

Lucian-Liviu ALBU

- coordonator -

**Analiza
interdependențelor dintre
dezvoltarea durabilă
a României
și a țărilor membre UE
în perioada postaderare**



ACADEMIA ROMÂNĂ
Institutul Național de Cercetări Economice
INSTITUTUL DE PROGNOZĂ ECONOMICĂ

Lucian-Liviu ALBU

- coordonator -

**ANALIZA INTERDEPENDENȚELOR DINTRE DEZVOLTAREA
DURABILĂ A ROMÂNIEI ȘI A ȚĂRILOR MEMBRE UE ÎN PERIOADA
POSTADERARE**

Volumul de față valorifică rezultatele intermediare
– etapa a III-a - 2006-2007 –
ale cercetării complexe
realizate în cadrul Proiectului

Dezvoltarea durabilă a României în context european și mondial

Programul CEEX - 05-D8-34/05.10.2005

Titularul contractului:

INSTITUTUL NAȚIONAL DE CERCETĂRI ECONOMICE

Directorul proiectului:

prof. dr. Valeriu IOAN-FRANC

Coediție



EDITURA
Expert

București, România

Redactor: Paula NEACȘU

Coperta: Nicolae LOGIN

Concepție grafică, machetare și tehnoredactare: Victor PREDA

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

ISBN 978-973-159-014-1

ISBN 978-973-618-162-7

Apărut 2007

Lucian-Liviu ALBU
- coordonator -

**ANALIZA INTERDEPENDENȚELOR
DINTRE DEZVOLTAREA DURABILĂ A
ROMÂNIEI ȘI A ȚĂRILOR MEMBRE UE
ÎN PERIOADA POSTADERARE**



ACADEMIA ROMÂNĂ
INSTITUTUL DE PROGNOZĂ ECONOMICĂ

Programul CEEEX - Proiectul 05-D8-34/05.10.2005
DEZVOLTAREA DURABILĂ A ROMÂNIEI ÎN CONTEXT
EUROPEAN ȘI MONDIAL

Partener 4 – Institutului de Prognoză Economică

Responsabil proiect – prof. univ. dr. Lucian-Liviu ALBU

Etapă a III-a – 2006-2007: Analiza interdependențelor dintre
dezvoltarea durabilă a României și a țărilor
membre UE în perioada postaderare

Colectiv de autori:

prof. univ. dr. Lucian-Liviu ALBU – coordonator
dr. Mariana NICOLAE-BĂLAN
dr. Cornelia SCUTARU-UNGUREANU
dr. Marioara IORDAN
dr. Elena PELINESCU
dr. Cristian STĂNICĂ
drd. Nona-Mihaela CHILIAN
drd. Petre CARAIANI
drd. Carmen UZLĂU

Colaboratori:

dr. Magdalena RĂDULESCU – Univ. Pitești
Ionel FLORESCU – colaborator extern

CUPRINS

INTRODUCERE.....	7
Capitolul 1	
ELEMENTE PRIVIND IMPACTUL ADERĂRII ROMÂNIEI LA UE.....	11
1.1. Introducere.....	11
1.2. Considerații teoretice și evidențe empirice privind impactul aderării.....	11
1.3. Obiectivele programului de convergență.....	14
1.4. Estimări la nivel european și evaluări ale impactului aderării.....	22
Bibliografie selectivă	35
Capitolul 2	
SIMULĂRI CU AJUTORUL MODELULUI MEMMOD PENTRU ANALIZA INTERDEPENDENȚELOR DINTRE DEZVOLTAREA DURABILĂ A ROMÂNIEI ȘI A ȚĂRILOR MEMBRE UE.....	37
2.1. Prezentare generală a modelului MEMMOD.....	37
2.1.1. <i>Structura generală a modelului multinațional</i>	38
2.1.2. <i>Ecuatiile comportamentale ale modelului MEMMOD</i>	43
2.2. Versiunea adaptată a modelului MEMMOD pentru România	50
Bibliografie selectivă	54
Capitolul 3	
ELEMENTE DE POLITICĂ MONETARĂ ÎN PERSPECTIVA INTEGRĂRII ÎN UEM.....	56
3.1. Introducere.....	56
3.2. Caracteristici, provocări și implicații ale politicii monetare în unele dintre țările ce se pregătesc de aderare la zona euro	57
3.2.1. <i>Aderarea la zona euro, o provocare pentru noile state membre ale UE</i>	57
3.2.2. <i>Politica monetară - același obiectiv, abordări diferite înainte și după aderarea la zona euro</i>	66
3.2.3. <i>Aspecte privind politica monetară în România și Ungaria rezultate din aplicarea unui model SVAR</i>	71
3.3. Aspecte privind politica monetară în Cehia și România rezultate din aplicarea unui model neokeynesist.....	84
3.3.1. <i>Un model neokeynesist</i>	86
3.3.2. <i>Estimarea modelului pentru România</i>	87
3.3.3. <i>Estimarea modelului pentru Cehia</i>	90
3.4. Strategia monetară a României în vederea participării la UEM	93
3.4.1. <i>Cadrul general al politicii monetare în România. Experiența altor țări</i>	94

3.4.2. <i>Politica monetară în cadrul ERM II</i>	105
3.4.3. <i>Implicații pentru politicile țărilor CEE care au regim de țintire a inflației</i>	108
3.4.4. <i>Există o politică monetară alternativă mai bună?</i>	110
3.4.5. <i>Strategia pe termen mediu pentru trecerea României la euro</i>	112
Bibliografie	126

Capitolul 4

MODELE DE DEZVOLTARE SECTORIALĂ..... 133

4.1. Introducere.....	133
4.2. Demers metodologic.....	136
4.3. Model de tip panel pentru evaluarea comportamentului sectoarelor în ceea ce privește eficiența utilizării consumurilor intermediare	138
4.4. Principalele corelații ale consumurilor intermediare	143
4.4.1. <i>Sectorul primar</i>	143
4.4.2. <i>Sectorul secundar</i>	143
4.4.3. <i>Sectorul terțiar</i>	144
4.5. Ecuații cu termen de corecție a erorii pentru consumurile intermediare	145
4.6. Corelații privind utilizările	151
4.6.1. <i>Consumul final</i>	151
4.6.2. <i>Formarea brută de capital fix</i>	152
4.6.3. <i>Exportul</i>	153
Bibliografie	200

INTRODUCERE

Activitatea umană transformă și, de cele mai multe ori, impactul acesteia atrage după sine fenomene ireversibile, negative și pe termen lung. Cu toate acestea, se consideră o provocare faptul că distrugerea mediului afectează din ce în ce mai mulți oameni și din ce în ce mai puternic se resimt, în prezent, efectele unei dezvoltări abrupte, care nu a ținut seama și de nevoile generațiilor viitoare/prezente.

Actualele uniuni politice și organismele internaționale se implică și acționează în comun pentru a neutraliza efectele negative ale unei dezvoltări umane fără precedent, care a pierdut din vedere comuniunea cu natura, cu pădurile și apele, cu aerul și pământul. Există la nivel mondial, declarat, un amplu proces de conștientizare a faptului că, fără o dezvoltare durabilă, celelalte obiective devin inutile.

În Uniunea Europeană, schimbările actuale, profunde și complexe, care au loc în domeniul economico-social, precum și în ceea ce privește relațiile ei cu alte zone ale lumii, impun o revizuire a principiilor care guvernează organizarea spațiului comunitar, urban și rural, local, regional și național. Între acestea, principiul durabilității reprezintă elementul de bază, care este avut în vedere la fundamentarea tuturor politicilor și strategiilor comunitare.

Aderarea României la Uniunea Europeană a avut și are încă un impact semnificativ asupra țării, pe multiple planuri. Din punct de vedere economic, aderarea marchează intrarea în concernul european al circuitului de valori a economiei românești, deschiderea sa completă pentru spațiul economic comunitar. În perioada postaderare, România va trebui să-și dovedească capacitatea de a se integra rapid în structurile comunitare și să accelereze procesul de convergență, în vederea recuperării decalajelor care încă o despart de media europeană, în cazul a numeroși indicatori macroeconomici și de performanță.

Într-un prim capitol al prezentului studiu, s-a urmărit evaluarea impactului unor elemente principale legate de aderare asupra factorilor fundamentali ai creșterii, a contribuției reale sau potențiale a acestora la accelerarea procesului de convergență și, implicit, a orizontului de timp în care economia românească se va putea considera compatibilă cu structurile europene și integrată complet în UE.

Principalul impact al aderării îl reprezintă însuși procesul de convergență. Cu toate că România a aderat la Uniunea Europeană în 2007, continuă să existe decalaje mari față de media europeană la o serie de indicatori macroeconomici importanți. Încheierea perioadei de șapte ani, 2000-2006, de pregătire pentru aderare, și începerea unei noi perioade, 2007-2013, de pregătire pentru adoptarea euro, reprezintă o oportunitate favorabilă pentru

continuarea reformelor și eliminarea decalajelor față de țările avansate. În privința nivelului dezvoltării economice, reducerea decalajelor se realizează în principal pe seama creșterii mai rapide în termeni reali a PIB-ului pe locuitor, aceasta fiind încadrată în categoria convergenței reale. Conform documentelor comunitare, simultan trebuie respectată și așa-numita convergență nominală. Cu toate că prima categorie ar putea părea mai importantă, aceasta nu trebuie să afecteze îndeplinirea criteriilor convergenței. De asemenea, în acest prim capitol al lucrării sunt prezentate și câteva considerații teoretice și evidențe empirice privind impactul aderării României, precum și obiectivele programului de convergență. Obiectivul strategic al României îl reprezintă convergența de ansamblu cu statele membre ale Uniunii Europene, în termeni de bunăstare individuală a cetățenilor săi, în special, și a societății, în general. În termeni macroeconomici, convergența cu UE înseamnă asigurarea unui ritm de creștere economică mai ridicat decât media comunitară, pentru un interval de timp suficient de lung, chiar de ordinul zecilor de ani.

În cadrul acestui capitol sunt prezentate și unele estimări la nivel european și evaluări ale impactului aderării României. Pentru estimarea parametrilor care descriu dinamica pe termen mediu și lung a structurii economiei, în general, se utilizează o serie de modele, inclusiv unele econometrice, pornindu-se de la datele empirice. În acest sens, în acest capitol se prezintă un model original, care în esență presupune existența unor valori-limită, către care traiectoriile converg pe termen lung, variabila argument fiind venitul pe cap de locuitor. Acesta se bazează pe o serie de ipoteze, plauzibile din punct de vedere economic, cel puțin în cazul luării în considerare a datelor statistice disponibile pentru perioada 1970-2000.

Capitolul doi prezintă, într-o primă parte, modelul MEMMOD, model care este unul macroeconomic, cu o fundamentare teoretică relativ solidă. Datorită limitărilor modelelor naționale (care pot fi aplicate pentru analiza dezvoltării economice din țara respectivă și care nu iau în considerație efectele dezvoltării economice din alte țări, precum și efectele de feedback din exterior), Bundesbank a elaborat un model multinațional numit MEMMOD, care servește la menținerea consistenței prognozelor și la analiza cooperării internaționale în politicile fiscale și monetare. Modelul elaborat de Bundesbank cuprinde, pe lângă modelele unor țări membre UE, și modele pentru SUA, Canada și Japonia. Modelul multinațional cuprinde cele mai importante interdependențe macroeconomice între țările considerate, precum și legăturile lor în comerțul internațional. Acest model a fost adaptat și pentru România și, cu ajutorul lui, s-au realizat simulări pentru economia românească. Rezultatele obținute au permis realizarea unor comparații ale unor indicatori ai dezvoltării durabile a României cu cei ai altor țări membre UE.

Pentru studiul elementelor de politică monetară în perspectiva integrării României în UEM, capitolul trei al lucrării prezintă principalele provocări și modificări ale politicii monetare în perioada premergătoare intrării în uniunea

economică și monetară. Utilizarea unor modele de tip vector autoregresiv (VAR) și a unui model dinamic nekeynesist cu prețuri rigide de tip Calvo (NK) în cadrul acestui capitol contribuie la înțelegerea mecanismelor politicii monetare din România și din alte țări din Europa Centrală și de Est. Rezultatele estimării prin modelul NK indică similitudini privind gradul de rigiditate al prețurilor pentru România și Cehia, nivelul acestora fiind mai apropiat de cel din Statele Unite decât de cel din Europa. Un alt rezultat semnificativ obținut este cel al diferențelor privind gradul de persistență al răspunsurilor variabilelor macroeconomice la un șoc la nivel de politică monetară. Pentru România s-a obținut un grad de persistență mai ridicat decât pentru Cehia, efectele fiind, de asemenea, mai puternice. Rezultate asemănătoare privind persistența răspunsurilor variabilelor macroeconomice la un șoc de politică monetară au fost obținute și prin modelul VAR. O posibilă cauză a acestui comportament este estimarea unui coeficient de autocorelație al persistenței mai ridicat pentru rata dobânzii în cazul României.

În capitolul patru al studiului se identifică principalele corelații dintre indicatorii ce caracterizează sectoarele economice românești, în scopul de a evalua politicile necesare dezvoltării acestora. Se iau în considerare evoluțiile din perioada de tranziție și resursele care pot fi identificate la nivel de sector. Sunt, de asemenea, prezentate două tipuri de modele ale dezvoltării sectoriale: un model tip pool-estimation, care grupează cele trei sectoare în scopul de a pune în evidență existența unui pattern comun de evoluție; modele bazate pe corelații între principalii indicatori ai tabelelor input-output, care completează modelul, cu scopul de a îngloba cât mai multe dintre corelațiile existente. Pe baza acestui model, în faza IV (2008), se vor evalua politicile necesare pentru dezvoltarea sectoarelor în cadrul unei strategii de dezvoltare durabilă.

Capitolul 1

ELEMENTE PRIVIND IMPACTUL ADERĂRII ROMÂNIEI LA UE

Autor: Prof.univ.dr. Lucian-Liviu Albu

1.1. Introducere

Aderarea la Uniunea Europeană a avut și are încă un impact semnificativ asupra României, pe multiple planuri. Din punct de vedere economic, aderarea marchează intrarea în concernul european al circuitului de valori a economiei românești, deschiderea sa completă pentru spațiul economic comunitar. De asemenea, în continuare, după aderare, România va trebui să-și dovedească capacitatea de a se integra rapid în structurile comunitare și să accelereze procesul de convergență, în vederea recuperării decalajelor care încă o despart de media europeană, în cazul a numeroși indicatori macroeconomici și de performanță. În acest sens, ținând cont și de accelerarea inevitabilă a procesului actual al globalizării, creșterea vitezei de convergență va depinde decisiv de corelarea politicilor macroeconomice cu cele din domeniul cercetării și inovării, de extinderea economiei bazate pe cunoaștere sau a așa-numitei noi economii. Prin prezentul studiu, studiu tipic de macroeconomie, ne propunem evaluarea impactului unora dintre elementele principale legate de aderare asupra factorilor fundamentali ai creșterii, a contribuției reale sau potențiale a acestora la accelerarea procesului de convergență și, implicit, a orizontului de timp în care economia românească se va putea considera compatibilă cu structurile europene și integrată complet în UE.

1.2. Considerații teoretice și evidențe empirice privind impactul aderării

Există astăzi numeroase dezbateri în cadrul gândirii economice, atât în ceea ce privește modelarea creșterii economice, cât și în privința aplicării politicilor de susținere a acesteia. Aderarea la UE a noilor state și procesul de integrare în structurile comunitare conduc la apariția unor noi probleme, atât pentru cercetarea economică, cât și pentru instituțiile implicate în procesul de elaborare și punere în practică a politicilor macroeconomice. Astfel, necesitatea reducerii decalajelor față de media europeană, precum și aceea a înscrierii economiei românești în tendințele la nivel comunitar impun realizarea unui ritm de creștere ridicat, obținut însă în condițiile menținerii echilibrelor

macroeconomice fundamentale și a creșterii susținute pentru încă mulți ani a eficienței și competitivității. Impactul aderării trebuie judecat în primul rând prin prisma ritmului creșterii economice.

Creșterea economică este, de regulă, definită drept sporirea capacității productive, putând fi identificată printr-o dinamică sustenabilă în termeni reali a venitului național pentru o anumită perioadă. Rata medie anuală de creștere economică a unei țări (sau ritmul creșterii) este indicatorul sintetic care desemnează acest proces, calculându-se ca medie a sporurilor anuale ale PIB înregistrate într-un anumit interval de timp. Adesea se face distincție între creșterea economică și dezvoltarea economică (aceasta incluzând și modificări structurale majore în economie, cum ar fi reducerea ponderii agriculturii și creșterea corespunzătoare a industriei și a sectorului serviciilor). Stadiile dezvoltării sunt, desigur, caracterizate în primul rând de indicatorul venit pe cap de locuitor. În modelul standard, sunt considerați trei determinanți ai creșterii economice: creșterea forței de muncă, majorarea stocului de capital și progresul tehnic. În ultima perioadă se încearcă totuși extinderea numărului de factori, incluzându-se educația, cheltuielile de cercetare-dezvoltare, comerțul exterior, volumul investițiilor străine etc. Astfel, se constată o creștere impresionantă a numărului modelelor care încearcă într-un mod tot mai rafinat să explice și să simuleze procesul creșterii economice în ansamblul său, mecanismele sale fundamentale și procesul de convergență. Criteriul principal pentru validarea diverselor teorii și modele economice îl reprezintă, desigur, compararea rezultatelor și predicțiilor cu datele real înregistrate. Menționăm, fără a intra în detalii, că actualmente există preocupări intense pentru explicarea implicațiilor proprietăților modelelor de creștere economică, printre care se numără așa-numita regulă de aur a acumulării, problema supraeconomisirii, dinamicile tranzitorii, convergența absolută și convergența condiționată (denumite uneori și convergență sigma și convergență beta), viteza ajustării dinamice etc. De asemenea, printre aplicațiile macroeconomice, se pot menționa: rolul politicii fiscale în cadrul modelelor de creștere economică, modelul Ramsey și modelele așa-numitelor generații înlănțuite, precum și modelele creșterii endogene. Într-un astfel de context ar trebui evaluat impactul complet al aderării la UE.

Atunci când se ia în considerare un orizont mai mare de timp, problematica modelării impactului aderării se complică și mai mult. De regulă, în literatura de specialitate se recomandă ca instrumente de bază pentru acest demers modelele pentru estimarea așa-numitei rate naturale a șomajului (sau NAIRU) și cele privind evaluarea PIB-ului potențial. De asemenea, se poate porni de la o funcție de producție omogenă de tip Cobb-Douglas, amendată însă prin includerea, alături de factorii clasici (volumul de muncă și stocul de capital), a unora calitativi, cu impact pe termen foarte lung, cel mai adesea în legătură cu dezvoltarea capitalului uman, înțeles în sensul său cel mai larg. Persistă însă o serie de probleme legate de evaluarea factorilor calitativi și îndeosebi de

interpretarea dinamicii unor astfel de variabile în cadrul modelelor. În acest sens, există în prezent numeroase dispute privind acuratețea și relevanța simulărilor realizate cu ajutorul unor asemenea modele extinse. În ultimii ani, două modele din această categorie sunt cel mai des citate în cazul aplicațiilor privind dinamica pe termen lung și impactul aderării la UE: modelul propus de Barro (1991) și, respectiv, cel folosit de Levine și Renelt (1992). Ambele modele, utilizate pentru estimarea ecuației de regresie a ritmului anual al creșterii PIB-ului pe locuitor (dY), concepute inițial pentru aplicații pe cazul unui număr foarte mare de țări (cele mai multe dintre ele în curs de dezvoltare) pentru perioada 1960-1985, includ câte patru variabile. În cazul primului model, acestea sunt: PIB-ul pe locuitor în anul de bază ($Y1960$), rata brută de cuprindere a populației în învățământul primar ($PRIM$), rata brută de cuprindere a populației în învățământul secundar (SEC) și, respectiv, ponderea consumului guvernamental în PIB (GOV). În cazul celui de-al doilea model, variabilele considerate sunt: PIB-ul pe locuitor în anul de bază ($Y1960$), ritmul creșterii populației (POP), rata brută de cuprindere a populației în învățământul secundar (SEC) și, respectiv, ponderea cheltuielilor de investiții în PIB (INV). Mai recent, utilizând serii de date extinse până la mijlocul anilor '90, Fischer, Sahay și Vegh (1998) au aplicat cele două modele doar pe cazul celor zece țări candidate la acea vreme pentru aderarea la UE. Scopul studiului a fost elaborarea unei prognoze privind dezvoltarea pe termen lung a economiilor acestor țări. Ecuațiile econometrice care exprimă dinamica PIB pe locuitor în cazul modelului Barro și, respectiv, al modelului Levine-Renelt sunt:

$$dY = 0,0302 - 0,0075Y1960 + 0,025PRIM + 0,0305SEC - 0,119GOV \quad (1.1)$$

$$dY = -0,083 - 0,35Y1960 - 0,38POP + 3,17SEC + 17,5INV \quad (1.2)$$

Conform simulărilor efectuate la acea vreme, în cazul aplicării modelului Barro (presupunându-se o pondere de 10% a consumului guvernamental în PIB), a rezultat că României (la un ritm anual de creștere de 5,47%) i-ar fi fost necesari 36 de ani pentru a atinge nivelul mediu al PIB-ului pe locuitor din cele trei țări cel mai slab dezvoltate din UE (Grecia, Portugalia și Spania). În cazul aplicării modelului Levine-Renelt, României (la un ritm anual de creștere de 5,64%) i-ar fi fost necesari 34 de ani (presupunându-se o pondere a investițiilor în PIB de 30%) pentru a atinge nivelul mediu al PIB-ului pe locuitor din cele trei țări plasate pe ultimele locuri în UE la acea vreme. În ambele cazuri, ritmul de creștere a PIB pentru cele trei țări din UE a fost considerat constant la un nivel de 2% pe an. Alt studiu în care se fac predicții privind dinamica pe termen mediu și lung a 27 de economii din centrul și estul Europei și din fosta Uniune Sovietică este cel realizat de Kolodko (2000). Acesta este însă puternic criticat, atât în ceea ce privește metodologia (însuși autorul califică predicțiile sale ca fiind "scenarii pasive, bazate pe extrapolarea trendurilor recente și unele ipoteze în legătură cu viitoarele politici de reformă"), cât și pentru calitatea datelor luate în considerare. De exemplu, în cazul României, cifra

reprezentând PIB-ul pe locuitor (exprimat în dolari PPP) pentru anul 1999 era cam jumătate din cifra publicată de Banca Mondială pentru același an (2962 dolari SUA, față de 5647 dolari în Raportul Băncii Mondiale). Elaborarea unor prognoze pe baze temeinice, bine apreciate în lumea specialiștilor, a demarat cu ocazia Conferinței de la Copenhaga din septembrie 1998 ("Conference on Medium-Term Economic Assessment - Experiences with Medium-Term Policy Evaluations", Copenhagen, 24th and 25th of September 1998). Ulterior, reuniunea a devenit anuală, de regulă participând miniștrii de finanțe din toate țările candidate și din UE. Aceasta a făcut ca proiecțiile să țină seama de planurile bugetelor de stat, ele devenind consistente cu țintele macroeconomice și cu planurile de dezvoltare individuale ale țărilor. Actualizarea bazei de date prin extinderea seriilor statistice până la nivelul anului 2000 și luarea în considerare a planurilor și prognozelor naționale realizate de organismele specializate din fiecare țară candidată la aderare, alături de asistența acordată de specialiștii UE în direcția măsurilor necesare pentru alinierea la așa-numitele criterii Maastricht au permis elaborarea unor scenarii de prognoză mai bine fundamentate. Suportul principal a provenit din participarea directă a Comisiei Europene la elaborarea proiecției pentru evoluția viitoare a economiei întregii Uniuni Europene și, individual, pentru fiecare țară candidată. Drept rezultat, în anul 2002 (având ca ultim an în baza de date anul 2000) s-a publicat o prognoză pentru țările candidate până la orizontul anului 2007. Conform acesteia, nivelul PNB pe locuitor în România (exprimat în dolari PPP) urma să reprezinte în anul 2007 (anul aderării) între 27,2% și 28,1% din media Uniunii Europene, în funcție de ritmul anual de creștere presupus pentru UE (2,5% în primul caz și, respectiv, 2% în al doilea caz), față de 26,7% în anul 2000. Menționăm că pentru România s-a considerat la data elaborării prognozei un ritm anual de creștere a PNB-ului de 2,5% pentru perioada 2000-2002 și de 3,5% în intervalul 2003-2007.

1.3. Obiectivele programului de convergență

Principalul impact al aderării îl reprezintă însuși procesul de convergență. Cu toate că România a aderat la Uniunea Europeană în 2007, continuă să existe decalaje mari față de media europeană la o serie de indicatori macroeconomici importanți. Încheierea perioadei de șapte ani, 2000-2006, de pregătire pentru aderare, și începerea unei noi perioade, 2007-2013, de pregătire pentru adoptarea euro, reprezintă o oportunitate favorabilă pentru continuarea reformelor și eliminarea decalajelor față de țările avansate. În privința nivelului dezvoltării economice, reducerea decalajelor se realizează în principal pe seama creșterii mai rapide în termeni reali a PIB-ului pe locuitor, aceasta fiind încadrată în categoria convergenței reale. Conform documentelor comunitare, simultan trebuie respectată și așa-numita convergență nominală. Cu toate că prima categorie ar putea părea mai importantă, aceasta nu trebuie

să afecteze îndeplinirea criteriilor convergenței nominale, adică trebuie asigurate condițiile menținerii echilibrelor macroeconomice.

Conform Tratatului de la Maastricht, statele care aderă la UE beneficiază de o derogare în ceea ce privește adoptarea monedei comune. Adică, la un moment dat, ulterior aderării, noile state membre vor intra în mecanismul ratelor de schimb (așa-numitul ERM II), iar apoi, condiționat de îndeplinirea criteriilor de convergență nominală, ele vor adopta moneda euro. Dintre cele cinci criterii de convergență nominală, trei sunt imuabile în timp: deficit bugetar care să nu depășească 3% din PIB pe parcursul ciclului economic; datorie publică totală mai mică de 60% din PIB în anul adoptării monedei unice și un curs de schimb stabil, fără devalorizări unilaterale față de euro mai mari de 2,25% timp de cel puțin doi ani. Alte două criterii de convergență nominală reprezintă “ținte mișcătoare”, variind de la an la an: rată a inflației care să nu depășească cu mai mult de 1,5 puncte procentuale inflația medie a celor mai performante trei state membre UE la acest indicator; rată a dobânzii la titlurile pe zece ani care să nu depășească cu mai mult de două puncte procentuale dobânda medie a celor trei state membre UE menționate. Tratatul de la Maastricht nu face referire directă la criteriile de convergență reală, care permit de fapt un grad înalt de coeziune între structurile economiilor statelor care adoptă moneda comună. Dar, așa cum arată așa-numita teorie a zonei monetare optime (Optimal Currency Area Theory), statele membre pot câștiga reciproc din adoptarea monedei comune, numai dacă structurile lor economice sunt suficient de asemănătoare și când nu există riscul ca șocuri asimetrice să lovească doar unele dintre țările participante. Politica monetară unică, atributul Băncii Centrale Europene, nu poate și nici nu trebuie să vizeze particularitățile fiecărei economii, ea adresându-se unui grup de economii presupus omogene. În acest sens, abandonarea prematură a politicii monetare proprii de către o țară cu o economie încă insuficient restructurată poate genera mai multe costuri decât beneficii. Din acest motiv, este necesară acordarea unei atenții speciale și criteriilor de convergență reală - nivelul PIB/locuitor, structura pe sectoare a economiei, gradul de deschidere a acesteia, ponderea comerțului cu țările membre UE în totalul comerțului exterior - chiar dacă ele nu fac parte din așa-numitul miez tare al acquis-ului comunitar. În concluzie, calendarul adoptării euro este o problemă de optimizare intertemporală, în care viteza este dictată de o analiză cost-beneficii, supusă următoarelor constrângeri: 1) îndeplinirea sustenabilă a criteriilor de convergență nominală; 2) atingerea unui nivel satisfăcător prin prisma criteriilor de convergență reală; 3) reducerea perioadei alocate mecanismului ratelor de schimb (ERM II) la minimul legal de doi ani. Cu toate că se precizează că după aderarea la UE politica monetară și aceea de curs de schimb din fiecare stat membru devin obiect al interesului comun, “alegerea strategiei monetare și de curs de schimb după aderarea la UE constituie, în primul rând, o responsabilitate și o prerogativă a statului membru respectiv”. În acest context, autoritățile române au în vedere un

calendar pentru intrarea în mecanismul ratelor de schimb (ERM II) și pentru adoptarea euro, care trebuie să îndeplinească următoarele condiții: a) să permită un interval de timp suficient de mare pentru îndeplinirea constrângerilor 1) și 2) de mai sus; b) să fie suficient de ambițios pentru concentrarea în timp a voinței politice și a eforturilor pentru reformă.

În prezent, în cazul criteriilor de **convergență nominală**, conform rapoartelor oficiale, situația se prezintă astfel:

Rata inflației. Nivelul actual al ratei inflației încă se plasează cu 2-3 puncte procentuale peste nivelul cerut de criteriul din Tratatul de la Maastricht. Principalele cauze se referă la: finalizarea târzie a procesului de liberalizare a prețurilor și a cursului de schimb (abia în anul 1997); nivelul inițial foarte redus al prețurilor administrate, peste care s-au suprapus creșterile de prețuri mondiale ale energiei din ultimii ani; adoptarea deliberată a unei strategii de reducere graduală a inflației, cu costurile și beneficiile aferente acestei opțiuni. Rata inflației, calculată ca medie anuală (aceasta fiind luată în calcul de Comisia Europeană), a ajuns totuși în 2005, pentru prima dată în perioada de tranziție, la un nivel exprimat cu o singură cifră, de 9,0%, pentru ca în 2006 să scadă la 6,56%.

Tabelul 1.1

Rata inflației în România (%)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Medie anuală	34,5	22,5	15,3	11,9	9,0	6,56
Dec./dec.	30,3	17,8	14,1	9,3	8,6	4,87

Sursa: Institutul Național de Statistică, Banca Națională a României.

În anul 2005, BNR a adoptat strategia de țintire directă a inflației, asumându-și astfel, în mod clar, sarcina de a urmări cu consecvență realizarea obiectivului său fundamental: stabilitatea prețurilor. Coordonatele noii strategii de politică monetară sunt următoarele: a) ținta este exprimată prin rata inflației prețurilor de consum (IPC) la sfârșitul anului (dec./dec.); b) ținta este stabilită ca un punct central, încadrat de un interval de variație (± 1 punct procentual); c) țintele anuale vizează un orizont de timp mai lung (inițial, 2 ani); d) interpretarea țintirii inflației a fost la început mai flexibilă (avându-se în vedere liberalizarea concomitentă a contului de capital), urmând a deveni din ce în ce mai "ortodoxă" odată cu rodarea mecanismului; e) a fost definit *ex ante* un set restrâns de circumstanțe, independente de influența politicii monetare, care condiționează responsabilitatea BNR pentru atingerea țintei de inflație; f) anunțarea țintelor se face în comun de către BNR și guvern. În 2006, rata inflației decembrie/decembrie s-a încadrat în intervalul de variație, situându-se la nivelul de 4,87%. Astfel, efectele nefavorabile ale introducerii taxei pe viciu (tutun și alcool) și ale majorării prețurilor combustibililor au fost compensate de reducerea semnificativă a prețului la grupa legume-fructe-ouă, precum și de

amânarea pentru 2007-2008 a creșterii unor prețuri administrate. Printre factorii de risc pentru 2007 și 2008, se pot menționa: creșterea procentuală mai amplă a prețurilor administrate, ca efect al amânării ajustării acestora la nivelurile internaționale; menținerea excedentului de cerere și a unui *output gap* pozitiv; temperarea sau chiar inversarea aprecierii nominale a monedei naționale; inerția anticipațiilor inflaționiste. Pentru a face față unor asemenea riscuri, BNR are în vedere menținerea sau chiar întărirea caracterului restrictiv al politicii monetare, prin toate instrumentele care îi stau la dispoziție: rata dobânzii de politică monetară, rata rezervelor minime obligatorii, măsuri prudențiale, măsuri administrative.

Tabelul 1.2

Prognoza ratei inflației în România (%)

	2006	2007	2008
Medie anuală	7,0	5,0	4,3
Dec./dec.	5,9	4,5	4,0
Ținta	5 ± 1	4 ± 1	3,8 ± 1%

Sursa: Banca Națională a României, Comisia Națională de Prognoză.

Pe termen mediu, autoritățile își propun coborârea ratei medii anuale a inflației sub nivelul de 3% și intrarea în mecanismul ratelor de schimb ERM II în anul 2012, urmând ca adoptarea euro să se realizeze la orizontul anului 2014. Motivele pentru care accelerarea procesului pare contraproductivă sunt: alocarea unui interval de timp suficient pentru ajustarea prețurilor administrate la niveluri internaționale; persistența și importanța efectului Balassa-Samuelson într-o țară precum România; oferirea posibilității unor aprecieri nominale ale cursului de schimb (condiționate de câștigurile de productivitate a muncii), care pot scurta perioada de aliniere a PIB/locuitor spre niveluri europene; alocarea unui timp suficient pentru ameliorarea unor criterii de convergență reală (îndeosebi a nivelului PIB/locuitor și a structurii pe sectoare a economiei), în vederea maximizării beneficiilor adoptării monedei unice.

Rata dobânzii (ratele dobânzilor la titlurile de stat pe 10 ani). Datorită evoluției inflației, primele titluri de stat pe o perioadă de 10 ani au fost emise pe piața internă abia în anul 2005. Ultima emisiune de acest fel, în august 2005, a avut o dobândă de 7,49%. În anul 2006 nu au mai fost emise astfel de titluri. Pe termen mediu, este de așteptat ca evoluția dobânzilor la titlurile de stat pe 10 ani să urmeze traiectoria inflației și, la orizontul anilor 2012–2014, să se situeze la un nivel compatibil cu criteriile de la Maastricht.

Evoluția cursului de schimb valutar. În perioada 2001-2005, BNR a trecut de la un regim de flotare controlată a cursului de schimb (în care referențialul reprezentat de un coș dolar/euro și-a modificat radical structura, incluzând în final doar euro) spre un regim de flotare aproape liberă, adoptat odată cu strategia de țintire directă a inflației. Începând cu luna octombrie 2005, BNR nu a mai intervenit de fapt pe piața valutară, lăsând cursul valutar să fie

determinat liber de forțele pieței. Totuși BNR își rezervă dreptul de a interveni, dacă va considera că nivelul cursului de schimb se abate periculos de la nivelul justificat de elementele fundamentale.

Tabelul 1.3

Cursul de schimb leu/euro
(variație procentuală anuală)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Variație medie ^{*)}	-23,3	-16,7	-16,8	-7,3	+11,9	+2,8

^{*)} - pentru depreciere; + pentru apreciere.

Sursa: BNR.

Din punct de vedere tehnic, evoluția cursului de schimb leu/euro nu a îndeplinit exigențele criteriilor de la Maastricht în perioada 2001-2004 și le-a îndeplinit de o manieră calificată în anii 2005 și 2006 (considerând că banda tolerată pentru apreciere este de 15%, spre deosebire de depreciere, unde banda tolerată este de numai 2,25%). Propriu-zis, nu a fost urmărită riguros îndeplinirea criteriilor de la Maastricht privind cursul, din următoarele cauze: a fost modificat radical cadrul de operare al politicii monetare, de la țintirea agregatelor monetare la țintirea directă a inflației; a fost liberalizat gradual contul de capital, o importanță deosebită având-o permisiunea acordată nerezidenților de a deschide conturi bancare în lei la băncile rezidente, începând cu aprilie 2005; deschiderea spațiului UE pentru lucrătorii români, începând cu 2003, care a generat sume impresionante sub forma transferurilor individuale în contul curent al balanței de plăți; euro a devenit valută de referință implicită pentru cursul de schimb abia în 2005, până atunci împărțind acest rol cu dolarul. În anul 2006 s-a înregistrat o anumită stabilizare a cursului de schimb leu/euro, aprecierea nominală fiind de 2,8%. Pentru perioada prevăzută până la adoptarea euro, se așteaptă continuarea actualei tendințe de ușoară apreciere nominală a cursului de schimb, condiționată de progresele continue înregistrate pe latura productivității muncii.

Deficitul bugetului consolidat. Din acest punct de vedere, România are o situație favorabilă comparativ cu țările central-europene, devenite membre ale UE în 2004. Începând cu anul 2002, nivelul deficitului bugetului consolidat s-a situat la un nivel compatibil cu criteriile de la Maastricht, atât în ceea ce privește raportarea conform metodologiei ESA 95 (luată în calcul de autoritățile europene), cât și în ceea ce privește raportarea conform metodologiei GFS utilizate de către FMI.

Tabelul 1.4

Deficitul bugetului consolidat (% din PIB)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Conform ESA 95	- 3,5	- 2,0	- 1,8	- 1,3	- 0,4	- 2,4
Conform GFS	- 3,2	- 2,5	- 2,3	- 1,1	- 0,8	- 1,7

Sursa: Notificarea fiscală (aprilie 2006); Ministerul Finanțelor Publice.

Aprecierea succesului aderării la Uniunea Europeană este condiționată de maximizarea absorbției de fonduri europene încă din primul an, fără depășirea criteriului în privința deficitului bugetar din Tratatul de la Maastricht. Guvernul României consideră că asigurarea unei infrastructuri de transporturi și de mediu reprezintă un important indicator al convergenței reale, care însă poate genera presiuni bugetare, dar este strict necesar pentru o pregătire de succes a adoptării monedei unice. Acest factor pledează, la rândul său, pentru stabilirea unui termen realist în ceea ce privește adoptarea euro, la orizontul anului 2014.

Datoria publică. Datoria publică totală este în România la un nivel cu mult inferior criteriului de la Maastricht. În plus, în ultimii ani, acest indicator a avut o tendință descendentă, atât în cazul metodologiei ESA 95, cât și în cel al metodologiei GFS, datorită efectului cumulat al unor valori superioare de creștere a PIB-ului, al unor deficite bugetare mici și al unor rate ale dobânzii în scădere.

Tabelul 1.5

Evoluția datoriei publice (% din PIB)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Conform ESA 95	23,2	23,8	20,7	18,0	15,2	12,8
Conform GFS	28,8	29,0	25,9	22,1	20,2	17,9

Sursa: Notificarea fiscală (aprilie 2006); Ministerul Finanțelor Publice.

Pentru perioada rămasă până la adoptarea euro, autoritățile române consideră că nivelul datoriei publice, exprimat ca procent din PIB, va cunoaște o ușoară creștere, generată în principal de majorarea deficitului bugetar, dar va continua să se situeze confortabil sub nivelul criteriului de la Maastricht.

Situația actuală în cazul criteriilor de **convergență reală**, conform rapoartelor oficiale, se prezintă astfel:

Nivelul PIB-ului pe locuitor. Atât în termeni nominali, cât și în termeni de paritate a puterii de cumpărare (PPP), PIB-ul pe locuitor din România este cu mult inferior nivelului din Uniunea Europeană. Astfel, PIB/locuitor exprimat la paritatea puterii de cumpărare reprezenta în 2005 doar 33% din nivelul mediu înregistrat în UE-25. În ultimii ani însă, se remarcă o sporire semnificativă a nivelului acestui indicator, grație ritmurilor înalte de creștere economică (de exemplu, în anul 2006, nivelul nominal al indicatorului a fost de circa 2,5 ori mai mare decât în anul 2000).

Tabelul 1.6

Evoluția PIB/locuitor (în euro)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Nominal	1795	2002	2224	2420	2806	3676	4508
La PPP	5000	5500	6100	6500	7400	8000	8800*

*) estimare.

Sursa: Eurostat, Banca Națională a României.

Până la momentul adoptării euro, este de așteptat o dublare în termeni nominali a produsului intern brut pe locuitor față de nivelul din 2005, ceea ce ar face ca indicatorul exprimat în termeni de paritate a puterii de cumpărare să se apropie de 50% din nivelul mediu al Uniunii Europene.

Structura pe sectoare a economiei. Analiza contribuției sectoarelor economice la formarea PIB-ului demonstrează existența încă a unei structuri rămase în urmă, cu o pondere mare a agriculturii și cu o pondere insuficientă, prin prisma unei economii moderne, a serviciilor.

Tabelul 1.7

Ponderea sectoarelor economice în PIB (%)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Industrie	27,3	27,7	28,4	28,4	25,2	24,4	23,9
Agricultură	11,1	13,3	11,3	11,6	12,8	8,9	8,0
Servicii	48,2	45,9	45,1	46,4	45,2	48,3	49,6

Sursa: Institutul Național de Statistică.

Până la momentul adoptării monedei europene, autoritățile române anticipează o reducere drastică a ponderii agriculturii în PIB (îndeosebi pe seama reculului fermelor mici, neviabile comercial), cu transferarea resurselor eliberate astfel spre sectorul serviciilor, care va depăși 53% din PIB. În acest mod, se va diminua totodată riscul ca politica monetară comună să afecteze în mod disproporționat România, în condițiile apariției unor șocuri asimetrice.

Gradul de deschidere a economiei. România prezintă un grad mediu de deschidere a economiei, exprimat ca pondere în PIB a sumei exporturilor și importurilor de bunuri și servicii. Aceasta relevă o economie mică și (semi) deschisă, o situație similară Poloniei și normală pentru o țară cu o populație relativ numeroasă.

Tabelul 1.8

Deschiderea economiei (% Export+Import/PIB)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Grad de deschidere	70,7	74,5	76,4	76,9	81	76,6	76,7

Sursa: Institutul Național de Statistică, BNR.

Se poate considera că, din perspectiva adoptării euro, acest indicator se află deja la un nivel satisfăcător, având în vedere particularitățile economiei românești.

Ponderea comerțului cu UE în totalul comerțului exterior. Conform teoriei economice, cu cât economiile naționale sunt mai legate între ele prin tranzacții comerciale, cu atât ciclurile economice tind să se coreleze, iar probabilitatea unor șocuri asimetrice scade. Prin prisma acestui criteriu, România se află la un nivel satisfăcător, comparabil cu nivelurile înregistrate de țările central-europene la momentul aderării lor, în anul 2004.

Tabelul 1.9
Ponderea comerțului cu UE în totalul comerțului exterior^{*)} (%)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Pondere UE	59,9	62,0	62,4	62,1	68,4	64,5	64,6

*) exporturi FoB și importuri FoB.

Sursa: Institutul Național de Statistică, BNR.

Reculul din 2005 și stagnarea din 2006 pot fi puse pe seama creșterii puternice a prețurilor produselor energetice, pe care România le importă cu precădere din țări aflate în afara UE. Pentru anii viitori, prognozele prevăd o revenire (o scădere) a prețului petrolului și a produselor energetice, ipoteză în care ponderea comerțului cu UE va înregistra un nou trend ascendent.

Obiectivul strategic al României îl reprezintă convergența de ansamblu cu statele membre ale Uniunii Europene, în termeni de bunăstare individuală a cetățenilor săi, în special, și a societății, în general. În termeni macro-economici, convergența cu UE înseamnă asigurarea unui ritm de creștere economică mai ridicat decât media comunitară, pentru un interval de timp suficient de lung, chiar de ordinul zecilor de ani. În acest context, conform oficialităților, trebuie subliniat rolul de instrument de accelerare a procesului de convergență economică și socială al Planului național de dezvoltare (PND) 2007-2013. Scopul principal al acestuia îl constituie reducerea cât mai rapidă a disparităților de dezvoltare socioeconomică între România și statele membre UE, beneficiind și de efectele favorabile a “procesului accelerat de recuperare” (catch-up), care însoțește dezvoltarea țărilor emergente în actualul context al globalizării. Modelul general al dezvoltării va stimula acea schimbare și promovare a sectoarelor economice cu valoare adăugată mare și creșterea ponderii sectoarelor bazate pe cunoaștere. Intervenția statului, conformă regulilor comunitare, va evita susținerea unor sectoare economice neviabile sau măsuri sociale protecționiste care pun în pericol asigurarea durabilității dezvoltării și se dovedesc vulnerabile în fața competiției și provocărilor globalizării. Dezvoltarea avantajelor competitive va ține cont de tendințele europene și, ca urmare, vor fi încurajate și stimulate sectoarele capabile să valorifice avantajele și oportunitățile oferite de piața internă. Dezvoltarea corelată a infrastructurilor fizice și a capitalul uman reprezintă abordarea corectă a României în fața provocărilor integrării europene și globalizării. Consolidarea unui model de dezvoltare pe aceste două direcții, în condițiile asigurării coerenței și complementarității cu instrumentele strategico-programatice deja existente (Planul național de dezvoltare 2007-2013, Programul național de reforme 2007-2010, Cadrul strategic național de referință 2007-2013, Strategia de dezvoltare durabilă 2025, Programul de guvernare 2004-2008, Programul de convergență 2007-2010, Raportul național strategic privind protecția socială și incluziunea socială 2006-2008), reflectă ierarhizarea strategică a obiectivelor de dezvoltare a României, corelată cu

resurselor disponibile și orientate explicit spre realizarea convergenței reale. Se consideră, totodată, că asigurarea unei infrastructuri de transporturi și de mediu reprezintă un important indicator al convergenței reale. În acest cadru, de un real folos va fi studierea experienței statelor membre UE care deja au îndeplinit criteriile convergenței, pentru pregătirea premiselor unei dezvoltări compatibile cu standardele de calitate, productivitate și competitivitate ale pieței unice.

1.4. Estimări la nivel european și evaluări ale impactului aderării

Teoria dezvoltării stadiale postulează că, la scara istoriei, țările trec mai întâi prin stadiul producției primare (când agricultura este preponderentă), apoi prin cel secundar (când industria devine ramura principală a economiei), pentru ca în final să parcurgă stadiul terțiar (când serviciile devin preponderente în cadrul unei economii naționale). Expansiunea serviciilor din ultima perioadă se datorează, în opinia multor economiști, apariției și extinderii așa-numitei noi economii. Astfel, se consideră că, printre activitățile care au condus la creșterea spectaculoasă din ultima perioadă a importanței serviciilor în economia țărilor dezvoltate, se află: cercetarea științifică, dezvoltarea tehnologică, proiectarea și experimentarea, marketingul și comerțul (inclusiv cel exterior), activitățile legate de producerea, stocarea, prelucrarea și transmiterea informațiilor, activitățile legate de factorul uman, precum învățământul și educația, ocrotirea sănătății și asigurarea unei calități ridicate a vieții (care include și calitatea mediului natural, timpul liber, turismul), activitatea financiară, băncile și societățile de asigurări etc. Aceste “servicii”, de care depinde esențial însăși eficiența din așa-numita sferă a producției materiale, înregistrează dinamici dintre cele mai înalte. Ele sunt fie integrate în sisteme comune cu activitățile propriu-zis productive, fie se constituie în sisteme autonome: “industria bancară”, “industria hotelieră”, “industria informatică” sau “industria informației” etc. În ultima vreme se folosește adesea conceptul de investiții intangibile, pentru a se sublinia importanța dezvoltării serviciilor științifice, a învățământului, a sistemului de ocrotire a sănătății etc. Există, de asemenea, opinii după care s-ar impune distingerea unui așa-numit sector cuaternar, alături de cele trei sectoare economice tradiționale, care să includă serviciile legate de producerea, prelucrarea și consumarea informației și a cunoștințelor. Pentru estimarea parametrilor care descriu dinamica pe termen mediu și lung a structurii economiei, se utilizează o serie de modele, inclusiv unele econometrice, pornindu-se de la datele empirice. În acest sens, prezentăm un model conceput de noi, care în esență presupune existența unor valori-limită, către care traiectoriile converg pe termen lung, variabila argument fiind venitul pe cap de locuitor. Acesta se bazează pe o serie de ipoteze,

plauzibile din punct de vedere economic, cel puțin în cazul luării în considerare a datelor statistice disponibile pentru perioada 1970-2000. Principalele ipoteze ale modelului se pot scrie astfel:

$$na = h = ct., \text{ pentru } y \rightarrow +\infty \quad (1.3)$$

$$ni = 0, \text{ pentru } y \rightarrow 0 \quad (1.4)$$

$$ns = d = ct., \text{ pentru } y \rightarrow +\infty \quad (1.5)$$

unde na , ns și ni reprezintă ponderile în totalul populației ocupate a sectorului primar (agricultura, în principal), a sectorului secundar (industria, în principal) și, respectiv, a sectorului terțiar (serviciile). Pornind de la aceste ipoteze, dinamica ponderii în totalul populației ocupate a agriculturii și, respectiv, a serviciilor se poate exprima, în funcție de PIB-ul pe locuitor, y , prin următoarele două relații:

$$na(y) = (A \cdot h \cdot y + m \cdot B) / (A \cdot y + m) \quad (1.6)$$

$$ns(y) = d / (1 + e^{b \cdot c \cdot y}) \quad (1.7)$$

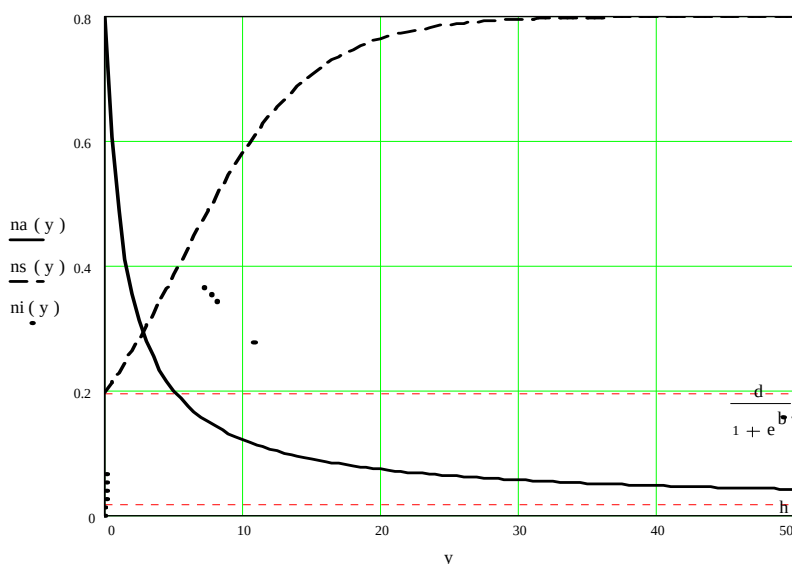
unde A , h , m , B , d și c sunt parametri estimați econometric, iar e este baza logaritmilor naturali. În plus, considerând relația de complementaritate, $na + ni + ns = 1$, se poate exprima dinamica ponderii industriei în totalul populației ocupate:

$$ni(y) = 1 - \{[(A \cdot h \cdot y + m \cdot B) / (A \cdot y + m)] + [d / (1 + e^{b \cdot c \cdot y})]\} \quad (1.8)$$

De asemenea, ținând cont de relația (1.2), se obține următoarea relație de legătură:

$$B = 1 - [d / (1 + e^b)] \quad (1.9)$$

Figura 1.1



Rezultatele simulării modelului demonstrează existența pentru industrie a unui maxim local și a unui minim local. Modelul permite, de asemenea, simularea unor traiectorii relevante pentru dinamica pe termen lung a modificărilor structurale. De exemplu, în cazul atribuirii următoarelor valori parametrilor: $A=2$, $h=0,02$, $m=3$, $d=0,8$, $b=1,12$ și $c=0,21$, pe baza simulării modelului au rezultat pentru industrie o pondere maximă de aproximativ 42% (corespunzând unui $y=4$ mii dolari pe cap de locuitor) și, respectiv, o pondere minimă de aproximativ 14,7% (corespunzător unui $y=28,5$ mii dolari pe locuitor). Rezultatele întregii hărți a simulărilor sunt redată în graficul din figura 1.1. În acest fel, decalajul între țări, în funcție de nivelul dezvoltării economice, poate fi evaluat și cu ajutorul discrepanțelor în ceea ce privește distribuția pe sectoare a forței de muncă.

Pornindu-se de la analiza modificărilor structurale pe stadii de dezvoltare economică, s-a ajuns la concluzia că decalajul între țări poate fi evaluat pe baza analizării discrepanțelor în ceea ce privește contribuția sectorului serviciilor atât în totalul forței de muncă, cât și la formarea PIB. De exemplu, analiza datelor privind dinamica ponderii sectorului serviciilor în PIB, în perioada 1995-2005, în cadrul Uniunii Europene (UE-27), demonstrează tendința de expansiune a acesteia în toate țările. Din acest punct de vedere, România se plasează pe locul al doilea, cu un spor de 16,1 puncte procentuale (de la 38,8% la 54,9%), fiind devansată doar de Letonia (cu un spor de 16,7 puncte procentuale, de la 56,6% la 73,3%, în 2004). Cu toate acestea, România continuă să se plaseze în prezent pe ultimul loc în cadrul UE (a se vedea tabelul din anexa 1.1). Pentru a estima dinamica pe termen mediu și lung a structurii economiei, în funcție de nivelul dezvoltării, am folosit un model econometric diferit de cel teoretic, prezentat anterior, pornind de la datele statistice pentru Uniunea Europeană în anul 2004. Graficul care reflectă modificarea structurii producției naționale (pe cele trei mari sectoare – agricultură, $y_a\%$, industrie, $y_i\%$, și, respectiv, servicii, $y_s\%$) în funcție de nivelul PIB pe locuitor este redat în figura 1.2 (unde pe abscisă sunt notate țările, i , ordonate crescător după nivelul PIB pe locuitor, y). Modelul econometric folosit presupune existența unor valori-limită, către care traiectoriile converg pe termen lung, pe măsură ce venitul pe locuitor sporește. Astfel, specificația modelului s-a realizat, pe baza datelor empirice oferite de istoria economică, prin considerarea unor ipoteze plauzibile din punctul de vedere al teoriei dezvoltării stadiale. Pentru exercițiul estimării, am utilizat următoarele ecuații de regresie, care descriu evoluția ponderii în PIB a agriculturii, y_a , și, respectiv, a serviciilor, y_s , ca funcții de nivelul PIB pe locuitor, y :

$$y_{a_E}(y) = [(k_1 \cdot y + k_2) / (k_3 \cdot y + k_4)] \quad (1.10)$$

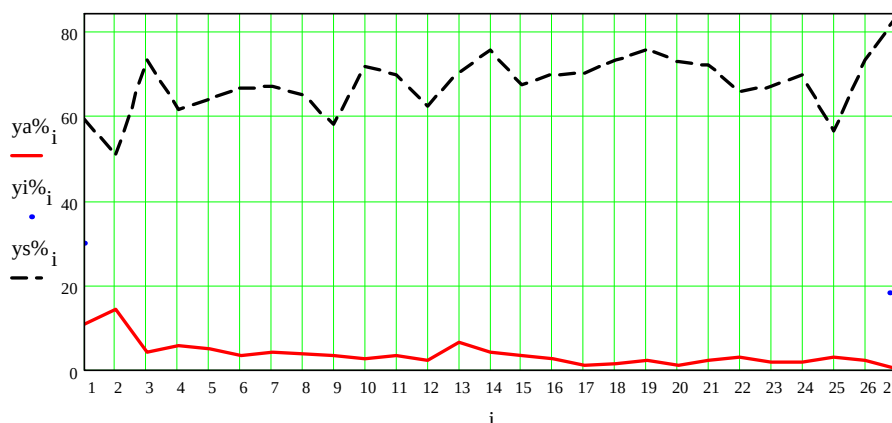
$$y_{s_E}(y) = [k_5 / (1 + k_6 \cdot e^{k_7 \cdot y})] \quad (1.11)$$

unde $k_1, \dots, k_7$ sunt parametri, iar e este baza logaritmulor naturali. De asemenea, pentru a estima dinamica ponderii industriei în PIB, y_i , am substituit

relațiile de mai sus în relația de complementaritate, $y_a + y_i + y_s = 1$, obținând în final următoarea ecuație:

$$y_i(y) = 1 - \{[(k_1 \cdot y + k_2) / (k_3 \cdot y + k_4)] + [k_5 / (1 + k_6 \cdot e^{k_7 \cdot y})]\} \quad (1.12)$$

Figura 1.2



Câteva dintre rezultatele modelului sunt redată grafic în figurile 1.3, 1.4 și 1.5, unde prin linii întrerupte sunt redată și intervalele statistice de încredere. De asemenea, în figura 1.6 este redat graficul teoretic al modificărilor structurale, rezultat prin utilizarea coeficienților estimați econometric pe baza datelor empirice pentru UE-27 în anul 2004. Se poate observa existența unei limite minime, de aproximativ 1,7% din PIB, în cazul ponderii agriculturii, și a unei limite maxime pe termen lung, de aproximativ 82,7%, în cazul sectorului serviciilor. În cazul ponderii industriei, se remarcă existența unui maxim absolut, de aproximativ 31,4% (corespunzând unui nivel al PIB-ului pe locuitor de aproximativ 9700 dolari/locuitor), și a unui minim absolut, de aproximativ 15,6% (care este atins doar în cazul unui nivel al PIB-ului pe locuitor foarte mare).

