



ACADEMIA ROMÂNĂ  
INSTITUTUL NAȚIONAL DE CERCETĂRI ECONOMICE  
„COSTIN C. KIRIȚESCU”

**Vol. 149/2005**

*Colectia*  
**BIBLIOTECA ECONOMICĂ**

*Seria*  
**Probleme  
economice**

**ESTIMAREA  
CORELAȚIILOR  
MACROECONOMICE  
PE BAZA DATELOR  
TRIMESTRIALE**

Lucian Liviu ALBU, Mariana NICOLAE, Dalina ANDREI  
Petre CARAIANI, Carmen UZLĂU

ISBN 973-7940-86-5



Centrul de Informare și Documentare Economică



ACADEMIA ROMÂNĂ  
INSTITUTUL NAȚIONAL DE CERCETĂRI ECONOMICE  
INSTITUTUL DE PROGNOZĂ ECONOMICĂ

ESTIMAREA CORELAȚIILOR  
MACROECONOMICE  
PE BAZA DATELOR TRIMESTRIALE



Centrul de Informare și Documentare Economică  
București, 2005

Studiul de față prezintă rezultatele parțiale ale temei  
**Analiza și prognoza evoluției principalelor corelații macroeconomice în  
România, comparativ cu alte țări din Europa**  
din cadrul proiectului

**TIPOLOGIA CREȘTERII ECONOMICE; EVOLUȚIA PRINCIPALELOR  
CORELAȚII MACROECONOMICE ÎN PERIOADA DE TRANZIȚIE**

care face obiectului Contractului de finanțare pentru proiecte prioritare  
PP4/S2/Programul Național CERES

încheiat de Institutul de Prognoză Economică al Academiei Române,  
cu Ministerul Educației și Cercetării, prin Institutul de Fizică Atomică  
în calitate de autoritate contractantă, la 25.XI.2002.

Durata programului noiembrie 2002-octombrie 2005.

Subcontractant Academia de Studii Economice, București

Director de proiect : Marioara IORDAN

Faza PI/III.2 – Estimarea corelațiilor macroeconomice pe baza datelor trimestriale

Coordonator fază: Lucian Liviu ALBU

**Colectiv :**

Lucian Liviu ALBU

coordonator

Mariana NICOLAE

Dalina ANDREI

Petre CARAIANI

Carmen UZLĂU

---

---

Editat de CENTRUL DE INFORMARE ȘI DOCUMENTARE ECONOMICĂ  
REDACTOR-ȘEF - VALERIU IOAN FRANÇ  
SECRETAR GENERAL DE REDACȚIE - AIDA SARCHIZIAN

---

Redactor: ADELINA BIGICĂ  
Concepție grafică, machetare și tehnoredactare: VICTOR PREDAC  
CIDE/STUDII/PROBLEME: Pro149\_5.doc

---

Redacția și administrația: București, Calea 13 Septembrie nr. 13, sectorul 5,  
cod poștal 76 117, telefon: 0040-1-411 60 75, telefax: 0040-1-411 54 86  
Adresa poștală: București 5, căsuța poștală 5 - 72

---

Materialele cuprinse în acest buletin pot fi reproduse numai cu aprobarea  
conducerii Institutului Național de Cercetări Economice

---

Volumele seriei pot fi identificate și comandate fie în colecție anuală, respectiv ISSN 1222 - 5401,  
fie pe fiecare titlu în parte, respectiv pe ISBN alocat fiecărui volum.

---

Pentru volumul de față: ISBN - 973 - 7940 - 86 - 5

# CUPRINS

<b>1. ESTIMAREA CORELAȚIILOR MACROECONOMICE PE BAZA DATELOR TRIMESTRIALE ȘI PROGNOZA PE TERMEN SCURT ȘI MEDIU</b> .....	5
1.1. Dinamici în spațiul european .....	5
1.2. Problematika estimării ratei naturale a șomajului .....	6
1.3. Un model de estimare a dinamicii PIB-ului trimestrial .....	9
1.4. Estimarea parametrilor funcțiilor de regresie .....	13
<i>Bibliografie selectivă</i> .....	19
<b>2. STADIUL ACTUAL AL UTILIZĂRII DIVERSELOR METODE ȘI TEHNICI ÎN ESTIMAREA PIB-ULUI TRIMESTRIAL</b> .....	20
2.1. Stadiul actual al utilizării diverselor metode și tehnici în estimarea PIB-ului trimestrial .....	20
2.2. Surse ale erorilor de estimare ale PIB-ului .....	24
<b>3. EVOLUȚII MACROECONOMICE. COMPARAȚII CU ȚĂRI DIN EUROPA CENTRALĂ ȘI DE EST</b> .....	26
<i>Bibliografie selectivă</i> .....	29



# 1. ESTIMAREA CORELAȚIILOR MACROECONOMICE PE BAZĂ DATELOR TRIMESTRIALE ȘI PROGNOZA PE TERMEN SCURT ȘI MEDIU

## 1.1. Dinamici în spațiul european

În perspectiva aderării României la Uniunea Europeană, principalele corelații care interesează pentru perioada viitoare sunt cele referitoare la rata șomajului, ritmul creșterii economice și rata inflației. Înainte de a analiza în detaliu aceste corelații, se impun câteva remarci, deduse pe baza experienței din ultimele decenii a celorlalte țări din spațiul european, pe care le prezentăm în continuare.

