere, ea este confirmată pentru alte țări în tranziție (Cehia, Polonia și Ungaria) de studiul lui Brada și Kutan (1999). Autorii citați au ajuns la această concluzie fără a utiliza descompunerea M2 în bază și multiplicator, dar au găsit de la bun început o influență scăzută a șocurilor monetare asupra inflației. Utilizând aceeași abordare, concluziile acestui studiu ar fi putut fi diametral opuse. În România, factorii monetari au efecte substanțiale asupra inflației și celorlalte variabile nominale. Dar descompunerea bază-multiplicator ne arată că aceste efecte sunt generate cu precădere de șocurile din partea multiplicatorului. Acea parte a ofertei de bani care reflectă în mai mare măsură acțiunile de politică monetară, i.e. baza monetară, nu exercită o influență relevantă asupra mișcării prețurilor.

²⁵ Introducând două variabile monetare, este necesar să fie omisă una din celelalte variabile inițiale pentru a păstra un VAR cu 5 variabile. Un număr mai mare de variabile nu ar permite o estimare rezonabil de eficientă în condițiile numărului de observații limitat de care dispunem.

Figura 3: Raspunsul CPI la socuri structurale (Model B.1)
(inovatia = o deviatie standard)



Tabelul 5. Descompunerea variației pentru CPI (Model B.1)

% din variația CPI explicată de inovații în:

Orizont (luni)	BM	MM	SN	E	CPI
1	0	0	0	4	96
2	1	4	2	4	89
3	6	3	2	5	84
4	10	6	2	10	72
5	9	18	4	16	53
6	7	33	5	20	36
7	5	44	7	20	25
8	3	51	8	19	18
9	3	56	8	18	14
10	3	59	8	18	12
11	3	62	8	17	10
12	3	64	8	16	9

Concluzia că politica monetară nu poate avea influență substanțială asupra inflației ar putea fi contestată, argumentând că banca centrală poate influența nu numai baza monetară, dar și multiplicatorul, prin modificarea ratei rezervelor obligatorii. Voi încerca să demonstrez că acest argument nu invalidează în mod necesar concluzia în speță.

Este adevărat că o modificare a ratei rezervelor obligatorii (RRO) alterează multiplicatorul și, implicit, masa monetară. Dar modificarea RRO este un tip de acțiune de politică monetară puțin frecventă. Chiar dacă, în perioada analizată, BNR a modificat RRO mai frecvent decât o fac în mod obișnuit băncile centrale din economii de piață dezvoltate, aceste măsuri au avut totuși caracter punctual. Prin contrast, acțiunile de politică monetară care afectează baza monetară – operațiunile de piață ale BNR – au caracter cvasicontinuu. În termenii modelului stochastic utilizat aici, șocurile lunare ale bazei monetare includ șocuri lunare ale politicii monetare, pe când puține din șocurile lunare ale multiplicatorului includ șocuri ale RRO. ***Atâta timp cât modificările RRO reprezintă evenimente punctuale, ele pot fi responsabile numai pentru salturi punctuale ale prețurilor, dar nu pentru efecte continue asupra prețurilor.*** Cu alte cuvinte, șocurilor RRO nu le poate fi imputată persistența creșterii prețurilor, i.e. inflația.

Examinând Anexa I.2 (Tabelele A2.4.2 și A2.5.2) mai poate fi investigată o posibilitate de influență, indirectă, a politicii monetare asupra inflației. Se observă ca variația multiplicatorului este explicată în proporție dominantă, la toate orizonturile, de șocurile bazei monetare. De ce n-ar fi atunci posibil următorul canal de transmisie a influenței politicii monetare asupra inflației: $\uparrow \text{BM} \Rightarrow \uparrow \text{MM} \Rightarrow \uparrow \text{P}$? Răspunsul e dat de Figura 4, care descrie funcția de răspuns a multiplicatorului la inovații în baza monetară. Se poate constata că răspunsul MM la șocurile BM este negativ (dar nu semnificativ diferit de zero), ceea ce pare să excludă canalul de transmisie sugerat mai sus.

