



ACADEMIA ROMÂNĂ
Grupul de reflecție
Evaluarea Stării Economiei Naționale

ESEN - 2
INTEGRAREA ROMÂNIEI ÎN UNIUNEA EUROPEANĂ

INFLAȚIE-SUSTENABILITATE-INTEGRARE

Secția de Științe Economice, Juridice și Sociologie a Academiei Române

Institutul Național de Cercetări Economice
Centrul de Informare și Documentare Economică



ACADEMIA ROMÂNĂ
Grupul de reflecție
Evaluarea Stării Economiei Naționale

Coordonare generală:
Academician Eugen SIMION
Președintele Academiei Române

Coordonare executivă:
Academician Aurel IANCU

Consiliul de orientare și evaluare științifică:

Secția de științe Economice, Juridice și Sociologie a Academiei Române

Acad. Tudorel POSTOLACHE, președintele Secției;
Prof. dr. Constantin BĂRBULESCU, m.c.; Acad. Mircea Paul COSMOVICI;
Prof. dr. Daniel DĂIANU, m.c.; Acad. Emilian DOBRESCU;
Prof. dr. Ion DOGARU, m.c.; Acad. Ion FILIPESCU;
Acad. Aurel IANCU, vicepreședinte executiv;
Prof. dr. Constantin IONETE, membru de onoare al Academiei Române;
Prof. dr. Mugur C. ISĂRESCU, m.c.; Acad. Costin KIRIȚESCU;
Prof. dr. Vasile STĂNESCU, membru de onoare al Academiei Române;
Acad. Iulian VĂCĂREL; Prof. dr. Gheorghe ZAMAN, m.c.;
Prof. dr. Cătălin ZAMFIR, m.c.

Institutul Național de Cercetări Economice

Prof. dr. Mircea CIUMARA, director general
Prof. dr. Valeriu IOAN-FRANC, director general adjunct
Prof. dr. Gheorghe DOLGU

Directoratul și secretariatul științific

Prof. dr. Valeriu IOAN-FRANC; Prof. dr. Sorica SAVA;
Mircea FĂȚĂ; Drd. Aida SARCHIZIAN; Dan OLTEANU

*Ediție realizată cu asistență financiară din partea Comunității Europene,
grant B7-030-ZZ00 24.03.08.15.*

Punctele de vedere exprimate în acest studiu aparțin autorilor și, prin urmare, nu pot fi considerate în nici un fel ca exprimând punctul de vedere oficial al Comunității Europene.

CUPRINS

1. Evoluția raportului inflație-șomaj în perspectiva aderării României la UE Lucian Liviu ALBU	
1.1. Introducere.....	5
1.2. Evidențe empirice și trenduri în spațiul european	6
1.3. Fazele tranziției.....	9
1.4. Curba Phillips modificată	12
1.5. Aplicații	13
2. Circuite inflaționiste: salarii și cursul de schimb Cornelia SCUTARU	
2.1. Introducere.....	26
2.2. Evoluția inflației.....	28
2.3. Evoluția salariilor; politici salariale	31
2.4. Evoluția cursului de schimb; politici monetare și valutare	35
2.5. Un model econometric.....	38
3. Studiu comparativ al evoluției inflației în România și în țările Uniunii Europene Elena PELINESCU	
3.1. Introducere.....	55
3.2. Dinamica inflației în țările Uniunii Europene și unele țări în tranziție.....	56
3.3. Cauzele persistenței inflației	62
3.4. Posibilități de control al inflației	67
3.5. Impedimente în aplicarea urmăririi directe a inflației	70
4. Modelarea sustenabilității datoriei publice în condițiile aderării la UE Lucian Liviu ALBU, Elena PELINESCU	
4.1. Introducere.....	77
4.2. Dinamica datoriei publice după anul 1989	78
4.3. Parametrii ecuației dinamicii datoriei publice	81
4.4. Impactul politicii fiscale	84
4.5. Contribuția taxei pe inflație.....	86
4.6. Relația dintre sectorul public și deficitul extern	88
4.7. Sunt oare sustenabile deficiturile?	91
4.8. Concluzii	94

CONTENTS

1. The evolution of the inflation-unemployment relation in view of Romania's accession to the EU Lucian Liviu ALBU	
1.1. Introduction	5
1.2. Empirical evidence and trends in the European area	6
1.3. The transition stages.....	9
1.4. Modified Philips curve	12
1.5. Applications	13
2. Inflationary circuits: Wages and exchange rate Cornelia SCUTARU	
2.1. Introduction	26
2.2. Evolution of inflation.....	28
2.3. Wage evolution. Wage policy.....	31
2.4. Exchange rate evolution. Monetary and hard currency policy.....	35
2.5. An econometric model	38
3. The comparative study of the inflation evolution in Romania and the EU countries Elena PELINESCU	
3.1. Introduction	55
3.2. Inflation dynamics in the EU countries and in some transition countries	56
3.3. The reason of the inflation persistence	62
3.4. Possibilities to control inflation	67
3.5. Obstacles preventing direct checking of inflation	70
4. Modelling the public debt sustainability in the context of the accession to the EU Lucian Liviu ALBU, Elena PELINESCU	
4.1. Introduction	77
4.2. Public debt dynamics after 1989	78
4.3. Parameters of the public debt dynamics equation	81
4.4. Impact of fiscal policy.....	84
4.5. The contribution of the tax on inflation	86
4.6. The relation between the public sector and foreign deficit	88
4.7. Are the deficits sustainable?	91
4.8. Conclusions	94

1. EVOLUȚIA RAPORTULUI INFLAȚIE-ȘOMAJ ÎN PERSPECTIVA ADERĂRII ROMÂNIEI LA UE

Prof. dr. Lucian-Liviu ALBU,
Institutul de Prognoză Economică

1.1. Introducere

Pentru România, aderarea în perspectivă la Uniunea Europeană presupune eforturi serioase pe multiple planuri. Printre condițiile aderării, îndeplinirea criteriilor economice de performanță ocupă un loc central. Obiectivul fundamental îl constituie crearea unei economii de piață funcționale, compatibilă cu principiile, normele, mecanismele, instituțiile și politicile comunitare. Convergența care se conturează în acest sens ar trebui să se întemeieze în primul rând pe evaluarea resurselor și posibilităților, a contextului intern și internațional. În cazul României, există un dublu imperativ, anume cel al încheierii tranziției la economia de piață, pe de o parte, și cel al pregătirii aderării sale la Uniunea Europeană, pe de altă parte.

În condițiile în care evoluția reală a economiei naționale deocamdată pare a fi strânsă în chingile unui "cerc vicios", caracterizat în principal prin perpetuarea și chiar adâncirea decalajelor de productivitate și standard de viață față de Uniunea Europeană, teoria incompatibilității între criteriile de convergență (așa-numitele criterii Maastricht) și politicile orientate spre creșterea economică sau între obiectivele nominale și cele reale ar putea fi consistentă.

Conform PNAR (Planul național de aderare la Uniunea Europeană) și Programului economic de preaderare, principalii parametri-țintă în prima jumătate a deceniului, în vederea convergenței și a atingerii criteriilor de performanță pentru aderarea României la Uniunea Europeană, sunt:

- realizarea unui ritm mediu anual de creștere de 4,5-5,5% (cu o medie anuală de 5,1% pentru întreaga perioadă 2001-2005);
- coborârea ratei anuale a inflației sub 10% (începând cu anii 2004-2005);
- încadrarea deficitului bugetar în jur de 3% din produsul intern brut.

Printre factorii determinanți ai promovării reformelor, ai relansării economice și implicit ai trecerii spre o dezvoltare durabilă, se află acumularea și investițiile, ale căror surse de finanțare vor fi reprezentate de asistența organismelor internaționale (între care Uniunea Europeană ocupă un loc semnificativ), investițiile străine directe (pe care se mizează o dată cu creșterea credibilității mediului economic românesc) și relansarea economiilor interne (*domestic savings*). În perioada 2001-2004, efortul financiar al statului pentru realizarea obiectivelor prioritare

asumate va reprezenta 75-80% din necesarul total de finanțare, din care resursele bugetare 28-40%. Sursele externe, deși se vor menține preponderente ca pondere în totalul necesarului de finanțare, în toată perioada considerată, vor înregistra o diminuare (după maximul atins în anul 2002): 61,1% (din care 33,1% rambursabile) în 2001, 72,0% (din care 47,5% rambursabile) în 2002, 68,0% (din care 42,9% rambursabile) în 2003 și 55,3% (din care 37,6% rambursabile) în 2004. Toate acestea trebuie să asigure intrarea economiei românești într-un cerc virtuos al dezvoltării durabile, în care un rol esențial îl are sustenabilitatea datoriei publice (interne și externe) și a deficitelor bugetare. Având în vedere problemele legate de puterea de absorbție a sprijinului financiar extern de către economia românească, cele legate de sterilizarea monetară sau seignorage-ul potențial, dinamica acumulării interne va trebui accelerată în mod progresiv, iar în acest sens investițiile guvernamentale în sectorul public vor reprezenta o pârghie esențială a relansării economice.

1.2. Evidențe empirice și trenduri în spațiul european

Inflația și șomajul reprezintă două dintre marile probleme cu care se confruntă guvernele din oricare țară, nemaivorbind de cele din țările est-europene aflate în tranziție. Între inflație și șomaj există o strânsă corelație, deși încă nu pe deplin specificată, în ciuda eforturilor comunității științifice internaționale din domeniul economic. Evidențele empirice demonstrează totuși existența unor trenduri pe termen lung a căror cunoaștere poate fi de un real folos responsabililor cu politica economică. În acest mod, ar putea fi evitate efectele nefaste ale unor "programe" sau "strategii" care își propun, de exemplu, simultan, ritmuri înalte pentru diminuarea inflației, reducerea șomajului, creșterea economică, majorarea salariilor și a pensiilor, sporirea productivității muncii, creșterea exporturilor, reducerea deficitelor, aprecierea monedei naționale, creșterea consumului intern (privat și al statului), majorarea veniturilor bugetare ș.a.m.d. Comportamentul sistemelor economice evoluează însă după legi "naturale", iar ignorarea lor poate avea consecințe imprevizibile. Politicile economice pot avea succes, evaluat pe termen lung, doar în măsura în care acționează în sensul acestor legi.

Ca în multe alte cazuri, performanțele României în ceea ce privește alinierea la trendurile generale de evoluție a raportului inflație-șomaj (având un impact major asupra dezvoltării de ansamblu a economiei naționale), care se manifestă în ultimii ani pe plan european, sunt încă modeste. Astfel, crizele cu care s-a confruntat economia românească pot fi explicate în bună parte și prin amânarea unei rezolvări corespunzătoare a relației inflație-șomaj. Întârzierea restructurării de fond a economiei, care ar fi presupus în primul rând eliminarea pierderilor din vechiul sistem al întreprinderilor de stat, a alimentat în mod decisiv inflația și a stopat mobilitatea forței de muncă, adică o dinamică susținută a succesiunii șomaj relativ înalt pe termen scurt, provenit din sectoarele economice vechi, neperformante, și resorbția rapidă a acestuia în sectoarele noi, dinamice.

Datele empirice demonstrează, pe fundalul ciclului afacerilor, unele modificări majore ale trendurilor în țările occidentale în ultimele trei decenii. Printre

acestea menționăm: descreșterea impresionantă a ratei inflației acompaniată de majorarea cvasicontinuă a ratei șomajului; reducerea generală a ritmului de creștere economică; micșorarea ariei de distribuție a punctelor (valorilor) în cazul fiecăruia din cele trei planuri: inflație-șomaj, inflație-producție și, respectiv, producție-șomaj, ceea ce semnifică o stabilitate macroeconomică mai mare și implicit mai puțin stres în economie. În orice caz, evoluția a fost de la o perioadă în care principalul simptom al stresului a fost inflația spre una în care șomajul devine principalul simptom și factor, totodată, al stresului dintr-o economie națională. Semnificația este că un nivel relativ înalt al șomajului este actualmente considerat "normal" (aceasta și grație gradului de prosperitate generală la care s-a ajuns în Europa de Vest și programelor tot mai sofisticate de protecție socială), spre deosebire de cazul inflației. Pe de altă parte, în țările din centrul și estul Europei a existat o situație complet diferită în primii ani de după 1989: atât inflația, cât și șomajul au marcat creșteri accelerate, fără precedent în zona europeană în timp de pace. Pe termen lung însă, trendurile vor fi probabil similare celor înregistrate în cazul țărilor din vestul Europei.

Datele empirice sugerează, de asemenea, posibilitatea existenței unor tenduri persistente, a unor așa-numiți atractori, în ceea ce privește evoluția pe termen lung. În anexele 1, 2 și 3 sunt prezentate trendurile pentru unele țări vest-europene, în perioada 1970-2000, iar în anexa 4 graficele pentru cazul a patru țări est-europene în perioada 1990-2000. Se pot remarca unele diferențe semnificative între economiile vestice și cele estice. Astfel, în cazul celor din urmă, principala problemă o reprezintă tranziția de la tipul unor atractori existenți în primii ani de după 1989 la cei care guvernează astăzi economiile vest-europene. De exemplu, în cazul planului șomaj-inflație, tranziția presupune o mișcare de la o elipsă având axa mare orientată vertical, de-a lungul axei inflației, la aceea având axa mare orientată orizontal, de-a lungul ratei șomajului. Problema fundamentală o reprezintă "evadarea" din capcana vechiului tip de atractor-elipsă, întrucât, după cum este cunoscut deja chiar din teoria economică standard, sistemele economice dispun în orice moment de o cantitate semnificativă de forțe inerțiale și de o memorie remanentă importantă (așa-numitul fenomen *histerensis*).

Pentru a analiza trendurile pe termen lung ale relației inflație-șomaj, am utilizat două modele derivate din cel general al *stagflației*. Pentru exemplificare, s-au luat în considerare evoluțiile din trei țări vestice (Belgia, Franța și Marea Britanie) și din patru țări estice (Bulgaria, Cehia, România și Ungaria), în perioada statistică 1990-2000 (pentru anul 2000, datele reprezintă estimări). Rezultatele obținute sunt prezentate sintetic în tabelul 1.1, iar datele de bază în tabelul din anexa 1.5. În tabel sunt redate, de asemenea, și estimările prin luarea în considerare a unei perioade mai scurte (1990-1998). În primii ani de după 1989, în țările estice, spre deosebire de situația din cele vestice, inflația a avut o dinamică explozivă, iar șomajul a marcat creșteri importante (în unele cazuri însă, cum este și cel al României, acesta a continuat totuși să se situeze sub nivelul care ar fi fost impus de promovarea unor modificări structurale profunde). Pe ansamblul perioadei considerate, având în vedere și avansarea, mai lentă sau mai rapidă, pe calea reformelor în țările est-europene, se remarcă o anumită convergență, cel

puțin în ceea ce privește nivelul ratei naturale a șomajului și tendința generală de calmare a inflației. Desigur, în perspectiva aderării la Uniunea Europeană, tendurile trebuie să devină similare celor înregistrate în cazul țărilor vestice. Principala problemă a tranziției în cazul României continuă să fie actualmente nivelurile înalte ale ratei inflației.

Primul model utilizat de noi presupune o corelație lineară simplă între rata înregistrată a șomajului (x) și rata anuală de modificare a PIB (vy). De asemenea, rata anuală a inflației (z) este exprimată ca o funcție parabolică având ca argument ritmul PIB-ului:

$$x(vy) = a \cdot vy + xn \quad (1)$$

$$z(vy) = A \cdot vy^2 + C \quad (2)$$

unde: a , A și C reprezintă constante, iar xn este rata naturală a șomajului. Eliminând vy din (1) se obține:

$$z(x) = A \cdot [(x - xn) / a]^2 + C \quad (3)$$

Modelul a fost conceput în ipoteza existenței *stagflației*, adică a prezenței simultane a inflației și a creșterii zero (sau negative), cuplată cu o rată a șomajului pozitivă și, de regulă, ridicată. În literatură, încercarea de a modela acest fenomen constă în modificarea curbei Phillips originale, introducând influențe adiționale, cum ar fi, de exemplu, rata așteptată a inflației z^e . În acest context, parametrul C poate fi privit ca o rată "naturală" a inflației, în sensul teoriei așteptărilor raționale. Pentru perioada statistică analizată există trei situații: 1) linia șomajului se situează sub curba inflației, care este de forma unei parabole prezentând un minim (în această situație se află toate țările estice considerate); 2) linia șomajului intersectează curba inflației (cazul Belgiei); 3) linia șomajului se află deasupra celei a inflației, care de această dată are forma unei parabole prezentând un maxim (cazul Franței și al Marii Britanii).

Al doilea model a fost obținut prin modificarea funcției șomajului, astfel:

$$x(vy) = a \cdot vy^2 + b \cdot vy + c \quad (4)$$

unde b este un coeficient.

În contextul acestui model pot exista următoarele situații: 1) curba șomajului, o parabolă ce prezintă un maxim, se situează sub aceea a inflației, o parabolă care prezintă un minim (în această situație se află toate cele patru țări estice considerate, mai puțin Bulgaria, pentru perioada 1990-2000); 2) curba șomajului intersectează pe aceea a inflației, ambele conservându-și forma (cazul Belgiei); 3) curba șomajului, prezentând un minim de această dată, se situează deasupra celei a inflației, care prezintă în acest caz un maxim (în această situație se află Franța și Marea Britanie).

Tabelul 1.1

Estimări pe baza datelor statistice din perioada 1990-2000
(între paranteze: perioada 1990-1998)

- % -

	Rata naturală a șomajului		Valorile extreme ale ratei șomajului		Rata "naturală" a inflației	
	Model I	Model II	Model I	Model II	Model I	Model II
Belgia	12,9 (12,8)	12,9 (13,1)	- (-)	13,7(maxim) (13,1 (maxim))	2,0 (minim) (2,0 (minim))	Idem (Idem)
Bulgaria	12,8 (12,6)	13,0 (13,9)	- (-)	12,1 (minim) (14,2 (maxim))	68,7 (minim) (152,0 (minim))	Idem (Idem)
Cehia	4,2 (3,7)	4,4 (3,8)	- (-)	4,5 (maxim) (4,0 (maxim))	6,9 (minim) (8,3 (minim))	Idem (Idem)
Franța	10,6 (10,7)	10,5 (10,7)	- (-)	10,5 (minim) (10,6 (minim))	2,8 (maxim) (2,5 (maxim))	Idem (Idem)
Marea Britanie	8,5 (8,2)	8,5 (8,1)	- (-)	7,3 (minim) (8,0 (minim))	4,3 (maxim) (6,0 (maxim))	Idem (Idem)
România	7,8 (8,3)	6,7 (8,9)	- (-)	9,3 (maxim) (9,2 (maxim))	39,6 (minim) (102,2 (minim))	Idem (Idem)
Ungaria	9,0 (9,6)	9,6 (9,7)	- (-)	9,6 (maxim) (16,6 (maxim))	19,1 (minim) (21,6 (minim))	Idem (Idem)

Datele empirice disponibile pentru țările vest-europene și abordarea lor pe baza teoriei moderne a ciclurilor endogene ne-au permis o interpretare mai nuanțată a "confirmării" curbei Phillips pentru anii '50-'60 și a "morții" sale ulterioare, decretată de economiștii aparținând de așa-numita Standard Economics. Este posibil ca schimbarea produsă să fie efect al tranziției spre un nou atractor, în planul inflație-șomaj. Situația din economiile occidentale pare să confirme, cel puțin până în preajma mijlocului ultimului deceniu al secolului trecut, așa-numita strategie *Stop-Go Cycles*. Guvernele mai întâi promovează politici expansioniste, iar apoi le stopează. O suită de astfel de politici generează în planul inflație-șomaj o serie de bucle. Datele empirice descriu de fapt "pașii" unei dinamici de tip *Stop-Go Cycles*, în care alternarea perioadelor de expansiune a cererii cu cele de contracție generează o succesiune de genul: accelerarea inflației, recesiunea inflaționistă, dezinflație și, în final, reinflație. În ultimele două decenii, atât rata inflației, cât și aceea a șomajului se mișcă în cadrul unei zone strict delimitate a planului, deși se înregistrează o inversare a distribuției (inflația scade până la valori foarte apropiate de zero, în timp ce șomajul atinge noi recorduri). Acest trend ar putea fi atribuit, în opinia noastră, luării în considerare, într-o măsură tot mai mare, a ratei naturale a șomajului (așa-numitul *NAIRU*) în cadrul politicilor macroeconomice din țările vest-europene.

1.3. Fazele tranziției

Analiza efectuată pe baza celui de-al doilea model permite identificarea următoarelor cinci faze ale tranziției din spațiul economic central și est-european:

1. O scădere severă a PIB-ului, urmată de o creștere explozivă a inflației și de o creștere modestă a șomajului (cauza rezidând în opoziția vechilor structuri și în

crediința că tranziția poate fi realizată cu un grad relativ ridicat al ocupării forței de muncă).

2. O temporizare a inflației însoțită de rate mici de scădere a PIB-ului și o creștere severă a șomajului până în momentul în care restructurarea reală este realizată.
3. După punctul de maxim al șomajului (cerut de restructurare) și stoparea scăderii PIB-ului urmează o revigorare a producției, cu absorbția unei părți importante de forță de muncă (dar conform unei noi structuri economice), și o continuare a procesului de temporizare a inflației, situată însă la un nivel încă relativ înalt.
4. Rata de creștere a PIB-ului atinge valori maxime și apoi scade, cu ușoare scăderi ale ratei șomajului (care se află aproape de nivelul minim admis), și, cel mai important, o scădere accelerată a inflației până la nivelul înregistrat în țările vestice în urmă cu 25-30 de ani (stadiu ce corespunde situației economiilor vestice la sfârșitul anilor '60).
5. Începutul unei noi perioade de creștere a șomajului, dar în condițiile unei inflații mici, strict controlate.

Privite prin această schemă a tranziției, în general toate statele estice analizate par a fi depășit fazele incipiente ale tranziției, cu toate că Cehia și Ungaria se situează într-o situație mai avansată, caracterizată de începerea unei perioade relativ stabile.

După cum s-a arătat, în ultimii ani, pe plan european se desfășoară un proces tranzițional important, incluzând țările vestice, anume acela de trecere de la un nivel ridicat al inflației și unul scăzut al ratei șomajului către o perioadă în care șomajul devine mult mai autonom în raport cu dinamica PIB-ului, iar rata anuală a inflației coboară cu mult sub 10%, chiar sub 2% în multe cazuri. Pe latura șomajului a apărut o puternică relaxare, nivelurile ridicate ale acestuia fiind percepute ca normale, spre deosebire de situația pe latura inflației. În ciuda existenței încă a unor diferențe semnificative, pot fi observate semnele unor iminente procese de convergență. Pentru accelerarea acestor procese, soluția foarte urgentă, în special pentru țările estice rămase în urmă, precum România, o constituie finalizarea mării privatizări, dublată de un efort uriaș orientat către restructurarea economică. În termenii relației inflație-șomaj, aceasta înseamnă menținerea la cote controlabile a ratei șomajului și îndeosebi descreșterea accelerată a inflației. Într-o perioadă atât de tensionată este important ca guvernării să beneficieze de un suport însemnat din partea populației.

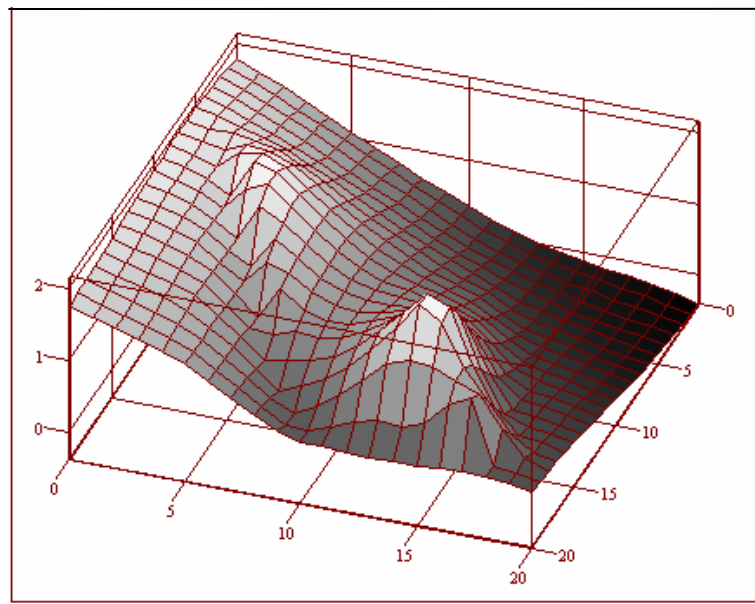
Cel mai important impact în planul relației inflație-șomaj îl are transferul proprietății, știut fiind că sectorul privat reprezintă principalul motor al oricărei economii de piață. În România, acest transfer s-a derulat cu o viteză mult mai mică decât în alte țări est-europene, precum Cehia, Polonia sau Ungaria. De aceea, considerăm necesară accelerarea procesului de privatizare în vederea atingerii "masei critice" în ceea ce privește ponderea sectorului privat, concomitent cu asigurarea unui ritm înalt al creșterii economice. Desigur, trebuie avută în vedere

și reforma sistemului fiscal în sensul stimulării procesului investițional, îndeosebi în cazul întreprinderilor mici și mijlocii și pentru atragerea capitalului străin.

În ceea ce privește evoluția pe termen lung a celor trei indicatori economici fundamentali, în figura 1.1 este prezentată "harta" în spațiul tridimensional a dinamicii din perioada 1990-2000. Deja, aceasta începe să reflecte imaginea unei economii în curs de structurare, de depășire a stadiului de "economie slab structurată".

Trebuie menționat totuși că reformele, privatizarea, tranziția, în general, nu reprezintă scopuri în sine. Ele sunt destinate creșterii performanțelor economiei naționale, care, în ultimă instanță, se evaluează prin intermediul indicatorilor bunăstării. În România, viteza nesatisfăcătoare a tranziției este reflectată și de creșterea așa-numitului grad al sărăciei, precum și de accentuarea discrepanței dintre veniturile diverselor grupe ale populației. Singura soluție o reprezintă creșterea economică de durată.

Figura 1.1



u, y, z

Important pentru tranziția actuală în țările estice este că procesul de convergență nu presupune în mod necesar aceeași evoluție ca aceea din țările vestice din ultimii 30 de ani. Astfel, schimbarea parametrilor curbelor în spațiul inflație-șomaj (ce reflectă de fapt schimbări structurale) poate asigura o tranziție mult mai rapidă, un veritabil salt. O primă modalitate de a descoperi în ce zonă este situată o economie, dintr-o perspectivă pe termen lung, este oferită și de modelele derivate din teoria ciclurilor endogene. Alături de metodele tradiționale, un model dez-

voltat în acest sens ar fi un instrument important la dispoziția decidenților (unele rezultate promițătoare apar din utilizarea unor modele mai complicate de tip “spirală” sau de tip Rössler; acest tip de modele împreună cu modelele nelineare discrete ale curbei Phillips modificate pot fi un util semnal de alarmă, anume acela că structura aparentă a simplelor modele clasice poate prezenta, în fapt, un amplu meniu comportamental și că diverse regimuri pot apărea când valorile unor parametri speciali evoluează în jurul unor valori-prag, cum se întâmplă, de exemplu, în cazul expectațiilor înalte ale inflației).

1.4. Curba Phillips modificată (Un model non-linear discret pentru investigarea tranzițiilor într-un sistem bazat pe curba Phillips modificată)

Stagflația, ca fenomen, s-a adăugat relativ recent problematicilor legate de relația inflație-șomaj, investigațiile empirice indicând o relație inversă nelineară. O încercare de a modela fenomenul stagflației a fost făcută ulterior prin introducerea unor factori adiționali pentru explicarea inflației actuale, cum ar fi rata așteptată a inflației. Au existat, de asemenea, autori care au încercat o abordare a stagflației prin conceperea unui sistem dinamic bazat pe teoria catastrofelor. Modelul nostru constă în următorul sistem de trei ecuații:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ \pi e_{t+1} \\ u_{t+1} \end{bmatrix} := \begin{bmatrix} g(u_t) + h1 \cdot \pi e_t \\ \pi e_t + h2 \cdot (\pi_t - \pi e_t) \\ -h3 \cdot (\pi e_{t+1} - \pi_t) + u_t \end{bmatrix} \quad (5)$$

unde π_t și πe_t sunt inflația actuală și cea așteptată în perioada t și u_t este nivelul șomajului în perioada t . Includerea unor așteptări inflaționiste în inflația actuală este realizată de parametrul $h1$ ($0 \leq h1 \leq 1$). A doua ecuație exprimă faptul că așteptarea inflaționistă este o așteptare adaptivă în cazul nostru. Parametrul $h2$ ($0 \leq h2 \leq 1$) reprezintă gradul cu care este corectată predicția inflației actuale. Dinamicile șomajului sunt exprimate de ultima ecuație a sistemului, care presupune faptul că rata viitoare a șomajului va fi influențată de diferența dintre inflația așteptată și cea actuală. Măsura acestei influențe este guvernată de elasticitatea șomajului în raport cu creșterea monetară reală, așadar parametrul $h3$ ($h3 > 0$).

Deși aceasta este o justificare teoretică a nelinearității inflație-șomaj din literatură, nu este statuată nici o formă funcțională a acesteia. În modelul nostru am considerat următoarea formă funcțională:

$$g(u) := \left(\frac{k1}{lcr^2} + k2 \right) \cdot (1-u)^2 + \left(-\frac{k3}{lcr} - k4 \right) \cdot (1-u) + k5 \quad (6)$$

unde $k1$, $k2$, $k3$, $k4$, $k5$, și lcr sunt parametri. Menționăm că această formă funcțională este rezultatul unui alt model utilizat de noi pentru determinarea nivelului critic al șomajului ucr ($ucr = 1-lcr$), în condițiile unei funcții de producție Cobb-Douglas în raport cu nivelul șomajului.

Simulările demonstrează o dinamică foarte complexă a relației inflație-șomaj, existența unor atractori în cazul unor valori critice ale parametrilor, precum și sensibilitatea ridicată a modelului la diferențe mici în valorile inițiale. În anexa 1.6 sunt prezentate câteva regimuri de funcționare în spațiul $\pi_t - u_{t-1}$.

1.5. Aplicații

Pentru a analiza mai în detaliu rolul inflației în economie și mecanismele care o generează, am construit un model având ca ipoteze următoarele două ecuații:

$$q_t := q \max_t \cdot (I_t)^\alpha \quad (7)$$

$$s_t := s_0 \cdot La_t \quad (8)$$

unde q_t și s_t reprezintă producția (PIB-ul) din anul t și, respectiv, toate costurile (în-deosebi salariale, desigur) implicate de realizarea sa; $q \max$ și s_0 sunt producția în ipoteza utilizării integrale a forței de muncă și, respectiv, costul (salariul) unitar al forței de muncă active La , iar α este un coeficient pozitiv și subunitar care dă alura curbei producției în funcție de gradul de ocupare I ($I = La/L$, unde L este totalul forței de muncă existente). Toate mărimile sunt evaluate în termeni reali, deci în ipoteza unor prețuri constante.

Diferența dintre q și s ar putea fi interpretată ca fiind profitul sau acumularea netă, deci ceea ce stimulează pe antreprenori pentru investiții viitoare și pentru dezvoltarea afacerilor. Ea depinde în principal de doi factori: mărimea gradului de ocupare a forței de muncă I și coeficientul α . Dacă evaluarea ratei de ocupare nu ridică probleme, estimarea coeficientului α se dovedește extrem de dificilă, la fel ca și interpretarea sa, de altfel. Condiția de subunitaritate este acceptată de către economiști, ea asigurând concavitățile funcției de producție. Explicația economică este aceea că, pe măsură ce gradul de ocupare tinde spre unu, productivitatea medie a muncii scade, ca și posibilitățile de adaptare ale antreprenorilor la mișcarea permanentă a piețelor.