Conform unor studii mai vechi ale noastre, bazate pe utilizarea unor modele empirice, în ultimele trei decenii s-au înregistrat schimbări majore ale trendurilor în țările membre ale Uniunii Europene (Dăianu și Albu, 1996; Albu, 1998 și 2001). Printre acestea, se remarcă descreșterea accelerată a inflației, acompaniată de amplificarea șomajului și o descreștere ușoară a ritmului creșterii economice. O concluzie importantă se referă la aceea că un volum mai mic în spațiul tridimensional (semnificând corelația dintre cele trei variabile macroeconomice: șomaj-inflație-PIB) ilustrează o mai mare stabilitate economică și mai puțin stres în sistemul economic. În anexa nr. 1, este redată grafic imaginea evoluției din ultimele trei decenii (1970-2000) în spațiul 3D (rata șomajului,  $u\%$  - ritmul creșterii anuale a PIB-ului,  $y\%$  - inflația,  $\pi\%$ ), cuprinzând zece țări din UE (Anglia, Belgia, Danemarca, Franța, Germania, Italia, Irlanda, Olanda, Portugalia și Spania). Evoluția a fost de la o perioadă în care nivelurile înalte ale inflației predominau către una în care ratele ridicate ale șomajului au devenit dominante. Aceasta poate fi interpretată în sensul apariției unei relaxări pe latura șomajului, niveluri înalte ale acestuia devenind "acceptabile" sau "normale", în opoziție cu interpretările referitoare la latura inflației.

O analiză de detaliu a demonstrat posibilitatea existenței, în sensul celor arătate, a unor trenduri persistente și a unor atractori pe termen lung. Pe de altă parte, în țările central și est-europene s-a înregistrat, cel puțin în fazele incipiente ale tranziției, o situație inversă: inflația a explodat în primii ani ai trecerii la economia de piață, iar creșterea șomajului, datorită forțelor inerțiale, nu a sporit în ritmul care s-ar fi impus de către un efort masiv de restructurare și promovare a reformelor. Dinamica ulterioară însă a produs evidențe care relevă că pe termen lung trendurile vor fi probabil similare și în cazul acestor din urmă țări. Principala problemă care continuă să afecteze încă economiile din centrul și estul Europei o reprezintă nivelurile relativ ridicate ale inflației, comparativ cu standardele cerute de integrarea în Uniunea Europeană (acesta este în special cazul României, unde inflația anuală va coborî sub pragul de 10% abia începând din acest an).

În cazul țărilor occidentale, se pare că experimentarea pentru o lungă perioadă a unor rate înalte ale șomajului au creat o anumită acceptanță a sistemului economic în această problemă. Această situație poate fi pusă în corelație directă cu dezvoltarea unor ample programe în aceste țări în domeniul asigurărilor și protecției sociale, dar și cu dinamica altor variabile, precum nivelul general de dezvoltare economică (exprimat prin venitul mediu pe locuitor), deficitul bugetar și datoria publică (inclusiv măsura sustenabilității lor), numărul de greve și de conflicte sociale etc. În țările estice, acceptanța pentru niveluri înalte ale șomajului a fost cu mult mai mică, cel puțin în primii ani ai tranziției, iar dezvoltarea de programe în domeniul asigurărilor și protecției sociale se află încă în diverse stadii ale procesului de reconstrucție a sistemului. Ar mai trebui subliniat că ponderile probabil înalte ale sectorului informal în totalul economiei naționale pot altera nivelul indicatorilor macroeconomici utilizați în mod curent în studii.

Evoluția economiilor estice în perioada tranziției a reprezentat doar un stadiu în cadrul unui așa-numit val pe termen lung, dacă ne referim din perspectivă istorică la scara generală a procesului dezvoltării economice. Astfel, conform experienței țărilor dezvoltate, când se ajunge la un nivel foarte ridicat al venitului pe locuitor, există un proces tranzițional specific spre valori mai înalte ale așa-numitei rate naturale a șomajului și spre perioade în care evoluția șomajului devine mai autonomă în raport cu dinamica PIB-ului. Relevant pentru economiile nou integrate în Uniunea Europeană este că, în actuala perioadă, caracterizată prin revoluția așa-numitei "new economy", procesul de convergență nu presupune în mod necesar repetarea evoluției din ultimele trei decenii a economiilor vestice și, în consecință, perioada de realizare a convergenței poate fi substanțial diminuată.

## 1.2. Problematika estimării ratei naturale a șomajului

Există numeroase studii în care se încearcă estimarea ciclurilor economice pe baza ratei naturale a șomajului sau a așa-numitului NAIRU ("Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment"). Pornind de la un studiu recent publicat de Ball și Mankiw (2002), în vederea estimării valorilor pentru economia românească am rescris ecuația curbei Phillips astfel:

$$\Delta\pi = aU^* - aU + v \quad (1)$$

unde  $a$  și  $U^*$  sunt parametri,  $\Delta\pi$  este deviația inflației din perioada de timp curentă,  $\pi$ , de la nivelul său așteptat,  $\pi_e$ , iar  $v$  este șocul pe latura ofertei.  $U^*$  este denumit rata naturală a șomajului.

În cazul ipotezei expectațiilor adaptative, inflația așteptată reprezintă o medie ponderată a ratelor inflației din trecut. Cea mai simplă soluție o reprezintă considerarea inflației așteptate ca fiind egală cu aceea înregistrată în perioada

precedentă,  $\pi_e = \pi_{-1}$ . Presupunând că  $U^*$  este constant și că  $U$  este necorelat cu  $v$ ,  $U^*$  va putea fi estimat prin regresia variației inflației,  $\Delta\pi$ , în raport cu o constantă și cu șomajul  $U$ . Astfel, raportul dintre termenul constant, notat  $m=aU^*$ , și valoarea absolută a coeficientului șomajului, notată cu  $a$ , este un estimator al lui  $U^*$ . Aplicând acest exercițiu pe datele anuale pentru economia SUA în perioada 1960-2000, Ball și Mankiw raportează un termen constant de 3,8 și un coeficient al șomajului de -0,63, rezultând o valoare estimată pentru NAIRU de 6,1%. Reproducând același exercițiu pentru economia românească în cazul datelor trimestriale pentru perioada 1994-2003 (QIV1994–QIV2003) am obținut o valoare estimată pentru termenul constant de 7,8 și un coeficient al șomajului de -0,85, ceea ce corespunde unei valori estimate a NAIRU de 9,2%.