Care ar fi atunci semnificația puterii explicative a șocurilor bazei pentru multiplicator? La această întrebare nu se poate răspunde fără o analiză empirică a cauzelor multiplicatorului, ceea ce este în afara obiectivelor acestui studiu. Important pentru studiul de față este faptul că tipul de răspuns al MM la inovațiile BM pare incompatibil cu posibilitatea unor efecte indirecte substanțiale ale acțiunilor de politică monetară asupra inflației, prin intermediul multiplicatorului.

Interpretarea corectă a rezultatelor analizei necesită o precizare importantă. Rezultatele discutate până acum arată, așa cum am menționat, că politica monetară are o influență limitată asupra inflației. Ele **nu** arată că politica monetară a limitat inflația, fie și în cadrul acestor posibilități restrânse de influență. Cu alte cuvinte, evidența prezentată până acum nu oferă indicii asupra conduitei politicii monetare în perioada analizată.

Pentru o evaluare a conduitei politicii monetare se cer examinate și alte rezultate. Indicii relevante sunt oferite de examinarea funcției de răspuns (FRS) a bazei monetare la șocurile din partea CPI (Figura 5). Dacă politica monetară ar fi fost una consecvent antiinflaționistă în perioada analizată, ne-am aștepta să vedem un răspuns de semn negativ – și semnificativ statistic – al bazei monetare la o inovație în prețuri. În Figura 5 vedem însă că răspunsul BM la șocurile

Figura 4: Raspunsul multiplicatorului la un soc in baza monetara (Model B.1)
(inovatia = o deviatie standard)

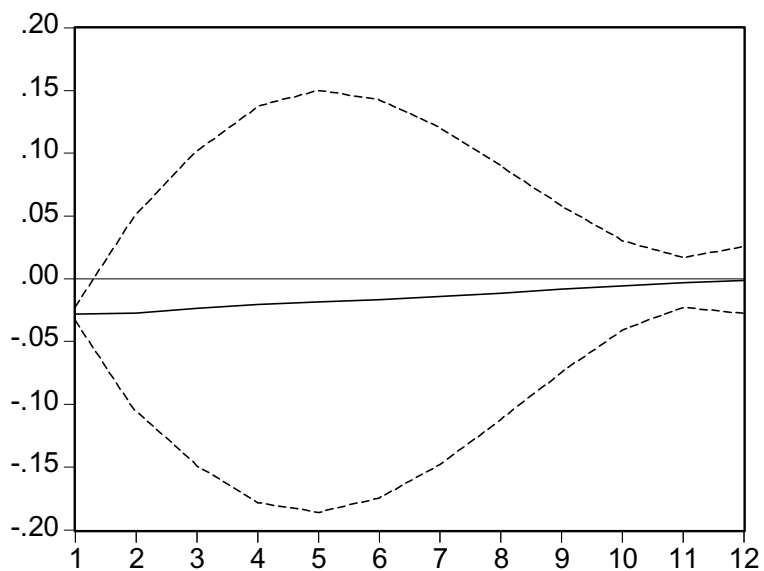
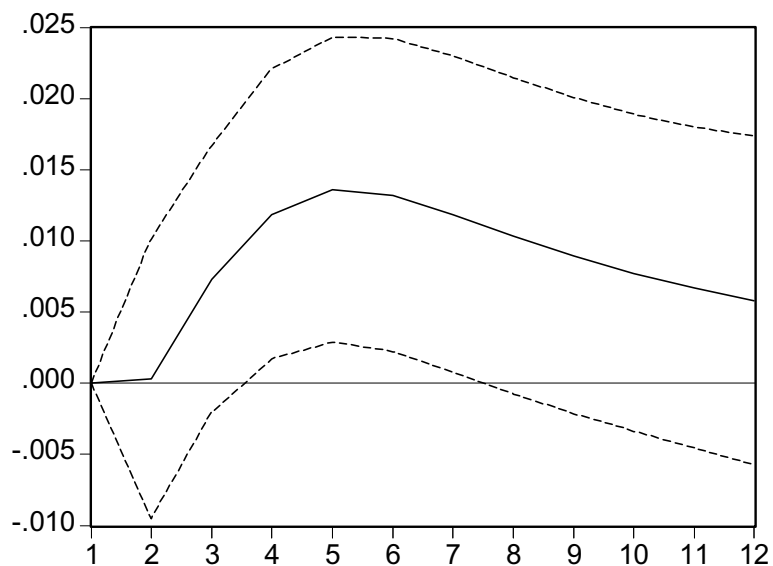