Pentru a depăși problema estimării alurii curbei producției, în funcție de care antreprenorii își pot face calculele de optimizare, am luat în considerare evoluția prețurilor. Ipoteza, destul de restrictivă, pe care am adoptat-o este aceea că, în lipsa informațiilor pertinente despre evoluția viitoare a prețurilor (cum este cazul economiilor cu inflație excesiv de mare), singura soluție este de a se estima (calcula) maximizarea profitului viitor raportat la nivelul actual al salariilor, cu toate că se știe că aceasta nu va fi posibilă. Rațiunea ar fi că o asemenea decizie (de a fundamenta maximizarea pe menținerea neschimbată a salariilor față de situația prezentă) ar putea produce roade în viitor, oricum mai mari decât în lipsa nici unui calcul de evaluare, ajustarea reală urmând a se opera atunci când presiunile sindicale și de altă natură vor infirma în mod real antecalculul. Dacă acceptăm această ipoteză, funcția de maximizat va fi:

$$Be(I) = Q - s = qp - s \quad (9)$$

unde Be este beneficiul anticipat (deși se știe că el nu va fi realizat în

integralitate), Q este valoarea producției în prețuri curente p . Această funcție admite un maxim, a cărui soluție este dată de următoarea ecuație:

$$p_t := \frac{(I_t)^{1-\alpha_t}}{\alpha_t} \quad (10)$$

Restricția dată de această ecuație ne-a permis estimarea coeficienților α pentru perioada 1990-2000, precum și mecanismele de formare a prețurilor și a altor legături economice semnificative. O parte dintre indicatorii calculați se găsesc în anexa 1.7. Printre aceștia, menționăm gradul de utilizare a capacității și, respectiv, ponderea profitului efectiv realizat în PIB, care este cu mult mai mică decât cea care a stat inițial la baza calculului de optimizare:

- Gradul de utilizare a PIB-ului potențial:

$$k = q / q \max = I^\alpha \quad (11)$$

- Ponderea profitului:

$$b\% = b / q = B / Q = (Q - s p) / Q = (q - s) / q = 1 - I^\alpha \quad (12)$$

O semnificație aparte o are însăși valoarea estimată a lui α . Fără a mai prezenta demonstrația (vezi Albu, 1997), menționăm că pentru valori ale lui α care se situează în vecinătatea numerelor $2/9$ ($\sim 0,222$) sau $1-2/9$ ($\sim 0,777$), sistemul dinamic reprezentat de model riscă să intre într-un regim caracterizat prin instabilitate și imprevizibilitate, deci haotic. Spre exemplificare, prezentăm valorile estimate ale lui α pentru perioada 1991-2000, în cazul României și, respectiv, al Belgiei, în anexa 1.8. Când o economie este caracterizată printr-un coeficient α de valoare apropiată de $2/9$ sau $7/9$, nici măcar ipoteza simplificatoare care a stat la baza modelului nu ne mai este de folos, deoarece oscilațiile, intrând în regim de haos, nu mai permit evaluarea lui $b\%$, deci a singurului criteriu care oferea ceva informație despre dinamica sistemului.

Bibliografie selectivă

- Albu, L.-L. (1995): *La modélisation de l'économie souterraine et des politiques fiscales*, CEPREMAP - Paris, ACE - PHARE, august.
- Albu, L.-L. (1997): *Strain and inflation-unemployment relationship in transitional economies: a theoretical and empirical investigation*, University of Leicester, Department of Economics, Centre for Economic Studies, Leicester, ACE-PHARE, December.
- Albu, L.-L. (1998): *Tranziția economiei sau tranziția științei economice?*, IRLI-EXPERT, București.
- Albu, L.-L. (1999): "Modele non-lineare și haos în economie", în *Probleme economice*, 28.

- Albu, L.-L.; Ivan-Ungureanu, C.; Tănase, F. (1998): "Quantitative models for estimating the total working time fund", în *Economica*, Paris.
- Arneodo, A.; Couillet, P.; Tresser, C. (1981): "Possible New Strange Attractors with Spiral Structure", *Communications in Mathematical Physics*, 79.
- Arneodo, A.; Couillet, P.; Tresser, C. (1982): "Oscillations with Chaotical Behavior: An Illustration of a Theorem by Shilnikov", *Journal of Statistical Physics*, 27.
- Berge, P.; Pomeau, Y.; Vidal, C. (1986): *Order within Chaos*, New York, Wiley.
- Dăianu, D.; Albu, L.-L. (1996): *Strain and the Inflation-Unemployment Relationship: A Conceptual and Empirical Investigation. Econometric Inference into the Macroeconomic Dynamics, East-European Economies*, University of Leicester, UK, Research Memorandum, No. 96/15.
- Dobrescu, Emilian (1997): "Dihotomia real-nominal în economia românească de tranziție", în *Microeconomia aplicată*, nr. 1, supliment.
- Dobrescu, Emilian (2000): *Macromodels of the Romanian Transition Economy*, Expert Publishing House, Bucharest.
- Feigenbaum, M. (1978): "Quantitative Universality for a Class of Non-linear Transformations", *Journal of Statistical Physics*, 19.
- Fischer, E.O.; Jammerneegg, W. (1986): "Empirical Investigation of a Catastrophe Extension of the Phillips-curve", *Review of Economics and Statistics*.
- Friedman, M. (1968): "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, 58.
- Gandolfo, G. (1983): *Economic Dynamics: Methods and Models*, 2nd ed., Amsterdam, North-Holland.
- Gilmore, R. (1981): *Catastrophe Theory for Scientists and Engineers*, New York, John Wiley.
- Glendinning, P.; Sparrow, C. (1984): "Local and Global Behavior near Homoclinic Orbits", *Journal of Statistical Physics*, 35.
- Goodwin, R. (1967): *A Growth Cycle. Socialism, Capitalism and Economic Growth*, C.H. Feinstein (ed.), Cambridge University Press.
- Guckenheimer, J.; Holmes, P. (1983): *Nonlinear Oscillations, Dynamical Systems, and Bifurcations of Vector Field*, New York-Berlin-Heidelberg, Springer.
- Henon, M. (1976): "A Two-Dimensional Mapping with a Strange Attractor", *Communications in Mathematical Physics*, 50.

- Hermann, R. (1985): *Stability and Chaos in a Kaldor-type Model*, Department of Economics, University of Göttingen, Discussion Paper, No. 22.
- Li, T.Y.; Yorke, J.A. (1975): "Period Three Implies Chaos", *American Mathematical Monthly*, 82.
- Lipsey, R.G. (1960): "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis", *Economica*, 27.
- Lorenz, E.N. (1963): "Deterministic Non-period Flows", *Journal of Atmospheric Sciences*, 20.
- Lorenz, H.W. (1989): "Nonlinear Dynamical Economics and Chaotic Motion", Lecture Notes in *Economic and Mathematical Systems*, 334, Springer-Verlag.
- Mandelbrot, Benoît (1972): "Statistical Methodology for Non-periodic Cycles: From the Covariance to R/S Analysis", *Annals of Economic and Social Measurement*, 1.
- Marotto, F.R. (1978): "Snap-back Repellers Imply Chaos in R^n ", *Journal of Mathematical Analysis and Applications*, 72.
- May, R.M. (1976): "Simple Mathematical Models with Very Complicated Dynamics", *Nature*, 261.
- Metzler, L.A. (1941): "The Nature and Stability of Inventory Cycles", *Review of Economic Studies*, 23.
- Mundell, R.A. (1990): "Debts and Deficits in Alternative Macroeconomic Models", *Revista di Politica Economica*, VII-VIII, Roma.
- Phillips, A.W. (1958): "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, 25.
- Pohjola, M.T. (1981): "Stable, Cyclic and Chaotic Growth: The Dynamics of a Discrete Time Version of Goodwin's Growth Cycle Model", *Zeitschrift für Nationalekonomie*, 41.
- Rossler, O.E. (1976): "An Equation for Continuous Chaos", *Physics Letters*, 57A.
- Ruelle, D. (1979): "Repellers for Real Analytic Maps", *Ergodic Theory and Dynamic Systems*, 2.
- Ruelle, D.; Takens, F. (1971): "On the Nature of Turbulence", *Communications in Mathematical Physics*, 20.
- Santeramo, A.M.; Seater, J.L. (1978): "The Inflation Unemployment Trade-off: A Critique of the Literature", *Journal of Economic Literature*, 16.

Soliman, A.S. (1996): "Transition from Stable Equilibrium Points to Periodic Cycles to Chaos in a Phillips Curve System", *Journal of Macroeconomics*, 18.

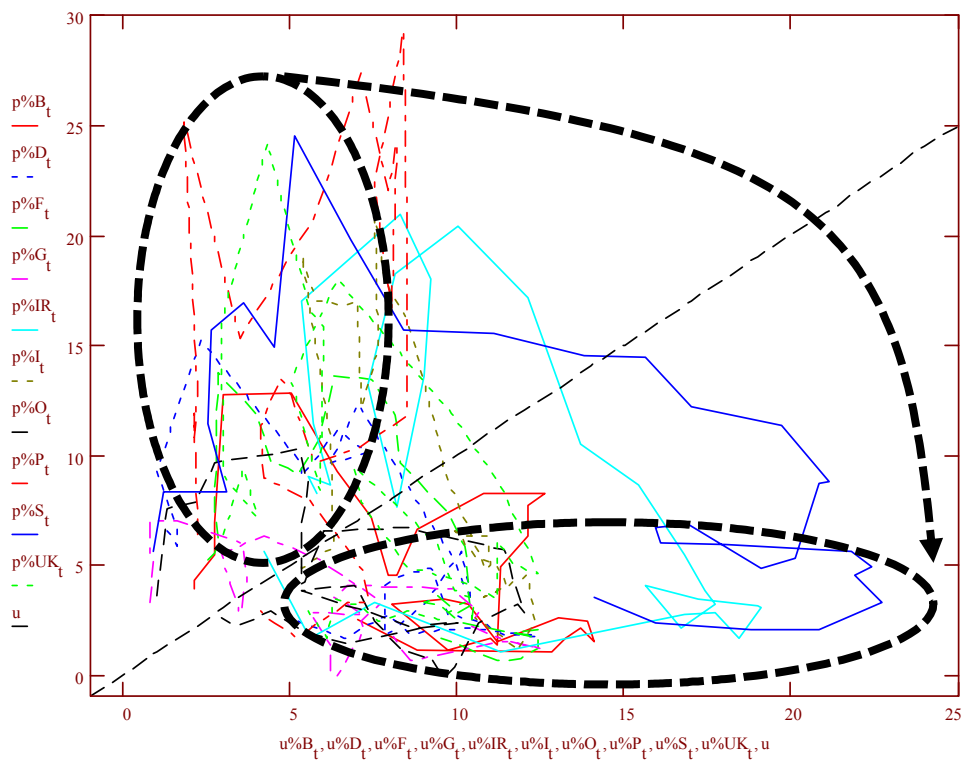
Woodcock, A.E.R.; Davis, M. (1979): *Catastrophe Theory*, London, Penguin.

*** *Anuarul statistic al României 2000*, Institutul Național de Statistică, București, 2001.

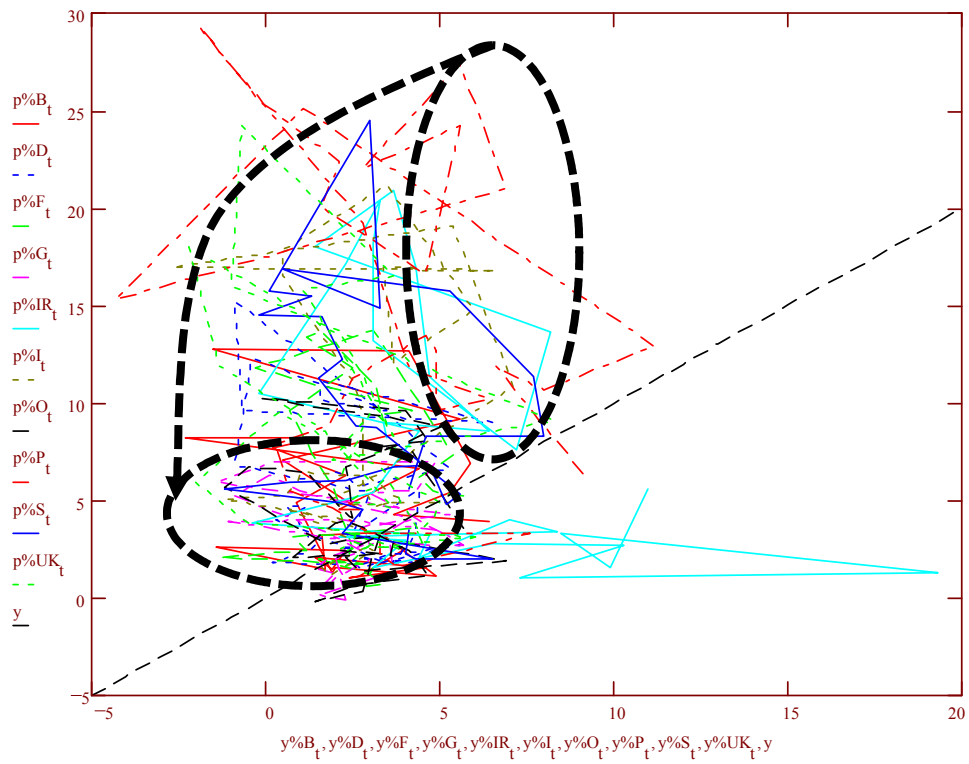
*** *Programul de guvernare pentru perioada 2001-2004*, Guvernul României, 2001.

*** *Strategia economică pe termen mediu a României*, Guvernul României, 2000.

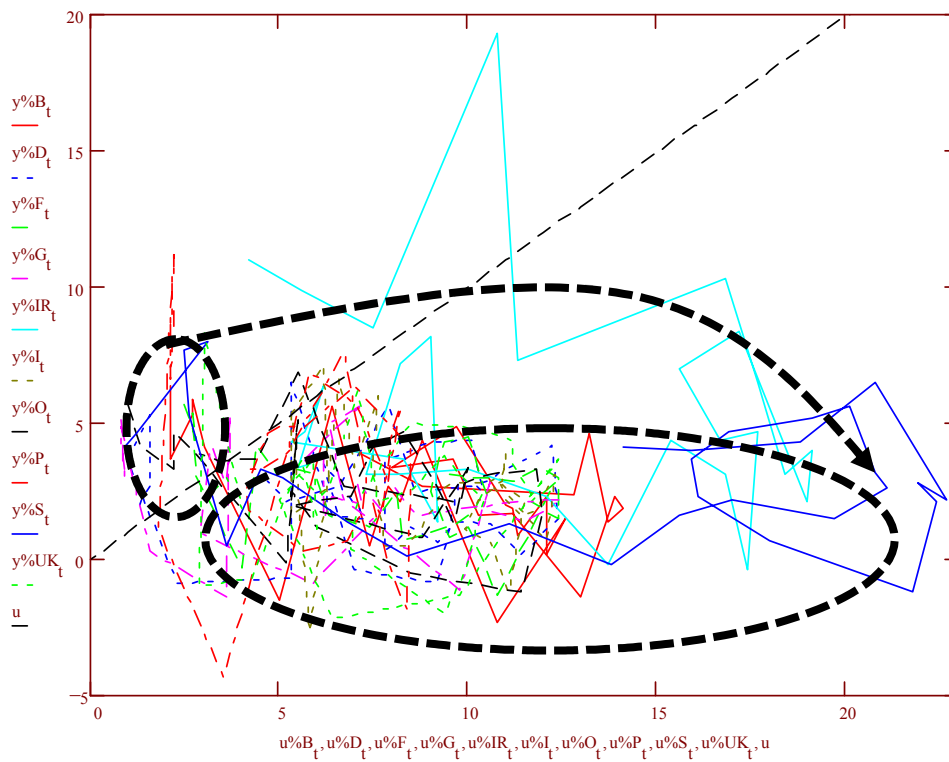
Anexa 1.1

Corelația șomaj-inflație în unele țări vest-europene,
în perioada 1970-2000

Anexa 1.2

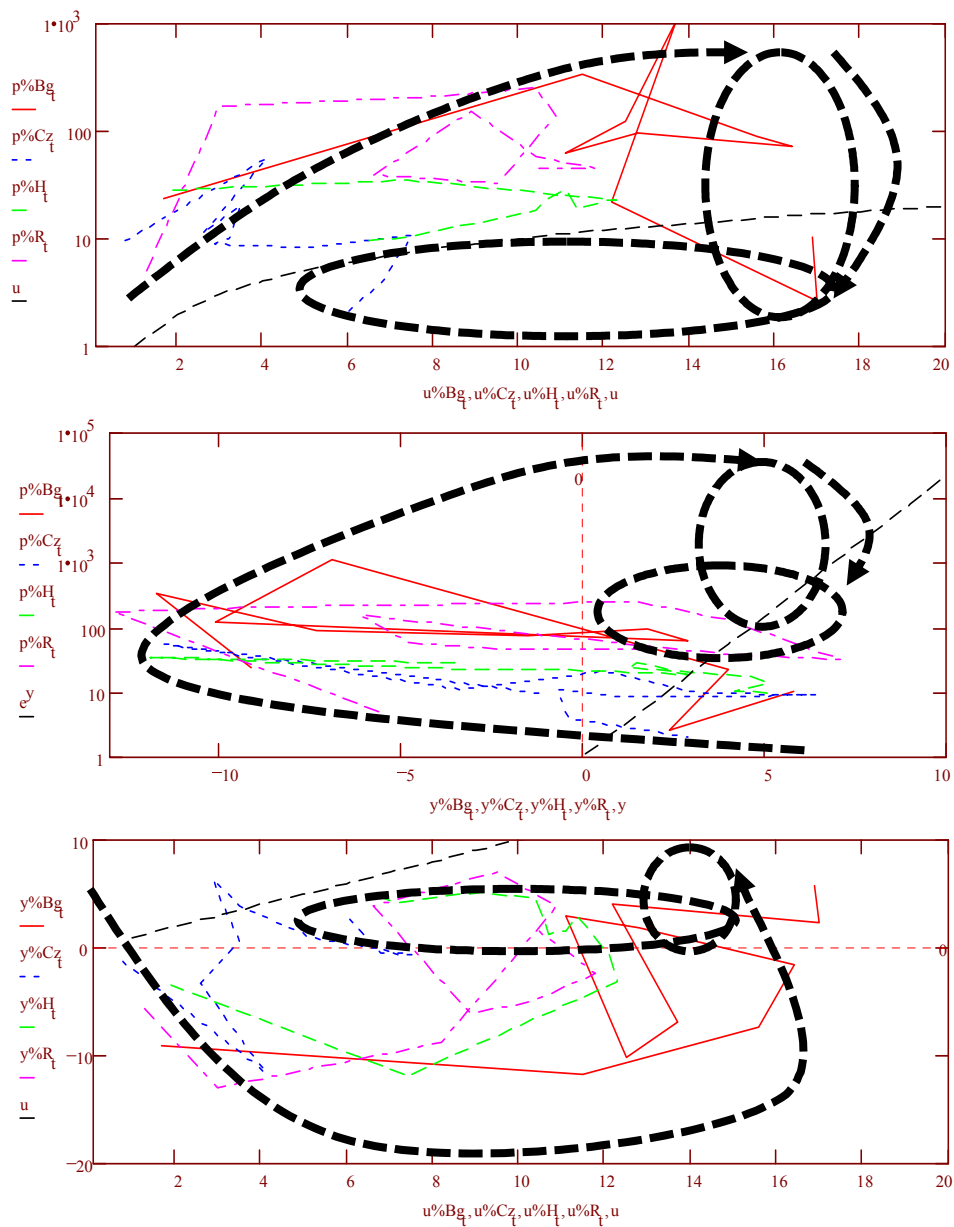
**Corelația ritm PIB-inflație în unele țări vest-europene,
în perioada 1970-2000**

Anexa 1.3

**Corelația șomaj-ritm PIB în unele țări vest-europene,
în perioada 1970-2000**

Anexa 1.4

Corelațiile din spațiile u-p, y-p și, respectiv, u-y, în cazul a patru țări est-europene, în perioada 1990-2000 - Bulgaria, Cehia, Ungaria, România -



Anexa 1.5

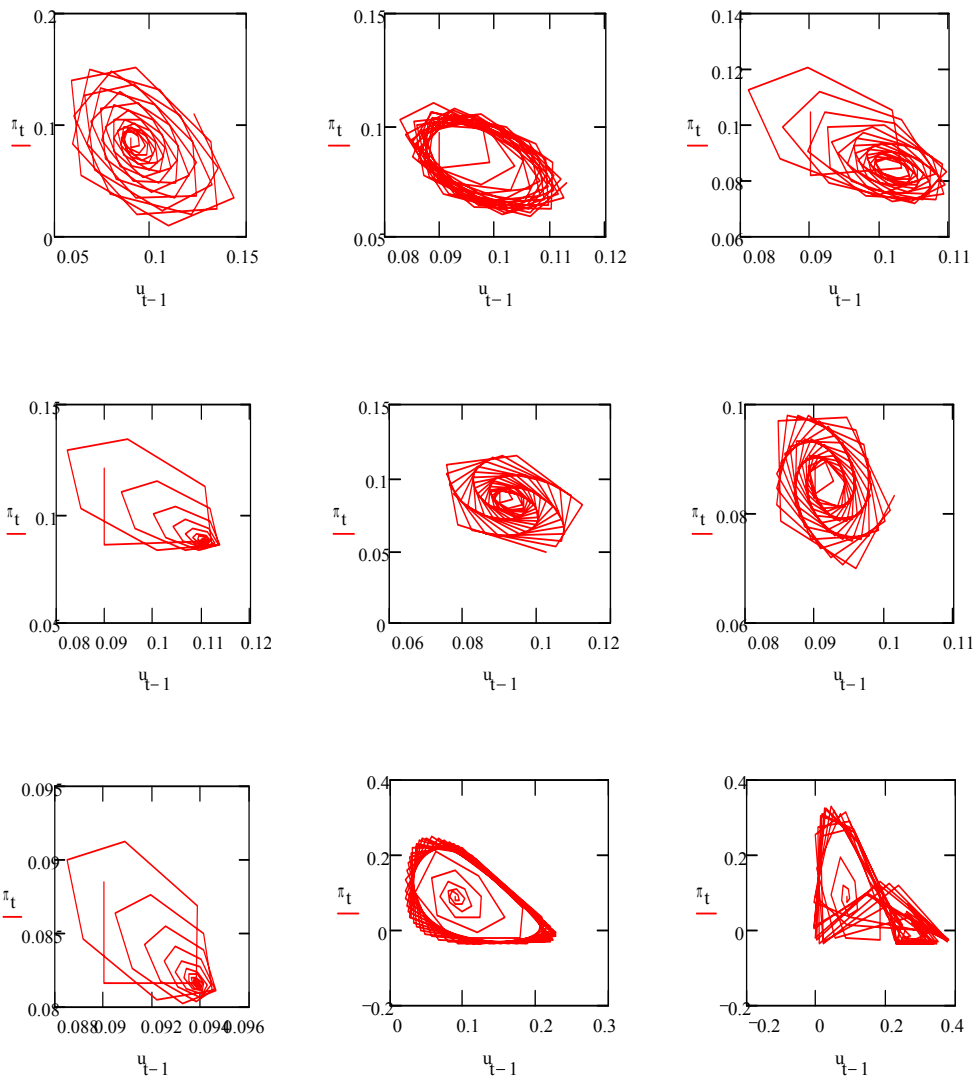
Evoluția principalilor indicatori economici în perioada 1990-2000

- % -

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Belgia											
- Șomaj	9,6	10,3	11,2	13,0	13,9	14,1	13,7	13,2	12,8	8,8	7,0
- Inflație	3,4	3,2	1,5	2,6	2,4	1,5	2,1	1,6	1,0	1,1	2,5
- Ritm PIB	3,7	1,6	1,7	-1,4	2,3	1,9	1,4	4,6	2,4	2,7	4,0
Bulgaria											
- Șomaj	1,7	11,5	15,6	16,4	12,8	11,1	12,5	13,7	12,2	17,0	16,9
- Inflație	23,8	338,5	91,2	72,8	96,0	62,1	123,0	1082	22,3	2,6	10,3
- Ritm PIB	-9,1	-11,7	-7,3	-1,5	1,8	2,9	-10,1	-6,9	4,0	2,4	5,8
Cehia											
- Șomaj	0,8	4,1	2,6	3,5	3,2	2,9	3,5	5,2	7,5	6,8	6,0
- Inflație	9,7	56,6	11,1	20,8	10,0	9,1	8,8	8,5	10,7	3,9	2,1
- Ritm PIB	-1,2	-11,5	-3,3	0,6	3,2	6,4	3,9	0,9	-0,7	-0,4	2,9
Franța											
- Șomaj	9,0	9,5	10,0	10,8	12,3	11,7	12,4	12,4	11,9	11,2	9,5
- Inflație	3,3	3,1	2,4	2,1	1,7	1,9	2,0	1,2	0,7	0,6	1,6
- Ritm PIB	2,5	0,8	1,2	-1,3	2,8	2,1	1,5	3,0	3,4	2,9	3,1
M. Britanie											
- Șomaj	6,9	9,4	9,9	10,4	9,4	8,5	7,6	7,1	6,3	6,1	5,5
- Inflație	9,5	5,9	3,8	3,5	2,5	2,9	2,4	3,1	3,4	1,6	2,9
- Ritm PIB	0,4	-2,0	-0,5	2,1	3,8	2,5	2,1	6,2	2,6	2,3	3,1
România											
- Șomaj	1,3	3,0	8,2	10,4	10,9	9,5	6,6	8,9	10,4	11,8	10,5
- Inflație	5,1	170,2	210,4	256,1	136,8	32,3	38,8	154,8	59,1	45,8	45,7
- Ritm PIB	-5,6	-12,9	-8,8	1,5	3,9	7,1	3,9	-6,1	-4,8	-2,3	1,6
Ungaria											
- Șomaj	1,9	7,4	12,3	12,1	11,4	11,1	10,7	10,4	9,1	7,1	6,5
- Inflație	28,9	35,0	23,0	22,5	18,8	28,2	23,6	18,3	14,2	10,1	9,8
- Ritm PIB	-3,5	-11,9	-3,1	-0,6	2,9	1,5	1,3	4,6	5,1	4,2	5,2

Anexa 1.6

Regimuri de comportament ale relației șomaj (u) - inflație (π), conform modelului curbei Phillips modificate



Anexa 1.7**Valorile estimate ale unora dintre parametrii modelului propus
în cazul economiei românești, în perioada 1990-2000**

	qe90 (mld. lei)	qmax (mld. lei)	w90 (mii lei)	wL90 (mii lei)	s0 (mii lei)	s (mld. lei)	k (%)	b% (%)
1990	857,9							
1991	747,2	752,7	68,8	67,8	67,8	736,4	99,3	1,4
1992	681,2	693,9	63,9	61,5	61,5	655,0	98,2	3,8
1993	691,5	710,9	67,7	63,1	63,1	644,9	97,3	6,7
1994	718,9	751,2	71,8	67,0	67,0	671,2	95,7	6,6
1995	770,4	832,3	78,9	76,6	76,6	747,2	92,6	3,0
1996	801,3	847,8	85,2	82,8	82,8	779,2	94,5	2,8
1997	752,4	776,1	82,1	78,1	78,1	716,0	96,9	4,8
1998	716,3	763,2	80,2	77,2	77,2	689,6	93,9	3,7
1998	700,0	755,2	81,0	77,7	77,7	671,4	92,7	4,1
2000	711,2	769,0	83,5	80,2	80,2	683,3	92,5	3,9

Anexa 1.8**Valorile estimate ale parametrului α în perioada 1991-2000**

	România	Belgia
1991	0,334066280546665	0,965349403840961
1992	0,320565880224777	0,983265175107516
1993	0,284841872254577	0,970688431105542
1994	0,390352663183089	0,972560330615714
1995	0,716814079897461	0,982623084111839
1996	0,669124166976732	0,975970338815815
1997	0,384921526133606	0,981706332303192
1998	0,624556941869453	0,988547102813127
1999	0,644889172449989	0,988029627474127
2000	0,661051696737357	0,973753236135439

2. CIRCUITE INFLAȚIONISTE: SALARII ȘI CURSUL DE SCHIMB

Dr. Cornelia SCUTARU,
Institutul de Prognoză Economică

Lucrarea reia problema **circuitelor inflaționiste** din economia românească. Ideea de bază este aceea că în economie se formează circuite care antrenează procese de autoîntreținere a fenomenului inflaționist: circuite inflaționiste. Acestea nu epuizează complexitatea fenomenului, dar identificarea lor permite o analiză mai detaliată a evoluției acestuia. Un circuit inflaționist este definit de variabile care se influențează reciproc; astfel este clasică spirala **prețuri-salarii-prețuri**, ca și **relația dintre inflație și devalorizarea monedei naționale**. Ceea ce caracterizează inflația este aspectul cumulativ al efectelor, nu numai în interiorul unui circuit, dar și prin acțiunea suprapusă a mai multor circuite: evoluția globală a sistemului economic este influențată de inflație și condiționează, la rândul său, evoluția acesteia.

2.1. Introducere

Principalul efect negativ al inflației constă în distorsionarea comportamentului agenților economici: este afectată înclinația spre economisire a populației, comportamentul investițional al firmelor, ca și puterea de decizie a guvernului și a autorității bancare. **Ideea de bază a lucrării este aceea că în economie se formează circuite care antrenează procese de autoîntreținere a fenomenului inflaționist: circuite inflaționiste.** Acestea nu epuizează complexitatea fenomenului, dar identificarea lor permite o analiză mai detaliată a evoluției acestuia.

Un circuit inflaționist este definit de variabile care se influențează reciproc; astfel este clasică spirala **prețuri-salarii-prețuri**. Creșterea prețurilor duce la revendicări salariale, a căror satisfacere, chiar și parțială, intră în costurile de producție, ducând la o nouă creștere de prețuri. Desigur că fenomenul este mult mai complex: chiar și o politică salarială prudentă impune creșteri moderate ale salariilor, de regulă cu procente situate sub nivelul inflației, pentru a diminua creșterea cererii. Această acțiune directă este completată de evoluția fenomenului de economisire, a cărei stimulare poate contribui la diminuarea consumului și la o creștere a mijloacelor financiare disponibile în cadrul economiei naționale. Diferențialul de inflație, care exprimă raportul dintre dobânzi și inflație, joacă un rol foarte important în stimularea sau inhibarea înclinației spre economisire a populației. Dobânzile pasive real-negative care au un diferențial de inflație ridicat duc rapid la erodarea economiilor populației, ceea ce duce la scăderea încrederii în moneda națională și la migrarea economiilor către depozitele în valută convertibilă sau alte forme de economisire. Apare astfel o creștere a cererii de valută, care duce la creșterea cursului de schimb. **Devalorizarea monedei naționale** duce, pe de o parte, la creșterea costurilor legate de importurile necesare realizării producției interne; pe de altă parte, importurile de bunuri de consum

devin din ce în ce mai scumpe, ceea ce duce la creșterea inflației. Creșterea prețurilor interne, în condițiile unei inflații externe relativ scăzute, înseamnă creșterea raportului de schimb la export, deci duce la devalorizarea leului.

Ceea ce caracterizează inflația prin costuri este aspectul cumulativ al efectelor, nu numai în interiorul unui circuit, dar și prin acțiunea suprapusă a mai multor circuite: evoluția globală a sistemului economic este influențată de inflație și condiționează, la rândul său, evoluția acesteia.

Măsurile de reformă cu impact direct asupra prețurilor - liberalizările succesive ale prețurilor, eliminarea subvențiilor la consumator, introducerea TVA, anumite măsuri de politică monetară și valutară - au declanșat un proces inflaționist care nu a putut fi stopat nici până în prezent. Dacă la început, în 1990, inflația a apărut ca expresie a tensiunilor acumulate încă din perioada economiei de comandă, reacția diferită a segmentelor *economiei reale* la impactul *politicilor macroeconomice* a condus la dezechilibre atât la nivel structural, cât și financiar; agenții economici au reacționat prin acumularea *arieratelor*, formă ascunsă de creștere a masei monetare, care duce la accentuarea inflației. În perioada 1990-1993, economia se comportă ca sub acțiunea unor șocuri repetate și necorelate, care induc procese nestaționare; economia este într-o perioadă de recesiune, de modificări structurale necontrolate, inflația atinge un nivel ridicat. Perioada 1994-1997 se caracterizează prin măsuri de stabilizare macroeconomică care duc la o creștere economică și o relativă stabilizare a prețurilor; în perioada 1997-1998, necesitatea unor măsuri de corelare a prețurilor și de ajustare a cursului de schimb produce o nouă creștere a inflației și induce fenomene de recesiune în economia reală; perioada 1999-2000 devine o perioadă de creștere economică incertă, cu o inflație destul de ridicată, însoțită de creșterea arieratelor și de evoluții structurale contradictorii ca urmare a unui proces de privatizare ezitant. Anul 2001 se anunță ca un an economic greu, cu o inflație comparabilă cu cea a anului 2000, arierate în creștere; aceste fenomene au însă loc pe fondul unei creșteri economice certe de circa 4-4,5%, al creșterii investițiilor către 18% din PIB, al menținerii șomajului sub 10% și al devalorizării cursului de schimb în limite rezonabile¹.

În paragrafele următoare vom face mai întâi o analiză a evoluției principalilor indicatori ai procesului inflaționist, punând în evidență interacțiunea dintre două dintre cele mai puternice circuite inflaționiste: **circuitul inflaționist al salariilor și circuitul inflaționist al cursului de schimb**; concluziile analizei economice ne oferă prilejul de a face unele comentarii și propuneri de politici economice în domeniul abordat.

¹ Prognostica lunară a Institutului de Prognoză Economică, publicată pe site-ul INTERNET SECURITY, consultat de circa trei sute de bănci și mari companii internaționale, utilizează macromodelul "Dobrescu" și indică (în ultima versiune, elaborată în luna noiembrie și actualizată cu datele lunare publicate inclusiv pentru luna august): o creștere economică de peste 4,5%, un nivel al investițiilor până la sfârșitul anului de peste 17%, un șomaj mediu anual sub 9,5%, un curs de schimb de circa 32.000 lei/\$ și o inflație (decembrie la decembrie) de circa 31%.