Cu ocazia calculelor, se poate remarca sensibilitatea ridicată a celor doi parametri ( $m$  și respectiv  $a$ ) la schimbarea frecvenței datelor statistice (de regulă anuale, trimestriale sau lunare), dar și relativa stabilitate a valorilor estimate ale NAIRU. De exemplu, în cazul datelor anuale, pentru perioada 1991-2003, am obținut o valoare a termenului constant ( $m$ ) de 127,1 și un coeficient al șomajului de -15,7. Valoarea estimată pentru NAIRU în acest caz va fi de aproximativ 8,1%. Utilizarea datelor lunare pentru perioada decembrie 1991 - decembrie 2003 ne-a condus la o valoare estimată a termenului constant 0,124 și un coeficient al șomajului de -0,023. Valoarea calculată implicit pentru NAIRU a fost în acest caz de aproximativ 5,4%.

Există însă, în ultima vreme, tot mai mulți economiști care contestă ipoteza unei valori constante a NAIRU, încercându-se tot mai des luarea în considerare a ipotezei unor mișcări persistente ale NAIRU. Principalele prezumții se bazează pe ideea că modificările lui  $U^*$  semnifică schimbările pe termen lung survenite în relația inflație-șomaj, iar șocul  $v$  este cel ce captează fluctuațiile pe termen scurt. În sensul celor arătate, urmând raționamentul metodologiei folosite de Ball și Mankiw, am utilizat pentru aplicațiile pe cazul economiei românești următoarea ecuație obținută prin rearanjarea termenilor:

$$U^* + (v / a) = U + (\Delta\pi / a) \quad (2)$$

Partea dreaptă a ecuației poate fi calculată pe baza datelor statistice, generându-se în acest sens un estimator pentru suma  $U^* + (v / a)$ , care măsoară de fapt schimbările curbei Phillips. Astfel, putem considera că  $U^*$  reprezintă trendurile pe termen lung, iar termenul  $v/a$  din partea stângă a ecuației este proporțional cu șocurile pe termen scurt. În consecință, putem încerca acum să extragem  $U^*$  din suma  $U^* + v/a$  prin utilizarea unei proceduri standard de estimare a trendului dintr-o serie statistică. În ultima vreme, de regulă în literatură, se folosește în acest sens filtrul Hodrick-Prescott (Hodrick și Prescott, 1997), notat HP. În acest caz, va trebui să alegem doi parametri: panta curbei Phillips,  $a$ , și respectiv așa-numitul parametru de aplatizare (calmare)  $\lambda$  (acesta face ca traiectoria curbei (sau trendul),  $U^*$ , să fie calmă, fără oscilații, prin înlocuirea procedurii banale de estimare punctuală a parametrilor din  $U^* + (v/a)$ , în fiecare moment al seriei cronologice. Trebuie menționat că alegerea valorii pentru parametrul  $\lambda$  este arbitrară.



În cazul aplicației noastre pe cazul economiei românești, în perioada tranziției, am utilizat pentru seria datelor anuale valoarea de 15,7 pentru coeficientul  $a$ , valoare obținută deja anterior prin regresia lui  $\Delta\pi$  în funcție de o constantă și de rata șomajului curent,  $U$ . Această valoare poate fi de asemenea interpretată în relație cu costul dezinflației (pentru perioada tranziției în România, caracterizată în general de un nivel foarte ridicat al inflației): diminuarea inflației cu 10 puncte procentuale a generat în medie  $10/15,7 = 0,64$  puncte procentuale de șomaj pe an. În privința selectării parametrului  $\lambda$ , în cazul filtrului HP, în literatură sunt raportate numeroase experimente. Unele concluzii pot fi totuși sintetizate, deși ele sunt formulate doar pe baze empirice. Astfel, în literatura de profil se recomandă câteva valori specifice pentru parametrul  $\lambda$ , după cum urmează: 100 în cazul seriilor de date anuale (unii autori sugerează valoarea 1000 pentru a se obține traiectorii și mai calme), 1600 în cazul seriilor trimestriale și 14400 în cel al datelor cu frecvență lunară.

Având în vedere că filtrul HP este de fapt echivalent metodelor de interpolare, pentru estimările parametrilor modelului ratei naturale a șomajului în cazul economiei românești am utilizat de asemenea alte trei filtre, frecvent utilizate în literatura de specialitate pentru obținerea unor trenduri aplatizate pentru seriile de date statistice (Albu, 2004). Acestea sunt denumite generic astfel: 1) "Regress", R, care generează un vector care permite interpolarea după calcularea ordinului  $k$  al polinomului care aproximează (estimează) cel mai bine valorile datelor reale; 2) "Loess", L, care generează un vector care permite interpolarea după găsirea aceluși set al polinoamelor de ordinul doi care aproximează (estimează) cel mai bine o vecinătate a valorilor datelor reale, vecinătate a cărei dimensiune este controlată de parametrul (număr real pozitiv) denumit "span"; 3) "Ksmooth", K, care generează un vector-element de dimensiunea  $m$ , creat prin aplatizare (interpolare) utilizând un nucleu gaussian, pentru determinarea mediilor ponderate ale elementelor vectorului datelor reale, dimensiunea sau lărgimea ferestrei de interpolare fiind specificată de parametrul notat  $b$ .