Figura 5: Raspunsul bazei monetare la un soc CPI (Model B.1)
(inovatia = o deviatie standard)



CPI este pozitiv. Între lunile a patra și a opta după producerea șocului inflaționist, răspunsul pozitiv al BM este statistic semnificativ. Aceste caracteristici ale FRS indică o politică monetară acomodativă. Imaginea unei politici monetare acomodative este coroborată și cu rezultatul conform căruia prețurile cauzează-Granger baza monetară (vezi Anexa I.4).

Am arătat mai sus că inovațiile bazei monetare explică o proporție redusă a variației prețurilor. Examinând mai atent Tabelul 5, se poate observa că, la un orizont de 3 luni, cu o putere explicativă de numai 6 la sută, baza monetară este totuși factorul explicativ cel mai important pentru CPI, în afara propriilor inovații ale prețurilor. Influența BM atinge un maximum de 10 la sută după 5 luni, se situează la 9 la sută în luna a șasea și apoi coboară treptat, astfel că la orizonturi mai lungi de 6 luni BM devine factorul explicativ cel mai puțin relevant. Aceste rezultate indică o oarecare plajă de acțiune a băncii centrale pentru politica dezinflaționistă.

Pe baza considerațiilor de mai sus, concluzia referitoare la politica monetară în România, în perioada iunie 1997 - august 2001, poate fi completată după cum urmează. ***Capacitatea politicii monetare de a controla inflația este limitată. Politica monetară a fost mai degrabă acomodativă. Este probabil că o politică mai restrictivă ar fi putut obține reduceri suplimentare ale inflației, dar aceste câștiguri ar fi fost relativ modeste.***

Alte rezultate ale DV și CG pentru modelul (B.1) nu vor fi comentate aici, dar examinând rezultatele prezentate cititorul se poate convinge că, în general, ele sunt consistente cu cele ale modelului (A.1).

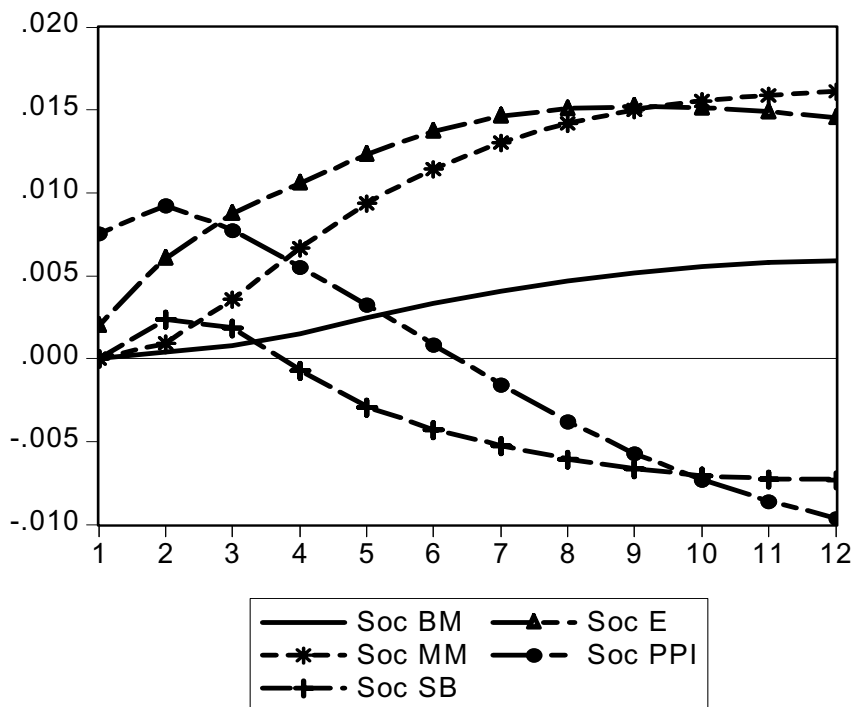
Modelul (B.2)