2.2. Evoluția inflației

Inflația este un fenomen de creștere (auto)întreținută a prețurilor, care antrenează întreaga economie: producție, repartiție, sistem monetar, schimburile cu exteriorul. Inflația acționează inegal, cu întârzieri datorate efectelor de propagare și mecanismelor de adaptare a producției (stocuri, capacități neutilizate care pot regla, în anumite condiții, un “gap” inflaționist), precum și accelerări datorate fenomenelor de (auto)întreținere a inflației prin costuri. Inflația prin costuri (*cost-push inflation*) acționează prin **circuite inflaționiste** cu acțiuni de accelerare sau de frânare în funcție de condițiile create prin politicile macroeconomice. Inflația prin cerere (*demand-pull inflation*) acționează datorită presiunii excesului de cerere, atunci când cererea agregată depășește output-ul total în jurul nivelului de ocupare deplină a forței de muncă. În condiții de politică monetară restrictivă, excesul cererii poate fi provocat de o politică bugetară cu un deficit bazat pe menținerea sau creșterea cheltuielilor, ca și de creșterea celorlalte forme de consum final. Finanțarea neinflaționistă a deficitului bugetar, prin împrumuturi interne, este însoțită de o reducere corespunzătoare a consumului privat sau a investițiilor.

Procesele de ajustare structurală a economiei impun profunde schimbări în realocările de resurse, ceea ce duce la schimbări esențiale în prețurile relative ale bunurilor și serviciilor, ca și ale factorilor de producție. În condițiile în care fiecare etapă a reformei economice a fost reîncepută printr-o nouă liberalizare a prețurilor, inflația a devenit un aspect important al evoluției economice. Ea influențează comportamentul agenților economici (menaje, firme, sistem bancar, sistem guvernamental), în două direcții:

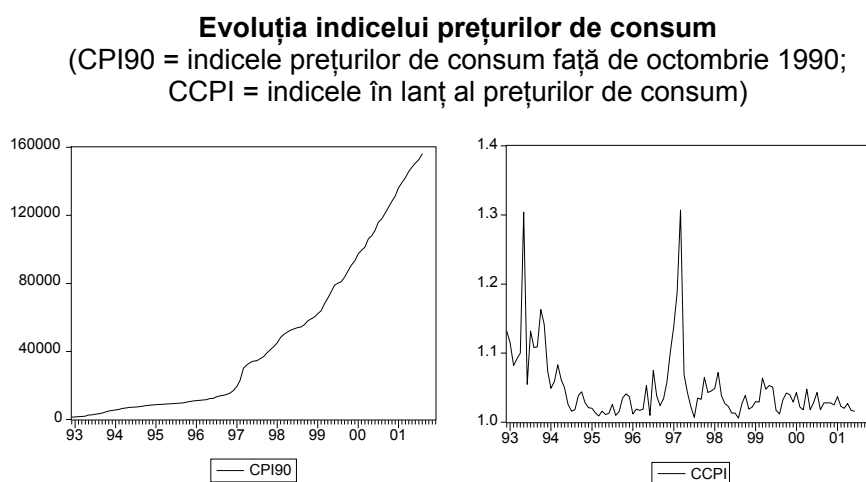
- a) apariția și menținerea unei instabilități comportamentale la nivel micro și macroeconomic, mai accentuate în perioadele de liberalizare a prețurilor;
- b) apariția unei puternice expectații inflaționiste, care determină agenții economici să exercite o presiune considerabilă în direcția sporirii veniturilor nominale proprii, ca modalitate de limitare a pierderilor induse de creșterea prețurilor. Creșterea veniturilor are un efect inflaționist atât ca element de cost, cât și prin creșterea cererii solvabile.

Principalul efect negativ al inflației constă în distorsionarea comportamentelor economice:

- Prețurile nu mai constituie un semnal economic corect nici pentru agenții economici, nici pentru populație, în luarea deciziilor cu caracter economic. Mai mult, este afectată puterea de decizie a guvernului și autorității bancare, incertitudinile privind evoluția inflației fiind induse de elemente de comportament greu previzibile. La nivel macroeconomic au fost luate decizii cu efecte contradictorii asupra evoluției economice, care au dus la apariția unor disfuncționalități, chiar dezechilibre în anumite domenii.
- Incertitudinile privind evoluția inflaționistă a prețurilor duc la diminuarea investițiilor și la deturnarea utilizării resurselor pentru profitul pe termen scurt. Evoluția creditului neguvernamental indică preferința agenților economici pentru credite pe termen scurt, precum și o puternică dependență a creditelor de evoluția dobânzilor.

- Comportamentul de economisire al populației este grav afectat atât de incertitudinile inflației, cât și de variațiile mari ale venitului real. Apare o polarizare a avuției atât la agenții economici, cât și la populație.

Figura 2.1



Sursa: Buletin statistic lunar, 1990-2001, Comisia Națională pentru Statistică.

Anul 1990 a fost un an în care s-au luat decizii cu caracter politic în economie, ceea ce, din punct de vedere economic, a avut rezultate contradictorii. La începutul anului 1990 s-au acordat, pe diferite căi, venituri mai mari pentru aproape toate categoriile sociale, ceea ce a dus la o creștere a cererii în condițiile unei oferte interne scăzute. Salariul mediu nominal net pe economie a crescut de la 2.952 lei/lună în ianuarie 1990 la 3.292 lei/lună¹ în octombrie 1990, când s-a trecut la prima etapă de liberalizare a prețurilor. Această situație a dus la apariția unor fenomene ale inflației prin cerere, mai ales pe piața liberă; în acea perioadă, restul prețurilor erau prețuri fixe, administrate, astfel încât șocul inflaționist al acestei perioade va fi preluat o dată cu prima liberalizare a prețurilor, în noiembrie 1990. Există o creștere a prețurilor de producție, de aproximativ 7% în primele zece luni ale anului 1990, mică față de creșterea de 126% din noiembrie 1990. Presiunea cererii, asociată cu o anumită tendință de liberalizare a comerțului exterior, a determinat o scădere a exporturilor și o creștere a importurilor.

O dată cu prima liberalizare a prețurilor din noiembrie 1990, s-a declanșat în economia românească un proces de inflație a cărui evoluție continuă. Deși încă în primii ani a fost adoptată o abordare "graduală", și nu o "terapie de șoc", economia românească nu a fost scutită de șocurile parțiale produse de diversele necorelări între etapele și între elementele acestei strategii.

¹ Ceețigul salarial mediu net din luna octombrie 1990 a fost recalculat prin deducerea contribuției salariaților pentru pensia suplimentară, rezultând 3.292 lei/salarial, în acest mod fiind asigurată comparabilitatea cu anul 2001 (Sinteza principalilor indicatori economico-sociali, nr. 6/2001, Institutul Național de Statistică).

Politica de liberalizare a prețurilor, începută în octombrie 1990, a fost continuată prin liberalizări etapizate ale prețurilor mai multor produse, menținându-se altele sub regim de administrare, ceea ce a introdus discrepanțe între prețurile relative ale diferitelor produse și le-a agravat pe cele existente între prețurile interne și prețurile externe. Pe parcurs au intervenit fenomene de monopol mascat, ceea ce a determinat alte distorsiuni ale formării prețurilor. Reducerile subvențiilor la consumator s-au derulat în două etape, în lunile mai și septembrie 1992, dar efectul fiecăreia nu s-a ridicat, cifric, la un nivel foarte important. Introducerea TVA în 1993 a determinat o nouă creștere a inflației. Anii 1994-1996 au marcat o perioadă de calmare a inflației față de anii anteriori.

După șocul liberalizărilor de prețuri din primul trimestru al anului 1997, inflația a fost ținută sub control până în ultimul trimestru, când economia a trebuit să suporte simultan indexările acordate în septembrie și octombrie și compensările primite de cei disponibilizați în urma restructurărilor făcute (care au reprezentat aproape 2% din masa monetară totală).

Între măsurile de calmare a inflației se înscriu cele de stopare a creșterii veniturilor populației, în special cele salariale; măsurile luate de BNR cu scopul restricționării creșterii masei monetare, în special a lichidităților din economie, întârzierea măsurilor de reducere a fiscalității agenților economici care, corelate cu alte măsuri care au dus la frânarea activității întreprinderilor mici și mijlocii, au micșorat transferul în consum al unei părți a profitului acestora. Acestea însă nu sunt decât măsuri conjuncturale, ale căror efecte pe termen lung pot fi contrare intențiilor inițiale. Indexările din al doilea semestru 1997 și mai ales anunțarea lor anticipată, corelate cu acordările de compensații pentru disponibilizările din unele ramuri industriale (necondiționate, din care o mare parte au intrat în consum), constituie un factor cu implicații inflaționiste.

Anul 1998 a început cu o inflație ridicată, care - prin măsurile de politică monetară restrictivă - a fost calmată în cursul anului. În 1999, deși s-a intenționat stoparea fenomenului inflaționist sau cel puțin ameliorarea lui la nivelul de 25% anual, evoluția reală a economiei a condus însă la un nivel de 45,8% față de anul precedent, situație care s-a perpetuat în anul 2000 (45,7% față de anul precedent).

În evoluția pe componente a indicelui prețurilor de consum (care, pe total, a crescut de 1.561 de ori în august 2001 față de octombrie 1990), se constată că indicele prețurilor produselor alimentare a crescut ceva mai încet decât ceilalți indici de prețuri (de 1.367 de ori în august 2001 față de octombrie 1990), având totuși o influență negativă asupra ponderii cheltuielilor cu alimentația în totalul cheltuielilor, care și așa era cu mult peste nivelul din țările dezvoltate. O creștere moderată a avut-o indicele prețurilor la mărfurile nealimentare (1.509 ori în august 2001 față de octombrie 1990). La servicii a avut loc creșterea cea mai mare de prețuri, și anume de 2.509 ori în august 2001 față de octombrie 1990.

Indicii prețurilor de producție în industrie prezintă, desigur, unele particularități interesante pe ramuri, dar pentru analiza evoluției fenomenului inflaționist

vom face o scurtă analiză a indicelui total al prețurilor de producție în industrie. Față de octombrie 1990, indicele prețurilor de producție în industrie s-a situat în perioada analizată la un nivel mai ridicat decât indicele prețurilor de consum, ceea ce a atras, cu o anumită întârziere datorată efectelor de propagare în economie, creșteri ulterioare ale indicelui prețurilor de consum. Ultimele creșteri ale prețurilor de producție sunt susceptibile să atragă o nouă accelerare a inflației dacă nu se iau măsuri de prevenire în economia reală.

Puternicele variații ale prețurilor de producție, reflectate în rata lunară a indicelui prețurilor de producție în industrie, indică o anumită instabilitate economică a acestei ramuri.

Creșterea prețurilor la energie din aprilie 1994 a dus la o creștere imediată și semnificativă a indicelui prețurilor de producție; nu același lucru s-a întâmplat în 1997: alinierea - realizată în primele luni ale anului - a prețurilor produselor petroliere și energiei electrice la piața mondială a dus la o creștere treptată în primul trimestru a prețurilor de producție în ramurile prelucrătoare, în timp ce ramurile extractive au reacționat abia în luna martie cu creșteri de prețuri. Acest fenomen s-ar putea explica prin aceea că întreaga creștere de prețuri la energie a fost preluată în lunile ianuarie și februarie de sistemul de distribuție a energiei, și nu de ramurile productive, iar șocul creșterilor de prețuri din lunile martie, mai și iunie din ramurile de producție energetică a fost suportat de industria prelucrătoare și preluat în continuare de prețurile de consum. În 1999 s-a petrecut același fenomen: creșterea prețurilor la energie din luna iunie 1999 s-a manifestat în industria prelucrătoare cu o întârziere de trei luni și a fost preluat în inflație către sfârșitul anului. În 2001, creșterile de prețuri la energie se vor face lunar, în funcție de cursul de schimb, ceea ce permite o redistribuire a creșterii totale în cursul anului, asigurând populației posibilitatea de a suporta mai ușor creșterile de prețuri; există totuși riscul ca o instabilitate majoră pe piața valutară să provoace fenomene perturbatorii pe piața internă, greu de stăpânit ulterior.

2.3. Evoluția salariilor; politici salariale

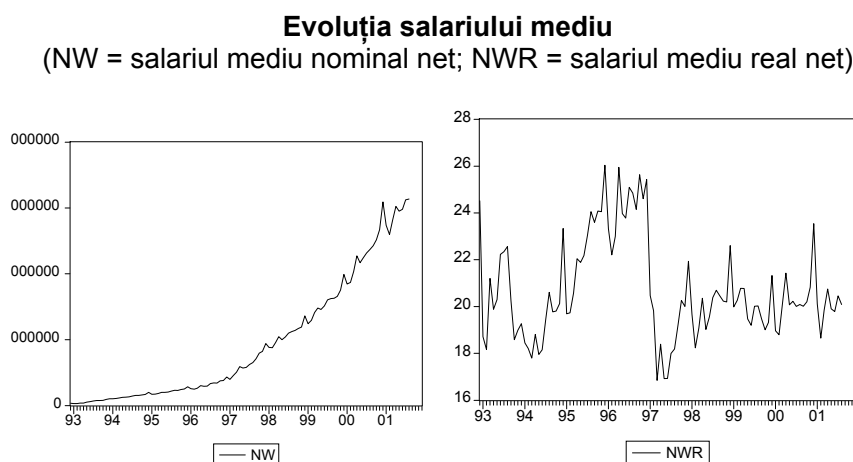
În decursul perioadei de tranziție, politicile salariale au prezentat aspecte *conjuncturale*; ele pot fi caracterizate ca *politici laxe* în perioadele preelectorale (1992, 1996, 2000) și *restrictive* în restul timpului; toate au avut însă în comun *indexarea salariilor sub indicele de inflație*. În perioadele restrictive, politicilor salariale le-a lipsit o componentă de **raționalitate** pe care o considerăm absolut necesară: indexările s-au făcut la intervale mari de timp, sub presiunea mișcărilor sindicale, în loc să fie gândite în funcție de evoluția prețurilor, având în vedere o *anume evoluție a salariului real*. Anul 2001 pare să se înscrie într-un set de politici raționale din acest punct de vedere: indexările au fost acordate periodic, ținând seama de inflație, cu un procent care anticipează o rată a inflației sub 30%.

Erodarea puterii de cumpărare a populației datorată evoluției venitului real a avut două cauze: inflația și politica sistematică de indexare a veniturilor sub nivelul creșterii prețurilor. Aceasta a dus la o **scădere a cererii interne, dar și la fenomene de substituție în domeniul consumului**, specifice țărilor sărace:

creșterea ponderii cheltuielilor pentru consumul alimentar, scăderea consumului de proteină animală și creșterea consumului de cereale etc. Un fenomen îngrijorător este **schimbarea comportamentului de economisire** al populației, determinată de evoluția salariului real.

Față de octombrie 1990, creșterea salariului mediu nominal net pe economie a rămas mult în urma creșterii prețurilor: în august 2001, câștigul salarial mediu nominal net crescuse de circa 1.561 de ori, față de creșterea generală a prețurilor, care a fost de 952 de ori. Anul 1993, începutul anului 1994 și prima jumătate a anului 1997 sunt perioadele care au marcat o puternică erodare a puterii de cumpărare a populației prin creșterea mult mai rapidă a prețurilor de consum decât a venitului nominal. În 1998 a avut loc o ameliorare a procesului, în sensul că ritmul de scădere al salariului real s-a micșorat; în 1999, salariul real se menține la un nivel scăzut din cauza inflației ridicate, cu o tendință de scădere în primele luni ale anului. În 2000 și 2001, cu excepția variațiilor normale din lunile decembrie ale fiecărui an, când se adaugă câștiguri salariale suplimentare (prime, al treisprezecelea salariu etc.), salariul nominal se menține pe un trend relativ constant.

Figura 2.2



Sursa: Buletin statistic lunar, 1991-2001, Comisia Națională pentru Statistică.

Evoluția salariului real indică o pronunțată neadecvare a politicii salariale la evoluția prețurilor. Căderile și salturile bruște de la o lună la alta, ca și tendința generală de scădere a venitului pe lungi perioade de timp pun în evidență faptul că modul de indexare a salariilor nu a fost corespunzător evoluției prețurilor din economia românească: de fiecare dată s-a așteptat prea mult, timp în care prețurile au continuat să crească, ducând la scăderea salariului real, apoi s-a acordat o indexare, care, deși nu a acoperit pierderile de venit din lunile anterioare, a avut în mod necesar un nivel ridicat, *devenind o sursă de inflație*. Din acest punct de vedere, sunt mult mai rezonabile politicile acelor țări care procedează la indexarea

automată a salariilor de îndată ce inflația depășește *un anumit nivel*. O simulare făcută pe modelul circuitelor inflaționiste arată că o asemenea politică este mai puțin inflaționistă decât cea de indexare în salturi, aplicată până acum la noi. Problema reală este însă alta: în ce măsură economia poate susține aceste șocuri?

În concluzie, există două elemente ce caracterizează evoluția salariului real:

- oscilațiile mari de la o perioadă la alta;
- creșterile din perioadele preelectorale (1992, 1996, 2000).

Oscilațiile mari de la o perioadă la alta au avut mai multe cauze:

- puseuri inflaționiste (creșteri bruște ale ratei inflației, ca urmare a unor fenomene din economia reală - liberalizări de prețuri făcute "la comandă", de obicei însoțite de devalorizări ale leului; politici monetare inadecvate, mai ales în primii ani de tranziție; creșteri bruște ale prețului la energie) care au determinat căderi ale salariului real;
- indexări aplicate la intervale mari de timp, având valori mari pentru a "recupera" ceea ce se pierduse prin inflație în lunile anterioare, ceea ce a dus la o creștere a salariului real în luna respectivă, urmată apoi de o nouă scădere;
- variația anuală decembrie/ianuarie determinată de câștigurile cu caracter salarial specifice sfârșitului de an (prime, al treisprezecelea salariu etc.), care duc la o creștere a salariului în decembrie urmată de o scădere în ianuarie.

Perioadele preelectorale (1992, 1996, 2000) se caracterizează printr-un nivel ridicat și relativ constant al salariului mediu real, ceea ce implică, de fapt, o preocupare a factorilor de decizie ca salariul real să nu sufere variații prea mari; este ceea ce ar trebui să fie permanenta caracteristică de raționalitate a politicii salariale.

Evoluția venitului total provenit din salarii și de la buget

Politicile salariale se adresează direct acelor categorii ale populației care sunt salariați (regii autonome, societăți comerciale, instituții bugetare, inclusiv cele din administrația locală și centrală, finanțe, bănci, asigurări). Ele sunt sau ar trebui să fie corelate cu politicile de protecție socială finanțate de la buget, care se referă la categoriile defavorizate și care includ asistența socială, alocații, pensii, ajutoare de șomaj etc. În acest context, am evaluat *venitul total provenit din salarii și de la buget*.

Acest indicator a fost estimat astfel:

- venitul total provenit din salarii este calculat pe baza numărului total de salariați din economie și a venitului salarial mediu nominal net; în anii pentru care aceste informații nu au fost complete, câștigul salarial a fost

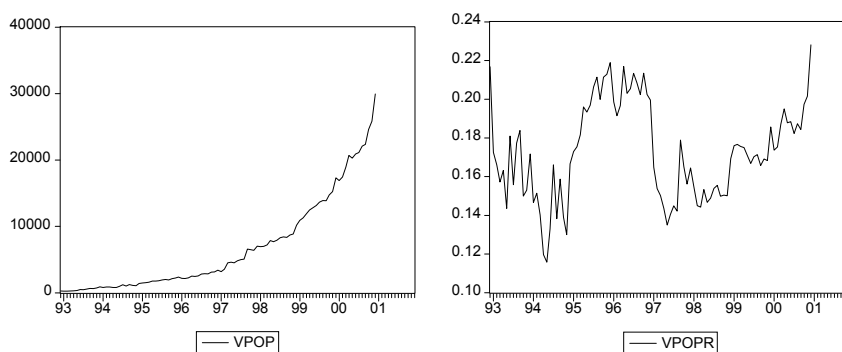
estimat pe baza impozitului pe salarii și a cotei medii de impozitare din anul respectiv;

- veniturile provenite de la buget cuprind: cheltuielile cu asistența socială, alocații, pensii, ajutoare și indemnizații (inclusiv pensiile IOVR) plătite de la bugetul de stat; cheltuieli cu asistență socială, alocații, pensii, ajutoare și indemnizații, plătite din bugetul asigurărilor sociale; ajutoare de șomaj și alte ajutoare plătite din fondul de ajutor de șomaj.

Ideea este de a estima cât mai corect posibil gradul în care măsurile de protecție socială și-au făcut efectul; la acestea, se vor adăuga sumele plătite drept compensații celor disponibilizați din industria minieră și alte ramuri. În valoare totală de circa 1.000 mld. lei numai în 1997, aceste sume nu sunt deloc neglijabile, ele reprezentând circa 2% din masa monetară M2 aflată în circulație în momentul respectiv. Ulterior, politica de acordare a compensațiilor a fost restricționată, evitându-se situațiile de acest gen.

Figura 2.3

Veniturile populației provenite din salarii și de la buget
(VPOP = veniturile nominale; VPOPR = veniturile reale)



Sursa: Calculat după date din Buletin statistic lunar, 1992-2000, Comisia Națională pentru Statistică.

Venitul total provenit din salarii și de la buget, în termeni nominali, are o evoluție crescătoare, cu mici oscilații de la o lună la alta.

În ceea ce privește evoluția în termeni reali (față de octombrie 1990), minimumul a fost atins în 1994, maximumul în 1996, iar în 1997 valoarea reală a venitului total provenit din salarii și de la buget, cu toate indexările acordate și suplimentările la alocații (pentru copii) și ajutoare sociale, a scăzut la nivelul mediu din 1994. Către sfârșitul anului are loc o creștere a acestui venit. În 1998 și primele luni din 1999, se menține același nivel scăzut. Se pot observa vârfurile atinse în perioadele preelectorale, 1992, 1996 și 2000, cu unele oscilații care indică o necorelare a politicilor salariale cu cele bugetare. Începând din 1998, evoluția veniturilor reale

provenite din salarii și de la buget se înscrie pe un trend crescător; seria se încheie în decembrie 2000, când acordarea sporurilor salariale aferente lunii decembrie, corelată cu un nivel relativ scăzut al inflației, a dus la creșterea în termeni reali a veniturilor provenite din salarii și de la buget.

Compensările salariale și inflația

Acordarea *compensărilor salariale* în volum mare, pentru o întreagă masă de salariați disponibilizați la un moment dat, fără a condiționa în nici un fel utilizarea acestora, poate duce la o creștere a masei monetare, mai mult, a numerarului aflat în circulație, prin utilizarea banilor pentru *consum* în lunile următoare. În august 1997, când s-au făcut primele disponibilizări în industria minieră, s-a anunțat că volumul compensărilor acordate celor disponibilizați a atins circa 1.000 mld. lei, ceea ce în momentul respectiv reprezenta 2,05% din masa monetară M2 și 13,8% din numerarul în afara sistemului bancar.

Concluzie: este necesară fundamentarea politicilor de indexare salarială pe trei principii:

- 1. indexarea salariilor trebuie să aibă în vedere o anumită evoluție a salariului real, urmărind două obiective:**
 - menținerea acestuia la un anumit nivel, deci menținerea unei anumite puteri de cumpărare;
 - evitarea variațiilor mari ale acestuia;
- 2. chiar dacă, pentru a calma inflația este necesar ca indexarea salariilor să fie făcută sub indicele de creștere a prețurilor de consum, este important ca indexarea să fie făcută cu o anumită regularitate; aceasta va permite evitarea salturilor pe care le face salariul nominal, generatoare de inflație și perturbatoare ale politicilor bugetare;**
- 3. urmărirea unei coerențe între politicile salariale, de protecție socială, cele de prețuri și politicile monetare (care pot duce la schimbarea raportului dintre componentele masei monetare).**

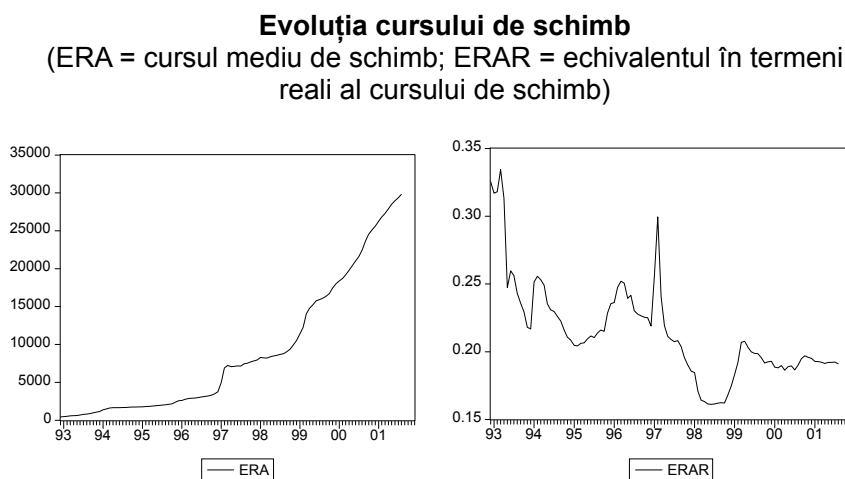
Acordarea lunară a indexărilor salariale duce la un comportament de economisire echilibrat, în timp ce acordarea în salturi a indexărilor este un factor perturbator al comportamentului de economisire.

2.4. Evoluția cursului de schimb; politici monetare și valutare

Deschiderea spre exterior a economiei a adus cursul de schimb al monedei naționale în centrul politicilor bancare, stabilitatea acesteia fiind considerată ca ancoră antiinflaționistă. Deprecierea în termeni nominali a cursului de schimb are efecte inflaționiste pe piața internă, dar ea nu poate fi evitată atât timp cât inflația este mare, întrucât atrage o scădere de competitivitate pe piața externă. În ceea ce privește comportamentul de economisire al populației, în condiții de inflație, cu dobânzi real negative și deprecieri continuă în termeni nominali a monedei naționale, apare un proces de dolarizare a economiilor populației.

Cursul de schimb a urmat o evoluție care indică, aparent, o depreciere continuă a acestuia, cu o tendință de moderare a creșterii începând din al doilea trimestru al anului 1994 și care a durat, cu excepția sfârșitului anului 1995, până la sfârșitul lui 1996. În 1997, după ce în primul trimestru a avut loc o devalorizare a monedei naționale care a dus aproape la dublarea cursului de schimb față de decembrie 1996, în al doilea trimestru evoluția acestuia a avut chiar momente de revalorizare: în perioada aprilie-iunie cursul de schimb a fost mai mic decât în martie 1997. Devalorizarea cursului de schimb, continuată în anii următori, poate fi mai corect estimată, după părerea noastră, dacă se analizează un echivalent în termeni reali pentru piața internă a cursului de schimb.

Figura 2.4



Sursa: Buletinul lunar al BNR, 1991-2001, și calcule proprii.

Raportând cursul de schimb la inflația internă măsurată prin indicele cu bază fixă al prețurilor de consum (octombrie 1990, în cazul nostru), se obține o evaluare în termeni reali interni a cursului de schimb, chiar dacă nu se ia în considerare evoluția inflației externe. Evoluția acestei "rate reale de schimb" indică o puternică devalorizare în termeni reali a monedei naționale în perioada 1991-1992 și o reevaluare semnificativă a acesteia în cursul perioadei 1994-1995 și începutul lui 1996. În 1997, în termeni reali față de inflația internă, în afară de luna februarie când a suferit o puternică devalorizare, moneda națională a cunoscut o perioadă de întărire, care a continuat și în 1998. La începutul anului 1999 apare o nouă perioadă de apreciere a cursului de schimb. Este remarcabilă relativa stabilitate a cursului de schimb exprimat în termeni reali din 2000 și 2001, care exprimă o politică valutară echilibrată.

În ceea ce privește *politica valutară*, a existat tendința permanentă a autorității de intervenție pentru a evita deprecierea continuă a leului, deși aceasta reflecta, ca și inflația, starea de fapt a economiei. Forțarea cursului valutar în

sensul supraaprecierii lui în termeni reali a introdus multiple distorsiuni în evoluția comerțului exterior și pe piața internă și a diminuat valoarea de ancoră inflaționistă a acestuia. Au existat câteva momente importante care au influențat semnificativ evoluția cursului de schimb:

- în ianuarie 1990, cursul de schimb a fost supraevaluat, ceea ce a dus la prăbușirea exporturilor și erodarea rezervei valutare;
- în februarie 1991 a fost creată piața interbancară de schimb valutar, urmată, în august, de intrarea în funcțiune a birourilor de schimb valutar. În această perioadă au fost unificate cele două cursuri de schimb: cel oficial și cel interbancar;
- în noiembrie 1991, BNR își redefinește politica monetară și trece la implementarea mecanismului interbancar; o primă etapă a constituit-o crearea unui mecanism de refinanțare, bazat pe rata dobânzii, a cărei eficacitate va fi verificată prin măsurile de politică monetară care au fost luate în perioadele 1993-1994 și 1997;
- în mai 1992 a fost introdus un nou regim valutar, autorizând agenții economice să-și păstreze în cont resursele valutare; în același timp, BNR a optat pentru o depreciere controlată a monedei naționale, regim menținut și în 1993. Chiar dacă acest mecanism era corect, el a fost împiedicat să funcționeze de intervenția autorității îndreptată spre încetinirea deprecierei;
- în aprilie 1994 se trece la stabilirea cursului de schimb prin licitație interbancară, cu scopul restabilirii echilibrului cerere-ofertă; în august se constituie piața valutară interbancară al cărei mecanism stabilește cursul valutar prin relația cerere/ofertă; intervențiile BNR se fac prin vânzare și cumpărare de valută;
- începând cu 1994, politica valutară s-a axat pe principiul că stabilirea cursului valutar se va realiza în condițiile redresării economiei, și nu prin măsuri administrative. Credibilitatea acestui tip de politică este foarte importantă pentru evoluția economiei, întrucât ea condiționează încrederea agenților economici în utilizarea neîngrădită a mecanismelor de piață pentru restabilirea echilibrelor fundamentale ale economiei și nerevenirea la măsurile de tip administrativ;
- totuși, la începutul anului 1997, o dată cu liberalizarea prețurilor, s-a trecut la liberalizarea cursului de schimb al cărei efect a fost, practic, dublarea cursului de schimb în decurs de trei luni, ceea ce indică o supraveghere strânsă a acestuia în perioada anterioară;
- 1998 și 1999 au fost ani dificili pentru banca centrală, care și-a utilizat rezerva valutară pentru a stopa devalorizarea leului;
- în 2000 și 2001, devalorizarea leului continuă, dar într-un ritm apropiat de cel al inflației, ceea ce face ca rata reală de schimb să păstreze un nivel relativ constant.

Încă de la început, *obiectivul fundamental al politicii monetare* a BNR a fost dimensionarea rațională a masei monetare, pornind de la ideea că procesul inflaționist este alimentat de oferta de bani neacoperită de resurse materiale. **Dar măsurile de politică monetară, oricât de bine fundamentate, nu pot susține un proces neinflaționist dacă economia reală nu reacționează la celelalte pârghii economice: rata dobânzii, cursul de schimb.** Arieratele întreprinderilor au jucat rol de credit fără dobândă în plata consumului ineficient de resurse, acționând ca o monedă scăpată complet de sub controlul autorității bancare. Procesul a fost favorizat de poziția de monopol a multor agenți economici și de rigiditatea structurală a acestora. Caracterul neomogen al liberalizării prețurilor, diferite sectoare aflându-se în stadii diferite de liberalizare, a condus la reacții diferite față de politica dobânzilor și a cursului de schimb. Pentru a juca un rol real în alocarea resurselor, ratele dobânzii trebuie să fie real-pozitive; în cazul ratelor dobânzilor real-negative apar fenomene de subvenționare mascată a creditorilor. Adaptarea nivelului dobânzii la evoluția procesului inflaționist a fost un proces de durată, în cursul căruia au profitat de credite practic subvenționate acele ramuri care funcționau ineficient, majorând efectul dezechilibrelor și disfuncționalităților la nivel macroeconomic. Accelerarea procesului inflaționist a determinat BNR să adopte încă din 1993 o politică monetară restrictivă, caracterizată prin: măsuri de eliminare a excesului de lichiditate; neacordarea unor noi credite preferențiale și închiderea la scadență a celor existente; menținerea sub control a masei monetare prin limitarea lichidității în sistemul bancar; încercarea de a atinge dobânzi real pozitive în sistemul bancar; creșterea costului refinanțării de la BNR. Toate aceste măsuri au vizat un control monetar indirect, prin instrumente specifice economiei de piață. Totuși BNR a avertizat că politica monetară singură nu poate susține echilibrul și stabilizarea macroeconomică.