Figura 1.3

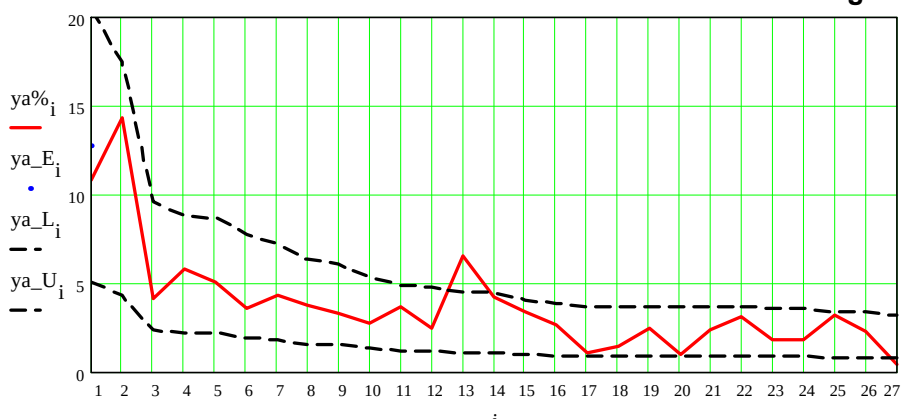


Figura 1.4

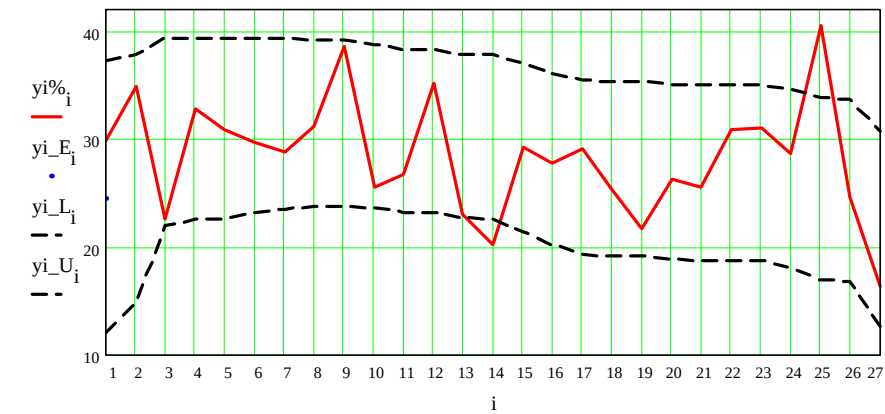


Figura 1.5

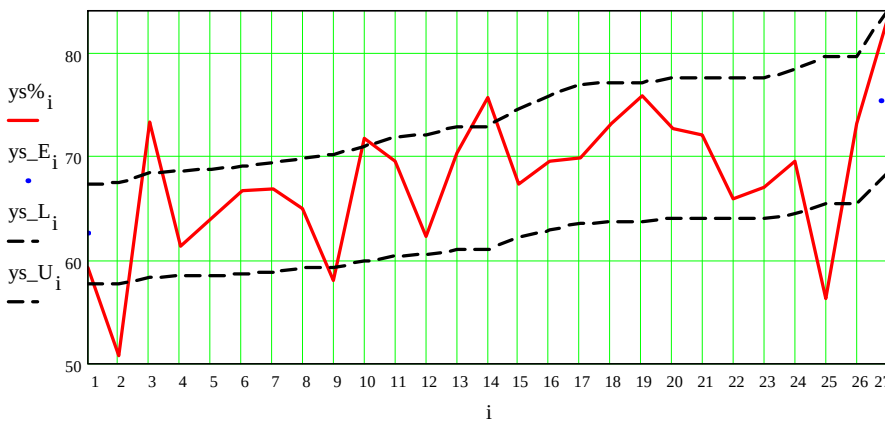
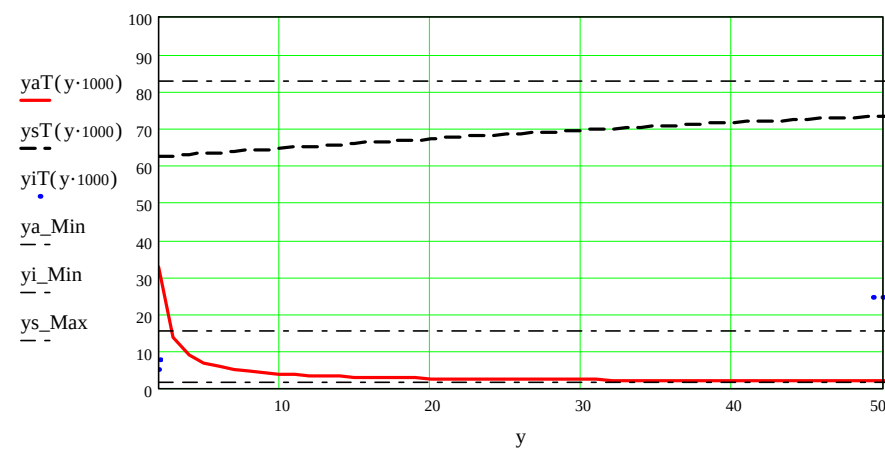


Figura 1.6



Pentru România, modelul estimat pe baza datelor empirice demonstrează existența încă a unor decalaje semnificative față de media europeană. Conform modelului teoretic estimat pentru Uniunea Europeană (calculat pe baza datelor statistice în dolari, pentru anul 2004), pentru o creștere estimată a PIB-ului în România de aproximativ 6% pe an în perioada 2006-2015, ar rezulta pentru anul final al perioadei următoarele ponderi: $y_a=4,6\%$, $y_i=31,3\%$ și $y_s=64,1\%$. În cazul în care însă se conservă jumătate din ritmul anual al PIB-ului pe locuitor (exprimat în dolari curenți, care implică și devalorizarea dolarului) din anul 2005/2004, adică aproximativ 15,5%, în anul 2015 structura economiei ar fi: $y_a=2,8\%$, $y_i=30,1\%$ și $y_s=67,0\%$. Desigur, reducerea într-o așa mare măsură a ponderii agriculturii în PIB în doar zece ani nu poate părea plauzibilă. Totuși, se poate deduce impactul clar al creșterii ponderii serviciilor în economia națională: astfel, conform modelului teoretic, estimat la nivel european, majorarea ponderii sectorului serviciilor cu patru puncte procentuale, de la 63,1% (corespunzând unui PIB pe locuitor de 4556,1 dolari pe locuitor, egal cu cel al României în 2005) la 67,1%, ar genera o creștere de patru ori a PIB-ului pe locuitor (până la nivelul de 19,1 mii dolari, egal cu cel atins de România în ipoteza anterioară a unui ritm anual, în cazul exprimării în dolari, de 15,5% până în 2015). Din acest exercițiu, rezultă cert necesitatea continuării ferme a modernizării structurilor economice în România, în vederea accelerării convergenței către nivelul de performanță impus de către UE (care sintetic se poate considera a fi exprimat prin modelul teoretic estimat la nivel european).

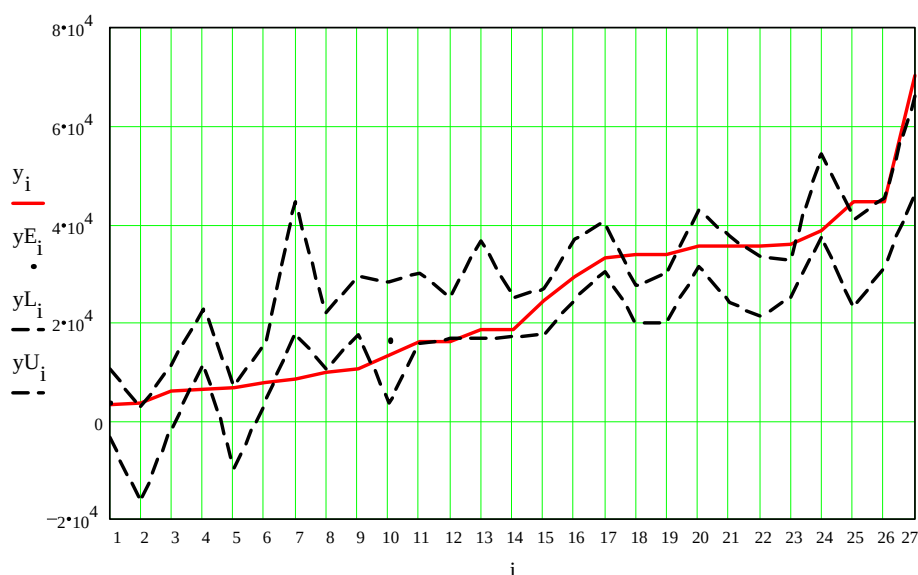
Studiile empirice din ultima vreme demonstrează existența unei corelații directe puternice între expansiunea elementelor ce definesc noua economie, economie fundamental bazată pe cunoaștere, și nivelul general de dezvoltare al unei țări. Astfel, se constată corelații directe semnificative între PIB-ul pe locuitor (notat cu y), pe de-o parte, și numărul de PC-uri la mia de locuitori (notat cu x_1), numărul de utilizatori de internet la mia de locuitori (notat cu x_2) și, respectiv, numărul de telefoane (fixe și mobile) la mia de locuitori (notat cu x_3). În cazul Uniunii Europene (UE-27), de exemplu, pe baza estimărilor noastre pentru anul 2004 (în care PIB-ul pe locuitor a fost exprimat în dolari), au rezultat următorii coeficienți de corelație: pentru x_1 - y +0,6299948354, pentru x_2 - y +0,5234698735 și, respectiv, pentru x_3 - y +0,8291306305. De asemenea, se constată existența unor corelații directe pozitive semnificative și între variabilele care exprimă indicatorii noii economii: pentru x_1 - x_2 +0,7242109880, pentru x_1 - x_3 +0,5886478887 și, respectiv, pentru x_2 - x_3 +0,5888145064. Datele primare care au stat la baza estimărilor sunt prezentate în detaliu în tabelul din anexa 1.2. Impactul semnificativ pe care-l are expansiunea noii economii asupra nivelului dezvoltării economice poate fi evaluat și prin rezultatele obținute prin utilizarea funcției de regresie care reunește cei trei factori menționați:

$$y(x_1, x_2, x_3) = a + b \cdot x_1 + c \cdot x_2 + d \cdot x_3 \quad (1.13)$$

unde a , b , c și d sunt coeficienții ecuației de regresie estimați pe baza modelului econometric. Reprezentarea grafică a rezultatelor modelului aplicat în cazul țărilor Uniunii Europene (UE-27) este redată în figura 1.7, în care statele membre UE, notate pe axa absciselor cu i , au fost ordonate în ordinea crescătoare a PIB-ului pe locuitor în anul 2004 (de la $i=1$, reprezentând Bulgaria, cu 3131 dolari pe locuitor, până la $i=27$, care reprezintă Luxemburgul, cu un PIB pe locuitor de 70295 dolari).

Pe grafic sunt redată, prin cele două linii întrerupte, și curbele valorilor minime și, respectiv, maxime care delimitează intervalul de încredere statistic. Conform modelului teoretic rezultat pe baza estimărilor econometrice, în cazul UE, impactul pozitiv cel mai puternic asupra dinamicii PIB-ului îl are numărul de telefoane (fixe și mobile) la mia de locuitori ($d= 42,682$) și, respectiv, numărul de PC-uri la mia de locuitori ($b=20,202$).

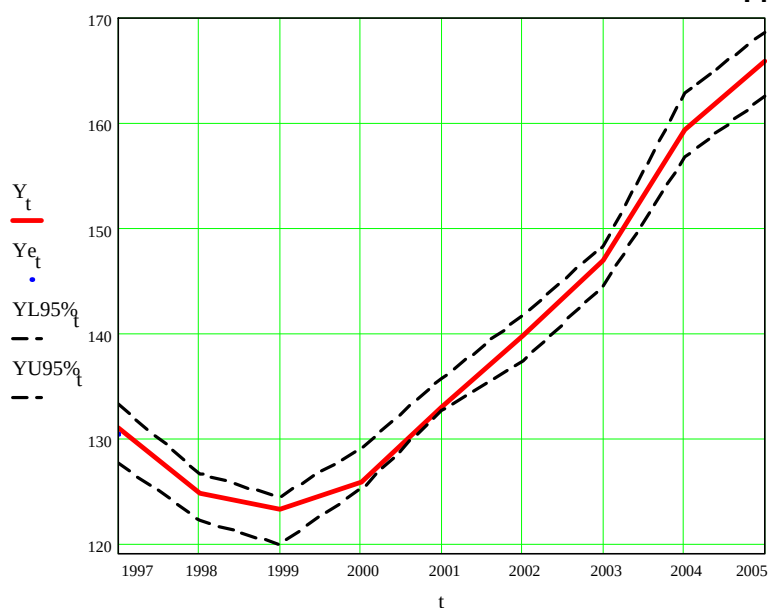
Figura 1.7



Unul dintre rezultatele extrem de favorabile ale aderării României la Uniunea Europeană l-a reprezentat creșterea încrederii investitorilor străini. De altfel, în cazul României, continuarea reformelor și a restructurării economiei în vederea accelerării convergenței presupune, printre altele, stimularea investițiilor străine și a exportului. Drept exemplu, prezentăm în continuare unele rezultate obținute prin simularea unui model, dezvoltat de noi într-o formă econometrică (a se vedea anexa 1.3 pentru detalii), care presupune existența a 4 factori majori cu impact asupra dinamicii PIB (notat cu Y). Aceștia sunt forța de muncă ocupată (L), exportul (X), investițiile interne (Id) și, respectiv, fluxul investițiilor străine (If). Modelul a fost aplicat pe cazul României, perioada de

analiză pe baza căreia s-au estimat coeficienții ecuației de regresie fiind 1997-2005. Rezultatele estimărilor noastre sunt redată grafic în figura 1.8, unde linia continuă reprezintă PIB-ul real exprimat în dolari PPP prețuri constante ale anului 2000, linia punctată este trendul estimat, iar cele două linii întrerupte delimitează intervalul de încredere statistic ($YL95\%$ semnifică limita inferioară, iar $YU95\%$ limita superioară). Cu toate că intervalul de timp este scurt, se constată că seria reziduurilor prezintă caracteristicile unui proces staționar.

Figura 1.8



Anexa 1.1

		1995			2004				2005			
		ya%	yi%	ys%	y	ya%	yi%	ys%	y	ya%	yi%	ys%
1	Bulgaria	13,4	32,4	54,3	3131	10,8	29,9	59,3	3443	9,3	30,5	60,3
2	România	20,9	40,3	38,8	3481	14,3	35,0	50,7	4556	10,1	35,0	54,9
3	Letonia	9,9	33,5	56,6	5932	4,1	22,6	73,3	6857	...	...	...
4	Lituania	11,7	33,2	55,0	6537	5,9	32,8	61,3	7466	5,9	31,1	63,0
5	Polonia	6,9	33,3	59,8	6610	5,1	30,9	64,0	7838	4,9	30,7	64,5
6	Slovacia	6,0	38,2	55,8	7635	3,6	29,7	66,7	8615	3,5	29,4	67,2
7	Estonia	8,7	31,0	60,3	8328	4,3	28,8	66,9	9745	...	...	...
8	Ungaria	6,8	30,9	62,3	9962	3,8	31,1	65,0	10820	...	...	...
9	Cehia	4,7	41,9	53,4	10542	3,4	38,6	58,0	11999	...	...	...
10	Malta	2,9	33,7	63,4	13256	2,8	25,5	71,7	13783	...	...	...
11	Portugalia	5,2	30,0	64,9	15970	3,7	26,7	69,6	16396	...	...	...
12	Slovenia	5,5	41,7	52,8	16271	2,5	35,2	62,3	17030	...	...	...
13	Grecia	9,9	22,4	67,7	18560	6,6	23,1	70,4	19271	...	...	...
14	Cipru	5,0	22,5	72,4	18668	4,3	20,2	75,6	...	...	...	...
15	Spania	4,4	29,6	66,0	24360	3,5	29,2	67,3	25898	...	...	...
16	Italia	3,2	30,1	66,7	29143	2,6	27,8	69,6	29981	...	...	...
17	Germania	1,3	32,1	66,6	33212	1,1	29,1	69,8	33726	...	...	...
18	Belgia	1,6	28,1	70,3	33808	1,4	25,4	73,2	34834	...	...	...
19	Franța	3,2	26,3	70,5	33896	2,5	21,8	75,8	34740	...	...	...
20	Anglia	1,8	30,9	67,3	35485	1,0	26,3	72,7	36420	...	...	...
21	Olanda	3,5	27,8	68,6	35560	2,4	25,6	72,0	36423	...	...	...
22	Finlanda	4,7	32,2	63,1	35562	3,2	30,9	65,9	36830	...	...	...
23	Austria	2,5	30,8	66,7	35766	1,9	31,1	67,0	37086	...	...	...
24	Suedia	2,7	30,1	67,2	38525	1,8	28,7	69,4	39241	...	...	...
25	Irlanda	7,7	38,2	54,1	44644	3,2	40,5	56,3	47316	...	...	...
26	Danemarca	3,6	24,9	71,5	44673	2,3	24,6	73,1	46952	...	...	...
27	Luxemburg	1,0	21,2	77,8	70295	0,5	16,3	83,2	73961	...	...	...

Sursa: World Development Indicators Database, August 2006.

Anexa 1.2

	Țara/Anii	PIB/loc.		PC/loc.		Int./loc.		Tel./loc.	
		(US\$)		(1000loc.)		(1000loc.)		(1000loc.)	
		2000	2004	2000	2004	2000	2004	2000	2004
1	Bulgaria	1563	3131	44,3	59,4	53,4	283,5	444,2	966,4
2	România	1651	3481	31,8	113,0	35,7	207,5	285,3	673,5
3	Letonia	3302	5932	140,3	216,6	63,2	350,2	468,6	937,3
4	Lituania	3275	6537	65,0	155,1	64,3	281,8	463,5	1234,6
5	Polonia	4433	6610	69,1	192,8	72,5	235,7	457,8	777,4
6	Slovacia	3752	7635	137,0	296,0	94,1	422,9	519,8	1026,6
7	Estonia	3996	8328	152,9	920,7	285,9	496,7	750,3	1260,0
8	Ungaria	4606	9962	87,0	146,0	70,0	267,1	687,1	1217,4
9	Cehia	5423	10542	121,7	239,8	97,3	469,8	799,9	1392,1
10	Malta	9932	13256	205,1	314,0	130,8	750,1	817,0	1248,8
11	Portugalia	10411	15970	104,8	133,5	164,3	281,0	1095,3	1384,3
12	Slovenia	9695	16271	275,4	352,5	150,8	475,7	1005,5	1278,5
13	Grecia	10271	18560	71,0	89,2	91,6	176,8	1097,2	1465,3
14	Cipru	11633	18668	220,9	301,5	152,6	360,8	969,7	1282,1
15	Spania	14338	24360	144,6	256,7	135,5	335,7	1031,1	1320,5
16	Italia	18630	29143	179,8	315,3	228,8	501,4	1211,2	1540,8
17	Germania	23114	33212	336,0	561,1	301,7	500,1	1196,5	1525,3
18	Belgia	22280	33807	224,1	348,0	292,6	403,0	1065,0	1332,7
19	Franța	22548	33896	304,3	487,1	143,6	414,0	1070,4	1298,8
20	Anglia	24075	35485	337,8	599,5	264,5	628,1	1316,5	1583,5
21	Olanda	23273	35560	394,1	682,4	439,6	614,2	1291,3	1393,1
22	Finlanda	23165	35562	396,1	481,1	372,3	628,5	1270,8	1407,0
23	Austria	24195	35766	278,4	418,4	337,0	477,2	1245,2	1438,0
24	Suedia	27012	38525	506,7	763,0	456,4	756,2	1475,2	1742,6
25	Irlanda	24902	44644	359,1	494,3	178,1	265,4	1133,6	1425,5
26	Danemarca	29630	44673	506,6	655,6	391,4	696,2	1345,8	1598,8
27	Luxemburg	44758	70295	456,1	653,0	228,3	597,4	1446,4	1998,1

Sursa: World Development Indicators Database, August 2005.

Anexa 1.3

Modelul econometric al funcției de producție cu investiții străine și export

Modelul funcției de producție, dezvoltat într-o formă econometrică, are la bază următoarea ecuație:

$$Y = g(L, X, K, F, t),$$

unde Y este PIB-ul în termeni reali, L – forța de muncă ocupată, X – exportul, K – stocul de capital fix, F – stocul de capital străin, t – componenta trendului care captează progresul tehnic.

Pentru evitarea problemei dificile a evaluării stocului de capital, în concordanță cu alți autori, am înlocuit rata de creștere a stocului de capital cu ponderea investițiilor în PIB, atât în cazul capitalului intern, cât și al celui străin (FDI). De asemenea, calculele au avut la bază estimările în dolari SUA (cu excepția forței de muncă active pentru care s-a considerat numărul efectiv). În acest fel, forma finală a ecuației, pe care am utilizat-o pentru estimări devine:

$$y = b_0 + b_1L + b_2X\% + b_3Id\% + b_4FDI\%$$

unde $Id\%$ ($= Id/Y$) – ponderea investițiilor interne (formarea brută de capital fix) în PIB, iar $FDI\%$ ($= FDI/Y$) – ponderea investițiilor străine directe în PIB, iar parametrii b_0 , b_1 , b_2 , b_3 și b_4 pot semnifica elasticitatea outputului în raport cu munca, exportul, capitalul fix și, respectiv, capitalului străin.

Sintetic, rezultatele estimărilor obținute prin utilizarea de către noi a programului de calculator (software) KyPlot, elaborat de Koichi Yoshioka, au fost următoarele:

Multiple Regression Analysis

	X1:L	X2:X%	X3:Id%	X4:FDI%	Y:Y\$PPP
Mean	9.334011111	27.08888889	20.45555556	4.247777778	138.8666667
S.E.M.	0.1414402244	1.209848986	0.596543542	0.6852914582	5.180921197
S.D.					
(unbiased)	0.4243206731	3.629546957	1.789630626	2.055874375	15.54276359
Variance	0.1800480336	13.17361111	3.202777778	4.226619444	241.5775
(unbiased)					
Sum	84.0061	243.8	184.1	38.23	1249.8
N	9	9	9	9	9
Sum(x^2)	785.5542551	6709.66	3791.49	196.2055	175488.18
Sum(x)^2/N	784.1138708	6604.271111	3765.867778	162.3925444	173555.56
SS	1.440384269	106.8292732	133.8918796	275.9744926	1932.62

Covariance Matrix

	X1:L	X2:X%	X3:Id%	X4:FDI%	Y:Y\$PPP
X1:L	0.1800480336				
X2:X%	-1.267457361	13.17361111			
X3:Id%	-0.5308069444	4.151944444	3.202777778		
X4:FDI%	-0.4086474722	1.334347222	1.553638889	4.226619444	
Y:Y\$PPP	-5.718112083	35.36083333	23.95208333	23.53591667	241.5775

Correlation Matrix

	X1:L	X2:X%	X3:Id%	X4:FDI%	Y:Y\$PPP
X1:L	1				
X2:X%	-0.8229751985	1			
X3:Id%	-0.6990029385	0.6391984469	1		
X4:FDI%	-0.4684444007	0.1788215534	0.422269882	1	
Y:Y\$PPP	-0.8670222272	0.6268185358	0.8610961538	0.7365569013	1

Eigenvalues of Correlation Matrix

	#1	#2	#3	#4	Li
	2.673423202	0.8478161089	0.3572881956	0.1214724931	22.00846574

Condition

Number: Max(L1/Li)

Multicollinearity is not suggested: Condition Number<30 (Dillon and Goldstein).

ANOVA Table for Regression

Factor	SS	Df	Ms	F(cal)	P(F<=F(cal))	F(0.05)
Regression	1912.440318	4	478.1100794	94.77058573	0.0003248054	6.38823
*** (P<=0.001)						
Residual	20.17968237	4	5.044920592			
Total	1932.62	8				

SE=SQRT(VarR) 2.246090068

C.V.=SE/MeanY 0.0161744364

PRESS (Predicted Residual SS) 211.8970418

AIC 44.80795887

Multiple Correlation Statistics

R^2 (Coefficient of Determination)	0.9895583807
R (Multiple Correlation Coefficient)	0.9947654903
R^2 (Adjusted R^2)	0.9791167613

Var(b) Matrix

	b1:L	b2:X%	b3:Id%	b4:FDI%	b1:L
b1:L	17.00737626				
b2:X%	1.352311954	0.189872104			
b3:Id%	0.5781390228	-0.06859729042	0.4186739767		

b4:FDI% 1.00490437 0.09601975536 -0.07634482402 0.2441088704
 Regression Coefficient t(N-P-1;0.05) 2.776445105
 Estimate SE t(cal) P(T<=t(cal)) Lower 95% Upper 95% VIF
 b0 241.1061698 52.1378 4.62440 0.009848495102 96.34839718 385.8639424
 ** (P<=0.01)
 b1:L -18.92156885 4.12400 -4.5882 0.01012087778 -30.37162855 -7.471509146 4.85580
 * (P<=0.05)
 b2:X% -0.637109024 0.4357 -1.4621 0.21752355 -1.846925996 0.5727079478 3.96645
 N.S. (P>0.05)
 b3:Id% 3.963983069 0.64705 6.12624 0.003596801964 2.167483675 5.760482462 2.12637
 ** (P<=0.01)
 b4:FDI% 2.483117283 0.49407 5.02580 0.007355205012 1.111348638 3.854885928 1.63611
 ** (P<=0.01)

Standard Regression Coefficient

	Estimate	SE
b1:L	-0.5165627582	0.1125860571
b2:X%	-0.1487777322	0.1017547659
b3:Id%	0.4564224027	0.07450289449
b4:FDI%	0.3284472007	0.06535218502

Partial Correlation Matrix

X1:L	X2:X%	X3:Id%	X4:FDI%	X1:L
X2:X%	-0.7837591681			
X3:Id%	0.8445627768	0.6219841709		
X4:FDI%	0.7788631298	0.4152197953	-0.8558533247	
Y:Y\$PPP	-0.9166935385	-0.5901697351	0.9506239517	0.929133199

Residual Output

Durbin-Watson Ratio 1.860638528 t(N-P-2; 0.05/N) 7.184868894

Sample Y:	Yh	Residual	SE(Yh)	Yh Lower 95%	Yh Upper 95%
# Y\$PPP	(Predicted Y)	(Y-Yh)			
1 131	130.9952182	0.00478177	2.002816314	125.4345087	136.5559278
2 124.7	126.143483	-1.443483028	1.870986941	120.9487905	131.3381756
3 123.2	122.0184461	1.18155389	1.59210125	117.5980644	126.4388278
4 125.8	123.5961853	2.20381469	1.613244339	119.117101	128.0752697
5 133	134.4758293	-1.47582925	1.063728459	131.5224456	137.4292129
6 139.8	140.9089436	-1.10894364	1.422068981	136.9606472	144.8572401
7 147	147.7849731	-0.784973125	1.386136784	143.9364404	151.6335058
8 159.4	160.5332588	-1.13325877	2.124287792	154.6352903	166.4312272
9 165.9	163.3436625	2.556337467	1.728473812	158.5446499	168.1426752

Bibliografie selectivă

- Albu, L.-L. (2002), *Macroeconomie non-lineară și prognoză*, Editura Expert, București.
- Albu, L.-L. (coordonator) (2006), *Factorii creșterii economice și “noua economie” – analiză și prognoză*, Institutul de Prognoză Economică, INCE, Academia Română, București, 2006.
- Albu, L.-L. (coordonator) (2004), *Modelarea ciclurilor economice. Cazul României. Scenarii de prognoză macroeconomică anuală și pe termen mediu*, Editura Expert, București.
- Albu, L.-L. și Chilian, N. (2001), “Posibile ajustări conceptual-metodologice în știința economică în contextul extinderii SI-SC și a noii economii informaționale”, *Societatea informațională – Societatea cunoașterii. Concepte, soluții și strategii pentru România* (Coordonator: Filip Florin), Editura Expert, București, p. 379-404.
- Albu, L.-L.; Pelinescu, E. și Scutaru, C. (2004), *Modele și prognoze pe termen scurt – aplicații pentru România*, Editura Expert, București.
- Barro, R. J. și Sala-i-Martin, X. (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York.
- Boschini, A. (2002), *Advanced Macroeconomics*, Department of Economics, Stockholm University.
- Dobrescu, E. (2000), *Macromodels of the Romanian Transition Economy*, Editura Expert, București.
- Dobrescu, E. și Albu, L.-L. (coordonatori) (2005), *Dezvoltarea durabilă în România – modele și scenarii pe termen mediu și lung*, Editura Expert, București.
- Dudley, L. (1999), “Communications and Economic Growth”, *European Economic Review*, 43, p. 595-619.
- Gordon, R. (2000), *Macroeconomics*, eighth edition, Reading MA, Addison-Wesley.
- Heijdra, B.J. și Ploeg, F. (2002), *The Foundations of Modern Macroeconomics*, Oxford University Press, New York.
- Iancu, A. (coordonator) (2003), *Dezvoltarea economică a României – Competitivitatea și integrarea în Uniunea Europeană*, Editura Academiei Române, București.
- Iancu, A. (2003), *Politică și economie*, Editura Expert, București.
- Kuznets, S. (1973), “Modern Economic Growth, Findings and Reflections”, *American Economic Review*, 63/3, p. 247-258.
- Mankiw, N.G.; Romer, D. și Weil, D.N. (1992), “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 107, p. 407-437.

- McGuckin, R. și Stiroh, K. (1998), "Computers Can Accelerate Productivity Growth", *Issues in Science and Technology*, Summer, p. 41-48.
- Romer, P.M. (1989), "Capital accumulation in the theory of long-run growth", *Modern Business Cycle Theory* (coordonator Barro, R.J.), Basil Blackwell, Oxford, p. 51-127.
- Solow, R.M. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, p. 65-94.
- Swan, T.W. (1956), "Economic Growth and Capital Accumulation", *Economic Record*, 32, p. 334-361.
- Todaro, M.P. (2000), *Economic Development*, Addison-Wesley, New York.

Capitolul 2

SIMULĂRI CU AJUTORUL MODELULUI MEMMOD PENTRU ANALIZA INTERDEPENDENȚELOR DINTRE DEZVOLTAREA DURABILĂ A ROMÂNIEI ȘI A ȚĂRILOR MEMBRE UE

Autori: Dr. Mariana Nicolae-Bălan
Dr. Marioara Iordan (baza de date)
Drd. Nona-Mihaela Chilian (baza de date)
Drd. Carmen Uzlău (documentare)

2.1. Prezentare generală a modelului MEMMOD

MEMMOD este un model macroeconomic, cu o fundamenare teoretică relativ solidă. Datorită limitărilor modelelor naționale (care pot fi aplicate pentru analiza dezvoltării economice din țara respectivă și care nu iau în considerație efectele dezvoltării economice din alte țări, precum și efectele de feedback din exterior), Bundesbank a elaborat un model multinațional, numit MEMMOD, care servește la menținerea consistenței prognozelor și la analiza cooperării internaționale în politicile fiscale și monetare. Modelul elaborat de Bundesbank cuprinde, pe lângă modelele unor țări membre UE, și modele pentru SUA, Canada și Japonia.

Spectrul alternativelor de modelare a strategiilor variază de la modele bazate pe serii de date la cele teoretice. Cele două extreme reflectă strategiile unde fiecare model aproximează bine datele sau viceversa. De exemplu, modelul VAR (Vector Autoregressive Models) reprezintă, în forma sa inițială, un model bazat strict pe seriile de date, nesolicitând nicio presupunere teoretică. Acest model este liber de orice restricție și poate fi utilizat la explicarea dinamicii interacțiunilor între variabilele endogene. Atât modelul VAR, cât și modelul SVAR pot fi utilizate pentru analiza șocurilor economice sub forma unor funcții de impuls. Avantajul utilizării modelului SVAR în comparație cu VAR este faptul că acesta permite asocierea șocurilor cu interpretări economice specifice.

În clasa modelelor teoretice pot fi încadrate, de exemplu, modelele de echilibru general. Optimizarea comportamentului agenților și echilibrul sunt fundamentele fiecărui model. Deoarece aceste condiții nu sunt în general fundamentate pe seriile de date, astfel de modele necesită a fi calibrate cu

scopul ca datele să fie approximate de model. În aceste condiții, capacitatea de analiză și prognoză pe termen scurt a acestor modele este limitată.

Este evident faptul că orice strategie de modelare reprezintă un compromis. Scopul Bundesbank a fost acela de a avea un instrument universal, ce poate fi utilizat pentru analize atât pe termen scurt, cât și pe termen lung. Este, de asemenea, important faptul că acest model încorporează acordurile instituționale.

Modelul MEMMOD poate fi descris ca fiind neoclasic. PIB-ul potențial este estimat în model cu ajutorul funcției de producție Cobb-Douglas.

Pentru a fi ușor de utilizat în perspectivă și pentru a utiliza datele necesare în dimensiuni realizabile, modelul econometric multinațional a fost elaborat de Bundesbank cât mai compact posibil. Modelul multinațional cuprinde cele mai importante interdependențe macroeconomice între țările considerate, precum și legăturile lor în comerțul internațional.

2.1.1. Structura generală a modelului multinațional

Cu aproape 120 de ecuații pentru Germania și cu încă 60 de ecuații pentru alte țări, modelul a fost elaborat într-o manieră compactă.

Modelul cuprinde elemente legate de piața de bunuri, de piața muncii, de cea financiar-monetară etc. Agenții economici au fost agregați în sectorul gospodăriilor, sectorul firmelor, sectorul guvernamental și țări străine. Cererea totală a fost dezagregată în consum privat, cerere guvernamentală, investiții private, export și import.

Dezechilibrul între ofertă și cerere pe piața forței de muncă este indicat prin rata șomajului, iar pe piața bunurilor, prin gap-ul outputului (capacitatea de utilizare). Aceste dezechilibre pe cele două piețe sunt considerate ca singurii factori importanți ce determină evoluțiile salariilor și prețurilor.

Taxe indirecte și deprecierile permise sunt considerate în distribuția produsului intern brut.

În sectorul financiar, modelul conține funcția cererii monetare și poziția ratei dobânzilor și ratelor de schimb ale valutei locale față de dolarul american. Sectorul monetar al zonei euro este specificat separat. Dezvoltarea variabilelor endogene este afectată de diferitele politici economice la care sunt incluse instrumentele politicilor fiscale și monetare: cererea reală guvernamentală, ratele taxelor directe sau indirecte și, pe termen scurt, ratele dobânzilor care sunt determinate de regulile politicilor monetare.

Structura sectoarelor considerate în model este prezentată în tabelul 2.1:

Tabelul 2.1

Gospodării		Firme	
Consum privat: CP	Venituri salariale: L	Investiții fixe: IAN	Deprecieri permise: D
	Venituri din profit	Stocul de investiții: V	
	Venituri naționale: VE		Transferuri din străinătate: U
	- Taxe directe și contrib. ale sect. social: TDB		
Balanță financiară: FH	Transferuri de la guvern: SB	Balanță financiară: FU	
Venituri disponibile	Venituri disponibile		
Guvern		Țări străine	
Cerere guv.: G	Taxe directe și contribuții de securitate socială: TDB	Exporturi: EX	Transferuri din străinătate: U
Transferuri la gospodării: SB		Importuri: IM	Balanța conturilor curente: LBS
Balanță financiară: FS	Taxe indirecte: TIS		
Venituri și cheltuieli		Balanțe financiare	
Venituri salariale: L	Consum privat: CP	Gospodării: FH	Țări străine: LBS
Venituri din profit	Cerere guv: G		
Venituri naționale: VE	Investiții fixe: AN	Guvern: FS	
Deprecieri permise: D	Stocul de investiții: V		
Taxe indirecte: TIS	Exporturi: EX	Firme: FU	
	Cecere fianală: END		
	Importuri: IM		
Produsul intern brut: BIP	Produsul intern brut: BIP		

Legăturile între modelele diferitelor țări se realizează prin tranzacțiile curente și de capital între țări, în sensul că prețurile la export și import sunt variabile exogene în modelele singulare, dar devin endogene în modelul complet.

Cele mai importante ecuații comportamentale pentru piața de bunuri sunt cele pentru consum, investiții, import, funcția de producție, prețurile la export și cele interne.

Pe piața forței de muncă, oferta de forță de muncă provine din gospodării, iar cererea pentru angajați vine din partea firmelor și guvernului. Evoluția salariilor este explicată prin ecuații comportamentale. Nucleul piețelor financiare este construit prin ecuația cererii monetare, ecuația ratei dobânzii și impactul ratelor de schimb asupra piețelor externe de schimb.

Tranzacțiile economice între diferite sectoare ale economiei au fost considerate într-un sistem foarte agregat al conturilor de venituri, cu definirea ecuațiilor construite și de la care pot fi definite ecuațiile pentru modelele naționale.

Activitățile economice ale diferitelor sectoare sunt considerate în model în trei piețe macroeconomice agregate: piața de bunuri, piața forței de muncă și piețele financiare. În fiecare din aceste trei piețe, cererea întâlnește oferta. Fundamentarea teoretică a ecuațiilor comportamentale în modelele naționale ține cont atât de elementele neoclasice, cât și de elementele keynesiste. Dimensiunea timp joacă un rol important în fundamentarea teoretică. Pe perioade scurte, prețurile și salariile sunt considerate ca fiind relativ inflexibile și rigide, deoarece ele sunt fixate prin contract sau nu pot fi ajustate fără considerarea niciunui cost al tranzacției.

În general, agenții privați încearcă să maximizeze profiturile sau utilitățile lor. Acest comportament face ca piața forței de muncă să fie în mișcare și, implicit, apar reacții în ceea ce privește evoluția prețurilor și salariilor.

Pentru piața monetară, ca și pentru alte piețe financiare, se presupune că dezechilibrele sunt îndepărtate foarte ușor prin utilizarea posibilităților de arbitraj sau prin reacția agenților în manieră forward-looking.

Modelele naționale sunt divizate în diferite blocuri după criterii relevante, caracteristice țării respective.

O versiune simplificată a modelului, conținând cele mai importante relații ale acestuia, și anume un nucleu de 24 de ecuații, poate fi utilizată drept model pentru o singură economie. Ecuațiile acestui nucleu al modelului simplificat sunt prezentate în tabelul 2.2:

Tabelul 2.2

Versiunea simplificată a modelului de țară

I. Cererea agregată		
(1)	Consum privat	$\Delta \ln \left(\frac{C}{WO} \right) = \alpha_{C0} + \alpha_{C1} \Delta \ln \left(\frac{YV}{p \cdot WO} \right) + \alpha_{C2} (r - \pi^e) +$ $+ \alpha_{C3} \Delta \ln \left(\frac{C_{-1}}{WO_{-1}} \right) + \alpha_{C4} \ln \left(\frac{C_{-4}}{Y_{-4} - IM_{-4}} \right)$

(2)	Oferta forței de muncă	$\ln\left(\frac{E}{WO}\right) = \alpha_{E0} + \alpha_{E1} \ln\left(\frac{E_{-1}}{WO_{-1}}\right)$
(3)	Cererea finală reală	$Y = C + I + G + X$
(4)	Venituri naționale	$VE = Y \cdot p - d \cdot K \cdot p - TI - IM \cdot m$
(5)	Venituri disponibile	$YV = VE + SB - TD$
II. Oferta agregată		
(6)	Investiții private	$\ln(I) = \alpha_{I0} + \alpha_{I1} \ln(Y) + \alpha_{I2} (r - \pi^e)$
(7)	Cererea de forță de muncă	$\ln(A) = \alpha_{A0} + \alpha_{A1} \ln(Y) + \alpha_{A2} \left(\frac{p \cdot (1 - ti)}{w}\right)$
(8)	Importuri	$\ln(IM) = \alpha_{IM0} + \alpha_{IM1} \ln(Y) + \alpha_{IM2} \left(\frac{p \cdot (1 - ti)}{m}\right)$
(9)	Outputul potențial	$\ln(Y^*) = \alpha_{Y*1} + \alpha_{Y*2} T + \alpha_{Y*3} \ln(E) + (1 - \alpha_{Y*3}) \ln(K_{-1})$
(10)	Stocul de capital real	$K = (1 - d) \cdot K_{-1} + I$
III. Deflatorii prețurilor la costul factorilor		
(11)	Rata salarială	$\Delta \ln(w) = \alpha_{w0} + \alpha_{w1} \Delta \ln(w_{-1}) + (1 - \alpha_{w1}) \Delta \ln(p) +$ $+ (1 - \alpha_{w1}) \cdot \alpha_{w2} \Delta \ln(Y^*) + \alpha_{w3} \Delta \left(\frac{E - A}{E}\right) + \alpha_{w4} \Delta \left(\frac{E_{-4} - A_{-4}}{E_{-4}}\right)$
(12)	Rata inflației	$\pi = \alpha_{\pi1} \Delta^2 \ln\left(\frac{co}{1 - ti}\right) + \alpha_{\pi2} [(1 - \phi)\pi_{-1} + \phi[(1 - \mu)\pi_{+1} + \mu\hat{\pi}]] +$ $+ \alpha_{\pi3} \ln\left(\frac{Y - IM}{Y^*}\right) + (1 - \alpha_{\pi2}) \Delta \ln(p^*) + \alpha_{\pi4} \ln\left(\frac{p_{-4}^*}{p_{-4}}\right)$
(13)	Expectații inflaționiste adaptive	$\pi^e = \beta \pi_{-1}^e + (1 - \beta) \pi_{-1}$
(14)	Costurile de producție	$\ln(co) = \gamma_1 \ln(w) + (1 - \gamma_1) \ln(m)$
(15)	Deflatorul prețului	$\ln(p) = \ln(p_{-4}) + 0.01 \cdot \pi$
IV. Guvern		
(16)	Taxe directe	$TD = td \cdot VE$

(17)	Taxe indirecte	$Tl = ti \cdot Y \cdot p$
(18)	Cheltuieli guvernamentale	$\Delta \ln(G) = \alpha_{G1} \Delta \ln(G_{-1}) + (1 - \alpha_{G1}) \Delta \ln(Y - IM) + \alpha_{G2} \ln\left(\frac{Y - IM}{Y^*}\right)$
(19)	Transferuri bănești	$\ln\left(\frac{SB}{(Y - IM) \cdot p}\right) = \alpha_{SB0} + \alpha_{SB1} \ln\left(\frac{SB_{-1}}{(Y_{-1} - IM_{-1}) \cdot p_{-1}}\right) + \alpha_{SB2} \Delta\left(\frac{E - A}{E}\right)$
V. Bani, ratele dobânzilor, rata de schimb		
(20)	Stocul de bani	$\ln\left(\frac{M}{p}\right) = \alpha_{M0} + \alpha_{M1} \ln(Y - IM) + \alpha_{M2} r$
(21)	Nivelul prețului pe termen lung	$\ln(p^*) = \ln(M) - [\alpha_{M0} + \alpha_{M1} \ln(Y^*) + \alpha_{M2} (\Delta \ln(Y^*) + \hat{\pi})]$
(22)	Rata dobânzii pe termen scurt	$rs = \alpha_{rs1} rs_1 + (1 - \alpha_{rs1}) \cdot [\Delta \ln(Y^*) + \hat{\pi}] + \alpha_{rs2} \frac{1}{4} \sum_1^4 (\pi_{+i} - \hat{\pi}_{+i}) + \alpha_{rs3} \frac{1}{4} \sum_1^4 \ln\left(\frac{Y_{-i} - IM_{-i}}{Y_{-i}^*}\right)$
(23)	Rata dobânzii pe termen lung	$(1 + 0.01r) = (1 + 0.01r_{-1})^{(1-\alpha_r)} \cdot (1 + 0.01r_{+1})^{\alpha_r} \cdot \left(\frac{1 + 0.01rs}{1 + 0.01[\Delta \ln(Y^*) + \hat{\pi}]}\right)$
(24)	Rata de schimb	$\ln(e) = \alpha_{e0} + \alpha_{e1} \ln(e_{-1}) + (1 - \alpha_{e1}) \ln\left(\frac{p+1}{pf_{+1}}\right) - (rs - rsf) + \alpha_{e1}(rs_{-1} - rsf_{-1})$

Variabilele utilizate în versiunea simplificată a modelului sunt prezentate în tabelul 2.3.

Tabelul 2.3

Lista variabilelor variantei simplificate a modelului MEMMOD

Simbol variabilă (model)	Denumire variabilă
<i>A</i>	Cererea de forță de muncă (angajați)
<i>C</i>	Consum privat - real
<i>co</i>	Costurile de producție
<i>d</i>	Rata de depreciere

Simbol variabilă (model)	Denumire variabilă
E	Oferta de muncă (forță de muncă)
e	Rata de schimb față de \$ SUA
G	Cererea guvernamentală reală (consum și investiții)
I	Investiții private - real
IM	Importuri - real
K	Stocul de capital privat - real
M	Stocul de bani
m	Deflatorul prețului la importuri (exogen)
p	Deflatorul prețului cererii interne
p^*	Nivelul prețului pe termen lung
pf	Deflatorul prețului extern al cererii interne (exogen)
π	Rata inflației
π^e	Expectațiile inflaționiste adaptive
$\hat{\pi}$	Targhetarea inflației
r	Rata dobânzii interne pe termen lung
rs	Rata dobânzii pe termen scurt
rsf	Rata dobânzii străine pe termen scurt
SB	Transferuri plătite gospodăriilor
T	Timpul (exogen)
TD	Taxe directe
td	Rata taxelor directe
TI	Taxe indirecte
ti	Rata taxelor indirecte
VE	Venitul național
w	Rata salarială NAIRU
WO	Populația
X	Exporturi - real
Y	Produsul intern brut - real
Y^*	PIB potențial
YV	Venituri disponibile ale populației

2.1.2. Ecuațiile comportamentale ale modelului MEMMOD

Relațiile de echilibru pe termen scurt care au fost dezvoltate în teoria economică au servit ca bază teoretică pentru elaborarea ecuațiilor comportamentale în toate modelele de țară.

Estimarea coeficienților, ajustările sezoniere ale datelor au fost utilizate pentru multe părți ale modelului.

Proprietățile statistice ale variabilelor au fost analizate în fiecare caz, prin diferite teste statistice și teste de cointegrare. Dacă variabila dependentă este caracterizată de Y și cea independentă de X și dacă aceste variabile sunt integrate și cointegrate, atunci, în multe cazuri, estimarea s-a bazat pe următorul model de error-correction¹:

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_1 \ln X + Y_EC$$

$$\Delta \ln Y = \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln Y_{-i} + \sum_{j=0}^n \beta_{2j} \Delta \ln Y_{-j} + \beta_3 Y_EC \quad (2.1)$$

Echilibrul pe termen lung este descris prin termenul de error-correction: EC . Procesele de ajustare sunt stabile dacă coeficientul β_3 este negativ. Acest coeficient măsoară extinderea abaterii de la echilibru („error”). Viteza ajustărilor este influențată de coeficienții β_{1i} și β_{2j} . Cointegrarea există dacă coeficientul de ajustare β_3 este semnificativ diferit de zero.

A. Cererea agregată

Consumul privat

Cheltuielile pentru consumul privat real sunt, în general, presupuse a fi proporționale cu veniturile disponibile reale ale gospodăriilor.

Pentru fiecare dintre țările considerate, ecuația consumului a fost considerată sub forma:

$$\Delta \ln \left(\frac{CPR}{WOBE} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln \left(\frac{100 * YV}{PCP * WOBE} \right) + \alpha_2 * 0,01 * (RL - PCPD)$$

$$+ \alpha_3 \Delta \ln \left(\frac{CPR}{WOBE} \right) + \alpha_4 \ln \left(\frac{CPR}{BIPR} \right) \quad (2.2)$$

unde:

$BIPR$ – produsul intern brut;

CPR – consumul privat real;

PCP – deflatorul prețului pentru consumul privat;

$PCPD$ – rata inflației expectată a consumului privat;

RL – beneficiul provenit din obligațiuni guvernamentale;

$WOBE$ – populația;

YV – veniturile disponibile ale populației.

¹ Engle, R.F. și Granger, C.W.J., “Cointegration and Error Correction: Representation and Testing”, *Econometrica*, 55, 1987.

Pe termen scurt, influența ratelor dobânzii asupra comportamentului consumului este dificil de determinat, deoarece acestea și expectațiile asupra inflației nu pot fi observate direct. Pe termen lung, ratele dobânzilor sunt incluse în toate ecuațiile pentru estimarea consumului.

În funcție de condițiile concrete ale fiecărei țări în care s-a aplicat ecuația consumului, aceasta a urmat diverși pași de error-correction specifici țării respective. De exemplu, în Germania, consumul este dependent și de situația financiară netă a gospodăriilor, ca și de transferurile de la gospodării către alte țări.

Oferta de muncă

Cheltuielile pentru consum ale gospodăriilor sunt finanțate în mare parte din veniturile salariale. În scopul creșterii veniturilor salariale, gospodăriile oferă serviciile lor pentru muncă. Prin urmare, pe termen lung, oferta de muncă a gospodăriilor, în total forță de muncă, este proporțională cu populația. Ajustările ofertei de muncă datorate schimbărilor în populația angajată, determinate, de exemplu, de fenomenul migraționist, sunt considerate în model ca fiind lente pentru țările dezvoltate.

B. Oferta agregată

Investiții fixe și stocul de investiții

Cheltuielile pentru investiții reale sunt bazate pe comportamentul maximizării profitului în unele firme. Se presupune, convențional, că funcția de producție poate fi reprezentată prin procedura Cobb-Douglas. Cheltuielile pentru investiții servesc la ajustarea stocului real de capital. Dacă producția de bunuri se notează cu $ENDR$, stocul de capital fix cu KRP , angajații cu E_1 , inputurile importante cu IMR și timpul cu T , atunci funcția de producție Cobb-Douglas poate fi scrisă sub forma:

$$ENDR = \beta_0 \exp(\alpha_1 T) (KRP^\alpha E_1^\beta IMR^\gamma) \quad \text{cu} \quad \alpha + \beta + \gamma = 1 \quad (2.3)$$

În modelul considerat, în cadrul ecuațiilor investițiilor private fixe, s-a considerat o ecuație cointegrată pe termen lung de forma:

$$\ln(IANR) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(ENDR) + \alpha_2 * 0,01(RL - PEVD) + IANR_EC \quad (2.4)$$

și o ecuație de error-correction pe termen scurt:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(IANR) = & \beta_1 \Delta \ln(ENDR) + \beta_2 * 0,01 \Delta(RL - PEVD) + \\ & + \beta_3 \Delta \ln(IANR) + \beta_4 IANR_EC \end{aligned} \quad (2.5)$$

unde: $IANR$ – investiții private fixe;

$PEVD$ – rata inflației expectate a cererii finale.

Pentru stocul de investiții (VR), în modelul general s-a considerat ecuația:

$$VR = \alpha_0 + \alpha_1 VR + \alpha_3 \Delta ENDR \quad (2.6)$$

În această ecuație, α reprezintă elasticitatea producției de capital, β este elasticitatea muncii, γ este elasticitatea inputurilor importate și α_1 este rata autonomă a progresului tehnic.

Costurile de capital pentru utilizator conțin expectația pe termen lung a ratei reale a dobânzii după impozitare, rata de depreciere, prețurile investițiilor și marja de risc.

Ajustarea valorii de echilibru pe termen scurt influențează pe termen lung ratele reale ale dobânzilor.

Firmele reacționează la fluctuațiile economice prin schimbările prociclice în stocul lor. Dacă cererea finală crește, ele cresc stocurile astfel încât reacțiile să fie flexibile cu variațiile în vânzări când cererea crește.

Angajați

În model, se fac presupunerile că evoluția tehnologică a producției și comportamentul firmelor urmează relațiile dintre veniturile realizate din muncă și vânzările realizate, relații ce pot fi interpretate ca "wage share" cu respectarea cererii finale¹ și sunt constante pe termen lung. "Wage share" calculat în acest mod este relativ constant pe termen scurt în multe dintre țările în care a fost aplicat modelul.

Dacă se notează numărul de persoane angajate cu E_1 , producția de bunuri cu $ENDR$, prețurile la vânzări cu PEV și veniturile salariale totale pe angajat cu LA , atunci poate fi scrisă relația:

$$\frac{\partial ENDR}{\partial E_1} = \frac{LA}{PEV * (1 - 0,01 * TISS)} = \beta \frac{ENDR}{E_1} \quad (2.7)$$

unde, pe termen lung, β , elasticitatea muncii, este presupusă a fi constantă.

Cu aceste presupuneri, ecuația cererii de muncă devine:

$$E_1 = \beta \cdot ENDR \frac{PEV(1 - 0,01 * TISS)}{LA} \quad (2.8)$$

Rata taxelor indirecte, $TISS$, se aplică asupra veniturilor rezultate din producție.

Ecuația cererii de forță de muncă pe termen lung devine:

$$\ln(E_1) = \alpha_0 + \alpha_2 \ln(ENDR) + \alpha_2 \ln\left(\frac{PEV * (1 - 0,01 * TISS)}{LA}\right) + E_1_EC \quad (2.9)$$

Interdependența dintre cererea și oferta de forță de muncă este dată numai prin salarii. Dar salariile vor elimina orice discrepanță dintre cerere și ofertă dacă piețele forței de muncă sunt complete.

¹ Termenul de "wage share" utilizat în acest model este diferit de definiția uzuală.

Ajustarea nivelului la un moment dat al angajaților cu cererea de forță de muncă pe termen lung, care este determinată de nivelul producției, de salariul real și de taxele indirecte, este totuși greoaie în multe cazuri. Firmele reacționează la schimbările de producție sau cerere de forță de muncă inițiale prin ajustări ale mediei orei de lucru, ale orelor suplimentare, înainte de ajustarea numărului de angajați.

Importuri

Ecuatia importurilor a fost elaborată în condiții similare cu cele ale ecuațiilor investițiilor și angajaților. Dacă importul real se notează cu IMR , cererea finală cu $ENDR$, prețurile la import cu PIM și deflatorul prețului cererii finale cu PEV , atunci:

$$\frac{\partial ENDR}{\partial IMR} = \frac{PIM}{PEV * (1 - 0,01 * TISS)} = \gamma \frac{ENDR}{IMR} \quad (2.10)$$

Pe termen lung, valoarea optimală a importurilor este dată de:

$$IMR = \gamma \cdot ENDR \cdot \frac{PEV * (1 - 0,01 * TISS)}{PIM} \quad (2.11)$$

unde parametrul γ reprezintă elasticitatea producției la inputurile importate.

Estimarea ecuației importului pe termen lung se bazează pe relația:

$$\ln(IMR) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(ENDR) + \alpha_2 \ln\left(\frac{PEV * (1 - 0,01 * TISS)}{PIM}\right) + IMR_EC \quad (2.12)$$

PIB potențial și rata capacității de utilizare

PIB-ul potențial este determinat prin oferta de forță de muncă, stocul de capital și nivelul progresului tehnologic. În MEMMOD, acesta este modelat cu o funcție de producție de tip Cobb-Douglas, conținând munca și capitalul, ca și rata autohtonă de creștere tehnologică. Pentru determinarea PIB-ului potențial ($BIPQ$) s-a utilizat relația:

$$BIPQ = \alpha_0 \left[e^{(\alpha_1 + \alpha_2 T)} (E_1 + (ARLQ - ARLQN) * EW)^{\alpha_3} KRP_{-1}^{(1 - \alpha_3)} \right] \quad (2.13)$$

unde: $ARLQ$ = rata șomajului;

$ARLQN$ = rata ponderată a șomajului;

EW = forța de muncă;

KRP = stoc optimal al capitalului real pe termen lung.

Ca urmare a efectelor de histeresis, s-a presupus că o parte a șomerilor, care depășește trendul pe termen lung, pot fi considerați ca parte a potențialului de forță de muncă.

Discrepanța dintre cererea și oferta agregată este exprimată prin rata capacității de utilizare, definită prin relația:

$$GAPQ = 100 \cdot \frac{BIPR}{BIPQ} \quad (2.14)$$

unde: $BIPR$ = PIB potențial real.

Prețuri și costurile factorilor

Ecuția **veniturilor** (LA) a fost formulată în model sub forma:

$$\Delta \ln(LA) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln(LA_{-1}) + (1 - \alpha_1) \Delta \ln(PCP) + \alpha_2 \lambda \Delta \ln(BIPQ) + \alpha_3 \Delta \cdot 0,01 \cdot (ARLQ - ARLQN) + \alpha_4 \cdot 0,01 \cdot (ARLQ - ARLQN) \quad (2.15)$$

unde: PCP = deflatorul prețului consumului privat.

Indicele costurilor de producție, $COSI$, este determinat prin media ponderată a costurilor forței de muncă și a importurilor, reflectată prin salarii (LA) și, respectiv, prețurile la import (PIM), și poate fi calculat cu ajutorul relației:

$$COSI = LA^{\lambda_1} \cdot PIM^{\lambda_2} \frac{100}{COSI_{baza}} \quad (2.16)$$

unde λ_1 și λ_2 reprezintă ponderea a doi factori în procesele de producție (dacă μ_1, μ_2, μ_3 sunt "adevăratele" ponderi ale forței de muncă și importurilor

în procesele de producție, atunci pot fi definite prin relațiile: $\lambda_1 = \frac{\mu_1}{\mu_1 + \mu_2}$ și

$$\lambda_2 = (1 - \mu_1) = \frac{\mu_2}{\mu_1 + \mu_2}.$$

Rata inflației este ancorată într-o explicită rată target a inflației ($INFT$). Impactul ratei target în rata curentă a inflației este realizat prin determinarea expectațiilor. Pentru ecuația inflației a fost considerată relația:

$$INF = \alpha_1 \Delta^2 \ln \left(\frac{COSI}{1 - 0,01 \cdot TISS} \right) + \alpha_2 \{ (1 - \phi) INF_{-1} + \phi [(1 - \mu) INF_{+1} + \mu INFT] \} + \alpha_3 \ln(0,01 \cdot GAPQ) + (1 - \alpha_2) \Delta \ln(PSM3) + \alpha_4 \ln \left(\frac{PSM3}{PINV} \right) \quad (2.17)$$

unde: $PSM3$ = nivelul prețului agreat la nivel european pe termen lung;

$PINV$ = deflatorul cererii interne.

Ecuția pentru **cererea reală guvernamentală** (GR):

$$\Delta \ln(GR) = \alpha_1 \Delta \ln(GR_{-1}) + (1 - \alpha_1) \Delta \ln(BIPR) + \alpha_2 \ln(GAPQ) \quad (2.18)$$

a fost elaborată plecând de la ipotezele că: pe termen lung, cererea guvernamentală relativ la PIB în prețuri constante va fi constantă, iar pe termen scurt, ajustările și reacțiile ciclice specifice fiecărei țări la PIB-ul potențial sunt justificate.

În ceea ce privește **blocul monetar** al modelului, acesta conține ecuații explicite pentru stocul monetar, ratele dobânzilor și rata de schimb.

În concordanță cu teoria cantitativă monetară, s-a considerat:

$$\frac{M}{PINV} = \frac{PBIPR}{V} \quad (2.19)$$

unde M reprezintă masa monetară, $PINV$ este deflatorul prețului cererii interne, $PBIPR$ reprezintă volumul tranzacțiilor approximate prin PIB-ul real și viteza V a banilor. Cu presupunerea că viteza V este constantă, ecuația de mai sus indică faptul că balanțele monetare reale sunt proporționale cu PIB-ul real. Cu această presupunere, se poate scrie:

$$\Delta \ln(M) = \alpha_1 \Delta \ln(PBIPR) + \Delta \ln(PINV) \quad (2.20)$$

cu α_1 – elasticitatea cererii de bani și Δ – operator diferențial.

Rata de creștere stabilă a balanțelor reale monetare este definită astfel:

$$\Delta \ln\left(\frac{M}{PINV}\right) = MTR - INFT \equiv \alpha_1 \Delta \ln(BIPQ) \quad (2.21)$$

unde MTR = rata creșterii monetare.

Pe termen lung, ecuația cointegrată a cererii monetare poate fi scrisă sub forma:

$$\ln\left(\frac{M}{PINV}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(BIPQ) + \alpha_2 \cdot 0,01RL + M_EC \quad (2.22)$$

unde RL = eficiența obligațiilor de stat;

M_EC = termen de eroare.

Modelul consideră o rată de schimb flexibilă în toate țările și în zona euro, iar rata pieței monetare pe trei luni este considerată ca instrument al politicii monetare, pentru care se consideră ecuația:

$$\begin{aligned} RS = & 0,75 * RS_{-1} + (1 - 0,75) \cdot RSST + 0,5 * \left(\frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 (INF_i - INFT_i) \right) + \\ & + 0,5 * \left(\frac{1}{4} \sum_{i=1}^3 (\ln(BIPR_{-i}) - \ln(BIPQ_{-i})) \right) \end{aligned} \quad (2.23)$$

unde $RSST$ este nivelul ratei dobânzii pe termen lung, INF este rata inflației curente, iar $INFT$ target-ul inflației.

Ecuația ratei de schimb față de dolarul american (ER) a fost considerată sub forma:

$$\begin{aligned} \ln(ER) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(ER_{-1}) + (1 - \alpha_1) \ln\left(\frac{PCP_{+1}}{US_PCP_{+1}}\right) - 1,0 * \\ & * 0,01 * (RS - US_RS) + \alpha_1 * 0,01 * (RS_{-1} - US_RS_{-1}) \end{aligned} \quad (2.24)$$

Blocul **comerțului exterior**, împreună cu ecuația ratei de schimb și cu blocul zonei euro constituie principalele legături cu modelele individuale ale țărilor considerate.