Rezultatele obținute din acest model verifică și ele robustețea modelului general, fiind consistente cu rezultatele modelelor anterioare. Ca și în cazul modelului (A.2), când prețurile de producție sunt folosite în locul prețurilor de consum, factorul primordial de influență asupra prețurilor este cursul de schimb, urmat de factorul monetar, în cazul de față multiplicatorul (vezi Figura 6 și Tabelul 6). Inovațiile bazei monetare au cea mai mică putere explicativă pentru variația PPI, la toate orizonturile de timp considerate.

Se verifică, de asemenea, concluzia generală că efectele substanțiale ale factorilor de natură monetară asupra variabilelor nominale (prețuri, curs și salarii) sunt generate de multiplicator și nu de baza monetară.

Înainte de a rezuma concluziile finale ale studiului, se impune comentarea unui rezultat, aparent contraintuitiv, confirmat de toate cele 6 modele. Indiferent de specificarea folosită (CPI/CORE/PPI ori salarii nete/salarii brute), descompunerea variației arată că ***salariile nu explică prețurile și prețurile nu explică salariile.*** Similar, toate modelele indică lipsa cauzalității-Granger între prețuri și salarii. Aceste rezultate și robustețea lor la alternarea specificării modelelor par surprinzătoare, dată fiind intuiția obișnuită privind legătura puternică dintre cele două variabile.

Figura 6: Raspunsul PPI la socuri structurale (Model B.2)
(inovatia = o deviatie standard)



Tabelul 6. Descompunerea variației pentru PPI (Model B.2)

% din variația PPI explicată de inovații în:

Orizont (luni)	BM	MM	SB	E	PPI
1	0	0	0	7	93
2	0	0	3	21	75
3	0	4	3	34	59
4	1	11	2	43	44
5	1	18	2	48	31
6	2	24	3	50	21
7	2	28	4	50	16
8	3	31	5	49	13
9	3	33	6	47	11
10	4	34	6	45	11
11	4	35	6	44	11
12	4	36	7	42	11

Trebuie precizat că cele de mai sus **nu** înseamnă că inflația nu a fost cauzată de creșterea salariilor. Pentru a înțelege corect argumentul, cititorul este rugat să observe că **modelul include ca variabilă de interes salariile efective, nu revendicările sau acordurile salariale**. Creșterea efectivă a salariilor este posibilă numai **după** creșterea creditului și a multiplicării depozitelor în sistemul bancar pe care această creștere o antrenează, cu un anumit *lag* care depinde, între altele, de periodizarea acordării sporurilor salariale. Între timp, se fac simțite și efectele masei monetare suplimentare asupra prețurilor. Din acest motiv, modelul econometric sesizează conexiunile dintre masa monetară, pe de o parte, și prețuri și salarii, pe de altă parte.

Este interesantă comparația relației salarii – prețuri în România, în perioada analizată, cu cea sugerată de rezultatele studiului lui Brada și Kutan (1999). Autorii acestui studiu raportează un rezultat similar celui obținut aici, și anume puterea explicativă scăzută a salariilor pentru variația prețurilor în Cehia, Polonia și Ungaria (CPU). În schimb, în aceste țări, efectul masei monetare asupra prețurilor este de asemenea scăzut, spre deosebire de România, pentru care studiul de față găsește efecte substanțiale ale inovațiilor în M2 asupra prețurilor. Comparația acestor rezultate sugerează că ***acomodarea monetară a făcut posibile efecte semnificative ale salariilor asupra prețurilor în România, în timp ce în CPU salariile nu au fost un factor inflaționist semnificativ, datorită lipsei de acomodare monetară.***