Pentru aplicații pe seriile anuale în cazul economiei românești, am utilizat următoarele valori ale parametrilor:  $k = 3$ ,  $\text{span} = 1$  și respectiv  $b = 5$  (desigur, în cazul aplicațiilor pe datele statistice trimestriale sau lunare vor trebui eventual selectate alte valori pentru parametri. În cazul filtrului HP, am selectat parametrul  $\lambda = 100$ . Rezultatele aplicației noastre sunt prezentate sintetic în tabelul și figura din anexa 2 (pe grafic este marcat, pentru comparație, și trendul simplu linear estimat,  $Y_e$ ). Rata naturală a șomajului, estimată prin regresia simplă, relația (1), s-a notat cu  $U_n$  (" $U_n$ " are o valoare unică pentru perioada 1992-2003, de 8,1%) pentru a nu se confunda cu  $U^*$ , care reprezintă traiectoria pe termen lung a ratei naturale a șomajului (estimată conform celor patru filtre folosite). Se constată evoluții similare ale ratei naturale,  $U^*$ , pentru toate cele patru variante de estimare: valoarea minimă (6,5-6,7%) se înregistrează în primii ani ai tranziției (1992-1993), iar aceea maximă (9,2-9,8%) în perioada de mijloc a recesiunii economice (1998-2000), cu excepția filtrului HP. A se observa că valoarea medie a NAIRU coincide cu valoarea unică estimată prin regresia simplă (8,1%). Pe baza simulărilor, se

poate de asemenea observa impactul nefavorabil al diferenței pozitive între șomajul efectiv și valoarea NAIRU asupra dinamicii inflației ( $\Delta\pi$ ).

### 1.3. Un model de estimare a dinamicii PIB-ului trimestrial

În vederea analizării dinamicii economice trecute și a fundamentării unor prognoze pe termen scurt și mediu, pornind de la datele statistice trimestriale, am folosit un model având ca ipoteze următoarele relații, la scrierea cărora am omis indicarea timpului,  $t$ :

$$Y = A L^\alpha = A L^\alpha \mu^\alpha = Y_{\max} \mu^\alpha \quad (3)$$

$$C = c_0 L \quad (4)$$

unde  $Y$  și  $C$  reprezintă producția (PIB-ul) dintr-un anumit interval de timp (trimestru, în cazul aplicației noastre),  $t$ , și respectiv toate costurile (având în vedere că funcția de producție aleasă de noi include un singur factor de producție,  $L$ ) implicate de realizarea sa;  $Y_{\max}$  și  $c_0$  sunt producția în ipoteza utilizării integrale a forței de muncă și respectiv costul unitar raportat la forța de muncă activă,  $L$ , iar  $\alpha$  este un coeficient, pozitiv și subunitar, care dă alura curbei producției în funcție de gradul de ocupare,  $\mu$  ( $\mu = L_a/L$ , unde  $L$  este totalul forței de muncă existente).  $Y_{\max}$  reprezintă valoarea teoretică maximă a producției (PIB-ului) în cazul ipotezei ocupării depline (atunci când  $L_a$  devine egal cu  $L$ ). Toate mărimile sunt evaluate în termeni reali, la prețurile unei perioade luate ca bază. În cazul aplicației noastre, deși datele statistice cu care am lucrat sunt trimestriale, datorită fluctuațiilor sezoniere semnificative, de la un trimestru la altul, am selectat ca bază PIB-ul din anul 1998 obținut ca sumă a celor patru trimestre componente. Baza de date a fost constituită pornindu-se de la seria de timp mobilă (alunecătoare) a PIB-ului realizat pe parcursul a patru trimestre consecutive.

Diferența dintre  $Y$  și  $C$  ar putea fi interpretată ca fiind profitul sau acumularea netă, deci ceea ce stimulează antreprenorii pentru investiții viitoare și pentru dezvoltarea afacerilor. Ea depinde în principal de doi factori: mărimea gradului de ocupare a forței de muncă,  $\mu$ , și parametrul  $\alpha$ . Dacă evaluarea ratei de ocupare nu ridică probleme, estimarea coeficientului  $\alpha$  se dovedește extrem de dificilă, la fel ca și interpretarea sa din punct de vedere economic. Condiția de subunitaritate este în general acceptată de către economiști, ea asigurând concavitățile funcției de producție. Explicația economică este aceea că, pe măsură ce gradul de ocupare tinde spre unu (deci șomaj zero), productivitatea medie a muncii scade, ca și posibilitățile de adaptare ale antreprenorilor la mișcarea permanentă a piețelor.

Pentru a depăși problema estimării alurii curbei producției, în funcție de care antreprenorii își pot face calculele de optimizare, am luat în considerare și evoluția

de ansamblu a prețurilor pentru o perioadă rezonabil de lungă. Ipoteza, destul de restrictivă, pe care am folosit-o este aceea că, în lipsa unor informații pertinente despre evoluția viitoare a prețurilor (cum este și cazul economiilor funcționând în condiții de inflație relativ ridicată), singura soluție este de a se estima (calcula) maximizarea profitului viitor raportat la nivelul actual al costurilor unitare, cu toate că se cunoaște că acestea se vor amplifica în viitor. Rațiunea ar fi că chiar o asemenea decizie (de a fundamenta maximizarea pentru perioada viitoare pe menținerea neschimbată a costurilor specifice unitare față de situația din perioada curentă) ar putea produce roade în viitor, oricum mai mari decât în lipsa nici unui calcul de evaluare. Ajustarea reală urmând a se opera (desigur instantaneu, conform teoriei “noului val” al expectațiilor raționale, inițiat de Robert Barro) atunci când presiunile asupra costului (cum sunt de exemplu cele sindicale) vor infirma în mod efectiv antecalculul. Ipoteza implicită a acestui mod de interpretare “backward dynamics” este că modificarea efectivă a ratei șomajului, în perioada curentă față de aceea precedentă, corespunde tocmai soluției maximizării profitului în ipoteza menținerii neschimbate a nivelului costurilor între cele două perioade, dar a modificării prețului total al producției exact cu valoarea efectiv înregistrată. Deci, nivelul actual al ratei șomajului reprezintă chiar nivelul optim al acesteia, calculat însă anterior, pe baza nivelului costurilor totale din perioada precedentă și a indicelui prețurilor din perioada curentă. Dacă acceptăm această ipoteză, funcția de maximizat devine:

$$Be(\mu) = Y - C = Y_{-1} p - C \quad (5)$$

unde  $Be$  este beneficiul anticipat anterior pentru perioada curentă (deși se știe că el nu va fi realizat în integralitate),  $Y$  și  $Y_{-1}$  reprezintă valoarea producției din două perioade consecutive exprimată în prețurile curente ale fiecărei perioade, iar  $p$  este indicele prețurilor în perioada curentă față de cea precedentă (evaluat, în cazul aplicației noastre, prin deflatorul PIB). Avantajul este că această funcție admite un maxim, a cărui soluție este dată de următoarea ecuație:

$$p = (\mu^{1-\alpha}) / \alpha \quad (6)$$

Restricția dată de această ecuație ne-a permis estimarea, pe baza unei proceduri numerice speciale, a valorilor coeficientului  $\alpha$  pentru perioada trimestrul IV, 1998 - trimestrul II, 2004. Valorile estimate în cazul unora dintre indicatorii economici sunt prezentate sintetic în tabelul de mai jos. Printre aceștia menționăm gradul de utilizare a capacității,  $k$ , și respectiv ponderea profitului efectiv realizat în PIB, ale căror relații de calcul sunt:

- Gradul de utilizare a PIB-ului potențial

$$k = Y / Y_{\max} = \mu^\alpha \quad (7)$$

- Ponderea profitului

$$b = Be / Y = (Y - C) / Y = 1 - \mu^{1-\alpha} \quad (8)$$

De asemenea, în tabel sunt prezentate valorile productivității reale în prețurile anului 1998,  $w_{p98}$ , și respectiv ale productivității marginale,  $w_{Lp98}$  (acesta este nivelul teoretic al productivității în cazul ocupării depline, adică  $u\%=0$ ). O semnificație aparte o are însăși valoarea estimată a parametrului  $\alpha$ .

Fără a intra în detalii, menționăm că studiile empirice demonstrează că, pe măsură ce nivelul de dezvoltare al unei economii naționale crește, nivelul acestui parametru se apropie asimptotic de valoarea unu.

Tabelul nr. 1

t	Perioada celor 4 trimestre cumulate	a	A*	k%	b%	wp98	wLp98
0	trI-IV1998	0,621	1300,0	94,4	3,47	41,317	39,884
1	trII-IV1998 + trI1999	0,646	1030,8	94,3	3,17	41,126	39,822
2	trIII-IV1998 + trI-II1999	0,652	980,4	93,1	3,75	41,524	39,967
3	trIV1998 + trI-III1999	0,653	977,2	92,1	4,31	41,711	39,915
4	trI-IV1999	0,648	1024,5	92,5	4,13	41,943	40,210
5	trII-IV1999 + trI2000	0,651	1006,9	92,8	3,95	42,183	40,516
6	trIII-IV1999 + trI-II2000	0,646	1082,3	92,2	4,35	44,029	42,114
7	trIV1999 + trI-III2000	0,648	1077,2	91,9	4,48	44,647	42,647
8	trI-IV2000	0,666	916,2	92,4	3,89	44,571	42,835
9	trII-IV2000 + trI2001	0,665	917,9	93,1	3,54	44,125	42,563
10	trIII-IV2000 + trI-II2001	0,669	896,4	92,8	3,60	44,728	43,116
11	trIV2000 + trI-III2001	0,699	739,7	92,7	3,22	49,668	48,069
12	trI-IV2001	0,708	639,9	93,8	2,62	45,195	44,011
13	trII-IV2001 + trI2002	0,731	523,8	94,2	2,16	45,371	44,390
14	trIII-IV2001 + trI-II2002	0,758	421,4	93,3	2,20	47,273	46,232
15	trIV2001 + trI-III2002	0,762	432,2	89,6	3,37	50,537	48,834
16	trI-IV2002	0,793	321,3	92,1	2,13	49,459	48,404
17	trII-IV2002 + trI2003	0,806	283,9	93,2	1,68	49,140	48,312
18	trIII-IV2002 + trI-II2003	0,814	273,6	93,1	1,62	51,245	50,417
19	trIV2002 + trI-III2003	0,815	277,2	92,9	1,65	52,174	51,312
20	trI-IV2003	0,828	246,0	93,9	1,29	52,098	51,424
21	trII-IV2003 + trI2004	0,834	235,4	94,4	1,15	52,246	51,647
22	trIII-IV2003 + trI-II2004	0,839	227,0	93,9	1,20	52,880	52,247

Note: A\* semnifică recalcularea coeficientului A din relația (3), în cazul exprimării PIB-ului trimestrial în prețuri constante 1998; wp98 și wLp98 sunt exprimate în milioane lei/persoană.

Pentru a analiza tipul corelațiilor ce apar între variabilele macroeconomice, prezintă utilitate, ca etapă preliminară, reprezentarea grafică. Traectoriile ratei șomajului (u), ritmului PIB (y) și respectiv inflației (z) în perioada trimestrul IV, 1998 - trimestrul II, 2004 sunt redată grafic în figura nr. 1, iar în figura nr. 2 este redată imaginea în spațiul tridimensional (inclusiv harta "geodezică") a perioadei respective. Ritmul de creștere a PIB-ului a fost calculat prin raportarea celui realizat în perioada curentă (patru trimestre) la acela realizat în precedentele patru trimestre, anterioare primului trimestru component al perioadei curente. Deci, în acest caz, pasul de decalare este de patru trimestre. După cum rezultă din construcția sa, y este chiar ritmul anual, dar calculat alunecător, deci nu doar pentru anii calendaristici. În mod corespunzător s-a calculat deflatorul și implicit

rata inflației,  $z$ , iar pentru rata șomajului,  $u$ , s-a considerat șomajul înregistrat la jumătatea fiecărei perioade de câte patru trimestre.