Deflatorul prețului la importuri s-a determinat pentru fiecare țară în parte prin media ponderată a prețurilor la export a partenerilor de comerț. Indicii prețurilor la export pentru „restul lumii” este reprezentat prin prețul petrolului, *POLL*. Prețurile pentru regiunile rămase, *REG*, *ROE*, *ROW*, au fost determinate în dolari SUA. Ecuația pentru indicii prețurilor la export este dată de relația:

$$\ln(PEXA_i) = \ln(ER_i) + \sum_j h_{ji} \ln\left(\frac{PEX_j}{ER_j}\right) \quad (2.25)$$

unde: $i = \{US, JP, GY, UK, FR, IT, CA, NL, BE\}$

$j = \{US, JP, GY, UK, FR, IT, CA, NL, BE, REG, ROE, ROW\}$ cu $i \neq j$

$REX_{ROW} = POLL$

$ER_{REG} = ER_{ROE} = ER_{ROW} = ER_{US} = 1$

Variabila *PEXA* este determinată în model pentru fiecare țară în parte.

2.2. Versiunea adaptată a modelului MEMMOD pentru România

Datorită complexității modelului, în această fază a cercetărilor s-a urmărit adaptarea variantei simplificate a modelului MEMMOD pentru economia românească.

Baza de date pentru indicatorii macroeconomici ai României a permis elaborarea unor anumite ecuații constitutive din cadrul modelului, ecuații ce sunt prezentate în anexa 2.1. Perioada de timp considerată pentru România este 1991-2004. În etapa următoare a prezentei teme de cercetare se va urmări completarea bazei de date pentru economia românească cu indicatori care să permită aplicarea integrală a variantei simplificate a modelului MEMMOD sau chiar a versiunii complete a acestui model.

În tabelele 2.4-2.7 sunt prezentați, comparativ, coeficienții unor ecuații din modelul MEMMOD pentru România și alte țări:

Tabelul 2.4

Caracteristicile ecuațiilor de regresie pentru consum

Țara	α_0	α_1	α_2	α_3	$\bar{R}^2$	DW
Franța	-0,16	0,46	-0,12	0,35	0,71	1,53
Italia	-0,02	0,15	-0,07	0,73	0,86	0,53
Olanda	-0,08	0,15	-0,08	0,54	0,69	2,34
Belgia	-0,06	0,04	-0,05	0,84	0,84	0,42
România	-0,14	1,06	-0,025	0,01	0,98	1,62
SUA	-0,01	0,27	-0,14	0,67	0,78	1,67

Tabelul 2.5
Caracteristicile ecuațiilor de regresie pentru cererea de forță de muncă

Țara	α_0	α_1	α_2	$\bar{R}^2$	DW
Franța	1,79	0,19	0,13	0,85	0,08
Italia	1,8	0,21	0,18	0,29	0,08
Olanda	-0,78	0,47	0,12	0,99	0,46
România	1,27	0,63	0,034	0,73	0,54
SUA	-1,27	0,82	0,72	0,99	0,34

Tabelul 2.6
Caracteristicile ecuațiilor de regresie pentru importuri

Țara	α_0	α_1	α_2	$\bar{R}^2$	DW
Italia	-5,23	1,57	0,22	0,98	0,44
Olanda	-1,11	1,0	0,67	0,78	0,26
Belgia	-0,94	1,0	0,66	0,35	0,02
România	-6,43	0,25	0,002	0,51	0,49
SUA	-2,2	1,0	1,58	0,85	0,19

Tabelul 2.7
Caracteristicile ecuațiilor de regresie pentru salarii

Țara	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	$\bar{R}^2$	DW
Franța		0,75	0,25		-0,01	0,77	1,68
Italia		0,77	0,21		0,05	0,99	1,55
Olanda		0,44			-0,41	0,81	0,93
Belgia	0,001	0,87	0,13		-0,16	0,88	0,42
România	-0,189	0,99	0,00012		-0,018	0,99	1,46
SUA	0,001	0,83		-0,15	-0,15	0,74	1,64

Anexa 2.1

Ecuatii ale variantei simplificate a modelului MEMMOD pentru România

Ecuatia consumului

Dependent Variable: LNCONS

Method: Least Squares

Date: 08/29/07 Time: 09:31

Sample: 1991 2004

Included observations: 14

$LNCONS = C(1) + C(2) * LNCONS1 + C(3) * LNCPR + C(4) * LNPCPD$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.136120	0.267330	-0.509183	0.6217
C(2)	1.069697	0.040362	26.50237	0.0000
C(3)	-0.025713	0.076024	-0.338224	0.7422
C(4)	0.000326	0.057378	0.005687	0.9956
R-squared	0.992147	Mean dependent var		1.070931
Adjusted R-squared	0.989791	S.D. dependent var		1.630018
S.E. of regression	0.164693	Akaike info criterion		-0.534508
Sum squared resid	0.271239	Schwarz criterion		-0.351920
Log likelihood	7.741554	F-statistic		421.1449
Durbin-Watson stat	1.623551	Prob(F-statistic)		0.000000

Ecuatia pentru cererea de forță de muncă

Dependent Variable: EMP

Method: Least Squares

Date: 08/27/07 Time: 23:58

Sample: 1991 2004

Included observations: 14

$EMP = C(1) + C(2) * PINLN + C(3) * PEVLALN$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.273074	1207.029	10.54717	0.0000
C(2)	0.632524	143.3614	-4.412095	0.0010
C(3)	0.034310	98.33334	0.348917	0.7337
R-squared	0.777559	Mean dependent var		5753.600
Adjusted R-squared	0.737115	S.D. dependent var		1138.446
S.E. of regression	583.7076	Akaike info criterion		15.76409
Sum squared resid	3747860.	Schwarz criterion		15.90103
Log likelihood	-107.3486	F-statistic		19.22565
Durbin-Watson stat	0.540649	Prob(F-statistic)		0.000257

Ecuatia pentru import

Dependent Variable: LNIMR

Method: Least Squares

Date: 08/29/07 Time: 09:50

Sample: 1991 2004

Included observations: 14

LNIMR=C(1)+C(2)*LNENDR+C(3)*PEVPIM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-6.43344	0.835419	7.700866	0.0000
C(2)	0.257873	0.078686	3.277230	0.0074
C(3)	0.00199	0.000143	1.383987	0.1938
R-squared	0.510994	Mean dependent var		9.216197
Adjusted R-squared	0.422084	S.D. dependent var		0.488645
S.E. of regression	0.371472	Akaike info criterion		1.044721
Sum squared resid	1.517903	Schwarz criterion		1.181662
Log likelihood	-4.313047	F-statistic		5.747302
Durbin-Watson stat	0.497785	Prob(F-statistic)		0.019554

Ecuatia pentru salarii

Dependent Variable: LA

Method: Least Squares

Date: 08/29/07 Time: 09:05

Sample: 1991 2004

Included observations: 14

LA=C(1)+C(2)*LA1+C(3)*PCP+C(4)*BIPQ+C(5)*ARLQ

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.189147	0.143149	-1.321329	0.2190
C(2)	0.998456	0.005302	188.3043	0.0000
C(3)	0.000128	0.000729	0.176060	0.8641
C(4)	-5.20E-08	1.68E-07	-0.309555	0.7639
C(5)	-0.01846	0.015375	1.200847	0.2605
R-squared	0.999939	Mean dependent var		-0.321429
Adjusted R-squared	0.999912	S.D. dependent var		12.24960
S.E. of regression	0.114957	Akaike info criterion		-1.216065
Sum squared resid	0.118936	Schwarz criterion		-0.987830
Log likelihood	13.51245	F-statistic		36900.29
Durbin-Watson stat	1.464664	Prob(F-statistic)		0.000000

Bibliografie selectivă

- Artus, P. și Guvenen, O. (eds.) (1986), *International Macroeconomic Modelling for Policy Decisions*, Dordrecht, Boston, Lancaster.
- Brayton, F. și Tinsley, P. (1996), „A Guide to FRB / US: A Macroeconomic Model of the United States”, *Federal Reserve Finance and Economics Discussion Papers*, October.
- Brayton, F.; Mauskopf, E.; Reifschneider, D.; Tinsley, P. și Williams, J. (1997), „The Role of Expectations in the FRB / US Macroeconomic Model”, *Federal Reserve Bulletin*, 83.
- Egebo, T. și Lienert, I. (1989), „Modelling Housing Investment for Seven Major OECD Countries”, *OECD Working Paper*, No. 63, January.
- Ericsson, Neil și Irons, John (1995), „The Lucas Critique in Practice: Theory Without Evidence”, în *Macroeconomics: Developments, Tensions and Prospects*, ed. by K. Hoover, Boston.
- Fair, R.C. (1993), „Testing Macro-econometric Models”, *The American Economic Review*, Papers and Proceedings, 83.
- Fisher, P. (1992), *Rational Expectations in Macroeconomic Models*, Dordrecht
- Henry, J. (1999), „Euro area - Wide and Country Modelling at the Start of EMU”, *Economic and Financial Modelling*.
- Jahnke, W. (1998), „Macroeconomic effects of tax policy measures in an econometric model of the German economy”, în Spahn, P. B. and Pearson, M. (eds.), *Tax Modeling for Economies in Transition*, London, p. 65-86.
- Jahnke, W. (1985), „Some Reflections on the Production of an Econometric Model”, în Gahlen, B.; Sailer, M. (eds.), *Macro-econometric Modelling of the West German Economy*, Berlin, p. 51-77.
- Juillard, M.; Laxton, D.; McAdam, P. și Pioro, H. (1999), „Solution Methods and Non-Linear Forward-Looking Models”, în Hughes-Hallet, A. and McAdam, P. (eds.), *Analyses in Macroeconomic Modelling*, Boston.
- Kieler, M. și Saarenheimo, T. (1998), „Differences in Monetary Policy Transmission? A Case not Closed”, *European Commission Economic Papers*, No. 132, Bruxelles.
- Laxton, D.; Isard, P.; Faruquee, H.; Prasad, E. și Turtelboom, B. (1998), „MULTIMOD Mark III, The Core Dynamic and Steady-state Models”, *International Monetary Fund Occasional Paper*, No. 164, Washington DC, May.
- Mauskopf, E. (1997), „The Role of Expectations in the FRB / US Macroeconomic Model”, *Federal Reserve Bulletin*, 83.

-
- McAdam, P. și Hughes-Hallet, A.J. (1999), „Nonlinearity, computational complexity and macroeconomic modelling”, *Journal of Economic Surveys*, 13.
- McKibbin, W.J. și Sachs, J., *Global Linkages* (1991), *Macroeconomic Interdependence and Cooperation in the World Economy*, Brookings Institution, Washington, D.C.
- McKibbin, W.J. (1999), „Solving Large Scale Models Under Alternative Policy Closures: The MSG2 Multi-Country Model”, in Hughes-Hallet, A. and McAdam, P. (eds.), *Analyses in Macroeconomic Modelling*, Boston.
- Taylor, J.B. (1993), *Macroeconomic Policy in a World Economy*, New York.
- Turner, D.S.; Wallis, K.F. și Whitley, J.D. (1989), „Differences in the Properties of Large-Scale Macro-econometric Models: The Role of Labour Market Specifications”, *Journal of Applied Econometrics*, 4.
- Whitley, J. (1997), „Economic models and policy-making”, *Bank of England Quarterly Bulletin*, 37.
- Anuarul statistic al României*, 1990-2006.
- Macro-Econometric Multi-Country Model: MEMMOD*, Deutsche, Bundesbank, June 2000.
- OECD (1996), „Medium-term Macroeconomic Policy Issues”, *Economic Outlook*, No. 59.

Capitolul 3

ELEMENTE DE POLITICĂ MONETARĂ ÎN PERSPECTIVA INTEGRĂRII ÎN UEM

Autori: Dr. Elena Pelinescu
Drd. Petre Caraiani
Dr. Magdalena Rădulescu

3.1. Introducere

Lucrarea urmărește să releve provocările și modificările politicii monetare în perioada premergătoare intrării în uniunea economică și monetară. Există o bogată literatură economică privind avantajele și dezavantajele implicate de aderarea la uniunea economică și monetară, precum și la condițiile necesar să fie îndeplinite pentru a putea accede la zona euro. Prezentarea situației din România se face în cadrul larg al experienței unor țări central și est-europene care au intrat în primul val în Uniunea Europeană.

Utilizarea unor metode econometrice moderne, adecvate analizei politicii monetare, de tipul vectorilor autoregresivi structurali (SVAR) și a unui model dinamic nekeynesist cu prețuri rigide de tip Calvo (NK) contribuie la înțelegerea mecanismelor politicii monetare din România și din alte țări din Europa Centrală și de Est. Rezultatele estimării prin modelul SVAR arată că România înregistrează diferențe comparativ cu Ungaria din punctul de vedere al intensității și persistenței răspunsului la șoc. Totuși, comparativ cu zona euro, în România și Ungaria, dimensiunea tipică a unui șoc în rata dobânzii este semnificativă (probabil și datorită utilizării unei rate de dobândă diferită de cea din zona euro), iar aprecierea cursului de schimb este mai mare în Ungaria comparativ cu România, însă sub nivelul celei din zona euro. Efectul asupra prețurilor, deși imediat, este mai scurt comparativ cu zona euro.

Rezultatele obținute prin modelul NK arată similitudini privind gradul de rigiditate al prețurilor pentru România și Cehia, nivelul acestora fiind mai apropiat de cel din Statele Unite decât de cel din Europa. Acest rezultat sugerează fie faptul că, pentru Cehia și România, rigiditățile salariale sunt mai importante, fie faptul că există alt tip de fricțiuni, cu efecte agregate importante. Un alt rezultat semnificativ este cel al diferențelor privind gradul de persistență al răspunsurilor variabilelor macroeconomice la un șoc la nivel de politică monetară. Pentru România s-a obținut un grad de persistență mai ridicat decât pentru Cehia, efectele fiind, de asemenea, mai puternice.

3.2. Caracteristici, provocări și implicații ale politicii monetare în unele dintre țările ce se pregătesc de aderare la zona euro

Dr. Elena Pelinescu

Pregătirea economiei românești pentru intrarea în zona euro în jurul anului 2014, așa cum este prevăzut în strategia de integrare, aduce cu sine o reducere a puterii politicii monetare naționale în contracararea șocurilor pe termen scurt provenite din reformele structurale. România va trebui să fie pregătită pentru pierderea independenței politicii monetare și valutare în atingerea obiectivelor economice.

Lucrarea este structurată pe trei subcapitole și urmărește să releve provocările și modificările politicii monetare în perioada premergătoare intrării în uniunea economică și monetară (UEM). În primul subcapitol, bazat pe bogata literatură economică, se oferă elemente semnificative privind avantajele și dezavantajele implicate de aderarea la uniunea economică și monetară, precum și condițiile necesar să fie îndeplinite pentru a putea accede la zona euro și calendarul stabilit de țările nou intrate în Uniunea Europeană (UE) pentru finalizarea acestui demers. Al doilea subcapitol este dedicat politicii monetare a statelor care, după aderarea la UE, și-au concentrat eforturile pentru armonizarea obiectivului și instrumentelor politicii monetare, paralel cu intensificarea eforturilor de realizare a criteriilor de convergență nominală. Lucrarea nu se limitează la prezentarea situației din România, ci ia în considerare și experiența unor țări central și est-europene care au intrat în primul val în Uniunea Europeană. Bogata literatură economică ce asigură fundamentul științific al politicii monetare, precum și învățămintele ce pot fi trase din experiența celorlalte țări permit un cadru generos de înțelegere teoretică și practică a provocărilor ce stau în fața României pe drumul spre integrarea în zona euro. În ultimul subcapitol, prin utilizarea unor modele de tip vector autoregresiv structural (SVAR), se oferă un cadru ce contribuie la înțelegerea mecanismelor politicii monetare din România și Ungaria.

3.2.1. Aderarea la zona euro, o provocare pentru noile state membre ale UE

O parte integrantă a Acordului de aderare a noilor state la Uniunea Europeană (UE) este obligația acestora de a accepta, cu derogare, intrarea în zona euro. Deschiderea zonei euro pentru noile țări ale UE a fost determinată de convingerea specialiștilor privind beneficiile posibile, ce pot fi obținute atât de vechile țări membre ale Uniunii, cât și de cele noi care vor intra.

Legal, aderarea la uniunea economică monetară (UEM) a fost trasată în anul 2000 de Banca Centrală Europeană (BCE, 2000), de ECOFIN (2000) și de Comisia Europeană (2001), iar Consiliul Guvernatorilor BCE a prezentat noua poziție față de noii membri ai Uniunii Europene (UE) într-o declarație de presă din 18 decembrie 2003. Din declarație rezulta că:

- noii membri ai UE vor adera la UEM cu o derogare, ceea ce înseamnă că vor adopta moneda euro după îndeplinirea criteriilor de convergență;
- noile state membre UE vor trata politica de curs de schimb într-o manieră de interes comun, deci nu vor apela la devalorizări pentru asigurarea competitivității;
- după ce noii membri vor rămâne în mecanismul cursului de schimb II (MCS II, în engleză ERM II - Exchange Rate Mechanism) cel puțin doi ani, în care cursul de schimb se va modifica într-o bandă de fluctuație de maxim $\pm 15\%$ în jurul parității centrale, ele vor putea accede la zona euro.

Sintetizând, intrarea noilor țări ale UE în zona euro este o provocare, în egală măsură pentru aceste economii și pentru vechile state membre ale zonei euro. Pentru a maximiza beneficiile lărgirii zonei euro, noile țări aspirante vor trebui să-și armonizeze politicile economice în perioada de preaderare, în vederea asigurării unei convergențe economice, instituționale, legislative, a promovării interesului comun. Astfel, România, ca țară recent intrată în clubul european, s-a pregătit pentru îndeplinirea acestor condiții ce fac obiectul Tratatului de la Maastricht. Referindu-se la obligațiile statelor aspirante, guvernatorul Băncii Naționale a României (BNR), Mugur Isărescu (2005, revizuită în 2007, p. 5-6), menționa: „Conform Tratatului de la Maastricht, noile țări candidate care vor adera la UE vor deveni state membre cu o derogare temporară în ceea ce privește moneda comună. Aceasta înseamnă că, la un moment dat, ulterior aderării, noile state membre vor intra în ERM II (în continuare se va utiliza prescurtarea în limba română, MCS II), iar apoi, condiționat de îndeplinirea criteriilor de convergență nominală, vor adopta moneda euro. Arhitecții Comunității Europene, care au conceput Tratatul de la Maastricht, au considerat drept condiții necesare și suficiente pentru ca o țară să adopte euro numai criteriile de convergență nominală, respectiv un deficit bugetar care să se situeze sub 3 procente din PIB; o datorie publică totală mai mică de 60 la sută din PIB în anul adoptării monedei unice; o rată a inflației care să nu depășească cu mai mult de 1,5 puncte procentuale inflația medie a celor mai performante (la acest indicator) trei state din UE și o rată a dobânzii la titlurile pe zece ani care să nu depășească cu mai mult de 2 puncte procentuale dobânda medie a celor mai performante trei state definite ca mai sus. În plus, este necesar un grad ridicat de stabilitate a cursului de schimb, fără devalorizări unilaterale față de euro, timp de cel puțin doi ani.”

Câteva întrebări legate de procesul de extindere a zonei euro se regăsesc în studiile și cercetările celor care s-au aplecat asupra acestui proces. Dintre acestea, reținem pentru dezvoltarea ulterioară următoarele: De ce este utilă

extinderea și cum a fost fundamentată teoretic această decizie? În ce măsură este necesară îndeplinirea criteriilor de convergență înaintea aderării? Pentru a răspunde la aceste întrebări, vom face o scurtă trecere în revistă a opiniilor unor specialiști, așa cum rezultă ele din studiile citate, fără a avea pretenția unei abordări exhaustive.

O serie de studii au fundamentat aceste restricții impuse noilor state ale Uniunii Europene, fără ca opiniile specialiștilor să conveargă întotdeauna, ele fiind uneori chiar opuse celor anterioare.

Referitor la prima întrebare, Mundell, în lucrarea sa din 1961 (Mundell, 1961), recomanda, pe baza rezultatelor obținute din aplicarea modelului său cu așteptări staționare, realizarea unor *arii restrânse cu monedă unică*, opinie împărtășită și de Bayoumi și Eichengreen (1997). Mundell arăta că, în acest caz, beneficiile din reducerea costurilor de tranzacționare vor contrabalansa pierderea autonomiei politice. Mai mult, el preciza că pierderile din deprecierea monedelor naționale sunt mai mari în cazul șocurilor macroeconomice asimetrice. Într-o lucrare ulterioară, luând în considerație natura anticipativă a operațiunilor pieței valutare și tendința împărțirii internaționale a riscului valutar, Mundell (1973) și-a revizuit opțiunea și a *avansat ideea unei zone mai largi cu o monedă unică*. Argumentul a fost că o țară ce suferă șocuri adverse poate mai ușor să împartă riscurile cu un partener atunci când ambele au o monedă unică.

În ceea ce privește răspunsul la a doua întrebare, privind criteriul convergenței, Buiter (Buiter, 2004) arăta că, pentru integrarea în zona euro, convergența nominală definită ca o convergență a inflației către nivelul ei de echilibru ar fi utilă, dar nu esențială, în timp ce convergența reală (definită prin convergența nivelului de productivitate, a venitului real pe locuitor, a structurii ocupării și a producției, calitatea reglementărilor și a supravegherii instituțiilor) se realizează în timp și este complet irelevantă pentru adoptarea euro. De altfel, experiența statelor Uniunii Europene a arătat că, după intrarea în zona euro, statele au cunoscut o accelerare a procesului de convergență reală. În opinia lui Buiter (2004) și Mundell (2000), atingerea sustenabilității fiscale este condiția majoră și necesară pentru adoptarea euro, în timp ce menținerea noilor state membre UE timp de doi ani în anticameră în mecanismul cursului de schimb (MCS II) ar putea fi considerată o perioadă de „purgatoriu” ce nu este necesară (Buiter, 2004).

O opinie diferită în ceea ce privește criteriile de convergență regăsim la Papadia (2004), care consideră că, dacă se intră în MCS II înainte de atingerea unui stadiu suficient de avansat de convergență și de stabilitate a sistemului financiar, riscul unor atacuri speculative crește substanțial. În acest caz, piețele ar putea sancționa drastic adoptarea unei parități centrale față de euro, care ar fi considerată drept inconsistentă cu condițiile economice ale țării respective sau cu menținerea stabilității prețurilor. Mai mult, ar fi „amendată” de către speculatori orice ambiguitate privind fermitatea cu care politica monetară intenționează să acționeze pentru menținerea parității centrale. Experiența Greciei anterior

participării la UEM și a Ungariei, care, după adoptarea în anul 2001 a unui regim de curs de schimb de tipul MCS II, a întâmpinat dificultăți provenite din fuga capitalurilor, după o perioadă de influxuri masive de capital care au făcut ca fluctuațiile forintului să iasă din nivelurile stabilite ($\pm 2\%$), confirmă această opinie. Ulterior, prin decizia BCE de a majora banda de fluctuație la $\pm 15\%$, criteriul stabilității cursului de schimb a putut fi îndeplinit de statele care au intrat în 2004 în UE. Astfel, potrivit opiniei lui Back și Thimann (2004, p. 16-17), exceptând Estonia și Letonia, care au avut un regim mai mult sau mai puțin fix față de euro via adoptarea consiliului monetar (Currency Board), Lituania, care în anul 2002 a avut o apreciere puternică față de euro datorită legării monedei de dolarul american, și Slovacia, care a înregistrat o puternică depreciere față de euro, celelalte țări au avut fluctuații în jurul euro în banda de $\pm 15\%$.

Pentru Comisia Europeană și Banca Centrală Europeană, obligativitatea participării în MCS II a țărilor aspirante la integrarea în zona euro este necesară deoarece acest mecanism de schimb implică un *mix* coerent de politici economice, care sprijină stabilizarea macroeconomică și catalizează reformele structurale în țările aspirante.

Breuss, Finka și Haiss (2004, p. 777), referindu-se la gradul de pregătire a noilor state membre ale UE din primul val, menționau o serie de argumente în favoarea integrării mai rapide a noilor state membre ale UE în zona euro, pe care le prezentăm în continuare.

a. Deschiderea către piața UE a fostelor țări membre CAER în urma destrămării acestei structuri comerciale, fapt ce confirmă îndeplinirea criteriului de deschidere a economiilor formulat de Mc. Kinnon în 1963. Statisticile arată că Ungaria exportă 75% din totalul exporturilor către UE, urmată de Estonia, Cehia, Polonia cu 69%, Slovenia și Letonia cu, respectiv, 62% și 61%, cifre ce relevă deschiderea economiilor acestor țări. În aceste condiții, trecerea mai rapidă la euro ar intensifica schimburile comerciale dintre noile state membre și UE. Beneficiul provenit din comerț a fost deja experimentat în statele membre ale UEM. Micco, Stein and Ordóñez (2003) au estimat pentru perioada 1992-2002, pe un panel de date acoperind comerțul bilateral din 22 de țări dezvoltate, că efectul pozitiv al UEM asupra comerțului bilateral al celor 12 state membre ale zonei euro a fost cu 4-10% superior comparativ cu comerțul dintre statele nemembre ale zonei euro. Rezultă, așadar, că lărgirea zonei euro va majora efectul pozitiv al fluxurilor comerciale bilaterale.

b. Creșterea eterogenității în zona UE prin intrarea noilor state membre face ca ritmul de creștere a produsului intern brut (PIB) să sporească, accelerând procesul de convergență reală paralel cu accentuarea diferențialului de inflație în UE după lărgire, fapt ce va afecta unul dintre criteriile de convergență nominală la a cărei realizare contribuie major politica monetară națională a noilor state membre. O parte din explicația acestui fenomen de majorare a diferențialului de inflație își găsește explicația în diferențialul de productivitate dintre state, demonstrat de Balasa-Samuelson. Astfel, efectul Balassa-

Samuelson de creștere a productivității, care nu joacă încă un rol important în țările UE, poate fi mai accentuat după aderarea noilor state. Se estimează că, după lărgire, în cadrul UE, dispersia ratei inflației va crește cu 0,5-1 puncte procentuale, fapt ce constituie un alt argument pentru a accelera aderarea noilor state la zona euro.

c. Declinul considerabil al ratei de creștere a PIB în UE-15, experimentat de la debutul monedei unice europene în 1999, indică apariția graduală a „ciclului de afaceri european”. Lărgirea UE va inversa temporar acest proces pozitiv, astfel că deviația standard a ratei de creștere a PIB va crește cu 0,5 puncte procentuale. Integrarea monetară rapidă a noilor state membre ar putea încuraja convergența ciclurilor economice și chiar a ratei inflației.

Alte argumente privind beneficiile aderării la moneda euro aduc și Bertola și Boeri (2002). Ei au demonstrat că, în țările din zona euro, ritmul reformelor structurale ale pieței muncii este mai alert, cu toate că, la momentul intrării, aceste state se confruntau cu un nivel înalt de rigiditate a pieței muncii, măsurat prin legislația de protecție socială și ajutoarele de șomaj.

Duval și Elmeskov (2005) evidențiază un alt avantaj al aderării la zona euro, și anume reducerea primei de monopol create de rigiditățile structurale prin creșterea transparenței prețurilor țărilor membre.

Bazându-se pe o serie de studii și pe experiențele țărilor ce au parcurs unele dintre etapele premergătoare procesului de aderare la zona euro, guvernatorul M. Isărescu consideră că, pentru România, „intrarea în MCS II trebuie să fie precedată de atingerea unui nivel ridicat de convergență, respectiv de progresul consistent al reformelor structurale, de un proces de consolidare fiscală și de o politică responsabilă a veniturilor” (2004, p. 14). În opinia guvernatorului BNR, „așa cum au început să se contureze și punctele de vedere ale altor țări nou membre ale UE, trecerea la zona euro nu trebuie accelerată în mod inutil, iar adoptarea monedei unice europene nu trebuie tratată drept un scop în sine. Pe lângă atingerea obiectivelor de convergență nominală, realizarea în cel mai scurt timp a convergenței reale reprezintă obiectivul căruia ar fi indicat să i se subsumeze politicile urmate de autoritățile fiecărei țări. Prin această prismă, România nu trebuie să-și precipite aderarea la zona euro, întrucât țara noastră are de recuperat decalaje importante. Intrarea în mecanismul ERM II este proiectată pentru anul 2012, astfel încât trecerea la zona euro să poată avea loc la orizontul anului 2014 – admitând că în întreaga perioadă premergătoare acestui moment se va înregistra o tendință semnificativă de îngustare a decalajelor în domeniul economiei reale” (M. Isărescu, 2007, p. 25).

Determinarea cursului de schimb de echilibru solicitată la intrarea în MCS II este o operațiune extrem de importantă și implică o politică adecvată. În acest sens, în vederea apropierei cursului de schimb de nivelul de echilibru stabilit pe baza fundamentelor economice, BNR a optat, începând cu octombrie 2005,

pentru o politică de nonintervenție pe piața valutară, permițând astfel ca piața să stabilească nivelul de echilibru.

Fixarea unor ținte, considerate de unii analiști ca fiind prea puțin optimiste, va evita reevaluarea datelor programate pentru pașii importanți ce trebuie parcurși înainte de intrarea în zona euro de către România (respectiv intrarea în MCS II și data aderării la moneda euro), așa cum s-a întâmplat în cazul Poloniei, Ungariei și Cehiei (vezi tabelul 3.1).

Tabelul 3.1

Calendar privind integrarea în zona euro

Țara	Numărul criteriilor îndeplinite în decembrie 2006	Data intrării în UE	Data intrării în MCS II (ERM II)		Data-țintă pentru intrarea în zona euro	
			Obiectiv inițial	Obiectiv modificat	Obiectiv inițial	Obiectiv modificat
România	3	2007	2010-2012	-	2012-2014	-
Bulgaria	...	2007	Imediat după intrarea în UE	-	2009-2010	-
Cipru	3 (4**)	2004	2 mai 2005	-	2008	-
Republica Cehă	3	2004	2006-2007	Urmează a fi stabilit	2009-2010	Urmează a fi stabilit
Estonia	4	2004	iunie 2004	-	2008	-
Letonia	3	2004	2 mai 2005	-	Urmează a fi stabilit	-
Lituania	4	2004	iunie 2005	-	Urmează a fi stabilit	-
Malta	1 (2**)	2004	2 mai 2005	-	2008	-
Polonia	3 (4***)	2004	2006	Urmează a fi stabilit	2009-2010	Urmează a fi stabilit
Slovenia	5	2004	iunie 2004	-	1 ian. 2007	-
Slovacia	2	2004	28 nov. 2005	nov. 2005	2008-2009	2009
Ungaria	0 (1***)	2004	2007-2008	Urmează a fi stabilit	2010-2011	2011*

Notă: *Nu mai devreme de această dată; ** Dacă se ia în considerare trendul descrescător al datoriei care depășește 60%; *** Deficitul și datoria rezultând din datele privind plățile la fondurile private de pensii raportate în cadrul bugetului.

Sursa: M. Isărescu, *Obiectivele pe termen mediu ale politicii monetare și cursului de schimb*, prezentarea Programului economic de preaderare, ediția 2005, București, 20 iulie, p.17; Banca Centrală a Ungariei, *Analysis of the convergence process*, decembrie 2006, p.15, și 16; T. Manchev, M. Karavastev, *Economic and Monetary Union on the Horizon*, Discussion Papers, 50/2005, p. 24.

Experiența celorlalte țări a arătat că cele care s-au grăbit să-și stabilească ținte ambițioase pentru intrarea în anticamera pentru zona euro, respectiv au aderat la mecanismul cursului de schimb european II (MCS II), condițiile concrete de evoluție a economiei le-au impus reevaluarea termenelor și amânarea lor, uneori pe o durată nedefinită (Polonia, Ungaria, Cehia). Având în vedere acestea, considerăm util a releva experiența unora dintre aceste țări care au intrat în rândul țărilor UE în anul 2004, în ceea ce privește capacitatea politicii monetare și a mixului de politici economice naționale de a crea condiții favorabile aderării țării la zona euro la momentul potrivit.

O comparație privind starea economică a acestor țări după trei ani de la aderare față de România și gradul de îndeplinire a criteriilor de convergență ne oferă o imagine de ansamblu privind atât cadrul de desfășurare a politicii monetare, cu specificul ei, cât și rezultatele economice, concretizate în gradul de realizare a criteriilor de convergență (tabelul 3.2).

Aderarea la zona euro aduce, pe lângă condiționările și beneficiile menționate, o provocare majoră pentru politicile naționale, legată de pierderea independenței politicii monetare prin cedarea responsabilității acesteia Băncii Centrale Europene. Referindu-se la acest aspect, N. Leiner-Killinger și alții (2007, p.18) menționează că: „prin centralizarea politicii monetare și stabilirea unor constrângeri clare pentru politica fiscală națională, crearea uniunii economice monetare (UEM) a schimbat profund cadrul macroeconomic al țărilor participante. (...) Astfel, înainte de aderarea la UEM, guvernele naționale aveau un control deplin al politicii monetare și puteau utiliza tranzitoriu deficitul fiscal în contracararea efectelor negative pe termen scurt ale reformelor structurale.

Băncile naționale puteau, cel puțin în principiu, să controleze gap-ul de producție pe termen scurt, generat de implementarea reformelor structurale prin ajutorul de stat. După intrarea în UEM, autoritățile monetare din zona euro pierd controlul propriei politicii monetare și deci sunt incapabile să mai susțină reformele structurale prin asigurarea unui ritm mai ușor de trecere spre rata șomajului natural.” În opinia acelorași autori (N. Leiner-Killinger și alții, 2007, p. 21-22), această limitare a politicii monetare a zonei euro de a susține reformele structurale la nivel național derivă din cel puțin două motive:

- nu toate reformele structurale conduc la o scădere a cererii interne, un exemplu fiind creșterea competitivității, care generează atât creșterea investițiilor, cât și a consumului;
- implementarea diferitelor reforme în țările UE poate necesita, eventual, utilizarea în grade diferite a unor factori expansioniști.

În acest context, o politică monetară unică în zona euro va fi incapabilă să joace un rol în modelarea costurilor diferitelor reforme structurale pe termen scurt. Ea poate însă, prin credibilitatea și transparența ei, să asigure un mediu favorabil schimbărilor structurale și o intensificare a preocupărilor pentru creșterea bunăstării populației zonei.

Tabelul 3.2

Gradul de îndeplinire a criteriilor de convergență de către unele dintre noile state membre ale UE
(variații anuale, %)

Țara	Anii	Ritmul de creștere a PIB ¹⁾	Rata inflației ²⁾	Ponderea deficitului bugetului de stat în PIB	Ponderea deficitului de cont curent în PIB	Ponderea datoriei publice în PIB	Rata dobânzii de refinanțare ³⁾	Rata dobânzii pe termen lung	Depreciere (+)/apreciere (-) a monedei naționale ³⁾
România	2004	8,5	11,89	-1,5		18,8	30		7,91
	2005	4,2	9,07	-1,4	8,7	15,8	18,25	6,75	-10,59
	2006	7,7	6,61	-1,9	10,3	12,4	14	7,49	-2,68
	2007	6,0	3,90	...			14		-9,09
Bulgaria	2004	4,8	6,15	2,2	-6,6	37,9	2,61	5,36	0,213
	2005	5,3	6,04	1,9	-12	29,2	2,04	3,87	0,134
	2006	6,1	7,42	3,3	-15,8	22,8	2,69	4,18	-0,001
	2007	6,2	5,25	...	...	...	...	...	-0,003
Cehia	2004	4,6	2,55	-2,9	-0,8	30,7	2,3125	4,8	0,19
	2005	6,5	1,60	-3,5		30,4	4,8125	3,5	-6,64
	2006	6,4	2,09	-2,9		30,9	2,25	3,8	-4,85
	2007	6,1	2,20	3,3			2,75		-6,37
Ungaria	2004	4,8	6,77	-6,5		59,4	12,0625	8,2	-0,705
	2005	4,1	3,48	-7,8		61,7	6,34375	6,6	-1,463
	2006	3,9	4,03	-10,1		66	6,1875	7,1	6,539
	2007	2,7	8,61				8,75		1,186
Polonia	2004	5,3	3,59	-3,9		45,7	5,875	6,9	3,007
	2005	3,6	2,18	-2,5		47,1	11,625	5,2	-11,209
	2006	6,1	1,27	-2,2		47,8	4	5,2	-3,147
	2007	6,9	2,19				4,5		-5,762

Țara	Anii	Ritmul de creștere a PIB ¹⁾	Rata inflației ²⁾	Pondere deficitului bugetului de stat în PIB	Pondere deficitului de cont curent în PIB	Pondere datoriei publice în PIB	Rata dobânzii de refinanțare ³⁾	Rata dobânzii pe termen lung	Depreciere (+)/apreciere (-) a monedei naționale ³⁾
Slovacia	2004	5,4	7,47	-3		41,6	4,625	5	-3,517
	2005	6,0	2,80	-3,1		34,5	3	3,5	-3,577
	2006	8,3	4,26	-3,4		33	4,25	4,3	-3,538
	2007	9,0	1,79				4,25		-11,805
Slovenia	2004	4,4	3,65	-2,3	-3,1	28,9	...	4,7	2,267
	2005	4,0	2,47	-1,5	-2,4	28,4	3	3,8	0,209
	2006	5,2	2,54	-1,4	-3,4	27,8	...	3,9	0,0
	2007	7,2	3,06	...	...		...	...	...
Zona euro ⁴⁾	2004	2,0	2,15	-2,8		69,8	2		9,94
	2005	1,5	2,19	-2,5		70,6	2,0625		0,10
	2006	2,8	2,18	-1,6		69,1	2,9375		0,89
	2007	3,1	1,87	...		...	3,875	...	3,42

Nota: 1. Pentru anul 2007, Q1. 2. Pentru anul 2007, date pe 7 luni. 3. Pentru anul 2007, media pe primele două trimestre.

4. Cursul de schimb euro/dolar SUA.

Sursa: *ECB Convergence Report*, decembrie 2006, Eurostat și Comisia Europeană.

Provocările ce se află în fața decidenților de la nivel național nu se încheie odată cu aderarea la zona euro, ci ele sunt redirecționate spre noi obiective, așa cum rezultă din recenta experiență a Sloveniei. Astfel, "după adoptarea euro, principala provocare cu care se confruntă Slovenia constă în aplicarea unor politici naționale corespunzătoare pentru sprijinirea creșterii economice robuste și asigurarea unui grad ridicat de convergență sustenabilă... Menținerea unei economii competitive impune ca ritmul de creștere a productivității muncii să îl depășească pe cel al creșterii salariale, precum și ca indexările salariale programate și anumite transferuri sociale să fie eliminate" (*Raportul anual pe 2006 al BCE*, p. 136).

3.2.2. Politica monetară - același obiectiv, abordări diferite înainte și după aderarea la zona euro

Obiectivul fundamental al politicii monetare este asigurarea stabilității prețurilor. O privire generală asupra obiectivului politicii monetare a țărilor Uniunii Europene relevă faptul că toate țările acestei zone au același obiectiv fundamental, asigurarea stabilității prețurilor. Prima diferență ce poate fi menționată se situează la nivelul definirii conceptului de stabilitate a prețurilor și al implicării politicii monetare în susținerea politicilor structurale naționale, iar a doua în modul de stabilire a unei ancore nominale puternice, cheia succesului politicii monetare.

În ceea ce privește conceptul de stabilitate a prețurilor, există înțelegeri diferite în interiorul zonei euro și în afara acesteia, unde abordările variază de la o țară la alta.

a. *Pentru țările aflate în interiorul zonei euro*, definirea conceptului de stabilitate a fost dată de Consiliul Guvernatorilor BCE, care, în 1998, a oferit o definiție cantitativă, completată în anul 2003. Astfel, se menționează că stabilitatea prețurilor înseamnă o creștere anuală a indicelui prețurilor de consum armonizat (HIPC) pentru zona euro inferioară, dar apropiată pe termen mediu de o medie de 2% (BCE, 2004, p. 50-51). Scopul acestei ținte fixe de inflație este de a asigura o ancoră anticipațiilor inflaționiste la un nivel stabil, astfel încât politica monetară comunitară să poată contribui la creșterea durabilă și echilibrată a zonei euro, într-o manieră transparentă. Prin transparența politicii monetare, se urmărește de fapt alinierea anticipațiilor inflaționiste ale agenților economici și ale gospodăriilor la obiectivul fundamental al politicii monetare a zonei euro. Această strategie a transparenței politicii monetare oferă un cadru global coerent, ce permite comunicarea către publicul larg a deciziilor consiliului director privind nivelul ratei dobânzii stabilite de Banca Centrală Europeană (BCE) și a motivelor care au stat la baza deciziei.

Reducerea curentă a inflației și definiția stabilității prețurilor, așa cum este dată de Banca Centrală Europeană, pot să conducă la ghidarea componentelor nominale ale contractelor de muncă, mecanismul salariilor și al prețurilor fiind legat mult mai mult de viitor, prin caracterul predictiv al evoluțiilor prețurilor. Toate acestea tind să sporească funcționarea pe latura ofertei economiei. Menținerea stabilității prețurilor face mai ușoară distingerea modificărilor în prețurile relative de la tendința generală a prețurilor, astfel că populația poate să identifice, pe baza prețurilor relative, semnalele din aria în care reformele structurale sunt necesare. În plus, menținerea stabilității prețurilor ajută la alocarea eficientă a resurselor, permițând evidențierea clară a beneficiilor reformelor structurale și exploatarea acestora, ceea ce conduce la o acceptare mai ușoară a acestor reforme de către populație.

Urmând exemplul BCE, băncile centrale din noile țări care au intrat în UE în anul 2004 au aderat la această strategie a transparenței deciziilor de politică monetară, paralel cu acțiunile de modificare a strategiilor naționale de atingere a obiectivului fundamental. În funcție de condițiile locale, unele bănci centrale (Cehia, Polonia, Ungaria), la care s-a adăugat și România, au abandonat vechile politici monetare bazate stabilirea unor obiective intermediare, mai puțin transparente, și au optat pentru o politică monetară bazată pe țintirea inflației. Pentru România, care a adoptat strategia țintirii inflației în august 2005, după o pregătire minuțioasă, experiența altor țări a fost extrem de utilă în evitarea unora dintre dificultățile și greșelile cu care s-au confruntat acestea în demersul lor. În acest context, experiența altor țări se poate dovedi utilă și în perioada de pregătire a României pentru aderarea la zona euro, conform calendarului stabilit de BNR.

Pentru țările aflate în afara zonei euro, stabilitatea prețurilor înseamnă fie încadrarea inflației într-o bandă descrescătoare (Cehia înainte de 2006), fie stabilirea unei ținte fixe descrescătoare, cu o bandă de fluctuație (cazul României), fie o țintă fixă orizontală cu o bandă simetrică de deviație (cazul Poloniei) sau fără bandă (cazul Cehiei după 2006).

Pentru *Banca Centrală a Poloniei*, stabilitatea prețurilor înseamnă „asigurarea unei inflații la un nivel scăzut, astfel încât să nu exercite un impact negativ asupra investițiilor, economiilor și altor decizii luate de participanții la viața economică. Asigurarea stabilității este calea prin care Banca Centrală contribuie, prin deciziile ei, la realizarea unei creșteri economice susținute” (*Raport anual al Băncii Centrale a Poloniei*, 2005, p. 26). Calea prin care se ajunge la un nivel scăzut al inflației este prevăzută în strategia de politică monetară după anul 2003 (*Monetary Policy Strategy beyond 2003*), adoptată de Polonia în februarie 2003. În acest document se menționează că atingerea unei inflații scăzute înseamnă o “țintă permanentă de inflație de 2,5%, cu o bandă simetrică de deviație de ± 1 ”, asociată unei politici de flotare a cursului de schimb (până la intrarea Poloniei în mecanismul cursului de schimb ERM

II), având în vedere că, în implementarea unei politici monetare restrictive, cursul de schimb are, alături de rata reală a dobânzii, un rol important. De menționat este faptul că rata inflației, diferit de perioada 1999-2003, nu este stabilită numai pentru luna decembrie în raport cu decembrie a anului anterior, ci lunar, comparativ cu luna corespunzătoare din anul anterior. În plus, deviațiile de la ținta inflației situate în interiorul benzii sunt considerate naturale și deci nu antrenează măsuri de intervenție monetară din partea băncii centrale. Mai mult, pentru înțelegerea deplină a procesului inflaționist, în proiecțiile băncii centrale se folosesc date trimestriale și anuale medii. Prin aceasta se elimină deviațiile accidentale de la nivelul țintit al inflației, iar nivelul prognozat poate fi utilizat în proiecția bugetului de stat și în alte programe guvernamentale (*Raport anual al Băncii Centrale a Poloniei*, 2005, p. 26-27).

Cehia, odată cu intrarea în Uniunea Europeană în anul 2004, și-a anunțat modificarea obiectivului de stabilitate a prețurilor de la un regim de țintire într-o bandă continuu descendentă la o țintire orizontală la un nivel fix. Strategia de politică monetară a *Băncii Naționale a Cehiei bazată pe un regim de țintire a inflației* a prevăzut pentru anii 2002-2005 o țintă de inflației într-o bandă continuu descrescătoare, de la 3-5% în ianuarie 2002 la 2-4% în decembrie 2005. În martie 2004 a fost stabilită o țintă fixă de 3% începând cu ianuarie 2006, care va rămâne pe toată perioada până la aderarea la zona euro (*Anual Report*, 2004, p. 19).

În cadrul planului Băncii Naționale a Cehiei pe termen mediu pentru perioada 2005-2010 (*The Czech National Bank's Mediumterm Plan for 2005 – 2010*), aprobat de conducerea băncii centrale la sfârșitul anului 2004, se menționa că obiectivul băncii centrale este “menținerea inflației la un nivel scăzut, stabilit prin nivelul țintei de inflație.”

Pentru *Banca Centrală a Ungariei*, obiectivul de asigurare a stabilității prețurilor, prevăzut în statutul băncii centrale ca obligație fundamentală a acesteia, se realizează într-un regim de țintire directă a inflației și de flotare a cursului de schimb într-o bandă de variație de $\pm 15\%$. Pentru anul 2005, ținta de inflație a fost de 4%, descrescătoare comparativ cu anul 2004, și cu o bandă de variație de $\pm 1\%$. La sfârșitul lunii august 2005, Guvernul și Banca Centrală a Ungariei au stabilit ca, începând cu 1997, obiectivul de inflație pe termen mediu să fie la nivelul de 3%, determinat pe baza indicelui prețurilor de consum publicat de Oficiul Central de Statistică (*Raportul anual al Băncii Centrale a Ungariei*, 2005, p.19).

Conform Legii nr. 312/2004, *obiectivul fundamental al Băncii Naționale a României* este asigurarea și menținerea stabilității prețurilor. În vederea atingerii acestui obiectiv, banca centrală utilizează instrumentele și pârgurile pe care conceperea și implementarea politicii monetare i le oferă.

b. *În ceea ce privește a doua diferențiere*, aceasta derivă din strategia politicii monetare a zonei euro și a fiecărei țări din afara zonei euro de a atinge

obiectivul de stabilitate a prețurilor. Unele țări industriale dezvoltate obțin aceasta prin strategia clasică de țintire a agregatelor monetare. Germania, de exemplu, a fost capabilă să creeze o ancoră nominală puternică cu procedeul de *țintire monetară* (vezi Mishkin și Hebbel, 2006; Mishkin și Posen, 1997; Bernanke și alții, 1999, și Neumann și von Hagen, 2002). Strategia BCE este mai complexă comparativ cu țintirea monetară sau țintirea inflației și reflectă realist, fără îndoială, diversitatea abordărilor de politică monetară pe care BCE le-a adoptat prin decidenții săi interni.

Multe țări din afara zonei euro au abandonat vechile strategii de politică monetară bazate pe regimuri monetare având ca obiective intermediare agregate monetare (baza monetară, masa monetară) și au optat pentru un regim de țintire directă a inflației. Potrivit opiniei lui Mishkin și Hebbel (2006, p. 7), "teorii recente privind politica monetară optimă arată că stabilirea unei ancore nominale puternice este un element crucial în asigurarea unei politici monetare de succes. De aceea, evidența ancorării așteptărilor inflaționiste susține cazurile de adoptare a țintirii inflației". În acest sens, experiența Poloniei arată că, în vederea intrării în uniunea economică monetară, Polonia a optat, începând cu 1999, pentru o politică monetară de țintire a inflației, abandonând obiectivele intermediare. Astfel, în Strategia politicii monetare pe termen mediu 1999-2003 a Băncii Național a Poloniei (BNP, 1998, p. 9), se menționează că alegerea a fost determinată de următoarele argumente: i) oferă un obiectiv inteligibil pentru politica monetară și ușor de înțeles de către agenții economici; ii) permite publicului să verifice direcțiile și eficacitatea politicii monetare, întărind credibilitatea acesteia; iii) contribuie la reducerea costurilor asociate așteptărilor inflaționiste și la reconcilierea obiectivului inflației cu cel privind creșterea economică, urmare a credibilității sporite a acțiunilor băncii centrale; iv) permite o mai mare flexibilitate în aplicarea instrumentelor de politică monetară și posibilitatea de a le alege în funcție de natura specifică a șocurilor care pot periclita atingerea inflației țintite, minimizând neajunsurile unui regim de curs de schimb fix și v) permite băncii centrale reacții flexibile la modificarea vitezei de rotație a banilor. Obiectivul era reducerea inflației sub 4% în anul 2003, ținta anuală având o bandă de fluctuație de $\pm 0,5\%$, niveluri care, în Ghidul de politică monetară pentru anul 2003, au fost modificate, ținta inflației pentru anul 2003 fiind de 3%, iar după 2003 de 2,5%, cu o bandă de fluctuație de $\pm 1\%$, cu un regim flotant al cursului de schimb (BNP, 2003, p. 5, p. 12).

Strategia de politică monetară de *țintire directă a inflației* a fost adoptată de Banca Centrală a Cehiei în decembrie 1997 și a înlocuit, începând cu 1998, vechea strategie monetară bazată pe un curs de schimb fix, parțial relaxat în februarie 1997, și pe țintirea agregatelor monetare. Țintirea inflației a fost soluția pentru a acoperi pierderea ancorei nominale, în condițiile unui regim de

curs de schimb fix, și implică, de jure, utilizarea ratei dobânzii ca principală pârgă și creșterea gradului de flexibilitate a cursului de schimb.

Strategia de politică monetară a *Băncii Centrale a Ungariei* de țintire directă a inflației pe baza unei ținte permanente situate în apropierea nivelului inflației din zona euro (stabilită la 2%) este o soluție pentru ancorarea așteptărilor inflaționiste ale agenților economici și conduce la reducerea ecartului dintre obiectivele cantitative de stabilitate a prețurilor urmările de băncile centrale din statele din zona euro și de către cele din Polonia, Ungaria și Cehia.

După mai bine de 15 ani, Banca Centrală a României și-a anunțat abandonarea politicii monetare bazate pe agregate monetare ca obiective intermediare de asigurare a stabilității prețurilor și a optat, începând cu august 2005, pentru un regim de *țintire directă a inflației*. În conferința de presă din 15 august 2005, guvernatorul M. Isărescu a făcut publice coordonatele noii strategii: „(i) ținta exprimată prin rata inflației prețurilor de consum (IPC); (ii) ținta stabilită ca punct central, încadrat de un interval de variație (± 1 punct procentual); (iii) ținte anuale pentru un orizont mai lung (inițial 2 ani); (iv) interpretarea flexibilă a țintirii inflației (în special coexistentă cu regimul de flotare controlată a cursului de schimb); (v) definirea ex-ante a unui set restrâns de circumstanțe, independente de influența politicii monetare, care condiționează responsabilitatea BNR pentru atingerea țintei de inflație și (vi) anunțarea comună a țintelor de către BNR și guvern” (PEP, 2005, p. 30). Pentru România, regimul de țintire a inflației este, am putea spune, un bun start pentru îndeplinirea criteriilor de convergență nominală și pregătirea pentru aderarea la zona euro.

Trebuie menționat că, privit prin prisma condițiilor pe care le impune adoptarea acestei strategii, multe dintre acestea - credibilitate, independență, responsabilitate pentru atingerea obiectivelor stabilite, transparență în deciziile de politică monetară și menținerea, pe baze regulate, a comunicării cu agenții economici și populația pentru explicarea deciziilor de politică monetară - sunt elemente definitorii în strategia de politică monetară a zonei euro. Cadrul operațional al politicii monetare în zona euro se bazează pe art. 105 din Tratatul Uniunii Europene, care menționează că, în atingerea obiectivelor, zona euro va acționa în concordanță cu principiile unei economii de piață deschise, cu competiție liberă, favorizând alocarea eficientă a resurselor (BCE, 2004, p. 72). Cel mai important principiu rămâne, pentru zona euro, cel al eficienței operaționale, definite ca fiind capacitatea cadrului operațional de a permite deciziilor de politică monetară să anunțe cât mai precis și cât mai repede posibil ratele pe termen scurt ale politicii monetare. La acesta, se adaugă descentralizarea implementării politicii monetare (ce revine băncilor centrale naționale care efectuează tranzacțiile), tratamentul egal al instituțiilor financiare și aplicarea acelorași proceduri. Nu mai puțin importante sunt principiile simplității, transparenței, continuității, siguranței și eficienței costurilor.

3.2.3. Aspecte privind politica monetară în România și Ungaria rezultate din aplicarea unui model SVAR

Programele naționale de convergență și strategiile de politică monetară pe termen mediu sunt documente importante ce definesc cadrul de desfășurare a politicilor monetare naționale în perioada de până la aderarea la zona euro. Ceea ce este însă extrem de important este gradul mare de incertitudine a mediului economic, dificultatea estimării șocurilor pe care politica monetară trebuie să le resoarbă prin apelarea la diferite instrumente specifice și impactul acestor șocuri asupra variabilelor macroeconomice. În acest sens, în această parte a lucrării, ne vom concentra asupra răspunsului unor variabile macroeconomice la diferite șocuri, în condițiile în care unele canale ale mecanismului de transmisie a politicii monetare nu funcționează sau au o eficiență scăzută.

În acest scop, am apelat la un model de tip vector autoregresiv structural (SVAR) ce permite obținerea unor informații pertinente pe baza restricțiilor necesare identificării șocurilor monetare sau a altor tipuri de șocuri (vezi Doan, Litterman și Sims, 1984; Bernanke, 1986; Sims, 1986; Blanchard și Quah, 1989). În alegerea variabilelor ecuației nerestricționate a VAR-ului, am urmat modelul utilizat de Gert Peersman și Frank Smets (2001), cu o adaptare constând în utilizarea simultană a agregatului monetar M2 ($m2$) și a ratei dobânzii de refinanțare (rr) și neîncluderea unor variabile exogene în model. Am optat pentru dobânda de refinanțare pentru a asigura o legătură mai puternică cu sectorul real, rata de refinanțare oferind informații privind intensitatea scumpirii creditelor mai mult decât rata dobânzii de politică monetară, care oferă un semnal. În plus, am considerat că, pentru țările care au parcurs o perioadă de tranziție și au folosit mai mult rata rezervelor minime obligatorii ca instrumente de control al lichidității, rata de refinanțare este mai concludentă. Modificarea a avut în vedere și faptul că, în România, ca și în Ungaria până la introducerea strategiei de țintire a inflației, politica monetară s-a bazat pe țintirea agregatelor monetare (monetary targeting). Variabilele utilizate au fost: produsul intern brut exprimat în mil. euro în prețuri constante 1995 (y), agregatul monetar M2 exprimat în mil. euro ($m2$), cursul de schimb în monedă națională față de euro (ex), rata dobânzii de refinanțare a băncii centrale exprimată procentual (rr), indicele prețurilor bunurilor de consum armonizat (HIPC) exprimat în baza fixă 2005=100 ($hipc$). Diferența față de modelul cel mai larg aplicat în analizele monetare, și anume cel al lui Christiano, Eichenbaum și Evans (CEE, 1996), constă în neîncluderea ca variabile endogene a salariilor, rezervelor totale, rezervelor neîmprumutate (nonborrowed reserves) și a ratei de creștere netezite (smoothed) a prețurilor materialelor sensibile.

În cadrul VAR-ului structural, examinăm efectul pe care îl produc asupra inflației unele șocuri (inovații) în rata dobânzii, în cursul de schimb, în masa monetară M2 și în ofertă.

Datele utilizate sunt trimestriale și acoperă perioada trimestrul I 1999-trimestrul II 2007 și au fost obținute din baza de date a Eurostat. Pentru România, pentru agregatul M2, Eurostat nu a oferit date pentru perioada trimestrul I 2003-trimestrul II 2004. Pentru această perioadă s-a estimat agregatul M2 în moneda euro, pe baza datelor din statistica lunară a buletinelor BNR, transformarea în euro fiind făcută la cursul de schimb mediu al trimestrului respectiv. Eroarea față de datele Eurostat pentru trimestrul anterior celui calculat a fost de 0,6%, ceea ce a permis utilizarea în model a seriei de date calculate. Datele au fost desezonalizate cu metoda mediei mobile.

Descrierea modelului

Scopul nostru este de a utiliza un model capabil să pună în evidență efectul modificării unei variabile asupra alteia și, mai ales, răspunsul variabilelor macroeconomice la șocurile de politică monetară. Acest proces impune identificarea unei forme structurale a modelului, în care fiecare element, în termenii erorilor contemporane (inovații), este necorelat cu altele. Cu alte cuvinte, trebuie să fie octogonal în termenii erorilor, ceea ce poate fi scris sub forma ecuației (3.1):

$$Ae_t = Bu_t, \quad (3.1)$$

iar șocurile neobservate u_t pot fi scrise ca în ecuația (3.2):

$$u_t = B^{-1}Ae_t \quad (3.2)$$

unde e_t este reziduul observat (adică vectorul șocurilor structurale), iar u_t este reziduul neobservat al șocului structural (sau vectorul formei reduse a erorilor); A și B sunt matrice de $(k \times k)$ vectori și pot fi estimate prin impunerea *a priori* a unor restricții zero (adică se impune o lipsă de legătură între variabile) unor coeficienți ai matricelor A și B . Urmând calea obișnuită în astfel de aplicații, vom adopta și noi pentru matricea B forma diagonală, utilizată și în descompunerea Choleski. Rămâne deci a stabili doar restricțiile ce trebuie impuse pentru matricea A . De menționat este faptul că pentru identificarea șocurilor structurale este necesar ca numărul restricțiilor zero impuse coeficienților să fie de $k(k+1)/2$ restricții pentru fiecare $2k^2$ elemente necunoscute din matricea A , considerată ca o matrice ce oglindește interdependențele variabilelor macroeconomice specifice economiei analizate. Cu alte cuvinte, pentru a identifica matricea A , este necesar a impune cel puțin $2k^2 - k(k+1)/2$, $k(3k-1)/2$ restricții adiționale.