Rezultatele acestui studiu arată că, dintre factorii monetari, acomodarea monetară s-a datorat cu precădere multiplicatorului, care reflectă intensitatea creării de bani interiori de către sistemul băncilor comerciale. Localizarea cauzelor monetare la nivelul multiplicatorului sugerează că principalele cauze, cele de esență, provin din sectoarele bancar și real ale economiei. Bani exteriori creați de banca centrală au jucat un rol marginal în procesul inflaționist din perioada analizată.

Concluziile finale ale analizei sunt trecute în revistă în secțiunea următoare.

8. CONCLUZII FINALE

Studiul de față reprezintă o investigație empirică a principalelor cauze ale inflației în economia României, în perioada iunie 1997 - august 2001. Un important aspect metodologic al analizei îl reprezintă descompunerea masei monetare (M2) în bani exteriori (baza monetară) și bani interiori (multiplicatorul bazei monetare). Inovațiile în baza monetară au fost utilizate ca aproximare a acțiunilor de politică monetară curente ale BNR.

Metodologia econometrică utilizată a fost vectorul autoregresiv structural. Rezultatele analizei au fost obținute sub forma funcției de răspuns la șoc, a descompunerii variației, și a testelor pentru detectarea cauzalității-Granger. Robustețea rezultatelor generale la specificări alternative ale unor variabile de interes a fost verificată în 6 sub-modele.

Rezultatele acestui studiu sunt comparate cu cele raportate de Brada și Kutun (BK în restul acestei secțiuni) (1999) pentru Cehia, Polonia și Ungaria (CPU). Principalele concluzii ale analizei sunt prezentate în continuare.

1. În perioada analizată, evoluția prețurilor administrate nu a reprezentat un factor inflaționist de primă mărime.
2. Nici șocurile ofertei agregate (aproximate în model prin șocurile provenind de la producția industrială) nu au exercitat o influență relevantă asupra prețurilor.
3. Principalele cauze ale creșterii prețurilor au fost factorii monetari, deprecierea leului în raport cu dolarul SUA și inerția anticipărilor. BK găsesc că prețurile importurilor și inerția anticipărilor au fost factorii determinanți în CPU. În schimb, în CPU contribuția factorilor monetari la inflație a fost foarte scăzută.
4. Inerția anticipărilor a fost, pe termen foarte scurt (4-5 luni), factorul explicativ cel mai important pentru creșterea prețurilor. La orizonturi mai lungi, factorii monetari și deprecierea exercită influențe determinante.
5. Factorii monetari au o influență mai puternică decât cea a cursului de schimb asupra prețurilor de consum. În cazul prețurilor de producție, cursul este mai important decât factorii monetari. Acest rezultat este consistent cu o elasticitate mai mare a cererii de importuri pentru consum decât cea a cererii de importuri pentru producție și cu un grad scăzut de concurență în economie.
6. Dintre cei doi factori de natură monetară, i.e. baza monetară și multiplicatorul, aproape întreaga influență asupra variabilelor nominale (prețuri, curs, salarii) este imputabilă multiplicatorului, care reflectă intensitatea creării banilor de către sistemul băncilor comerciale.