Inițial, politica monetară a fost orientată către stoparea inflației, folosind ca ancoră inflaționistă cursul de schimb. În ultimii ani, strategia BNR a fost de utilizare a politicii monetare ca ancoră antiinflaționistă, prin posibilitatea de control asupra bazei monetare și corelația strânsă dintre variabilele monetare și inflație. Opțiunea de utilizare a bazei monetare ca ancoră inflaționistă, și nu a cursului de schimb, a fost determinată de volumul insuficient al resurselor valutare și de constrângeri externe; nici utilizarea dobânzilor nu a reprezentat o opțiune, din cauza necorelării dintre dobânzi și inflație și a lipsei unor instrumente eficiente de influențare a dobânzilor pe piața monetară, care este puternic influențată de anticipațiile operatorilor de piață.

2.5. Un model econometric

Cele două **circuite inflaționiste** (al salariilor și al cursului de schimb) pe care ne-am propus să le analizăm sunt caracterizate de serii de date nestaționare, cointegrate. Abordările din domeniul modelării bazate pe teoria cointegrării (Granger - 1986, Engle-Granger - 1987, Johansen - 1988, Phillips-Perron - 1988, Johansen și Jeselius - 1990, Dickey-Fuller - 1981) permit depășirea problemelor de modelare legate de natura nestaționară a seriilor temporale utilizate. Aplicarea tehnicii cointegrării a permis deducerea relației de echilibru pe termen lung, pre-

cum și investigarea dinamicii pe termen scurt și prognoza evoluțiilor inflaționiste în limitele modelului construit.

În elaborarea modelului s-a pornit de la opinia lui Granger (1983), potrivit căreia conceptul de echilibru pe termen lung, aflat la baza elaborării și aplicării politicilor economice, este echivalentul statistic al fenomenului de cointegrare. Dacă se respectă condiția de cointegrare și dacă anumite șocuri determină abaterea variabilelor de la echilibrul pe termen lung, atunci există un proces bine definit de ajustare dinamică pe termen scurt, denumit mecanism de corecție a erorilor (*error-correction mechanism*), care readuce sistemul la echilibrul pe termen lung. În acest fel, cointegrarea și modelarea cu ajutorul mecanismului de corecție a erorilor constituie o soluție de abordare a circuitelor inflaționiste.

Teste statistice

Modelul construit este un model simplu, care cuprinde doar seriile de date implicate în funcționarea directă a celor două circuite inflaționiste: indicele prețurilor de consum față de 1990, salariul mediu nominal net și cursul de schimb (nominal). Așa cum am menționat, sunt serii de date nestaționare (având însă seriile diferențelor de ordinul I staționare), cointegrate, având o singură ecuație de cointegrare (v. anexa 2.1 care prezintă testele statistice). Analiza staționarității seriilor care s-a făcut prin aplicarea testului **Augmented Dickey-Fuller** arată că seriile sunt integrabile de ordinul 1, astfel că ipoteza nulă a rădăcinii unitare nu a putut fi respinsă în nici una din situațiile testate (cu sau fără constantă, cu sau fără trend, pentru un număr de 1-4 lag-uri); seriile diferențelor de ordinul I sunt staționare (integrabile de ordinul zero).

Posibilitatea cointegrării seriilor a fost analizată folosind procedura lui **Johansen** pentru a identifica relațiile de echilibru pe termen lung (v. anexa 2.1). Seriile temporale care apar în ecuația de mai sus sunt integrabile de ordinul 1 (adică nestaționare, dar având seriile diferențelor de ordinul 1 staționare); între aceste variabile există o relație stabilă pe termen lung numai dacă se poate construi o combinație liniară de aceste variabile care să fie staționară; procedura Johansen permite determinarea numărului de astfel de combinații liniare (rangul de cointegrare) și construirea lor ca ecuații de cointegrare. În cazul analizat, procedura semnalează existența unei singure ecuații de cointegrare.

Am început investigația cu ajutorul unui VAR nerestricționat (UVAR), utilizând variabile logaritmice:

- inflația exprimată prin indicele prețurilor de consum față de octombrie 1990;
- venitul exprimat prin salariul mediu nominal net;
- cursul de schimb leu/dolar.

Variabilele exogene care condiționează sistemul sunt variabile dummy și au fost alese în funcție de momentele de liberalizare a prețurilor care au determinat rupturi în evoluția inflației și a cursului de schimb: un dummy sezonal pentru

decembrie, legat de sporurile cu caracter salarial acordate cu prilejul sărbătorilor; mai 1993, februarie și martie 1997 ca etape de liberalizare a prețurilor; decembrie 1996 - unificarea cursului de schimb.

Lungimea distribuției lag-urilor a fost determinată pe baza **criteriului Akaike** (AIC), alegând specificația cu cea mai mică valoare AIC; s-a ținut seama și de schimbarea semnului coeficienților cu semnificație economică; UVAR cu patru lag-uri s-a dovedit suficient (v. anexa).

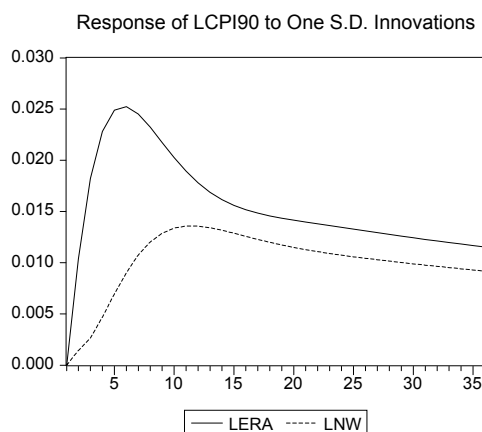
Comportamentul variabilelor la șocuri

Cum tehnicile VAR presupun staționaritatea variabilelor, am aplicat VAR ne-restricționat (UVAR) la seriile de date logaritmice (care sunt staționare) și am evaluat comportamentul variabilelor la un șoc al rezidualelor egal cu **o deviație standard**.

Pentru a pune în evidență comportamentul pe termen lung al variabilelor la un șoc am prelungit perioada de evoluție la 36 de luni; rezultatele sunt semnificative și sugerează următoarele:

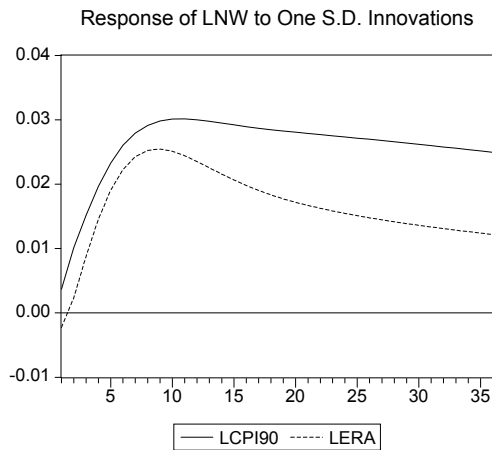
- **inflația** exprimată prin indicii prețurilor de consum cu bază fixă reacționează puternic la șocurile cursului de schimb: șocul se resimte printr-o variație bruscă a inflației, care atinge maximum în următoarele șase luni și se amortizează în următoarele 12-15 luni; evoluțiile ulterioare duc la o scădere treptată a acestui șoc (bineînțeles, în lipsa altor șocuri); în ceea ce privește răspunsul la un șoc de o deviație standard a rezidualelor variabilei care exprimă salariul mediu nominal net, nivelul maxim al șocului este atins după 9-10 luni, urmând o perioadă de amortizare treptată a acestuia;

Figura 2.5

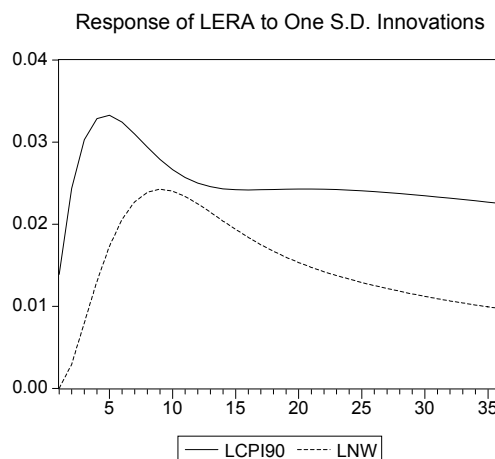


- răspunsul **salariului mediu nominal net** la un șoc în creșterea prețurilor este o creștere bruscă în primele 6-7 luni după producerea șocului,

urmată de o amortizare lentă a acestuia în lunile următoare; răspunsul la un șoc în evoluția cursului de schimb este mai slab, atinge maximul după o perioadă mai scurtă, de 5-6 luni, și se amortizează mult mai rapid;

Figura 2.6

- răspunsul **cursului de schimb** la un șoc de o deviație standard a rezidualelor variabilei care exprimă inflația este o creștere rapidă în primele 2-3 luni, urmată de o scădere în următoarele 12-15 luni, după care efectul șocului se pierde; un șoc de o deviație standard a rezidualelor variabilei care exprimă salariul mediu nominal net atinge maximul după 10-11 luni, urmat de o scădere lentă în următoarele luni.

Figura 2.7

Vector error corection (VEC)

Deoarece variabilele incluse în VAR-uri sunt integrabile de ordinul 1, conform teoriei, poate exista o combinație liniară a lor care să fie staționară, iar respectiva combinație liniară, denumită **ecuație de cointegrare, poate fi interpretată ca relație de echilibru pe termen lung între variabile**. Prin utilizarea unui vector de corecție a erorilor (VEC - ce este un VAR restricționat care are restricții de cointegrare), comportamentul pe termen lung al variabilelor endogene a fost astfel adaptat încât să converge la relația de cointegrare, respectând dinamica pe termen scurt. Termenul de cointegrare este cunoscut ca termen de corecție a erorilor, deoarece deviația de la echilibrul pe termen lung este corectată gradual prin ajustări pe termen scurt.

Ca și în cazul anterior (VAR nerestricționat), variabilele exogene care condiționează sistemul sunt variabile dummy și au fost alese în funcție de momentele de liberalizare a prețurilor care au determinat rupturi în evoluția inflației și a cursului de schimb: un dummy sezonal pentru decembrie, legat de sporurile cu caracter salarial acordate cu prilejul sărbătorilor; mai 1993, februarie și martie 1997 ca etape de liberalizare a prețurilor; decembrie 1996 - unificarea cursului de schimb. Lungimea distribuției lag-urilor a fost determinată pe baza criteriului Akaike (AIC), alegând specificația cu cea mai mică valoare AIC; s-a ținut seama și de schimbarea semnului coeficienților cu semnificație economică.

Cele două VEC-uri au rolul de a asigura revenirea la poziția de echilibru a comportamentului variabilelor endogene.

Un model de acest tip este utilizabil pentru simulări de: *politici valutare, politici monetare și politici salariale*.

Ipoteze de lucru

Construit pentru a simula posibilele evoluții lunare ale inflației, cursului de schimb și politicilor salariale, modelul înglobează elementele de politică economică ale programului guvernamental, și anume:

- continuarea reformei și crearea premiselor pentru accesul pe piața unică, prioritară fiind: reducerea inflației la un nivel de circa 27 la sută decembrie la decembrie, stoparea declinului economic și relansarea economiei într-un ritm mediu anual de 4-5 la sută;
- acordarea unor facilități fiscale pentru stimularea investițiilor și a exporturilor;
- continuarea regimului de flotare liberă controlată a cursului de schimb, pe fondul recentului acord stand-by cu FMI, estimându-se o ușoară apreciere în termeni reali a monedei naționale;
- promovarea unei politici restrictive a veniturilor prin menținerea corelației dintre creșterea veniturilor nominale și productivitatea muncii, în special prin monitorizarea celor din sfera sectorului de stat (a utilităților publice și

a societăților cu mari pierderi); promovarea unei politici de indexare periodică corelată cu inflația.

Modelul se bazează pe ipoteza că politica monetară, axată pe reducerea semnificativă a inflației și creșterea rezervelor internaționale, va continua să rămână prudentă.

Rezultate

Rezultatele modelului au fost comparate cu cele reale din primele trei luni ale semestrului II al acestui an și cu nivelurile obținute prin alte modele pentru ultimele luni ale anului, pentru a testa viabilitatea lor. Datele cumulate conduc la rezultate mult mai apropiate de cele reale, dat fiind modul de estompare a șocurilor pe parcursul lunilor, așa cum a relevat analiza impulsurilor. Insistăm asupra caracterului restrâns al modelului, care include numai variabilele celor două circuite inflaționiste: circuitul inflaționist al salariilor și circuitul inflaționist al cursului de schimb. Nu este un model al economiei naționale decât în măsura în care aceste variabile exprimă sintetic reacția sectorului real la măsurile de politică economică.

Rezultatele sunt prezentate în tabelul următor, unde:

CCPIF = prognoza modelului pentru indicele în lanț al prețurilor de consum;

CPI90F = prognoza modelului pentru indicele prețului de consum cu baza fixă octombrie 1990;

ERAF = prognoza modelului pentru evoluția cursului de schimb;

IERAF = prognoza modelului pentru indicele cursului de schimb;

NWF = prognoza modelului pentru evoluția salariului mediu nominal net;

INWF = prognoza modelului pentru indicele salariului mediu nominal net.

După estimările acestui model, cursul de schimb în decembrie ar putea ajunge la peste 33 mii lei/\$; inflația decembrie la decembrie pentru 2001 ar putea fi de circa 30%, iar salariul nominal, cu toate sporurile salariale aferente lunii decembrie (care se ridică la circa 12%), ar putea ajunge la 3,9 mil. lei/lună.

obs	CCPIF	CPI90F	ERAF	IERAF	NWF	INWF
2001:08	1,020290	155747,4	29867,67	1,017142	3224728	1,032481
2001:09	1,017685	158501,7	30483,41	1,020616	3248872	1,007487
2001:10	1,025945	162614,2	31311,19	1,027155	3342138	1,028707
2001:11	1,030476	167570,0	32325,14	1,032383	3487528	1,043502
2001:12	1,019361	170814,3	33186,64	1,026651	3908924	1,120829

Bibliografie

- Albu, L. (1998): *Tranziția economiei sau economia tranziției?*, Ed. Expert, București.
- Albu, L.; Dăianu, D. (1996): *Strain and the inflation-unemployment relationship: A conceptual and empirical investigation*, Research Memorandum, ACE Project, University of Leicester, CEES.
- Charemza, W.; Deadman, D. (1992): *New Directions in Econometric Practice, General to Specific Modelling Cointegration and Vector Autoregression*, University of Leicester, Edward Elgar, England.
- Ciupagea, C. (1994): "An elasticity approach to the analysis of Romanian foreign trade policy during the years of transition", *Economics of Planning*, 27, 227-250, Kluwer Academic Publishers, printed in Netherlands.
- Cuthbertson, K.; Hall, S.; Taylor, M. (1992): *Applied Econometric Techniques*, Harvester Wheatsheaf, Exeter, UK.
- Dobrescu, E. (1994): "Money velocity in a transition economy: The case of Romania", *Romanian Economic Review*, Tome 38, No. 2.
- Dobrescu, E. (1997a): "Macromodels of the Romanian transition economy", *Journal of Economic Literature*, Volume 35, No. 2, June.
- Ehrenberg, R.; Smith, R. (1988): *Theories and public policy*, Appendix 15 A: "The relationship between the unemployment and Labor Market Flow".
- Engle, R.F.; Granger, C.W.J. (1987): "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55.
- Friedman, M. (1975): "Unemployment versus inflation?", IEA, Lecture No. 2 *Occasional Paper*, 44, London.
- Frish, H. (1997): *Teorii ale inflației*, Ed. Sedona, Timișoara.
- Granger, C.W.J. (1983): "Cointegrated Variables and Error Correction Models", University of California, *Working Paper*, No. 83-13, Department of Economics, San Diego.
- Jacobson, T.; Vredin, A.; Warne, A. (1993): "Are Real Wages and Unemployment related?", *Seminar Paper*, No. 558, Institute for International Economic Studies, Stockholm.
- Layard, R.; Nickell, S.; Jackman, R. (1993): *The Unemployment Crisis*, Oxford University Press.
- Lord, M.J. (1994): *Romanian macromodel for flexible exchange rate system*, USAID, Development Alternatives.

Marczewski, J. (1977): "Inflation et chômage en France", *Economica*, 1977.

Rădulescu, E. (1999): *Inflația, marea provocare*, Ed. Enciclopedică, București.

Scutaru, C. (1994): Inflation-salaires-chômage, *Revue Roumaine des Sciences Economiques*, tome 40, 2, p. 145-156, Bucarest.

Scutaru, C. (1997a): "Un modèle agrégé pour le processus inflationniste", *Observer*, No. 4, Centre d'Information et Documentation Economique, Bucarest.

Anexa 2.1

MODELUL

ASSIGN @ALL F

$$\begin{aligned}
 D(\text{LCPI90}) = & 0.0003774991282*(\text{LCPI90}(-1) + 2.891641213*\text{LERA}(-1) - \\
 & 3.884324806*\text{LNW}(-1) + 16.21290002) + 0.1027867684*D(\text{LCPI90}(-1)) + \\
 & 0.2112989784*D(\text{LCPI90}(-2)) - 0.001651015854*D(\text{LCPI90}(-3)) - \\
 & 0.105064328*D(\text{LCPI90}(-4)) + 0.2870186623*D(\text{LERA}(-1)) + \\
 & 0.04540597459*D(\text{LERA}(-2)) - 0.05921168958*D(\text{LERA}(-3)) - \\
 & 0.04699667641*D(\text{LERA}(-4)) + 0.05577273384*D(\text{LNW}(-1)) + \\
 & 0.0562866984*D(\text{LNW}(-2)) + 0.1068490233*D(\text{LNW}(-3)) + \\
 & 0.1008578861*D(\text{LNW}(-4)) + 0.008112611877 + 0.03953891841*D0297 + \\
 & 0.1016118632*D0397 + 0.2299733446*D0593 - 0.01154721815*D12 + \\
 & 0.07010766687*D1296
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 D(\text{LERA}) = & -0.02611354601*(\text{LCPI90}(-1) + 2.891641213*\text{LERA}(-1) - \\
 & 3.884324806*\text{LNW}(-1) + 16.21290002) + 0.1270084462*D(\text{LCPI90}(-1)) + \\
 & 0.222951186*D(\text{LCPI90}(-2)) - 0.01895874664*D(\text{LCPI90}(-3)) - \\
 & 0.00531915042*D(\text{LCPI90}(-4)) + 0.6819200533*D(\text{LERA}(-1)) - \\
 & 0.1719275131*D(\text{LERA}(-2)) + 0.09488067904*D(\text{LERA}(-3)) - \\
 & 0.1026903508*D(\text{LERA}(-4)) + 0.0123198579*D(\text{LNW}(-1)) - \\
 & 0.02414374975*D(\text{LNW}(-2)) + 0.08958703739*D(\text{LNW}(-3)) + \\
 & 0.02124230857*D(\text{LNW}(-4)) + 0.0008540008205 + 0.1240473902*D0297 - \\
 & 0.1620925005*D0397 + 0.04101619303*D0593 - 0.008631149764*D12 + \\
 & 0.02364979621*D1296
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 D(\text{LNW}) = & 0.06801494372*(\text{LCPI90}(-1) + 2.891641213*\text{LERA}(-1) - \\
 & 3.884324806*\text{LNW}(-1) + 16.21290002) + 0.4451422873*D(\text{LCPI90}(-1)) + \\
 & 0.3806086772*D(\text{LCPI90}(-2)) + 0.1384455177*D(\text{LCPI90}(-3)) - \\
 & 0.382170549*D(\text{LCPI90}(-4)) + 0.1063041912*D(\text{LERA}(-1)) - \\
 & 0.2078591017*D(\text{LERA}(-2)) - 0.186086085*D(\text{LERA}(-3)) - \\
 & 0.2352078076*D(\text{LERA}(-4)) - 0.2401475852*D(\text{LNW}(-1)) - \\
 & 0.2975215963*D(\text{LNW}(-2)) - 0.06324348649*D(\text{LNW}(-3)) + \\
 & 0.190674371*D(\text{LNW}(-4)) + 0.05070856653 - 0.04042409611*D0297 - \\
 & 0.08185214373*D0397 + 0.2760302448*D0593 + 0.08539879442*D12 + \\
 & 0.03599824694*D1296
 \end{aligned}$$

cpi90=exp(lcpi90)
 nw=exp(lnw)
 era=exp(lera)
 ccpi=cpi90/cpi90(-1)
 inw=nw/nw(-1)
 iera=era/era(-1)

REZULTATE

obs	CCPIF	CPI90F	ERAF	IERAF	NWF	INWF
2001:08	1.020290	155747.4	29867.67	1.017142	3224728.	1.032481
2001:09	1.017685	158501.7	30483.41	1.020616	3248872.	1.007487
2001:10	1.025945	162614.2	31311.19	1.027155	3342138.	1.028707
2001:11	1.030476	167570.0	32325.14	1.032383	3487528.	1.043502
2001:12	1.019361	170814.3	33186.64	1.026651	3908924.	1.120829

TESTE STATISTICE

Date: 11/02/01 Time: 11:23
 Sample: 1992:12 2001:12
 Included observations: 100
 Test assumption:
 Linear deterministic
 trend in the data
 Series: LCPI90 LERA LNW
 Lags interval: 1 to 4

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.257667	41.40709	29.68	35.65	None **
0.070248	11.61129	15.41	20.04	At most 1
0.042353	4.327583	3.76	6.65	At most 2 *

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
 L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

LCPI90	LERA	LNW
-0.080070	-0.924259	1.010470
1.587731	-0.672696	-0.957126
-0.458415	0.816345	-0.224428

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

LCPI90	LERA	LNW	C
1.000000	11.54320 (42.3073)	-12.61990 (42.4050)	57.07552
Log likelihood	570.9216		

Normalized
Cointegrating
Coefficients: 2
Cointegrating
Equation(s)

LCPI90	LERA	LNW	C
1.000000	0.000000	-1.028287 (0.02893)	3.398606
0.000000	1.000000	-1.004194 (0.02209)	4.650090
Log likelihood	574.5635		

ADF Test Statistic	-6.487962	1% Critical Value*	-4.0494
		5% Critical Value	-3.4535
		10% Critical Value	-3.1521

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(CPI90,2)
Method: Least Squares
Date: 11/02/01 Time: 11:52
Sample(adjusted): 1993:02 2001:08
Included observations: 103 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CPI90(-1))	-0.591149	0.091115	-6.487962	0.0000
C	-237.7947	186.4869	-1.275128	0.2052
@TREND(1992:12)	21.47021	4.429411	4.847193	0.0000
R-squared	0.296301	Mean dependent var		31.65243
Adjusted R-squared	0.282227	S.D. dependent var		1069.087
S.E. of regression	905.7464	Akaike info criterion		16.48409
Sum squared resid	82037661	Schwarz criterion		16.56083
Log likelihood	-845.9306	F-statistic		21.05314
Durbin-Watson stat	2.032605	Prob(F-statistic)		0.000000

ADF Test Statistic	-2.738982	1% Critical Value*	-3.4972
		5% Critical Value	-2.8906
		10% Critical Value	-2.5821

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(ERA,2)
Method: Least Squares
Date: 11/02/01 Time: 11:44
Sample(adjusted): 1993:06 2001:08
Included observations: 99 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ERA(-1))	-0.254636	0.092967	-2.738982	0.0074
D(ERA(-1),2)	0.097538	0.115201	0.846683	0.3993
D(ERA(-2),2)	-0.262032	0.113789	-2.302781	0.0235
D(ERA(-3),2)	0.045644	0.104378	0.437294	0.6629
D(ERA(-4),2)	-0.102584	0.103223	-0.993815	0.3229
C	79.21096	36.67338	2.159903	0.0334

R-squared	0.220350	Mean dependent var	4.312929
Adjusted R-squared	0.178433	S.D. dependent var	281.8450
S.E. of regression	255.4652	Akaike info criterion	13.98274
Sum squared resid	6069411.	Schwarz criterion	14.14002
Log likelihood	-686.1457	F-statistic	5.256845
Durbin-Watson stat	2.008573	Prob(F-statistic)	0.000269

ADF Test Statistic	-11.30976	1% Critical Value*	-3.4946
		5% Critical Value	-2.8895
		10% Critical Value	-2.5815

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(NW,2)

Method: Least Squares

Date: 11/02/01 Time: 11:46

Sample(adjusted): 1993:02 2001:08

Included observations: 103 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(NW(-1))	-1.116957	0.098760	-11.30976	0.0000
C	33678.84	8874.652	3.794948	0.0003

R-squared	0.558780	Mean dependent var	162.9126
Adjusted R-squared	0.554411	S.D. dependent var	127183.4
S.E. of regression	84898.01	Akaike info criterion	25.55552
Sum squared resid	7.28E+11	Schwarz criterion	25.60668
Log likelihood	-1314.109	F-statistic	127.9107
Durbin-Watson stat	2.093187	Prob(F-statistic)	0.000000

VAR pentru cele trei variabile:

Date: 10/31/01 Time: 12:10

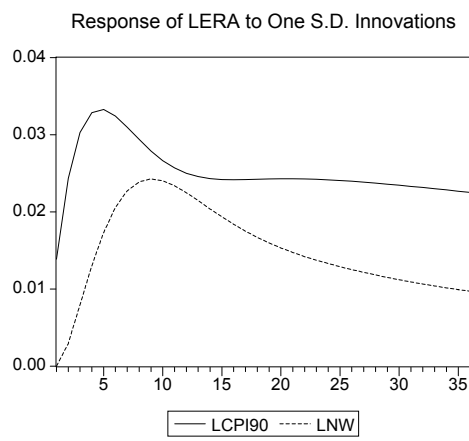
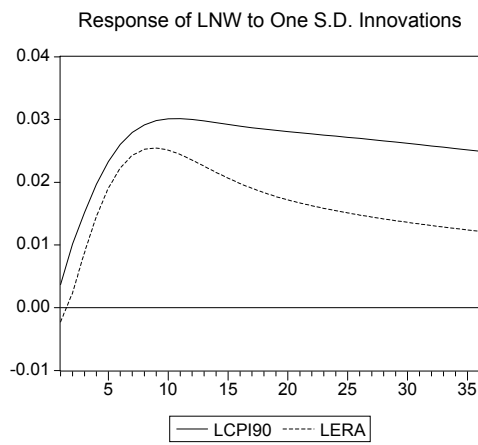
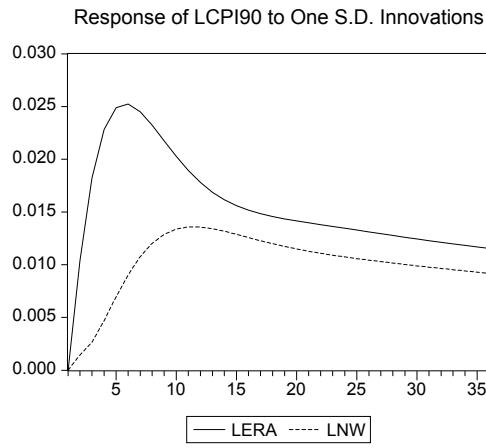
Sample(adjusted): 1993:02 2001:06

Included observations: 101 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

	LCPI90	LERA	LNW
LCPI90(-1)	1.205202 (0.06637) (18.1595)	0.172529 (0.11629) (1.48363)	0.307838 (0.16945) (1.81668)
LCPI90(-2)	-0.232198 (0.06368) (-3.64656)	-0.191201 (0.11157) (-1.71370)	-0.149242 (0.16258) (-0.91797)
LERA(-1)	0.331169 (0.06810) (4.86324)	1.493256 (0.11932) (12.5150)	0.120612 (0.17386) (0.69371)
LERA(-2)	-0.315412 (0.07008) (-4.50043)	-0.570100 (0.12280) (-4.64244)	-0.044175 (0.17894) (-0.24687)

LNW(-1)	0.028605 (0.03391) (0.84358)	0.057842 (0.05942) (0.97351)	0.659082 (0.08658) (7.61260)
LNW(-2)	-0.019913 (0.03339) (-0.59647)	0.029771 (0.05850) (0.50892)	0.098409 (0.08524) (1.15450)
C	0.041505 (0.08380) (0.49531)	-0.294969 (0.14683) (-2.00897)	0.958564 (0.21395) (4.48034)
D0297	0.033083 (0.02719) (1.21679)	0.143152 (0.04764) (3.00490)	0.050586 (0.06942) (0.72871)
D0397	0.098511 (0.02861) (3.44376)	-0.147987 (0.05012) (-2.95249)	0.011882 (0.07304) (0.16268)
D0593	0.203675 (0.02223) (9.16141)	-0.001679 (0.03895) (-0.04309)	0.185875 (0.05676) (3.27459)
D12	-0.007740 (0.00834) (-0.92769)	-0.006731 (0.01462) (-0.46042)	0.099802 (0.02130) (4.68480)
D1296	0.054318 (0.02301) (2.36100)	0.012653 (0.04031) (0.31389)	0.026453 (0.05874) (0.45034)
R-squared	0.999752	0.999088	0.998342
Adj. R-squared	0.999721	0.998975	0.998137
Sum sq. resids	0.039025	0.119815	0.254403
S.E. equation	0.020940	0.036691	0.053465
F-statistic	32580.15	8862.141	4870.429
Log likelihood	253.5497	196.9022	158.8770
Akaike AIC	-4.783162	-3.661429	-2.908455
Schwarz SC	-4.472454	-3.350722	-2.597747
Mean dependent	10.09170	8.532130	13.11633
S.D. dependent	1.253735	1.146103	1.238530
Determinant Residual Covariance		9.60E-10	
Log Likelihood		618.6655	
Akaike Information Criteria		-11.53793	
Schwarz Criteria		-10.60581	



VEC pentru lcpi90, lera, lnw

Date: 11/02/01 Time: 12:06

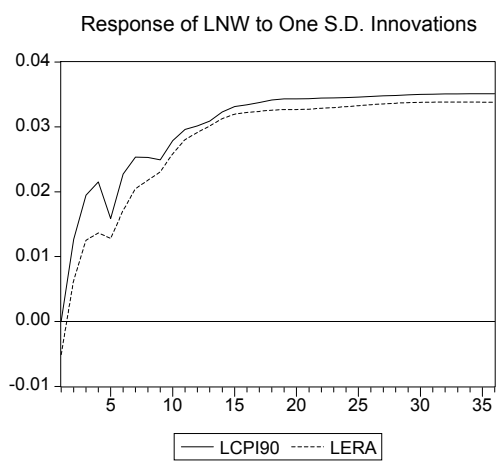
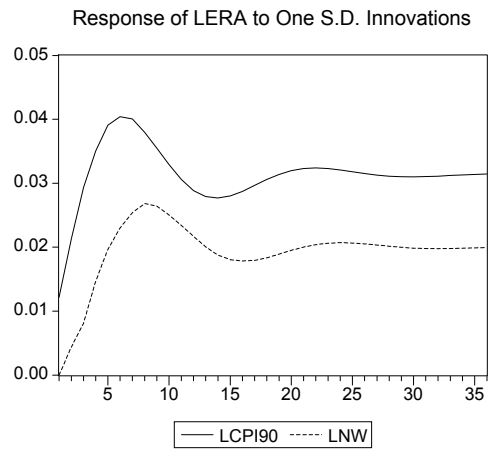
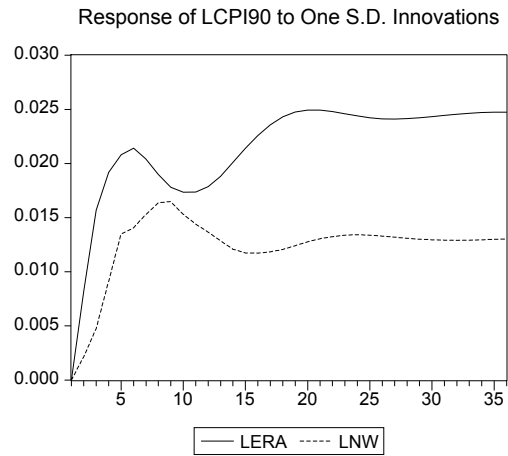
Sample(adjusted): 1993:05 2001:08

Included observations: 100 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LCPI90(-1)	1.000000		
LERA(-1)	2.625607 (2.74954) (0.95493)		
LNW(-1)	-3.631213 (2.70947) (-1.34019)		
C	15.16352		
Error Correction:	D(LCPI90)	D(LERA)	D(LNW)
CointEq1	0.000166 (0.00659) (0.02526)	-0.027663 (0.01210) (-2.28527)	0.072852 (0.01485) (4.90584)
D(LCPI90(-1))	0.106642 (0.07890) (1.35166)	0.129235 (0.14502) (0.89112)	0.449174 (0.17791) (2.52470)
D(LCPI90(-2))	0.211170 (0.08176) (2.58292)	0.224083 (0.15028) (1.49110)	0.380377 (0.18436) (2.06324)
D(LCPI90(-3))	-0.002815 (0.07392) (-0.03808)	-0.019584 (0.13587) (-0.14413)	0.134769 (0.16669) (0.80852)
D(LCPI90(-4))	-0.100396 (0.06402) (-1.56825)	-0.003682 (0.11768) (-0.03129)	-0.379124 (0.14436) (-2.62624)
D(LERA(-1))	0.289657 (0.07151) (4.05068)	0.684313 (0.13144) (5.20615)	0.110126 (0.16125) (0.68295)
D(LERA(-2))	0.043601 (0.07178) (0.60742)	-0.174492 (0.13194) (-1.32247)	-0.203848 (0.16186) (-1.25937)
D(LERA(-3))	-0.060010 (0.06920) (-0.86721)	0.093282 (0.12720) (0.73336)	-0.188361 (0.15604) (-1.20712)
D(LERA(-4))	-0.045537 (0.06400) (-0.71154)	-0.104164 (0.11764) (-0.88548)	-0.229592 (0.14431) (-1.59094)