Figura nr. 1

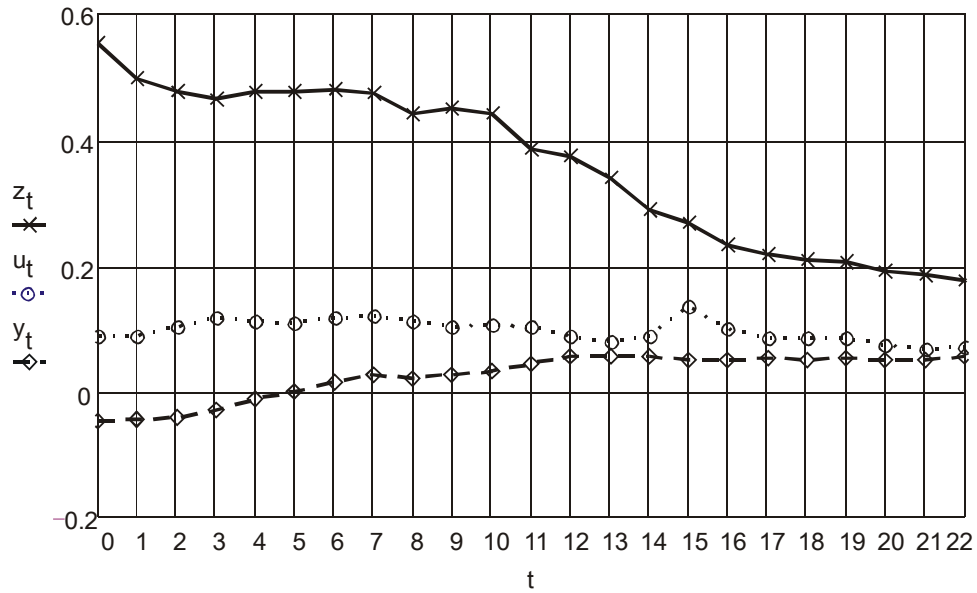
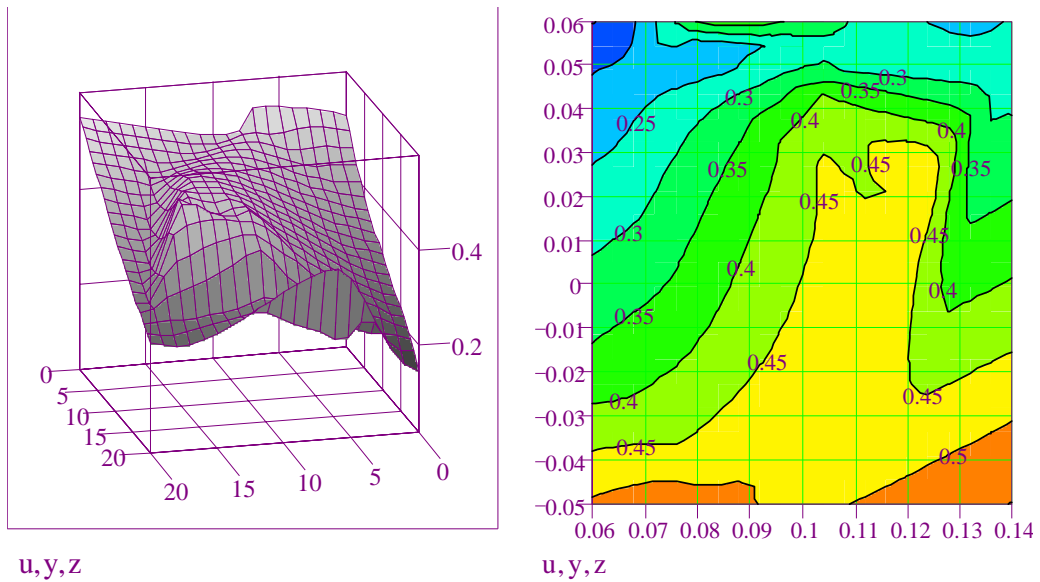


Figura nr. 2



## 1.4. Estimarea parametrilor funcțiilor de regresie

În vederea construirii modelelor de prognoză și estimarea evoluției viitoare a PIB-ului, am estimat mai întâi trendul seriilor cronologice ale parametrilor  $\alpha$ , A și respectiv productivitatea marginală, wL, denumită uneori și productivitate “pură”, întrucât este independentă de rata șomajului conform relațiilor:

$$aT = 1 / [1 + e^{a1 - b1t}] \quad (9)$$

$$AT = a2 \cdot t^{b2} \cdot a^c \quad (10)$$

$$wLT = a3 \cdot t + b3 \quad (11)$$

unde  $a1$ ,  $a2$ ,  $a3$ ,  $b1$ ,  $b2$  și  $c$  sunt coeficienți estimați econometric,  $\alpha T$ ,  $AT$  și  $wLT$  - trendurile, iar  $t$  semnifică timpul. Graficele pentru perioada analizată sunt redată în figurile 3, 4 și 5 (unde limitele inferioare ale intervalului de variație în cele trei cazuri sunt notate cu  $\alpha_{L95\%}$ ,  $A_{L95\%}$  și respectiv  $wL_{L95\%}$ , iar cele superioare cu  $\alpha_{U95\%}$ ,  $A_{U95\%}$  și respectiv  $wL_{U95\%}$ ). Graficele pentru cele trei cazuri sunt redată în figurile 3, 4 și 5.