7. Localizarea cauzelor monetare la nivelul multiplicatorului sugerează că, în ultimă instanță, cauzele primordiale ale inflației provin din sectorul real al economiei. Această concluzie coroborează analize teoretice anterioare elaborate în cadrul BNR (spre exemplu, BNR, 2001a și 2001b) care identifică printre cauzele inflației factori precum politica fiscală, indisciplina financiară și arieratele, gradul scăzut de concurență din economie.
8. Baza monetară are o putere explicativă scăzută pentru variația prețurilor. Aceasta sugerează o capacitate scăzută a politicii monetare de a controla inflația în perioada de tranziție. Aceeași concluzie este confirmată de BK în cazul Cehiei, Poloniei și Ungariei.
9. În perioada analizată, politica monetară a fost pasivă, acomodând creșterile de prețuri. Este probabil că o politică mai restrictivă ar fi putut obține reduceri suplimentare ale inflației, dar aceste câștiguri ar fi fost relativ modeste²⁶ (vezi concluzia 8).
10. Salariile nominale nu apar ca un factor important în explicarea variației prețurilor, fapt confirmat și de BK pentru Cehia, Polonia, și Ungaria. În schimb, analiza arată că în România factorii monetari explică atât salariile, cât și prețurile. Luate împreună, aceste rezultate restabilesc cauzalitatea dintre salarii și prețuri. Mai precis, ele sugerează că influența salariilor asupra prețurilor se concretizează prin acomodare monetară a revendicărilor salariale. Comparăția cu rezultatele raportate de BK pentru CPU sugerează că acomodarea monetară a făcut posibile efecte semnificative ale salariilor asupra prețurilor în România, în timp ce în CPU salariile nu au fost un factor inflaționist semnificativ, datorită lipsei de acomodare monetară. Faptul că acomodarea monetară se produce prin intermediul multiplicatorului, și nu al bazei monetare, restabilește legătura dintre rigiditățile din economia reală și inflație.
11. Factorii monetari nu au relevanță în explicarea variațiilor producției industriale. Din acest motiv, inflatarea cererii agregate prin mijloace monetare nu poate fi o soluție validă pentru stimularea producției.
12. Variabilele monetare (masa monetară M2 sau baza și multiplicatorul împreună) pot fi monitorizate ca indicatori-semnal (*leading indicators*) pentru anticiparea creșterii prețurilor de consum. În cazul prețurilor de producție, indicatorul-semnal adecvat este cursul de schimb.

²⁶ Teoretic este plauzibil să presupunem că o politică monetară **mult** mai restrictivă ar fi produs reduceri mai substanțiale ale inflației. Este însă la fel de plauzibil ca, în lipsa unor politici complementare adecvate și a restructurărilor din sectorul real, o astfel de politică să nu fie sustenabilă, iar efectele sale să fie temporare și reversibile. Trebuie de asemenea observat că o politică monetară **mult** mai restrictivă ar fi însemnat **un regim de politică monetară diferit**. Or, rezultatele și concluziile acestui studiu sunt valabile numai pentru regimul de politică monetară aplicat în perioada supusă analizei. Critica lui Lucas invalidează extrapolarea acestor concluzii pentru alte regimuri.

Una dintre cele mai importante implicații ale concluziilor studiului de față este că **politica monetară nu poate grăbi dezinflația fără cooperare adecvată din partea celorlalte politici economice și a ajustărilor structurale în sectorul real**. Încă o dată, comparația cu cazurile Cehiei, Poloniei și Ungariei este instructivă. Și în cazul acestor țări politica monetară pare a avea o capacitate limitată de a acționa asupra inflației (conform analizei lui Brada și Kutan, 1999). Dar în aceste țări masa monetară **în totalitate** are influență scăzută asupra inflației (pe termen scurt). În România, dimpotrivă, masa monetară are influență considerabilă asupra creșterii prețurilor, dar influența vine din partea multiplicatorului, nu a bazei monetare. Am argumentat mai devreme că variațiile multiplicatorului reflectă influența factorilor provenind din sectorul bancar și din cel real ale economiei. Aceste considerații sugerează concluzia că **inflația mai înaltă din România este, în ultimă instanță, rezultatul reformei întârziate a sectoarelor bancar și real, comparativ cu alte țări în tranziție**.