D(LNW(-1))	0.055961 (0.03884) (1.44070)	0.013579 (0.07140) (0.19019)	-0.241953 (0.08759) (-2.76235)
D(LNW(-2))	0.057571 (0.03931) (1.46438)	-0.022145 (0.07227) (-0.30644)	-0.296554 (0.08865) (-3.34511)
D(LNW(-3))	0.104392 (0.03754) (2.78057)	0.089594 (0.06901) (1.29827)	-0.063763 (0.08466) (-0.75317)
D(LNW(-4))	0.098304 (0.03549) (2.77020)	0.020064 (0.06523) (0.30759)	0.184570 (0.08002) (2.30653)
C	0.007744 (0.00441) (1.75716)	0.000667 (0.00810) (0.08233)	0.049841 (0.00994) (5.01545)
D0297	0.038975 (0.02782) (1.40118)	0.122973 (0.05113) (2.40512)	-0.040395 (0.06272) (-0.64401)
D0397	0.101530 (0.02942) (3.45062)	-0.163286 (0.05409) (-3.01906)	-0.081833 (0.06635) (-1.23335)
D0593	0.229367 (0.02291) (10.0104)	0.040342 (0.04212) (0.95786)	0.274078 (0.05167) (5.30462)
D12	-0.011427 (0.00790) (-1.44635)	-0.008507 (0.01452) (-0.58581)	0.085757 (0.01782) (4.81373)
D1296	0.069715 (0.02092) (3.33196)	0.023541 (0.03846) (0.61210)	0.035776 (0.04718) (0.75827)
R-squared	0.850579	0.603662	0.674876
Adj. R-squared	0.817374	0.515587	0.602627
Sum sq. resids	0.029590	0.099979	0.150464
S.E. equation	0.019113	0.035133	0.043100
F-statistic	25.61626	6.853941	9.340886
Log likelihood	264.3805	203.5045	183.0663
Akaike AIC	-4.907609	-3.690090	-3.281327
Schwarz SC	-4.412627	-3.195107	-2.786345
Mean dependent	0.043943	0.038995	0.044045
S.D. dependent	0.044725	0.050478	0.068371
Determinant Residual Covariance		3.73E-10	
Log Likelihood		659.8389	
Akaike Information Criteria		-11.99678	
Schwarz Criteria		-10.43368	



3. STUDIU COMPARATIV AL EVOLUȚIEI INFLAȚIEI ÎN ROMÂNIA ȘI ÎN ȚĂRILE UNIUNII EUROPENE

Dr. Elena PELINESCU,
Institutul de Prognoză Economică

3.1. Introducere

România a optat fără echivoc pentru integrarea în structurile europene și asigurarea convergenței criteriilor impuse de un asemenea demers, ceea ce implică evaluarea resurselor și posibilităților, a contextului intern și internațional. Decizia Consiliului Uniunii Europene de la Helsinki din decembrie 1999 de a deschide negocierile de aderare a însemnat pentru România o confirmare a statutului de țară aflată în plin proces de pregătire a aderării la Uniunea Europeană. Prezentarea la Bruxelles, în primăvara anului 2000, a Strategiei naționale de dezvoltare economică a României pe termen mediu a marcat demararea unui amplu program pentru crearea unei economii de piață funcționale, compatibile cu principiile, normele, mecanismele, instituțiile și politicile Uniunii Europene. Opțiunile majore ale acestei strategii au fost luate în considerare în Programul de guvernare pentru perioada 2001–2004, aprobat de Parlament cu ocazia învestirii noului guvern condus de premierul Adrian Năstase. Angajamentul noului guvern de a finaliza reformele necesare integrării în Uniunea Europeană se regăsește în Programul economic de preaderare (PEP), corelat cu Programul național al României de aderare la UE, ce prevede măsuri de politică economică în acord cu programul de adoptare a acquis-ului comunitar. Programul economic de preaderare este un document de referință ce “propune un mix de politici economico-sociale, care vor asigura o mai bună îndeplinire a obiectivelor asumate prin Strategia națională de dezvoltare economică a României pe termen mediu orientată spre crearea unei economii de piață funcționale, capabile de a face față presiunii concurențiale și forțelor pieței din Uniunea Europeană, în condițiile asigurării unei creșteri economice durabile care să permită reducerea decalajelor față de țările comunitare”.¹

În conformitate cu prevederile Tratatului de la Maastricht, aderarea la Uniunea Europeană implică îndeplinirea criteriilor de convergență, în principal a celor de convergență nominală. Convergența ratelor inflației cu nivelurile din țările din acest spațiu pare a fi de departe un țel deloc ușor de atins. Nu este de mirare în acest context că reducerea inflației constituie un obiectiv prioritar în programele guvernamentale. Menținerea inflației pe un trend continuu descendent pe parcursul anului 2001 și reducerea șocurilor generate de ajustarea prețurilor și tarifelor pentru serviciile de utilități publice, menținute încă sub control administrativ, sunt semnale pozitive privind efectul politicilor de dezinflație aplicate de guvern. Mai mult,

¹ Programul economic de preaderare, *Guvernul României, septembrie 2001, p. 1.*

reducerea deficitului fiscal și cvasifiscal, limitarea deficitului contului curent, controlul strict al deficitului bugetului consolidat, finanțarea neinflaționistă a deficitului și renunțarea la utilizarea cursului de schimb ca instrument de asigurare a echilibrului extern vor constitui premisele înscrierii inflației pe un palier mult mai aproape de nivelurile înregistrate de țările Uniunii Europene. Cu toate acestea, în ciuda procesului avansat de dezinflație, expectațiile inflaționiste ale gospodăriilor și firmelor sunt încă puternice, generând o presiune semnificativă către creșterea veniturilor nominale și, implicit, alimentând noi puseuri inflaționiste de pe latura costurilor.

Una din problemele ce pot rezulta din urmărirea unei convergențe nominale rapide apare din faptul că obiectivul dezinflației și cel al alinierii în cel mai scurt timp la nivelurile veniturilor din țările Uniunii Europene par să se excludă reciproc. Teoria economică și experiența de până acum au demonstrat că nu se poate asigura alinierea la veniturile din țările Uniunii Europene fără o creștere economică susținută, fapt ce implică o productivitate sporită în sectorul produselor comercializabile. Ca urmare, diferența de productivitate dintre sectorul bunurilor comercializabile și al celor necomercializabile, argumentată teoretic de efectul Balassa-Samuelson, poate spori, antrenând creșterea mult mai rapidă a prețurilor produselor necomercializabile și, pe această bază, a indicelui general al prețurilor, cu efecte negative în procesul dezinflației. Literatura economică¹ arată că, în acest context, ratele înalte ale inflației în țările ce caută să recupereze decalajele față de performanțele din Uniunea Europeană nu derivă din dezechilibre macroeconomice sau politici laxe, ci, pur și simplu, înregistrează și reflectă faptul că convergența productivității cauzează convergență atât în salarii, cât și în prețuri. În plus, mediul economic românesc nu asigură încă premisele unei predictibilități sporite a inflației, ceea ce întârzie aplicarea strategiei de țintire a inflației (*inflation targeting*), larg utilizată în țările Uniunii Europene.

3.2. Dinamica inflației în țările Uniunii Europene și unele țări în tranziție

Analiza dinamicii inflației pe perioada 1985-2000 permite relevarea, pe de o parte, a impactului unor regimuri diferite de formare a prețurilor asupra nivelului general al acestora, iar pe de altă parte, a tendinței înregistrate pe un interval mai lung de timp în țările Uniunii Europene comparativ cu unele țări candidate la aderare.

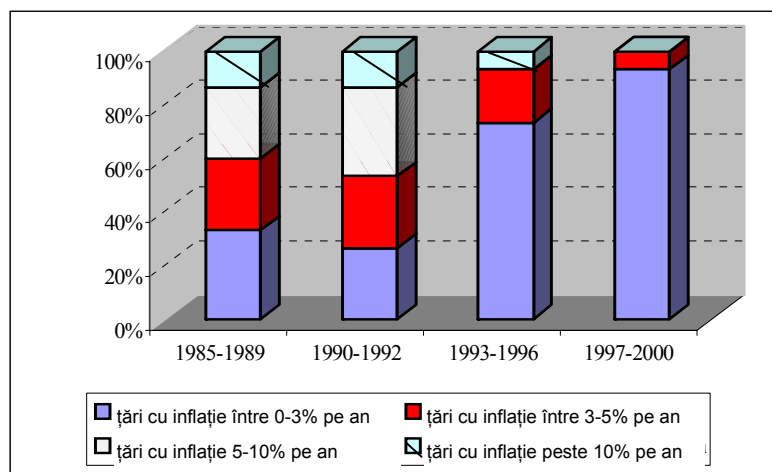
În perioada 1985-2000, inflația din cele 15 țări membre ale Uniunii Europene a cunoscut un proces puternic de scădere, numărul țărilor cu o inflație sub 3% pe an majorându-se de la 5 în perioada 1985-1989 la 11 în intervalul 1993-1996 și 14 în perioada 1997-2000 (tabelul 3.1). Excepția o constituie Grecia, cu niveluri cuprinse între 4,8% în anul 1998 și 3,1% în anul 2000. De menționat este și faptul că în anul 1999, când cele 11 țări membre ale Uniunii Europene au adoptat moneda unică europeană, Grecia nu îndeplinea nici unul din criteriile de la Maastricht,

¹ Economic Survey for Europe, No. 1/2001, Economic Commission for Europe, United Nations, Geneva, 2001, p. 75.

dar progresele economice înregistrate au permis includerea ei cu 1 ianuarie 2001 printre țările Uniunii Monetare Europene¹ (figura 3.1).

Figura 3.1

Distribuția țărilor Uniunii Europene după nivelul inflației în perioada 1985-2000



Tabelul 3.1

Evoluția inflației în perioada 1985-2000 în țările Uniunii Europene și unele țări candidate la aderare (calculate pe baza mediilor anuale)

	1985-1989	1990-1992	1993-1996	1997-2000	2000
Franta	3,6	3,0	1,9	1,0	1,5
Germania a)	1,3	3,8	2,6	1,3	1,9
Italia	6,2	6,0	4,4	2,0	2,5
Austria	2,2	3,5	2,7	1,3	2,3
Belgia	2,4	3,0	2,2	1,6	2,6
Finlanda	4,9	4,5	1,2	1,8	3,4
Grecia	17,1	18,6	10,5	4,0	3,1
Irlanda	3,7	3,2	2,0	2,7	5,6
Luxemburg	1,8	3,2	2,2	1,6	3,1
Olanda	0,7	2,9	2,3	2,2	2,6
Portugalia	12,6	11,1	4,8	2,6	2,9
Spania	6,9	6,2	4,4	2,4	3,4
<i>Spațiul euro b)</i>	4,1	4,8	3,2	1,7	2,3
Regatul Unit	5,2	6,3	2,5	2,7	3,0
Danemarca	4,3	2,4	1,8	2,4	3,0
Suedia	5,6	7,3	2,5	0,4	1,0
<i>UE c)</i>	4,4	5,1	3,1	1,8	2,4
România	1,2	106,6	98,3	71,3	45,7

¹ Economic Survey of Europe, No. 1/2001, p. 31.

	1985-1989	1990-1992	1993-1996	1997-2000	2000
Republica Cehă d)	na	24,1	12,1	6,2	3,9
Ungaria	na	28,9	23,4	13,1	9,7
Polonia	na	157,0	29,3	11,1	10,1
Amplitudine	16,4	16,2	9,3	3,5	4,6
Abatere standard (față de media UE)	10,0	8,8	2,7	0,4	0,4
Cazul României - abatere absolută medie față de media UE	-3,2	155,7	112,9	74,5	43,3

Sursa: Prelucrări după date din Statisticile naționale și Appendix Table A 11, Economic Survey of Europe, No. 1/2001, p. 253.

Notă: Datele agregate au fost calculate ca o medie ponderată a ratelor individuale ale țărilor. Ponderarea a avut în vedere cheltuielile de consum final privat din anul 1996, transformate din monedă națională în dolari prin utilizarea puterii de cumpărare din 1996; a) Germania de Vest pentru perioada 1986-1991; b) cele 12 țări cuprinse în tabel; c) cele 15 țări cuprinse în tabel; d) înainte de 1993 datele se referă la Cehoslovacia; e) abatere absolută medie.

Înscrisându-se pe o pantă descendentă, inflația a oscilat în limite largi în cadrul țărilor Uniunii Europene, cu o tendință de reducere puternică a amplitudinii dintre nivelul maxim și cel minim, ca și a celui dintre nivelurile fiecărei țări și media zonei. Astfel, în timp ce amplitudinea (calculată ca diferență între nivelul maxim și cel minim înregistrat de rata inflației în țările membre ale Uniunii Europene) a scăzut de la 16,4 puncte procentuale în intervalul 1985-1989 (respectiv 16,2 în intervalul 1990-1992) la 9,3 puncte procentuale în 1993-1996 și 3,5 puncte procentuale în perioada 1996-2000, abaterea standard (calculată pentru toate țările din Uniunea Europeană față de media inflației acestui spațiu) a scăzut de la 10% în intervalul 1985-1989 la 2,7% în intervalul 1993-1996 și a ajuns la 0,4% în perioada 1997-2000 (tabelul 3.1).

Existența Uniunii Monetare Europene nu a eliminat diferențialele dintre ratele inflației țărilor membre, deși tendința înregistrată după 1999 a fost de reducere a amplitudinii acestora (tabelul 3.2).

Tabelul 3.2

**Diferențialul anual față de rata medie a inflației în spațiul euro
(puncte procentuale)**

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Franța	-1,5	-1,7	-2,4	-2,0	-1,6	-1,3	-0,6	-0,6	-0,7	-0,8	-0,8
Germania a)	-2,1	-1,3	0,3	0,4	-0,6	-1,2	-1,1	0,0	-0,5	-0,7	-0,4
Italia	1,7	1,4	0,5	0,5	0,8	2,2	1,3	-0,1	0,4	0,9	0,2
Austria	-1,6	-1,5	-0,8	-0,4	-0,3	-0,8	-0,7	-0,5	-0,5	-0,7	0,0
Belgia	-1,4	-1,7	-2,4	-1,3	-0,9	-1,5	-0,6	-0,2	-0,4	-0,2	0,3
Finlanda	1,4	-0,6	-1,8	-2,0	-2,2	-2,0	-2,0	-0,6	0,0	-0,1	1,1
Grecia	15,6	14,6	11,1	10,3	7,4	5,8	5,7	3,7	3,4	1,3	0,8
Irlanda	-1,5	-1,7	-1,7	-2,7	-0,9	-0,5	-0,9	-0,4	1,0	0,3	3,3
Luxemburg	-1,5	-1,8	-1,6	-0,5	-1,1	-1,1	-1,3	-0,4	-0,4	-0,3	0,8

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Olanda	-2,3	-1,8	-1,6	-1,5	-0,6	-1,0	-0,6	0,4	0,6	0,9	0,3
Portugalia	8,6	5,6	4,7	2,6	2,1	1,2	0,5	0,5	1,4	1,0	0,6
Spania	1,9	1,0	1,1	0,5	1,5	1,6	1,0	0,2	0,4	1,0	1,1
Regatul Unit	4,7	1,0	-1,1	-2,5	-0,9	0,5	-0,2	1,3	2,0	0,2	0,7
Danemarca	-2,1	-2,5	-2,7	-2,8	-1,3	-0,9	-0,6	0,4	0,5	1,2	0,7
Suedia	5,6	4,5	-2,6	0,6	-1,1	-0,5	-2,1	-1,3	-1,5	-0,9	-1,3
UE b)	0,8	0,2	-0,3	-0,4	-0,2	0,1	-0,1	0,2	0,3	0,0	0,1
România	0,3	165,3	205,6	252,0	133,4	29,3	36,2	153,0	57,7	44,5	43,4
Rep. Cehă c)	5,1	51,8	6,3	16,7	6,7	6,1	6,3	6,6	9,2	0,8	1,6
Ungaria	24,1	30,1	18,2	18,5	15,8	25,5	21,0	16,6	12,8	8,8	7,6
Polonia	581,0	65,4	40,5	32,8	29,9	25,1	17,2	13,3	10,3	6,1	7,9

Sursa: Prelucrări după datele din anexa 3.1.

Notă: a) Germania de Vest pentru perioada 1986-1991; b) cele 15 țări cuprinse în tabel; c) înainte de 1993 datele se referă la Cehoslovacia.

Pentru țările din spațiul euro, controlul diferențialelor de inflație este extrem de important, având în vedere că, datorită mecanismului adoptat pentru formarea cursului de schimb, acesta nu mai poate fi utilizat ca instrument pentru menținerea competitivității internaționale. Astfel, diferențialele ratei inflației (exprimată prin indicii prețurilor de consum) față de inflația medie din spațiul euro s-au redus în anul 2000 în Franța la -0,8 puncte procentuale, în Germania la -0,4 puncte procentuale, în Italia la -0,2 puncte procentuale, pe când în Irlanda au crescut la 3,3 puncte procentuale.

O analiză a diferențialelor dintre rata inflației în țările candidate la aderare și inflația medie din spațiul euro pune în evidență progresele semnificative realizate în intervalul 1991-2000 prin reducerea diferențialelor cu peste 50 de puncte procentuale în Republica Cehă (nivelul de 1,6 puncte procentuale în anul 2000 a fost în ușoară creștere față de anul anterior) și Polonia (nivelul de 7,9 atins în anul 2000 a fost în ușoară creștere comparativ cu anul precedent) și cu 22,5 puncte procentuale în Ungaria. Spre deosebire de țările în tranziție menționate anterior, România a cunoscut un nivel extrem de fluctuant al diferențialelor față de inflația medie din spațiul euro și, în pofida eforturilor semnificative de reducere a ecarterului, acesta înregistra în anul 2000 un nivel de 43,4 puncte procentuale.

Adâncind analiza inflației pentru țările candidate la aderare, putem menționa că, sub influența măsurilor de demolare a mecanismelor de control al prețurilor, a rigidităților nominale și a problemelor fiscale, inflația a înregistrat în Republica Cehă, Polonia și Ungaria niveluri înalte¹ la începutul anilor '90, urmate de un pro-

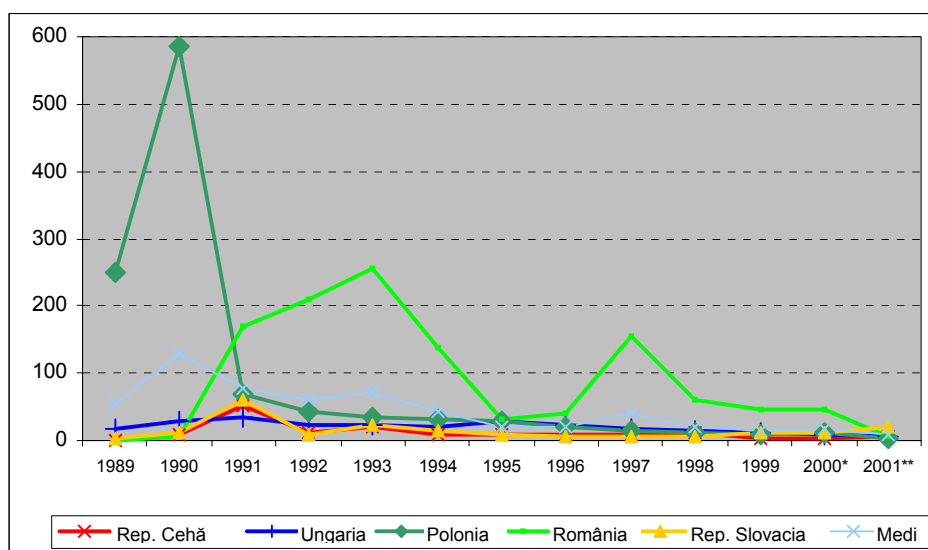
¹ În definiția inflației înalte, am aderat la punctul de vedere exprimat de Benedict Braumann (2000) și Bruno și Easterly (1995), potrivit cărora inflația trebuie să se situeze doi ani consecutivi la niveluri minime de 40%. Argumentul lor în alegerea acestui nivel este că 40% reprezintă un important punct de cotitură, deoarece modificările peste această limită cresc considerabil. Acest punct de vedere diferă de cel exprimat de Dornbusch et al. ce consideră un minimum de 30% anual pentru a defini inflația ca fiind înaltă.

ces gradual de reducere. Pentru România, inflația manifestată în perioada 1985-2000 a oscilat în limite largi, date fiind diferențele de regim de funcționare a piețelor. Astfel, în perioada 1985-1989, într-un regim de planificare centralizată, rata medie anuală a inflației fost de 1,2%, cu valori anuale ce au variat de la un minim de 0,8% în anul 1985, până la un nivel maxim 2,2% în anul 1988, așa cum rezultă din datele anexei 3.1. Nivelurile inflației înregistrate în această perioadă s-au situat cu 0,5-5,1 puncte procentuale sub cele agregate ale țărilor din Uniunea Europeană. Efectele reprimării inflației din această perioadă s-au manifestat cu deosebită intensitate după 1989, o dată cu trecerea la un regim de funcționare bazat pe legile economiei de piață libere.

Liberalizarea prețurilor, pe măsura introducerii și dezvoltării mecanismelor specifice economiei de piață, a determinat, în funcție de condițiile macroeconomice și strategia adoptată în procesul de transformare, șocuri ample atât pe latura cererii, cât și a ofertei, ce au condus la scăderea produsului intern brut și creșterea prețurilor până la un nivel cu trei cifre în România și Polonia și cu două cifre în Republica Cehă, Ungaria - vezi anexa 3.1 și figura 3.2.

Figura 3.2

Evoluția inflației în unele țări în tranziție

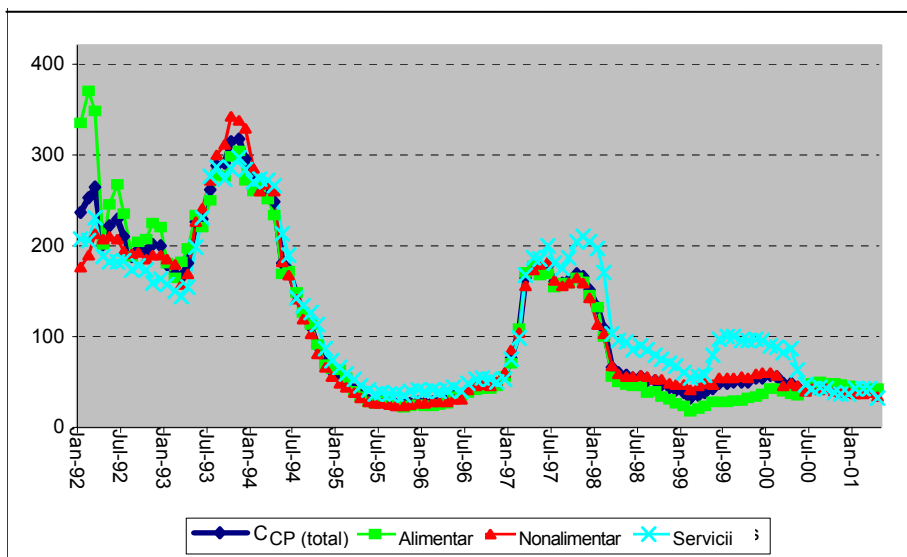


România, diferit de țările menționate anterior, a optat pentru o strategie graduală de liberalizare a prețurilor, fapt ce s-a resimțit în evoluția diferită a inflației pe parcursul celor zece ani de tranziție. Astfel, inflația manifestată în perioada 1990-2000 a oscilat în limite largi, de la un minim de 5,1% în anul 1990, când majoritatea prețurilor se aflau încă sub controlul statului, până la un nivel mediu anual maxim de 256,1% în anul 1993, atribuit în mare măsură șocului generat de eliminarea subvențiilor la numeroase produse, introducerii taxei pe valoarea adăugată, reglementării regimului accizelor la produsele autohtone și acomodării defici-

tului cvasifiscal. Măsurile de macrostabilizare adoptate de guvern în perioada 1994-1995 au condus la reducerea inflației până la un nivel minim de 32,3% în anul 1995, calculat ca medie anuală. Anul 1997 a consemnat un nou puseu inflaționist generat de inițierea unor ample măsuri de reformă fiscală, de liberalizare a comerțului și a prețurilor produselor agricole (prin eliminarea subvențiilor la produsele alimentare de bază, ce reprezentau circa 28% din coșul de consum al populației). Astfel, în pofida măsurilor restrictive de politică monetară ce au condus la contracția puternică a cererii interne și la scăderea în termeni reali a produsului intern brut cu 6,9%, nivelul mediu anual al inflației a atins 154,8%. Prin măsurile promovate pe parcursul anilor 1998-2000, inflația s-a înscris în continuare pe un trend descrescător, menținându-se însă la niveluri de două cifre (figura 3.3).

Figura 3.3

Evoluția inflației pe componente (modificări față de aceeași perioadă a anului anterior - %)



Succesele în controlul inflației din această perioadă s-au datorat convergenței politicilor macroeconomice (monetare și fiscale) susținute de măsuri de ordin structural și de refacere a corelațiilor dintre dinamica salariilor și a productivității muncii. Aceste măsuri au contracarat parțial efectul negativ indus asupra prețurilor de deprecierea accelerată a leului față de moneda americană după criza din Rusia. Reinflamarea inflației din a doua jumătate a anului 1999 și prima jumătate a anului 2000 s-a datorat, pe de o parte, șocurilor externe generate de majorarea prețului petrolului și deprecierea monedei europene în raport cu dolarul american și aprecierea monedei naționale în raport cu moneda europeană, iar pe de altă parte, aplicării corecțiilor fiscale (majorarea accizelor la produsele petroliere, eliminarea subvențiilor încrucișate la energie), a corecției cursului, a ajustării tarifelor la utilitățile și serviciile publice (inclusiv majorarea de 38 de ori a chiriilor

pentru spațiile cu destinație de locuință aflate în proprietatea statului) și persistenței deficitelor cvasifiscale.

Persistența inflației reflectă atât procesul lent de refacere a echilibrelor macroeconomice pe fondul întârzierii proceselor de restructurare din sectorul real și financiar, cât și inconsecvența în promovarea măsurilor de macrostabilizare care a erodat credibilitatea semnalelor transmise de la nivel macroeconomic, menținând anticipațiile inflaționiste la cote ridicate.

3.3. Cauzele persistenței inflației

Teoria economică sugerează câteva variabile pentru includerea în studiile empirice referitoare la evoluția inflației. Sub restricția unor ipoteze privind flexibilitatea perfectă a prețurilor și a salariilor, dar și a echilibrului stabil al cursului de schimb, curentul monetarist accentuează rolul banilor ca variabilă explicativă a inflației. Totuși, relaxarea fiecărei restricții impuse de abordarea teoretică a introdus noi explicații posibile ale fenomenelor inflaționiste legate de rolul politicii veniturilor și a mecanismelor de formare a prețurilor, de potențialul inflaționist derivat din regimul ratei de schimb. Cercetările privind inflația în țările în tranziție au reliefat atât rolul tradițional al inflației prin costuri și al celei prin cerere în generarea și alimentarea proceselor inflaționiste, cât și efectele ajustării relative a prețurilor.

Principalele cauze ale persistenței inflației în țara noastră sunt: i) declinul rapid al produsului intern brut; ii) majorarea transferurilor și a subvențiilor în condițiile reducerii veniturilor fiscale și amplificarea, în acest fel, a deficitului fiscal; iii) acordarea unor credite direcționate sectoarelor nerestructurate ce ascund, în fapt, deficite cvasifiscale; iv) politica indexării salariale; v) acomodarea monetară și persistența indiscipliniei financiare¹; vi) slăbiciunile guvernantei corporatiste, ce-și pot găsi rezolvarea prin accelerarea proceselor de privatizare și restructurare²; vii) diferența de productivitate dintre sectorul bunurilor comercializabile și al celor necomercializabile, argumentată teoretic de efectul Balassa-Samuelson, ce poate antrena creșterea mult mai rapidă a prețurilor produselor necomercializabile; viii) ajustarea prețurilor rămase în regim de supraveghere în urma liberalizării graduale a celorlalte prețuri; ix) rigiditatea prețurilor relative; x) presiunile deprecierei monedei naționale și x) așteptările inflaționiste. Multe din aceste cauze se regăsesc în analizele efectuate pentru țările în tranziție de Coorez, Mecagni și Offerdal³.

Literatura economică arată că dacă inflația pe termen lung este determinată, în principal, de creșterea ofertei de monedă, ajustarea prețurilor de la un nivel distorsionat la o structură determinată de piață poate, în anumite condiții, să con-

¹ R. Sahay și C. Vegh, *Inflation and Stabilisation in Transition Economies: A Comparison with Market Economies*, *IMF Working Paper*, 8/1995.

² A. Dazal-Gulati, "Inflation in the Czech Republic", în S. Coorez, M. Mecagni și E. Offerdal, *Disinflation in Transition Economies: The Role of Relative Price Adjustment*, *IMF Working Paper*, 138/1996.

³ S. Coorez, M. Mecagni și E. Offerdal, *Disinflation in Transition Economies: The Role of Relative Price Adjustment*, *IMF Working Paper*, 138/1996.

tribuie la creșterea presiunii inflaționiste în țările în tranziție.¹ Liberalizarea piețelor, ritmul diferit de desfășurare a reformelor economice și modificările în structura producției și a cererii, asociate economiilor în tranziție în perioada 1989-2000 cu trecerea graduală spre economia de piață, au continuat realinierea prețurilor relative și au atras o creștere a variabilității relative a prețurilor (De Masi și Koen, 1995; De Broeck et al., 1995). Coorez, Mecagni și Offerdal² punctează într-o lucrare privind ajustarea relativă a prețurilor că aceste modificări relative pot fi interpretate ca o serie de șocuri aplicate sectoarelor economiei reale. În fapt, un răspuns asimetric sau o reducere a inflexibilității prețurilor implică faptul că o creștere a inflației ar putea fi asociată nu numai cu o varianță înaltă, ci și cu o deplasare pozitivă a distribuției prețurilor individuale, ceea ce sugerează că "un număr relativ redus de prețuri ce înregistrează creșteri puternice alimentează procesele inflaționiste și coexistă cu un număr mare de prețuri care au înregistrat scăderi relativ mici". Pentru reliefarea acestui aspect s-a calculat pentru România momentul secund al distribuției ratelor individuale ale inflației pentru bunuri și servicii (*weighted variances* (1)) și momentul de gradul trei (*weighted skewness* (2)), conform formulelor de mai jos:

$$WV = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (w_i \pi_i - (\bar{\pi} / n))^2 \quad (1)$$

$$WS = \frac{n \sum_{i=1}^n ((w_i \pi_i - (\bar{\pi} / n))^3)}{(n-1)(n-2) \left[\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (w_i \pi_i - (\bar{\pi} / n))^2 \right]^{3/2}} \quad (2)$$

Calcululele au fost realizate pentru 101 bunuri și servicii aflate în componența indicelui general al prețurilor de consum pe perioada ianuarie 1994-august 2001. Rezultatele sunt prezentate în figura 3.4.

De menționat este faptul că distribuția arată frecvente și semnificative abateri de la forma normală și asimetrii consistente cu prezența unei inflexibilități la scăderea prețurilor. Datorită persistenței asimetriei, direcția de deplasare de la distribuția normală a prețurilor este în cea mai mare parte pozitivă³, fapt ce indică o alimentare a presiunilor inflaționiste. Creșterea abruptă a variației prețurilor relative coincide în România cu perioadele de reforme intense în domeniul liberalizării prețurilor și a comerțului, în domeniul fiscal, cu momentele de creștere a prețurilor

¹ Sharmini Coorez, Mauro Mecagni și Erik Offerdal: Disinflation in Transition Economies: The Role of Relative Price Adjustment, *IMF WP/96/138*, p. 10.