În cazul funcției de estimare pentru  $\alpha$ , valorile calculate ale coeficienților și caracteristicile statistice ale estimării sunt:

$a1 = -0,3373820315$  (t-ratio: -6,838089333; Prob(t): 0,0)

$b1 = 0,05238262132$  (t-ratio: 12,63442553; Prob(t): 0,0)

Coefficient of Multiple Determination ( $R^2$ ) = 0,8953730701

Proportion of Variance Explained = 89,53730701%

Adjusted coefficient of multiple determination ( $Ra^2$ ) = 0,8903908353

Durbin-Watson statistic = 0,207042408879747

Variance Analysis: F Ratio=179,7131435; Prob(F)=0

Pentru funcția de regresie în cazul lui A, valorile calculate ale coeficienților și caracteristicile statistice ale estimării sunt:

$a2 = 72,55557455$  (t-ratio: 17,45474741; Prob(t): 0,0)

$b2 = 0,03640724581$  (t-ratio: 4,614671654; Prob(t): 0,00017)

$c = -6,022425345$  (t-ratio: -52,88403795; Prob(t): 0,0)

Coefficient of Multiple Determination ( $R^2$ ) = 0,9979353449

Proportion of Variance Explained = 99,79353449%

Adjusted coefficient of multiple determination ( $Ra^2$ ) = 0,9977288793

Durbin-Watson statistic = 1,34592398433754

Variance Analysis: F Ratio=4833,423883; Prob(F)=0

În cazul funcției de estimare pentru wL s-au obținut următoarele rezultate:

$a3 = 0,6301333992$  (t-ratio: 16,92093069; Prob(t): 0,0)

$b3 = 37,60744269$  (t-ratio: 73,65235285; Prob(t): 0,0)

Coefficient of Multiple Determination ( $R^2$ ) = 0,9316668495

Proportion of Variance Explained = 93,16668495%

Adjusted coefficient of multiple determination ( $Ra^2$ ) = 0,92841289

Durbin-Watson statistic = 1,82442056097053

Variance Analysis: F Ratio=286,3178956; Prob(F)=0

Figura nr. 3

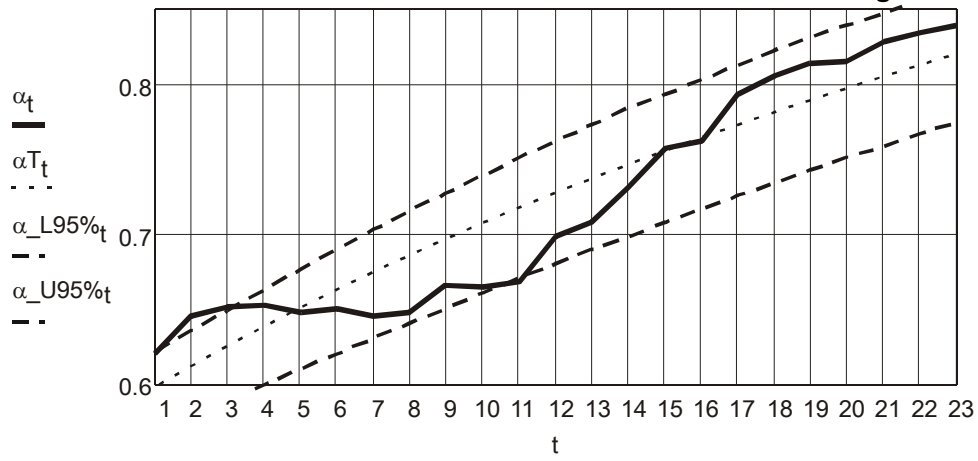


Figura nr. 4

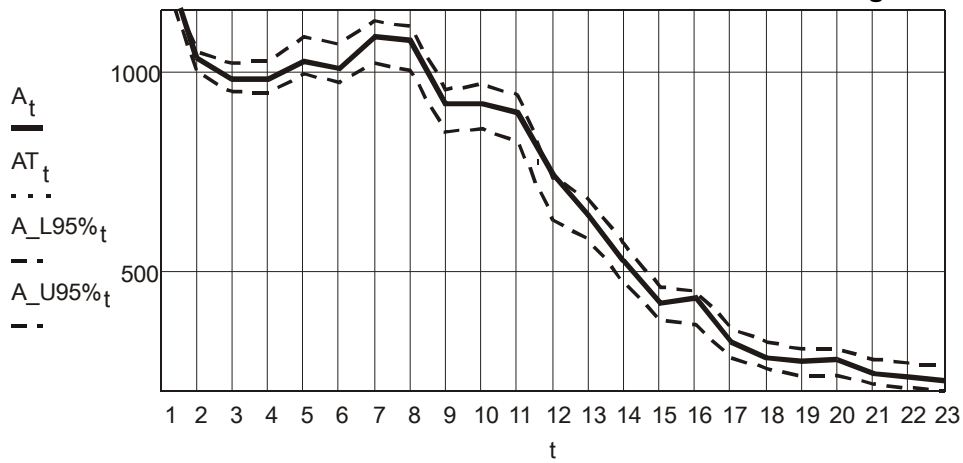
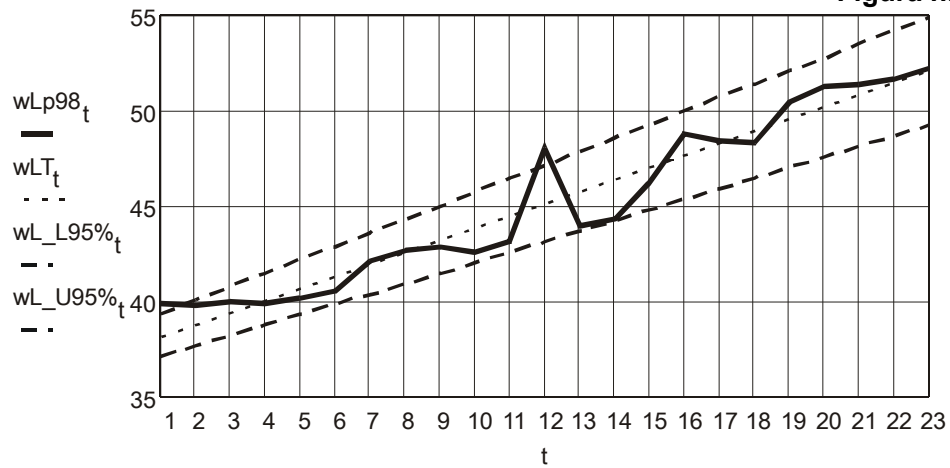