În alegerea restricțiilor pentru matricea A pot fi urmate mai multe căi. Una dintre acestea se referă la adoptarea unor restricții pe termen scurt. Propusă de Sims–Bernake (1986), ea permite distribuția liberă a restricțiilor zero în cazul matricei A , fapt ce elimină rigiditățile matricei A cu structură triunghiulară,

propusă de Cholescki și care impune ca toți termenii de deasupra diagonalei principale a matricei să fie zero (deci să exprime lipsa unor legături între variabile), situație dificil de întâlnit în realitatea economică. A doua cale, propusă de Blanchard și Quah (1989) se referă la impunerea unor restricții pe termen lung și are în vedere răspunsul acumulat, forma tipică a acestei matrice fiind cu zero restricții. Ea a fost dezvoltată de Bayoumi și Eigengreen (1993), prin construirea unei matrice care permite o identificare a restricțiilor. Noi am urmat în demersul nostru metodologia propusă de Sims–Bernake (1986) pentru șocuri pe termen scurt.

Primul pas în elaborarea modelului a fost alegerea unui VAR nerestricționat de forma ecuației (3.3):

$$X_t = C(L)X_t + u_t \quad (3.3)$$

unde: $X_t = [y, \text{hipc}, \text{ex}, \text{rr}, \text{m2}]$ au fost exprimate în termen de logaritmi, iar $C(L)$ este un polinom cu un număr finit de lag-uri. Ordinea variabilelor, ca și în cazul descompunerii Cholescki, este importantă. Variabilele modelului sunt serii nestacionare, deci $I(1)$, așa cum a rezultat din aplicarea testului Dickey-Fuller (1979). Alegerea numărului de lag-uri s-a bazat pe sinteza mai multor metode și criterii (Akaike, Schwartz, Hannan-Quinn), fiind ales în final un VAR cu două lag-uri. Rezultatele aplicării testului Dickey-Fuller pentru variabilele în logaritmi cu un lag de 2 utilizate în model sunt prezentate în tabelul din anexa 3.1.

Testul pentru existența cointegrării, utilizând metodologia elaborată de Johansen (1991, 1995), conduce la rezultate pozitive, numărul vectorilor de integrare la ambele criterii folosite, λ_{trace} și λ_{max} , au un nivel semnificativ statistic de 5%, un număr de vectori de cointegrare $0 < r < n = 6$, iar testul de stabilitate (anexa 3.2) indică faptul că toți coeficienții sunt stabili.

Structura relațiilor contemporane dintre variabile (matricea A) urmează forma generală propusă de C. Boțel (2002, p. 26) și este prezentată în tabelul nr. 3.3.

Tabelul 3.3

Structura matricei A

	y	hipc	ex	rr	m2
y	1	1	0	0	0
hipc	0	1	1	0	0
ex	0	0	1	0	0
rr	1	0	1	1	1
m2	1	0	1	1	1

Cifra „0” semnifică lipsa oricărei legături dintre variabile și este o urmare a aplicării restricțiilor impuse (restricții zero), iar cifra „1” - prezența legăturii dintre variabile. Pe diagonala principală se regăsește un șir de cifra 1, semnificând faptul că fiecare variabilă este influențată de evoluția ei. După cum se observă

din tabelul 3.3, avem 12 restricții de zero impuse (față de un minim de 10 restricții), ceea ce arată că sistemul este supraidentificat, deci șocurile structurale pot fi recuperate.

O alternativă la restricțiile pe termen scurt adoptate de C. Boțel este utilizarea restricțiilor lui Sims și Zha (1998), Kim și Roubini (1997) și Peersman și Smets (2001) pentru interacțiunile pe termen scurt dintre rata dobânzii de refinanțare, masa monetară $m2$, și cursul de schimb.

Restricțiile pentru matricea B adoptate pentru România și matricea A , care este o matrice triunghiulară, sunt prezentate în tabelul 3.4.

Tabelul 3.4

Patternul matricelor pe termen scurt

Model: $Ae = Bu$ unde $E[uu'] = I$

A =				
1	0	0	0	0
0	1	0	0	0
0	0	1	0	0
0	0	0	1	0
0	0	0	0	1
B =				
1	0	0	0	0
C(1)	1	0	0	C(10)
C(2)	C(4)	1	C(8)	0
0	0	C(6)	1	C(11)
C(3)	C(5)	C(7)	C(9)	1

Primele două ecuații pun în evidență reacțiile la șocuri ale variabilelor sectorului real, a treia ecuație poate fi interpretată ca ecuația cererii de bani pe termen scurt, iar celelalte două ecuații reflectă modificări în alte variabile ale sectorului monetar, respectiv rata dobânzii de refinanțare (în fapt, costul creditelor luate de bănci pentru finanțarea economiei) și cursul de schimb euro/leu, ce pot fi considerate ca posibile funcții de reacție la politica monetară și de curs de schimb.

Așa cum se observă din primele două linii, modelul impune ca restricție lipsa reacției pe termen scurt a sectorului real la modificările agregatelor monetare ($m2$), ale ratei de refinanțare și ale cursului de schimb, fapt explicabil, având în vedere inerția acestui sector.

Linia a treia a matricei presupune că cererea de bani nu răspunde contemporan la un șoc în ritmul de creștere al PIB, al prețurilor bunurilor de consum și al ratei de refinanțare.

A patra linie reflectă reacția decidenților de politică monetară, care modifică rata de refinanțare după apariția unui șoc în cererea de bani și în cursul de schimb, dar nu răspunde contemporan la șocurile în ritmul de creștere al PIB și

al prețurilor, având în vedere, în cazul ultimelor variabile, întârzierea reflectată de lag.

Prezentarea rezultatelor modelului pentru România și Ungaria

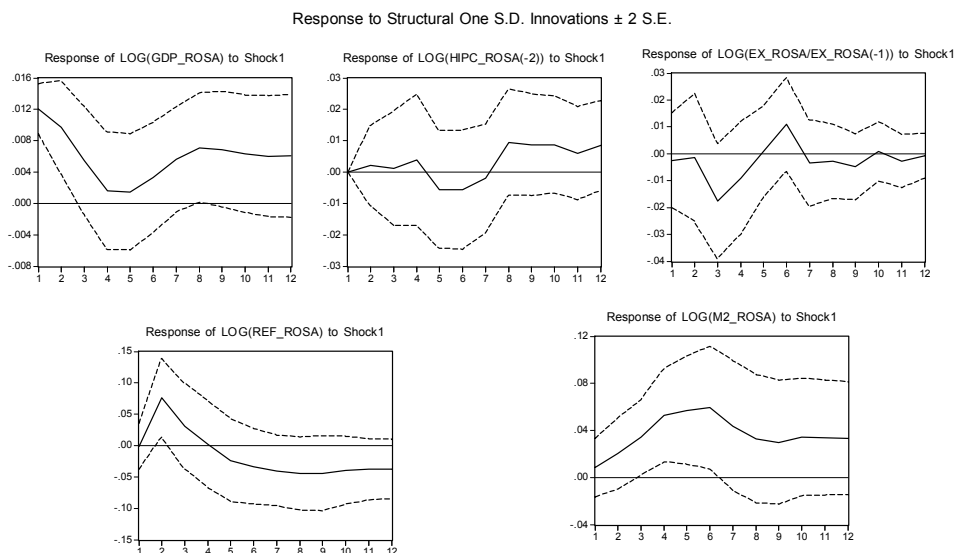
Modelul prezentat a fost aplicat atât pentru România, cât și pentru Ungaria, având în vedere experiența acestei țări în cei trei ani de stagiul în anticameră, înainte de a adera la mecanismul cursului de schimb al Uniunii Europene, și criza pe care a traversat-o ca urmare a atacurilor speculative executate asupra cursului de schimb. Experiența Ungariei a stat la baza deciziei conducerii BNR în eșalonarea intervalelor de intrare în MCS II și în zona euro după ce criteriile de convergență nominală sunt îndeplinite, iar economia românească este pregătită să facă față acestei provocări.

Rezultatele modelului obținut urmând restricțiile aplicate de C. Boțel pentru România sunt prezentate în figurile 3.1-3.4(a), iar pentru Ungaria în figurile 3.1-3.4(b), iar cele urmând restricțiile aplicate de Sims și Zha (1998) și Peersman și Smets (2001) adaptate, în figurile 3.6-3.8 a și b.

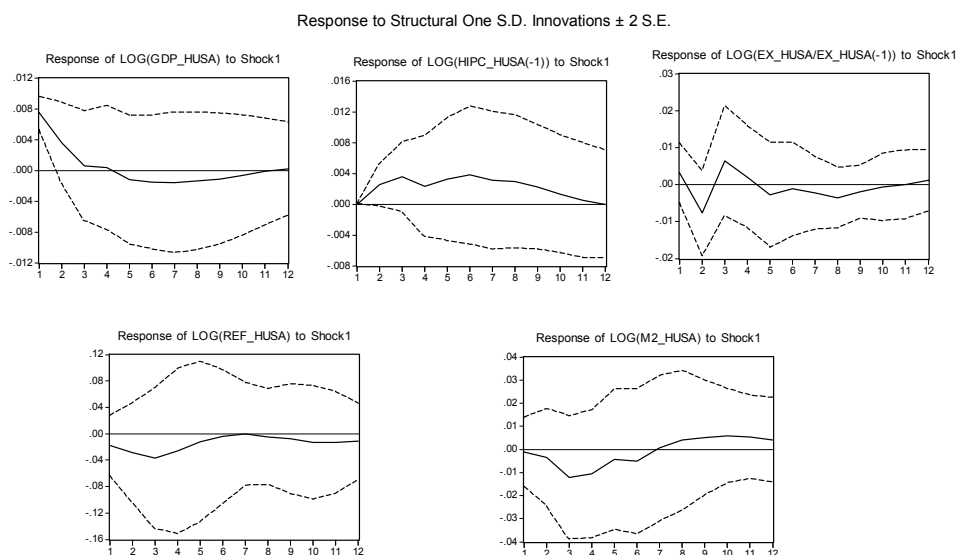
Figura 3.1

Răspunsul variabilelor macroeconomice la un șoc în ofertă (respectiv PIB)

a) România



b) Ungaria

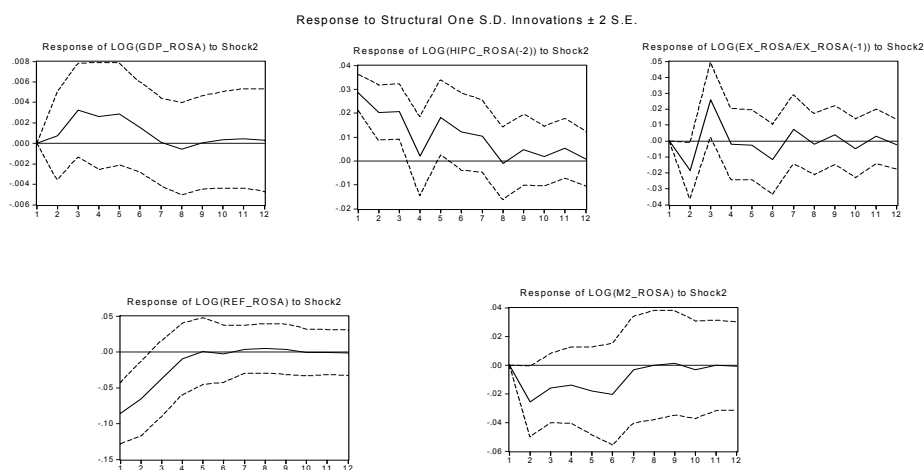


Se remarcă faptul că, în timp ce, în România, acest șoc este acomodat imediat (masa monetară crește și ea, fiind însoțită de o scumpire a creditului în al doilea trimestru), în Ungaria, acomodarea se face cu o întârziere de două trimestre. Prima reacție este de întărire a politicii monetare, prin reducerea agregatului M2, prin apelarea la alte instrumente monetare decât rata de refinanțare, care continuă să-și urmeze trendul anterior de scădere, scumpirea creditului de refinanțare intervenind după trei trimestre, deși creșterea în prețuri apare încă din primul trimestru. Semnificativ este faptul că mișcarea prețurilor bunurilor de consum este mai sensibilă la șocurile de ofertă în Ungaria comparativ cu România, amplitudinea reacției la șoc fiind mai mare și permanent pozitivă, fapt ce denotă un grad mare de rigiditate, în timp ce în România ele cunosc o scădere sub nivelul inițial după 5 trimestre. Dependența economiilor de importuri (ambele țări se confruntă cu ample deficite de cont curent) conduce la fluctuația puternică, la început negativă și apoi pozitivă, a cursului de schimb la un șoc în ofertă, cu o absorbție după 12 trimestre.

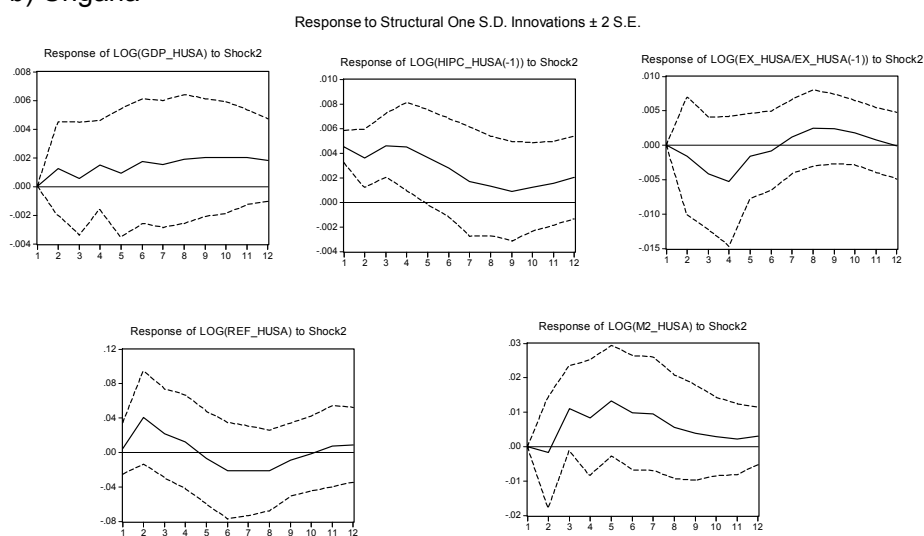
Figura 3.2

Răspunsul variabilelor macroeconomice la un șoc în cerere (hipc)

a) România



b) Ungaria

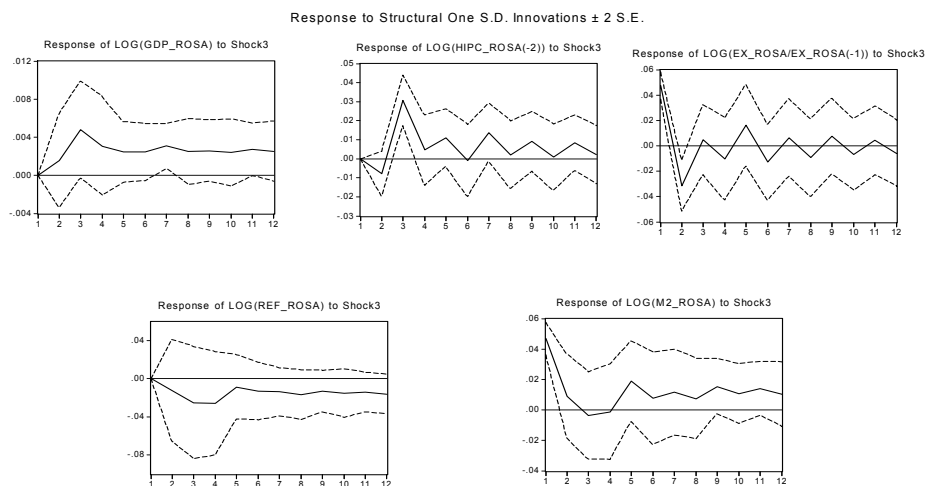


Se remarcă atât în România, cât și în Ungaria adaptarea rapidă a producției, GDP-ul cunoaște o creștere încă din primul trimestru și se resoarbe după 6 trimestre în România, în timp ce, în Ungaria, ciclul este mult mai lung. De asemenea, prețurile răspund puternic la șocurile proprii, fiind în România mult mai volatile comparativ cu Ungaria.

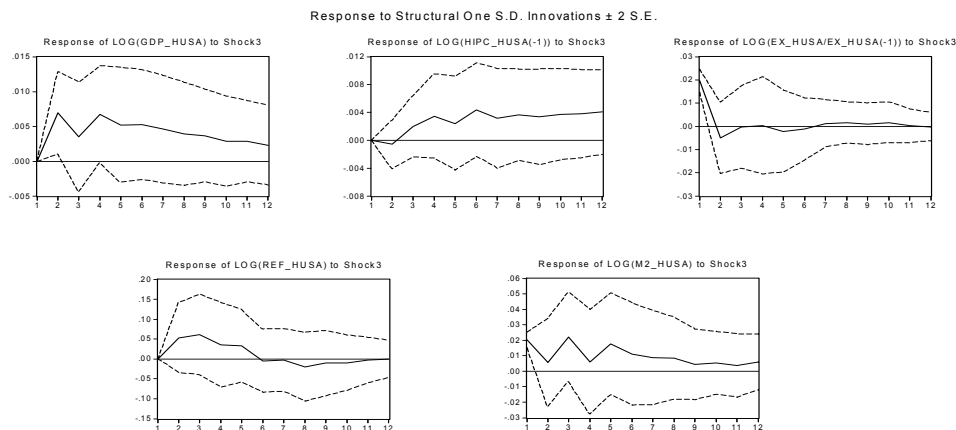
Figura 3.3

Răspunsul variabilelor macroeconomice la un șoc în cursul de schimb

a) România



b) Ungaria



Reacția cursului de schimb în ambele țări este imediată, amplă și se resoarbe după 12 trimestre. Reacția variabilelor monetare indică o acomodare mai prudentă a acestor șocuri în România comparativ cu Ungaria, durata de absorbție fiind mai lungă, de 5-6 trimestre în România comparativ cu numai 2 în Ungaria. Răspunsurile prețurilor la propriile șocuri pot fi interpretate ca

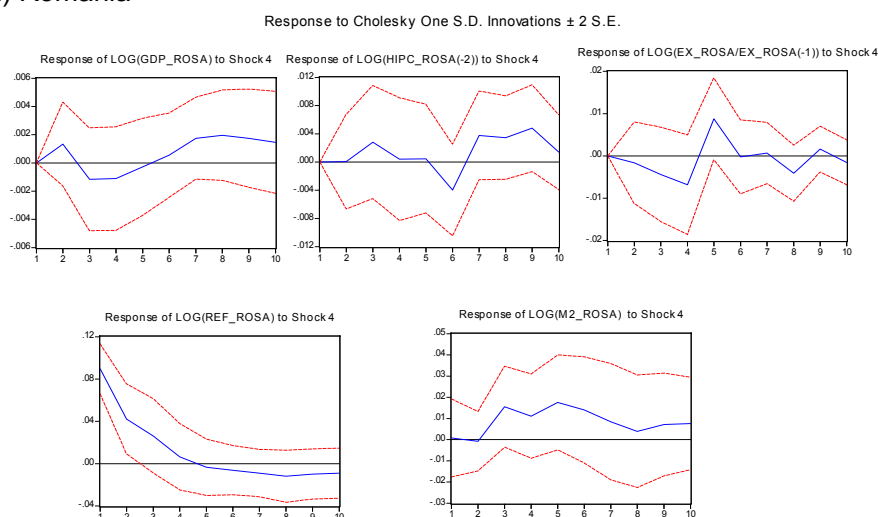
indicator al anticipațiilor inflaționiste deosebit de important pe termen scurt, în evoluția acestui indicator.

Se remarcă faptul că un șoc în cursul de schimb afectează puternic toate variabilele cu un maxim după trei trimestre, perioada de absorbție depășind 12 trimestre. Prețurile bunurilor de consum, puternic legate prin importuri de fluctuațiile cursului, cunosc patternuri aproape similare. Răspunsul cursului de schimb la propriile șocuri poate fi interpretat, ca și în cazul prețurilor bunurilor de consum, drept indicator al anticipațiilor.

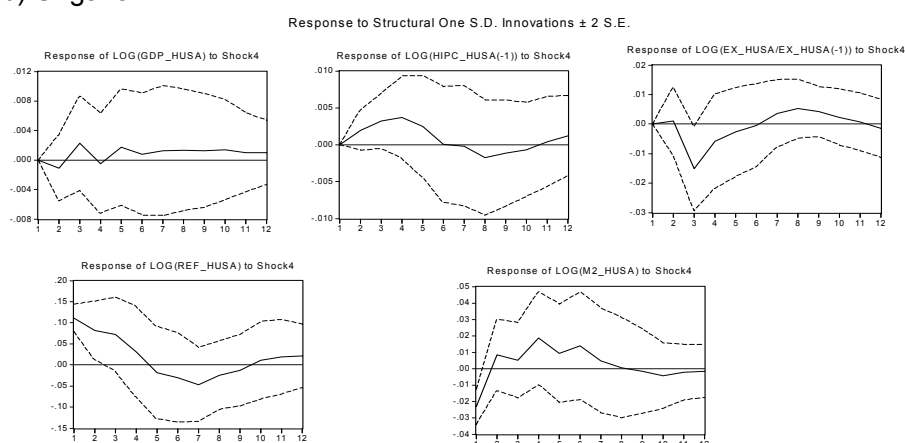
Figura 3.4

**Răspunsul variabilelor macroeconomice la un șoc în politica monetară:
șoc în rata dobânzii de refinanțare (rata dobânzii la credite a BNR)**

a) România



b) Ungaria

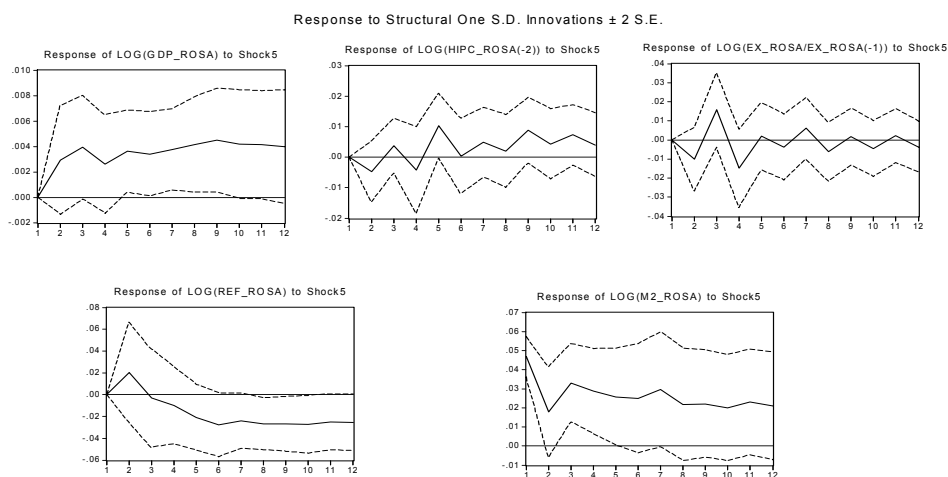


Diferit de România, paternul răspunsului la un șoc în cursul de schimb al prețurilor bunurilor de consum diferă de cel al cursului de schimb, prin menținerea fluctuației pe un palier superior, maximul fiind înregistrat tot după trei trimestre. Agregatul monetar M2 și rata de refinanțare și PIB-ul reacționează imediat, cu un maxim după două, respectiv, trei trimestre și se resoarbe după 12 trimestre

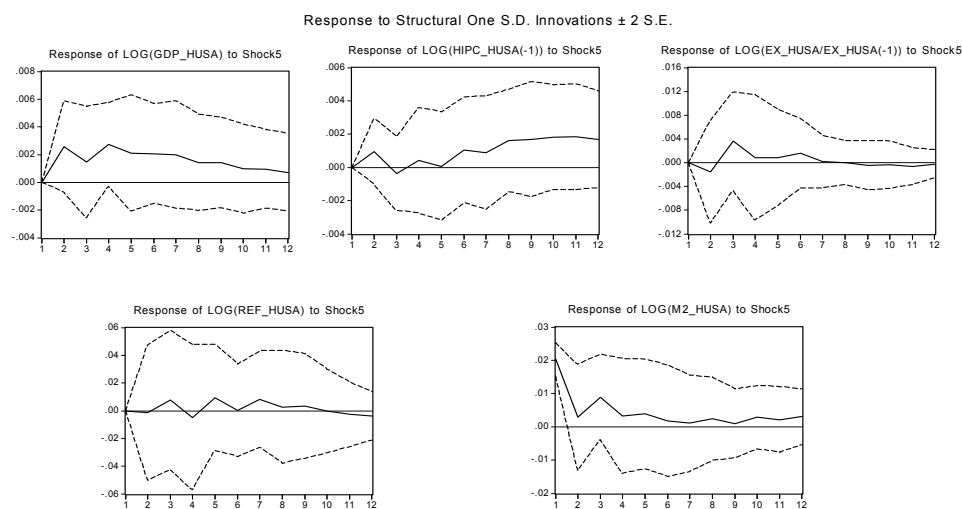
Figura 3.5

**Răspunsul variabilelor macroeconomice la un șoc în politica monetară:
șoc în masa monetară M2**

a) România



b) Ungaria



Graficele arată capacitatea ridicată de control a politicii monetare prin intermediul ratei de refinanțare. Răspunsul prețurilor bunurilor de consum la un șoc pozitiv în rata dobânzii de refinanțare este imediat, însă mult mai amplu în Ungaria comparativ cu România o acțiune imediată și de mai mare amploare în Ungaria comparativ cu România fiind înregistrată și în cazul reacției cursului de schimb.

Rezultatele unui șoc în masa monetară M2 arată că, în timp ce în România efectele acestuia asupra prețurilor bunurilor de consum sunt semnificative și de durată, în Ungaria sunt de mai mică amploare, iar după 8 trimestre se pierd. Se poate spune că, în Ungaria, capacitatea politicii monetare de a controla prețurile prin agregatul monetar M2 este limitată, în timp ce în România este semnificativă. Aceste rezultate confirmă concluzia la care au ajuns și Brada și Kutan (1999) în studiul lor referitor la Cehia, Polonia și Ungaria și C. Boțel (2002) în studiul referitor la România.

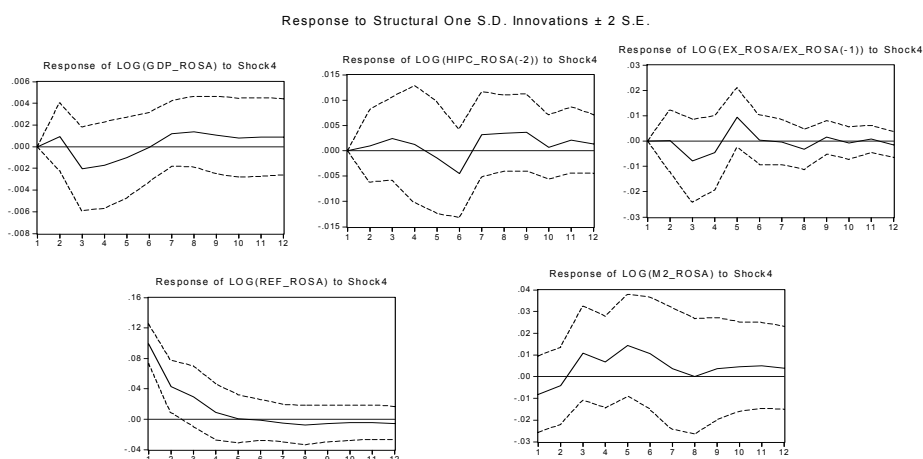
Modificând restricțiile impuse în matricea A în conformitate cu restricțiile aplicate Sims Zha (1998), Kim și Roubini (1997) și Peersman și Smets (2001) și prezentate în tabelul 3.4, ne-am oprit asupra răspunsului la un șoc de politică monetară (respectiv în agregatul M2) pentru a compara rezultatele pentru România și Ungaria cu cele obținute de Peersman și Smets (2001) pentru zona euro. Rezultatele sunt redată în figura 3.6.

Figura 3.6

Răspunsul variabilelor macroeconomice la un șoc în politica monetară:

Șoc în rata dobânzii de refinanțare (rata dobânzii la credite a BNR)

a) România



b) Ungaria

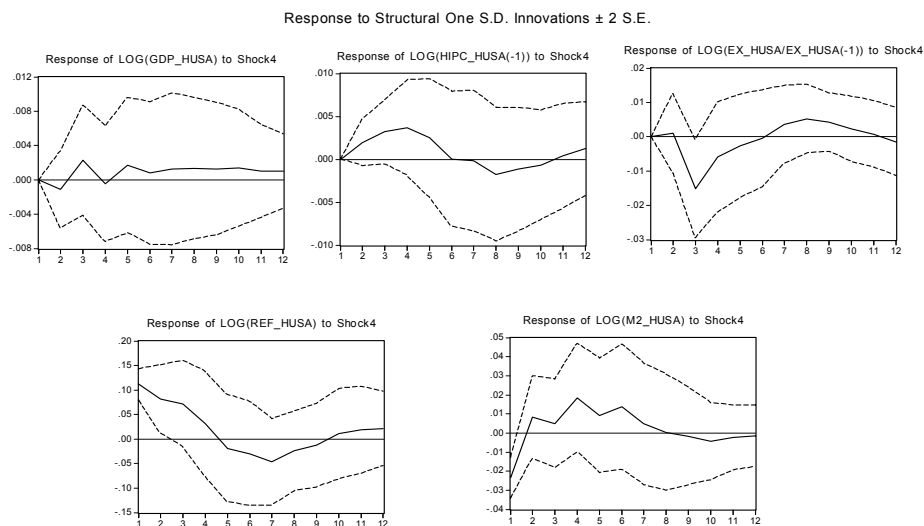
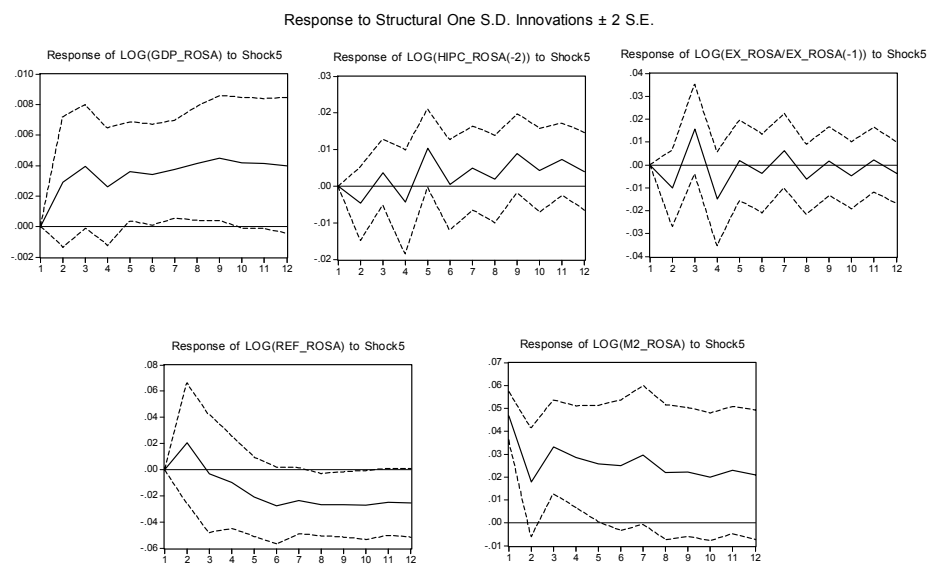


Figura 3.7

**Răspunsul variabilelor macroeconomice la un șoc în politica monetară:
șoc în masa monetară M2**

a) Romania



b) Ungaria

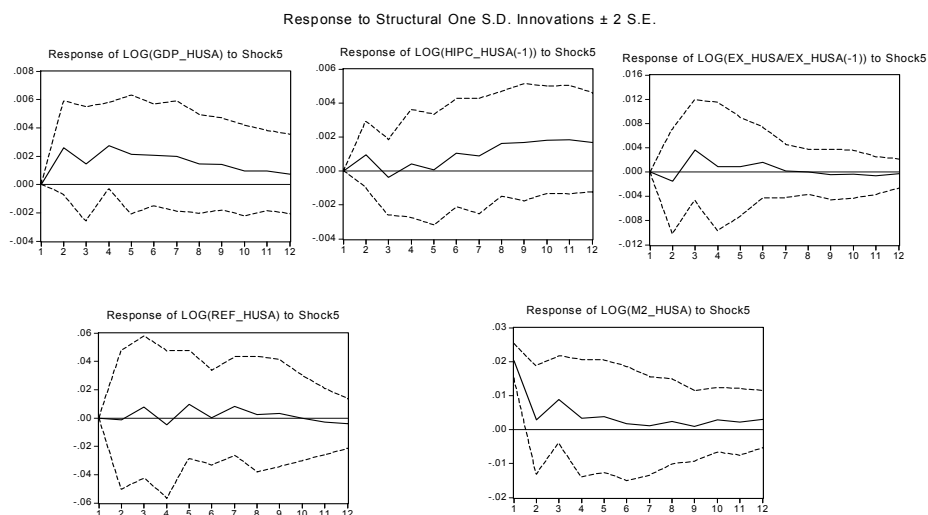
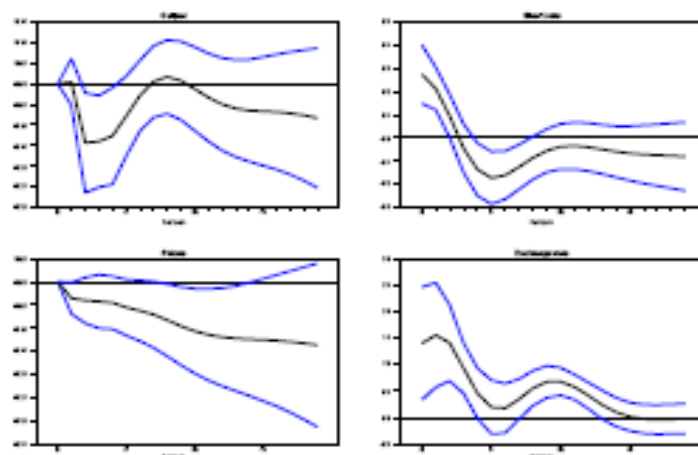


Figura 3.8

**Răspunsul variabilelor macroeconomice la un șoc în politica monetară:
Zona euro**



Sursa: Peersman G. și Smets F., (2001), *The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis*, în „Working Paper Series”, No. 91, European Central Bank, Eurosystem Monetary Transmission Network, p. 17, numai pentru zona euro, și calculele autorului pentru restul.

Se remarcă faptul că, în zona euro, dimensiunea tipică a unui șoc în rata dobânzii este mai mică, în timp ce aprecierea cursului de schimb este mai

puternică și, datorită acesteia, efectul asupra prețurilor este imediat. Diferit de zona euro, în România și Ungaria, dimensiunea tipică a unui șoc în rata dobânzii este semnificativă (probabil și datorită utilizării unei rate de dobândă diferită de cea din zona euro), iar aprecierea cursului de schimb este mai mare în Ungaria comparativ cu România, însă sub nivelul celei din zona euro. Efectul asupra prețurilor, deși imediat, este mai scurt comparativ cu zona euro.

Concluzii

Lucrarea urmărește să releve provocările și modificările politicii monetare în perioada premergătoare intrării în uniunea economică și monetară, prin luarea în considerare nu numai a situației din România, ci și a experienței unor țări central și est-europene care au intrat în primul val în Uniunea Europeană.

Utilizarea unor modele de tip vector autoregresiv structural (SVAR) contribuie la înțelegerea mecanismelor politicii monetare din România și din alte țări din Europa Centrală și de Est. Compararea rezultatelor cu cele obținute în alte lucrări similare, cum ar fi: C. Boțel (2002), Brada și Kutan (1999), Peersman și Smets (2001), permite validarea concluziilor la care s-a ajuns.

Trecerea în revistă a experienței unor țări privind ajustarea măsurilor de politică monetară în vederea atingerii obiectivelor integrării în zona euro și a coordonării politicilor naționale cu cele comune în vederea asigurării obiectivelor de dezvoltare economică este utilă în evitarea unor dezechilibre economice care ar pune în pericol obiectivele stabilite și în ajustarea măsurilor necesare pentru asigurarea intrării în zona euro la orizontul anilor 2012-2014, conform strategiei elaborate.

Renunțarea la politica monetară națională, prin acceptarea politicii monetare unice stabilite de Banca Centrală Europeană pentru toate țările din zona euro, implică transformări și în ceea ce privește instrumentele politicii monetare. Compararea eficienței diferitelor instrumente de politică monetară prin utilizarea unor modele bazate pe vectori autoregresivi structurali a permis relevarea unor aspecte importante pentru decidenți în ceea ce privește intensitatea transmiterii semnalelor de politică monetară către diferite variabile macroeconomice, sensibilitatea lor la diferite șocuri venite pe canalele mecanismului de transmisie, precum și evidențierea întârzierii transmiterii lor către economie.

3.3. Aspecte privind politica monetară în Cehia și România rezultate din aplicarea unui model neokeynesist

Drd. Petre Caraiani

Spre sfârșitul anilor '90, în domeniul macroeconomiei s-a produs un reviriment al abordării keynesiste. Spre deosebire însă de mijlocul anilor '70,

când paradigma dominantă era cea a macromodelor de tip sisteme de ecuații simultane, noua abordare keynesistă se bazează pe modelele dinamice de echilibru general. Modelele dinamice de echilibru general („dynamic stochastic general equilibrium”, engl., DSGE de aici înainte) provin, în esență, din școala ciclurilor reale (RBC de aici înainte, „real business cycles”, engl.), inițiată de Kydland și Prescott (1982), acestea din urmă fiind modele în care fluctuațiile sunt efectul șocurilor productivității. Noua abordare keynesistă (în engleză „New Keynesian”, NK, de aici înainte) a îmbunătățit abordarea RBC, prin introducerea de competiție imperfectă, ca și de rigidități nominale și reale, prin care se pot studia legăturile dintre inflație, producție și politici monetare (vezi Gali (2002) pentru o descriere mai detaliată).

Prezentul studiu își propune să aplice unul dintre modelele cele mai folosite în literatura de specialitate, și anume modelul NK dinamic, caracterizat de prețuri rigide, cu o specificație de stabilire a prețurilor de tip Calvo (1983) pentru a studia politicile monetare.

Abordarea NK presupune trei elemente de bază. În primul rând, latura cererii e modelată printr-o aproximație liniară a ecuației lui Euler pentru alegerea optimă a consumului. Al doilea element de bază este modelarea inflației în ipoteza competiției monopoliste, firmele caracterizându-se prin ajustarea întârziată a prețurilor. Ultimul element fundamental este politica monetară, de regulă, folosindu-se o regulă monetară de tip taylorian (vezi Taylor, 1993).

Deși ipoteza rigidităților nominale la nivel de prețuri și salarii este în general acceptată, există un curent care nu numai că neagă ipoteza importanței acestui tip de rigidități, dar susține ca mult mai importante fricțiunile de tip monetar. Printre lucrările care susțin acest punct de vedere, se disting Fuhrer și Moore (1995), Fuhrer (2000) sau Chari, Kehoe și McGrattan (2001).

Mai multe lucrări au aplicat acest cadru studiului politicii monetare atât din SUA sau din zona euro, cât și din alte economii. Printre cele mai importante studii se pot enumera Clarida, Gali și Gertler (1999), Woodford (1999, 2000), McCallum și Nelson (1999).

Prezentul studiu își propune să răspundă la întrebarea în ce măsură un model dinamic NK contribuie la înțelegerea mecanismelor politicii monetare din țările din Europa Centrală și de Est (CEE de aici înainte). În acest sens, se folosesc datele pentru două țări cu economii cu caracteristici comune, și anume Cehia și România. Alegerea acestor țări a avut în vedere, în primul rând, caracterul de economii în tranziție al celor două țări, faptul că acestea au devenit, pe rând, țări membre ale Uniunii Europene și, nu în ultimul rând, faptul că ambele țări au adoptat politica monetară de țintire a inflației. Acestor elemente comune li se adaugă și faptul că ambele țări și-au propus să se integreze în zona euro.

Cele mai multe studii asupra politicii monetare din țările CEE au recurs la abordări cu ajutorul tehnicilor multivariate pentru seriile de timp, cum ar fi modele VAR, clasice sau bayesiene, sau tehnici de cointegrare. Studiul de față

își propune să contribuie la procesul curent de extindere a aplicării modelelor DSGE, prin folosirea unui model DSGE în studiul economiilor CEE.

În următoarea secțiune, prezint modelul NK folosit în partea aplicativă, insistând asupra noutății abordării NK față de abordarea keynesistă de tip clasic. În următoarele două secțiuni, realizez o estimare bayesiană a parametrilor structurali ai modelului pentru economia României și a Cehiei în perioada 1999-2006, analizând și funcțiile de răspuns al variabilelor endogene la șocurile monetare. Ultima secțiune compară rezultatele și discută atât implicațiile la nivel de politică economică, cât și viitoare direcții de studiu.

3.3.1. Un model neokeynesist

Pentru analiza politicii monetare în țările CEE, folosesc un model NK cu prețuri rigide. Modelul este preluat din Rabanal și Rubio-Ramirez (2003b), fiind folosit de autori atât pentru studiul economiei americane (Rabanl și Rubio-Ramirez, 2003a), cât și pentru studiul zonei euro (Rabanal și Rubio-Ramirez, 2003b). Modelul caracterizează o economie închisă. Astfel, caracteristici precum efectul lichidității (prezent în România în ultima perioadă datorită influxurilor de capital) nu pot fi analizate.

Modelul este caracterizat de următoarele ecuații.

$$y_t = E_t y_{t+1} - \sigma(r_t - E_t \Delta p_{t+1} + E_t g_{t+1} - g_t) \quad (3.4)$$

$$y_t = a_t + (1 - \delta)n_t \quad (3.5)$$

$$mc_t = w_t - p_t + n_t - y_t \quad (3.6)$$

$$mrs_t = g_t + \frac{1}{\sigma} y_t + \gamma n_t \quad (3.7)$$

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1 - \rho_r)[\gamma_\pi \Delta p_t + \gamma_y y_t] + ms_t \quad (3.8)$$

$$w_t - p_t = w_{t-1} - p_{t-1} + \Delta w_t - \Delta p_t \quad (3.9)$$

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a \quad (3.10)$$

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad (3.11)$$

$$ms_t = \varepsilon_t^m \quad (3.12)$$

$$\lambda_t = \varepsilon_t^\lambda \quad (3.13)$$

$$\Delta p_t = \beta E_t \Delta p_{t+1} + k_p (mc_t + \lambda_t) \quad (3.14)$$

$$w_t - p_t = mrs_t \quad (3.15)$$

Prima ecuație este o ecuație de tip Euler care exprimă o relație între producție (y_t) și rata reală a dobânzii. r_t reprezintă rata nominală a dobânzii, g_t reprezintă șocul asupra preferințelor, p_t nivelul prețurilor, iar σ este elasticitatea

de substituție intertemporală. E_t este operatorul de expectație, iar Δ operatorul de diferențiere.

A doua ecuație exprimă funcția de producție, a_t fiind șocul tehnologic, n_t numărul de ore lucrate, iar δ venitul capitalului. Următoarea ecuație indică comportamentul costului marginal, w_t fiind salariul nominal.

Rata marginală de substituție între consum și orele lucrate este determinată prin ecuația (3.7), γ fiind inversul elasticității ofertei de muncă în raport cu salariile reale. Astfel, g_t , șocul asupra preferințelor, afectează atât ecuația lui Euler, cât și rata marginală de substituție.

Politica monetară este specificată cu ajutorul unei reguli de tip Taylor, unde γ_π și γ_y sunt răspunsurile pe termen lung ale autorității monetare la deviațiile inflației și producției de la valorile de echilibru. Urmând lui Clarida, Gali și Gertler (2000), am introdus un parametru de temporizare al ratei dobânzii, ρ_r .

Ecuația (3.9) este o relație de identitate prin care se leagă dinamica creșterii salariului real de creșterea salariului nominal și de inflație.

Ecuațiile (3.10-3.13) specifică dinamica celor patru tipuri de șocuri. Șocurile tehnologice a_t , ca și șocurile asupra preferințelor sunt specificate ca șocuri de tip AR(1).

Ultimul bloc al modelului este dat de ecuațiile (3.14) și (3.15), care exprimă ecuațiile pentru salarii și pentru prețuri. În ipoteza unor rigidități la nivel de prețuri de tip Calvo (1983), ecuația pentru dinamica prețurilor e dată de (3.14), unde:

$$k_p = \frac{(1-\delta)(1-\theta_p)(1-\beta\theta_p)}{\theta_p(1+\delta(\bar{\varepsilon}-1))} \quad (3.16)$$

Iar $\bar{\varepsilon} = \frac{\bar{\lambda}}{\lambda-1}$ este valoarea de echilibru a ε , elasticitatea de substituție între diferitele tipuri de bunuri. θ_p reprezintă probabilitatea ca prețurile să rămână fixe în perioada curentă.

Ecuația (3.14) este o curbă Phillips de tip NK, inflația curentă fiind determinată de expectațiile asupra inflației viitoare, costul marginal real și șocurile asupra markup-ului la prețuri.

3.3.2. Estimarea modelului pentru România

În această secțiune estimez modelul dat de ecuațiile (1)-(12). Variabilele din model sunt y_t , a_t , r_t , Δp_t , Δw_t , n_t , mc_t , rw_t , mrs_t , g_t , λ_t și ms_t care reprezintă producția, productivitatea totală a factorilor, rata nominală a dobânzii, inflația, rata de creștere a salariului nominal, efortul de muncă, costul marginal, salariul real, rata marginală de substituție, șocul asupra inflației și șocul asupra ratei dobânzii.

Setul de parametri pe care îi estimez este dat de setul $\{\sigma, \beta, \gamma, \theta_p, \varepsilon, \rho_r, \gamma_r, \gamma_\pi, \delta, \rho_a, \rho_g, \sigma_a, \sigma_m, \sigma_g, \sigma_\lambda\}$. Înainte de a aplica estimarea bayesiană, calibrez o parte dintre parametri din acest set, și anume parametrii $\gamma, \beta, \varepsilon$, și δ , urmând valorile de referință din literatura de specialitate.

Astfel, β este calibrat la 0,99, o valoare standard în literatura de specialitate. γ , parametrul din funcția de utilitate, este calibrat la 1. ε , care caracterizează comportamentul firmelor monopoliste, este fixat la 6, iar δ , elasticitatea producției relativ la capital, este de 0,36. Valorile pentru β, ε , și δ sunt cele folosite și în Rabanal și Rubio-Ramirez (2003b).

Restul parametrilor sunt estimați folosind tehnicile bayesiene. Seriile de date folosite sunt PIB-ul, rata inflației, rata dobânzii și rata salariilor. Datele sunt la nivel trimestrial. PIB-ul este PIB-ul trimestrial în prețurile anului 1995, sursa fiind Eurostat. Rata inflației este dată de rata lunară anualizată a inflației, dată de indicele prețurilor de consum armonic, seria trimestrială fiind calculată ca medie pe un trimestru. Rata dobânzii este rata dobânzii de refinanțare, fiind calculată ca medie pe trei luni. Salariile reale sunt salariile medii trimestriale deflate prin rata medie anualizată a inflației la nivel trimestrial. Toate seriile de date inițiale au fost logaritmice, desezonalizate și apoi filtrate cu ajutorul filtrului Hodrick-Prescott. Faptul că am folosit o procedură diferită pentru România pentru seriile de date privind inflația și rata dobânzii (diferită atât de cea din Rabanal și Rubio-Ramirez (2003b), dar și de cea pentru Cehia) are în vedere existența unei trend descrescătoare atât pentru inflație, cât și pentru rata dobânzii.

Pentru a realiza estimarea bayesiană, s-a folosit softul Dynare, dezvoltat de Juillard (1996). Estimarea s-a bazat pe 20.000 de extrageri Metropolis Hasting, rata finală de acceptare fiind bună, de 30%.

Tabelul 3.5

Rezultatele estimării bayesiene

Parametrii	Media prior	Media posterior	Interval încredere	Interval încredere	Distribuție prior	Deviație standard
Gampi	1,5	1,69	1,15	2,18	Normală	0,50
Gamy	0,12	0,14	-0,02	0,32	Normală	0,12
ρ_r	0,5	0,90	0,86	0,94	Uniformă	0,28
ρ_a	0,9	0,89	0,85	0,93	beta	0,02
ρ_g	0,9	0,88	0,84	0,92	beta	0,02
θ_p	0,75	0,71	0,67	0,75	beta	0,02
σ	0,67	0,25	0,16	0,34	Gama inversă	0,02
e_a	0,10	0,03	0,03	0,08	Gama inversă	Inf
e_g	0,10	0,06	0,04	0,09	Gama inversă	Inf
e_ms	0,10	0,019	0,015	0,024	Gama inversă	Inf
e_lam	0,10	3,02	1,82	4,15	Gama inversă	Inf

Sursa: Estimări obținute cu ajutorul pachetului soft Dynare.

Tabelul de mai sus arată rezultatele estimării bayesiene. Parametrii din regula tayloriană sunt estimați la 0,9 pentru ρ_r , 1,69 pentru γ_π respectiv 0,14 pentru γ_y . Aceste rezultate indică faptul că autoritatea centrală stabilește rata dobânzii acordând o pondere mai mare comportamentului inflației decât ratei dobânzii din perioada anterioară sau producției. Aceste rezultate confirmă faptul că banca națională a urmărit în primul rând stabilitatea inflației.

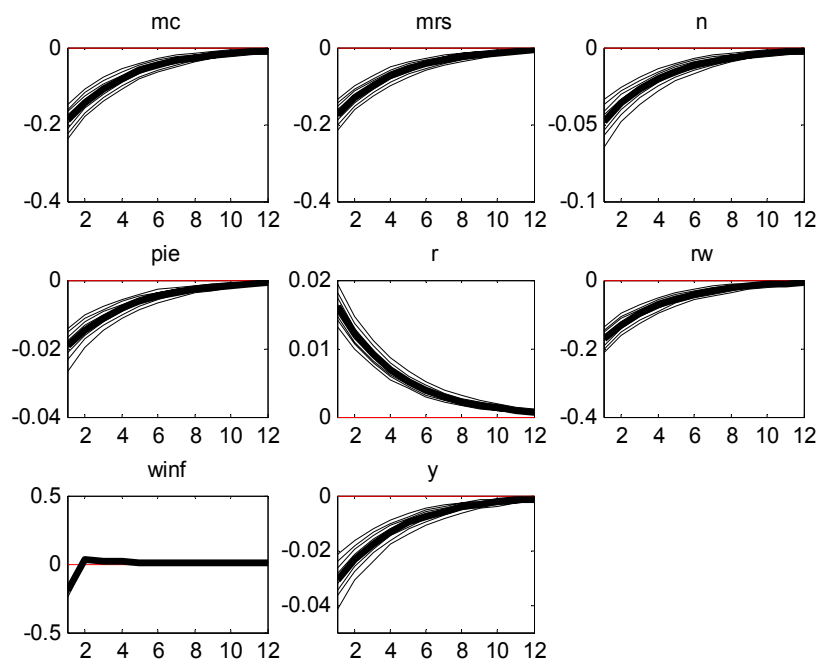
Rabanal și Rubio-Ramirez (2003b) au estimat pe cazul zonei euro o medie posterioară pentru coeficienții din regula tayloriană de 1,3 pentru γ_π , 0,26 pentru γ_y , respectiv 0,73 pentru ρ_r . Vedem astfel că, și față de regula estimată pentru zona euro, estimările pentru regula monetară indică faptul că, față de comportamentul băncii centrale din zona euro, autoritatea monetară din România acordă o importanță relativ mai mare inflației.

Estimările pentru coeficienții de persistență ai șocurilor tehnologice, respectiv la nivel de cerere, indică o persistență mai redusă a șocurilor productivității și ale cererii pentru România în această perioadă.

În ceea ce privește estimarea gradului de rigiditate al prețurilor, s-a obținut o estimare a probabilității ca prețurile să rămână fixate în perioada curentă la 0,71, ceea ce implică faptul că pentru o firmă este nevoie de mai puțin de un an pentru ajustarea prețurilor.

Figura 3.9

Funcțiile de răspuns la un șoc al ratei dobânzii



Sursa: Estimări obținute cu ajutorul pachetului soft Dynare.

Există un consens că banca centrală poate influența producția reală în măsura în care poate influența rata reală a dobânzii prin intermediul celei nominale (vezi Walsh, 2003, și Gali, 2002). Gali (2002) a arătat, pentru economia americană, că un șoc la nivel de politică monetară duce la un efect atât puternic, cât și persistent asupra producției. Pentru România, rezultatele indică un efect atât persistent (duratele funcțiilor de răspuns sunt de aproximativ 12 trimestre), cât și puternic (producția scade cu 2-3%, inflația scade cu 2%).

Astfel, efectul unui șoc pozitiv în rata dobânzii, adică o creștere a ratei dobânzii, este cel așteptat prin prisma teoriei economice. Rata inflației scade, efectul diminuându-se treptat pe un orizont de peste 12 trimestre. Efectul asupra producției este mai puternic, dar și scăderea efectului se produce mai rapid.

În acord cu rezultatele privind efectul politicii monetare asupra salariului real (vezi Peersman și Smets, 2001), salariul real scade. Comportamentul salariului real poate fi și derivat din ecuația (3.15). Datorită rigidității prețurilor, gospodăriile vor ajusta salariul nominal în funcție de rata marginală de substituție. Cum prețurile se ajustează mai încet și cu o rată mult mai mică decât salariile, rezultă o scădere a salariilor reale. Trebuie reținut însă că această dinamică are în vedere cazul unui model cu salarii flexibile.

3.3.3. Estimarea modelului pentru Cehia

În această secțiune estimez același model format din ecuațiile (3.4)-(3.15) și pentru economia Cehiei. Din setul de parametri dat de $\{\sigma, \beta, \gamma, \theta_p, \varepsilon, \rho_r, \gamma_r, \gamma_\pi, \delta, \rho_a, \rho_g, \sigma_a, \sigma_m, \sigma_g, \sigma_\lambda\}$, calibrez același subset de parametri ca și pentru România, și anume parametrii $\gamma, \beta, \varepsilon$ și δ , folosind aceleași valori, după cum s-a explicat în secțiunea anterioară.

Datele folosite pentru estimarea bayesiană sunt seriile trimestriale pentru PIB, rata inflației, rata dobânzii și salariile reale. Datele folosite sunt pe perioada 1999-2006. Seria trimestrială pentru PIB provine de la Eurostat și este PIB-ul trimestrial în prețuri constante 1995. Rata dobânzii este rata de refinanțare lunară a băncii centrale, transformată într-o serie trimestrială prin calcularea mediei pe trei luni. Inflația este dată de rata inflației anualizată la nivel lunar, dată de indicele armonic al inflației. Seria e transformată din serie lunară în serie trimestrială, prin calcularea mediilor pe trimestre. Ultima serie folosită este cea salariului real, care este salariul nominal mediu trimestrial deflatat prin indicele prețurilor de consum la nivel trimestrial.

Seriile pentru PIB și salariile reale au fost logaritmizate, apoi desezonalizate prin intermediul procedurii Census X12 din Eviews. Seriile au fost apoi filtrate prin intermediul filtrului Hodrick-Prescott. Pentru rata nominală a dobânzii și inflație, seriile au fost desezonalizate și apoi filtrate cu Hodrick-Prescott.

Ca și în cazul României, pentru a realiza estimarea bayesiană, s-a folosit softul Dynare. Estimarea s-a bazat pe 20.000 de extrageri Metropolis Hasting, rata finală de acceptare fiind similară celei obținute pentru cazul României, și anume de 31,3%, ceea ce indică o calitate ridicată a estimării, dat fiind faptul că rata de acceptare optimală este între 20 și 30%.

Tabelul 3.6

Rezultatele estimării bayesiene

Parametrii	Media prior	Media posterior	Interval încredere	Interval încredere	Distribuție prior	Deviație standard
Gampi	1,5	1,48	1,22	1,80	Normală	0,28
Gamy	0,125	0,13	0,006	0,26	Normală	0,12
ρ_r	0,5	0,51	0,37	0,66	Uniformă	0,28
ρ_a	0,9	0,90	0,86	0,93	beta	0,02
ρ_g	0,9	0,90	0,87	0,93	beta	0,02
θ_p	0,75	0,71	0,67	0,75	beta	0,02
σ	0,67	0,17	0,12	0,22	Gama inversă	0,02
e_a	0,100	0,021	0,016	0,026	Gama inversă	Inf
e_g	0,100	0,034	0,024	0,043	Gama inversă	Inf
e_ms	0,100	0,016	0,012	0,018	Gama inversă	Inf
e_lam	0,100	0,445	0,272	0,629	Gama inversă	Inf

Sursa: Estimări obținute cu ajutorul pachetului soft Dynare.

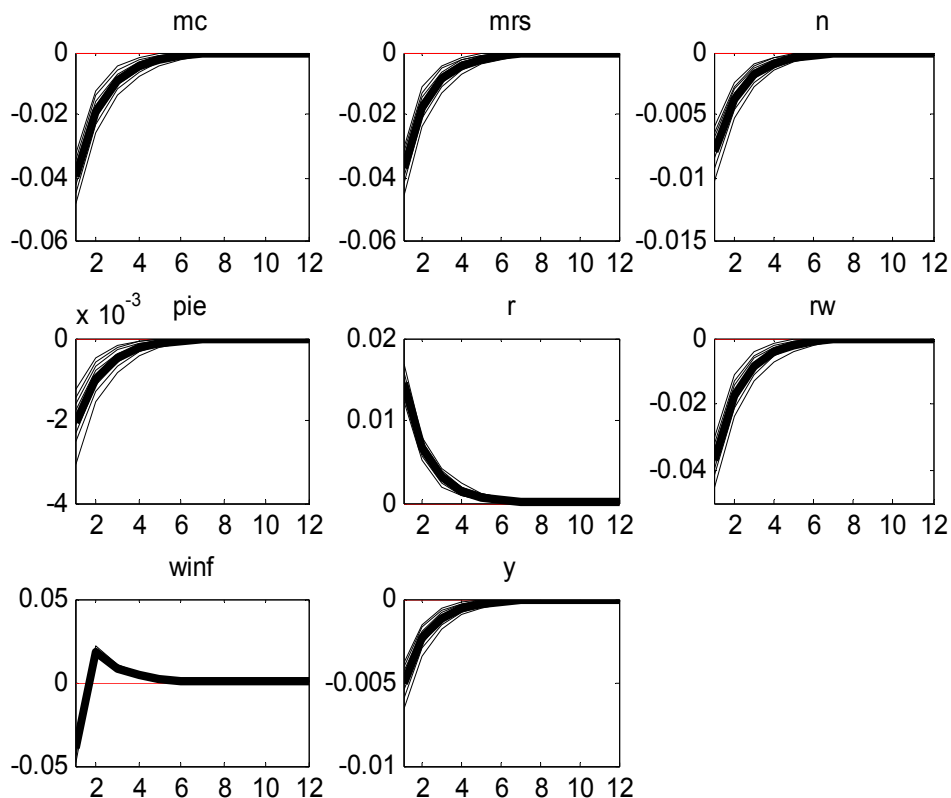
Estimarea γ_π din regula tayloriană e mai apropiată pentru Cehia de valorile obținute pentru zona euro sau pentru economia americană. Astfel, pentru γ_π s-a obținut o estimare de 1,48. Surprinde în schimb valoarea pentru coeficientul de ajustare corespunzător ratei dobânzii, și anume ρ_r estimat la 0,51. Această valoare (mai mică decât valorile pentru economia americană sau pentru zona euro, dar și relativ la cazul României) indică atât o preferință mult mai mare acordată comportamentului inflației și producției în setarea ratei dobânzii, dar și faptul că rata inflației este indicatorul căruia i se acordă cea mai mare importanță în stabilirea ratei dobânzii (coeficientul asociat inflației având totuși o valoare mai mică decât pentru cazul României sau al zonei euro).