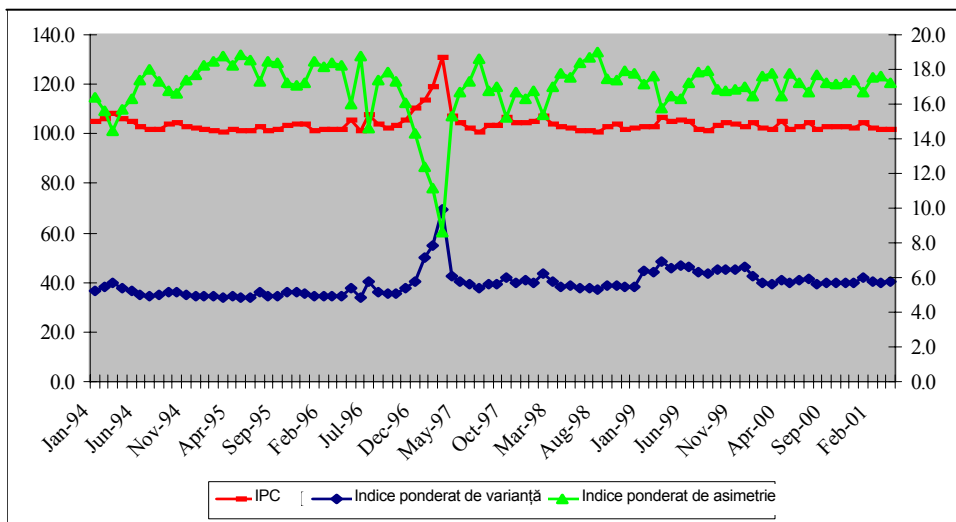
² Sharmini Coorez, Mauro Mecagni și Erik Offerdal: Disinflation in Transition Economies: The Role of Relative Price Adjustment, *IMF WP/96/138*, p. 16-17.

³ Măsurătorile efectuate pentru România pe perioada 1991-1995 indicau că 93,3% din totalul seriei pentru care s-a calculat momentul de gradul 3 (*weighted skewness*) a înregistrat valori pozitive. Sharmini Coorez, Mauro Mecagni și Erik Offerdal: Disinflation in Transition Economies: The Role of Relative Price Adjustment, *IMF WP/96/138*, p. 17.

administrare și a salariilor, a șocurilor în termenii comerțului și acomodarea monetară a acestora.

Figura 3.4

Inflația și variația prețurilor relative în România



Pentru adâncirea analizei s-a aplicat indicele de varianță Theil, unul din cei mai des utilizați indici pentru măsurarea variabilității, calculat ca o sumă ponderată a abaterii medii pătrate a inflației prețurilor individuale de la rata generală a inflației, conform formulei:

$$VT = \sum_{i=1}^n w_i (\pi_i - \bar{\pi})^2 \quad (3)$$

unde:

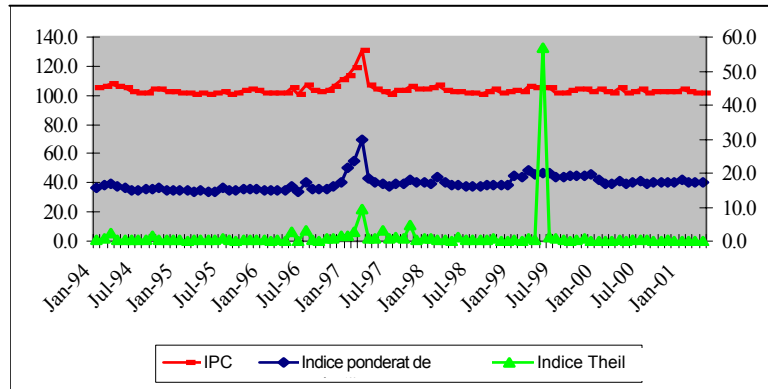
$$\bar{\pi} = \sum_{i=1}^n w_i \pi_i \quad (4)$$

Rezultatele sunt prezentate în graficul 3.5.

Deși indicele Theil nu corespunde cu momentul de ordinul doi al distribuției ponderate sau neponderate a prețurilor, este preferat în determinările empirice, deoarece presupune o valoare zero atunci când toate ratele individuale ale inflației sunt egale, deci nu se înregistrează modificări ale prețurilor relative, și utilizează ponderea cheltuielilor pentru a reflecta importanța modificărilor diferitelor prețuri relative pentru consumatori. Creșterea puternică a indicelui Theil de la jumătatea anului 1999 coincide cu ajustarea tarifelor la chirile de stat (indicele de majorare a tarifelor a fost de 2.043,6% în mai, de 3.675,1% în iunie și de 3.678,8% în iulie).

Figura 3.5

Inflația și variația prețurilor relative în România



Fluctuațiile largi ale prețurilor diferitelor categorii de produse în jurul indicelui general al prețurilor de consum ce au contribuit la creșterea nivelului general al prețurilor au fost: în 1992 variația ridicată a prețurilor produselor alimentare, iar în anul 1993 a celor nealimentare, corespunzând primei etape de liberalizare și introducerea taxei pe valoarea adăugată, a accizelor la unele produse; în 1997-1999, variația largă a prețurilor serviciilor, generată de aplicarea mecanismului de ajustare a prețurilor administrate, iar în anii 2000 și 2001, variația prețurilor alimentare (tabelul 3.3).

Tabelul 3.3

Deviația indicilor prețurilor unor grupe de produse și servicii de la nivelul indicelui general al prețurilor în România

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001*
Produse alimentare	20,5	-24,3	2,5	-2,1	-1,7	-5,8	-14,8	-18,2	5,1	5,8
Produse nealimentare	-9,7	33,1	-6,6	-1,3	3,4	-8,8	6,2	5,3	-3,2	-3,3
Servicii	-36,5	-12,6	12,4	12,7	-3,3	52,4	27,6	40,0	-3,7	-5,1
Abatere medie	22,2	23,3	7,2	5,4	2,8	22,3	15,9	21,2	3,9	4,7
Coefficient de variație (%)	19,34	13,68	20,16	33,43	8,57	25,57	18,27	24,19	16,82	21,87

*Ianuarie-august 2001.

$$\text{Coeficient de variație: } v = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n |d_i|^2}{i-1}}}{\bar{x}}$$

$$\text{Abatere medie: } d_i = x_i - \bar{x}$$

Academicianul Emilian Dobrescu a arătat într-o lucrare referitoare la inflația de bază în România că "unele modificări ale prețurilor relative reflectă tendințele

durabile ale condițiilor de echilibru, în timp ce altele reflectă doar dezechilibrele temporare ale cererii și ofertei pe diferite piețe”¹.

Persistența variabilității prețurilor relative urmând liberalizării inițiale a prețurilor poate fi explicată în termenii vitezei reduse a reformelor structurale, a modificărilor în structura producției și a cererii asociate trecerii la economia de piață.

O altă explicație, cu implicații pentru cursul de schimb, este ipoteza acoperirii costurilor (*cost recovey hypothesis*²), potrivit căreia ajustările prețurilor unor servicii capital-intensive (case, utilități publice) trebuie să aibă loc gradual comparativ cu alte ajustări de prețuri, în principal, ale bunurilor comercializabile, care sunt supuse concurenței internaționale.

Componenta corectivă a inflației derivând din liberalizarea prețurilor la unele bunuri a înregistrat o tendință de reducere, o dată cu intrarea în vigoare a Legii concurenței și a noii metodologii de ajustare a prețurilor și tarifelor pentru produsele ce se stabilesc cu avizul Oficiului Concurenței. Principalele măsuri ce au contribuit la această situație au fost:

- liberalizarea prețurilor de achiziție prin eliminarea primelor la unele produse de bază (carne de porc și de pasăre, lapte), ce a antrenat diminuarea subvențiilor pentru prime și tarife;
- instituirea unui sistem automat de ajustare periodică (lunară, trimestrială) a prețurilor la produsele controlate administrativ pe baza unui parametru de ajustare ce poate fi cursul de schimb sau nivelul general al prețurilor de consum; un exemplu privind modul de aplicare al acestui mecanism este prezentat în anexa 3.2; prin această formulă se evită păstrarea fixă, pe lungi perioade de timp, a prețurilor administrate și, prin aceasta, reducerea pierderilor și a arieratelor;
- limitarea controlului prețurilor la o listă minimă, clar definită, de produse și servicii (dintre care amintim: energie electrică și termică, gaze, transporturi, poștă și telecomunicații etc.), cu scopul reducerii treptate a numărului lor; ponderea produselor administrate în coșul de consum a ajuns la 8,3 la sută la sfârșitul anului 1997, 6,7% la sfârșitul anului 1998. Deși lista acestor produse s-a redus, ponderea acestora a variat în ultimii ani, dată fiind modificarea ponderii lor în structura cheltuielilor de consum a gospodăriilor.

¹ *Emilian Dobrescu, Core Inflation in a Transition Economy (The Romanian Case), International Conference "The Measurement of Inflation", Cardiff Business School, 1999, p. 4.*

² *Inițial, cend nivelul veniturilor din salarii este scăzut, prețul acestor servicii ar trebui să acopere numai costurile curente, chiar într-un mediu liberalizat, deoarece nu se asociază costul serviciului datoriei. Costurile de întreținere nu pot fi acoperite, deoarece este optim să se consume stocul excesiv de capital. Pe măsură ce veniturile reale cresc ei stocul de capital ce poate fi suportat de aceste venituri sporește, prețul acestor servicii s-ar putea majora pentru a acoperi mai întei costurile de întreținere ei, în final, costul capitalului viitor penă se ajunge la nivelul la care o nouă investiție poate să aibă loc.*

Multitudinea factorilor ce alimentează inflația pot fi regrupați, având în vedere tipologiile specifice dezbaterilor anilor '60 privind inflația, fie ca determinanți ai inflației prin cerere, fie ai celei prin costuri. Presiunile de pe latura costurilor provin fie din deprecierea monedei naționale, fie din ruperea corelațiilor dintre salarii și productivitate, în condițiile perpetuării indisciplinei financiare, aceasta din urmă fiind devansată de creșterile salariale. Pe latura cererii, aceste presiuni provin din acomodarea monetară a deficitelor fiscale și cvasifiscale, ce reflectă, de asemenea, indisciplina financiară și constrângeri bugetare slabe la nivelul agenților economici.

În cazul economiei românești, există o slabă evidență statistică privind corelația dintre inflație și masa monetară datorită efectelor puternice exercitate de controlul prețurilor și de ajustările cursului de schimb. Aceasta a determinat specialiștii Fondului Monetar Internațional să afirme că, deși în timp creșterile masei monetare au alimentat presiunile inflaționiste, în ultimii ani ritmul inflației a fost imprimat mai degrabă de deciziile politice privind momentul și intensitatea liberalizării prețurilor și a corecțiilor cursului de schimb.¹ Diferit de punctul de vedere exprimat de Sahay și Vegh (1998), prin care este subliniat rolul creșterii salariilor în expansiunea monetară via canalul creditelor către întreprinderile de stat și către buget, în România finanțarea salariilor s-a realizat în mare măsură pe seama acumulării de arierate, nivelul acestora tinzând către 50% din produsul intern brut în ultimii ani.

Sensibilitatea ridicată a prețurilor de consum față de mișcările cursului de schimb a fost mult mai pregnantă în anii 1989-1999, când deprecierea monedei naționale a contribuit puternic la alimentarea presiunilor inflaționiste. În această situație, aprecierea reală a monedei naționale poate avea efecte pozitive, susținând eforturile de dezinflație.

3.4. Posibilități de control al inflației

Dacă inflația este considerată un fenomen de origine monetară, într-o abordare recentă, controlul acesteia poate fi realizat prin urmărirea directă a inflației (*inflation targeting*), ca alternativă la utilizarea agregatelor monetare sau a cursului de schimb (obiective intermediare în conducerea politicii monetare) ca ancore antiinflaționiste.

Introducerea unui astfel de regim se bazează pe convingerea autorităților că realizarea stabilității prețurilor reprezintă cea mai eficientă cale a politicii monetare de a susține creșterea economică. Încercările politicii monetare de a sprijini pe termen scurt alte deziderate pot veni însă în conflict cu obiectivul de stabilitate a prețurilor. Scopul urmăririi directe a inflației este de a regla diversele asimetrii ce rezultă din economia reală și care se regăsesc, de obicei, în dezechilibre pe piața forței de muncă (înăsprirea șomajului) sau pe piața bunurilor și serviciilor (scăderea producției).

¹ Romania: Selected Issues and Statistical Appendix, *IMF Country Report N01/16, January 2001, p.12.*

Sprijinul teoretic larg de care beneficiază în prezent orientarea politicii monetare către statuarea stabilității prețurilor ca obiectiv fundamental are la bază consensul pe care-l întrunesc următoarele patru postulate:

- neutralitatea pe termen mediu și lung a modificărilor ofertei de bani, ceea ce înseamnă că expansiunea monetară are efecte de durată numai asupra nivelului prețurilor, nu și asupra producției și a gradului de ocupare a forței de muncă;
- inflația implică costuri ridicate de alocare a resurselor (costuri de eficiență) și de creștere economică pe termen lung (încălcarea principiului neutralității banilor);
- pe termen scurt, modificarea ofertei de bani nu este neutră, deci politica monetară exercită presiuni conjuncturale asupra nivelului unor variabile reale (producția și gradul de ocupare a forței de muncă);
- existența unor decalaje temporale în transmiterea impulsurilor politicii monetare asupra inflației afectează capacitatea băncii centrale de acțiune asupra nivelului acesteia din perioada curentă.

Adeptii introducerii regimului de urmărire a inflației adaugă acestor postulate și ipoteza existenței unei tendințe inflaționiste a politicii monetare în cazul în care banca centrală își alege, într-o manieră total discreționară, instrumentele de politică. Tendința inflaționistă este atribuită, conform ipotezei *inconsistenței dinamice*, inabilității autorității monetare de a se angaja credibil în atingerea unui nivel redus al inflației, în absența unui mecanism de angajare (*commitment technology*) care presupune instituționalizarea și etapizarea acestui angajament.

Atingerea obiectivului reducerii inflației este sprijinită de exercitarea asupra băncii centrale a unor *constrângeri de natură instituțională sau externă*. Frecvent, banca centrală este criticată pentru că nu poate urmări concomitent obiective ca: dobânzi scăzute și stimularea ofertei, obiective aflate însă în conflict cu obiectivul principal al băncii centrale, și anume acela de asigurare a stabilității prețurilor. Adoptarea unui regim de urmărire a inflației, prin transparența pe care o implică, evită expunerea băncii la astfel de critici și-i oferă un cadru favorabil pentru întărirea preventivă a politicii monetare, încă înainte de manifestarea vizibilă a presiunilor inflaționiste.

Regimul de urmărire a inflației reprezintă un cadru al politicii monetare care poate conduce la creșterea înțelegerii de către public a mecanismelor promovate de autoritatea monetară, la sporirea performanțelor politicii monetare în reducerea inflației și a credibilității băncii centrale. Potrivit opiniei lui Green (1996)¹, anunțarea obiectivului de inflație nu este suficientă pentru a elimina tendințele inflaționiste ale politicii monetare și, prin urmare, pentru a întări credibilitatea autorității monetare, dacă banca centrală nu comunică simultan și o țintă pentru PIB în concordanță cu nivelul inflației.

¹ J. Green, *Inflation Targeting: Theory and Policy Implications*, IMF Staff Papers, vol. 43, Dec. 1996.

Adoptarea unui regim de urmărire a inflației presupune existența următoarelor precondiții:

- independența băncii centrale, care să permită eliberarea politicii monetare de dominanța fiscală și alegerea instrumentelor de politică monetară adecvate atingerii ratei țintite a inflației;
- statuarea asigurării stabilității prețurilor ca obiectiv unic sau prioritar al politicii monetare, fie pe cale legislativă, fie prin angajamentul public al autorității monetare (Stanley Fischer¹ plasează acest obiectiv unic chiar la nivelul politicilor macroeconomice); în cazul unui conflict între diversele obiective ale politicii monetare (cursul de schimb sau șomajul), ținta de inflație este necesar a fi elementul care dictează răspunsul politicii monetare;
- transparența crescândă a politicii monetare, prin comunicarea către public și piață a planurilor, obiectivelor și deciziilor de politică monetară, publicarea periodică a unor rapoarte care să conțină informații despre inflația la momentul respectiv și perspectivele asupra inflației;
- asumarea responsabilității băncii centrale pentru atingerea obiectivului de inflație.

Dincolo de aceste coordonate de natură teoretică și instituțională, banca centrală poate adopta un regim de *inflation targeting* după parcurgerea unor etape tehnice preliminare, respectiv:

- stabilirea explicită a unei ținte cantitative care urmează să fie atinsă de-a lungul unui interval de timp, cel mai adesea un an; aceasta implică asigurarea condițiilor unei predictibilități sporite a ținte cantitative a inflației;
- alegerea unei metodologii de prognoză a inflației;
- implementarea unor proceduri operative anticipative și corective prin intermediul instrumentelor de politică monetară disponibile, proceduri alese în funcție de dimensiunea prognozată a presiunilor inflaționiste și nivelul stabilit al obiectivului.

Aceasta presupune: cunoașterea modului în care impulsul monetar afectează principalele variabile macroeconomice și a eficienței diferitelor instrumente de politică monetară aflate la dispoziția băncii centrale; utilizarea în prognoze a unor informații de natură strategică care să cuprindă nu doar variabile monetare (cum ar fi cursul de schimb și agregatele monetare), ci și de altă natură (producția, indicatori ai pieței de capital și ai pieței forței de muncă).

Aceste coordonate ale urmăririi directe a inflației implică optimizarea comportamentului, în sensul echilibrului dintre credibilitate/transparență și flexibilitate².

¹ Stanley Fischer, Conference of Implementing Inflation Targeting, IMF, March, 2000.

² Transparența reprezintă comunicarea în timp real către public a obiectivelor, planurilor, tacticilor și acțiunilor politicii monetare. Flexibilitatea presupune capacitatea băncii centrale de a reacționa eficient la evoluțiile macroeconomice pe termen scurt în baza constrângerilor impuse de regimul de inflation targeting.

Astfel, menținerea credibilității pe termen lung diminuează flexibilitatea pe termen scurt a politicii monetare.

3.5. Impedimente în aplicarea urmăririi directe a inflației

Lipsa disciplinei fiscale în contextul unei strategii de urmărire a inflației poate conduce pe termen lung la deficite bugetare largi, situație în care se recurge la finanțarea acestora sau la acutizarea datoriei publice prin deprecierea puternică a cursului de schimb, determinând renunțarea la regimul de *inflation targeting*. Prin urmare, cerințele preliminare aplicării regimului de urmărire a inflației sunt consolidarea disciplinei fiscale și absența dominanței fiscale. Analizele pentru România relevă prezența semnelor dominanței fiscale sub forma cea mai simplă și obișnuită care este seignorage-ul, care provine din capacitatea redusă a guvernului de a atrage venituri din surse considerate convenționale. Veniturile din seignorage-ul total au scăzut, în termeni reali de la 6,9% în anul 1992 la 1,5% în anul 1996¹, cu o evoluție fluctuantă după această dată, cu un nivel de 4,7% în 1998 și de circa 3% în primul semestru al acestui an. Acapararea piețelor financiare este, de asemenea, un semn de dominanță fiscală ce se manifestă prin plafonarea ratei dobânzii, rezerve minime obligatorii ridicate (30% în 1999-2000, printre cele mai ridicate din țările în tranziție), politici de creditare sectorială (creditele preferențiale pentru agricultură și energie din perioada 1994-1996) și fenomenul de evicțiune, manifestat prin plasamente obligatorii în contul datoriei publice, fenomene care au constituit și încă mai constituie o prezență puternică în economia românească.

Dominanța fiscală și infrastructura incipientă a piețelor financiare constrâng în mod sever independența politicii monetare. Aceasta depinde în mod definitoriu de regimul cursului de schimb și de mobilitatea capitalului. Subordonarea celorlalte politici macro obiectivului de inflație și stabilirea metodologiei de prognoză a inflației sunt două condiții dificil de îndeplinit în contextul în care stabilitatea cursului de schimb ar rămâne obiectivul implicit al politicii monetare.

Un aspect suplimentar ce poate ridica serioase probleme strategiei de urmărire directă a inflației este gradul de dolarizare ce caracterizează piața internă, grad extrem de ridicat în economiile în tranziție și în special în România. Astfel, depozitele în valută s-au dublat în perioada 1994-1999, pentru ca în decembrie 2000 să reprezinte circa jumătate din masa monetară. Tendința de creștere a continuat și pe parcursul anului curent, astfel că în luna august 2001 depozitele în valută au ajuns să reprezinte circa 58% din masa monetară - agregatul M2. Flexibilitatea cursului de schimb nominal este o cerință a regimului de urmărire a inflației. Deprecierea abruptă poate determina creșterea poverii datoriei denominate în dolari și poate produce deteriorarea masivă a echilibrului balanței comerciale, așa cum s-a și întâmplat. De aceea implementarea *inflation targeting* în economii parțial dolarizate nu este indicată în lipsa unor reglementări prudențiale sau a supravegherii stricte a instituțiilor financiare capabile să asigure sistemului condițiile necesare pentru a face față șocurilor cursului de schimb.

¹ Lucian Liviu Albu, Elena Pelinescu, Sustainability of the Public Debt and Budget Deficit in Economic Transition in Romania, Past, Present, Future, Bucharest, Romania, 1999, p. 76-77.

În condițiile promovării unei politici monetare acomodative pentru stăvilirea inflației cronic ridicate (30-40 la sută anual) și a corectării pe termen scurt a șocurilor induse de creșterile neprevăzute ale unor categorii de prețuri, este esențial controlul unei inflații submoderate pe perioade de timp mai lungi, cu largul sprijin al unui pachet de măsuri de politică economică, care presupune reducerea deficitului bugetar, sistarea finanțării operațiunilor guvernamentale de către banca centrală și urmărirea unuia sau mai multor indicatori care să acționeze ca ancore împotriva așteptărilor inflaționiste.

Controlul inflației este dependent de formarea așteptărilor inflaționiste, care în țările cu piețe în formare se află sub incidența prețurilor administrate de guvern. Din această perspectivă, există fie alternativa unei coordonări ridicate între autoritățile monetară și fiscală, din punctul de vedere al cadrului temporar și al dimensionării modificărilor viitoare în prețurile administrate, fie excluderea din indicele prețurilor considerat țintă a prețurilor controlate.

Urmărirea inflației pe termen mediu este mai mult o problemă de consens, în sensul acțiunii pentru evitarea coexistenței mai multor obiective în sarcina politicii monetare. Este de aceea de așteptat ca, prin caracterul său arbitrar, acest consens să nu reprezinte un catalizator al acordului privind viteza de convergență a inflației către obiectivul stabilit.

Problema alegerii indicelui relevant pentru urmărirea directă a inflației este, de asemenea, una reală; șocurile din partea ofertei sunt adesea de natură a accentua volatilitatea unor componente ale inflației de bază, pe care în mod normal se bazează deciziile de politică monetară. Prețurile administrate sau controlate reprezintă componente importante ale indicilor agregați ai prețurilor și sunt "responsabile" pentru comportamentul pe termen scurt al inflației. Se impune de aceea o coordonare sporită a politicilor monetară și fiscală, atâta vreme cât anumite prețuri nu sunt stabilite pe piață.

În concluzie, se poate considera că în prezent aplicarea ancorei monetare ca strategie antiinflaționistă este mult mai facilă din punct de vedere al comunicării sale, ceea ce asigură transparența politicii monetare. În perspectivă, pe măsură ce condițiile macroeconomice vor permite, este posibilă luarea în considerare a strategiei antiinflaționiste bazate pe urmărirea inflației. De altfel, în Programul de preaderare a României se are în vedere un asemenea demers după anul 2002 dacă condițiile menționate anterior vor fi îndeplinite.

Bibliografie

- Bernanke, S. Ben; Laubach, Thomas; Mishkin, Frederic S.; Posen, Adam S. (1999): *Inflation Targeting – Lessons from the International Experience*, Princeton University Press, Chicester - West Sussex.
- Debelle, Guy (1997): *Inflation Targeting in Practice*, IMF Research Department Paper, No. 35 (Washington, International Monetary Fund).

- Debelle, Guy; Masson, Paul; Savastano, Miguel; Sharma, Sunil (1998): *Inflation Targeting as a Framework for Monetary Policy*, IMF Staff Papers-Economic Issues, No.15 (Washington, International Monetary Fund).
- Masson, R. Paul; Savastano, Miguel A.; Sharma, Sunil (1998): "Can Inflation Targeting Be a Framework for Monetary Policy in Developing Countries?", articol publicat în *Finance & Development*, pe baza IMF Working Paper, 97/130, "The Scope for Inflation Targeting in Developing Countries".
- Mishkin, S. Frederic (2000): *Inflation Targeting in Emerging Market Countries*, NBER Working Paper, No. 7618 (Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research).
- Peeters, H.M.M. (2000): *Achieving Price Stability in the Euro Area: Monetary or Inflation Targeting?*, De Nederlandsche Bank, Economic Research and Special Studies Department.
- Svenson, E.O. Lars (1998): *Open Economy Inflation Targeting*, NBER Working Paper, No. 6545 (Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research).

Anexa 3.1

**Evoluția indicilor prețurilor bunurilor de consum în perioada 1985-2000
în țările Uniunii Europene și unele țări în tranziție (medii anuale,
modificări procentuale față de anul anterior)**

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Franța	5,8	2,7	3,1	2,7	3,6	3,3	3,2	2,4	2,1	1,7	1,7	2,0	1,2	0,7	0,5	1,5
Germania a)	2,2	-0,2	0,3	1,2	2,8	2,7	3,6	5,1	4,5	2,7	1,8	1,5	1,8	0,9	0,6	1,9
Italia	9,2	5,8	4,8	5,1	6,3	6,5	6,3	5,3	4,6	4,1	5,2	3,9	1,7	1,8	2,2	2,5
Austria	3,2	1,7	1,4	2,0	2,5	3,2	3,4	4,0	3,7	3,0	2,2	1,9	1,3	0,9	0,6	2,3
Belgia	4,9	1,3	1,5	1,1	3,2	3,4	3,2	2,4	2,8	2,4	1,5	2,0	1,6	1,0	1,1	2,6
Finlanda	5,9	2,9	4,1	5,1	6,6	6,2	4,3	3,0	2,1	1,1	1,0	0,6	1,2	1,4	1,2	3,4
Grecia	19,3	23,0	16,4	13,5	13,7	20,4	19,5	15,9	14,4	10,7	8,8	8,3	5,5	4,8	2,6	3,1
Irlanda	5,4	3,8	3,1	2,1	4,1	3,3	3,2	3,1	1,4	2,4	2,5	1,7	1,4	2,4	1,6	5,6
Luxemburg	4,1	0,3	-0,1	1,4	3,4	3,3	3,1	3,2	3,6	2,2	1,9	1,3	1,4	1,0	1,0	3,1
Olanda	2,3	0,2	-0,8	0,7	1,1	2,5	3,1	3,2	2,6	2,7	2,0	2,0	2,2	2,0	2,2	2,6
Portugalia	19,6	11,8	9,4	9,7	12,6	13,4	10,5	9,5	6,7	5,4	4,2	3,1	2,3	2,8	2,3	2,9
Spania	8,8	8,8	5,2	4,8	6,9	6,7	5,9	5,9	4,6	4,8	4,6	3,6	2,0	1,8	2,3	3,4
Spațiul euro b)	5,8	3,7	3,1	3,3	4,6	4,8	4,9	4,8	4,1	3,3	3,0	2,6	1,8	1,4	1,3	2,3
Regatul Unit	6,1	3,4	4,1	4,9	7,8	9,5	5,9	3,7	1,6	2,4	3,5	2,4	3,1	3,4	1,5	3,0
Danemarca	4,7	3,6	4,0	4,6	4,8	2,7	2,4	2,1	1,3	2,0	2,1	2,0	2,2	1,9	2,5	3,0
Suedia	7,4	4,2	4,2	5,8	6,5	10,4	9,4	2,2	4,7	2,2	2,5	0,5	0,5	-0,1	0,4	1,0
UE c)	6,1	3,7	3,3	3,6	5,2	5,6	5,1	4,5	3,7	3,1	3,1	2,5	2,0	1,7	1,3	2,4
România	0,8	1,0	0,9	2,2	1,1	5,1	170,2	210,4	256,1	136,7	32,3	38,8	154,8	59,1	45,8	45,7
Republica Cehă	na	na	na	na	na	9,9	56,7	11,1	20,8	10,0	9,1	8,9	8,4	10,6	2,1	3,9
Ungaria	na	na	na	na	na	28,9	35,0	23,0	22,6	19,1	28,5	23,6	18,4	14,2	10,1	9,9
Polonia	na	na	na	na	na	585,8	70,3	45,3	36,9	33,2	28,1	19,8	15,1	11,7	7,4	10,2

Sursa: Statisticile naționale; Appendix Table A11, Economic Survey for Europe, nr. 2/4 2000 și 1/2001, p. 159 și respectiv 253.

Notă: Toate agregatele exclud Israelul și Turcia. Rata de creștere a agregatelor regionale a fost calculată ca o medie ponderată a ratelor individuale ale țărilor. Ponderarea s-a realizat prin utilizarea cheltuielilor din consumul final privat transformat din moneda națională în dolari, pe baza parității puterii de cumpărare din 1996.

Anexa 3.2

**Metodologia modificării prețurilor administrate
(Exemplificare pe lunile august-noiembrie 1997)**

	August	Septembrie	Octombrie	Noiembrie
Energie electrică	Preț nemodificat, calculat la cursul de 7.300 lei/\$.			Creștere cu 5,5%, reprezentând raportul dintre cursul de 7.760 ¹ lei/\$ și cursul vechi de 7.300 lei/\$.
Energie termică	Preț nemodificat ² , calculat la cursul de 7.300 lei/\$.			Creștere cu 5,5%, reprezentând raportul dintre cursul de 7.760 lei/\$ și cursul vechi, de 7.300 lei/\$. La această creștere ar trebui să se adauge o creștere cu circa 30% rezultată din analiza costurilor distribuitorilor. Creșterea aprobată pentru populație este de max. 29% (de la 62.000 lei/Gcal la 80.000 lei/Gcal.) pentru menținerea aproximativ în limitele actuale a subvenției nediferențiate. Consumul pe perioada de iarnă este mult mai mare față de perioada de vară, ceea ce conduce la o creștere substanțială a cheltuielilor cu întreținerea.
Apă potabilă și canalizare	Prețul a crescut cu 6,69%, reprezentând creșterea indicelui prețurilor de consum din perioada aprilie-iunie.			Creștere cu 7,66%, reprezentând indicele mediu de creștere a prețurilor de consum pe perioada iulie-septembrie 1997.
Transport pe CFR: - mărfuri	Prețul a crescut cu 6,69%, reprezentând majorarea indicelui prețurilor de consum din perioada aprilie-iunie.		Majorare cu 3% pe baza analizei de cost realizată de regie cu Oficiul Concurenței.	Creștere cu 7,66%, reprezentând indicele mediu de creștere a prețurilor de consum pe perioada iulie-septembrie 1997. La aceasta se va adăuga încă o majorare cu 3% rezultată din analizele de cost.

¹ Conform metodologiei stabilite cu Banca Mondială, din momentul în care cursul de schimb a crescut cu mai mult de 5%, se calculează media cursului pe ultimele 20 de zile și se alege cursul cel mai apropiat de această medie ca bază de calcul pentru noul preț. În luna octombrie creșterea cursului a fost de 5,5%, ceea ce a determinat ajustarea prețului începând cu 1 noiembrie.

² Deoarece prețul extern al energiei termice a ajuns la 18\$/Gcal, începând cu 1 mai prețul energiei termice s-a majorat cu un coeficient egal cu raportul dintre 18 și 12\$/Gcal (preț nou/preț vechi).

	August	Septembrie	Octombrie	Noiembrie
Transport pe CFR: -călători	Prețul a crescut cu 6,69%, reprezentând majorarea indicelui prețurilor de consum din perioada aprilie-iunie. În plus, în urma analizei de costuri realizate la solicitarea regiei, s-a mai acordat o creștere cu 8,31%, astfel încât coeficientul final a fost de 15%.		Majorare cu 7% pe baza analizei de cost realizată de regie cu Oficiul Concurenței.	Creștere cu 7,66%, reprezentând indicele mediu de creștere a prețurilor de consum pe perioada iulie-septembrie 1997. La aceasta se adaugă o creștere cu 7% rezultată din analizele de cost.
Transport urban	Prețul a crescut cu 6,69%, reprezentând majorarea indicelui prețurilor de consum din perioada aprilie-iunie. În CPI s-a regăsit mai puțin, întrucât timp de 3 zile au fost valabile bilete cu prețurile vechi.		Cu 1.10. 1997 s-au majorat tarifele la metrou, pe baza analizei de cost, cu 28,3% (creșterea are în vedere refacerea infrastructurii, reparațiile și eliminarea pierderilor acumulate)	Creștere cu 7,66%, reprezentând indicele mediu de creștere a prețurilor de consum pe perioada iulie-septembrie 1997. La aceasta se va mai adăuga o creștere pentru refacerea infrastructurii.
Masă lemnoasă	Prețul a crescut cu 6,69%, reprezentând majorarea indicelui prețurilor de consum din perioada aprilie-iunie.			
Poșta și telefonie internă		Preț modificat cu un coeficient de 7,45%, reprezentând creșterea indicelui prețurilor de consum din perioada mai-iulie. Ajustarea se face trimestrial.		
Poșta și telefonie internațională		Creștere cu 6,45%, reprezentând raportul dintre cursul de schimb nou și cursul vechi.		Creștere cu 8,57% a tarifelor la serviciile poștale internaționale.
Medicamente de uz uman din producție proprie				Creștere cu 7,66%, reprezentând creșterea indicilor prețurilor de consum pe lunile iulie-septembrie.
Benzină și motorină		S-a liberalizat cu 1.10.1997		
Gaz natural pentru populație				S-a majorat prețul de la 62.000 lei/Gcal la 80.000 lei/Gcal, deci o creștere cu 29%.