BIBLIOGRAFIE

- BNR (2001a)** „Raport asupra inflației”, Mimeo, București.
- BNR (2001b)** „Economia reală și creșterile de prețuri în perioada 1990-2000”, Mimeo, București.
- Bernake, B. (1986)** “*Alternative explanations of money-income correlation*”, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 25.
- Boțel, C. (2000)** “*Outside money, inside money, and monetary policy: New evidence on the interactions between key monetary variables and output*”, PhD Dissertation, The University of Tennessee, Knoxville.
- Brada, J.C. and Kutan, A.M. (1999)** “*The end of moderate inflation in three transition economies?*”, Working Paper 99-003A, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Brown, R.L., Durbin, J., and Evans, J.M. (1975)** „*Techniques for testing the constancy of regression relationships over time*”, Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 37.
- Cagan, P. (1993),** “*Does endogeneity of money disprove monetary effects on economic activity?*”, Journal of Macroeconomics, Summer, vol. 15, No. 3.
- Christiano, L. and Eichenbaum, M. (1992)** “*Identification and the liquidity effect of a monetary shock*”, in Cuckierman, A., *Political economy, growth, and business cycles*, MIT Press, Cambridge, MA. Hercowitz, L.Z., and Liederman, L. (eds.)
- Cooley, T.F., and LeRoy, S.F. (1985)** “*Atheoretical macroeconomics*”, Journal of Monetary Economics 16.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979)** “*Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*”, Journal of the American Statistical Association 79.
- Enders, W. (1995)** “*Applied econometric time series*”, John Wiley & Sons, Inc.
- Favero, C.A. (2001)** “*Applied macroeconometrics*”, Oxford University Press, Oxford.
- Freeman S. and Huffman, W. (1991)** “*Inside money, output, and causality*”, International Economic Review, vol. 32, No. 3.
- Friedman, M. (1968)** “*The role of monetary policy*”, American Economic Review 58.

- Gurley, J.G. and Shaw, E.S.** (1960) “*Money in a theory of finance*”, Washington: The Brookings Institution.
- Hamilton, J.D.** (1994) “*Time Series Analysis*”, Princeton University Press, Princeton.
- Hoover, K.D. and Perez, S.J.** (1994) “*Post hoc ergo prompter hoc once more: An evaluation of ‘Does monetary policy matter?’ in the spirit of James Tobin*”, *Journal of Monetary Economics* 34.
- Johansen, S.** (1991) “*Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models*”, *Econometrica* 59 (November).
- Johansen, S.** (1995) “*Likelihood based inference in cointegrated vector autoregressive models*”, Oxford University Press, Oxford.
- Kmenta, J.** (1986) “*Elements of econometrics*”, 2nd edition, Macmillan, New York.
- Lucas, R.E.** (1976) “*Economic policy evaluation: a critique*”, in Brunner, K. and Meltzer, A.M. (eds.), *The Phillips Curve and labour markets*, Carnegie-Rochester Conference series in Public Policy, vol. 1, North-Holland.
- Lutkepol, H.** (1991) “*Introduction to multiple time series analysis*”, Springer-Verlag, Berlin.
- Manchester, J.** (1989) “*How money affects real output*”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 21, No. 1 (February).
- Masson, P.R., Savastano, M., and Sharma, S.** (1997) “*The scope for inflation targeting in developing countries*”, IMF Working Paper WP/97/130, Washington.
- Meulendyke, A.-M.** (1989) “*U.S. monetary policy and financial markets*”, Federal Reserve Bank of New York, New York, NY.
- Patinkin, D.** (1965), “*Money, interest, and prices: an integration of monetary and value theory*”, 2nd ed., New York: Harper and Row.
- Phillips, P. and Perron, P.** (1988) “*Testing for a unit root in time series regression*”, *Biometrika* 75 (June).
- Romer, C.D. and Romer, D.H.** (1989) “*Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz*”, NBER Macroeconomics Annual.
- Sims, C.** (1986) “*Are forecasting models usable for policy analysis?*”, *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Winter.

- Sims, C, Stock, J.H., and Watson, M.W.** (1990). *“Inference in linear time series models with some unit roots“*, Econometrica, January.
- Strongin, S.** (1995) *“The identification of monetary policy disturbances. Explaining the liquidity puzzle“*, Journal of Monetary Economics, 35.
- Tobin, J. and Brainard, W.C.** (1963) *“Financial intermediaries and the effectiveness of monetary controls“*, American Economic Review, 53, No. 2.