Pentru coeficienții care caracterizează procesele autoregresive pentru productivitate și preferințe (șocurile cererii), s-au obținut valori în jurul a 0,9, indicând niveluri comparabile cu cele din economiile dezvoltate pentru persistența șocurilor productivității și ale preferințelor.

Ca direcție a funcțiilor de răspuns la impulsuri, efectele sunt similare celor obținute pentru economia României. Astfel, rata dobânzii crește, inflația, producția și salariul real scad. Diferă însă durata acestor funcții de răspuns. Efectul ratei dobânzii dispare total după un an, efectul asupra producției durează aproximativ patru trimestre. Efectul negativ asupra inflației durează aproximativ opt trimestre.

Figura 3.10

Funcțiile de răspuns la un șoc al ratei dobânzii



Sursa: Estimări obținute cu ajutorul pachetului soft Dynare.

Se observă însă că efectul șocurilor la nivel de politică monetară asupra variabilelor macroeconomice este atât mai puțin persistent, cât și mai slab pentru cazul Cehiei. Astfel, efectul asupra inflației, producției și ratei dobânzii durează aproximativ 4 spre 6 trimestre. Producția scade cu aproximativ 0,5%, iar inflația scade cu aproximativ 0,2%. Rata dobânzii crește în momentul producerii șocului cu 1,5%, revenind la nivelul de bază după aproximativ 6 trimestre.

Diferența între comportamentul variabilelor ca răspuns la șocurile monetare pentru cele două țări diferă datorită, în primul rând, autocorelației ratei dobânzii din regula tayloriană. Astfel ρ_r este estimat la 0,9 pentru România, de unde și persistența mai ridicată, efectul șocurilor monetare resimțindu-se pe durata a aproape trei ani.

Concluzii

Rezultatele estimării arată similitudini privind gradul de rigiditate al prețurilor pentru cele două țări. Gradul de rigiditate al prețurilor pentru Cehia și România este mai apropiat de cel din Statele Unite decât de cel din Europa. Acest rezultat sugerează fie faptul că, pentru Cehia și România, rigiditățile salariale sunt mai importante, fie faptul că există alt tip de fricțiuni cu efecte agregate importante.

Un alt rezultat semnificativ este cel al diferențelor privind gradul de persistență al răspunsurilor variabilelor macroeconomice la un șoc la nivel de politică monetară. Pentru România s-a obținut un grad de persistență mai ridicat decât cel din Cehia, efectele fiind, de asemenea, mai puternice. Principala cauză a acestui comportament provine din estimarea unui coeficient de autocorelație al persistenței mai ridicat pentru rata dobânzii în cazul României.

Rezultatele din acest studiu pot constitui o bază pentru studii ulterioare asupra folosirii modelelor de tip DSGE în studiul politicii monetare din România. Studiile viitoare ar trebui să ia în considerare o listă mai largă de rigidități, plecând de la cele salariale, ca și alte tipuri de fricțiuni. Dat fiind caracterul de economie deschisă al României, introducerea unor elemente de economie deschisă ar îmbunătăți înțelegerea mecanismelor de transmisie ale politicii monetare.

3.4. Strategia monetară a României în vederea participării la UEM

Lect.dr. Magdalena Rădulescu,
Universitatea din Pitești

În ultimii șapte ani, cinci economii emergente din Europa Centrală – Republica Cehă (în 1998), Polonia (în 1999), Ungaria (în 2001), Slovacia (ianuarie 2005) și România (august 2005) – au adoptat regimuri de țintire directă a inflației.

Lucrarea de față își propune să analizeze stadiul de îndeplinire în aceste țări a principalelor precondiții pe care literatura de specialitate le consideră importante pentru implementarea cu succes a unui astfel de regim și să evalueze din această perspectivă rezultatele obținute în primii ani de funcționare a țintirii directe a inflației. Această abordare a fost aleasă pentru a fi evidențiate unele repere și învățăminte utile în procesul de elaborare a cadrului de implementare a acestui regim de politică monetară în România și de stabilire a momentului optim pentru introducerea acestuia.

O atenție deosebită este acordată impactului pe care satisfacerea incompletă a unor cerințe de natură instituțională sau tehnică le-a exercitat în aceste țări asupra eficacității conducerii politicii monetare. Sunt avute în vedere

nu doar performanțele în planul îndeplinirii ȋntelor numerice de inflație, ci și costurile pe care le-au presupus în termenii creșterii economice, ai nivelului ocupării forței de muncă sau ai situației balanței de plăți, costuri care ar fi putut fi mai reduse dacă mixurile de politici economice nu ar fi fost deficitare din punct de vedere al coerenței, afectate în toate cele trei țări – pe perioade diferite și în proporții diferite – de relaxări ale politicilor fiscale și salariale.

3.4.1. Cadrul general al politicii monetare în România. Experiența altor țări

În perioada 2000-2006, conduita politicii monetare s-a concentrat pe **asigurarea unui proces dezinflaționist continuu**, România fiind singura țară candidată la Uniunea Europeană cu cea mai ridicată inflație. Obiectivul reducerii inflației anuale de peste 45% în anul 2000 la o inflație exprimată într-o singură cifră (9,0% în 2005) și apoi al scăderii acesteia pe un trend impus de criteriile de convergență nominală a fost atins în condițiile nestânjenirii creșterii economice, liberalizării treptate și definitive a contului de capital și asigurării, între timp, a convertibilității totale a monedei naționale. În această perioadă s-a realizat și **denominarea leului**, operațiune care a consolidat procesul de dezinflație.

Politica monetară a utilizat instrumentele impuse de evoluția cadrului economic și monetar intern și de influențele regionale, trecând de la ancorele reprezentate de agregatele monetare de curs la strategia ȋntirii directe a inflației, considerată cea mai eficientă pentru demersul dezinflaționist. Ca urmare, alături de premisele macroeconomice și operaționale, conduita politicii monetare s-a confruntat și cu necesitățile de creare a condițiilor instituționale de trecere la noua strategie, pentru definirea cu o mai mare acuratețe a obiectivelor băncii centrale - stabilitatea prețurilor, consolidarea independenței acesteia și abordarea inflației din perspectiva posibilei evoluții viitoare.

Politica monetară a reușit, într-un cadru suficient de restrictiv și definit de constrângeri adverse chiar obiectivului de dezinflație, să capaciteze și să reactiveze canalele de transmisie a impulsurilor monetare, să-și adapteze instrumentele sale la mutațiile economice și financiare interne, să asimileze - de o manieră credibilă - principiile consacrate în teoria și practica internațională - simplitate, transparență, eficiență și mai ales ancorarea anticipațiilor inflaționiste -, precum și să-și armonizeze setul de instrumente ale băncii centrale naționale la cel utilizat de către Banca Centrală Europeană.

Politica de ȋntire a inflației în România a fost adoptată în următoarele condiții: BNR beneficia de independență operațională; dezinflația din ultimii 5 ani a condus la consolidarea credibilității BNR; sectorul bancar devenise stabil și solid; dominanța fiscală nu mai reprezenta o problemă; s-a produs liberalizarea unor fluxuri de capital cu impact monetar ridicat, în condițiile unui

diferențial mare de dobândă (dobânda de intervenție a rămas mare pentru a da un semnal în caz de derapaj inflaționist, în timp ce dobânda de sterilizare s-a redus); persista un nivel înalt al deficitului de cont curent; exista un grad ridicat de euroizare; economia deschisă de mici dimensiuni determina o vizibilitate mare a cursului de schimb și dificultatea flotării libere. Această politică vizează: o rată anuală a inflației pe palierul cu o singură cifră; reducerea diferențialului dobânzii față de piața internațională; creșterea flexibilității și impredictibilității cursului de schimb; sterilizarea parțială a intrărilor de capital prin mecanismul rezervelor minime obligatorii (lărgirea bazei de calcul și pentru pasivele în valută, pentru înăsprirea condițiilor de creditare în valută) și adoptarea unor măsuri prudențiale și administrative, coroborate cu politica fiscală pentru limitarea deficitului bugetar. Determinanții dezinflației în România au fost: restrictivitatea politicii monetare, aprecierea nominală și reală a leului, reducerea prețului internațional al petrolului, reduceri de prețuri datorate eliminării taxelor vamale după aderarea la UE, concurența mai mare din sectorul comercial după aderare, diminuarea anticipațiilor inflaționiste. Pentru proiecțiile stabilite în privința procesului de dezinflație, avem următorii factori de risc în următoarea perioadă: creșterea câștigurilor salariale peste nivelurile proiectate și necorelarea lor cu dinamica productivității muncii, accentuarea caracterului mai expansionist al politicii fiscale prin direcționarea către consum a unor cheltuieli publice inițial destinate investițiilor, tensiunile politice actuale și perspectiva anului electoral 2008, care poate să ducă la o relaxare și mai mare a politicii fiscale și salariale, adâncirea deficitului de cont curent și creșterea datoriei externe, incertitudinile privind evoluția viitoare a leului și volatilitatea prețurilor mărfurilor alimentare și combustibililor.

Conduita politicii monetare, cuplată cu obiectivul impus de completa liberalizare a circulației capitalului, operațiune încheiată în luna septembrie 2006 la cererea Uniunii Europene, a determinat în mod obiectiv **promovarea unui regim de curs flotant**, intervențiile băncii centrale pe piața valutară încetând practic din luna octombrie 2005.

Liberalizarea contului de capital și noua politică de curs de schimb au permis creșterea pieței valutare interne și conferirea unei adânciri mai mari acesteia, deprecierea nominală a leului față de dolar - măsurată prin cursul mediu anual - încetând în anul 2004, în condițiile în care, cu excepția anilor 2002 și 2003, moneda națională a cunoscut aprecieri reale cuprinse între 0,7% (2001) și 19,3% (2005).

Aprecierea reală exemplificată, calculată pe baza cursului mediu anual al leului și diferențialului de inflație dintre România și zona euro, s-a datorat atractivității pentru investitorii externi a evoluțiilor economice interne și a piețelor valutare și de capital interne și internaționale.

Obiectivul fundamental al unei politici monetare ar trebui să fie menținerea stabilității prețurilor prin țintirea inflației.

Relaxarea fiscală sau a politicii veniturilor salariale pune în pericol obiectivul antiinflaționist al politicii monetare.

Adoptarea regimului de țintire directă a inflației a favorizat coborârea durabilă a ratei anuale a inflației sub pragul de 10% pentru țările în tranziție care au adoptat un astfel de regim.

Regimul de țintire directă a inflației presupune o fermitate a Băncii Naționale în utilizarea instrumentelor politicii monetare, iar mediile politice trebuie să înțeleagă că această fermitate nu va fi sacrificată de dragul unor obiective de creștere economică sau de ocupare a forței de muncă. Politica monetară nu poate realiza creșterea economică, diminuarea șomajului sau ameliorarea competitivității externe a unei țări, dar poate asigura controlul asupra inflației.

După adoptarea regimului de țintire directă a inflației, cum este cazul acum în România, relațiile dintre băncile centrale și guvernele din Cehia, Ungaria și Polonia (țări care fac obiectul studiului *Țintirea directă a inflației – implementare și performanțe* publicat pe site-ul www.bnr.ro) s-au tensionat considerabil, cu riscul de a pune în pericol independența bancilor centrale.

Stabilirea țintei de inflație de către banca centrală în cooperare cu guvernul și anunțarea sa publică printr-un document asumat de cele două instituții ar putea fi o modalitate de a determina guvernul să promoveze politici consistente cu acest obiectiv.

Băncile centrale din cele trei țări au renunțat la susținerea competitivității externe prin politica de curs de schimb, neintervenind pe piața valutară prin cumpărarea de valută. Deteriorarea contului curent al balanței de plăți și dezavantajarea exportatorilor nu au determinat abandonarea acestei conduite restrictive promovate în scopul temperării inflației, ceea ce a limitat în timp și dimensiunile dezechilibrului extern, prin comprimarea cererii interne și reducerea importurilor.

Flotarea liberă a cursului de schimb în Polonia și Cehia, fără intervenții masive din partea băncilor centrale, nu a incomodat funcționarea regimului de țintire directă a inflației, în timp ce banda de fluctuație a cursului de schimb cu maxim 15% în plus sau în minus adoptată de Ungaria a devenit un obstacol major în calea atingerii obiectivului de inflație.

Presiunile lobby-ului industrial al exportatorilor pentru sprijinirea prin politica de curs de schimb a competitivității lor externe s-au făcut simțite mai ales în Ungaria, unde se dorea înlăturarea riscului unei supraaprecieri a cursului de schimb, care putea să deterioreze competitivitatea exporturilor.

Relaxarea fiscală a fost o coordonată comună a mixurilor de politici economice în cele trei țări, însă, pentru a nu afecta eficacitatea politicilor monetare de țintire a inflației, sursele de finanțare a deficitului bugetar trebuie să aibă o natură nemonetară.

În plus, pentru România, trebuie evitat și riscul investițiilor speculative pe piața bancară, de capital și valutară ce ar putea să survină după liberalizarea contului de capital.

Atacurile speculative din partea băncilor și fondurilor de investiții străine sunt mai greu de realizat în lipsa unei predictibilități a evoluției cursului de schimb valutar. Dacă investitorii nu cunosc exact momentul în care banca centrală intervine pe piața valutară pentru susținerea cursului, ei nu pot juca cu același succes prin vânzarea de valută, plasarea de lei în depozite bancare și apoi cumpărarea de valută la un curs avantajos.

Liberalizarea contului de capital (posibilitatea ca străinii să își poată deschide conturi în lei în băncile românești) și ratele ridicate ale dobânzii la depozitele în lei, precum și perspectivele certe ale unei aderări a României la Uniunea Europeană pot fi cauze ale intrărilor masive de capital speculativ ce poate provoca o cerere puternică pentru lei și o ofertă masivă de valută, cu presiuni puternice asupra cursului de schimb.

Leii introduși pe piață prin schimbarea valutei de către investitorii străini speculativi și de către populația care nu mai are încredere în rentabilitatea plasamentelor în valută, dacă merg spre consum, și nu spre economisire, riscă să genereze inflație.

Accelerarea privatizării băncilor, prudențialitatea în activitatea de creditare și calitatea activelor bancare sunt elemente esențiale pentru succesul unei politici monetare restrictive, care presupune lipsa unui sistem bancar fragil.

Experiența Cehiei, Poloniei și Ungariei arată că succesul strategiei de țintire directă a inflației într-o economie emergentă depinde în mare măsură de armonizarea durabilă a politicii monetare cu celelalte politici economice.

Dacă aceste premise nu sunt asigurate, se ajunge fie la ratarea țintei de inflație, fie la îndeplinirea acesteia cu costuri excesive în planul creșterii economice, al șomajului sau al echilibrului extern.

Pentru evitarea unor astfel de situații, se impune identificarea momentului adecvat al adoptării acestui regim de politică monetară și pregătirea terenului prin ameliorarea progresivă a stadiului de îndeplinire a condițiilor instituționale și tehnice.

“Constatăm pe zi ce trece că ceea ce ne lipsește nu sunt euro și dolarii, ci sunt de fapt calitățile manageriale pentru a fi competitivi, structurile de producție concurențiale, chiar capacitatea de a conduce un cadru macroeconomic care se bazează pe excedent de valută. Acest exces de valută din capitaluri speculative poate să genereze creșterea șomajului. Nu numai exportatorii, dar și ceilalți producători interni nu vor putea să facă față nici aprecierii leului, dar nici unor importuri din ce în ce mai ieftine, care le elimină produsele și de pe piața autohtonă. Predictibilitatea cursului ar crea probleme și mai mari pentru că ar da o ancoră, un prag știut de intervenție pe care capitalurile speculative ar miza”, afirma în 2005 guvernatorul BNR, Mugur Isărescu.

În cursa țintirii inflației, în care băncile centrale din Polonia, Cehia și Ungaria aleargă de mai mulți ani, iar Banca Slovaciei de la 1 ianuarie 2005, BNR a intrat doar de la 15 august 2005, când a și publicat primul său raport asupra inflației.

Bancii Naționale a României i s-a reproșat că, deși, în luna august 2005, a trecut la un regim de țintire directă a inflației, renunțând la un obiectiv explicit de curs de schimb, a anunțat totuși că menține flotarea controlată a leului, reproș ce are ca reper adnotările din cărți, pentru că teoretic, cel puțin, țintirea inflației și cursul controlat nu fac casă bună. Practic însă, băncile centrale care au trecut cu ani în urmă la țintirea inflației, inclusiv cele din țările vecine, au fost deseori nevoite să renunțe la cursul pe deplin liber, pentru a face față unor avalanșe de capital. Plecând tocmai de la experiența acestor țări, BNR nu a dorit să ia o decizie spectaculoasă, cu efect mediativ imediat, la care să renunțe apoi în împrejurări nefavorabile, mai ales că piața internă se confruntă acum cu un semnificativ surplus valutar. BNR a comunicat oficial că va interveni rar pe piața valutară, dar va interveni imprevizibil.

Într-un studiu pe tema țintirii inflației în țările în curs de dezvoltare, Mishkin și Schmidt-Hebbel (2001) susțin că țintirea inflației s-a dovedit a fi în general o politică de succes. Pe lângă faptul că ea a dus la o creștere a transparenței obiectivului politicii monetare și a credibilității băncii centrale, inflația a fost, de asemenea, redusă la niveluri rezonabile. Cu toate acestea, autorii subliniază faptul că, la sfârșitul procesului de dezinflație, nivelul inflației în țările ce au adoptat această strategie nu era sensibil mai redus decât în țările ce nu au adoptat-o.

De altfel, după cum o arată și experiența băncilor centrale din țările în tranziție, obiectivul fixat prin țintirea inflației a fost adeseori neîndeplinit. Jonas și Mishkin (2003) evaluează performanța țintirii inflației în trei dintre țările în tranziție ce au adoptat acest sistem, și anume Republica Cehă, Ungaria și Polonia. Autorii conclud că, deși există un progres în procesul dezinflaționist, nivelul relativ ridicat de incertitudine ce predomină în aceste țări face ca previziunile inflaționiste pe termen mediu să fie dificil de realizat.

Aceasta este o mențiune importantă. În țările dezvoltate, adoptarea țintirii inflației implică o anumită abilitate tehnică a băncii centrale de: (1) a fi capabilă să previzioneze inflația – sub diverse scenarii - pe cel puțin 6-8 trimestre înainte; (2) a cunoaște exact mecanismul transmiterii politicii monetare, astfel încât să-și adapteze instrumentele pentru a-și atinge obiectivul de inflație propus.

Avantajele pe care le oferă politica de țintire a inflației în ceea ce privește credibilitatea și transparența derivă tocmai din îndeplinirea acestor condiții. Or, tocmai obținerea unei previziuni condiționate este greu de realizat – chiar și BCE a evitat să-și asume acest risc. Ce se întâmplă însă dacă previziunile sunt greșite? Presupunând că adevărata previziune este sub obiectivul-țintă, autoritatea monetară va adopta o politică monetară restrictivă, adică exact

opusul a ceea ce s-ar cere în realitate. Relația dintre instrumentele monetare este în general presupusă a fi cunoscută. Dar sunt oare aceste relații stabile într-o economie în tranziție? Din acest punct de vedere, într-o economie în curs de dezvoltare, credibilitatea băncii centrale poate fi afectată în mod diametral opus prin adoptarea țintirii inflației; aceasta rezidă tocmai din riscul de a avea ca ipoteze de lucru previziuni greșite. Impunând un cadru rigid de lucru pentru managementul politicii monetare, în condițiile în care eficacitatea acestuia lasă de dorit, nu face decât să periclitizeze inutil credibilitatea autorității monetare.

Mai mult decât atât, după cum o arată și experiența țărilor în tranziție, inflația a fost în general adusă sub control – și aceasta s-a realizat indiferent de instrumentele sau de regimul monetar adoptat. Dacă politicile monetare și fiscale sunt implementate prudent, este foarte probabil ca procesul dezinflaționist să continue și în absența unui regim *de facto* al țintirii inflației.

Totodată, aranjamentele de curs de schimb utilizate în cele trei țări (flotare liberă în Polonia, flotare controlată în Republica Cehă, bandă de fluctuație de ± 15 la sută în Ungaria), care au exercitat o influență considerabilă asupra modului în care băncile centrale au gestionat mandatul antiinflaționist încredințat, sunt analizate pentru a se determina compatibilitatea lor cu strategia de țintire directă a inflației. Pe lângă implicațiile specifice ale fiecăruia dintre aceste aranjamente de curs de schimb, sunt reliefate și unele aspecte comune legate de inconsistența dintre obiectivul de inflație, pentru care răspunde banca centrală, și preferința pentru un interval de fluctuație a cursului de schimb, considerat de autoritățile guvernamentale ca fiind adecvat pentru asigurarea unui nivel optim al competitivității externe.

Adoptarea regimului de țintire directă a inflației în cele trei țări din Europa Centrală a favorizat coborârea durabilă a ratei anuale a inflației sub pragul de 10 la sută, în proximitatea căruia aceasta manifestase anterior o tendință de stabilizare. Implementarea noului regim de politică monetară a înfrânt inerția expectațiilor inflaționiste; dacă încadrarea în țintele de inflație prestabilite a constituit o provocare majoră pentru autoritățile monetare, dovedindu-se mult mai dificilă decât în țările cu economie dezvoltată, progresul dezinflației a fost substanțial. Îndeplinirea criteriului de la Maastricht privind inflația nu mai prezintă dificultăți deosebite, mai ales pentru Polonia și Republica Cehă, care au înregistrat în 2002 ritmuri medii anuale de creștere a prețurilor de consum situate sub 1 la sută, net inferioare ratei indicelui armonizat al prețurilor de consum din zona euro (2,1 la sută).

În literatura de specialitate s-a conturat viziunea că regimul de țintire directă a inflației, prin mandatul acordat băncii centrale pentru utilizarea instrumentelor de politică monetară în scopul îndeplinirii țintei de inflație asumate, determină mediile politice să conștientizeze că aceasta va fi urmărită cu fermitate și nu va fi sacrificată pentru realizarea altor obiective economice sau sociale, presiunile pentru promovarea unei politici monetare expansioniste fiind astfel descurajate. Printre cei mai cunoscuți promotori ai acestei abordări, se numără Rudebusch

și Walsh (1998), care subliniază că adoptarea acestui regim de politică monetară conduce la izolarea băncii centrale de presiuni politice, și Mishkin (2000), care consideră că țintirea inflației mută subiectul dezbaterii privind politica monetară dinspre ceea ce aceasta nu poate realiza pe termen lung (creșterea economică, diminuarea șomajului sau ameliorarea competitivității externe) către ceea ce poate asigura: controlul asupra inflației.

Experiența recentă a Republicii Cehă, a Poloniei și a Ungariei pare să infirme această linie de gândire. După adoptarea regimului de țintire directă a inflației, relațiile dintre băncile centrale și guvernele celor trei țări s-au tensionat considerabil, ajungându-se la situații în care cadrul instituțional (bine conturat din perspectivă legislativă) a fost încălcat sau modificat pentru a se da prioritate altor obiective economice.

În Republica Cehă, independența băncii centrale a fost restrânsă temporar în primul semestru al anului 2001, prin adoptarea unor amendamente la legea Statutului BNC. O tentativă similară a avut loc în Polonia, în ultima parte a anului 2001, modificările legislative propuse de cercuri apropiate guvernului nefiind însă adoptate. Totuși, guvernatorul BNP, Leszek Balcerowicz, a continuat să fie supus unor presiuni și critici dure, pentru a fi determinat să promoveze o politică monetară expansionistă. În plus, faptul că guvernele au prerogative în ceea ce privește stabilirea și modificarea regimului de curs a creat probleme băncilor centrale din cele trei țări, mai ales în Polonia (în 1999) și în Ungaria (în 2003).

În Ungaria, banca centrală a promovat o politică monetară restrictivă în anii 2001 și 2002, însă în 2003 a abandonat ținta anuală de inflație și a cedat presiunilor guvernului pentru devalorizarea parității centrale a monedei naționale față de euro.

În Republica Cehă și Polonia, băncile centrale au rezistat presiunilor politice și au imprimat politicii monetare o conduită antiinflaționistă fermă, chiar și cu prețul încetinirii considerabile a ritmului de creștere economică și al majorării ratei șomajului. În cazul Poloniei, FMI (2003c) apreciază că, deși a fost obținut cu costuri economice semnificative, nivelul redus al inflației constituie o realizare majoră; dacă inflația va fi menținută și în continuare la actualul nivel, beneficiile în planul creșterii economice și al atragerii investițiilor străine vor fi substanțiale.

Se poate considera că băncile centrale din aceste două țări au ieșit întărite din confruntarea cu autoritățile politice, reușind să consolideze credibilitatea demersului antiinflaționist. Totuși, "oportunismul dezinflaționist" (Jonáš, 2000; Kotlán și Navrátil, 2003) de care au dat dovadă autoritățile monetare ale acestor țări, profitând de șocuri exogene favorabile pentru a accelera viteza dezinflației dincolo de țintele prestabilite, chiar și în condițiile unei încetiniri severe a creșterii economice, a fost de natură să afecteze predictibilitatea politicii monetare și să provoace reacții negative din partea mediului politic și de afaceri.

Stabilirea țintei de inflație de către banca centrală în cooperare cu guvernul și anunțarea sa publică printr-un document asumat de cele două instituții ar putea fi o modalitate de a determina guvernul să promoveze politici consistente cu aceasta. Totodată, guvernul ar fi mai puțin credibil dacă ar încerca să plaseze responsabilitatea pentru o eventuală neîndeplinire a obiectivului de creștere economică asupra politicii monetare. De asemenea, participarea unui reprezentant al guvernului la ședințele Consiliului/Comitetului de Politică Monetară sau ale Consiliului de Administrație – element existent în aranjamentele instituționale din toate cele trei țări – ar putea contribui la o coerență sporită a mixului de politici economice. Deși Comisia Europeană consideră această prevedere drept o limitare a independenței instituționale a băncii centrale, recomandând Poloniei, în repetate rânduri, eliminarea articolului respectiv din Statutul BNP, o astfel de practică se regăsește și în cazul unor bănci centrale din țări industrializate (Anglia, Canada, zona euro).

Deteriorarea contului curent al balanței de plăți în Polonia și Republica Cehă nu a afectat conducerea politicii ratei dobânzii, conduita restrictivă promovată în scopul temperării inflației limitând și dimensiunile dezechilibrului extern (prin comprimarea cererii interne). În ceea ce privește susținerea competitivității externe prin politica de curs de schimb, BNP nu a intervenit deloc pe piața valutară, în timp ce BNC a intervenit episodic, prin cumpărări de valută, care au atenuat trendul aprecierii reale, fără să pericliteze totuși îndeplinirea obiectivului de inflație. În Ungaria, banca centrală a recurs la relaxarea politicii monetare atât prin reduceri succesive ale ratei dobânzii (subordonate obiectivului moderării intrărilor de capital), cât și prin devalorizarea parității centrale a forintului (efectuată pentru protejarea competitivității externe), abandonând orientarea antiinflaționistă. Trebuie remarcat faptul că banda de fluctuație de ± 15 la sută, aparent confortabilă, a intrat în conflict cu ținta de inflație a Băncii Naționale a Ungariei, situație care a prilejuit declanșarea în ianuarie 2003 a unui puternic atac speculativ asupra forintului. Unul dintre costurile majore ale utilizării politicii ratei dobânzii pentru respingerea acestui atac a fost ratarea țintei de inflație.

Flotarea cursului de schimb (atât cea liberă practică în Polonia, cât și cea controlată – dar fără recurgerea la intervenții masive – utilizată în Republica Cehă) nu a incomodat funcționarea regimului de țintire directă a inflației, în timp ce banda de fluctuație a cursului de schimb adoptată în Ungaria (pentru asigurarea consistenței cu mecanismul ERM II) a devenit un obstacol major în calea atingerii obiectivului de inflație.

Relaxarea fiscală a fost o coordonată comună a mixurilor de politici economice din cele trei țări; măsura în care aceasta a afectat eficacitatea politicii monetare în realizarea obiectivelor de inflație a fost însă diferită. Dacă în Republica Cehă natura nemonetară a surselor finanțării deficitului bugetar și costurile reduse ale acestuia au limitat impactul relaxării fiscale asupra politicii monetare, neînregistrându-se presiuni inflaționiste semnificative, în Polonia și

Ungaria derapajele fiscale au complicat considerabil sarcina băncii centrale, îndeplinirea țintelor de inflație impunând o conduită extrem de restrictivă a politicii ratei dobânzii.

Fragilitatea sistemelor bancare la momentul adoptării regimului de țintire a inflației a constituit un element de vulnerabilitate în Republica Cehă și Polonia. Calitatea scăzută a activelor bancare (creditele neperformante având ponderi îngrijorătoare) și întârzierile consemnate în procesul de privatizare a acestui sector au făcut ca băncile să depășească cu greu perioadele în care politica monetară restrictivă și volatilitatea cursului de schimb s-au combinat cu recesiunea sau stagnarea economică. Accelerarea privatizării băncilor și creșterea prudențialității în activitatea de creditare (însoțită de reorientarea către plasamente cu grad redus de risc) au permis depășirea treptată a acestei situații, producerea unei crize bancare de anvergură, care să impună activarea funcției de împrumutător de ultimă instanță a băncii centrale, fiind în prezent extrem de improbabilă.

Experiența Republicii Cehe, Poloniei și Ungariei arată că succesul strategiei de țintire directă a inflației într-o economie emergentă depinde în mare măsură de îndeplinirea precondițiilor, o importanță deosebită prezentând-o armonizarea durabilă a politicii monetare cu celelalte politici economice. Dacă aceste premise nu sunt asigurate, se ajunge fie la ratarea țintei de inflație, fie la îndeplinirea acesteia cu costuri excesive în planul creșterii economice, al șomajului sau al echilibrului extern. Pentru evitarea unor astfel de situații, se impune identificarea momentului adecvat al adoptării acestui regim de politică monetară și pregătirea terenului, prin ameliorarea progresivă a stadiului de îndeplinire a precondițiilor instituționale și tehnice.

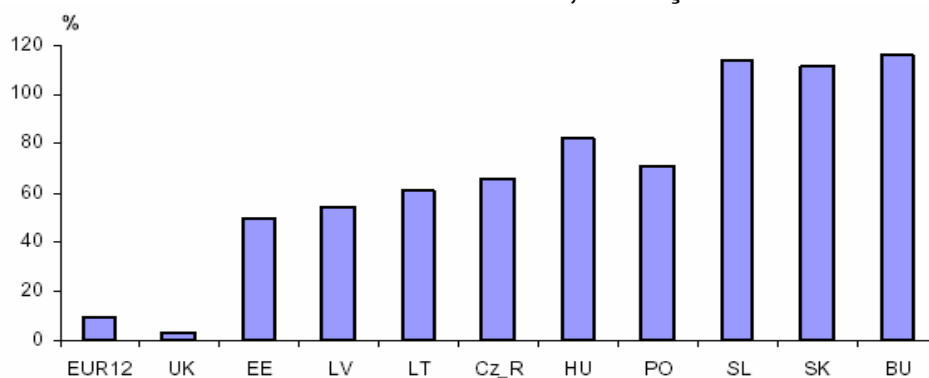
Băncile centrale din Republica Cehă, Ungaria, Polonia, România și Slovacia, deși și-au reconfigurat politica monetară către țintirea inflației, mai au mult de parcurs ca să obțină performanțele atinse în țările dezvoltate și mai avansate pe acest drum. Deși cadrul politicilor monetare este diferit în aceste țări, toate aceste state se confruntă cu unele aspecte îngrijorătoare pe termen mediu. Astfel, în plus față de menținerea unei inflații scăzute, un alt obiectiv ținut de aceste bănci centrale este stabilitatea cursului de schimb monitorizat atent de autoritățile monetare. Cum oportunitățile de investiții în aceste țări au crescut, același trend îl au și fluxurile de capital străin. În replică la cererea crescută pentru monedele naționale, multe bănci centrale au fost forțate să recurgă la intervenții de sterilizare. Ca urmare, rezervele lor valutare sunt mai mari chiar decât în țările dezvoltate. Figura 3.11 arată ponderea rezervelor valutare în M1 la sfârșitul anului 2005.

Ponderea rezervelor valutare în M1 în cele 12 țări ale zonei euro este mai mică de 10%, în timp ce în Marea Britanie, una din țările care se consideră că are cea mai bună practică a ținutii inflației, ponderea atinge doar 3,4%. În contrast, în țările baltice, ponderea atinge 50-60%, ceea ce nu surprinde, dacă luăm în considerare aranjamentele lor valutare de rată peg. Bulgaria, care, de

asemenea, a implementat un regim de curs valutar fix, are o pondere mai mare, în jur de 130%. Astfel, ar fi de așteptat ca ponderea aceasta să fie mai mică în țările care au un regim de țintire a inflației.

Figura 3.11

Ponderea rezervelor valutare în M1, la sfârșitul lui 2005

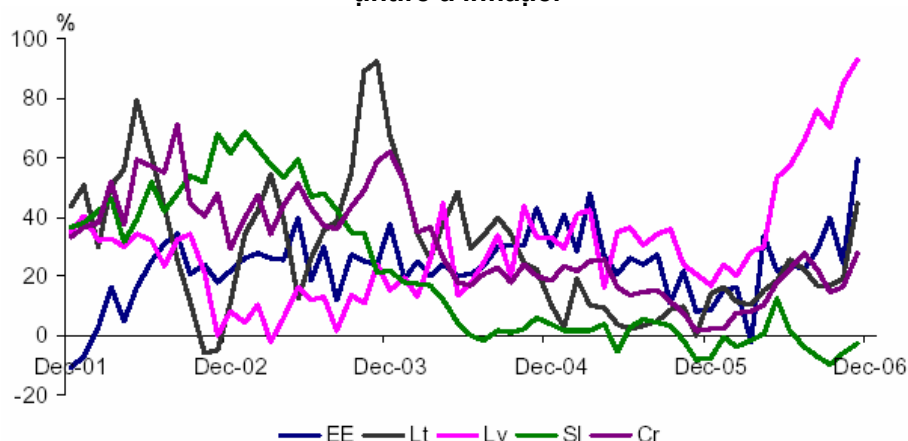


Sursa datelor: EUROSTAT.

În fapt, în țările din estul Europei cu regim de țintire a inflației, situația este chiar inversă. Republica Cehă, Ungaria, Polonia, România și Slovacia au toate ponderi mai mari decât țările cu regim valutar de rată fixă. În România chiar, rezervele valutare acopereau de circa 2,3 ori oferta de monedă M1 la sfârșitul anului 2006. Astfel, paradoxal, condițiile monetare sunt mai stringente în țările cu țintire a inflației față de cele cu rată de schimb fixă (fig. 3.12 și 3.13).

Figura 3.12

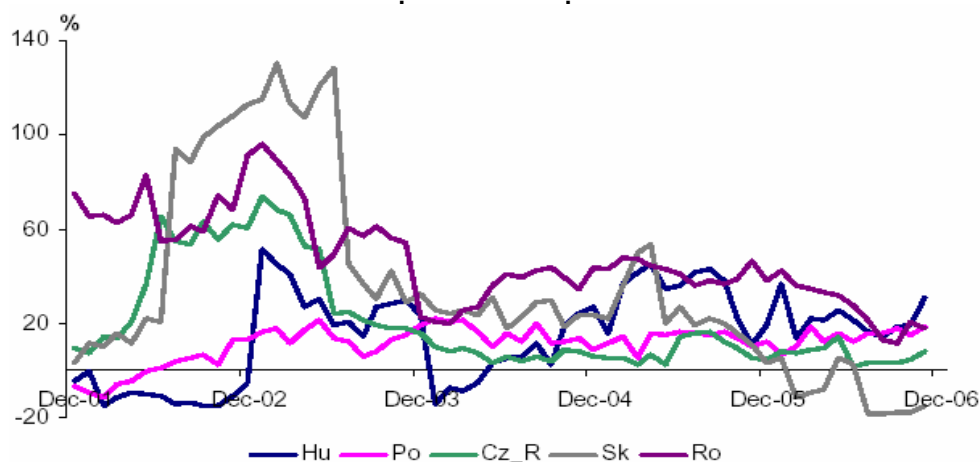
Creșterea anuală a rezervelor valutare în țările CEE care nu au regim de țintire a inflației



Sursa: FMI.

Figura 3.13

Creșterea anuală a rezervelor valutare în țările CEE care au regim de țintire a inflației



Sursa: FMI și BNR.

Oricum, în ultima perioadă, s-a înregistrat o tendință de scădere a ratelor ridicate de creștere a rezervelor valutare față de cele înregistrate în perioada 2002-2003. Excepție face însă România, unde rata de creștere se menține la circa 40%. Pentru a evita o apreciere excesivă a leului, BNR continuă să sterilizeze un volum mare de intrări de capital și apoi să absoarbă excesul rezultat de lichiditate de pe piața monetară. Din cauza participării sale la ERM II, Ungaria a fost, de asemenea, forțată să-și apere banda de schimb a forintului. Rata de schimb pentru rezervele valutare este mult mai volatilă în Ungaria față de alte țări. Episodul din ianuarie 2003, când Banca Națională a Ungariei și-a apărut forintul împotriva unui atac speculativ, poate fi izolat, din moment ce a avut loc o creștere masivă, de 50%, a rezervelor valutare, pentru a face față oricărui atac de acest gen. Dar, deși au un regim de țintire a inflației, alte țări est-europene au mai avut intervenții de rutină pe piețele lor valutare. Banca Națională a Cehiei, de asemenea, obișnuiește să intervină pe piața valutară pentru a contracara presiunea de creștere a cursului de schimb. Același lucru l-a făcut și Banca Slovaciei. La momente de timp diferite, toate aceste țări s-au confruntat cu intrări masive de capital, dintre care unele fluxuri aveau natură speculativă. Asemenea episoade se pot repeta în viitorul apropiat, dacă apar inconsistențe ale politicilor macroeconomice. Pentru a evita aprecierea sau deprecierea excesivă a monedelor lor, băncile centrale au tendința de a recurge la proceduri de sterilizare, care conduc la prezența unei lichidități cronice excesive. De aceea, în țările est-europene, relevanța operațiunilor repo este mult mai mare comparativ cu țările dezvoltate (unde

aceste operațiuni sunt ceva obișnuit). În timp ce în unele țări, ca Republica Cehă sau Polonia, tranzacțiile repo au început să fie utilizate cu intensitate, funcționarea mecanismului de transmisie monetară trebuie încă să fie pe deplin înțeles de autoritățile monetare, în vederea utilizării mai eficiente a acestui instrument.

3.4.2. Politica monetară în cadrul ERM II

În mod formal, cadrul politicii monetare după intrarea în ERM II va fi similar celui din Ungaria de astăzi, unde avem deja o bandă de fluctuație pentru cursul de schimb de ± 15 . Dar vor fi totuși diferențe importante. În primul rând, odată cu apropierea intrării în zona euro, vom avea importante intrări de capital străin (pentru atingerea convergenței reale) și se va reconfigura politica fiscală (pentru a îndeplini criteriile convergenței fiscale). În al doilea rând, atingerea nivelului de jos al benzii țintite poate avea consecințe diferite pentru Ungaria acum, ca și pentru țările aspirante care operează în cadrul sistemului ERM II. În al treilea rând, spre deosebire de politica monetară actuală a Ungariei, politica monetară și valutară a unei țări aspirante, în cadrul ERM II, va fi de interes comun pentru toate țările membre UEM, iar BCE poate interveni pentru a ajuta aceste țări să-și păstreze cursul de schimb în interiorul acestei benzi de fluctuație.

Banda de fluctuație din cadrul ERM II va permite mișcări destul de mari ale cursului de schimb, prea mari pentru a asigura o ancoră nominală suficient de fermă. Din acest motiv, țintirea inflației va continua să joace rolul de ancoră nominală, așa cum a fost în Spania înainte de aderarea acesteia la UEM (Bernanke, 1999).

Operarea cu succes a țintirii inflației după intrarea în ERM II ar trebui să fie facilitată de faptul că procesul dezinflației este probabil să fie aproape complet. O inflație scăzută poate reduce, deși nu elimina complet, probabilitatea ca ținta de inflație să intre în conflict cu angajamentul de menținere a cursului în cadrul ERM II.

Totuși, posibilitatea apariției unui conflict între țintirea inflației și banda cursului de schimb presupusă de ERM II nu poate fi pe deplin exclusă. Ceea ce este însă important este a se cunoaște natura acestui risc și modul în care poate fi redus.

În cadrul ERM II, pot apărea două situații când politica monetară și celelalte politici trebuie să se înăsprească din cauza faptului că rata de schimb se apropie de limita de jos sau de sus a benzii de fluctuație. O posibilitate, și anume aceea că rata de schimb se apropie de limita de sus, se întâmplă acum în Ungaria. În vederea prevenirii încălcării benzii permise de fluctuație, ratele de dobândă trebuie reduse pentru a scădea presiunea asupra monedei. Dar rate de dobândă mai scăzute pot interfera cu țintirea inflației, pentru că pot

stimula cererea internă mai mult decât consideră banca centrală a fi prudent și pot conduce la presiuni inflaționiste mari. Oricum, o monedă puternic apreciată va acționa simultan ca un mecanism de scădere a presiunilor inflaționiste, așa că nu este clar dacă acest conflict cu regimul de țintire a inflației va fi unul serios. Dacă reducerea ratelor de dobândă nu ajută, iar presiunile de apreciere a monedei persistă, o altă opțiune ar putea fi reevaluarea parității centrale. Aceasta ar reduce povara politicii monetare și ar reprezenta în același timp un șoc deflaționist unic.

Un asemenea conflict între obiective ar putea să apară și dacă există o presiune de scădere asupra monedei când moneda amenință să iasă din limita de jos a benzii de fluctuație. Încălcarea țintei de jos a ERM II ar forța țara respectivă să ia de la capăt perioada de doi ani de participare și testare a sa în cadrul mecanismului ERM II, ceea ce ar fi costisitor pentru ea. Băncile centrale pot reacționa la o astfel de situație înăsprind politica monetară și măbind dobânzile. Dar aceasta nu intră neapărat în conflict cu țintirea inflației. Din contră chiar, ar trebui să fie pe aceeași linie a politicii de țintire a inflației, dacă motivul deprecierei monedei a fost relaxarea uneia dintre politici.

O politică monetară aspră ajută la reducerea presiunilor inflaționiste care pot apărea prin deprecierea monedei. O politică monetară dură este, de asemenea, adecvată în cazul în care moneda se depreciază ca urmare a unui șoc negativ în investițiile de portofoliu. Ratele înalte de dobândă stopează ieșirile de capital, făcând activele denominate în moneda locală mai atractive. Dar situația ar putea fi mai complicată, dacă moneda se depreciază ca urmare a unor șocuri reale negative, care, în același timp, reduc cererea agregată (internă sau externă) pentru producția internă.

Menținerea monedei în banda de fluctuație poate cere un cadru mai dur de politică decât cel solicitat de țintirea inflației. Ca urmare, inflația ar scădea sub ținta propusă, iar politica monetară ar determina în continuare scăderea cererii și activității economice, care fusese deja afectată de șocul real negativ.

În circumstanțe normale, acest lucru nu este de dorit. Dar o activitate economică temporar redusă ar putea fi prețul ce trebuie plătit în situația în care alternativa ar fi violarea criteriilor de la Maastricht și sacrificarea operării cu succes timp de doi ani în ERM II, ceea ce determină amânarea intrării în UEM.

Într-o oarecare măsură, politica fiscală poate fi folosită pentru medierea unui eventual conflict între țintirea inflației și banda ERM II. În primul rând, menținerea unei politici fiscale aspre, care indică clar angajamentul autorităților de a îndeplini criteriile de la Maastricht, ar reduce riscul presiunilor de scădere a monedei ca urmare a unui șoc negativ de portofoliu. De asemenea, ar permite menținerea unor dobânzi scăzute decât în cazul în care politica fiscală ar fi expansionistă și deci ar reduce intrările de capital pe termen scurt. În al doilea rând, o schimbare a politicii fiscale dure poate fi folosită ca apărare împotriva fluctuațiilor mari ale ratei de schimb care ar amenința să încalce banda ERM II. Politica fiscală poate deveni mai dură, chiar mai dură decât

pentru îndeplinirea criteriilor de la Maastricht, în caz de presiune de scădere a cursului sub limita inferioară a benzii sau, în măsura în care criteriile de la Maastricht nu sunt afectate, ea poate fi relaxată în cazul presiunilor de creștere a monedei, dar, în acest caz, ar fi de preferat să se utilizeze, în primul rând, politica ratei dobânzii.

Riscul unui conflict între cele două obiective depinde în mare măsură de expectațiile pieței asupra cursului de schimb al monedei naționale față de euro.

Dacă participanții la piață se așteaptă ca rata de schimb actuală de pe piață să fie, de asemenea, rata de conversie, există un risc mai mic să apară un astfel de conflict, din moment ce comportamentul participanților pe piață va limita de fapt fluctuațiile cursului actual. Oricum, creșterea expectațiilor pieței în privința faptului că rata de schimb actuală a pieței va diferi semnificativ de rata viitoare de conversie va determina fluxuri mari și volatile de capital și fluctuații ale cursului de schimb care pot afecta sever realizările obținute pe calea dezinflației și pe cele obținute în țintirea cursului de schimb.

Cum ar trebui stabilite țintele de inflație după aderarea țărilor la UE și după intrarea în ERM II? Răspunsul evident ar fi să se seteze ținta în așa fel încât să conveargă către o rată de inflație considerată a fi consistentă cu criteriile de la Maastricht. Tabelul 3.7 arată rata anuală a inflației în trei din țările zonei euro cu cele mai scăzute inflații în perioada 1995-2001.

Tabelul 3.7

Cele mai scăzute rate de inflație în zona euro, 1995-2001

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Țara A	0,8	0,6	1,2	0,8	0,5	1,7	1,6
Țara B	1,5	1,3	1,3	0,9	0,6	1,9	2,5
Țara C	1,7	1,4	1,4	0,9	0,6	2,3	2,5
Inflația medie	1,3	1,1	1,3	0,9	0,6	2,0	21,2
Criterii de la Maastricht ¹ privind inflația	2,8	2,6	2,8	2,4	2,1	3,5	3,7

¹ Inflația medie a zonei euro plus 1,5%.

Sursa: Jonas și Mishkin (2003).

În 1998 și 1999, inflația zonei euro a fost deosebit de scăzută și de aceea pare că atingerea obiectivului inflației conform criteriilor de la Maastricht este deosebit de dificilă pentru țările candidate. Totuși trebuie subliniat aici faptul că inflația deosebit de scăzută a făcut parte din tendința globală de scădere a inflației, care a afectat, de asemenea, și economiile în tranziție.

În măsura în care inflația în zona euro și în economiile în tranziție se mișcă coordonat ca răspuns la șocuri externe comune (cum ar fi scăderea prețului materiilor prime și activitatea economică globală scăzută, acompaniată de un mare exces de capacități de producție și o putere redusă a producătorilor în privința prețului), o inflație mai scăzută nu face ca obiectivul inflației să fie mai

greu de atins pentru intrarea în zona euro (deci nu necesită o politică monetară mai dură).

Din datele prezentate, putem vedea că intervalul maxim de variație permis pentru inflație în zona euro este în concordanță cu țintele de inflație pe termen lung ale Republicii Cehie (2-4%), Ungariei (circa 2%) și Poloniei (mai puțin de 4%).

3.4.3. Implicații pentru politicile țărilor CEE care au regim de țintire a inflației

În general, țările CEE care au adoptat țintirea inflației au făcut acest lucru pentru că acest cadru operațional al politicii monetare a fost considerat cea mai bună alternativă. Ținte monetare directe sau indirecte au mai fost și la începutul anilor '90 în Slovenia, Slovacia, Polonia, Republica Cehă. Oricum, dată fiind instabilitatea cererii de monedă, majoritatea statelor CEE s-au orientat, gradual, într-o formă mai mult sau mai puțin formală, către țintirea cursului de schimb. Adoptarea unui astfel de cadru al politicii monetare a crescut credibilitatea băncilor centrale în lupta contra inflației, din moment ce înseși obiectivele politicii monetare erau mai ușor de înțeles de către populație.

Pe măsură ce inflația a scăzut către o singură cifră, a devenit evident că nevoia de ajustări structurale cere o politică valutară mai flexibilă. În plus față de asta, o rată peg sau o bandă țintită pentru fluctuație este susceptibilă unor atacuri valutare speculative, ceea ce constituie un risc serios, dacă luăm în considerare combinația existentă în aceste țări între diferențialele mari de inflație (comparativ cu țările UE, în special) și tendința de apreciere a monedelor naționale.

Din moment ce venitul nominal sau nivelul prețurilor nu puteau fi țintite, din diverse motive, orientarea către țintirea inflației a părut cea mai atrăgătoare alternativă, din cauza simplității ei aparente.

În timp ce astfel de modalitate de a conduce politica monetară este mai adecvată pentru o economie cu piață liberă, cu experiență dovedită în acest sens, adoptarea ei de către țările CEE – care se confruntă încă cu schimbări structurale – poate să întâmpine numeroase provocări.

În primul rând, sursa șocurilor care au lovit economiile est-europene este, mai degrabă, nesigură. O bancă centrală adoptă un curs diferit al politicii monetare, dacă știe că economia a fost supusă unor șocuri pe cerere, mai degrabă decât celor pe ofertă.

O trăsătură comună țărilor cu țintire a inflației pare a fi volatilitatea mai mare a inflației față de cea a țărilor care nu au un astfel de regim. Astfel, se ridică întrebarea dacă o astfel de volatilitate este de dorit. De exemplu, în Ungaria, din momentul trecerii la țintirea inflației, volatilitatea inflației a fost mai mare.

În al doilea rând, aceasta este o problemă cu obiective multiple. Este greu de crezut că autoritățile dintr-o economie în tranziție vor acorda o mai mare importanță inflației față de alte variabile macroeconomice, cum ar fi creșterea economică sau ocuparea.

Autorităților nu poate să le pese doar de inflație. Doar că ponderea atribuită creșterii economice și ocupării, de exemplu, este mai mare în practică decât vor autoritățile să recunoască sau să o atribuie acestor variabile. Aceasta pentru că, în final, un șomaj înalt cauzează insatisfacție publicului larg în ceea ce privește politicile economice ale guvernului, ceea ce poate duce la instabilitate macroeconomică.

Deja, în Republica Cehă, Ungaria și Polonia, guvernele socialiste și-au pierdut sprijinul pentru că au redus bunăstarea și locurile de muncă în sectorul de stat pentru a realiza cerințele UE în ceea ce privește deficitul bugetar și datoria publică. Primii-miniștri, din cele trei țări au cedat presiunilor publice și au demisionat de când țările acestea au aderat la UE. Coalițiile conduse de socialiști au fost înfrânte la alegerile pentru Parlamentul European din iunie 2004. Toate acestea se pot adăuga presiunilor la care băncile centrale din aceste țări sunt deja supuse, pentru a acorda o mai mare atenție creșterii economice.

Mai mult, există un conflict de neevitat, inerent, cauzat de obiectivele multiple care se află în fața noilor membri UE. Toate țările care intenționează să participe la zona euro trebuie să participe întâi, minimum doi ani, la ERM II. Aceasta înseamnă că banca centrală trebuie să mențină o bandă de fluctuație de +/-15% pentru cursul de schimb, în jurul unei parități centrale predeterminate. Or, acest obiectiv de stabilitate a cursului de schimb, împreună cu țintirea inflației, poate cauza conflicte pentru modul de conducere a politicii monetare.

Experiența băncii Ungariei este ilustrativă în această direcție. În 2003, după un atac speculativ asupra forintului, Banca Națională a Ungariei a fost nevoită să schimbe banda de tranzacționare a forintului. Banca Națională a fost nevoită să apere cu putere această bandă, cheltuind 5,3 milioane de euro, adică echivalentul a 7% din PIB. În plus față de efectul de contagiune pe care aceste acțiuni îl pot avea, ele afectează credibilitatea autorităților monetare.

În al treilea rând, aspectele de ordin fiscal joacă un rol important în evoluția inflației în țările în tranziție. Deși configurarea și implementarea politicii monetare în toate cele trei țări revine, în ultimă instanță, băncii centrale, alte elemente cruciale ce țin de credibilitatea politicii, cum ar fi aspectele fiscale, au o influență decisivă asupra expectațiilor inflaționiste.

Presiunea asupra deficitelor bugetare este posibil a crește în anii următori, pe măsură ce costurile aderării la UE se vor adăuga la costurile reformării sistemului de securitate socială. Ultimele rapoarte de țară ale FMI pentru cele trei țări sugerează că politicile fiscale se află pe o cale nesustenabilă. Mai mult, nivelul datoriei publice în Ungaria și Polonia este deja aproape de limita

cuprinsă în criteriile de la Maastricht, de 60% din PIB. Ca urmare, în 2004, agențiile de rating Standard and Poor și Fitch au scăzut calificativul acordat datoriei publice ale acestor țări. Asemenea acțiuni pot afecta credibilitatea politicilor fiscale și pot crește expectațiile inflaționiste. De exemplu, cele două criterii folosite de Stone, în lucrarea sa din 2003, pentru a măsura credibilitatea politicii într-o serie de țări în curs de dezvoltare erau rata actuală a inflației și ratingul acordat datoriei guvernamentale pe termen lung de Standard and Poor. În ambele privințe, situația pare a se înrăutăți în prezent în Polonia. În Ungaria, inconsistențele politicilor au slăbit credibilitatea acestora, deși, în 2005, eforturile concentrate ale guvernului și autorităților monetare par a fi schimbat întrucâtva trendul acesta. Aceste realizări pot fi însă afectate negativ din nou, dacă nu se fac pași importanți pentru atingerea unei consolidări fiscale și includerea deficitului de cont curent (anexele 3.4 și 3.5).

3.4.4. Există o politică monetară alternativă mai bună?

Pe scurt, pare că experiența ținirii inflației în Republica Cehă, Ungaria și Polonia nu a fost încununată de succes până acum. Au existat câteva beneficii ale adoptării unei astfel de politici, dar acestea puteau fi atinse, la scară mai mare, și printr-o altă politică monetară alternativă. Dacă luăm, de exemplu, transparența și comunicarea, cele două trăsături de mare importanță în ținerea inflației, acestea puteau fi atinse chiar și într-un regim de țintire a cursului de schimb.

Nimic nu poate opri banca centrală să facă publice, periodic, păreri sale asupra economiei, explicând în același timp rațiunile acțiunilor sale, așa cum statele baltice și Bulgaria au și făcut-o, într-o anumită măsură. În cursa aceasta a unei înțelegeri mai bune a acțiunilor sale de către public, site-urile băncilor centrale din țările CEE au publicat o mulțime de informații. Un beneficiu major al acestui regim a fost publicarea rapoartelor de inflație – care reprezintă o analiză aprofundată a condițiilor economice actuale și oferă o privire înăuntru asupra acțiunilor de politică viitoare. Întrebarea care se pune atunci este care ar fi politica alternativă la ținerea inflației? Un răspuns simplu ar fi acela să se urmeze o cale similară celei a BCE. Multe studii empirice arată că BCE nu este indiferentă nici la fluctuațiile activității economice, nici la cursul de schimb. Pare că, pentru o bancă centrală, flexibilitatea este un activ la fel de important ca și credibilitatea.

Un sistem ca cel al BCE poate fi un regim adecvat. Sub un astfel de aranjament, decidenții politicii economice pot să se concentreze asupra stabilității prețurilor, dar managementul politicii monetare este construit pe principiul "just do it". Pentru economiile mici, încă fragile, flexibilitatea nu intră în conflict cu credibilitatea, ci, mai mult, se susțin reciproc. În țările CEE, băncile centrale acordă atenție considerabilă evoluției ratei de schimb. O

abordare gen BCE le-ar permite acestora să facă acest lucru, fără să aibă, astfel, mai multe obiective.

Definirea unei benzi-țintă a inflației s-a dovedit a fi o provocare pentru toate țările CEE cu regim de țintire a inflației. În mai mult de șapte ani de țintire a inflației, Polonia nu și-a atins niciodată ținta, în timp ce Ungaria și Republica Cehă au obținut performanțe reduse la acest capitol.

Pentru țările CEE, o țintă a inflației asimetrică poate fi tot atât de provocatoare ca și una simetrică. O alternativă fezabilă ar fi declararea urmării agresive a stabilității prețurilor, fără specificarea unei ținte anume.

Experiența recentă a acestor trei țări în țintirea inflației ridică întrebarea dacă o implementare formală a țintirii inflației ar fi benefică pentru celelalte țări care vor să participe la zona euro în viitor.

Răspunsul depinde, desigur, de condițiile economice particulare din fiecare țară. Una dintre acestea vizează gradul de euroizare (dolarizare) al acestor țări. Țările cu trecut inflaționist pronunțat tind să aibă un nivel ridicat de euroizare (dolarizare). De exemplu, în România, circa 33% din M2 este în valută, în principal euro și dolari. Croația este un alt exemplu în acest sens de țară puternic euroizată, unde circa 70% din economii sunt în valută. O problemă tipică în aceste țări o reprezintă indexarea contractelor financiare în euro sau dolari. Dolarizarea sau euroizarea împiedică implementarea procesului de țintire a inflației aici, pentru că băncile centrale au un control limitat asupra ofertei lor de monedă. Un caz particular este reprezentat de țările care au adoptat consiliul monetar, ca țările baltice sau Bulgaria.

Oricum, în lipsa unor șocuri adverse semnificative și neașteptate, care le-ar face pe aceste țări să-și abandoneze aranjamentele monetare actuale, este puțin probabil ca aceste țări să-și modifice regimul de politică monetară până la adoptarea euro.

Un alt factor care trebuie discutat îl reprezintă diferențialul mare de rată a dobânzii. Acesta este o potențială sursă de conflict cu regimul de țintire a inflației. În absența restricțiilor contului de capital, moneda națională tinde să se aprecieze datorită intrărilor masive de capital care așteaptă rate înalte de rentabilitate aici. Aprecierea monedei și intrările de capital vor determina presiuni de scădere a ratelor de dobândă. Dar un acces facil la credit al rezidenților interni (credit care are o cerere mare în țările care au aderat) poate să determine creșterea expectațiilor inflaționiste și poate afecta negativ eforturile băncii centrale de a ținti inflația.

De asemenea, o monedă puternică va crea presiuni în plus asupra deficitului de cont curent. În România și Bulgaria, de exemplu, acesta este deja mare și în creștere.

Cu acest scenariu, adoptarea unui regim de țintire a inflației lasă și mai puțin loc de manevră pentru autoritățile fiscale, dacă țintele pentru inflație nu sunt stabilite în concordanță cu cererile guvernului de consolidare fiscală.

Este bine demonstrat faptul că bugetele publice în țările în proces de accedare la UE tind să fie mai mult sub constrângere, din moment ce costurile aderării se adaugă la alte cheltuieli apărute, cum sunt cele legate de reforma sistemului de pensii sau de sănătate.

De aceea este esențial ca banca centrală să nu adopte un regim de politică doar din motive de comunicare sau pentru a fi în tendințe. O bancă centrală ar trebui să se concentreze în principal pe credibilitate. Iar credibilitatea apare doar dacă, pe termen lung, țintele agreeate – oricare ar fi acelea – nu se ratează.