Anexa 3.3

**Evoluția indicilor prețurilor de producție în perioada 1990-2000
în țările din estul Europei, țările baltice și ale CSI
(medii anuale, modificări procentuale față de anul anterior)**

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Bosnia și Herțegovina		129,5	68034,0	9254,5	1203,3	42,7	-5,3	4,5	3,4	3,9	-0,2
Bulgaria	14,7	296,4	56,1	28,3	75,7	53,4	137,7	948,8	16,9	3,3	..
Croatia a)	455,3	146,3	825,2	1512,4	77,6	0,7	1,4	2,3	-1,2	2,6	9,7
Republica Cehă	2,5	70,3	10,0	9,2	5,3	7,6	4,8	4,9	4,9	1,0	4,9
Ungaria	22,0	32,6	12,3	10,8	11,3	28,9	21,8	20,4	11,3	5,1	11,7
Polonia	622,4	40,9	34,5	31,9	25,3	25,4	12,4	12,2	7,3	5,7	...
România	26,9	220,1	184,8	165,0	140,5	35,1	49,9	152,7	32,2	42,2	51,6
Slovacia	5,2	68,9	5,3	17,2	10,0	9,0	4,1	4,5	3,3	3,8	9,8
Slovenia	390,4	124,1	215,7	21,6	17,7	12,8	6,8	6,1	6,0	2,1	...
Republica Macedonia a)	394,0	112,0	2198,2	258,3	88,9	4,7	-0,3	4,2	4,0	-0,1	...
Iugoslavia	468,0	124,0	8993,0	57,7	90,1	19,5	25,5	44,2	...
Estonia	19,3	208,4	1208,0	75,2	36,3	25,6	14,8	8,8	4,2	-1,2	4,9
Letonia	...	192,0	1310,0	117,1	16,9	11,9	13,7	4,1	1,9	-4,0	0,6
Lituania	...	148,2	1510,0	391,7	44,8	28,3	17,2	6,0	-3,9	3,0	18,0
Armenia	...	120,0	947,0	892,0	4714,0	275,0	22,4	19,0	13,4	2,3	0,8
Azerbaidjan	...	179,5	7453,6	1974,0	3779,0	384,9	67,7	11,4	-12,4	-9,3	25,0
Belarus	2,1	151,1	1939,2	1536,3	2171,6	461,5	33,6	88,0	72,0	355,8	186
Georgia	2,3	15,7	6,0
Kazahstan	...	193,0	2465,1	1042,8	2920,4	139,8	23,8	15,5	0,8	18,8	38,0
Kirghizstan	...	160,0	1664,0	831,0	228,0	43,0	32,0	30,0	9,0	54,0	32,0
Republica Moldova	...	130,0	1210,9	1078,5	893,7	53,7	32,2	20,0	9,7	44,0	28,0
Federația Rusă	3,9	240,0	3280,0	900,0	230,0	170,0	25,6	7,5	23,2	67,3	31,6
Tadjikistan	...	163,0	1316,5	1080,0	327,8	276,1	255,2	77,5	30,2	43,6	44,0
Turkmenistan	...	211,0	994,0	1610,0	911,0	893,8	2391,8	261,0	-30,5
Ucraina	2491,7	4698,3	1134,5	488,9	52,0	7,7	13,0	31,1	21,0
Uzbekistan	...	147,0	1296,0	1119,0	1066,0	834,0	133,0	54,0	41,0	38,0	60,9

Sursa: UN/ECE - date din statisticile naționale.

Notă: Din 1994, indicii au fost calculați pe baza datelor lunare, cu unele excepții: Bosnia și Herțegovina, Republica Cehă, Polonia, fostele state din Iugoslavia, Republica Macedonia (din 1992), Ungaria, România, Slovacia, Slovenia (din 1993), Turkmenistan, Iugoslavia (din 1995).

a) indicele vânzărilor cu amănuntul.

4. MODELAREA SUSTENABILITĂȚII DATORIEI PUBLICE ÎN CONDIȚIILE ADERĂRII LA UE

Prof. dr. Lucian-Liviu ALBU,
dr. Elena PELINESCU,
Institutul de Prognoză Economică

4.1. Introducere

În condițiile noi ale accelerării procesului de negociere a așa-numitelor dosare ale aderării, economia românească se confruntă cu numeroase probleme. Printre acestea, problema asigurării sustenabilității datoriei publice ocupă un loc central, implicațiile sale extinzându-se practic în toate domeniile ce țin de dinamica economiei naționale.

Dacă la începutul perioadei de tranziție, în anul 1990, datoria publică în România era nesemnificativă, în următorii ani procesul său de acumulare s-a accelerat. La nivelul ultimilor ani, datoria publică internă împreună cu datoria externă a țării au ajuns deja la ponderi situate în vecinătatea pragului de 40% din produsul intern brut. Deși continuă să fie mai mic decât gradul de îndatorare înregistrat de alte economii naționale europene, ceea ce îngrijorează este tendința sa de creștere, în condițiile în care managementul politicii macroeconomice s-a dovedit adesea a fi nu tocmai performant. Cu deosebire în ultima vreme, sub impactul acțiunilor întreprinse de autorități în vederea aderării la NATO și Uniunea Europeană, al acordurilor cu organismele internaționale finanțatoare, îndeosebi cele cu Fondul Monetar Internațional și Banca Mondială, se pune tot mai acut problema sustenabilității datoriei publice și a deficitelor bugetare. Dificultățile majore legate de gestionarea deficitelor provin din slaba performanță a economiei românești, dublată de problemele complexe ale reformei și restructurării economice, precum și de accesul tot mai restricționat la resurse financiare externe, pe o piață actualmente deosebit de tensionată.

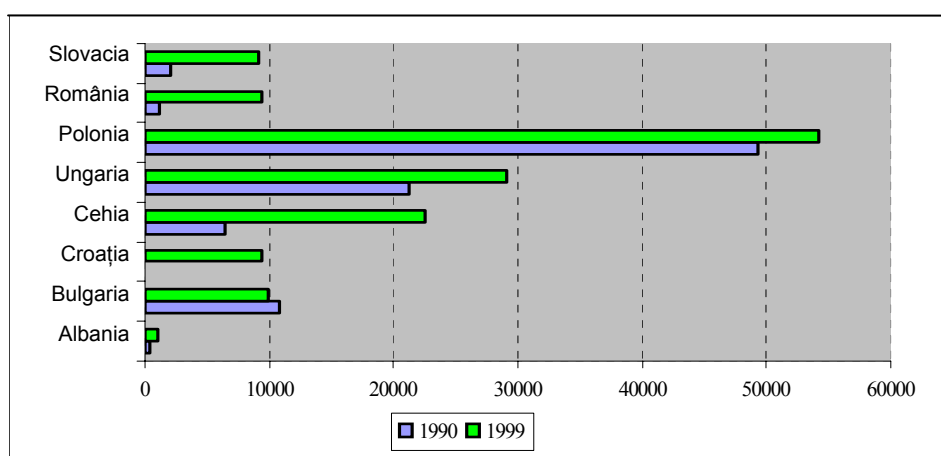
Lucrarea de față încearcă să dea câteva explicații asupra mecanismelor care guvernează acumularea datoriei publice. În particular, se încearcă: a) identificarea unora dintre implicațiile mai importante ale deficitelor sectorului public asupra dinamicii principalilor indicatori macroeconomici; b) cuantificarea factorilor cu impact asupra nivelului sustenabilității și c) stabilirea parametrilor fundamentali pentru eventualele acțiuni de stopare a procesului acumulării datoriei, precum și a orizontului de timp în care aceasta ar fi posibilă. În acest sens, au fost selectate câteva ipoteze plauzibile din punctul de vedere al teoriei economice și s-au realizat câteva simulări în dinamică.

4.2. Dinamica datoriei publice după anul 1989

Tranziția la economia de piață a însemnat pentru România, ca și pentru celelalte state est-europene înscrise în acest proces, ample eforturi de stabilizare macroeconomică, de eliminare a gravelor dezechilibre acumulate în anii anteriori, ceea ce a antrenat deficite continue de cont curent și ale bugetului consolidat. În condițiile unor resurse interne insuficiente, acoperirea acestor deficite s-a realizat în mare parte prin apelarea la împrumuturi externe, ceea ce a contribuit la adâncirea gradului de îndatorare al țării. Spre deosebire de celelalte țări foste comuniste, care au demarat procesul tranziției cu un volum apreciabil al datoriei publice, în principal externe, România s-a înscris în acest proces fără a avea o asemenea povară. Politică severă de rambursare a datoriilor externe din perioada anilor '80 s-a materializat în reducerea acestora până un nivel de doar 0,3% din produsul intern brut la sfârșitul anului 1989, în condițiile unui surplus al bugetului de stat. Astfel, la nivelul anului 1990, în vreme ce România avea o datorie externă de numai 230 milioane de dolari, Polonia deținea de departe recordul îndatorării, cu un volum de aproape 50 miliarde de dolari, urmată de Ungaria cu 21,3 miliarde de dolari, Bulgaria cu 10,9 miliarde de dolari, Cehia cu 6,4 miliarde de dolari și Slovacia cu 2 miliarde de dolari, așa cum rezultă din figura 4.1.

Figura 4.1

Datoria externă pe țări (milioane dolari SUA)

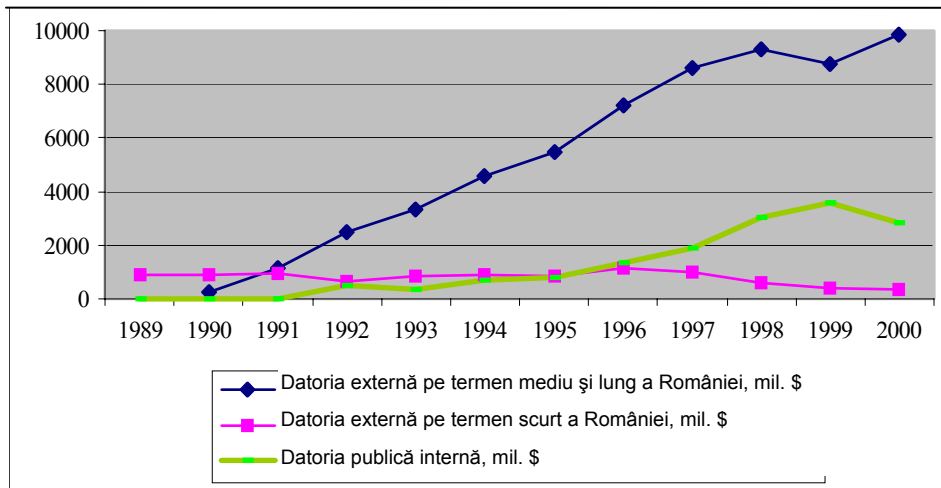


Sursa: Date de la Banca Mondială.

Susținând eforturile de restructurare, datoria României a crescut aproape exponențial, astfel că la sfârșitul anului 2000 datoria externă pe termen mediu și lung a ajuns la 9.863,4 milioane de dolari SUA (10.722 milioane de dolari SUA la sfârșitul lunii iunie 2001). Datoria publică și public garantată reprezenta 6.883 milioane de dolari SUA din acest total, în timp ce datoria pe termen scurt a scăzut de circa 3 ori, ajungând la circa 362 milioane de dolari. La aceasta se adaugă o datorie internă de circa 2.855 milioane de dolari (transformată cu cursul de schimb la sfârșitul perioadei) – vezi figura 4.2.

Figura 4.2

Dinamica datoriei în perioada 1989-2000



Sursa: Date CESTAT și din Buletinele lunare ale BNR, anexele statistice la Raportul anual pe 2000 al BNR.

După creșterea accelerată din perioada 1990-1996, datoria externă publică și public garantată pe termen mediu și lung și-a încetinit ritmul de creștere, volumul înregistrat la sfârșitul anului 2000 devansând cu doar 1,9 miliarde de dolari SUA nivelul atins în anul 1996. Ritmul redus de acumulare a datoriei externe totale după 1997 și modificările structurale ale acesteia s-au datorat în principal următoarelor cauze: i) deteriorarea performanțelor economiei românești, sancționată și de agențiile de rating; ii) *rating* de țară nesatisfăcător, ce a antrenat pierderea încrederii investitorilor străini (accentuată și de declanșarea crizelor din Asia de Sud-Est și Rusia) și a limitat accesul la finanțarea externă; iii) perspectiva unor plăți mari în contul datoriei externe (răscumpărarea obligațiunilor EURO-BOND și SAMURAI I, obligațiile de plăți de capital și dobânzi în contul datoriei publice externe s-au ridicat în anul 1999 la circa 1,5 miliarde de dolari) a pus sub semnul întrebării capacitatea țării de a face față acestor plăți; iv) includerea României în grupul țărilor ce urmau să experimenteze noul concept de "burden-sharing", care ar fi însemnat reeșalonarea datoriei față de creditorii privați; v) îmbunătățirea managementului datoriei și vi) folosirea extensivă a resurselor interne pentru finanțarea deficitelor.

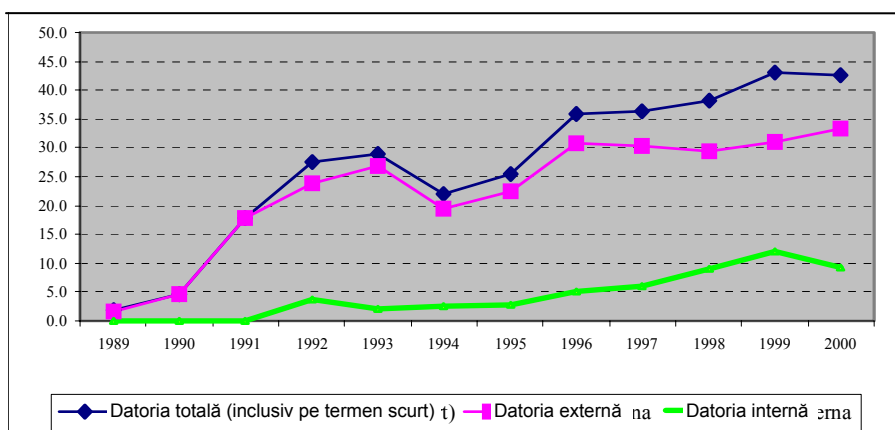
Modificările în dinamica datoriei externe relevă o tendință de scădere a datoriei pe termen scurt, fapt ce demonstrează o îmbunătățire a managementului datoriei în favoarea celei pe termen mediu și lung.

Analiza în structură a datoriei României relevă faptul că datoria externă deține ponderea semnificativă în totalul datoriei, situație diferită de țările dezvoltate, unde datoria internă este preponderentă. Volumul total al datoriei externe

și-a mărit ponderea în produsul intern brut de la 4,6% în anul 1990 la circa 24% la sfârșitul anului 1992, la 30,9% la sfârșitul anului 1996 și la 33,3% la jumătatea anului 2001 (calculările s-au realizat pe baza cursurilor de schimb de la sfârșitul perioadelor considerate) și pe fundalul unor modificări structurale importante - vezi figura 4.3. Astfel, pe parcursul perioadei celor 12 ani, în vreme ce ponderea în produsul intern brut a angajamentelor externe pe termen scurt a fluctuat într-un interval restrâns, între un maxim de 7,9% în anul 1991 și un minim de 1,2% în anul 2000, datoria externă publică și public garantată pe termen mediu și lung a crescut continuu, cu excepția reculului din anul 1999, când s-au efectuat plăți masive în contul datoriei ce au condus la o scădere în volum. Ponderea în PIB a datoriei publice și public garantate pe termen mediu și lung s-a majorat de la 0,9% în anul 1990 la 18,9% în anul 1992, la 26,7% la sfârșitul anului 1996 și la 32,1% la jumătatea anului 2001.

Figura 4.3

Ponderea datoriei în produsul intern brut în perioada 1989-2000



Sursa: Date CESTAT, Buletinele lunare ale BNR și anexele statistice din Raportul anual pe anul 2000, BNR.

În structura datoriei externe, datoria publică și public garantată pe termen mediu și lung este dominantă (peste 70%) în prima jumătate a intervalului analizat (excepție fac anii 1990-1992) datorită agravării dezechilibrelor economice, insuficienței resurselor interne de acoperire a acestora și procesului lent de constituire a proprietății private în sectorul real. Anul 1995 s-a distins ca un punct de inflexiune în evoluția datoriei publice și public garantate, marcând nu numai atingerea unui maxim (circa 78%), ci și înscrierea pe o traiectorie descendentă (până la 67%, la sfârșitul anului 2000).

Organismele financiare internaționale au fost principalii creditori ai României în primii șase ani ai tranziției, ponderea deținută de fondurile provenite de la acestea acoperind peste 80% din totalul finanțărilor multilaterale. După 1995, pe fondul accelerării proceselor de privatizare și al refacerii credibilității, România a

intrat pe piața internațională de capital, asigurându-și resursele necesare finanțării programelor de macrostabilizare prin împrumuturi consortiale și emisiuni de obligațiuni, ponderea acestora în totalul datoriei externe pe termen mediu și lung sporind de la 0,8% în anul 1995 la 16,8% în iunie 2001.

Contractarea de angajamente externe garantate public a reprezentat o treaptă inevitabilă pentru câștigarea încrederii pieței financiare internaționale și crearea unor legături directe. Expansiunea acestor angajamente a introdus însă elemente ale hazardului moral, întrucât, prin garantarea lor de către stat, în fapt s-au trecut la sectorul public eventualele pierderi, în condițiile în care profiturile realizate au rămas private. Astfel, nu este de mirare că volumul acestor credite a sporit de peste 7 ori în intervalul 1992-2001, respectiv de la 309 milioane de dolari în anul 1992 la 2.240 milioane de dolari la sfârșitul anului 2000, așa cum rezultă din datele tabelului din anexa 4.1.

În ultimii ani se constată totuși că și acumularea datoriei publice interne devine o sursă tot mai importantă de acoperire a deficitelor. Ponderea datoriei interne în PIB a evoluat de la un minim de 2,1% în anul 1993 la un maxim de 12,1% în anul 1999, când s-a încheiat practic procesul de preluare la datoria publică a costurilor restructurării și de asanare a sistemului bancar, scăzând apoi la 9,3% la sfârșitul anului 2000, așa cum rezultă din figura 4.3.

Datoria comercială negarantată (privată) și-a făcut cu dificultate loc în structura datoriei externe, acumulându-se pe măsura întăririi și consolidării proprietății private și a demonstrării capacității de rambursare a creditelor. Volumul acesteia s-a majorat în perioada 1992-2000 de la 116 milioane de dolari la circa 3 miliarde de dolari, astfel că ponderea în datoria externă totală s-a majorat în aceeași perioadă de la 5,6% la peste 29%.

Acumularea datoriilor sectorului public și deschiderea culoarului pentru diversificarea căilor de atragere a fondurilor necesare acoperirii dezechilibrelor interne și externe ale economiei românești au adus în prim-plan problema realizării unei strategii coerente de îndatorare care să asigure, pe de o parte, sustenabilitatea datoriei externe, iar pe de altă parte, un management eficient al datoriei.

Înrăutățirea indicatorilor sustenabilității, în corelație cu diminuarea resurselor de acumulare, a ratelor de economisire și de investire, la care se adaugă faptul că mai mult de 90% din datoria brută este finanțată extern, demonstrează fragilitatea economiei naționale, gradul înalt în care depinde de sursele externe de finanțare. În aceste condiții, problema sustenabilității ar trebui să dea serios de gândit celor cu impact asupra deciziilor de politică macroeconomică și în special guvernanților.

4.3. Parametrii ecuației dinamicii datoriei publice

Pentru cuantificarea dinamicii datoriei publice, cel mai adesea se pornește de la binecunoscuta relație de definiție a constrângerii bugetare. Astfel, modificarea datoriei sectorului public D , între două perioade succesive (ani) t și $t-1$, este dată de următoarea egalitate:

$$D_t - D_{t-1} = i_t D_{t-1} + \Pi_t + a_t D_{t-1} - \Delta B_t \quad (1)$$

unde:

i – rata medie a dobânzii nominale aferentă datoriei sectorului public;

Π – deficitul primar (fără dobânzi plătite);

a – efectul reevaluării asupra datoriei existente (în România, acesta este în întregime datorat deprecierei ratei de schimb efective a leului);

ΔB – finanțarea directă a bugetului de la banca centrală [1].

Având în vedere datele statistice primare disponibile, am utilizat pentru estimarea dinamicii datoriei sectorului public D datoria publică brută (excluzând datoria publică garantată), iar pe ΔB l-am obținut ca diferență între suma primelor trei componente ale ecuației (1) și ΔD . În continuare, împărțind ecuația (1) la PIB-ul nominal Y_t și efectuând câteva operații algebrice, obținem următoarea relație:

$$d_t - d_{t-1} = (i_t + a_t - g_t) [d_{t-1} / (1 + g_t)] + \pi_t - b_t \quad (2)$$

unde:

d_t și d_{t-1} – ponderile în PIB ale datoriei sectorului public în doi ani consecutivi, t și, respectiv, $t-1$;

π – deficitul sectorului public primar ca pondere în PIB;

g – ritmul anual al modificării PIB-ului nominal între anii t și, respectiv, $t-1$;

b – $\Delta B/Y$.

În mod alternativ, putem aproxima rata de creștere nominală g ca sumă a modificării deflatorului PIB, p , și rata reală de creștere a PIB, q , rescriind ecuația (2) după cum urmează:

$$d_t - d_{t-1} = (i_t^* - q_t) [d_{t-1} / (1 + g_t)] + \pi_t - b_t \quad (3)$$

unde: i^* este definit ca o rată medie compozită a dobânzii reale efective a datoriei sectorului public (ea este egală cu rata dobânzii medii reale, $i-p$, plus efectul de reevaluare, a).

De asemenea, datorită situației specifice a României pentru această perioadă, considerăm următoarele două cazuri: 1) – includerea beneficiilor generale ale guvernului și 2) – excluderea lor. Această situație provine din faptul că, pentru perioada actuală și probabil pentru perioada următorilor ani, venitul din privatizări contribuie, fie direct, fie indirect, la ameliorarea bugetului guvernamental. Pe termen lung însă, acest efect ar trebui exclus din dinamica datoriei publice.

Calcululele privind estimarea parametrilor ecuației (3) sunt prezentate sintetic în tabelul 4.1. În coloana 2 a acestui tabel, deficitul primar este "cash" din bugetul consolidat. În lucrare sunt analizate și alte variante, prin luarea în considerare a deficitului primar aferent doar bugetului de stat, așa-numitul buget central, și, respectiv, a celui aferent așa-numitului buget general (care include bugetele locale și asigurările sociale). În general însă, concluziile sunt asemănătoare.

Tabelul 4.1

**Evoluția datoriei generale a guvernului raportate la PIB
(puncte procentuale)**

	d_t-d_{t-1}	π_t	$(i^*_t-g^*_t)d_{t-1} / 1+g_t$	b_t	Discrepanța (2)+(3)-(4)-(1)	i_t-p_t	a_t	i^*_t	q_t	$\Delta M_t/Y_t$
(0)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
1990	0,7	-1,0	0,5	-1,2	-0,001	-13,6	301,3	287,7	-5,6	...
1991	7,9	-3,2	6,6	-4,5	-0,09	-185,9	2047	1861	-12,9	...
1992	10,2	4,6	5,5	0,5	-0,57	-184,4	347,6	163,1	-8,8	...
1993 1)	-1,8	0,4	-0,9	1,0	+0,19	-207,4	192,4	-15,0	1,5	3,4
2)		0,8		0,3						
1994 1)	-4,1	1,9	-4,5	1,0	+0,38	-114,4	52,7	-61,7	3,9	3,9
2)		2,5		0,1						
1995 1)	1,9	2,6	2,5	3,0	+0,23	-17,5	52,1	34,6	7,1	2,0
2)		3,8		2,5						
1996 1)	6,1	3,8	4,7	2,3	+0,18	-25,3	76,6	51,3	3,9	2,9
2)		5,5		2,1						
1997 1)	0,2	3,5	1,4	5,5	-0,81	-107,5	116,5	9,0	-6,1	1,1
2)		4,5		3,6						
1998 1)	1,9	3,0	3,1	4,6	-0,38	-25,8	42,8	16,9	-4,8	2,3
2)		5,1		2,6						
1999 1)	2,3	1,8	8,0	7,6	-0,17	-16,3	63,9	47,6	-2,3	3,1
2)		3,3		2,6						
2000 1)	-1,0	3,7	3,9	8,5	0,12	-17,6	41,9	24,3	1,6	1,9
2)		5,4		2,6						
Total 1) 89-2000 2)	24,2	21,0 31,2	30,7	28,4 38,6	-0,9					
Medie 1) 90-2000 2)	2,2	1,9 2,8	2,8	2,6 3,5	-0,1	-83,2	303,2	219,9	-2,0	2,6 ³⁾
Medie 1) 1990-92 2)	6,3	0,1 0,1	4,2	-1,7 -1,7	-0,2	-128,0	898,7	770,7	-9,1	...
Medie 1) 1993-96 2)	0,5	2,2 3,1	0,4	1,8 2,8	0,2	-91,1	93,4	2,3	4,1	3,1
Medie 1) 97-2000 2)	0,8	3,0 4,6	4,1	6,6 8,1	-0,3	-41,8	66,3	24,5	-2,9	2,1

1) incluzând beneficiile din privatizare.

2) excluzând beneficiile din privatizare.

3) 1993-2000.

Dintre concluzii, le reținem pe următoarele:

- ecuația (3) estimează în mod rezonabil evoluția datoriei guvernamentale raportată la PIB, atât pentru întreaga perioadă 1990-2000, cât și pe sub-perioade (a se vedea suma ecarturilor și media lor în coloana 5), cu toate că, anual, diferențele par a fi în unele cazuri semnificative;
- principala cauză a creșterii datoriei raportate la PIB este reprezentată de agregatul din coloana 3, care include impactul ratei dobânzii medii reale efective pentru datoria sectorului public (i^*) în corelație cu rata reală de creștere a PIB (q) și rata inflației (p), prin intermediul ratei de creștere

nominale a PIB (g). De asemenea, de la an la an, influențe semnificative au fie deficitul (π), fie finanțarea monetară (b);

- c) excluderea venitului din privatizare produce un impact major atât pe partea deficitului bugetar (π), cât și, ca efect compensatoriu, pe partea finanțării de la banca centrală (b). Acesta ar trebui să fie un semnal important pentru autorități, în viitor, atunci când privatizarea anuală se va diminua;
- d) se constată, în timp, un proces de relativă convergență între dimensiunea parametrului b și aceea a modificărilor medii în baza monetară (coloana 10), îndeosebi în cazul excluderii sumelor din privatizare.

4.4. Impactul politicii fiscale

Altă determinantă importantă ce apare în ecuația (1) este echilibrul fiscal primar. În general, deficitele primare mari reflectă situația din spatele acumulării datoriei publice și se află în corelație directă cu evoluția deficitelor convenționale.

Analiza situației financiare și a structurii datoriei publice pe ansamblul perioadei 1990-iunie 2001 constituie un prim pas spre găsirea unui răspuns privind capacitatea politicii fiscale de a realiza un echilibru, evitând acumularea de datorie și măsura în care datoria prezentă poate fi eliminată prin surplusul viitor. Deficitele convenționale ale bugetului central guvernamental au rămas în limite controlabile în perioada 1990-2001.

Analiza deficitelor convenționale ale sectorului public nefinanciar consolidat, prin prisma criteriilor de convergență, relevă faptul că, în medie, acestea s-au încadrat în limitele prevăzute de criteriile de la Maastricht (2,8% în perioada 1990-2000 comparativ cu nivelul criteriului de 3%), dar au avut fluctuații mari de la un an la altul, situate într-o bandă de la 0,4 la sută și 4,6 la sută din PIB. La baza acestor mișcări, considerate totuși moderate, s-au aflat acțiunile reformatoare ale sistemului fiscal ce au urmărit reducerea dezechilibrelor. Influența acestora asupra volumului și structurii veniturilor și cheltuielilor este pusă în evidență de datele din tabelul 4.2

Deficitele primare mai mari din perioada 1997-2000 (1,6%, dacă se iau în calcul veniturile din privatizare, și 0,1%, dacă nu se iau în calcul aceste venituri considerate ca venituri excepționale) se află în strânsă corelație cu deficitele bugetului general consolidat înregistrate în această perioadă comparativ cu cele anterioare.

Analiza corelației dintre situația financiară și structura datoriei publice pe ansamblul perioadei 1990-2000 poate contribui la găsirea de soluții pentru creșterea capacității politicii fiscale de realizare a echilibrelor macroeconomice fără o creștere nesustenabilă a datoriei. Datele arată că și dacă ajustările primare au avut loc, dezechilibrul poate avea o existență proprie, determinată de dimensiunea datoriei acumulate (în circulație) și nivelul înalt al dobânzilor. Astfel, dobânzile la datoria publică au reprezentat în produsul intern brut, în medie, 1,1%

În perioada 1992-1996, față de o medie de 4,6% în perioada 1997-2000, nivel ce reflectă procesul de alimentare și autoalimentare a datoriei interne din al doilea interval. În aceste condiții, deficitul primar, calculat prin deducerea din deficitul general a cheltuielilor cu dobânda la datoria publică, care în perioada 1992-1996 se constituia ca o sursă potențială de finanțare (dat fiind excedentul înregistrat), devine deficit în perioada 1997-2000, implicând la rândul lui finanțare.

Tabelul 4.2

Structura bugetului general consolidat pe principalele elemente

	Medie 1990-1991	Medie 1992-1996	Medie 1997-2000	Medie 1990-2000
TOTAL VENITURI	40,8	33,1	31,8	34,0
Curente	39,2	32,8	30,5	33,1
A. Taxe	34,3	29,7	28,6	30,2
A1. Taxe directe	23,2	20,9	17,4	20,0
A2. Taxe indirecte	1,0	1,6	1,0	1,3
B. Venituri nefiscale	4,8	3,1	1,9	2,9
Capital	1,6	0,3	1,1	0,8
TOTAL CHELTUIELI	38,7	35,6	34,9	35,9
Curente	31,8	30,2	30,9	30,8
Bunuri și servicii	12,9	12,6	11,6	12,3
Dobânzi la datoria publică	0,0	1,1	4,6	2,2
Subvenții și transferuri	20,7	18,8	14,6	17,6
Capital	6,9	4,9	3,4	4,7
Împrumuturi minus rambursări	0,0	0,5	0,6	0,4
ECHILIBRUL GENERAL (fără venituri din privatizare)	2,1	-3,4	-4,6	-2,8
ECHILIBRUL GENERAL (cu venituri din privatizare)	2,1	-2,7	-3,0	-1,9
ECHILIBRUL PRIMAR (cu privatizare)	2,2	-1,5	1,6	0,3
ECHILIBRUL PRIMAR (fără privatizare)	2,2	-2,3	0,1	-0,6

Sursa: Prelucrări de date ale Ministerului de Finanțe.

Modificarea structurii veniturilor și a cheltuielilor bugetului public¹ din România a urmat în ultimii ani noile priorități ale politicii fiscale din țările Uniunii Europene.

Putem concluziona că variabilele fiscale pot defini nu numai viteza tranziției (reforme accelerate impun constrângeri bugetare puternice, măsurate prin reducerile în subvenții și în taxele directe, în timp ce pierderile din ajustări sunt compensate prin cheltuieli sociale mari), ci sunt, de asemenea, un factor important în evaluarea sustenabilității deficitelor guvernamentale.

¹ O detaliere a acestor schimbări a fost prezentată în lucrarea: "Sustenabilitatea datoriei publice și a deficitului bugetar", publicată în volumul: Tranziția economică în România - Trecut, prezent și viitor, coordonatori Christof Ruhl și Daniel Dăianu, Banca Mondială și Centrul Român de Politici Economice, 2000.

4.5. Contribuția taxei pe inflație

În această secțiune a lucrării sunt analizate, pe baza calculului propriu și a estimărilor altor autori, veniturile disponibile prin așa-numita taxă pe inflație și așa-numitul *seignorage*.

Evoluția deficitelor curente din perioada tranziției ridică semne de întrebare privind măsura în care este sustenabilă din punct de vedere macroeconomic, având în vedere opțiunile posibile: (i) calibrarea cheltuielilor la nivelul veniturilor; (ii) menținerea deficitului și finanțarea prin creație monetară; (iii) menținerea deficitului și finanțarea prin împrumut pe piața internă sau externă [3].

Datele pentru România ne relevă faptul că, diferit de la o etapă la alta, guvernele au folosit emisiunea monetară ca sursă de acoperire a deficitelor mereu crescânde ale bugetului general consolidat, alături de alte surse interne și externe, având în vedere inexistența condițiilor pentru calibrarea cheltuielilor la nivelul veniturilor într-o perioadă de profunde transformări economice și sociale.