Incertitudinea crescută care prevalează în economiile în tranziție face dificilă previzionarea cu acuratețe a inflației mult timp în față, așa cum cere regimul de țintire a inflației. În lumina acestor aspecte și dată fiind posibilitatea ca țările în tranziție să fie mai frecvent lovite de șocuri care să abată inflația de pe drumul său țintit, ratarea țintelor inflaționiste este mai probabilă în aceste țări decât în economiile mai avansate. Asta nu înseamnă că o politică monetară care să țintească alte variabile nominale, ca, de exemplu, agregatele monetare, ar avea mai mult succes în controlul inflației. Deși țintirea inflației în economiile în tranziție este dificilă, ea aduce numeroase beneficii. Autoritățile nu trebuie însă să se concentreze pe obiectivul stabilității prețurilor cu orice preț. Stabilitatea trebuie urmărită pe termen mediu, iar pe termen scurt pot fi permise mici abateri, care să nu împiedice însă convergența pe termen mediu cu ținta stabilită.

3.4.5. Strategia pe termen mediu pentru trecerea României la euro

Se poate aprecia că ERM II reprezintă o etapă pe drumul către euro, iar în această perioadă de testare par să existe mai degrabă riscuri decât avantaje. Se naște, așadar, întrebarea legitimă dacă nu ar fi posibilă adoptarea euro fără a mai trece prin acest mecanism.

O formulă care merită și a mai fost deja pusă în discuție pentru România (în deceniul trecut nu a putut fi adoptată această soluție din cauza nivelului scăzut de atunci al rezervelor valutare și pentru că în 1999 a putut fi evitată pe ultima sută de metri criza de încetare a plăților) este trecerea la consiliul monetar cu ancoră euro. Cu alte cuvinte, leul își continuă existența la o paritate fixă și nemodificabilă față de euro, ceea ce ar repeta, cu un decalaj de câțiva ani, experiența bulgară. Principalul contraargument la o asemenea soluție este că, în timp ce consiliul monetar este o decizie unilaterală a țării în cauză, adoptarea euro de către un membru este o decizie comună a întregului „club”, întrucât are implicații și asupra celorlalte țări care folosesc euro. Acest lucru este, de altfel, adevărat și pentru țări care, în prezent, au un consiliu monetar, pentru care paritatea finală de conversie în euro va fi negociată cu autoritățile

europene. Cu alte cuvinte, adoptarea consiliului nu este o garanție pentru trecerea la euro, dar păstrează toate inconvenientele și rigiditățile generate de un astfel de aranjament.

Teoretic, ar putea fi luată în discuție și posibilitatea abandonării unilaterale a leului și recunoașterea euro ca monedă cu putere circulatorie deplină la noi în țară. Ca și consiliul monetar, o asemenea soluție reprezintă mai degrabă o variantă pentru ieșirea dintr-o criză severă decât o posibilitate de luat în calcul într-un proces de stabilizare ce a câștigat profunzime. Într-un asemenea caz, abandonarea monedei naționale seamănă mai degrabă cu o capitulare necondiționată, iar efectele ar fi destul de greu previzibile. Dispariția completă a politicii monetare și pierderea seniorajului generat de emisiunea monetară sunt numai două dintre argumentele pentru care această soluție nu poate fi luată în discuție.

Elementele prezentate mai sus în lucrare arată că atât unele dintre criteriile de convergență nominală, cât și – mai ales – criteriile de convergență reală pot fi îndeplinite de țara noastră numai cu condiția unor eforturi susținute și pe un timp mai îndelungat. Astfel, reducerea proporției reprezentate de populația ocupată în agricultură va presupune dezvoltarea puternică a serviciilor sau a altor domenii ocupaționale alternative, ceea ce va necesita investiții semnificative, fie în actualele orașe, fie chiar în zone rurale. Intrarea în UE va contribui, fără îndoială, la accelerarea convergenței reale, la care vor participa atât investitorii privați, cât și fondurile europene dedicate acestui scop.

Chiar dacă s-ar putea admite că printr-un efort susținut s-ar putea îndeplini criteriile de la Maastricht într-un timp relativ scurt (1-2 ani), sustenabilitatea acestei convergențe nominale depinde în ultimă instanță de realizarea convergenței reale. Mai mult decât atât, adoptarea unor restricții îndeosebi cu caracter monetar, în scopul îndeplinirii pe termen foarte scurt a criteriilor nominale, ar putea avea un impact negativ asupra menținerii unui ritm accelerat de creștere economică, ceea ce, în fond, ar întârzia convergența reală. De aceea, considerăm că adoptarea unor programe cu obiective clare, dar realiste ar fi de natură să sprijine dezvoltarea accelerată a economiei românești chiar dincolo de momentul adoptării monedei unice.

După momentul intrării în ERM II, este posibilă păstrarea strategiei de țintire directă a inflației, după cum este posibilă trecerea la o strategie de țintire a cursului de schimb. În măsura în care experiența ungară poate fi considerată relevantă, se pare că a doua opțiune este de preferat, pentru a nu genera conflicte între obiective. S-ar putea ca, până în acel moment, România să-și crească semnificativ gradul de deschidere a economiei, astfel încât canalul de transmitere prin cursul de schimb să devină deosebit de eficient.

Din experiența neplăcută a Ungariei în cadrul unui mecanism de tip ERM II, se poate trage o lecție fundamentală, care poate fi astfel sintetizată: odată anunțată data probabilă de adoptare a euro, întreaga societate trebuie să se mobilizeze în sprijinul acestei opțiuni, iar deciziile de politică macroeconomică

și microeconomică trebuie să i se subordoneze. Din lecția ungară, derivă următoarele¹:

- avantajele unei inflații scăzute trebuie explicate în mod repetat clasei politice și populației; altminteri, sprijinul acestora poate lipsi exact în momentele cele mai delicate ale luptei antiinflaționiste (vezi episodul creșterii salariilor personalului bugetar sau cel al stimulării exportatorilor prin politica valutară);
- independența băncii centrale trebuie garantată nu numai teoretic, ci și practic, altfel ea riscă să fie prinsă între obiective conflictuale;
- atingerea ambelor obiective solicită un sprijin puternic din partea guvernului, prin imprimarea unui caracter prudent politicii fiscale și celei salariale, precum și din partea populației;
- la fel de importantă este și menținerea sub control a expansiunii creditului, pentru că, altfel, consecințele asupra contului curent și inflației pot fi grave;
- este nevoie de o comunicare foarte bună între guvern și banca centrală. Degeaba au Ungaria și Polonia comitete interministeriale (la nivelul ministerelor de finanțe și al băncilor naționale) specializate în etapizarea adoptării euro, dacă respectivele instituții au obiective diferite;
- guvernul ar trebui să fie mai puțin îngrijorat de soarta exportatorilor; competitivitatea într-o piață unică nu se câștigă prin devalorizări, ci prin inovație, design, livrare la timp, rețele de distribuție, service și garanție, cunoașterea clientelei.

Pe lângă aceste considerente generale, mai pot fi extrase și învățăminte cu caracter tehnic:

- banda de curs largă ($\pm 15\%$) sau îngustă ($\pm 2,25\%$) poate fi apărută numai în măsura în care politicile fiscale și salariale sprijină acest demers;
- este periculos a se lăsa cursul să fluctueze în apropierea marginilor benzii, pentru că aceasta poate genera atacuri speculative;
- în economiile mici și deschise, este foarte dificilă consolidarea dezinflației atunci când are loc o deteriorare a contului curent, datorită importanței canalului cursului de schimb;
- prezintă un risc deosebit de mare liberalizarea deplină a contului de capital înainte ca inflația și dobânzile să fi coborât la niveluri neatractive pentru influxurile de capital speculativ.

Toate acestea pot fi condensate în două recomandări pentru politica monetară:

- perioada de operare în ERM II nu ar trebui să depășească cei doi ani obligatorii, tocmai datorită dificultății de a reconcilia politica valutară cu obiectivul de inflație;

¹ Isărescu, Mugur, *Drumul către euro*, Conferința organizată de Colegiul Academic al Universității Babeș-Bolyai, versiunea actualizată, martie 2007.

- intrarea în ERM II ar trebui să se facă numai atunci când stadiul îndeplinirii criteriilor de convergență (nominală și reală) va fi suficient de avansat; astfel, la sfârșitul celor doi ani, se va putea trece la adoptarea monedei euro.

Planurile de adoptare a monedei unice europene euro par să se îndepărteze pentru România. După ce, în urmă cu câțiva ani, era avansat un calendar pentru anii 2010-2012, acesta a fost devansat pentru perioada 2012-2014. Dar o dată sigură nu poate fi avansată, mai ales că analiștii economici spun că inflația va scădea sub 3% abia în 2010.

Procesul de dezinflație va încetini foarte mult. După ce economia românească a cunoscut reduceri ale ratei anuale a inflației cu circa 20 de puncte procentuale la începutul anilor 2000, scăderea sub pragul de 3% - care indică îndeplinirea unui criteriu de convergență cu zona euro - se va realiza abia în anul 2010.

Adoptarea euro în România este imposibil să se petreacă mai repede de 2012. Chiar s-ar putea amâna câțiva ani, pentru că, deși momentul începerii procesului de adoptare a monedei unice europene este stabilit de autoritățile din România, momentul efectiv al adoptării este totuși stabilit de Comisia Europeană (CE), adică oficialii europeni nu aprobă intrarea unui stat în zona euro decât atunci când sunt convingeți că economia respectivă poate rezista unor șocuri, iar perioada minimă de testare a economiei este de doi ani.

Unul dintre principalele motive pentru care inflația nu va încetini prea repede ține de efectul de convergență reală a prețurilor (efectul Balassa-Samuelson), adică, în anii următori, cel puțin o parte din prețuri vor continua să crească, astfel încât să ajungă la același nivel cu cel din statele Uniunii Europene. Chiar și în ultimul raport asupra inflației, oficialii Băncii Naționale au precizat că, în 2007, unele prețuri se vor majora, iar altele s-ar putea reduce, ca urmare a aderării României la Uniunea Europeană.

Totuși efectele aderării asupra prețurilor se vor resimți pe o perioadă mai lungă de timp. Se estimează că o majorare, în medie, de 2,2%-2,3% a prețurilor bunurilor și serviciilor va proveni numai din integrarea României în Uniunea Europeană (Balassa-Samuelson).

Totodată, trebuie ținut cont de faptul că, în momentul în care se va hotărî trecerea la moneda unică europeană, economia românească va pierde independența politicii monetare, adică deciziile de modificare a dobânzii de intervenție vor fi luate de Banca Centrală Europeană, nu de oficialii Băncii Naționale. Această situație expune economia la riscuri asimetrice. Spre exemplu, statele din zona euro s-ar putea confrunta cu presiuni inflaționiste, ceea ce va determina majorarea dobânzii de politică monetară, încetinind creșterea economică. Dar economia românească ar putea avea nevoie de un nivel mai redus al dobânzii, care să încurajeze dezvoltarea și reducerea decalajului față de celelalte state din zona euro. Totuși, așa cum au demonstrat celelalte state, avantajele adoptării euro sunt mai importante decât

dezavantajele. Unul dintre acestea ține de faptul că, prin adoptarea euro, este eliminat riscul valutar, cu efecte benefice asupra comerțului exterior (circa 70% din exporturile și importurile românești sunt realizate cu state din UE).

Însă, până la adoptarea euro, economia românească trebuie, pe lângă lângă scăderea inflației la 3%, să realizeze reformele structurale necesare convergenței reale la economia europeană.

Adoptarea euro nu este o opțiune pentru statele membre UE, ci o obligație. Singurele țări care au derogare definitivă de la această obligație sunt Marea Britanie și Danemarca. Anul trecut, unii oficiali italieni au cerut chiar organizarea unui referendum pentru renunțarea la euro și reîntoarcerea la lira italiană. În acel moment, economia Italiei intra în recesiune și nu putea fi încurajată printr-o politică monetară independentă. De fapt, aceasta este principala critică adusă monedei unice europene – pierderea independenței monetare.

Isărescu declara în mai 2007 că deficitul bugetar și cel de cont curent pun bețe-n roate adoptării euro. Deși România își menține ținta de adoptare a euro în 2014, ea ar putea intra în zona euro mai devreme, dacă situația economiei românești ar înregistra o evoluție mai bună decât se estimează în prezent, a declarat guvernatorul Bancii Naționale a României, Mugur Isărescu.

Totodată, acesta a afirmat că, în lipsa unor erori politice majore, creșterea economică se va putea menține și după 2010. "Îmi mențin ideea și sper că, fără erori politice majore, această creștere economică să continue și după 2010", a spus Isărescu. Guvernatorul a menționat că țara noastră înregistrează o creștere economică neîntreruptă de aproape opt ani.

Potrivit guvernatorului băncii centrale, există în prezent câteva incertitudini care nu trebuie scăpate din vedere. Astfel, acesta a aratat că deficitul de cont curent și deficitul bugetar sunt două dintre cele mai importante probleme cu care se confruntă România în procesul de aderare la zona euro. "Deficitul de cont curent reprezintă o problemă majoră. De la un anumit punct, trebuie să apăsăm mai mult pe creșterea productivității decât pe salarii", a afirmat Isărescu.

Guvernatorul a aratat că problema dezechilibrului extern trebuie să fie rezolvată prin creșterea de productivitate. "În ceea ce privește deficitul extern, avem și aspecte pozitive. Aproape în totalitate în ultimii ani deficitul a fost acoperit prin investiții străine directe", a mai spus acesta.

Privitor la deficitul bugetar, acesta a fost, în ultimii ani, unul "sănătos", însă nu există semne că această stare se va menține în continuare, a arătat guvernatorul BNR. "Nu suntem siguri, încă, nici de impactul modificărilor previzionate în politica fiscală. Nu avem garanții că politica fiscală sănătoasă va continua", a spus șeful BNR.

Deficitul bugetar programat de autoritățile române este de 2,8% din PIB pentru acest an, însă, conform metodologiei europene, valoarea este de 3,2%

din PIB, peste plafonul de 3% stabilit pentru adoptarea monedei unice europene. Isărescu a subliniat că se bazează totuși pe promisiunea ministrului finanțelor privind nepermiterea creșterii deficitului fiscal peste nivelul fixat.

Guvernatorul a mai aratat că și perioada de stabilizare a inflației la un nivel redus constituie una dintre incertitudini. "În perioada 2008-2010, trebuie să consolidăm inflația scăzută și să facem ajustări de prețuri. Tot există tentația amânării acestor ajustări. Trebuie să vedem și efectul Balassa-Samuelson și e greu să spui câtă inflație îți introduce acesta", a spus Isărescu. În opinia guvernatorului, efectul Balassa-Samuelson ar putea avea o contribuție la creșterea prețurilor de 0,5%. Șeful băncii centrale a mai menționat că în ultima perioadă au existat opinii potrivit cărora creșterea mai lentă a prețurilor a fost determinată fie de avansul deficitului de cont curent, fie de aprecierea leului. Potrivit guvernatorului, curba dezinflaționistă se va aplatiza, pentru că România se apropie de nivelul de creștere a prețurilor din Uniunea Europeană, dar și pentru că există încă presiuni inflaționiste. "Mai sunt încă de făcut corecții ale prețurilor, de exemplu, la gaze naturale. Este o dispută ce se întâmplă cu prețurile gazelor pe plan intern", a mai arătat acesta. Făcând referire la criteriile de la Maastricht, acesta a precizat că datoria publică și cursul de schimb nu constituie inconveniente ale procesului de adoptare a monedei unice europene.

Pentru a nu fi interpretat de piață ca un angajament al autorităților, guvernatorul băncii centrale a refuzat să menționeze un posibil termen pentru intrarea în zona euro înainte de 2014. "România trebuie să mai aibă răbdare și nu putem sări peste etape. Nu e înțelept să te uiți la cifre și să zici că singurul lucru este să apeși pe accelerație", a spus Isărescu, referindu-se la convergența dintre România și Uniunea Europeană.

Între 2007 și 2010, în perioada premergătoare adoptării euro, România trebuie să îndeplinească o serie de condiții. Astfel, ar trebui să aibă loc consolidarea inflației scăzute, formarea pieței interne de capitaluri pe termen lung și convergența ratelor de dobândă. De asemenea, trecerea la euro nu poate avea loc fără stabilitatea relativă a leului pe piață în condiții de convertibilitate deplină, în jurul nivelului de echilibru pe termen lung, a explicat Isărescu.

Momentul exact al intrării leului în sistemul ERM II (Exchange Rate Mechanism - mecanismul cursului de schimb) se va stabili în funcție de progresele în îngustarea decalajelor din economia reală și de îndeplinirea criteriilor de convergență nominală, astfel încât perioada de participare la ERM II să fie cât mai scurtă. Înainte de adoptarea monedei europene, orice țară trebuie mai întâi să intre în mecanismul european al ratei de schimb ERM II, care presupune un interval maxim de variație al monedei naționale față de euro de plus sau minus 15%.

Bancherii și analiștii financiari au opinii diferite în privința ratei de schimb între moneda națională și cea europeană în momentul intrării în ERM II. Unii susțin că este mai bine ca moneda națională să fie "subevaluată" pentru a

stimula competitivitatea externă a economiei, iar alții sunt de părere că piața este cea care trebuie să stabilească rata de schimb.

"Intrarea prematură în ERM II ar putea prelungi perioada de participare la mecanismul cursului de schimb, dar amânarea excesivă ar putea slăbi motivația pentru reforme", a spus guvernatorul băncii centrale. BNR își propune să mențină politica de țintire a inflației cel puțin până la intrarea în ERM II, moment din care banca centrală va trebui să țină seama evoluția cursului de schimb. "După intrarea în ERM II, coexistența țintirii inflației cu țintirea cursului este problematică. Acest lucru s-a întâmplat în Ungaria, dar rezultatele nu au fost foarte bune.

Țintirea inflației va fi menținută, pentru că asigură îndeplinirea graduală a criteriilor de la Maastricht, sprijinind concomitent și procesul de convergență reală", a mai spus Isărescu. Isărescu a respins sugestiile privind adoptarea unui consiliu monetar, spunând că "un consiliu monetar este ca o cameră în care știi când intri, dar nu și când ieși". El a subliniat că, pe de o parte, trebuie să se asigure un echilibru între convergența nominală și cea reală, iar pe de altă parte, Uniunea Europeană nu cere convergență reală, ci nominală.

Din cele trei criterii de la Maastricht, deficitul bugetar și datoria publică corespund cerințelor Tratatului. Domeniul unde trebuie lucrat în viitor este inflația. "Cred că subiectul convergenței la zona euro va deveni în curând plictisitor, atât de mult vom vorbi despre ea", a mai spus Isărescu. Guvernatorul băncii centrale a amintit de declarația recentă a economistului șef al BNR, Valentin Lazea, care spunea că programul de convergență la euro ar putea fi programul de guvernare a României pe următorii cinci-șapte ani.

Isărescu a amintit că România a avut deja un program de șapte ani, cel de integrare europeană, început în anul 2000, iar Programul de adoptare a euro ar fi unul tot de șapte ani, pentru perioada 2007-2014, care ar trebui să se încheie cu adoptarea monedei unice europene. "Nu trebuie însă să ne grăbim cu intrarea în ERM II și nici o politică de scădere forțată a inflației (prin dobânzi mici) nu este una fericită", a mai spus Isărescu.

El a dat exemplul cazului Lituaniei, care a fost respinsă anul acesta de la intrarea în zona euro, deoarece experții băncii centrale europene au considerat că inflația mică înregistrată de țară în această perioadă ar putea reveni la niveluri mai mari din cauza prețurilor administrate și a efectului Balassa-Samuelson.

Efectul Balassa-Samuelson exprimă tendința din țările cu productivitate mai mare în sectorul bunurilor comercializabile comparativ cu sectorul bunurilor necomercializabile de a înregistra niveluri mai ridicate ale inflației și apreciere reală a monedei naționale.

Concret, țările cu diferențe mai mari de productivitate între cele două sectoare au rate ale inflației mai mari. Din acest motiv, nivelul general al prețurilor crește, de regulă, mai rapid în țările în tranziție decât în statele dezvoltate, conducând la o apreciere în termeni reali a cursului de schimb.

"Bătălia cu inflația nu s-a terminat, iar investițiile mari, care vor veni, vor crea presiuni suplimentare asupra inflației în România. Se vor cheltui sume imense. Numai pentru infrastructură e nevoie de circa 30 miliarde euro și tot atât vor costa și investițiile legate de mediu, la care se adaugă cele pentru învățământ și sănătate", a mai precizat guvernatorul BNR.

Anexa 3.1

Rezultatele aplicării testului Dickey-Fuller

a) România

Variabilele	Ordin de integrare	T statistic*	Probabilitate	Valoare critică	Nivel de semnificație
Log_gdp	I(1)	-5,307893	0,0000	-2,644302	1%
Log(hipc)	I(1)	-2,815575	0,0064	-2,641672	1%
Log_rr	I(1)	-5,993677	0,0000	-2,639210	1%
Log_ex	I(1)	-4,265776	0,001	-2,639210	1%
Log_m2	I(1)	-2,595061	0,0112	-2,641672	5%

* Pentru două lag-uri și fără constantă.

b) Ungaria

Variabilele	Ordin de integrare	T statistic*	Probabilitate	Valoare critică	Nivel de semnificație
Log_gdp	I(1)	-1,826239	0,0651	-2,644302	1%
Log(hipc)**	I(1)	-3,210624	0,0286	-2,957110	5%
Log_rr	I(1)	-4,767023	0,0000	-2,639210	1%
Log_ex	I(1)	-4,126339	0,002	-2,2639210	1%
Log_m2	I(1)	-7,477824	0,0000	-3,724070	1%

* Pentru două lag-uri și fără constantă.

** Cu constantă.

Anexa 3.2

Rezultatele testului de stabilitate a modelului

a) România

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: LOG(GDP_ROSA) LOG(HIPC_ROSA(-2))

LOG(EX_ROSA/EX_ROSA(-1)) LOG(REF_ROSA) LOG(M2_ROSA)

Exogenous variables: C

Lag specification: 1 2

Root	Modulus
0.993414	0.993414
-0.876440	0.876440
0.814294	0.814294
0.092235 + 0.650529i	0.657035
0.092235 - 0.650529i	0.657035
0.388266 - 0.412733i	0.566656
0.388266 + 0.412733i	0.566656
0.434945	0.434945
-0.231047 + 0.357628i	0.425770
-0.231047 - 0.357628i	0.425770

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

b) Ungaria

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: LOG(GDP_HUSA) LOG(HIPC_HUSA(-1))

LOG(EX_HUSA/EX_HUSA(-1)) LOG(REF_HUSA) LOG(M2_HUSA)

Exogenous variables: C

Lag specification: 1 2

Root	Modulus
0.971405	0.971405
0.704434 + 0.489202i	0.857640
0.704434 - 0.489202i	0.857640
0.773946 - 0.279466i	0.822857
0.773946 + 0.279466i	0.822857
-0.702595 + 0.256834i	0.748066
-0.702595 - 0.256834i	0.748066
-0.292231 + 0.586932i	0.655659
-0.292231 - 0.586932i	0.655659
-0.045018	0.045018

Anexa 3.3

Rezultatele testului de normalitate a erorilor

a) România

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

Sample: 1999:1 2007:2

Included observations: 29

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.047494	0.010902	1	0.9168
2	0.457354	1.011002	1	0.3147
3	-0.146183	0.103286	1	0.7479
4	0.032310	0.005046	1	0.9434
5	-0.494424	1.181531	1	0.2770
Joint		2.311767	5	0.8045

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.069700	4.502320	1	0.0338
2	1.545353	2.556832	1	0.1098
3	0.788678	5.908682	1	0.0151
4	1.354425	3.272065	1	0.0705
5	1.865864	1.554236	1	0.2125
Joint		17.79413	5	0.0032

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.513222	2	0.1047
2	3.567835	2	0.1680
3	6.011968	2	0.0495
4	3.277111	2	0.1943
5	2.735767	2	0.2546
Joint	20.10590	10	0.0283

b) Ungaria

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

H0: residuals are multivariate normal

Sample: 1999:1 2007:2

Included observations: 24

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.448356	0.804093	1	0.3699
2	0.227626	0.207254	1	0.6489
3	0.128699	0.066254	1	0.7969
4	-0.049102	0.009644	1	0.9218
5	0.246613	0.243272	1	0.6219
Joint		1.330516	5	0.9318

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.366634	2.667883	1	0.1024
2	1.126975	3.508224	1	0.0611
3	0.909370	4.370736	1	0.0366
4	0.703147	5.275535	1	0.0216
5	0.726568	5.168492	1	0.0230
Joint		20.99087	5	0.0008

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.471976	2	0.1762
2	3.715478	2	0.1560
3	4.436989	2	0.1088
4	5.285179	2	0.0712
5	5.411764	2	0.0668
Joint	22.32139	10	0.0135

Anexa 3.4

Principalii indicatori macroeconomici

		Republica Cehă (1998)	Polonia (1999)	Ungaria (2001)
PIB real^a variație față de anul anterior, %	1997	-0,8	6,8	4,6
	1998	-1,0	4,8	4,9
	1999	0,5	4,1	4,2
	2000	3,3	4,0	5,2
	2001	3,1	1,0	3,8
	2002	2,0	1,4	3,3
Rata inflației^b	medie anuală, %	1997	8,5	14,9
		1998	10,7	11,8
		1999	2,1	7,3
		2000	3,9	10,1
		2001	4,7	5,5
		2002	1,8	1,9
		2003	0,1	0,8
	dec./dec., %	1997	10,0	13,2
		1998	6,8	8,6
		1999	2,5	9,8
		2000	4,0	8,5
		2001	4,1	3,6
		2002	0,6	0,8
		2003	1,0	1,7
Sold cont curent^c / PIB, %	1997	-6,7	-3,0	-1,4
	1998	-2,2	-4,3	-4,7
	1999	-2,7	-7,5	-5,1
	2000	-5,3	-6,1	-6,2
	2001	-5,7	-3,9	-3,4
	2002	-6,4	-3,5	-3,9
Deficit fiscal / PIB, %	metodologie FMI/GFS ^d	1997	-1,2 [-1,4]	-4,8
		1998	-1,5 [-1,4]	-4,8
		1999	-0,6 [-2,4]	-3,7
		2000	-3,1 [-3,4]	-3,6
		2001	-2,4 [-2,8]	-3,0
		2002	-0,5 [-3,9]	-9,5
		2003e	-5,6 [-4,5]	-5,5
		2004p	-5,5 [-5,2]	-4,6
	metodologie ESA95 ^e	1998	-4,5	-2,3
		1999	-3,7	-2,0
		2000	-4,0	-2,5
		2001	-5,8	-3,1
		2002	-7,1	-3,9
		2003	-9,2	-9,2

() anul trecerii la țintirea directă a inflației

[] exclusiv venituri din privatizare și subvenții aferente operațiunilor cvasifiscale

e - estimare

p - prognoză

Sursa:

^a Cehia și Ungaria: *website* -urile oficiilor naționale de statistică;
Polonia: *EBRD - Transition Report, 2003*

^b *website* -urile oficiilor naționale de statistică

^c *website* -urile băncilor centrale

^d Cehia: *website* -ul Ministerului Finanțelor;
Polonia: *IMF - 2003 Article IV Consultation - Staff Report*, iunie 2003;
Ungaria: *IMF - Selected issues and Statistical Appendix*, iunie 2002;
IMF - 2003 Article IV Consultation - Staff Report, mai 2003.

^e 1998: *European Commission - Comprehensive monitoring report on Czech Republic's preparations for membership, 2003*
European Commission - Comprehensive monitoring report on Hungary's preparations for membership, 2003
European Commission - Comprehensive monitoring report on Poland's preparations for membership, 2003
1999-2002: *European Commission - Autumn 2003 Economic Forecasts*

Anexa 3.5

Ponderea deficitului de cont curent și a datoriei publice în PIB (%)

Current Account(% of GDP)	Czech Republic	Hungary	Poland	Romania	Slovakia ^{4a}
2003	-6.2	-8.7	-2.2	-6.2	-0.9
2004	-5.2	-8.9	-4.3	-7.6	-3.6
2005	-2.1	-6.2	-1.7	-9.1	-8.7
2006*	-2.9	-7.3	-2.1	-10.6	-6.4
2007 [§]	-2.0	-6.3	-1.9	-8.8	-3.9
2008 [§]	-2.0	-5.6	-1.5	-8.5	-3.3

*-estimated, §-forecast.

Public debt (% of GDP)	Czech Republic	Hungary ^{2c}	Poland ^{3c}	Romania	Slovakia
2003	27.7	59.1	50.1	24.4	42.6
2004	27.8	60.7	48.8	23.7	41.6
2005	28.4	59.9	52.3	20.5	34.5
2006*	28.9	59.9	54.4	21.0	38.4
2007 [§]	29.8	59.9	56.7	22.5	37.8
2008 [§]	29.9	59.9	57.1	23.1	37.9

Rata șomajului și ponderea deficitului bugetar în PIB (%)

Unemployment Rate (%)	Czech Republic	Hungary	Poland	Romania	Slovakia
2003	7.8	5.9	20.0	7.2	17.5
2004	8.3	6.2	19.1	6.2	18.1
2005	8.0	7.3	17.7	5.9	16.2
2006*	7.3	7.5	14.3	5.2	13.5
2007 [§]	6.8	7.7	12.6	5.1	12.2
2008 [§]	6.3	7.6	11.3	4.9	11.7

Government Balance (% of GDP)	Czech Republic	Hungary	Poland	Romania	Slovakia ^{4c}
2003	-6.0	-7.2	-5.9	-2.4	-3.7
2004	-4.0	-5.4	-6.1	-1.2	-4.3
2005	-3.6	-7.8	-4.3	-0.8	-3.1
2006*	-3.7	-10.1	-4.1	-1.7	-3.7
2007 [§]	-4.1	-6.9	-3.8	-2.8	-2.7
2008 [§]	-4.3	-6.7	-3.6	-3.0	-2.2

Sursa: Rapoartele de țară ale FMI, *OECD Country Economic Surveys*.

Bibliografie

- Back'e, P.; Thimann, Ch. (2004, February), "The acceding countries' strategies towards ERM II and the adoption of the Euro: analytical review", în *Occasional Paper Series*, No. 10, European Central Bank (ECB staff team preparing this report also includes: Arratibel, O.; Calvo-Gonzalez, O.; Mehrl, A.; Nerlich, C.).
- Banca Centrală a Franței (2006), "L'environnement et la mise en oeuvre de la politique monétaire", în *Rapport annuel*, Exercice 2006.
- Banca Centrală a Ungariei (2006), *Analysis of the convergence process*, decembrie.
- Bayoumi, T. și Eichengreen, B. (1997), "Ever closer to heaven? An optimum-currency-area index of European countries", în *European Economic Review*, 41(3–5), p. 761–770.
- Bernake, B. (1986), "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", *Carnegie-Rochester Conferences Series in Public Policy*, 25, p. 49-100.
- Bernanke, Ben; Laubach S.; Mishkin, Thomas; Frederic, S. și Posen, Adam S. (1999), *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princetown, NJ, Princetown University Press.
- Bertola, G. și Boeri, T. (2002), "EMU Labour Markets Two Years on: Microeconomic Tensions and Institutional Evolution", în M. Buti and A. Sapir (eds): *EMU and Economic Policy in Europe*, Cheltenham, Edward Elgar.
- Blanchard, O.; Quah, D. (1989), "The Dynamic Effects of the Aggregate Demand and Supply Disturbances", în *American Economic Review*, 79, p. 655-673.
- Boțel, C. (2002), "Cauzele inflației în România, iunie 1997-august 2001. Analiză bazată pe vectorul autoregresiv structural", în *Caiete de studii* nr.11, p. 1-58, Banca Națională a României.
- Brada, J.C. și Kutan, A.M. (1999), "The End of Moderate Inflation in Three Transition Economies?", în *Working Paper* 99-003A, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Breuss, F.; Finka, G.; Haiss P. (2004), "How well prepared are the New Member States for the European Monetary Union?" în *Journal of Policy Modeling*, 26 p. 769–791, North-Holland.
- Buiter, W.; Grafe, C. (2002), *Anchor, Float or Abandon Ship: Exchange Rate Regimes for Accession Countries*, www.repec.org.
- Buiter, W.H. (2004), *To purgatory and beyond*, Paper Presented at the Conference on Challenges for Central Banks in an Enlarged EMU, p. 20–21.

-
- Calvo, Guillermo (1983), „Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12: 383-398.
- Carlstrom, C. și Fuerst, T.S. (2002), “Monetary Policy Rules and Stability: Inflation Targeting versus Price Level Targeting”, *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland, Feb.
- Cerna, S. (2006), *România și UE*, prezentare la Facultatea de Științe Economice, Universitatea de Vest, Timișoara.
- Chari, V.; Patrick, Kehoe și McGrattan, Ellen (1996), *Sticky Price Models of the Business Cycle: Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem?*.
- Ciupagea, C.; Atanasiu, I.; Câmpeanu, V.; Țurlea, G. (2006), „Analiza și evaluarea evoluțiilor în plan economic, social, legislativ și instituțional în cazul noilor state membre ale Uniunii Europene”, *Studii de Impact III*, nr. 9, Institutul European din România, www.ier.ro.
- Clarida, Richard; Gali, Jordi și Gertler, Mark (1999), „The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective”, *Journal of Economic Literature*, 37 (4), 1661-1707.
- Codîrlașu, A.; Chideșciuc, Al. (2004), *Estimarea efectului Balassa-Samuelson în România (în perioada 1995-2003)*, lucrare prezentată la Conferința „Tinerii economiști”, organizată de BNR, septembrie 2004, studiu disponibil pe www.bnro.ro.
- David, C. (2006), *Analiza statistică a eforturilor și efectelor aderării României la UE*, Teză de doctorat ASE, Cibernetică și Statistică Economică, disponibilă pe site-ul www.biblioteca.ase.ro.
- Dăianu D.; Lungu L. (2007), „Inflation Targeting, between Rhetoric and Reality. The Case of Transition Economies”, *The European Journal of Comparative Economics*, Vol. 4, No. 1.
- Dăianu, D.; Lungu, L. și Vranceanu, R. (2004), “Romania’s monetary institutions and policy: meeting the EU challenge”, *Pre-accession impact study*, 2, The European Institute of Romania.
- Dinu M.; Socol C. (2006), *România în Uniunea Europeană: Potențialul de convergență. O schiță a ieșirii din periferie*, AGER, București.
- Dinu, M.; Socol, C.; Marinaș, M. (2005), *Mecanisme de convergență și coeziune*, Editura Economică, București.
- Dinu, M.; Socol, C.; Marinaș, M. (2005), *Modelul european de integrare*, Editura Economică, București.
- Dinu, M.; Socol, C.; Niculescu, A. (2005), *Economia României. O viziune asupra tranziției postcomuniste*, Editura Economică, București.
- Dinu, M.; Socol, C.; Niculescu, A. (2006), *Fundamentarea și coordonarea politicilor economice în Uniunea Europeană*, Editura Economică, București.

- Disyatat, P. și Galati, G. (2005), "The Effectiveness of Foreign Exchange Intervention in Emerging Market Countries: Evidence from the Czech Koruna", *BIS Working Papers*, 172.
- Doan, T.; Litterman R. și Sims, C. (1984), "Forecasting and Conditional Projections Using Realistic Prior Distributions", în *Econometric Reviews*, 3 (1), p. 1-100.
- Duenwald, C.; Gueorguiev N.; Schaeter, A. (2005), "Too Much of a Good Thing? Credit Booms in Transition Economies: The Cases of Bulgaria, Romania, and Ukraine", *IMF Working Paper*, 05/128, Washington, International Monetary Fund.
- Dumitru, I. (2006), *Politica monetară a BNR în procesul dezinflației din perspectiva integrării europene*, Teză de doctorat ASE, Finanțe, disponibilă pe site-ul www.biblioteca.ase.ro.
- Duval, R. și Elmeskov, J. (2005), "The Effects of EMU on Structural Reforms in Labour and Product Markets", în *OECD Working Paper* (Economics Department), No. 438.
- ECOFIN (2000, November 7), *Exchange-rate strategies for accession countries*, Council Conclusions following the 2310st Council Meeting, Brussels, în press release 12925/00.
- European Central Bank (2000, February), "The Euro System and the EU Enlargement Process", *ECB Monthly Bulletin* (Frankfurt), 39-51. 790.
- European Central Bank (2004), *The Monetary Policy of ECB*.
- European Central Bank (2004, February), "The Acceding Countries' Economies on the Threshold of European Union", în *ECB Monthly Bulletin* (Frankfurt), 45-56.
- European Commission (2001), *Real Convergence in Candidate Countries – Past, Performance and Scenarios in the Pre-Accession Economic Programmes*, Directorate General for Economic and Financial Affairs.
- European Commission (2001, February), "Exchange rate aspects of enlargement", în *Economic Reform Monitor*, No. 1. Brussels, European Economy, Supplement C.
- Fraga, Arminio; Goldfajn, Ilan și Minella, André (2003), "Inflation targeting in emerging market economies", *NBER Working Paper*, 10019.
- Fuhrer, J. (2000), "Optimal monetary policy in a model with habit formation", *American Economic Review*, 90 (3): 367-390.
- Fuhrer, Jeffrey și Moore, George (1995), "Inflation Persistence", *Quarterly Journal of Economics*, 440, 127-159.
- Gali, Jordi (2002), "New Perspectives on Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle", *NBER Working Paper*, 8767.

-
- Gerlach, S.; Svensson, Leo (2003), "Money and inflation in the euro area: a case for monetary indicators?", *Journal of Monetary Economics*, 50, 1649-1672.
- Halpern, L.; Wyplosz, C. (2002), "Catching-Up: The Role of Demand, Supply and Regulated Price Effects on Real Exchange Rates for Four Accession Countries", *ONB Focus on Transition*, Vol. 2.
- Hilbers, P.; Otker-Robe, I.; Pazarbasioglu, C.; Johnsen, G. (2005), "Assessing and Managing Rapid Credit Growth and the Role of Supervisory and Prudential Policies", *IMF Working Paper*, 05/151.
- IMF Country Report, *Czech Republic*, No. 04/266, August 2004, www.imf.org.
- IMF Country Report, *Hungary*, No. 04/145, April 2004, www.imf.org.
- IMF Country Report, *Poland*, No. 04/217, July 2004, www.imf.org.
- IMF WEO (September 2005), Chapter 4, *Does Inflation Targeting Work in Emerging Markets?*
- Iorga, E.; Salater, W.; Pitulea, G.; Cazacu, C.; Oancea, C. (2004), „Țintirea directă a inflației în Republica Cehă, Polonia și Ungaria. Implementare și performanțe”, *Studii și analize*, BNR.
- Isărescu, M. (2005), *Obiectivele pe termen mediu ale politicii monetare și cursului de schimb*, prezentarea Programului economic de preaderare, ediția 2005, București, 20 iulie.
- Isărescu, M. (2006), *Convergența la zona euro*, prezentare susținută la Forumul Bancar Român, București, 27 noiembrie.
- Isărescu, M. (2007), *Drumul către euro*, Conferința organizată de Colegiul Academic al Universității Babeș-Bolyai, versiunea actualizată martie 2007.
- Isărescu, M. (2007), *Globalizare și integrare europeană. Cazul României*, prezentare la Colegiul Național de Apărare, București, 15 martie.
- Isărescu, M. (2007), *România: Drumul către euro*, prezentare la Conferința organizată de Colegiul Academic al Universității „Babeș Bolyai” în 2004, versiune actualizată.
- Isărescu, M. (2007), *Trecerea la zona euro*, prezentare susținută la Forumul Financiar Sud-Est-European, București, 17 mai.
- Isărescu, M. (2005), *Politica monetară a băncii centrale și băncile comerciale*, prezentare susținută la Forumul Bancar Finmedia, București, 3 noiembrie.
- Jankovics, L. (2003), *Roadmap for the Adoption of the Euro in Hungary: Dangers and Opportunities*, lucrare prezentată la conferința cu tema "Institutional and Policy Diversity – Its Role in Economic Development", Debrecen, Ungaria.

- Jonas, J.; Mishkin F. (2003), „Inflation Targeting in Transition Countries: Experience and Prospects”, *NBER Working Paper Series*, W.P., No. 9667.
- Juillard, Michel (1996), “Dynare: A Program for the Resolution and Simulation on Dynamic Models with Forward Variables through the Use of a Relaxation Algorithm,” *CEPREMAP Working Paper*, 9602, CEPREMAP Paris.
- Justice, G.; Paliu, A. (2006), *Perspective ale convergenței reale*, disponibil pe www.fmi.ro.
- Kemme, David M. și Gavin, William T. (2004), *Measuring the Monetary Transmission Mechanism in Transition Economies*, Paper presented to the 8-th EACES Conference in Belgrade, September 2004.
- Kydland, F. și Prescott, E. (1982), “Time to build and aggregate fluctuations”, *Econometrica*, 50, 1345, 70.
- Leiner-Killinger, N.; López Pérez, V.; Stiegert, R. și Vitale, G. (2007), “Structural Reforms in EMU and the Role of Monetary Policy. A Survey of the Literature”, în *Occasional Paper Series*, No. 66, European Central Bank.
- Manchev, T.; Karavastev, M. (2005), „Economic and Monetary Union on the Horizon”, în *Discussion Papers*, 50/2005, Bulgarian National Bank.
- Marinaș, M.C. (2006), “Analiza corelației dintre convergența nominală și convergența reală. Cazul României”, *Economie teoretică și aplicată*, București.
- Marinaș, M.C. (2007), *Convergența economică în UE*, Teză de doctorat ASE, disponibilă pe site-ul www.biblioteca.ase.ro.
- McCallum, Bennett și Nelson, Edward (1999), „An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 31 (3): 296-313.
- Mishkin, F.S. și Hebbel, Schmidt K. (2006), „Does Inflation Targeting Make Difference”, în *Working Paper Series*, 13, Banca Națională a Cehiei.
- Mishkin, F.S. și Posen, A.S. (1997), “Inflation Targeting: Lessons from Four Countries,” în *Economic Policy Review*, 3(3), 9–110, Federal Reserve Bank of New York.
- Mishkin, Frederic S.; Schmidt-Hebbel, Klaus (2001), “One decade of inflation targeting in the world: what do we know and what do we need to know?” *NBER Working Paper*, 8397.
- Mourmouras, I.; Arghyrou, G. (1999), “Monetary Policy at the European Periphery: Greek Experience and Lessons from Transition Economies”, *CERT Discussion Paper*, 99/10.

-
- Mundell, R.A. (1961), "A theory of optimum currency areas", în *The American Economic Review*, 51,509–517.
- Mundell, R.A. (1973a), "Uncommon arguments for common currencies", în H. Johnson, G. & K. Swoboolala, A. (Eds.), *The economics of common currencies* (p. 114–132), Allen and Unwin.
- Mundell, R.A. (2000), "Exchange rate arrangements in Central and Eastern Europe", în Arndt, S.; Handler, H. & Salvatore, D. (Eds.), *Eastern enlargement: The sooner, the better?* (p. 158–165), Austrian Ministry of Economic Affairs and Labour, Economic Policy Section, European Academy of Excellence.
- Neumann, M.J.M. și Hagen von J. (2002), *Does Inflation Targeting Matter?* Federal Reserve Bank of St. Louis Review (July/August), 127-48.
- Padoa-Schioppa, T. (2004), *The Pre-accession Phase: a resume of the Past Years of Co-operation and Policy Dialogue*, prezentare la Seminarul asupra procesului de aderare, Paris.
- Papadia, F. (2004), *Discurs introductiv la Sesiunea "Monetary and Exchange Rate Policies and the Practical Functioning of the ERM II"*, Seminarul asupra procesului de aderare, Paris.
- Peersman, G. și Smets, F. (2001), "The monetary transmission mechanism in the euro area", *ECB Working Paper*, 91, December.
- Rabanal, Pau și Rubio-Ramírez, Juan F. (2003a), "Comparing New Keynesian Models of the Business Cycle: A Bayesian Approach", *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper*, 2001, 22a.
- Rabanal, Pau și Rubio-Ramírez, Juan Francisco (2003b), "Comparing New Keynesians Models in the Euro Area: A Bayesian Approach," *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper*, 2003, 30.
- Sims, C. (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" în *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 10(1), pp. 2-16.
- Socol, C.; Niculescu, A. (2005), "Dilemele aderării României la UEM", *Economie teoretică și aplicată*, București.
- Stone, Mark (2003), "Inflation Targeting Lite", *IMF Working Paper*, WP/03/12.
- Svensson, Lars (2000), "The first year of the Eurosystem: inflation targeting or not", *NBER Working Paper*, 7598.
- Szapary, G. (2002), *Is Maastricht Too Much for the Candidate Countries?*, prezentare la Masa Rotundă "Euro 50 Group", Bruxelles.
- Taylor, John (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39: 195-214.
- Truman, Edwin M. (2003), *Inflation Targeting in the World Economy*, Washington DC, Institute for International Economics.

-
- Ungureanu, G. (2006), *Politica monetară în perioada tranziției la economia de piață. Studiu pe exemplul României*, Teză de doctorat ASE, disponibilă pe site-ul www.biblioteca.ase.ro.
- Walsh, Carl (2003), *Monetary Theory and Policy*, MIT Press.
- Woodford, M. (1999), "Optimal monetary policy inertia", *NBER Working Paper Series*, 7261.
- Woodford, Michael (2000), *Pitfalls of Forward Looking Monetary Policy*" Princeton, mimeo.
- Wyplosz, C. (2002), *The Path to the Euro for Enlargement Countries*, Briefing Notes to the Committee for Economic Affairs of the European Parliament.
- Zanghieri, P. (2004), *Current Account Dynamics in New EU Members: Sustainability and Policy Issues*, CEPII, No. 2004.
- *** *CEE Report*, No. 1/2006, Bank Austria Creditanstalt.
- *** (1998) *Medium-Term Strategy of Monetary Policy (1999-2003)*, Warsaw, September, National Bank of Poland, Department of Information and Public Relations, NBP Printshop.
- *** (1999) *Inflation targeting in transition economies: The case of Czech Republic*, Czech National Bank, Publications și Monetary and Exchange Affairs Department of the IMF, Washington DC.
- *** (2003) *Monetary Policy Strategy beyond 2003*, Warsaw, National Bank of Poland, Department of Information and Public Relations, NBP Printshop.
- *** BCE (2007) *Annual Report*, 2006, BCE Publication.
- *** *Cadrul macroeconomic al politicii economice*, Capitolul 2, „Programul economic de preaderare”, Comisia Națională de Prognoză, 2005.
- *** *Catching-up, growth and convergence of the new member states*, Comisia Europeană, martie 2005.
- *** *Raport asupra guvernării. Raport de analiză și prognoză*, Societatea Academică Română, septembrie 2005.
- *** *Strategia postaderare a României*, București, 2007.

Capitolul 4

MODELE DE DEZVOLTARE SECTORIALĂ¹

Autori: Dr. Cornelia Scutaru-Ungureanu
Ionel Florescu
Dr. Cristian Stănică

În acest capitol se identifică principalele corelații dintre indicatorii ce caracterizează sectoarele economice², în scopul de a evalua politicile necesare dezvoltării sectoarelor. Se iau în considerare evoluțiile din perioada de tranziție și resursele care pot fi identificate la nivel de sector. În faza I (2005) a fost prezentată metodologia și baza de date utilizată; în faza a II-a (2006) a fost prezentată o analiză a evoluției principalilor indicatori în perioada de tranziție; în faza a III-a (2007) prezentăm două tipuri de modele ale dezvoltării sectoriale: un model tip pool-estimation, care grupează cele trei sectoare în scopul de a pune în evidență existența unui pattern comun de evoluție; modele bazate pe corelații între principalii indicatori ai tabelelor input-output, care completează modelul, cu scopul de a îngloba cât mai multe din corelațiile existente. În faza a IV-a (2008), pe baza acestui model, se vor evalua politicile necesare pentru dezvoltarea sectoarelor în cadrul unei strategii de dezvoltare durabilă.

4.1. Introducere

O strategie durabilă pentru dezvoltarea principalelor sectoare economice trebuie să definească clar prioritățile acestora și să țină seama de necesitatea unor politici coerente de dezvoltare pe termen mediu și lung ale celor trei sectoare. Dezvoltarea durabilă implică însă toate aspectele vieții sociale, inclusiv voința politică la nivel central și participarea locală, la nivel microeconomic, a agenților economici. Este momentul să delimităm cadrul în care vom lucra: ne situăm la nivel macroeconomic, iar instrumentul nostru de lucru este limitat la informațiile cuprinse în tabelele input-output și la cele pe care le putem extrage din analizele econometrice. Nivelul de agregare este maxim (cele trei sectoare definite mai sus), dar informațiile sunt prelucrate plecând de la nivelul minim de agregare: 105 ramuri. După ce anul trecut am analizat domeniile și punctele critice ale evoluției sectoarelor în perioada de

¹ Lucrare elaborată în cadrul proiectului de excelență *Dezvoltarea durabilă a României în context european și mondial*, DDRCEM, faza 2007.

² Sectorul primar: agricultură (și ramuri legate), industria extractivă și ramuri energetice; sectorul secundar: industria prelucrătoare și construcții; sectorul terțiar: comerț și servicii.

tranziție (v. nota de mai jos), anul acesta ne propunem să identificăm: a) dacă a existat, în această perioadă, un pattern comun de evoluție al celor trei sectoare și în ce domenii; în cazul în care se constată că evoluțiile celor trei sectoare au fost disjuncte, e clar că o strategie de dezvoltare durabilă trebuie să pună accentul pe coerența politicilor economice; b) care sunt principalele corelații dintre indicatorii ce caracterizează din punct de vedere economic evoluția celor trei sectoare.

Obiectivul lucrării: Utilizarea tabelelor input-output și a analizei econometrice de tip panel pentru **modelarea comportamentului pe sectoare (2007)**; dacă există, vor fi identificate tiparele evoluției în perioada de tranziție. Întrucât dimensiunea seriilor de date a ajuns la limita la care este permisă construirea unor ecuații econometrice, vor fi estimate principalele corelații între indicatorii tabelelor input-output. Aceste corelații sunt utilizate pentru analiză și pentru construirea modelului. Modelul astfel elaborat va sta la baza scenariilor pentru simularea politicilor de dezvoltare a sectoarelor economice, care vor fi discutate în ultima fază a proiectului.

Evoluția către o economie durabilă este condiționată de dezvoltarea mediului economic intern prin politici macroeconomice adecvate, care țin seama și de evoluția mediului ecologic, ca și a celui social. Perspectivile sectoriale sunt marcate de domenii critice asupra cărora trebuie să se focalizeze atenția decidenților, pentru a putea identifica politicile sectoriale și macroeconomice necesare.

O primă evaluare a disparităților din economia românească de tranziție a fost făcută în lucrarea: *Modelarea proceselor de clusterizare în domeniul economic. Schimbări structurale în economia românească de tranziție*¹ (autori: Cornelia Scutaru, Ionel Florescu, 2004) al cărei obiectiv a fost de a analiza schimbările structurale petrecute pe ramuri în economia românească între 1989 și 1999, ca urmare a proceselor de tranziție. În martie 2004 a fost prezentată la colocviul internațional „3-ème Journée d'étude du LAME: Les transformations du capitalisme contemporain: faits et théories. Etat des lieux et perspectives”, Univ. Reims – France comunicarea: *Transition to the market economy or the crisis of capitalism under construction. The case of Romania*, autori: Cornelia Scutaru, Ionel Florescu, în care se ridică problema modului în care tranziția la economia de piață a afectat structura economică în România. Concluziile studiului menționat semnalează principalele schimbări petrecute în economia românească după 1989. **Studiul ajunge la concluzia necesității schimbării politicilor economice în domeniul comerțului exterior, al fiscalității, al utilizării resurselor financiare, al cercetării-dezvoltării.**

¹ Lucrarea a fost elaborată în cadrul planului de creștere al Institutului de Prognoză Economică al Academiei Române. Sinteza lucrării a apărut în *Romanian Journal of Economic Forecasting*, nr. 2/2004.

Lucrarea *Analiza dezvoltării sectoriale*¹ pune în evidență domeniile critice care au apărut în evoluția pe sectoare a economiei românești în perioada de tranziție. *Disparitățile* (domeniile critice) din economia românească de tranziție constituie priorități în restructurarea producției. Studiul pune în evidență domeniile critice din evoluția celor trei sectoare. Pe scurt, concluziile se referă la scăderea eficienței procesului de producție, fenomen care se manifestă în activitatea tuturor sectoarelor, și deteriorarea balanței comerțului exterior, în condiții specifice evoluțiilor celor trei sectoare:

- declinul sectorului primar² (agricultură și ramuri legate, industria extractivă și ramuri energetice);
- îmbunătățirea rezultatelor activității sectorului secundar³ (industria prelucrătoare și construcții) în ceea ce privește producția și poziția în cadrul economiei;
- o relativă îmbunătățire a activității sectorului terțiar⁴: comerț și servicii, în ceea ce privește producția și poziția în cadrul economiei; distribuția neomogenă a utilizării serviciilor indică necesitatea adoptării unor noi politici în domeniu.

¹ Elaborată în cadrul proiectului de excelență *Dezvoltarea durabilă a României în context european și mondial*, DDRCEM, faza 2006, a fost publicată în volumul: *Analize privind factorii dezvoltării durabile pe termen foarte lung*, Editura Expert, ISBN 973-7885-65-1, ISBN 978-973-7885-65-4, 2006.

² Acesta se manifestă atât din punct de vedere al producției (nivelul producției, consumuri intermediare, valoarea adăugată brută), cât și din punct de vedere al poziției sale în cadrul economiei (resurse, utilizări, inclusiv exportul). Consumurile intermediare primite de sectorul primar au o evoluție pe un trend constant (la o producție în scădere, acest lucru indică o **scădere a eficienței procesului de producție**); creșterea autoconsumului și scăderea ponderii utilizării serviciilor pot constitui **domenii critice** în evoluția sectorului primar. În sectorul primar, politicile de subvenții la producător au avut **evoluții incoerente** în decursul tranziției; deși s-a încercat eliminarea lor, ultimii ani indică o nouă tendință de creștere a acestora, ceea ce constituie un alt **domeniu critic** al politicii sectoriale. Deși trendul soldului comercial indică o ameliorare, există în ultimii 4 ani un deficit în balanța comercială a sectorului.

³ Sectorul secundar este un sector cu evoluție ușor crescătoare în ceea ce privește producția și poziția sa în cadrul economiei (totuși, valoarea adăugată brută are un trend descrescător). Posibile **domenii critice**: creșterea rapidă a importurilor și deteriorarea soldului balanței comerciale; deteriorarea raportului producție/consumuri intermediare primite, ca și nivelul în creștere al acestora, care indică o **scădere a eficienței procesului de producție**; creșterea autoconsumului; scăderea consumului oferit de sectorul primar.

⁴ Sectorul servicii este un sector cu evoluție crescătoare relativ la celelalte sectoare, atât din punct de vedere al producției (nivelul producției, consumuri intermediare, valoarea adăugată brută), cât și din punct de vedere al poziției sale în cadrul economiei (în special în evoluția ponderii resurselor, deoarece există o evoluție stagnantă a utilizării serviciilor). Posibile domenii critice: o distribuție neomogenă a utilizării serviciilor, a căror pondere se înscrie pe un trend crescător numai în ceea ce privește

4.2. Demers metodologic

Informațiile cuprinse în tabelele input-output (105 ramuri, perioada 1989-2004) au fost agregate pe trei sectoare (structura sectoarelor pentru cele 105 ramuri este prezentată în anexa 4.1):

- **sectorul primar:** agricultură (și ramuri legate), industria extractivă și ramuri energetice;
- **sectorul secundar:** industria prelucrătoare și construcții;
- **sectorul terțiar:** comerț și servicii.

Au fost evaluați și analizați¹ un număr de 24 de indicatori considerați relevanți pentru evoluția economiei românești. Pentru comparabilitate, indicatorii au fost evaluați în prețuri constante 2003. Indicatorii analizați sunt:

- indicatori privind **resursele**: producția distribuită, importul, impozite (ICM, respectiv TVA, adaos comercial, taxe vamale), subvenții, total resurse;
- indicatori privind **consumurile intermediare**: consumuri intermediare primite de către sectoarele primar, secundar, terțiar de la celelalte sectoare;
- indicatori privind **utilizările**: consum final total (consumul populației, consumul administrației publice și private), formarea brută de capital fix, variația stocurilor, exportul, total utilizări;
- indicatorii cadranelor III: consumul intermediar furnizat de cele trei sectoare, valoarea adăugată brută, remunerarea salariaților.

Pentru aprecierea gradului de omogenitate a evoluției ramurilor, am construit (v. anexa 4.2, „Metodologia de lucru cu modele tip panel, adaptată la tabelele input-output”, autor Dorin Jula) patru tipuri de modele și testele Fisher aferente. Modelele sunt de tipul:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \varepsilon_{it}$$

unde: y_{it} este variabila dependentă (producția efectivă a ramurii i în anul t);

x_{it} este variabila independentă – (consumuri intermediare totale primite de ramura i în anul t , resurse umane totale utilizate de ramura i în anul t).

consumurile intermediare furnizate celorlalte sectoare (consumuri productive), ponderea serviciilor în consumul final (populație și administrație) rămânând pe un trend relativ constant. Desigur, creșterea mult mai rapidă a prețurilor în acest domeniu (față de celelalte bunuri de consum) și slaba calitate (recunoscută) a serviciilor oferite pot fi cauza menținerii la un nivel relativ scăzut și constant al consumului de servicii de către populație și administrație. În aceeași situație se află și exportul de servicii. Raportat la nivelul producției, nivelul consumurilor intermediare a crescut mai rapid, astfel încât eficiența procesului de producție în cadrul sectorului este în scădere; de asemenea, nivelul consumurilor intermediare este foarte mare în raport cu valoarea producției obținute.

¹ În lucrarea menționată mai sus, *Analiza dezvoltării sectoriale*, elaborată în cadrul aceluiași proiect, faza 2006.

Atunci când se analizează un eșantion de date de tip panel, primul lucru care trebuie testat este omogenitatea sau eterogenitatea procesului aleatoriu care generează datele (tranziția la economia de piață). Econometric, aceasta revine la testarea egalității coeficienților din modelul studiat în dimensiuni individuale. Economic, testul de specificare înseamnă verificarea faptului că modelul teoretic de evoluție este identic (sau cel puțin asemănător în anumite limite) pentru toate ramurile economice sau, din contră, există caracteristici specifice pentru evoluția fiecărei ramuri.

- **M1 – model de omogenitate totală** (consideră că termenii liberi α_i sunt egali între ei, $\alpha_i = \alpha$, și coeficienții β_{ij} sunt egali între ei, $\beta_{ij} = \beta_i$); avem un singur model;
- **M2 – model fără omogenitate** (consideră că atât termenii liberi α_i , cât și coeficienții β_{ij} sunt diferiți); de fapt, avem N modele complet diferite;
- **M3 – model cu efecte fixe** (consideră că termenii liberi sunt egali între ei, $\alpha_i = \alpha$ în timp ce coeficienții β_{ij} sunt diferiți); avem N modele diferite, cu același termen liber, dar coeficienți β_{ij} diferiți;
- **M4 – model cu efecte individuale** (consideră că numai termenii liberi α_i sunt diferiți, în timp ce coeficienții β_{ij} sunt egali, $\beta_{ij} = \beta_i$); avem N modele diferite în care termenii liberi sunt diferiți între ei.

Pentru a evalua gradul de omogenitate sau eterogenitate a evoluției ramurilor, sunt utilizate testele Fisher, ale căror formule sunt specificate în cap. „Metodologia de lucru cu modele tip panel, adaptată la tabelele input-output”.

Originalitatea acestui tip de modele constă în aceea că, datorită tehnicilor de modelare econometrică tip panel, se poate utiliza informația oferită de seriile de date din tabelele input-output elaborate până în prezent de către Institutul Național de Statistică (perioada 1989-2004). Seriile de date fiind serii scurte, în virtutea faptului că tabelele input-output pentru economia românească au fost elaborate sistematic începând cu anul 1989, în ciuda bogăției de informații cuprinse în aceste tabele, nu se pune problema elaborării de modele econometrice bazate pe serii temporale, cel puțin până în prezent. Analiza tip panel permite acest lucru, dar este o abordare de o deosebită complexitate.

Modelele elaborate în cadrul acestui proiect oferă o bază de fundamentare a scenariilor de dezvoltare a sectoarelor economice, luând în considerare evoluția recentă și strategia de dezvoltare durabilă la nivel macroeconomic, în condițiile integrării în Uniunea Europeană și ale respectării criteriilor de aderare. Scenariile permit simularea unor variante de politică macroeconomică și la nivel de sector, care asigură decidenților posibilitatea fundamentării strategiilor de dezvoltare durabilă la nivelul sectorului.

Analiza tip panel permite acest lucru, dar este o abordare de o deosebită complexitate, deoarece încearcă să pună în evidență existența unui pattern comun de evoluție a sectoarelor în diferite domenii de activitate.

4.3. Model de tip panel pentru evaluarea comportamentului sectoarelor în ceea ce privește eficiența utilizării consumurilor intermediare

Modelul ia în considerare dependența dintre producția distribuită și consumurile intermediare.

Notatii:

PD – producția distribuită, mil. RON prețuri constante 2003;

CIP – consumuri intermediare primite, mil. RON, prețuri constante 2003;

Indicii 1, 2, 3 notează sectoarele primar, secundar, terțiar;

Litera *I* pusă în fața unui indicator notează indicele acelui indicator, construit ca raport între nivelul indicatorului la momentul curent și cel de la momentul precedent.

Modelul tip M1 (omogenitate totală)

Dependent Variable: IPD?

Method: Pooled Least Squares

Date: 08/13/07 Time: 11:30

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

Cross-sections included: 3

Total pool (balanced) observations: 45

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.200628	0.060605	3.310418	0.0019
ICIP1?	0.197327	0.046417	4.251193	0.0001
ICIP2?	0.433132	0.055686	7.778083	0.0000
ICIP3?	0.168285	0.037977	4.431258	0.0001
R-squared	0.817295	Mean dependent var		1.011640
Adjusted R-squared	0.803926	S.D. dependent var		0.084494
S.E. of regression	0.037414	Akaike info criterion		-3.648862
Sum squared resid	0.057392	Schwarz criterion		-3.488270
Log likelihood	86.09939	F-statistic		61.13519
Durbin-Watson stat	2.255249	Prob(F-statistic)		0.000000

Modelul tip M2 (fără omogenitate)

Dependent Variable: IPD?

Method: Pooled Least Squares

Date: 08/13/07 Time: 12:20

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

Cross-sections included: 3

Total pool (balanced) observations: 45

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.239725	0.089173	2.688301	0.0112
_1--CIP1_1	1.71E-06	2.93E-06	0.582656	0.5641
_2--CIP1_2	-2.41E-07	3.86E-06	-0.062354	0.9507
_3--CIP1_3	1.14E-05	1.10E-05	1.038761	0.3065
_1--ICIP2_1	0.443468	0.133088	3.332133	0.0021
_2--ICIP2_2	0.634801	0.119290	5.321479	0.0000
_3--ICIP2_3	0.474769	0.111565	4.255553	0.0002
_1--ICIP3_1	0.384338	0.094267	4.077103	0.0003
_2--ICIP3_2	0.154260	0.126081	1.223503	0.2298
_3--ICIP3_3	0.096558	0.058547	1.649234	0.1086
Fixed Effects (Cross)				
_1--C	-0.089041			
_2--C	-0.035916			
_3--C	0.124956			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.829212	Mean dependent var		1.011640
Adjusted R-squared	0.772283	S.D. dependent var		0.084494
S.E. of regression	0.040320	Akaike info criterion		-3.360758
Sum squared resid	0.053648	Schwarz criterion		-2.878981
Log likelihood	87.61705	F-statistic		14.56568
Durbin-Watson stat	1.840440	Prob(F-statistic)		0.000000

Modelul tip M3 (efecte fixe: constantele egale, coeficienți diferiți)

Dependent Variable: IPD?

Method: Pooled Least Squares

Date: 08/13/07 Time: 12:21

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

Cross-sections included: 3

Total pool (balanced) observations: 45

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.251849	0.087194	2.888358	0.0066
_1--CIP1_1	2.00E-06	2.87E-06	0.696320	0.4908
_2--CIP1_2	-1.19E-06	2.67E-06	-0.447223	0.6575
_3--CIP1_3	1.64E-05	9.80E-06	1.674294	0.1030
_1--ICIP2_1	0.372303	0.094656	3.933209	0.0004
_2--ICIP2_2	0.625189	0.114583	5.456220	0.0000
_3--ICIP2_3	0.546661	0.086845	6.294635	0.0000
_1--ICIP3_1	0.345122	0.078379	4.403245	0.0001
_2--ICIP3_2	0.140917	0.118553	1.188641	0.2426
_3--ICIP3_3	0.104959	0.057286	1.832216	0.0754
R-squared	0.823261	Mean dependent var		1.011640
Adjusted R-squared	0.777814	S.D. dependent var		0.084494
S.E. of regression	0.039827	Akaike info criterion		-3.415396
Sum squared resid	0.055518	Schwarz criterion		-3.013916
Log likelihood	86.84641	F-statistic		18.11474
Durbin-Watson stat	1.809421	Prob(F-statistic)		0.000000

Model tip M4 (efecte individuale: constante diferite, coeficienți egali)

Dependent Variable: IPD?

Method: Pooled Least Squares

Date: 08/13/07 Time: 12:22

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

Cross-sections included: 3

Total pool (balanced) observations: 45

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.244208	0.079247	3.081604	0.0038
CIP1?	1.98E-06	2.14E-06	0.924523	0.3609
ICIP2?	0.503690	0.063105	7.981808	0.0000
ICIP3?	0.211048	0.046036	4.584366	0.0000
Fixed Effects (Cross)				
_1--C	0.002826			
_2--C	-0.022267			
_3--C	0.019441			
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.762173	Mean dependent var		1.011640
Adjusted R-squared	0.731683	S.D. dependent var		0.084494
S.E. of regression	0.043767	Akaike info criterion		-3.296303
Sum squared resid	0.074707	Schwarz criterion		-3.055415
Log likelihood	80.16682	F-statistic		24.99700
Durbin-Watson stat	2.142055	Prob(F-statistic)		0.000000

Testele Fisher pentru cele trei sectoare

F1= -0,297302827 indică posibilitatea ca evoluția celor trei sectoare să fi fost omogenă, pragul de omogenitate de -0,3 fiind suficient de mic;

F2= 4,690687004 arată că **nu** se poate construi un model cu efecte individuale (M4), cu $\beta_{ij}=\beta$ egali, dar α_i diferiți, pragul de omogenitate de 4,7 fiind prea ridicat;

F3= -5,00870735 arată că **nu** se poate lua în considerare un model cu efecte fixe, în care $\alpha_i=\alpha$ să fie egali, iar β_{ij} diferiți, pragul de omogenitate de -5,0 fiind prea ridicat.

Modelul va avea aceiași termeni liberi în toate ecuațiile și aceiași coeficienți pentru variabilele utilizate:

$$\text{IPD_1} = 0.2006284617 + 0.1973265452 \cdot \text{ICIP1_1} + 0.4331315829 \cdot \text{ICIP2_1} + 0.1682846609 \cdot \text{ICIP3_1}$$

$$IPD_2 = 0.2006284617 + 0.1973265452*ICIP1_2 + 0.4331315829*ICIP2_2 + 0.1682846609*ICIP3_2$$

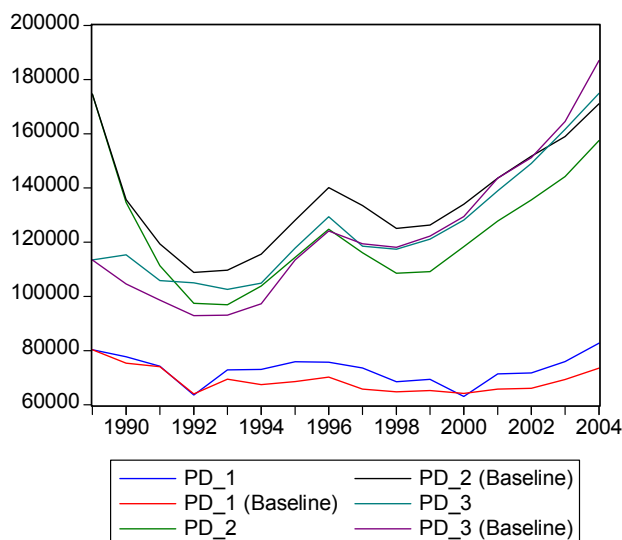
$$IPD_3 = 0.2006284617 + 0.1973265452*ICIP1_3 + 0.4331315829*ICIP2_3 + 0.1682846609*ICIP3_3$$

$$pd_1 = ipd_1 * pd_1(-1)$$

$$pd_2 = ipd_2 * pd_2(-1)$$

$$pd_3 = ipd_3 * pd_3(-1)$$

Rezolvarea dinamică a modelului:



Concluzie: soluția dinamică¹ a modelului în sectoarele doi (sectorul secundar – industria prelucrătoare) și trei (sectorul terțiar – comerț și servicii) arată că există un pattern comun de evoluție a comportamentului legat de eficiența utilizării consumurilor intermediare pentru realizarea producției distribuite, dar el este diferit de cel al sectorului primar (agricultură și ramuri extractive).

¹ Soluția dinamică a unui model econometric (notată cu “Baseline” în modelul de mai sus) se obține prin rezolvarea iterativă a modelului, fiecare iterație plecând de la nivelul calculat prin iterația precedentă.

4.4. Principalele corelații ale consumurilor intermediare

4.4.1. Sectorul primar

Vom analiza principalele dependențe care definesc consumurile intermediare. Pentru sectorul primar, acestea sunt date de ecuațiile următoare (v. testele în anexa 4.3(1)):

$$\text{ICIPT}_1 = 0.5619626615 + 0.3997562298 \cdot \text{ICIP2}_1 + 0.2841809624 \cdot \text{ICIP3}_1 - 0.2349034925 \cdot \text{ICIP3}_1(-1)$$

$$\text{ICIP1}_1 = 0.2025766939 + 1.217093681 \cdot \text{ICIPT}_1$$

$$\text{ICIP2}_1 = 0.5161291487 + 0.4882371506 \cdot \text{IRES}_2$$

$$\text{ICIP3}_1 = 0.3541946431 + 0.5006107209 \cdot \text{IPD}_3(-1) + 0.06476706105 \cdot \text{IM}_3$$

unde:

ICIPT₁ – indicele consumurilor intermediare totale primite de sectorul primar;

ICIP1₁ – indicele consumurilor intermediare primite de sectorul primar de la sectorul primar (autoconsumul);

ICIP2₁ – indicele consumurilor intermediare primite de sectorul primar de la sectorul secundar;

ICIP3₁ – indicele consumurilor intermediare primite de sectorul primar de la sectorul terțiar;

IRES₂ – indicele resurselor sectorului secundar.

Deci consumurile intermediare totale primite de sectorul primar (agricultură și industria extractivă) depind de consumurile intermediare primite de la sectorul secundar (industria prelucrătoare) și de la sectorul terțiar (servicii și comerț). Afirmatia nu e banală, întrucât testele făcute au indicat că nu poate fi luată în considerare dependența dintre consumul intermediar al sectorului primar și autoconsumul (consumurile intermediare din propriul sector). Autoconsumul a fost definit în funcție de consumul total al sectorului. Consumurile intermediare primite de la sectorul secundar depind de resursele sectorului secundar. Consumurile intermediare primite de la sectorul terțiar depind de producția și importul sectorului terțiar.

4.4.2. Sectorul secundar

Pentru sectorul secundar se pun în evidență următoarele corelații (pt. teste v. anexa 4.3(2)):

$$\text{ICIPT}_2 = 0.3872325842 \cdot \text{ICIP1}_2 + 0.4877839912 \cdot \text{ICIP2}_2 + 0.1262263042 \cdot \text{ICIP3}_2$$

$$\text{ICIP1}_2 = 0.2834202428 + 0.6833736966 \cdot \text{IPD}_1$$

$$\text{ICIP2}_2 = -0.1604392358 + 1.176121251 \cdot \text{ICIPT}_2$$

$$\text{ICIP3}_2 = 1.036270602 \cdot \text{IPD}_3 - 0.02301918413 \cdot \text{IM}_3$$

unde:

ICIPT_2 – indicele consumurilor intermediare totale primite de sectorul secundar;

ICIP1_2 – indicele consumurilor intermediare primite de sectorul secundar de la sectorul primar;

ICIP2_2 – indicele autoconsumului sectorului secundar;

ICIP3_2 – indicele consumurilor intermediare primite de sectorul secundar de la sectorul terțiar;

IPD_1- indicele producției distribuite, sectorul primar;

IM_3 – indicele importului, sectorul terțiar;

IPD_3 – indicele producției distribuite, sectorul terțiar.

Consumurile intermediare totale primite de sectorul secundar (industria prelucrătoare) depind de consumurile intermediare primite de la toate cele trei sectoare. Un rol important îl joacă autoconsumul (CIP2_2, definit în funcție de consumurile totale). Consumurile intermediare primite de la sectorul primar depind de producția acestuia și mai puțin de resursele totale (importurile sectorului primar nu joacă un rol semnificativ în formarea consumurilor intermediare furnizate către sectorul secundar).

Consumurile intermediare furnizate sectorului secundar de către sectorul terțiar depind în mod esențial de producția sectorului terțiar, și nu de importurile acestuia.

4.4.3. Sectorul terțiar

Pentru sectorul terțiar se pun în evidență următoarele corelații (pt. teste v. anexa 4.3(3)):

$$\text{ICIPT}_3 = 0.1101949495 + 0.5587431538 * \text{ICIP2}_3 + 0.3257697811 * \text{ICIP3}_3$$

$$\text{ICIP1}_3 = -0.131217456 + 1.098039199 * \text{IRES}_1$$

$$\text{ICIP2}_3 = 0.3869747102 + 0.6666932955 * \text{IRES}_2$$

$$\text{ICIP3}_3 = -0.5660985917 + 1.564426785 * \text{ICIPT}_3$$

unde:

ICIPT_3 – indicele consumurilor intermediare totale primite de sectorul terțiar;

ICIP1_3 – indicele consumurilor intermediare primite de sectorul terțiar de la sectorul primar;

ICIP2_3 – indicele consumurilor intermediare primite de sectorul terțiar de la sectorul terțiar;

ICIP3_3 – indicele autoconsumului sectorului terțiar;

IRES_1- indicele resurselor totale, sectorul primar;

IRES_2 – indicele resurselor totale, sectorul secundar.

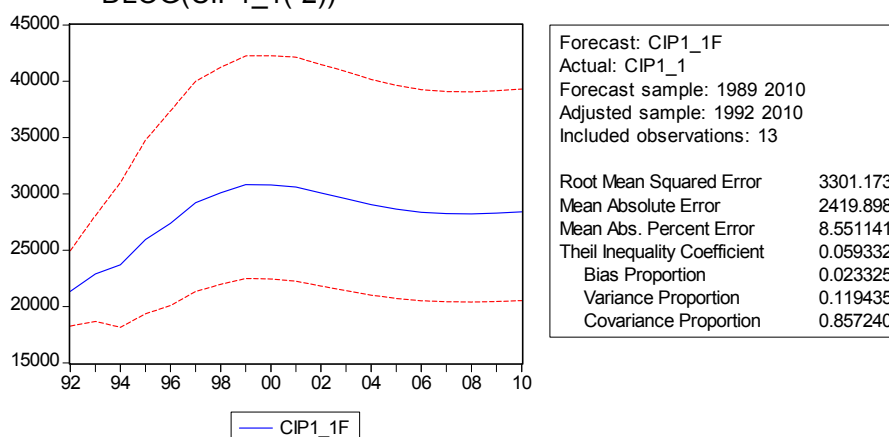
Deci consumurile intermediare totale primite de sectorul terțiar depind de cele primite de la sectorul secundar și de autoconsum. Consumurile intermediare primite de sectorul terțiar de la sectoarele primar și secundar depind de

resursele oferite de aceste sectoare, iar autoconsumul este funcție de consumul total al sectorului.

4.5. Ecuatii cu termen de corecție a erorii pentru consumurile intermediare

Pentru a construi un model funcțional, avem nevoie de corelațiile care definesc trendul comportamentului consumurilor intermediare. Vom construi ecuații cu termen de corecție a erorii (pentru testele corespunzătoare ecuațiilor, v. anexa 4.3(4)), în ipoteza că, pe termen lung, sectoarele tind către o anumită stabilitate a consumului¹, adaptarea de la o etapă la alta fiind dată de diferențele de ordinul 1 ale indicatorilor respectivi. Prezentăm alăturat și prognoza trendului consumurilor intermediare pentru cele trei sectoare.

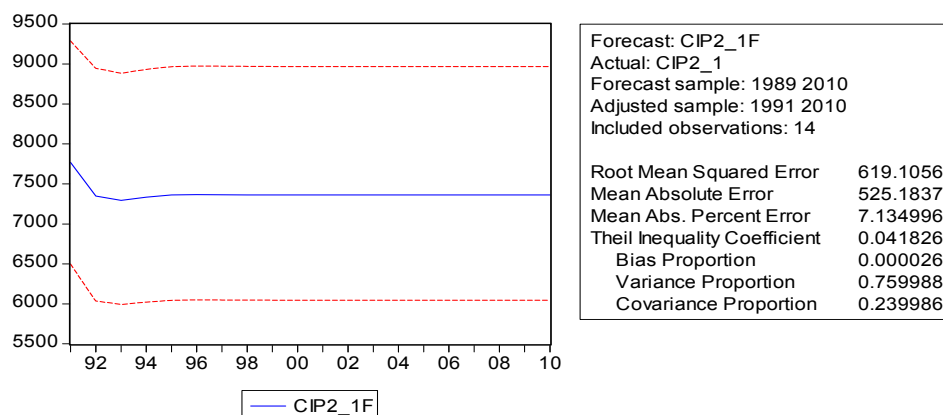
$$\begin{aligned} \text{DLOG}(\text{CIP1_1}) = & -1.936353479 * (\text{LOG}(\text{CIP1_1}(-1)) - (1.400026 + 0.863629 * \text{LOG} \\ & (\text{CIP1_1}(-2)))) + 1.772994612 * \text{DLOG}(\text{CIP1_1}(-1)) + 0.5125280615 * \\ & \text{DLOG}(\text{CIP1_1}(-2)) \end{aligned}$$



Prognoza indică o ușoară scădere a **autoconsumului** în sectorul primar în anii 2007-2009 și o ușoară creștere către anul 2010.

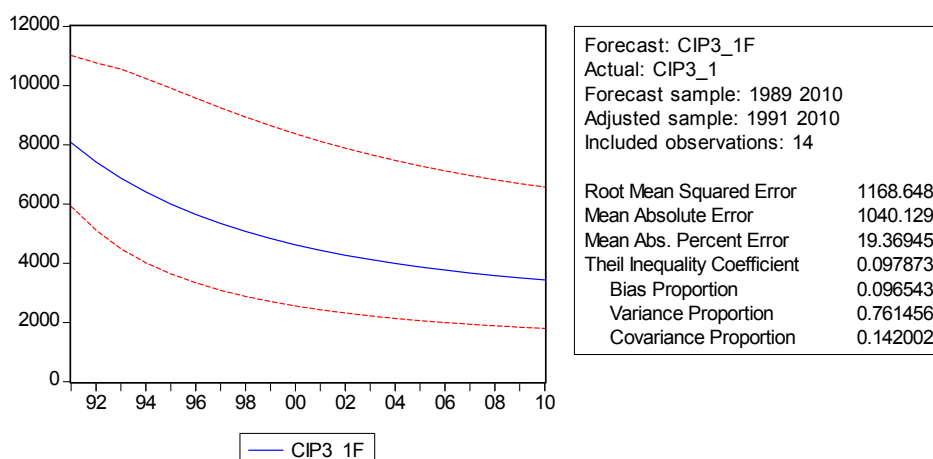
$$\begin{aligned} \text{DLOG}(\text{CIP2_1}) = & -0.007120148214 - 1.417374656 * (\text{LOG}(\text{CIP2_1}(-1)) - \\ & (4.362047957 + 0.5106848658 * \text{LOG}(\text{CIP2_1}(-2)))) + 0.8783842276 * \\ & \text{DLOG}(\text{CIP2_1}(-1)) \end{aligned}$$

¹ Vezi pentru o abordare asemănătoare, Dobrescu, Emilian, *Macromodels of the Romanian Market Economy*, cap. IV. "Input-Output Block", Editura Economică, București, 2006.



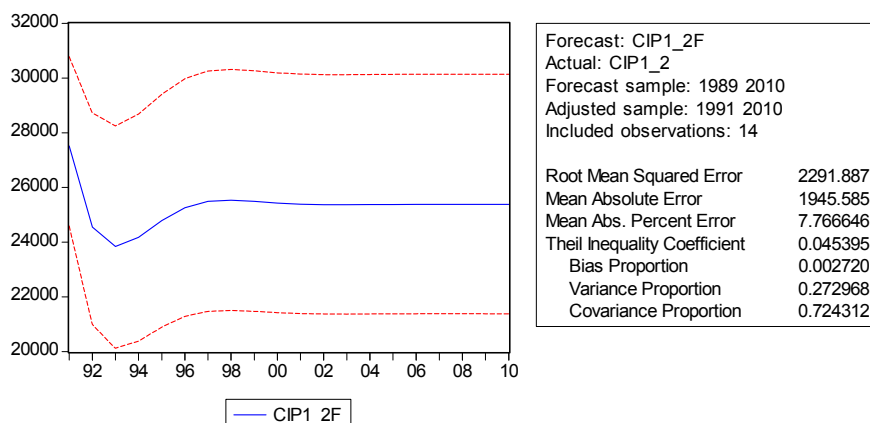
Începând din 1996, trendul consumului intermediar primit de sectorul primar de la sectorul secundar rămâne constant, inclusiv perioada de prognoză.

$$\begin{aligned} \text{DLOG}(\text{CIP3_1}) = & -1.160895764 * (\text{LOG}(\text{CIP3_1}(-1)) - (0.6403363641 + \\ & + 0.9188203081 * \text{LOG}(\text{CIP3_1}(-2)))) + 0.8212822511 * \text{DLOG}(\text{CIP3_1}(-1)) \end{aligned}$$



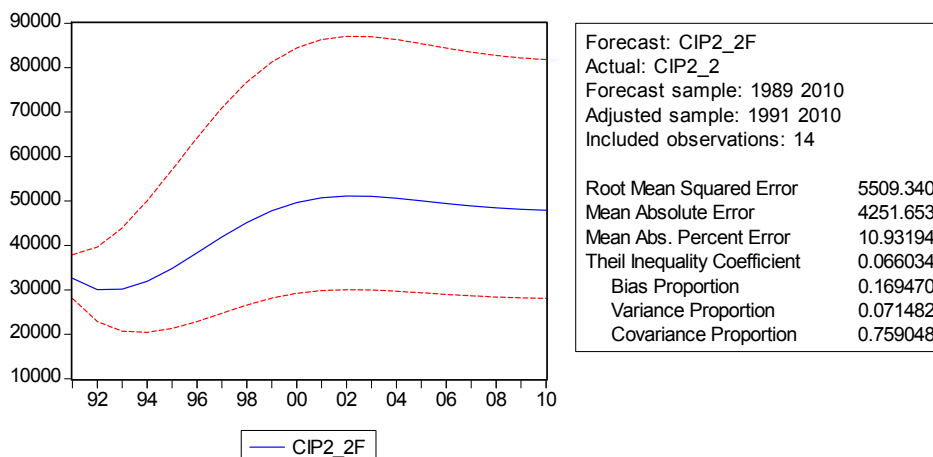
Consumurile intermediare primite de sectorul primar de la sectorul terțiar se înscriu pe un trend descrescător, cu o pantă (viteză de scădere) ușor atenuată în timp, astfel încât, în ultimii ani de prognoză, trendul este aproape constant. Cu alte cuvinte, tendința sectorului primar (agricultură și industria extractivă) este de a utiliza din ce în ce mai puține servicii. Acesta rămâne un domeniu al **deciziilor de politică economică**.

$$\begin{aligned} \text{DLOG}(\text{CIP1_2}) = & 0.01259510544 - 0.8461236695 * (\text{LOG}(\text{CIP1_2}(-1)) - (4.802155995 + \\ & + 0.5250343928 * \text{LOG}(\text{CIP1_2}(-2)))) + 0.8206196384 * \text{DLOG}(\text{CIP1_2}(-1)) \end{aligned}$$



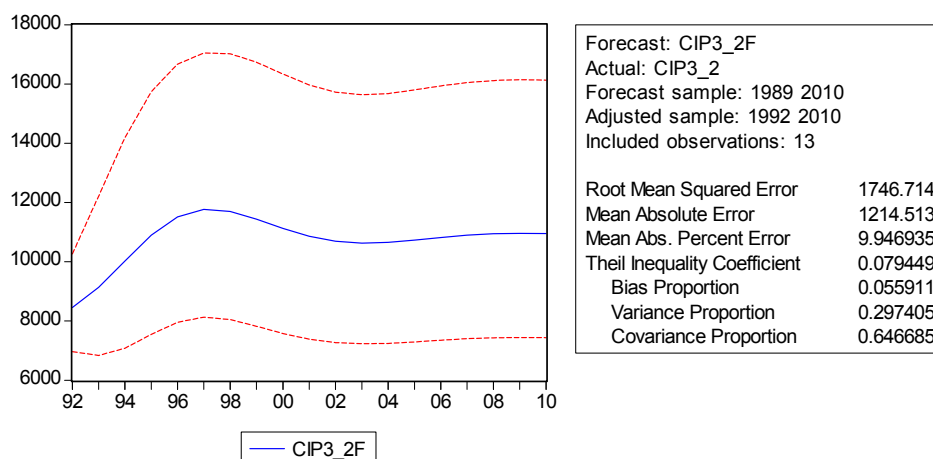
În ceea ce privește consumurile intermediare ale sectorului secundar primite de la sectorul primar, trendul se menține constant începând din 2001, inclusiv perioada de prognoză.

$$DLOG(CIP2_2)=0.02310858436-0.7694064822*(LOG(CIP2_2(-1))-(1.635207907+0.8455546184*LOG(CIP2_2(-1))))+0.6554721849*DLOG(CIP2_2(-1))$$



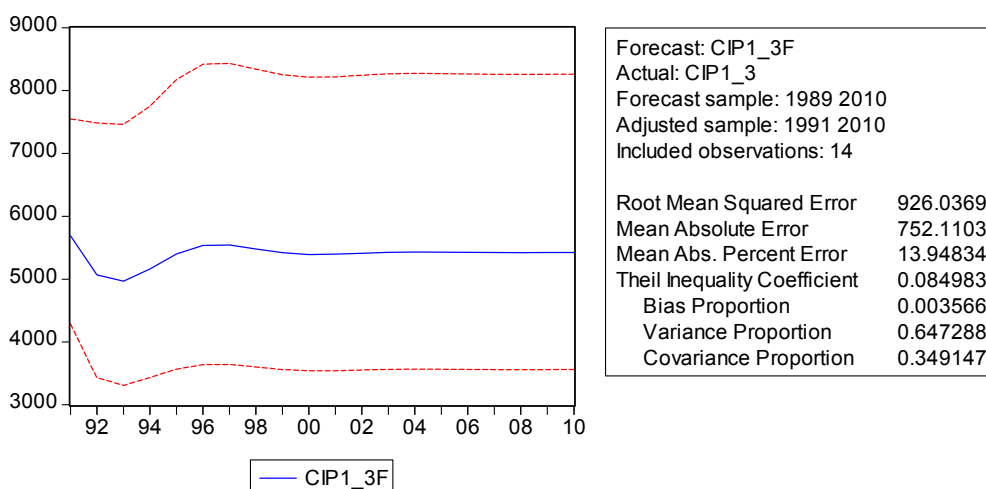
O ușoară tendință de scădere, începând din 2004, manifestă și autoconsumul sectorului secundar.

$$DLOG(CIP3_2)=-1.268373796*(LOG(CIP3_2(-1))-(2.460051678+0.7353366984*LOG(CIP3_2(-2))))+1.37857951*DLOG(CIP3_2(-1))+0.194711223*DLOG(CIP3_2(-2))$$



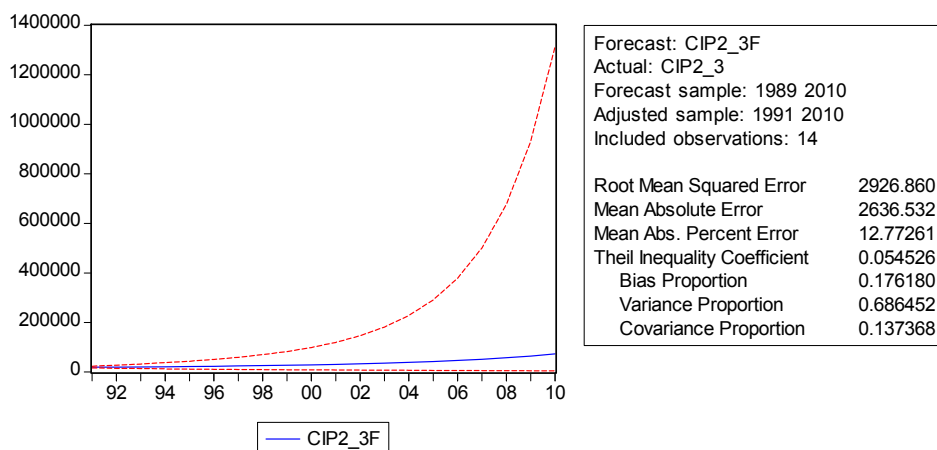
În ceea ce privește consumul de servicii în sectorul secundar (industria prelucrătoare), acesta are o ușoară tendință de creștere în perioada de prognoză, diminuată în 2010.

$$\text{DLOG}(\text{CIP1_3}) = -1.264958217 * (\text{LOG}(\text{CIP1_3}(-1)) - (3.688109796 + 0.5710716496 * \text{LOG}(\text{CIP1_3}(-2)))) + 1.213117238 * \text{DLOG}(\text{CIP1_3}(-1))$$



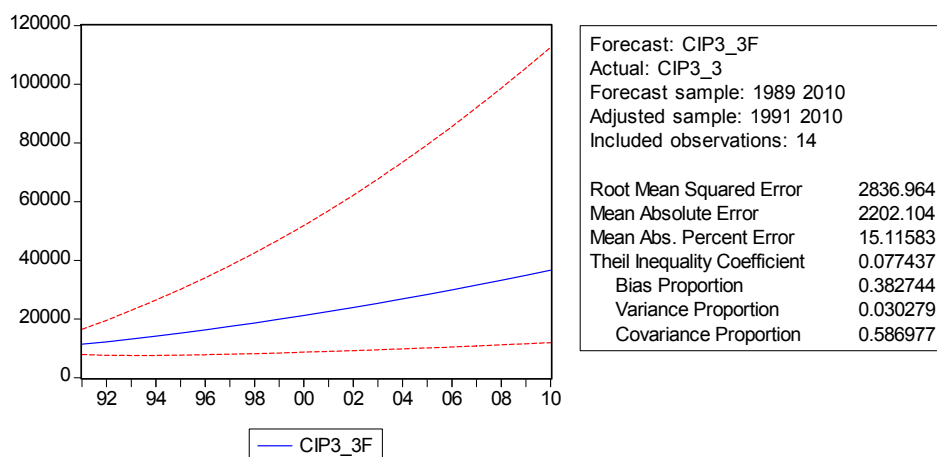
Consumurile intermediare primite de sectorul terțiar de la sectorul primar au un trend constant începând din 2002, inclusiv perioada de prognoză.

$$\text{DLOG}(\text{CIP2_3}) = -0.6663753995 * (\text{LOG}(\text{CIP2_3}(-1)) - (-0.7132150808 + 1.075819201 * \text{LOG}(\text{CIP2_3}(-2)))) + 1.076566302 * \text{DLOG}(\text{CIP2_3}(-1))$$



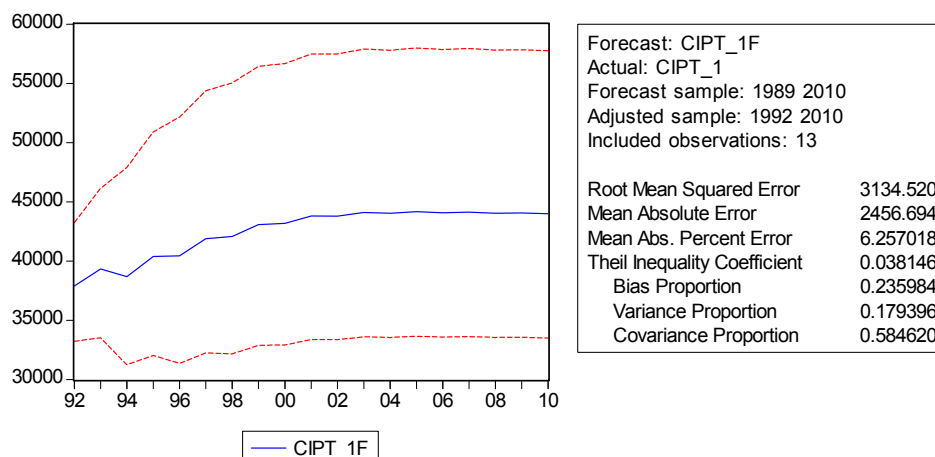
Pe un trend de creștere constantă, cu tendință clară de menținere a acestui trend în perioada de prognoză, se înscriu consumurile intermediare primite de sectorul terțiar de la sectorul secundar.

$$\begin{aligned} \text{DLOG}(\text{CIP3_3}) = & 0.04948500032 - 0.6197483339 * (\text{LOG}(\text{CIP3_3}(-1)) - \\ & (0.5180947608 + 0.9517452297 * \text{LOG}(\text{CIP3_3}(-2)))) + 0.4076263887 * \text{DLOG}(\text{CIP3_3}(-1)) \end{aligned}$$



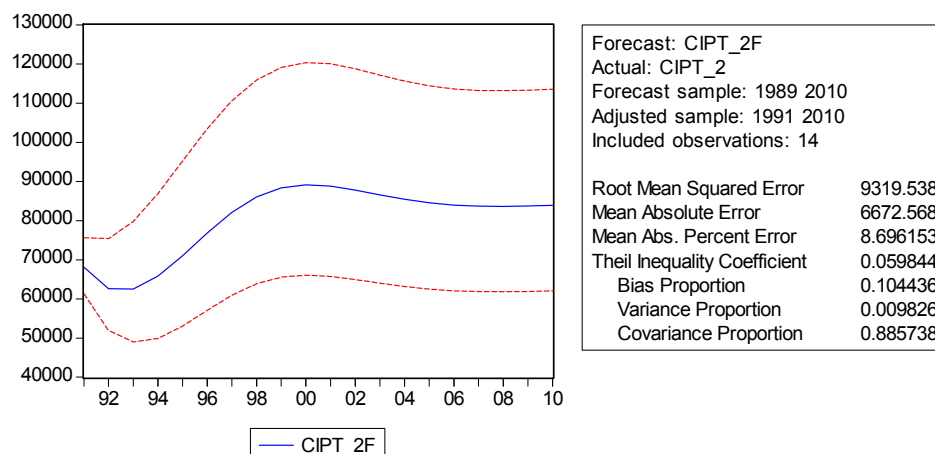
Trend crescător și pentru autoconsumul sectorului terțiar.

$$\begin{aligned} \text{DLOG}(\text{CIPT_1}) = & 0.01625774423 - 0.3169515968 * (\text{LOG}(\text{CIPT_1}(-1)) - (6.026054305 + \\ & 0.4315128573 * \text{LOG}(\text{CIPT_1}(-2)))) + 0.4749143747 * \text{DLOG}(\text{CIPT_1}(-2)) \end{aligned}$$



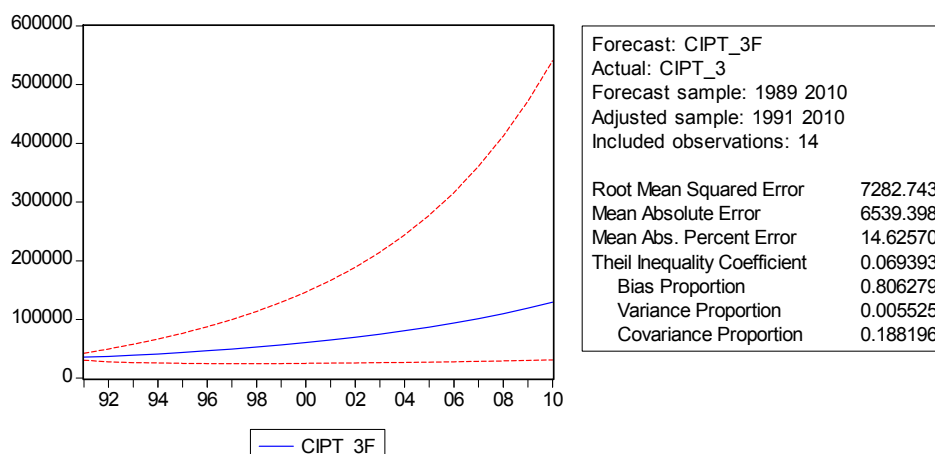
Consumurile intermediare totale primite de sectorul primar de la celelalte sectoare (inclusiv autoconsumul) au avut o evoluție oscilantă, înscriindu-se pe un trend relativ constant începând din 2001, inclusiv perioada de prognoză.

$$\text{DLOG}(\text{CIPT}_2) = 0.02183572516 - 0.4511760952 * (\text{LOG}(\text{CIPT}_2(-1)) - (4.339356512 + 0.6131955879 * \text{LOG}(\text{CIPT}_2(-2)))) + 0.9112545607 * \text{DLOG}(\text{CIPT}_2(-1))$$



Consumurile totale primite de sectorul secundar au un trend relativ constant în perioada de prognoză (cu o ușoară tendință de scădere în primii doi ani).

$$\text{DLOG}(\text{CIPT_3}) = 0.03398162741 - 0.1121437181 * (\text{LOG}(\text{CIPT_3}(-1)) - (-1.159880731 + 1.112704184 * \text{LOG}(\text{CIPT_3}(-2)))) + 0.5079374201 * \text{DLOG}(\text{CIPT_3}(-1))$$



Trend crescător pentru consumurile intermediare totale primite de către sectorul terțiar de la celelalte sectoare.

4.6. Corelații privind utilizările

4.6.1. Consumul final

Consumul final depinde, în general în mod diferențiat, de resursele disponibile ale sectorului: producția distribuită și importuri. Ecuațiile consumului final (pentru teste v. anexa 4.4) sunt:

$$\text{ICF_T} = 0.3188693182 + 0.2257488352 * \text{ICF_T}(-1) + 0.4719070375 * \text{IRES_T}$$

$$\text{ICF_1} = 0.07237976816 + 0.9558241276 * \text{IPD_1}$$

$$\text{ICF_2} = 0.3226814237 + 0.418699975 * \text{IPD_2} + 0.2541858436 * \text{IM_2}$$

$$\text{ICF_3} = 0.4927468431 - 0.3971773588 * \text{ICF_3}(-1) + 0.9059556712 * \text{IPD_3}$$

unde:

ICF_T – indicele consumului final total;

ICF_1 – indicele consumului final, sector primar;

ICF_2 – indicele consumului final, sector secundar;

ICF_3 – indicele consumului final, sector terțiar;

IRES_T – indicele resurselor totale;

IPD_1 – indicele producției distribuite, sector primar;

IPD_2 – indicele producției distribuite, sector secundar;

IPD_3 – indicele producției distribuite, sector terțiar;

IM_2 – indicele importurilor, sector secundar.

Consumul final total depinde de totalul resurselor disponibile, dar prezintă și un factor inerțial, legat de consumul din perioada precedentă. Consumul final furnizat de sectorul primar (agricultură și industria extractivă) depinde de producția distribuită proprie sectorului, nu depinde de importuri, iar factorul inerțial nu are o pondere semnificativă. Consumul final furnizat de sectorul secundar (industria prelucrătoare) depinde în mod diferențiat de producția distribuită și de importuri. Consumul final furnizat de sectorul terțiar (comerț și servicii) prezintă un factor inerțial și depinde în mod semnificativ de producția sectorului.

4.6.2. Formarea brută de capital fix

Formarea brută de capital fix depinde, în general în mod diferențiat, de resursele disponibile ale sectorului. Ecuațiile formării brute de capital fix (pentru teste v. anexa 4.5) sunt:

$$IFBCF_T = -0.2001862081 + 1.213816252 * IPD_2$$

$$IFBCF_1 = -9.946897133 - 8.586405385 * IRES_2 + 18.81136387 * IRES_3$$

$$IFBCF_2 = -0.1991013447 + 1.21353173 * IPD_2$$

$$IFBCF_3 = -3.451408152 + 9.048590836 * IPD_3 - 0.4975449219 * IFBCF_3(-1) - 4.220149812 * IRES_2$$

unde:

IFBCF_T – indicele formării brute de capital fix total;

IFBCF_1 – indicele formării brute de capital fix, sector primar;

IFBCF_2 – indicele formării brute de capital fix, sector secundar;

IFBCF_3 – indicele formării brute de capital fix, sector terțiar;

IPD_2 – indicele producției distribuite, sector secundar;

IRES_3 – indicele resurselor, sector terțiar;

IPD_3 – indicele producției distribuite, sector terțiar;

IRES_2 – indicele resurselor, sector secundar.

Formarea brută de capital fix (total) depinde în principal de producția distribuită a sectorului secundar, care furnizează resursele necesare. Formarea brută de capital fix furnizată de sectorul primar (agricultură și industria extractivă) depinde de resursele celorlalte două sectoare. Formarea brută de capital fix furnizată de sectorul secundar (industria prelucrătoare) depinde de producția distribuită a sectorului. Formarea brută de capital fix furnizată de sectorul terțiar (comerț și servicii) prezintă un factor inerțial și depinde în mod semnificativ de producția sectorului terțiar și de resursele sectorului secundar.

4.6.3. Exportul

Exportul depinde, în general în mod diferențiat, de resursele disponibile. Ecuațiile exportului (pentru teste v. anexa 4.6) sunt:

$$IX_T = -0.2216387041 + 1.286884772 * IPD_2$$

$$IX_1 = 5.003498536 - 0.5956956456 * IX_1(-1) - 3.074576359 * IRES_1$$

$$IX_2 = -0.3420019929 + 1.403630253 * IPD_2$$

$$IX_3 = -0.3067510244 - 0.1842047552 * IX_3(-1) + 1.571225505 * IPD_3(-1)$$

unde:

IX_T – indicele exportului total;

IX_1 – indicele exportului, sector primar;

IX_2 – indicele exportului, sector secundar;

IX_3 – indicele exportului, sector terțiar;

IPD_2 – indicele producției distribuite, sector secundar;

IRES_1 – indicele resurselor, sector primar;

IPD_3 – indicele producției distribuite, sector terțiar.

Exportul total depinde în principal de producția distribuită a sectorului secundar, care furnizează resursele necesare. Exportul sectorului primar (agricultură și industria extractivă) depinde de resursele sectorului și de un factor inerțial. Exportul sectorului secundar (industria prelucrătoare) depinde de producția distribuită a sectorului. Exportul sectorului terțiar (comerț și servicii) prezintă un factor inerțial și depinde în mod semnificativ de producția sectorului terțiar.

Anexa 4.1

A. Sectorul primar cuprinde:

1. Agricultură:

- _01a. Cultura vegetală
- _02a. Creșterea animalelor
- _03a. Servicii auxiliare
- _04a. Silvicultura și economia vânatului
- _05a. Exploatare forestieră
- _06a. Piscicultura și pescuitul

2. Industria extractivă și ramurile energetice:

- _07ie. Extracția și prepararea cărbunelui (inclusiv șisturile și nisipurile bituminoase)
- _08ie. Extracția petrolului (inclusiv activități de servicii anexe acestuia)
- _09ie. Extracția gazelor naturale (inclusiv activități de servicii anexe acestuia)
- _10ie. Extracția și prepararea minereurilor radioactive
- _11ie. Extracția și prepararea minereurilor feroase
- _12ie. Extracția și prepararea minereurilor neferoase - alumină, cupru, plumb, crom, metale prețioase, metale rare
- _13ie. Extracția minereurilor pentru industria materialelor de construcții
- _14ie. Extracția nisipului și argilei
- _15ie. Extracția și prepararea minereurilor pentru industria chimică
- _16ie. Extracția și prepararea sării
- _17ie. Extracția și prepararea altor minerale nemetalifere

- _79e. Producția și distribuția energiei electrice
- _80e. Producția și distribuția gazelor (exclusiv extracția gazului metan)
- _81e. Producția și distribuția energiei termice și a apei calde
- _82e. Capturarea, epurarea și distribuția apei

B. Sectorul secundar cuprinde:

1. Industria prelucrătoare:

- _18ia. Producția, prelucrarea și conservarea cărnii
- _19ia. Producția, prelucrarea și conservarea peștelui și produselor din pește
- _20ia. Prelucrarea și conservarea fructelor și legumelor
- _21ia. Producerea uleiurilor și grăsimilor vegetale și animale
- _22ia. Fabricarea produselor lactate

-
- _23ia. Fabricarea produselor de morărit, a amidonului și a produselor din amidon
 - _24ia. Fabricarea produselor pentru hrana animalelor
 - _25ia. Fabricarea altor produse alimentare
 - _26ia. Fabricarea băuturilor
 - _27ia. Industria tutunului

 - _28iu. Industria textilă și a produselor textile
 - _29iu. Industria confecțiilor din textile
 - _30iu. Industria confecțiilor din blănuri și piele
 - _31iu. Industria pielăriei și încălțămintei
 - _32iu. Industria de prelucrare a lemnului (exclusiv industria mobilei)
 - _33iu. Industria celulozei, hârtiei și cartonului și a articolelor din hârtie și carton
 - _34iu. Edituri, poligrafie și reproducerea înregistrărilor pe suport
 - _77iu. Producția de mobilier
 - _78iu. Alte activități industriale

 - _35ic. Cocsificarea
 - _36ic. Prelucrarea țițeiului
 - _37ic. Prelucrarea combustibililor nucleari
 - _38ic. Fabricarea produselor chimice de bază
 - _39ic. Fabricarea pesticidelor și a altor produse agrochimice
 - _40ic. Fabricarea vopselelor și lacurilor
 - _41ic. Fabricarea medicamentelor și a produselor farmaceutice
 - _42ic. Fabricarea săpunurilor, detergenților, a produselor de întreținere, cosmetice și de parfumerie
 - _43ic. Fabricarea altor produse chimice
 - _44ic. Fabricarea fibrelor și firelor sintetice sau artificiale
 - _45ic. Producția de articole din cauciuc
 - _46ic. Producția de articole din material plastic

 - _47c. Fabricarea sticlei și a articolelor din sticlă
 - _48c. Fabricarea articolelor din ceramică refractară și nerefractară (exclusiv cele pentru construcții)
 - _49c. Fabricarea plăcilor și dalelor din ceramică
 - _50c. Fabricarea cărămizilor, țiglelor și a altor produse pentru construcții
 - _51c. Fabricarea cimentului, varului, ipsosului
 - _52c. Fabricarea elementelor din beton, ciment și ipsos
 - _53c. Tăierea, fasonarea și finisarea pietrei

_54c. Fabricarea altor produse din minerale nemetalice

_55ig. Siderurgia și producția de feroaliaje

_56ig. Producția de tuburi

_57ig. Alte produse siderurgice

_58ig. Producția metalelor prețioase și a altor metale neferoase

_59ig. Turnătorie

_60im. Industria construcțiilor metalice și a produselor din metal

_61im. Fabricarea de echipamente pentru producerea și utilizarea energiei mecanice (fără motoarele pentru avioane, vehicule și motociclete)

_62im. Fabricarea de mașini de utilizare generală

_63im. Fabricarea de mașini agricole și forestiere

_64im. Fabricarea mașinilor-unelte

_65im. Fabricarea altor mașini de utilizare specifică

_66im. Armament și muniție

_67im. Fabricarea mașinilor și aparatelor de uz casnic

_68im. Industria de mijloace ale tehnicii de calcul și de birou

_69im. Industria de mașini și aparate electrice

_70im. Industria de echipamente, aparate de radio, televizoare și comunicații

_71im. Industria de aparatură și instrumente medicale, de precizie, optică și ceasornicărie

_72it. Industria mijloacelor de transport rutier

_73it. Construcții și reparații navale

_74it. Producția și repararea mijloacelor de transport feroviar și a materialului rulant

_75it. Construcții și reparații de aeronave

_76it. Producția de motociclete și biciclete și alte mijloace de transport (inclusiv pentru invalizi)

2. Construcții

_83c. Construcții

C. Sectorul terțiar cuprinde:

1. Comerț

_84co. Comerț cu ridicata și amănuntul

_85co. Hoteluri

_85co. Restaurante

2. Transporturi

- _87t. Transporturi pe calea ferată
- _88t. Alte transporturi
- _89t. Transporturi prin conducte
- _90t. Transporturi pe apă (maritime, de coastă, fluviale)
- _91t. Transporturi aeriene
- _92t. Activități anexe și auxiliare de transport, activități ale agenților de voiaj
- _93t. Activități ale agenților de turism și asistență turistică
- _94t. Activități de poștă și de curier
- _95t. Telecomunicații

3. Finanțe-bănci

- _96f. Activități financiare, bancare și de asigurări
- _97f. Tranzacții imobiliare

4. Cercetare-dezvoltare

- _98d. Informatică și activități conexe
- _99d. Cercetare-dezvoltare
- _100d. Activități de arhitectură, inginerie și alte servicii tehnice
- _101d. Alte activități de servicii pentru întreprinderi

5. Activități sociale

- _102s. Administrația publică și apărare, asistență socială obligatorie
- _103s. Învățământ
- _104s. Sănătate și asistență socială
- _105s. Alte activități de servicii colective, sociale și personale

Anexa 4.2

Metodologia de lucru cu modele tip panel

Autor: prof. dr. Dorin Jula

Modelele construite sunt de tipul:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \varepsilon_{it}$$

unde: y_{it} este variabila dependentă (producția efectivă sau VAB a ramurii i în anul t);

x_{it} este variabila independentă (consumuri intermediare totale primite de ramura i în anul t ; resurse financiare totale, resurse umane totale).

Atunci când se analizează un eșantion de date de tip panel, primul lucru care trebuie testat este omogenitatea sau eterogenitatea procesului aleatoriu care generează datele (tranziția la economia de piață). Econometric, aceasta revine la testarea egalității coeficienților din modelul studiat în dimensiuni individuale. Economic, testul de specificare înseamnă verificarea faptului că modelul teoretic de evoluție este identic (sau cel puțin asemănător în anumite limite) pentru toate ramurile economice sau, din contră, există caracteristici specifice pentru evoluția fiecărei ramuri.

Sunt testate:

- modele tip panel cu omogenitate totală (tip M1- consideră că termenii liberi α_i sunt egali între ei, $\alpha_i = \alpha$, și coeficienții β_{ij} sunt egali între ei $\beta_{ij} = \beta_i$); se formează un singur model;
- model fără omogenitate (tip M2 - consideră că atât termenii liberi α_i , cât și coeficienții β_{ij} sunt diferiți); de fapt, avem N modele complet diferite;
- model cu efecte fixe (tip M3 - consideră că termenii liberi sunt egali între ei, $\alpha_i = \alpha$, în timp ce coeficienții β_{ij} sunt diferiți);
- model cu efecte individuale (tip M4 - consideră că numai termenii liberi α_i sunt diferiți, în timp ce coeficienții β_{ij} sunt egali, $\beta_{ij} = \beta_i$); avem N modele diferite în care termenii liberi sunt diferiți între ei;

pentru următoarele trei tipuri de dependențe: producția efectivă (PE), valoarea adăugată brută (VAB) și excedentul brut de exploatare (EBE), în funcție de inputurile materiale (măsurate prin consumuri intermediare, CI) și umane (măsurate prin remunerarea brută a salariaților, RS).

Construirea statisticilor testului

Presupunem că, în modelul inițial, reziduurile $\varepsilon_{i,t}$ sunt distribuite independent în dimensiunile i și t , urmează o lege de distribuție normală, de medie nulă și dispersie constantă și finită, σ_ε^2 . Presupunem, de asemenea, că dispersia σ_ε^2 este cunoscută.

Testul de omogenitate globală

Analizăm, mai întâi, testul privind ipoteza de omogenitate totală H_0^1 :

$$H_0^1: \alpha_i = \alpha, \beta_i = \beta, \forall i \in [1, N]$$

Fie F_1 statistica Fischer asociată acestui test. Testul revine la impunerea a $(k+1)(N-1)$ restricții lineare asupra coeficienților modelului. Mai mult, sub ipoteza alternativă H_1^1 , există cel mult Nk coeficienți diferiți între componentele celor N vectori β_i (de dimensiune k) și N constante individuale. Deci numărul gradelor de libertate este $NT - N(k+1)$.

$$H_1^1: \exists (i, j) \in [1, N] / \alpha_i \neq \alpha_j, \text{ sau } \beta_i \neq \beta_j$$

Definiția 1. Statistica de tip Fischer F_1 asociată testului de omogenitate totală H_0^1 :

$$H_0^1: \alpha_i = \alpha, \beta_i = \beta, \forall i \in [1, N]$$

în modelul $y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i' x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, urmează o distribuție Fischer cu $(N-1)(k+1)$ și $NT - N(k+1)$ grade de libertate și se scrie sub forma:

$$F_1 = \frac{\frac{(SCR_{1,c} - SCR_1)}{(N-1)(k+1)}}{\frac{SCR_1}{NT - N(k+1)}}$$

unde SCR_1 reprezintă suma pătratelor reziduurilor din modelul inițial, iar $SCR_{1,c}$ este suma pătratelor reziduurilor din modelul restricționat sub ipoteza de omogenitate totală:

$$y_{i,t} = \alpha + \beta' x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Dacă valoarea calculată a statisticii Fischer pentru eșantionul considerat este superioară pragului teoretic de $\alpha\%$, se respinge ipoteza nulă de omogenitate.

Prin urmare: se evaluează cu ajutorul Pool Estimation cele două modele: unul cu coeficienții (α_i, β_i) diferiți (modelul inițial) și altul restricționat sub ipoteza de omogenitate totală (coeficienții egali cu α , respectiv cu β). Testele celor două modele conțin suma pătratelor reziduurilor, așa că F_1 se calculează după relațiile de mai sus, unde N = numărul de ramuri luate în considerare, T = orizontul de timp, k = numărul de variabile explicative. Dacă acest F_1 este mai mare de un prag, să zicem 5%, se respinge ipoteza nulă de omogenitate; dar pragul îl alegem noi, deci dacă F_1 este cuprins între 1% și 3%, putem spune că „gradul de omogenitate este cuprins între 1% și 3%”. Desigur că un prag prea mare de omogenitate poate conduce la un model fără omogenitate.

Greul cade pe alegerea ramurilor care intră în „grămadă” (pool). Ne putem gândi la ramuri extractive, agricole, prelucrătoare sau ramuri exportatoare, producătoare pentru CI , CF , $FBCF$. De reținut ideea de a pleca cu un **nucleu de ramuri** omogene, la care se adaugă alte ramuri și se testează omogenitatea, până se depășește un prag, să zicem de 2-3%.

Testul de omogenitate a coeficienților β_i

Ipoteza de omogenitate a coeficienților β_i , notată H_0^2 , se scrie:

$$H_0^2: \beta_i = \beta, \forall i \in [1, N]$$

Fie F_2 statistica Fischer asociată testului de omogenitate a coeficienților β_i . Sub ipoteza nulă H_0^2 nu se impune nici o restricție referitoare la coeficienții individuali α_i . Dacă acceptăm ipoteza de independență și normalitate a reziduurilor, atunci se poate construi o statistică de tip Fischer pentru a testa cele $(N-1)k$ restricții liniare. Sub ipoteza alternativă H_1^2 , se regăsește modelul inițial cu $NT - N(k+1)$ grade de libertate.

Definiția 2. Statistica de tip Fischer F_2 asociată testului de omogenitate totală H_0^2 :

$$H_0^2: \beta_i = \beta, \forall i \in [1, N]$$

În modelul $y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i' x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, urmează o distribuție Fischer cu $(N-1)k$ și $NT - N(k+1)$ grade de libertate și se scrie sub forma:

$$F_2 = \frac{\frac{(SCR_{1,c'} - SCR_1)}{(N-1)k}}{\frac{SCR_1}{NT - N(k+1)}}$$

unde SCR_1 reprezintă suma pătratelor reziduurilor din modelul inițial, iar $SCR_{1,c'}$ este suma pătratelor reziduurilor din modelul restricționat (modelul cu efecte individuale):

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i' x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}.$$

Dacă valoarea calculată a statisticii Fischer pentru eșantionul considerat este superioară pragului teoretic de $\alpha\%$, se respinge ipoteza nulă de omogenitate.

Testul de omogenitate a constantelor α_i

Ipoteza de omogenitate a coeficienților α_i , notată H_0^3 , se scrie:

$$H_0^3: \alpha_i = \alpha, \forall i \in [1, N]$$

Fie F_3 statistica Fischer asociată testului de omogenitate a constantelor α_i . Sub ipoteza nulă, se impune egalitatea parametrilor β_i . Dacă admitem ipoteza de independență și normalitate a reziduurilor, atunci se poate construi o statistică de tip Fischer pentru a testa cele $N-1$ restricții liniare. Sub ipoteza alternativă, H_1^3 , coeficienții β_i sunt toți egali, dar constantele diferă de la un individ la altul. În consecință, numărul gradelor de independență este $NT - N-k$.

Definiția 3. Statistica de tip Fischer F_3 asociată testului de omogenitate totală H_0^3 :

$$H_0^3: \alpha_i = \alpha, \forall i \in [1, N]$$

în modelul $y_{i,t} = \alpha_i + \beta'_i x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, urmează o distribuție Fischer cu $(N - 1)$ și $N(T - 1) - k$ grade de libertate și se scrie sub forma

$$F_3 = \frac{(SCR_{1,c} - SCR_{1,c'})}{\frac{SCR_{1,c'}}{N(T - 1) - k}}$$

unde $SCR_{1,c'}$ reprezintă suma pătratelor reziduurilor din modelul restricționat sub ipoteza $\beta_i = \beta$ (modelul cu efecte individuale), iar $SCR_{1,c}$ este suma pătratelor reziduurilor din modelul restricționat sub ipoteza de omogenitate totală:

$$y_{i,t} = \alpha + \beta'_i x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Dacă valoarea calculată a statisticii Fischer pentru eșantionul considerat este superioară pragului teoretic de $\alpha\%$ (de exemplu, 5%) se respinge ipoteza nulă de omogenitate.