Finanțarea deficitului prin emisiunea monetară înseamnă de fapt finanțare prin *seignorage*, care, din punctul de vedere al populației, reprezintă reducerea valorii reale a banilor datorită inflației. Măsurat prin modificarea în termeni reali a bazei monetare, volumul *seignorage*-ului ce poate fi obținut de guvern de la public depinde de cererea de bani. Este știut însă că aceasta descrește pe fondul unei rate înalte a inflației, limitând posibilitatea de finanțare a deficitului pe această cale.

Venitul obținut prin tipărirea de bani este denumit *seignorage* (Lienert et al., 1997). Matematic, *seignorage*-ul (S) este dat de:

$$S = \Delta ht + \Delta Pt / Pt \cdot ht-1 \quad (4)$$

unde:

Δht reprezintă creșterea bazei monetare sau a "banilor tari" (h) la momentul t ;

ΔPt reprezintă creșterea nivelului prețurilor (P).

Expresia (4) este utilizată, de asemenea, în măsurarea deficitului fiscal nominal și real și a celui cvasifiscal (Rocha and Saldanha, 1992) ca *seignorage* colectat de banca centrală, egal cu *seignorage* (S) mai puțin dobânda plătită pentru rezervele băncilor comerciale. Croitoru (1995) a determinat deficitul fiscal și cel cvasifiscal în România în perioada 1990-1995, utilizând formula (4), dar modificată astfel:

$$\Delta h / P = \Delta h + (\pi / 1 + \pi) h-1 \quad (5)$$

Deoarece România este caracterizată printr-o rată înaltă a inflației, noi am utilizat expresia (5) în lucrarea noastră pe baza datelor lunare și un coeficient de corecție pentru inflație. Rezultatele pentru *seignorage* în perioada 1990-1994 au fost similare cu cele obținute de Croitoru și sunt prezentate în tabelul 4.3.

Datele pentru România prezentate în tabelul 4.3 relevă că seignorage-ul, ca sursă de finanțare a deficitului, a fost caracteristic primilor ani ai tranziției, când guvernul a obținut un volum relativ mai mare față de anii ulteriori. Nivelul seignorage-ului a fost mult mai înalt în anii cu inflație ridicată (de 3 cifre), respectiv 1992, 1993, 1997.

Tabelul 4.3

Seignorage-ul și taxa pe inflație în România

Indicatorii	U.M.	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	Sem. I 2001
Inflația (dec. = 100)	%	199,2	295,5	61,7	27,8	56,9	151,4	40,6	54,8	40,7	14,8
Venituri din seignorage-ul total											
Nominal d(M)	mld. lei	462,5	1645,1	2115,6	2472,2	1936,5	12279,3	4440,6	26721,7	24170,4	17584,1
	% în PIB	23,0	27,3	10,6	5,0	2,7	11,3	1,8	7,2	4,5	3,9
În termeni reali d(M)/P	mld. lei	139,3	417,1	832,0	1671,4	1066,8	4129,1	2588,2	17381,8	15354,4	13207,5
	% în PIB	6,9	6,8	4,0	3,1	1,5	3,8	1,0	4,7	2,8	2,9
Venituri din seignorage-ul pur											
În termeni reali d(M)/P	mld. lei	-68,2	-145,3	202,5	786,2	-1169,5	-428,6	-2343,4	7200,4	1667,5	4684,1
	% în PIB	-3,4	-2,4	1,0	1,5	-1,6	-0,4	-0,9	1,9	0,3	1,0
Venituri din taxa pe inflație											
În termeni reali pi*(M/P)	mld. lei	207,5	562,4	629,5	885,2	2236,3	4557,8	4931,6	10181,4	13686,8	8523,4
	% în PIB	10,3	9,2	3,0	1,7	3,1	4,2	1,9	2,7	2,5	1,9

Sursa: Prelucrările autorilor.

Veniturile din seignorage-ul total au scăzut în termeni reali de la 6,9% în anul 1992 la 1,5% în anul 1996¹, cu o evoluție fluctuantă după această dată, cu un nivel de 4,7% în 1998 și de circa 3% în primul semestru al acestui an. Se remarcă faptul că doar în anii 1996 și 1998 nivelul acestor indicatori s-a înscris în limite apropiate de cele realizate în timpuri normale în economiile de piață, respectiv 1-1,5 la sută (Coricelli, 1997). Reluarea trendului crescător al veniturilor din seignorage după anul 1998 sunt legate de nevoia acută de asigurare a lichidităților sistemului bancar, aflat în perioada 1999-2000 în plin proces de asanare și restructurare.

Opțiunea guvernului de a apela sau nu la finanțarea prin seignorage a deficitului nu este deloc ușoară în condițiile restricțiilor impuse de necesitatea alinierii la criteriile de convergență impuse pentru aderarea la Uniunea Europeană. Potrivit opiniei lui Dornbusch și Fisher, utilizarea taxei pe inflație este preferabilă

¹ Lucian Liviu Albu, Elena Pelinescu, "Sustainability of the Public Debt and Budget Deficit", în Economic Transition in Romania, Past, Present, Future, Bucharest, Romania, 1999, p. 76-77.

creșterii datoriei, dacă inflația poate fi menținută la niveluri moderate. Cum inflația în România se situează încă peste nivelurile considerate moderate (adică sub 20% pe an), este de luat în considerație mai degrabă costul reducerii inflației la niveluri apropiate de cele considerate moderate, cost ce poate, în condiții de instabilitate financiară, să depășească beneficiile generate de dezinflație.

Principala concluzie, argumentată cifric, este aceea că sursele de asemenea factură, care vin să completeze politica monetară, utilizate de altfel pe plan internațional, au propriile lor limite, care pot fi destul de precis evaluate. Depășirea lor însă poate genera efecte nefaste, incontrollabile pe termen lung, îndeosebi în ceea ce privește lupta contra inflației.

4.6. Relația dintre sectorul public și deficitul extern

Impactul deficitelor sectorului public asupra echilibrului resurselor în economia națională este tema centrală a politicii macroeconomice. Teoria macroeconomică oferă o gamă largă de legături între deficitul sectorului public și restul economiei. În ceea ce privește legăturile dintre sectorul public și deficitul extern, ne vom referi doar la două teorii, care pot fi considerate ca fiind situate la doi poli opuși, menționând că punctele de vedere intermediare, mai plauzibile, pot fi considerate drept combinații ale celor două extreme. Scopul exercițiului este de a determina dacă experiența României justifică unele dintre aceste combinații și astfel oferă o serie de soluții pentru viitor.

Primul caz se referă la teoria lui Ricardo, readusă în actualitate relativ recent de către Barro (1988). Conform acestui punct de vedere, modificările în deficitul bugetar determină contrabalansarea modificărilor din sectorul economiilor private prin anticiparea modificărilor din impozitarea viitoare. De aceea, ele nu au nici un efect asupra economiilor țării și, concomitent, nici asupra contului curent extern. Cea de-a doua "extremă" este legată de abordarea așa-numitei noi școli de la Cambridge ("New Cambridge Group"; a se vedea Fetherston and Godley, 1978) și derivă din evidența empirică britanică. Conform acestei teorii, achizițiile nete de active financiare ale sectorului privat (gospodării și sectorul corporatist) sunt nule. Aceasta înseamnă că venitul privat disponibil este egal cu consumul privat și cheltuielile pentru investiții. De aceea, identitatea veniturii naționale implică faptul că deficitul bugetului de stat trebuie să corespundă unei modificări egale a deficitului contului curent (iar o modificare a deficitului bugetului de stat să corespundă unei modificări egale în deficitul contului curent). De asemenea, această opinie este viabilă în cadrul modelului Mundell-Fleming, în condițiile unei mobilități perfecte a capitalului și ale unui mecanism al cursului de schimb liber.

Considerând, în cadrul perioadei 1990-2000, trei subperioade aproximativ egale și luând ratele lor medii pentru indicatori, s-au obținut tabelele 4.4 și 4.5, care sunt variante diferite ale aceleiași identități. Tabelul 4.4 se bazează pe o versiune a identității veniturii naționale, exprimat prin ecuația (4), care prezintă separat așa-numitul surplus financiar al guvernului central (*GGFS - general government financial surplus*), incluzând cheltuieli curente și de investiții în zona cheltu-

ielilor, economiile private (*PS – private saving*) și investițiile private (*PI – private investment*). O astfel de prezentare este utilă dacă obiectivul constă în a separa deficitul bugetar de gap-ul dintre economii și investiții în sectorul privat:

$$GGFS + PS - PI = CAS \quad (6)$$

unde *CAS* este surplusul de cont curent (*current account surplus*) din cadrul conturilor naționale (*net lending*).

Tabelul 4.4

Identitatea venitului național (I)

	GGFS	PS	PI	CAS	Diferențe (1)+(2)-(3)-(4)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1990-2000 medie, % din GDP	-1,918	16,327	19,809	-5,409	0,009
1990-1992 medie, % din GDP	-0,133	17,267	23,900	-6,733	-0,033
1993-1996 medie, % din GDP	-2,175	18,55	20,900	-4,550	0,025
1997-2000 medie, % din GDP	-3,000	13,400	15,650	-5,275	0,025
1993-96 / 1990-92 modificări între medii, % din GDP	-2,042	1,283	-3,000	2,183	0,058
1997-2000 / 1993-96 modificări între medii, % din GDP	-0,825	-5,150	-5,250	-0,725	0,000

Pe de altă parte, tabelul 4.5 se bazează pe o altă variantă a aceleiași identități:

$$NS - NI = CAS$$

care prezintă *CAS* ca diferență între economiile naționale brute (*NS – national saving*) și investițiile naționale brute (*NI – national investment*).

În ciuda faptului că perioada considerată este relativ scurtă, ne propunem totuși să schițăm câteva concluzii. Astfel, datele prezentate în tabelul 4.5 arată că deși deficitul financiar mediu al guvernului a crescut, ca puncte procentuale, cu 2,0 și, respectiv, cu 0,8 între două perioade consecutive de câte patru ani, deficitul contului curent (*CAS*) s-a modificat în două moduri distincte: în sens contrar, în perioada 1993-1996, și în același sens, în perioada 1997-2000. Această dinamică se poate interpreta astfel: pentru prima perioadă ipoteza "New Cambridge" a fost în sens contrar experienței României, iar în perioada următoare ea pare mult mai apropiată de realitate.

Completând analiza cu datele din tabelul 4.5, se constată că rata medie a economiilor private a crescut puțin între primele două subperioade (1996-93/ 1992-90), fiind însă însoțită de o creștere compensatorie a dezechonisării guvernului, implicând o cvasistagnare a ratei economiilor naționale brute (-0,4). Între ultimele

două perioade considerate (2000-97/1993-96) s-a manifestat o criză generală extremă în economii și investiții, ambele sectoare înregistrând descreșteri semnificative (în cazul economiilor guvernamentale a avut loc o cădere și mai bruscă decât în cazul economiilor private). De aceea, deficitul contului curent s-a modificat semnificativ (cu +2,2 între primele două subperioade și cu aproximativ -0,7 între ultimele două subperioade), ceea ce nu se suprapune concluziilor neo-ricardiene. De asemenea, mecanismul de transmitere este în contrast cu opinia subliniată de teoria neoricardiană. De exemplu, considerând modificările dintre cele două perioade, în România, se poate presupune că investițiile private s-au ajustat în mod corespunzător mai degrabă procesului de dezechilibrare în sectorul guvernamental decât dinamicii economiilor private. După cum rezultă, de exemplu, din tabelul 4.4, scăderea investițiilor private în cea de-a doua subperioadă față de prima a fost de 3 puncte procentuale, în timp ce economiile private au crescut cu doar ceva peste un punct procentual. În general, modificarea economiilor private a fost mai mică decât a investițiilor. Cu toate acestea, în ultima subperioadă a existat o situație diferită, înregistrându-se modificări negative semnificative, atât în economiile private, cât și în investițiile private.

Tabelul 4.5

Identitatea venitului național (II)

	NS	NI	CAS	Diferențe (1)-(2)-(3)
1990-2000 medie, % din GDP	18,682	24,509	-5,409	-0,418
1990-1992 medie, % din GDP	22,167	29,867	-6,733	-0,967
1993-1996 medie, % din GDP	21,775	25,975	-4,550	0,350
1997-2000 medie, % din GDP	12,975	19,025	-5,275	-0,775
1993-96 / 1990-92 modificări între medii, % din GDP	-0,392	-3,892	2,183	1,317
1997-2000 / 1993-96 modificări între medii, % din GDP	-8,800	-6,950	-0,725	-1,125

În general, una dintre explicațiile pentru declinul investițiilor private, în afara cauzelor interne, poate fi atribuită și înlăturării barierelor protecționiste ale industriei românești (în special în vederea pregătirii acceptării României în UE și prin intrarea ei în CEFTA). Aceasta a "expus" economia României concurenței mondiale, care necesită ajustări rapide, pentru care nu a fost o lungă perioadă pregătită. Oricum, lipsa experienței manageriale și calificarea personalului, inabilitatea firmelor românești în a absorbi beneficiile tehnologiilor avansate pentru îmbunătățirea calității produselor sau a structurii costurilor lor de producție, impedimentele birocratice combinate cu o politică industrială insuficient coordonată și slăbiciunile sistemului financiar legate de constituirea capitalului de risc au determinat de multe ori eșecul industriei românești în ajustarea la un mediu nou, mai competitiv.

În această secțiune a studiului mai este, de asemenea, abordată și relația dintre datoria externă și deficitul de cont curent, pornindu-se de la relația dintre modificarea datoriei externe nete, deficitul de cont curent și intrările nete de capital (Dornbusch, 1987), care poate fi scrisă astfel:

$$\Delta(NFB) = CAD - (NILTC + NISTPC) \quad (7)$$

unde:

$\Delta(NFB)$ este modificarea în datoria externă netă;

CAD este deficitul de cont curent;

$NILTC$ este intrarea netă de capital pe termen lung (investiție directă și de portofoliu);

$NISTPC$ este intrarea netă de capital privat pe termen scurt.

4.7. Sunt oare sustenabile deficiturile?

Deficitele persistente ale sectorului public (excluzând venitul din privatizări) din deceniul trecut au produs niveluri record ale datoriei publice. Concomitent, s-au redus ratele economisirii naționale la niveluri foarte mici comparativ cu perioadele anterioare și cu standardele internaționale, s-a diminuat de fapt valoarea netă a sectorului public, de vreme ce deficiturile și, în ultimă instanță, datoria publică se îndreaptă spre consum, și nu spre atenuarea gap-ului economisire-investiții în sectorul public; acestea, împreună cu o serie de alte impedimente ale politicii economice generale, elimină investițiile private (de fapt, este vorba despre investițiile naționale – private și publice – care au intrat, în deceniul trecut, sub un regim de criză acută datorită dezechomisirii în sectorul guvernamental, după cum arată tabelul 4.5). Politicile din trecut au eșuat în a însănătoși economia, îndepărtând ideea că o economie mică, deschisă, ca a României, suferind de impedimente structurale, poate folosi o politică fiscală expansionistă care să crească output-ul, în special în perioada în care partenerii comerciali urmează politici restrictive.

Astăzi foarte puține voci ar mai obiecta că situația fiscală din România este nesustenabilă. Situația se prezintă totuși mai nuanțată. Riscul încă există, în sensul că deficite persistente (generate într-adevăr în timpul unor extraordinare – poate prea lungi – circumstanțe ale tranziției, dar oricum, nu ca într-o perioadă de război), combinate cu creșteri reale ale ratei dobânzii, ar putea, undeva în viitor, să lovească în încrederea publică și astfel să creeze o criză cu consecințe neprevăzute (de exemplu, o migrare masivă a capitalului).

Pentru a vedea care este implicarea dinamicii acumulării datoriei, putem rezolva ecuația care urmează, pentru a obține:

$$d_T = d_0 v^T + \sum (\pi^m - b_m) v^{T-m} \quad (m = 1, 2, \dots, T) \quad (8)$$

unde: $v = (1 + i^* + p) / (1 + q + p)$.

Se presupune, pentru simplificarea calculelor, că rata reală efectivă a dobânzii este i^* . Rata de creștere reală, q , și modificarea deflatorului PIB, p , sunt

constante: $i_t^* = i^*$, $q_t = q$, $p_t = p$. Folosind ecuația (8), putem face predicții asupra ratei datoriei raportate la PIB, pentru momente dintr-o perioadă viitoare, T , prin emiterea unor ipoteze privind parametrii relevanți. O rată reală înaltă de creștere, comparativ cu rata reală efectivă a dobânzii, tinde să reducă rata datoriei în PIB, d , în timp ce deficitele primare persistente tind să o sporească. În acest punct al analizei noastre, considerăm utilă prezentarea rezultatelor simulării dinamicii datoriei sectorului public, utilizând ca exemplu valorile parametrilor înregistrați în anii trecuți (conform datelor din tabelul 4.1). Simularea output-ului este prezentată în tabelul 4.6.

Tabelul 4.6

Simularea evoluției datoriei pe 10 ani

Valoarea parametrilor în anul *)	Valoarea indicatorului v**)	Orizont de timp ($d_0 = 1$)	
		5 ani	10 ani
1990	3,716	$7,3 \cdot 10^2$	$5,3 \cdot 10^5$
1991	7,646	$3,9 \cdot 10^4$	$1,5 \cdot 10^9$
1992	1,590	12,1	$1,4 \cdot 10^2$
1993	0,950	0,748	0,553
1994	0,730	0,24	0,075
1995	1,193	2,4	5,6
1996	1,318	4,1	16,1
1997	1,063	1,3	1,6
1998	1,145	1,9	3,6
1999	1,341	3,8	16,1
2000	1,154	1,7	3,2

*) A se vedea tabelul 4.1 (exclusiv veniturile guvernului central din privatizare).

**) A se vedea ecuația (6).

Hotărârea României de a reduce rata inflației pentru stabilizarea economică și obținerea condițiilor pentru a fi în viitor acceptată în UE restricționează abilitatea ei de a finanța direct deficitele bugetare prin banca centrală, implicând totodată alinierea, desigur în timp, la rata reală a dobânzii practică pe plan european. În aceste condiții, o ipoteză-cheie (și deosebit de utilă pentru calcule) devine aceea a egalizării ratei de creștere, q , cu rata reală medie efectivă a dobânzii, i^* (calculată, așa cum s-a văzut, prin conectare la nivelul datoriei publice). Aceasta, deși se pare a fi în contradicție cu experiența trecută (a se vedea tabelul 4.1). Această presupunere poate fi justificată doar dacă următoarele evenimente vor avea loc: relansarea creșterii economiei naționale, o calmare a ratei reale a dobânzilor prin diverse instrumente, în primul rând prin descreșterea controlată a dobânzii la împrumuturile guvernamentale, prin limitarea la termenul scurt a noilor împrumuturi guvernamentale și o eventuală escaladare a ratelor reale ale dobânzii pe plan mondial. Ea are și o justificare teoretică: corespunde "regulii de aur a acumulării" a teoriei creșterii optimale [2].

Plecând de la această presupunere, $q = i^*$, ecuația (8) devine:

$$d_T = d_0 + \Sigma(\pi^m - b_m) \quad (9)$$

Dacă, de exemplu, nivelul mediu al diferenței $\pi - b$ este egal cu 5,8%, după un deceniu, rata datoriei, d , va fi cu 58% mai mare decât nivelul inițial. Similar, rata corespunzătoare, d_T , pentru un T foarte mare va tinde la infinit. Practic, d_T va tinde întotdeauna la infinit pentru un T suficient de mare, cu excepția cazului în care deficitul viitor mediu este nul. Apare un caz interesant, de natură empirică, în momentul în care deficitul primar este pozitiv, dar în scădere. Se poate vedea (folosind așa-numita teorie a lui d'Allambert privind convergența seriilor infinite) că d_T va converge către o limită infinită pentru un T foarte mare, doar dacă deficitul primar, $\pi - b$, scade cu o rată constantă. Dacă $q > i^*$, se poate vedea din ecuația (8) că d_T va fi întotdeauna mărginit, deoarece deficitele primare sunt limitate. În cazul special în care deficitul primar $\pi - b$ este constant, d_T va converge către $(\pi - b)/(1-v)$ pentru un T foarte mare. Trebuie observat că această limită va fi una foarte mare (și practic nesustenabilă). În fine, dacă $q < i^*$ (în continuare i^* se va nota cu is), datoria ca rată în PIB crește fără limită [3].

Condiția fundamentală pentru sustenabilitate poate fi aproximată prin funcția $f(\pi, b, is, q, p)$, care trebuie să fie egală sau mai mică decât zero, unde:

$$f1(\pi, b, is, q, p) := (\pi - b) + \frac{is - q}{1 + p + q} \quad (10)$$

sau

$$f2(\pi, b, is, q, p) := (\pi - b) + \frac{is - q}{1 + p + q + p \cdot q} \quad (11)$$

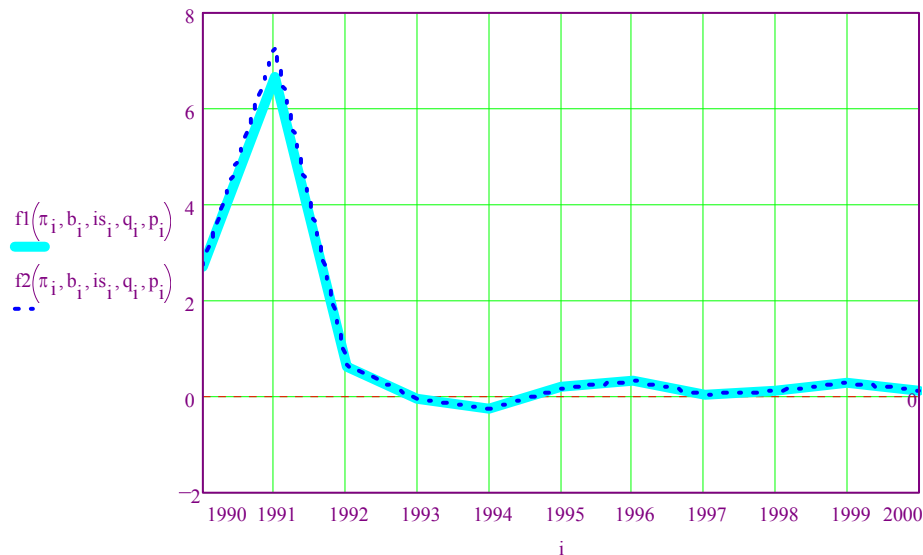
În tabelul 4.7 și în figura 4.4 sunt redate valorile funcției f în cazul fiecărui an din perioada 1990-2000, precum și graficul acesteia.

Tabelul 4.7

Simularea dinamicii funcției f (variantele $f1$ și $f2$), între 1990-2000

i	$f1(\pi_i, b_i, is_i, q_i, p_i)$	$f2(\pi_i, b_i, is_i, q_i, p_i)$
1990	2,718	2,737
1991	6,659	7,310
1992	0,631	0,669
1993	-0,056	-0,056
1994	-0,262	-0,256
1995	0,189	0,186
1996	0,334	0,330
1997	0,043	0,045
1998	0,128	0,131
1999	0,283	0,285
2000	0,106	0,106

Figura 4.4



4.8. Concluzii

Câteva dintre concluziile generale ale studiului sunt următoarele:

1) creșterea record înregistrată de datoria publică ca rată în PIB în perioada de tranziție se datorează unei foarte mari creșteri a cheltuielilor consumului social, fără o creștere paralelă a veniturilor din taxe;

2) recordul deficitelor primare s-a petrecut în preajma anilor electorali (1992, 1996 și 2000), indicând prezența unui ciclu al afacerilor cu influență electorală;

3) ratele reale medii efective ale dobânzii pentru datoria guvernamentală au fost negative în anumiți ani (1993 și 1994), după care s-au majorat, urmând a se stabili în viitor, la valori cu mult mai scăzute decât în prezent;

4) au existat oscilații frecvente, atât în evoluția deficitului contului curent raportat la PIB, cât și în cazul deficitelor sectorului public, pe fondul unei severe scăderi a economiilor și investițiilor (atât private, cât și guvernamentale);

5) deficitul sectorului public, datorat consumului ridicat, nu ar trebui să continue (rata națională de economisire din perioada 1997-2000 de sub 13% fiind una dintre cele mai mici pe plan european, aceasta în pofida unei rate relativ constante a economisirii la nivelul gospodăriilor populației), iar creșterea rapidă a datoriei publice ar putea duce la scăderea încrederii publice și la o migrare a capitalului;

6) o mai bună corelație între indicatorii macroeconomici fundamentali (după cum pare să fie trendul în ultima vreme, incluzând aici și presiunile ce vin din par-

tea instituțiilor financiare internaționale) va fi necesară în viitor pentru a asigura sustenabilitatea datoriei sectorului public și credibilitatea economiei românești.

Note

[1] În estimarea parametrilor i și a din ecuațiile (1)-(3), am utilizat următoarele relații:

$$i_t = Db_t / D_{t-1}$$

unde Db este dobânda plătită efectiv pentru datoria publică și, respectiv,

$$a_t = (D_t / D_{t-1}) [1 - (CS_{t-1} / CS_t)]$$

CS fiind cursul de schimb (lei/USD) la sfârșitul anului.

[2] Abordarea problemei acumulării datoriei utilizând ecuații cu diferențe finite cu nedeterminări în cazul $g = i$, în timp ce metoda prezentată, începând cu ecuația (3) și rezolvarea ei recursivă până la obținerea ecuației (9), evită aceasta (OECD, 1989).

[3] Aceasta este așa-numita lege Domar.

Bibliografie

- Albu, Lucian Liviu; Pelinescu Elena (2001): "Sustenabilitatea datoriei externe", în *Modificări structurale și performanța economică în România*, capitolul 3 - "Competitivitate, balanța de plăți, datoria externă", Banca Mondială, CERPE.
- Albu, Lucian Liviu; Pelinescu, Elena (1999): "Sustainability of the Public Debt and Budget Deficit", în *Economic Transition in Romania. Past, Present, Future*, Bucharest Romania.
- Barro, R. (1988): *The Ricardian Approach to Budget Deficits*, NBER, Working Paper, No. 2685.
- Blanchard, O.J. (1990): *Suggestion for a New Set of Fiscal Indicators*, OECD Working Paper, 79, Paris.
- Budina, N.; Malisyewski, W.; De Menil, G. (1998): *Monetary Policy, Demand for Money and Inflation in Romania*, July, Annex 3.
- Buiter, W.H. (1985): "Guide to Public Sector Debt and Deficits", *Economic Policy*, Volume 1, November.

- Chalk, N. (1998): *Fiscal Sustainability with Non-Renewable Resources*, IMF Working Paper, March.
- Coricelli, F. (1997): "Fiscal Policy. A Long-Term View", în *Fiscal Policy in Transition*, in Economic Policy Initiative, 3, Forum Report of the Economic Policy Initiative.
- Croitoru, L. (1996): *Politica fiscală României în perioada 1990-1995*, CEMAT.
- Cuddington, J. (1996): *Analysing the Sustainability of Fiscal Deficits in Developing Countries*, Economics Department Georgetown University, Washington, D.C. 20057-1045, 3-31-1997 revision.
- Dornbusch, R. (1987): *Debts and Deficits*, Leuven and MIT University Press.
- Eisner, R. (1989): "Budget Deficits: Rhetoric and Reality", *Journal of Economic Perspectives*, November.
- Fetherston, M.J.; Godley, W.A.H. (1978): "New Cambridge Macroeconomics and Global Monetarism: Some Issues in the Contact of UK Economic Policy", în Brunner, K. and Metzler, A.H. (eds.), *Public Policies in Open Economies*, Amsterdam, North Holland.
- Garcia, F. (1998): *Public Debt Sustainability and Demand for Monetary Base*, Working Papers, IMF.
- Kosterna, U. (1997): "The Fiscal Policy Stance in Central and Eastern Europe in Comparison to European Union Countries", în *Economic Policy Initiative*, 3, Forum Report of the Economic Policy Initiative.
- Laurens, B.; Piedra, E. (1998): *Coordination of Monetary and Fiscal Policies*, IMF Working Paper, WP-98-25.
- Lienert, I.; Marciniak, P.; Swiderski, K. (1997): *Macroeconomic Accounting and Analysis in Transition Economies*, International Monetary Fund.
- Olding-Smee, J.; Riley, C. (1985): *Approaches to the PSBR*, National Institute of Economic and Social Research, August.
- Pelinescu, Elena (2001): "Studiu comparativ al evoluției inflației în România și în țările Uniunii Europene", în *Inflație-Sustenabilitate-Integrare, ESEN-2: Un proiect deschis. Probleme ale integrării României în Uniunea Europeană. Cerințe și evaluări*, Nr. 10, Academia Română, Grupul de reflecție Evaluarea Stării Economiei Naționale, Secția de Științe Economice, Juridice și Sociologie a Academiei Române, INCE, CIDE, București.
- Rocha, R.R.; Saldanha, F. (1992): *Fiscal and Quasi Fiscal Deficits. Nominal and Real Measurement and Policy Issues*, Working Paper, WPS.
- Roubini, N.; Sachs, J. (1989): "Government spending and budget deficits in the industrial countries", *Economic Policy*, April.

-
- Spaventa, L. (1988): "Is there a public debt problem in Italy?", în Giavazzi, F. and Spaventa, L. (eds.), *High Public Debt – The Italian Experience*, CEPR - Cambridge University Press.
- Stournaras, Y. (1990): "Public Sector Debt and Deficits in Greece: The Experience of the 1980s and Future Prospects", *Revista di Politica Economica*, VII-VIII, Roma, July-August.
- Wilcox, D. (1989): "Sustainability of Government Deficits: Implication of the Present Value Borrowing Constraint", *Journal of Money, Credit and Banking*, Volume 21, August.
- ***, International Monetary Fund (1996): *World Economic Outlook, Focus on Fiscal Policy*, May.
- ***, OECD (1989): "Special Features, Macroeconomic Stabilisation and Restructuring Social Policy – Romania", *Economic Survey*.
- ***, OECD (1999): *Economic Survey of Ireland*, Appendix 2, Paris, OCDE, 1998/1999.
- ***, Standard & Poor's (1999): *Analysis - Romania, Sovereign Rating Service*, August.

Anexa 4.1

Datoria externă a României în perioada 1990-2001

- milioane dolari SUA -

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Total datorii externă (DE)	1140	2070	3139	4218,2	5486	6310,6	8337	9585,4	9915,9	9137,6	10226	11119
Total datorii exter- nă pe termen mediu și lung (DETML)	230	1143	2479	3357	4597	5482,1	7209	8584,3	9322,6	8742,5	9863,4	10722
Datoria publică ex- ternă pe termen me- diu și lung (DETML)	230	1027	2319	3111	4247	4948,5	6174	6853,7	6966,9	6220,3	6883,1	10722
1. Datorie publică di- rectă	230	1027	2010	2370	2983	3388,4	4326	4815,9	4814,4	3948,4	4643,1	...
2. Datorie garantată de stat			309	741	1265	1560,1	1848,4	2037,8	2152,5	2271,9	2240	...
Datoria privată		116	160	246	349,4	533,6	1034,5	1730,6	2355,7	2522,2	2980,3	
Datoria externă pe termen scurt (DETS)	910	927	659,9	861,2	889,1	828,5	1128,2	1001,1	593,3	395,1	362,1	397,0
<i>Pe tipuri de creditori</i>												
Total DETML	230	1143,0	2479,0	3357,0	4596,8	5482,1	7208,9	8584,3	9322,6	8742,5	9863,4	10722
din care:												
Multilaterale		836	1733	2059	2715	5482,1	2720,5	3391,9	3688,5	3875,9	4330,4	4328,3
FMI		809	1032	1041	1313	2786,6	650,9	641,8	538,6	458,2	452,8	378,1
UE			454	515	549,6	1039,2	632,6	641,0	461,3	206,7	209,3	192,7
BIRD		3	215	403	667,5	652,6	1022,0	1391,7	1469,4	1706,2	1997,7	2002,5
Bilaterale		215	425	592,24	881,3	1204,7	1301,1	1164,9	1142,5	1004,1	916,6	923,9
Bănci private		92	321	617,7	853,6	1175,8	1550,0	1694,0	1673,6	1487,4	1722,1	1609,0
Obligațiuni		0	0	0	0	64,7	1224,8	1755,9	1880,1	1157,9	1138,9	1797,2
Credite furnizor		0	0	30,6	130,4	196,6	276,1	247,2	272,1	194,5	165,5	289,5
Alți creditori privați		0	0	57,4	16,1	53,8	136,4	330,3	665,7	1022,7	1589,9	1773,7

Sursa: Rapoarte anuale 1991-1995 pentru anii 1991-1993, p. 26-29; Raportul anual 1998 pen-
tru anul 1994, p. 22-25; Raportul anual 1999 pentru anii 1995-1999, p. 22-25 și anexele
statistice la Raportul anual pe anul 2000 pentru anii 1996-2000, p. 1-17.



CENTRUL DE INFORMARE ȘI DOCUMENTARE ECONOMICĂ
Redactor-șef: Valeriu IOAN-FRANC

Redactori: Aida SARCHIZIAN, Paula NEACȘU, Mihaela PINTICĂ
Secretariat științific: Dan OLTEANU, Alexandra PURCĂREA
Machetare, tehnoredactare și concepție grafică: Nicolae LOGIN