Anexa 4.3

4.3(1) Ecuațiile pentru consumurile primite de sectorul primar și graficul valorilor (reale, estimate, reziduale)

Dependent Variable: ICIP1_1

Method: Least Squares

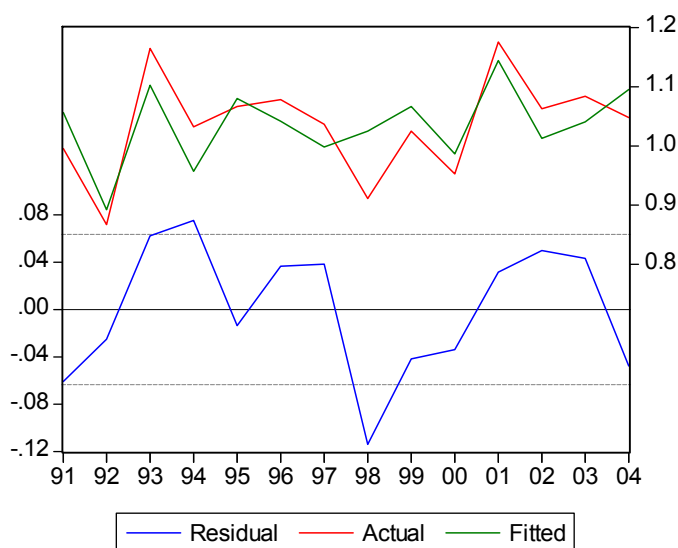
Date: 08/14/07 Time: 11:14

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

ICIP1_1=C(1)+C(2)*ICIPT_1

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.202577	0.085788	-2.361362	0.0345
C(2)	1.217094	0.085200	14.28513	0.0000
R-squared	0.940110	Mean dependent var		1.018988
Adjusted R-squared	0.935503	S.D. dependent var		0.104679
S.E. of regression	0.026584	Akaike info criterion		-4.293414
Sum squared resid	0.009188	Schwarz criterion		-4.199007
Log likelihood	34.20060	Durbin-Watson stat		1.332450



Dependent Variable: ICIPT_1

Method: Least Squares

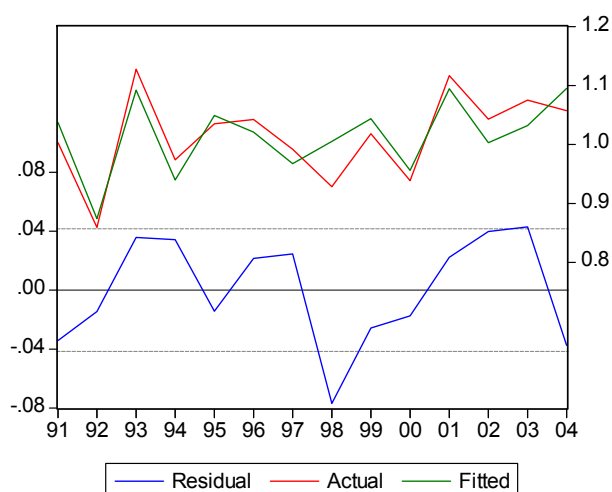
Date: 08/14/07 Time: 11:12

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

$$\text{ICIP2_1} = C(1) + C(2) * \text{ICIP2_1} + C(3) * \text{ICIP3_1} + C(4) * \text{ICIP3_1}(-1)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.561963	0.220337	2.550467	0.0288
C(2)	0.399756	0.124003	3.223772	0.0091
C(3)	0.284181	0.093233	3.048087	0.0123
C(4)	-0.234903	0.103584	-2.267763	0.0467
R-squared	0.754066	Mean dependent var		1.015026
Adjusted R-squared	0.680285	S.D. dependent var		0.073534
S.E. of regression	0.041579	Akaike info criterion		-3.287503
Sum squared resid	0.017288	Schwarz criterion		-3.104915
Log likelihood	27.01252	Durbin-Watson stat		1.612419



Dependent Variable: ICIP2_1

Method: Least Squares

Date: 08/14/07 Time: 12:40

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

$$\text{ICIP2_1} = C(1) + C(2) * \text{IRES_2}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.516129	0.151025	3.417498	0.0046
C(2)	0.488237	0.150176	3.251109	0.0063
R-squared	0.448445	Mean dependent var		1.003437
Adjusted R-squared	0.406017	S.D. dependent var		0.092894
S.E. of regression	0.071594	Akaike info criterion		-2.312046
Sum squared resid	0.066634	Schwarz criterion		-2.217639
Log likelihood	19.34034	Durbin-Watson stat		2.546453



Dependent Variable: ICIP3_3

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 13:18

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

ICIP3_3=C(1)+C(2)*ICIPT_3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.566099	0.343770	-1.646737	0.1236
C(2)	1.564427	0.326753	4.787800	0.0004

R-squared	0.638115	Mean dependent var	1.073115
Adjusted R-squared	0.610278	S.D. dependent var	0.192070
S.E. of regression	0.119905	Akaike info criterion	-1.280667
Sum squared resid	0.186904	Schwarz criterion	-1.186260
Log likelihood	11.60500	Durbin-Watson stat	2.133520



Testele Augmented Dickey Fuller pentru variabilele ecuațiilor de mai sus:
Null Hypothesis: ICIP1_1 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.632115	0.0033
Test critical values: 1% level	-4.004425	
5% level	-3.098896	
10% level	-2.690439	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 14

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ICIP1_1)

Method: Least Squares

Date: 08/14/07 Time: 11:03

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICIP1_1(-1)	-1.051807	0.227068	-4.632115	0.0006
C	1.088381	0.232124	4.688798	0.0005
R-squared	0.641325	Mean dependent var		0.018776
Adjusted R-squared	0.611436	S.D. dependent var		0.142257
S.E. of regression	0.088676	Akaike info criterion		-1.876090
Sum squared resid	0.094361	Schwarz criterion		-1.784797
Log likelihood	15.13263	F-statistic		21.45649
Durbin-Watson stat	2.191222	Prob(F-statistic)		0.000578

Null Hypothesis: ICIP2_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.037847	0.0094
Test critical values:		
1% level	-4.004425	
5% level	-3.098896	
10% level	-2.690439	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 14

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ICIP2_1)

Method: Least Squares
Date: 08/14/07 Time: 11:06
Sample (adjusted): 1991 2004
Included observations: 14 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICIP2_1(-1)	-1.161605	0.287679	-4.037847	0.0016
C	1.165228	0.288934	4.032845	0.0017
R-squared	0.576035	Mean dependent var		0.003461
Adjusted R-squared	0.540704	S.D. dependent var		0.146140
S.E. of regression	0.099041	Akaike info criterion		-1.654996
Sum squared resid	0.117710	Schwarz criterion		-1.563702
Log likelihood	13.58497	F-statistic		16.30421
Durbin-Watson stat	1.936779	Prob(F-statistic)		0.001646

Null Hypothesis: ICIP3_1 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.583279	0.0036
Test critical values: 1% level	-4.004425	
5% level	-3.098896	
10% level	-2.690439	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 14

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(ICIP3_1)
Method: Least Squares
Date: 08/14/07 Time: 11:07
Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICIP3_1(-1)	-1.404069	0.306346	-4.583279	0.0006
C	1.326121	0.286890	4.622404	0.0006
R-squared	0.636435	Mean dependent var		0.021383
Adjusted R-squared	0.606137	S.D. dependent var		0.212204
S.E. of regression	0.133176	Akaike info criterion		-1.062731
Sum squared resid	0.212829	Schwarz criterion		-0.971437
Log likelihood	9.439119	F-statistic		21.00644
Durbin-Watson stat	1.466026	Prob(F-statistic)		0.000629

Null Hypothesis: ICIP3_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.920340	0.0020
Test critical values:		
1% level	-4.004425	
5% level	-3.098896	
10% level	-2.690439	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 14

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ICIP3_1)

Method: Least Squares

Date: 08/14/07 Time: 11:20

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICIPT_1(-1)	-1.194918	0.242853	-4.920340	0.0004
C	1.209912	0.243629	4.966209	0.0003
R-squared	0.668598	Mean dependent var		0.015192
Adjusted R-squared	0.640981	S.D. dependent var		0.124439
S.E. of regression	0.074562	Akaike info criterion		-2.222819
Sum squared resid	0.066713	Schwarz criterion		-2.131525
Log likelihood	17.55973	F-statistic		24.20975
Durbin-Watson stat	1.920009	Prob(F-statistic)		0.000354

Null Hypothesis: IRES_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.876117	0.0733
Test critical values: 1% level	-4.004425	
5% level	-3.098896	
10% level	-2.690439	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 14

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IRES_2)

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 13:21

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IRES_2(-1)	-0.782949	0.272224	-2.876117	0.0139
C	0.789956	0.273703	2.886176	0.0137
R-squared	0.408052	Mean dependent var		0.009096
Adjusted R-squared	0.358723	S.D. dependent var		0.162018
S.E. of regression	0.129744	Akaike info criterion		-1.114947
Sum squared resid	0.202001	Schwarz criterion		-1.023653
Log likelihood	9.804630	F-statistic		8.272047
Durbin-Watson stat	2.026100	Prob(F-statistic)		0.013931

Null Hypothesis: D(IRES_3) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on Modified HQ, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.041861	0.0054
Test critical values:		
1% level	-2.754993	
5% level	-1.970978	
10% level	-1.603693	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20
observations and may not be accurate for a sample size of 13

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IRES_3,2)

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 13:25

Sample (adjusted): 1992 2004

Included observations: 13 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IRES_3(-1))	-1.156591	0.380225	-3.041861	0.0102
R-squared	0.418094	Mean dependent var		0.023810
Adjusted R-squared	0.418094	S.D. dependent var		0.141669
S.E. of regression	0.108069	Akaike info criterion		-1.538293
Sum squared resid	0.140147	Schwarz criterion		-1.494835
Log likelihood	10.99890	Durbin-Watson stat		1.545159

IRES_3 nu este staționar, ci integrabil de ordinal I(1).

4.3(2) Ecuatiile pentru consumurile primite de sectorul secundar și graficul valorilor (reale, estimate, reziduale)

Dependent Variable: ICIPT_2

Method: Least Squares

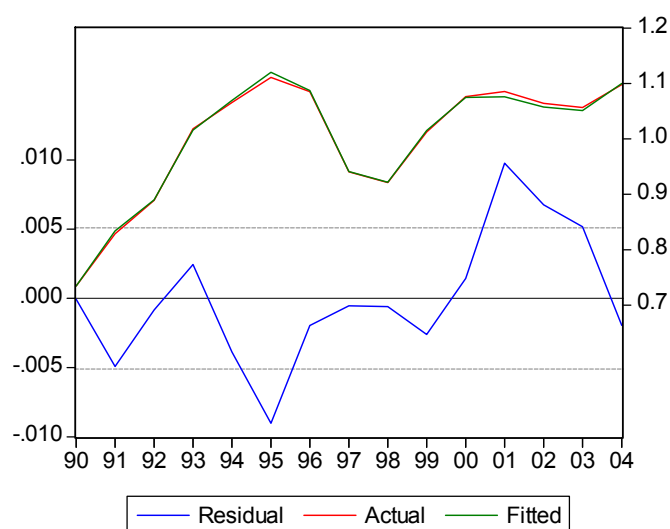
Date: 08/14/07 Time: 13:20

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

ICIPT_2=C(2)*ICIP1_2+C(3)*ICIP2_2+C(4)*ICIP3_2

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.387233	0.017706	21.87058	0.0000
C(3)	0.487784	0.015886	30.70455	0.0000
C(4)	0.126226	0.017352	7.274278	0.0000
R-squared	0.998232	Mean dependent var		0.999154
Adjusted R-squared	0.997938	S.D. dependent var		0.112199
S.E. of regression	0.005095	Akaike info criterion		-7.544074
Sum squared resid	0.000312	Schwarz criterion		-7.402464
Log likelihood	59.58056	Durbin-Watson stat		1.028830



Dependent Variable: ICIP1_2

Method: Least Squares

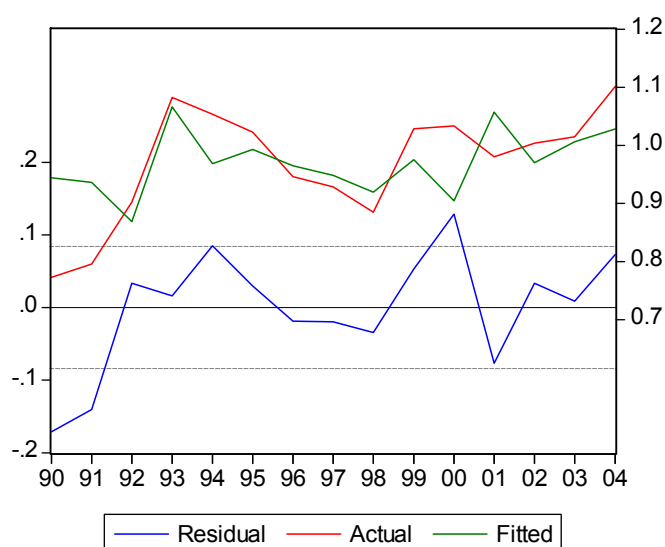
Date: 08/14/07 Time: 13:24

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

ICIP1_2=C(1)+C(2)*IPD_1

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.283420	0.284505	0.996186	0.3373
C(2)	0.683374	0.282293	2.420799	0.0309
R-squared	0.310720	Mean dependent var		0.970138
Adjusted R-squared	0.257699	S.D. dependent var		0.097696
S.E. of regression	0.084172	Akaike info criterion		-1.988337
Sum squared resid	0.092105	Schwarz criterion		-1.893930
Log likelihood	16.91253	Durbin-Watson stat		1.240011



Dependent Variable: ICIP2_2

Method: Least Squares

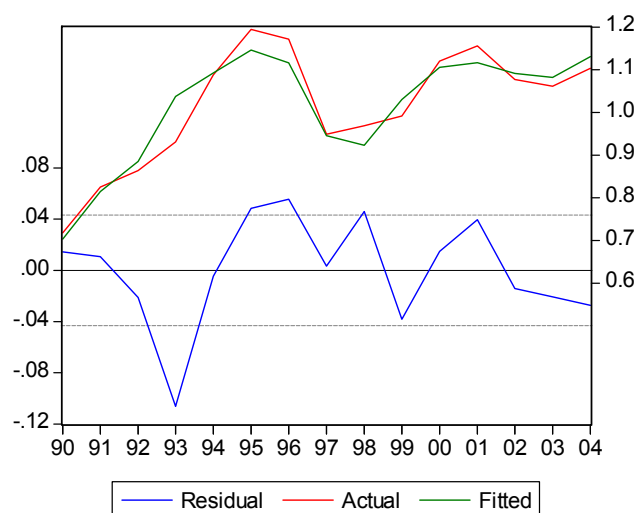
Date: 08/14/07 Time: 12:20

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

ICIP2_2=C(1)+C(2)*ICIPT_2

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.160439	0.103375	-1.552018	0.1447
C(2)	1.176121	0.102859	11.43434	0.0000
R-squared	0.909562	Mean dependent var		1.014687
Adjusted R-squared	0.902605	S.D. dependent var		0.138364
S.E. of regression	0.043181	Akaike info criterion		-3.323264
Sum squared resid	0.024240	Schwarz criterion		-3.228857
Log likelihood	26.92448	Durbin-Watson stat		1.627548



Dependent Variable: ICIP3_2

Method: Least Squares

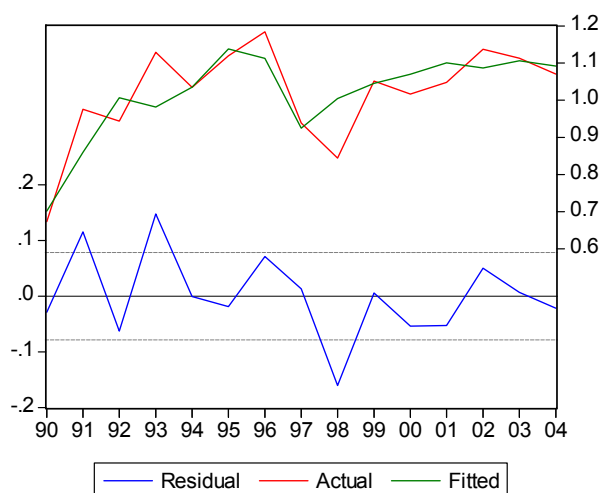
Date: 08/14/07 Time: 13:45

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

$ICIP3_2 = C(2) \cdot IPD_3 + C(3) \cdot IM_3$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	1.036271	0.022872	45.30771	0.0000
C(3)	-0.023019	0.005635	-4.085056	0.0013
R-squared	0.668827	Mean dependent var		1.018719
Adjusted R-squared	0.643352	S.D. dependent var		0.131268
S.E. of regression	0.078393	Akaike info criterion		-2.130587
Sum squared resid	0.079892	Schwarz criterion		-2.036180
Log likelihood	17.97940	Durbin-Watson stat		2.565189



Testele Augmented Dickey Fuller pentru variabilele ecuațiilor de mai sus:

Null Hypothesis: IC IPT_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.771036	0.0874
Test critical values: 1% level	-4.004425	
5% level	-3.098896	
10% level	-2.690439	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 14

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IC IPT_2)

Method: Least Squares

Date: 08/14/07 Time: 13:55

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICIPT_2(-1)	-0.378515	0.136597	-2.771036	0.0169
C	0.401485	0.136331	2.944927	0.0123
R-squared	0.390202	Mean dependent var		0.025959
Adjusted R-squared	0.339385	S.D. dependent var		0.068432
S.E. of regression	0.055620	Akaike info criterion		-2.808977
Sum squared resid	0.037123	Schwarz criterion		-2.717683
Log likelihood	21.66284	F-statistic		7.678638
Durbin-Watson stat	1.316664	Prob(F-statistic)		0.016929

Null Hypothesis: ICIP1_2 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.460052	0.0869
Test critical values:		
1% level	-4.886426	
5% level	-3.828975	
10% level	-3.362984	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 13

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ICIP1_2)

Method: Least Squares

Date: 08/14/07 Time: 13:56

Sample (adjusted): 1992 2004

Included observations: 13 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICIP1_2(-1)	-0.865155	0.250041	-3.460052	0.0072
D(ICIP1_2(-1))	0.438985	0.247840	1.771240	0.1103
C	0.807709	0.226308	3.569067	0.0060
@TREND(1989)	0.005702	0.005145	1.108168	0.2965
R-squared	0.582973	Mean dependent var		0.023485
Adjusted R-squared	0.443964	S.D. dependent var		0.080733
S.E. of regression	0.060201	Akaike info criterion		-2.534609
Sum squared resid	0.032617	Schwarz criterion		-2.360779
Log likelihood	20.47496	F-statistic		4.193776
Durbin-Watson stat	2.574175	Prob(F-statistic)		0.040966

Null Hypothesis: ICIP2_2 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on HQ, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.603797	0.0784
Test critical values:		
1% level	-5.124875	
5% level	-3.933364	
10% level	-3.420030	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 11

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ICIP2_2)

Method: Least Squares

Date: 08/14/07 Time: 14:01

Sample (adjusted): 1994 2004

Included observations: 11 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICIP2_2(-1)	-1.383724	0.383963	-3.603797	0.0155
D(ICIP2_2(-1))	0.685739	0.261478	2.622548	0.0470
D(ICIP2_2(-2))	0.396428	0.284909	1.391422	0.2228
D(ICIP2_2(-3))	-0.041085	0.242053	-0.169735	0.8719
C	1.375560	0.351374	3.914805	0.0112
@TREND(1989)	0.009336	0.008366	1.116032	0.3152
R-squared	0.830150	Mean dependent var		0.015667
Adjusted R-squared	0.660300	S.D. dependent var		0.105063
S.E. of regression	0.061234	Akaike info criterion		-2.445761
Sum squared resid	0.018748	Schwarz criterion		-2.228727
Log likelihood	19.45168	F-statistic		4.887543
Durbin-Watson stat	2.610543	Prob(F-statistic)		0.053233

Null Hypothesis: ICIP3_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.224858	0.0067
Test critical values: 1% level	-4.004425	
5% level	-3.098896	
10% level	-2.690439	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 14

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ICIP3_2)

Method: Least Squares

Date: 08/14/07 Time: 14:01

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ICIP3_2(-1)	-0.808163	0.191288	-4.224858	0.0012
C	0.848675	0.195755	4.335399	0.0010
R-squared	0.597982	Mean dependent var		0.028389
Adjusted R-squared	0.564481	S.D. dependent var		0.141507
S.E. of regression	0.093386	Akaike info criterion		-1.772584
Sum squared resid	0.104652	Schwarz criterion		-1.681290
Log likelihood	14.40808	F-statistic		17.84943
Durbin-Watson stat	2.016716	Prob(F-statistic)		0.001179

4.3(3) Ecuațiile pentru consumurile primite de sectorul terțiar și graficul valorilor (reale, estimate, reziduale)

Dependent Variable: ICIP2_3

Method: Least Squares

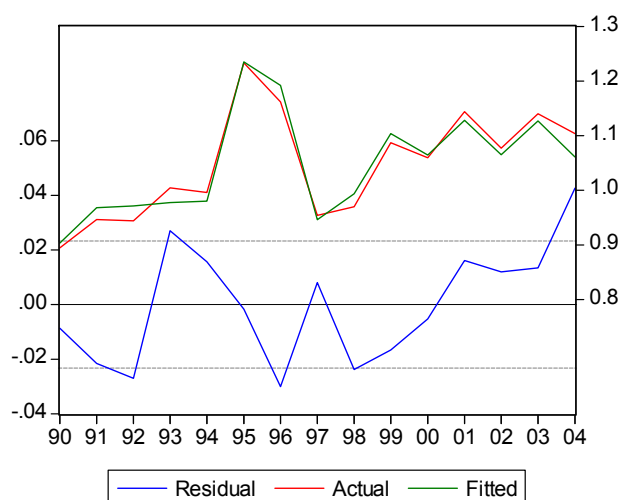
Date: 08/14/07 Time: 14:25

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

ICIP2_3=C(1)+C(2)*ICIP2_2+C(3)*ICIP2_1

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.110195	0.066628	1.653877	0.1241
C(2)	0.558743	0.063207	8.839869	0.0000
C(3)	0.325770	0.033660	9.678189	0.0000
R-squared	0.951825	Mean dependent var		1.047804
Adjusted R-squared	0.943796	S.D. dependent var		0.098074
S.E. of regression	0.023251	Akaike info criterion		-4.508103
Sum squared resid	0.006487	Schwarz criterion		-4.366493
Log likelihood	36.81077	Durbin-Watson stat		1.283500



Dependent Variable: ICIP1_3

Method: Least Squares

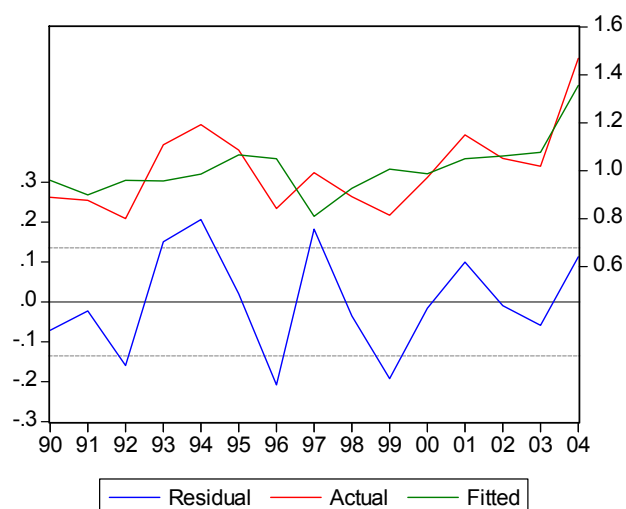
Date: 08/14/07 Time: 14:30

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

ICIP1_3=C(1)+C(2)*IRES_3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.131217	0.345846	-0.379410	0.7105
C(2)	1.098039	0.330974	3.317596	0.0056
R-squared	0.458479	Mean dependent var		1.010299
Adjusted R-squared	0.416823	S.D. dependent var		0.177050
S.E. of regression	0.135206	Akaike info criterion		-1.040467
Sum squared resid	0.237649	Schwarz criterion		-0.946060
Log likelihood	9.803503	Durbin-Watson stat		2.184971



Dependent Variable: ICIP2_3

Method: Least Squares

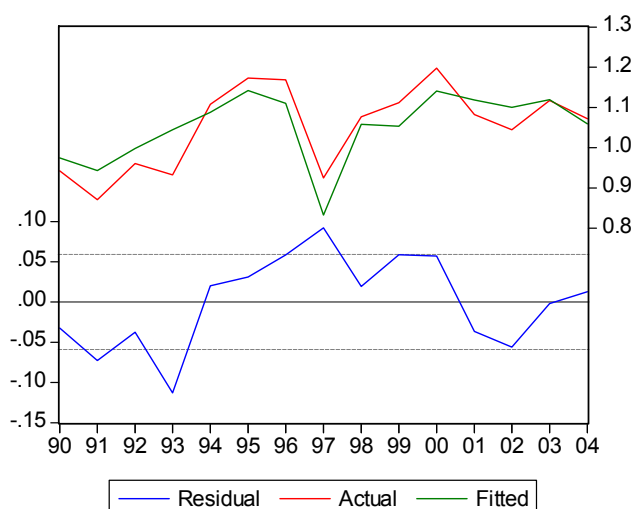
Date: 08/14/07 Time: 14:33

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

ICIP2_3=C(1)+C(2)*IRES_2

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.386975	0.124730	3.102504	0.0084
C(2)	0.666693	0.124028	5.375351	0.0001
R-squared	0.689696	Mean dependent var		1.052400
Adjusted R-squared	0.665826	S.D. dependent var		0.102285
S.E. of regression	0.059128	Akaike info criterion		-2.694643
Sum squared resid	0.045450	Schwarz criterion		-2.600237
Log likelihood	22.20983	Durbin-Watson stat		1.041184



4.3(4) Ecuatiile cu termen de corecție a erorii pentru consumurile intermediare

Dependent Variable: DLOG(CIP1_1)

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 13:47

Sample (adjusted): 1992 2004

Included observations: 13 after adjustments

DLOG(CIP1_1)=C(2)*(LOG(CIP1_1(-1))-(1.400026+0.863629

*LOG(CIP1_1(-2)))+C(3)*DLOG(CIP1_1(-1))+C(4)

*DLOG(CIP1_1(-2))

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	-1.936353	1.001730	-1.933010	0.0820
C(3)	1.772995	0.952237	1.861926	0.0922
C(4)	0.512528	0.209243	2.449445	0.0343
R-squared	0.327389	Mean dependent var		0.034647
Adjusted R-squared	0.192867	S.D. dependent var		0.086737
S.E. of regression	0.077925	Akaike info criterion		-2.066975
Sum squared resid	0.060722	Schwarz criterion		-1.936602
Log likelihood	16.43534	Durbin-Watson stat		1.662686

Dependent Variable: DLOG(CIP2_1)

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 14:32

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

DLOG(CIP2_1)=C(1)+C(2)*(LOG(CIP2_1(-1))-(4.362047957
+0.5106848658*LOG(CIP2_1(-2))))+C(3)*DLOG(CIP2_1(-1))

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.007120	0.024013	-0.296512	0.7724
C(2)	-1.417375	0.619672	-2.287300	0.0430
C(3)	0.878384	0.512143	1.715116	0.1143
R-squared	0.336574	Mean dependent var		-0.000974
Adjusted R-squared	0.215951	S.D. dependent var		0.100856
S.E. of regression	0.089304	Akaike info criterion		-1.806128
Sum squared resid	0.087728	Schwarz criterion		-1.669188
Log likelihood	15.64290	Durbin-Watson stat		1.998310

Dependent Variable: DLOG(CIP3_1)

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 14:32

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

DLOG(CIP3_1)=C(2)*(LOG(CIP3_1(-1))-(0.6403363641+0.9188203081
*LOG(CIP3_1(-2))))+C(4)*DLOG(CIP3_1(-1))

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	-1.160896	0.622851	-1.863843	0.0870
C(4)	0.821282	0.543795	1.510279	0.1568
R-squared	0.101798	Mean dependent var		-0.061405
Adjusted R-squared	0.026948	S.D. dependent var		0.157379
S.E. of regression	0.155244	Akaike info criterion		-0.756079
Sum squared resid	0.289207	Schwarz criterion		-0.664785
Log likelihood	7.292554	Durbin-Watson stat		1.663070

Dependent Variable: DLOG(CIP1_2)

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 13:47

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

DLOG(CIP1_2)=C(1)+C(2)*(LOG(CIP1_2(-1))-(4.802155995
+0.5250343928*LOG(CIP1_2(-2))))+C(3)*DLOG(CIP1_2(-1))

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.012595	0.016650	0.756468	0.4653
C(2)	-0.846124	0.308103	-2.746238	0.0190
C(3)	0.820620	0.177872	4.613551	0.0007
R-squared	0.661020	Mean dependent var		-0.019469
Adjusted R-squared	0.599387	S.D. dependent var		0.088679
S.E. of regression	0.056128	Akaike info criterion		-2.734942
Sum squared resid	0.034654	Schwarz criterion		-2.598001
Log likelihood	22.14460	Durbin-Watson stat		1.378694

Dependent Variable: DLOG(CIP2_2)

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 14:33

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

DLOG(CIP2_2)=C(1)+C(2)*(LOG(CIP2_2(-1))-(1.635207907
+0.8455546184*LOG(CIP2_2(-1))))+C(4)*DLOG(CIP2_2(-1))

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.023109	0.020964	1.102299	0.2939
C(2)	-0.769406	0.661510	-1.163106	0.2694
C(4)	0.655472	0.149061	4.397340	0.0011
R-squared	0.638316	Mean dependent var		0.029253
Adjusted R-squared	0.572555	S.D. dependent var		0.114899
S.E. of regression	0.075120	Akaike info criterion		-2.152046
Sum squared resid	0.062073	Schwarz criterion		-2.015105
Log likelihood	18.06432	Durbin-Watson stat		1.557687

Dependent Variable: DLOG(CIP3_2)

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 14:33

Sample (adjusted): 1992 2004

Included observations: 13 after adjustments

DLOG(CIP3_2)=C(2)*(LOG(CIP3_2(-1))-(2.460051678+0.7353366984

*LOG(CIP3_2(-2))))+C(3)*DLOG(CIP3_2(-1))+C(4)

*DLOG(CIP3_2(-2))

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	-1.268374	0.814431	-1.557374	0.1504
C(3)	1.378580	0.729215	1.890498	0.0880
C(4)	0.194711	0.230026	0.846473	0.4171
R-squared	0.113377	Mean dependent var		0.043485
Adjusted R-squared	-0.063947	S.D. dependent var		0.094149
S.E. of regression	0.097112	Akaike info criterion		-1.626720
Sum squared resid	0.094308	Schwarz criterion		-1.496347
Log likelihood	13.57368	Durbin-Watson stat		1.803747

Dependent Variable: DLOG(CIP1_3)

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 13:51

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

DLOG(CIP1_3)=C(2)*(LOG(CIP1_3(-1))-(3.688109796+0.5710716496

*LOG(CIP1_3(-2))))+C(4)*DLOG(CIP1_3(-1))

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	-1.264958	0.560611	-2.256391	0.0435
C(4)	1.213117	0.480306	2.525718	0.0266
R-squared	0.352233	Mean dependent var		0.005159
Adjusted R-squared	0.298253	S.D. dependent var		0.168802
S.E. of regression	0.141406	Akaike info criterion		-0.942799
Sum squared resid	0.239948	Schwarz criterion		-0.851505
Log likelihood	8.599590	Durbin-Watson stat		1.585625

Dependent Variable: DLOG(CIP2_3)

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 14:34

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

DLOG(CIP2_3)=C(2)*(LOG(CIP2_3(-1)))-(-0.7132150808+1.075819201
*LOG(CIP2_3(-2))))+C(3)*DLOG(CIP2_3(-1))

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	-0.666375	0.594650	-1.120618	0.2844
C(3)	1.076566	0.528404	2.037392	0.0643
R-squared	0.153344	Mean dependent var		0.054092
Adjusted R-squared	0.082789	S.D. dependent var		0.098519
S.E. of regression	0.094353	Akaike info criterion		-1.751984
Sum squared resid	0.106830	Schwarz criterion		-1.660690
Log likelihood	14.26389	Durbin-Watson stat		1.947113

Dependent Variable: DLOG(CIP3_3)

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 14:35

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

DLOG(CIP3_3)=C(1)+C(2)*(LOG(CIP3_3(-1)))-(-0.5180947608
+0.9517452297*LOG(CIP3_3(-2))))+C(4)*DLOG(CIP3_3(-1))

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.049485	0.245202	0.201813	0.8437
C(2)	-0.619748	4.212369	-0.147126	0.8857
C(4)	0.407626	4.190110	0.097283	0.9243
R-squared	0.052577	Mean dependent var		0.073599
Adjusted R-squared	-0.119682	S.D. dependent var		0.173777
S.E. of regression	0.183882	Akaike info criterion		-0.361631
Sum squared resid	0.371940	Schwarz criterion		-0.224690
Log likelihood	5.531418	Durbin-Watson stat		2.046106

Dependent Variable: DLOG(CIPT_1)

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 14:35

Sample (adjusted): 1992 2004

Included observations: 13 after adjustments

$DLOG(CIPT_1) = C(1) + C(2) * (LOG(CIPT_1(-1)) - (6.026054305 + 0.4315128573 * LOG(CIPT_1(-2)))) + C(4) * DLOG(CIPT_1(-2))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.016258	0.018431	0.882064	0.3984
C(2)	-0.316952	0.288679	-1.097937	0.2980
C(4)	0.474914	0.217503	2.183488	0.0539
R-squared	0.389172	Mean dependent var		0.013130
Adjusted R-squared	0.267007	S.D. dependent var		0.076910
S.E. of regression	0.065847	Akaike info criterion		-2.403804
Sum squared resid	0.043358	Schwarz criterion		-2.273431
Log likelihood	18.62473	Durbin-Watson stat		1.702128

Dependent Variable: DLOG(CIPT_2)

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 14:35

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

$DLOG(CIPT_2) = C(1) + C(2) * (LOG(CIPT_2(-1)) - (4.339356512 + 0.6131955879 * LOG(CIPT_2(-2)))) + C(4) * DLOG(CIPT_2(-1))$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.021836	0.014176	1.540383	0.1517
C(2)	-0.451176	0.311465	-1.448563	0.1754
C(4)	0.911255	0.243288	3.745580	0.0032

R-squared	0.715292	Mean dependent var	0.014202
Adjusted R-squared	0.663527	S.D. dependent var	0.090609
S.E. of regression	0.052559	Akaike info criterion	-2.866361
Sum squared resid	0.030387	Schwarz criterion	-2.729421
Log likelihood	23.06453	Durbin-Watson stat	1.259895

Dependent Variable: DLOG(CIPT_3)

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 14:36

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

DLOG(CIPT_3)=C(1)+C(2)*(LOG(CIPT_3(-1)))-(-1.159880731
+1.112704184*LOG(CIPT_3(-2))))+C(4)*DLOG(CIPT_3(-1))

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.033982	0.045023	0.754758	0.4662
C(2)	-0.112144	1.036312	-0.108214	0.9158
C(4)	0.507937	1.006794	0.504510	0.6239

R-squared	0.199456	Mean dependent var	0.053615
Adjusted R-squared	0.053903	S.D. dependent var	0.086201
S.E. of regression	0.083845	Akaike info criterion	-1.932277
Sum squared resid	0.077330	Schwarz criterion	-1.795336
Log likelihood	16.52594	Durbin-Watson stat	2.004069

Anexa 4.4

Consumul final

Dependent Variable: ICF_T

Method: Least Squares

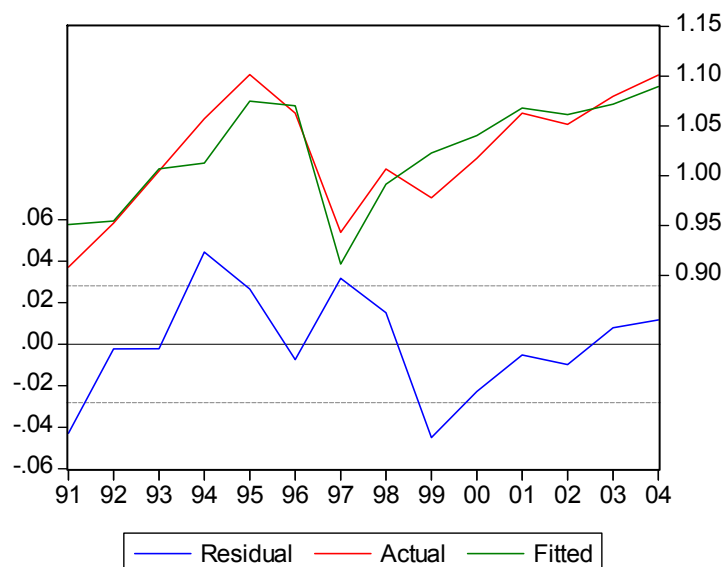
Date: 08/16/07 Time: 14:57

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

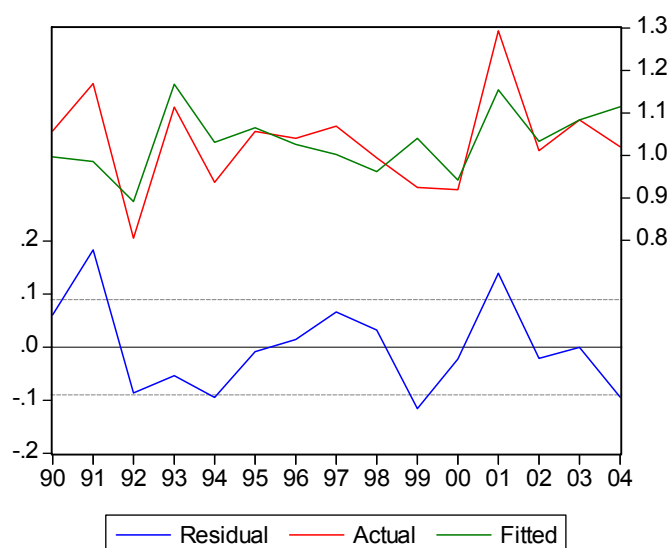
ICF_T=C(1)+C(2)*ICF_T(-1)+C(3)*IRES_T

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.318869	0.147358	2.163913	0.0533
C(2)	0.225749	0.134099	1.683454	0.1204
C(3)	0.471907	0.071521	6.598139	0.0000
R-squared	0.818432	Mean dependent var		1.023332
Adjusted R-squared	0.785420	S.D. dependent var		0.060668
S.E. of regression	0.028103	Akaike info criterion		-4.118448
Sum squared resid	0.008688	Schwarz criterion		-3.981507
Log likelihood	31.82914	Durbin-Watson stat		1.367247



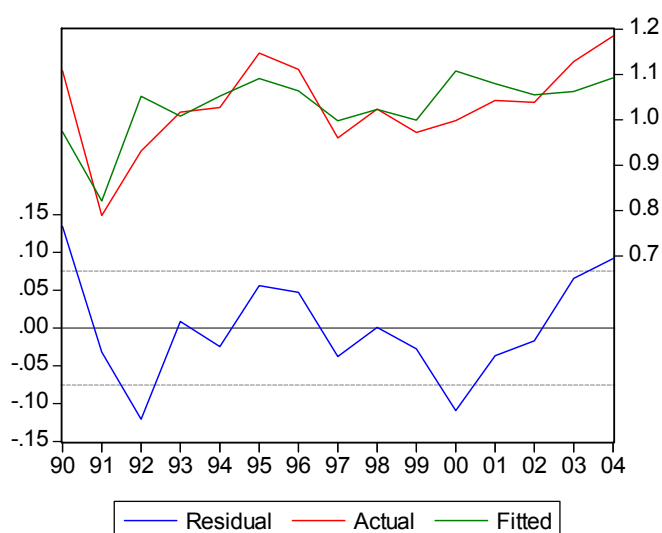
Dependent Variable: ICF_1
 Method: Least Squares
 Date: 08/16/07 Time: 14:39
 Sample (adjusted): 1990 2004
 Included observations: 15 after adjustments
 $ICF_1 = C(1) + C(3) * IPD_1$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.072380	0.303578	0.238422	0.8153
C(3)	0.955824	0.301217	3.173209	0.0073
R-squared	0.436479	Mean dependent var		1.032881
Adjusted R-squared	0.393132	S.D. dependent var		0.115293
S.E. of regression	0.089815	Akaike info criterion		-1.858564
Sum squared resid	0.104868	Schwarz criterion		-1.764157
Log likelihood	15.93923	Durbin-Watson stat		1.848535



Dependent Variable: ICF_2
 Method: Least Squares
 Date: 08/16/07 Time: 14:40
 Sample (adjusted): 1990 2004
 Included observations: 15 after adjustments
 $ICF_2 = C(1) + C(3) * IPD_2 + C(4) * IM_2$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.322681	0.210879	1.530176	0.1519
C(3)	0.418700	0.191343	2.188222	0.0492
C(4)	0.254186	0.111407	2.281603	0.0416
R-squared	0.503586	Mean dependent var		1.032248
Adjusted R-squared	0.420850	S.D. dependent var		0.099010
S.E. of regression	0.075348	Akaike info criterion		-2.156534
Sum squared resid	0.068128	Schwarz criterion		-2.014924
Log likelihood	19.17400	Durbin-Watson stat		1.309673



Dependent Variable: ICF_3

Method: Least Squares

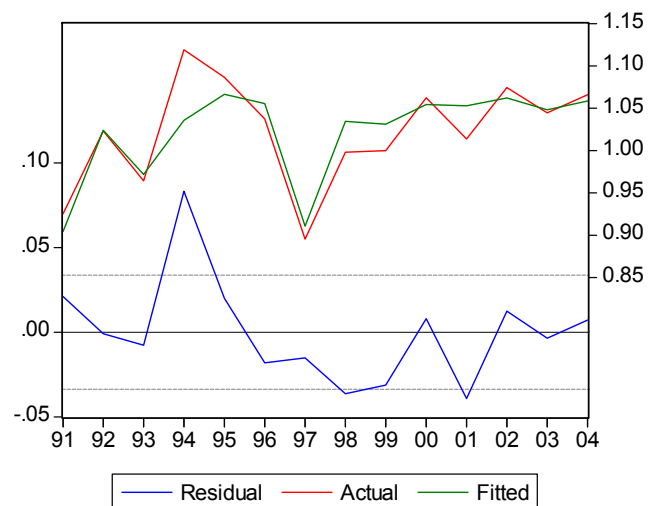
Date: 08/16/07 Time: 14:40

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

ICF_3=C(1)+C(2)*ICF_3(-1)+C(3)*IPD_3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.492747	0.179407	2.746523	0.0190
C(2)	-0.397177	0.166490	-2.385592	0.0361
C(3)	0.905956	0.156851	5.775883	0.0001
R-squared	0.752039	Mean dependent var		1.022136
Adjusted R-squared	0.706956	S.D. dependent var		0.062263
S.E. of regression	0.033705	Akaike info criterion		-3.754936
Sum squared resid	0.012496	Schwarz criterion		-3.617995
Log likelihood	29.28455	Durbin-Watson stat		1.720040



Anexa 4.5

Formarea brută de capital fix

Dependent Variable: IFBCF_T

Method: Least Squares

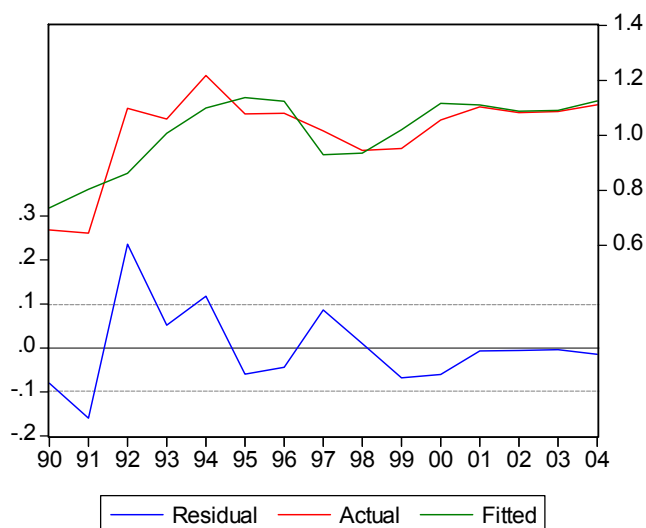
Date: 08/16/07 Time: 15:35

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

IFBCF_T=C(1)+C(3)*IPD_2

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.200186	0.246574	-0.811869	0.4315
C(3)	1.213816	0.245537	4.943508	0.0003
R-squared	0.652762	Mean dependent var	1.012284	
Adjusted R-squared	0.626051	S.D. dependent var	0.160715	
S.E. of regression	0.098279	Akaike info criterion	-1.678441	
Sum squared resid	0.125565	Schwarz criterion	-1.584034	
Log likelihood	14.58831	Durbin-Watson stat	2.104657	



Dependent Variable: IFBCF_1

Method: Least Squares

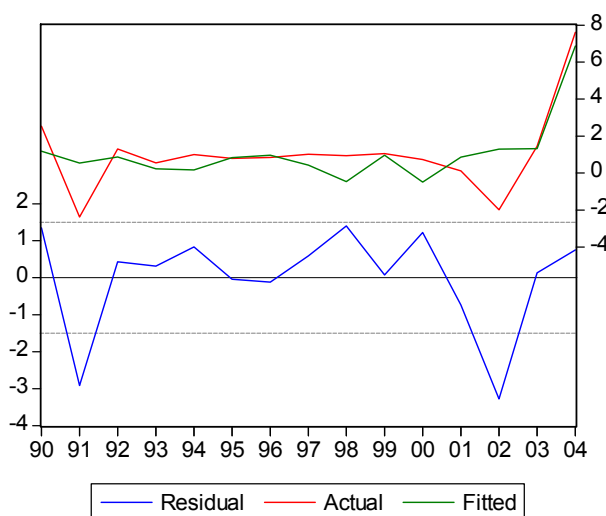
Date: 08/16/07 Time: 14:58

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

IFBCF_1=C(1)+C(3)*IRES_2+C(4)*IRES_3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-9.946897	4.025828	-2.470771	0.0295
C(3)	-8.586405	3.782479	-2.270047	0.0424
C(4)	18.81136	4.414197	4.261559	0.0011
R-squared	0.602317	Mean dependent var		1.039240
Adjusted R-squared	0.536037	S.D. dependent var		2.200995
S.E. of regression	1.499205	Akaike info criterion		3.824604
Sum squared resid	26.97139	Schwarz criterion		3.966214
Log likelihood	-25.68453	Durbin-Watson stat		2.112300



Dependent Variable: IFBCF_2

Method: Least Squares

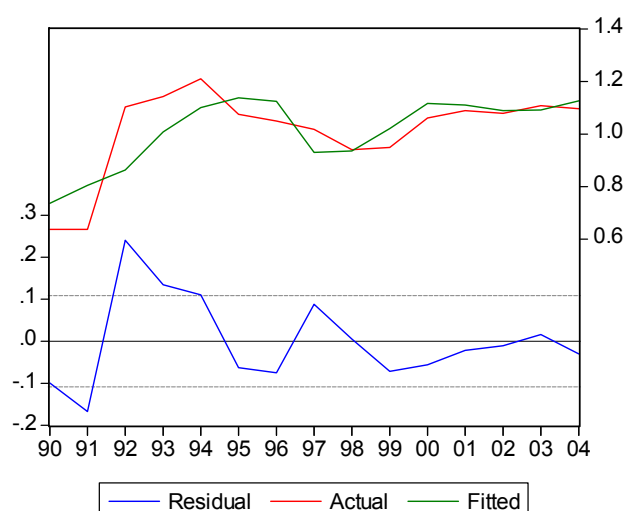
Date: 08/16/07 Time: 15:37

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

IFBCF_2=C(1)+C(2)*IPD_2

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.199101	0.272285	-0.731224	0.4776
C(2)	1.213532	0.271140	4.475665	0.0006
R-squared	0.606437	Mean dependent var		1.013085
Adjusted R-squared	0.576163	S.D. dependent var		0.166701
S.E. of regression	0.108527	Akaike info criterion		-1.480069
Sum squared resid	0.153115	Schwarz criterion		-1.385663
Log likelihood	13.10052	Durbin-Watson stat		1.673770



Dependent Variable: IFBCF_3

Method: Least Squares

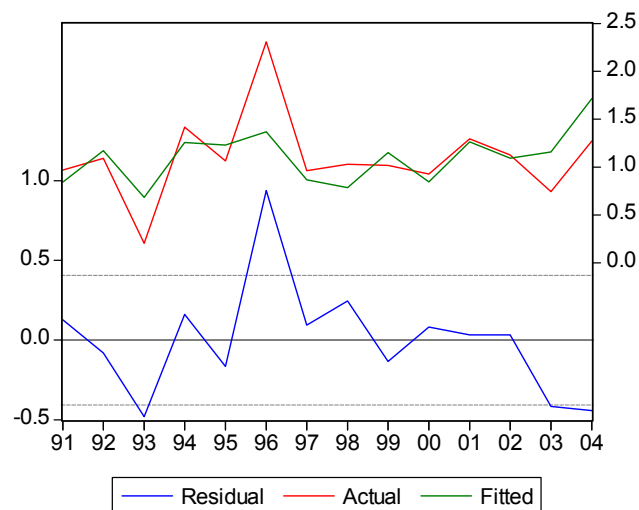
Date: 08/16/07 Time: 15:37

Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

IFBCF_3=C(1)+C(2)*IPD_3+C(3)*IFBCF_3(-1)+C(4)*IRES_2

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-3.451408	2.241384	-1.539856	0.1546
C(2)	9.048591	4.021676	2.249955	0.0482
C(3)	-0.497545	0.335258	-1.484066	0.1686
C(4)	-4.220150	2.336928	-1.805854	0.1011
R-squared	0.374725	Mean dependent var		1.102778
Adjusted R-squared	0.187142	S.D. dependent var		0.450487
S.E. of regression	0.406153	Akaike info criterion		1.270783
Sum squared resid	1.649603	Schwarz criterion		1.453371
Log likelihood	-4.895482	Durbin-Watson stat		1.856610



Anexa 4.6

Exportul

Dependent Variable: IX_T

Method: Least Squares

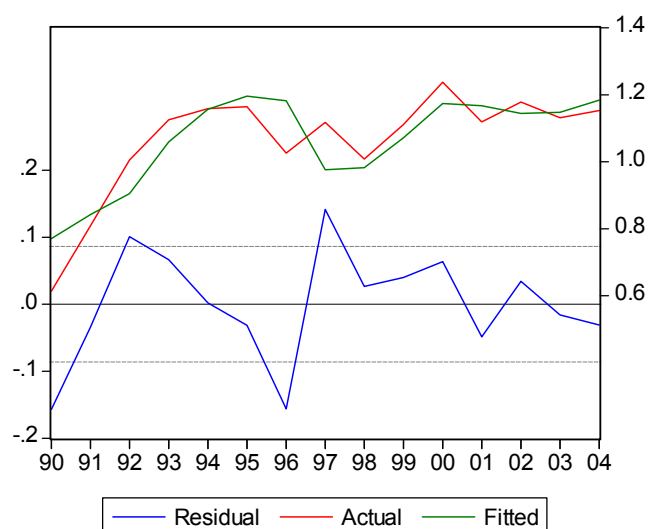
Date: 08/16/07 Time: 15:40

Sample (adjusted): 1990 2004

Included observations: 15 after adjustments

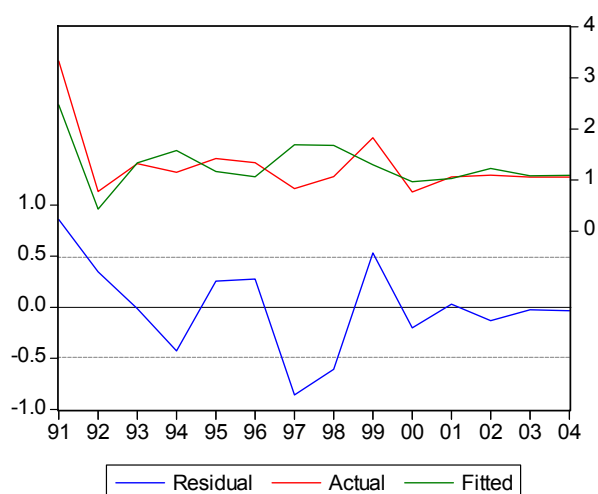
IX_T=C(1)+C(2)*IPD_2

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.221639	0.216475	-1.023853	0.3246
C(2)	1.286885	0.215565	5.969828	0.0000
R-squared	0.732724	Mean dependent var		1.063819
Adjusted R-squared	0.712164	S.D. dependent var		0.160824
S.E. of regression	0.086282	Akaike info criterion		-1.938817
Sum squared resid	0.096780	Schwarz criterion		-1.844410
Log likelihood	16.54113	Durbin-Watson stat		1.858668



Dependent Variable: IX_1
 Method: Least Squares
 Date: 08/16/07 Time: 15:41
 Sample (adjusted): 1991 2004
 Included observations: 14 after adjustments
 $IX_1 = C(1) + C(2) * IX_1(-1) + C(3) * IRES_1$

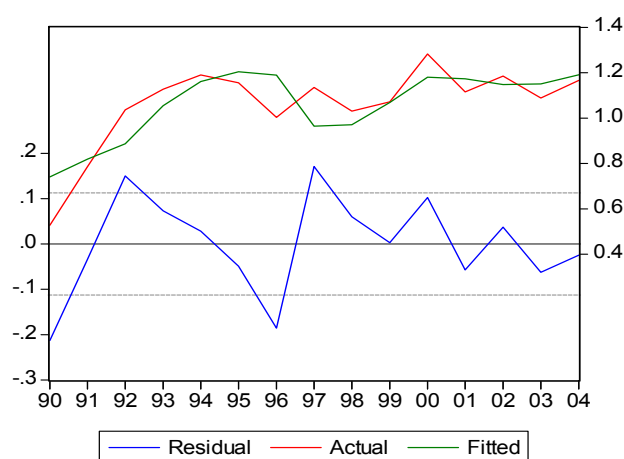
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	5.003499	1.280945	3.906099	0.0025
C(2)	-0.595696	0.203622	-2.925491	0.0138
C(3)	-3.074576	1.231303	-2.497010	0.0297
R-squared	0.519899	Mean dependent var		1.294353
Adjusted R-squared	0.432607	S.D. dependent var		0.648619
S.E. of regression	0.488575	Akaike info criterion		1.592762
Sum squared resid	2.625760	Schwarz criterion		1.729702
Log likelihood	-8.149331	Durbin-Watson stat		1.635419



Dependent Variable: IX_2
 Method: Least Squares
 Date: 08/16/07 Time: 15:41
 Sample (adjusted): 1990 2004
 Included observations: 15 after adjustments

$$IX_2 = C(1) + C(2) * IPD_2$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.342002	0.282142	-1.212162	0.2470
C(2)	1.403630	0.280956	4.995914	0.0002
R-squared	0.657527	Mean dependent var		1.060072
Adjusted R-squared	0.631182	S.D. dependent var		0.185172
S.E. of regression	0.112456	Akaike info criterion		-1.408946
Sum squared resid	0.164402	Schwarz criterion		-1.314539
Log likelihood	12.56710	Durbin-Watson stat		1.803838



Dependent Variable: IX_3

Method: Least Squares

Date: 08/16/07 Time: 15:42

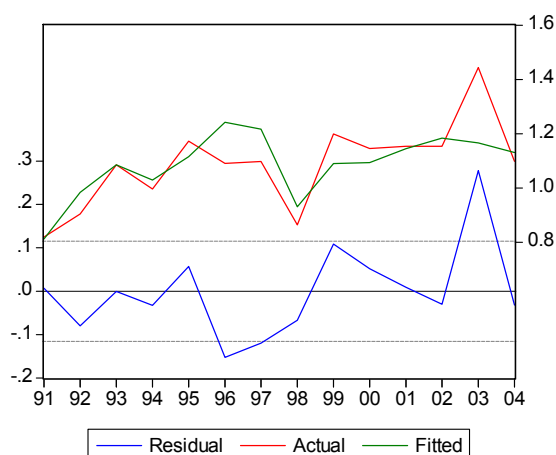
Sample (adjusted): 1991 2004

Included observations: 14 after adjustments

$$IX_3 = C(1) + C(2) * IX_3(-1) + C(3) * IPD_3(-1)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.306751	0.514376	-0.596356	0.5630
C(2)	-0.184205	0.075045	-2.454594	0.0320
C(3)	1.571226	0.508026	3.092804	0.0102

R-squared	0.547051	Mean dependent var	1.087565
Adjusted R-squared	0.464696	S.D. dependent var	0.157770
S.E. of regression	0.115431	Akaike info criterion	-1.292871
Sum squared resid	0.146569	Schwarz criterion	-1.155930
Log likelihood	12.05010	Durbin-Watson stat	2.041462



Bibliografie

- Dobrescu, E. (1996), „Transition Economy - A Weakly Structured System”, *Romanian Economic Review*, 41.
- Dobrescu, E. (2000), *Macromodels of the Romanian Transition Economy* – third edition, Expert Publishing House, Bucharest.
- Dobrescu, E. (2002), *Tranziția în România – Abordări econometrice*, Editura Economică, București.
- Dobrescu, E. (2006), *Macromodels of the Romanian Market Economy*, Editura Economică, București.
- Mereuță, C.; Ciupagea, C.; Calotă, M.; Oncescu, C.; Scutaru, C.; Bejan, F.; Wiener, U.; Joița, P.; Straus, T. (2000), *Industria prelucrătoare românească*, Editura Fundației PRO, București.
- Porter, M. (1993), *The competitive advantage of Nations*, New York, The Free Press.
- Scutaru, C. (1994), „Inflation-salaires-chômage”, *Revue Roumaine des Sciences Economiques*, 40, 145.

-
- Scutaru, C. (1997), „Un modele agregé du processus inflationiste”, *Observer*, 4.
- Scutaru, C.; Pelinescu, E. (1998), „Evolution des agrégats monétaires”, *Revue Roumaine des Sciences Economiques*, 2.
- Scutaru, C.; Florescu, I. (2003), *Global Competitiveness of Sectors - Favoring factors and barriers*, Proceedings of the Romanian Academy, series C: Humanities and Social Sciences, No. 1, The Publishing House of the Romanian Academy.
- Voiculescu, D.; Mereuță, C. et al. (1998), *Analiza competitivității economiei românești, orizont 2000-2005-2010. Soluții strategice alternative*, Ed. Academiei, București.


București, România

Tel.: 021-318.24.38; Fax: 021-318.24.32
Licența Ministerului Culturii nr. 1442/1992
Consilier editorial: Valeriu IOAN-FRANC
Aparat critic și editorial: Aida SARCHIZIAN

ISBN 978-973-159-014-1
ISBN 978-973-618-162-7

Trim. IV 2007