Figura nr. 5



În continuare, combinând ecuațiile de regresie pentru  $\alpha$  și A am construit o funcție de prognoză pentru PIB. O altă funcție de estimare a PIB-ului am obținut-o pornind de la ecuația de estimare a productivității "pure",  $wL$ . Rezultatele simulărilor pentru perioada analizată, trimestrul IV, 1998 ( $t=0$ ) - trimestrul II, 2004 ( $t=22$ ), și pentru perioada de prognoză trimestrul III, 2004 ( $t=23$ ) - trimestrul IV, 2007 ( $t=36$ ), în cazul celor două funcții de prognoză, sunt redată grafic în figurile 6 și 7. Pe grafice, seria datelor reale, notată cu Y, este reprezentată de linia continuă,  $Y_e$  semnifică trendul (linia punctată marcată cu cercuri semnifică PIB-ul estimat în prima variantă de prognoză - varianta A, iar linia punctată marcată cu X-uri semnifică PIB-ul estimat în a doua variantă de prognoză - varianta B), iar liniile întrerupte delimitează intervalul de variație,  $Y_L$  - limita inferioară și  $Y_U$  - limita superioară.

Figura nr. 6

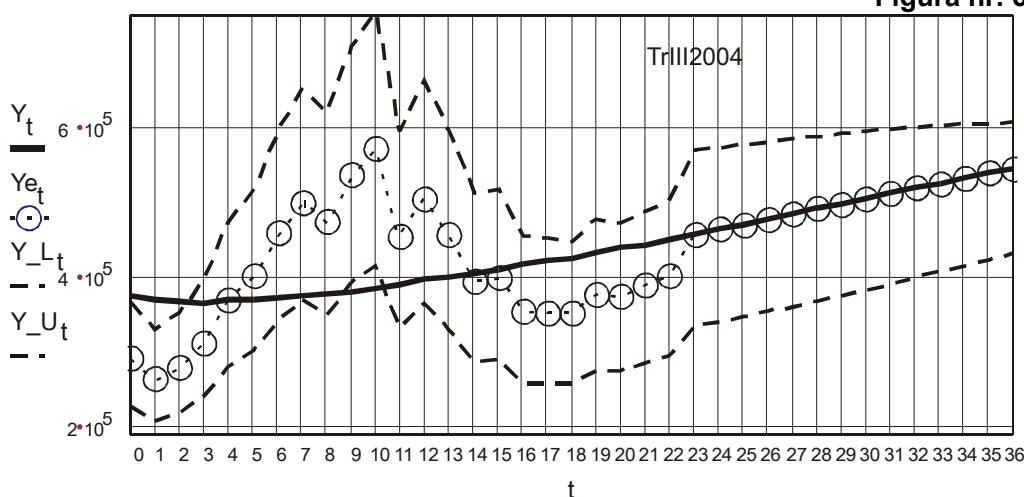
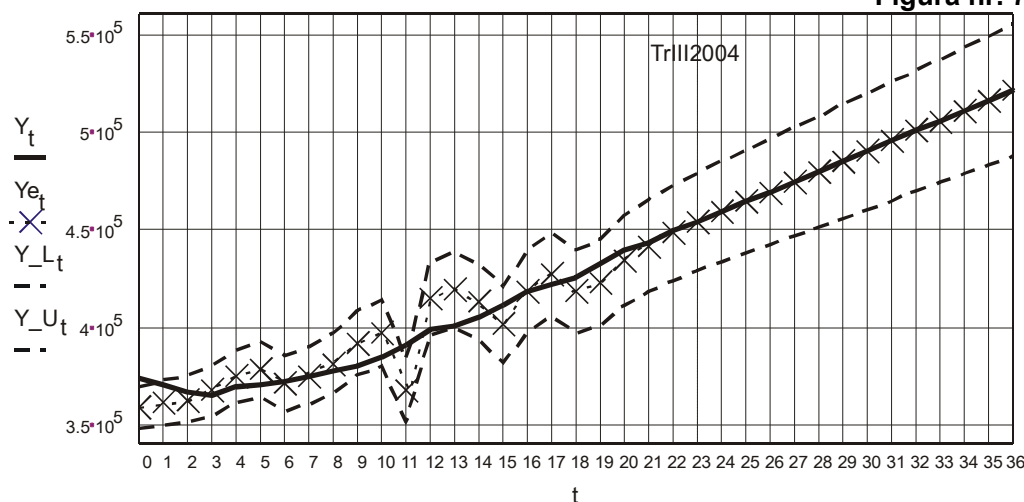


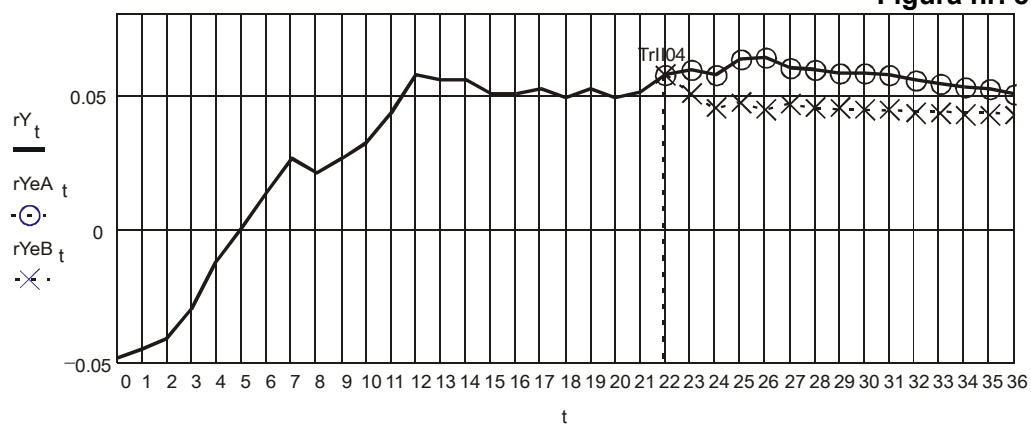
Figura nr. 7



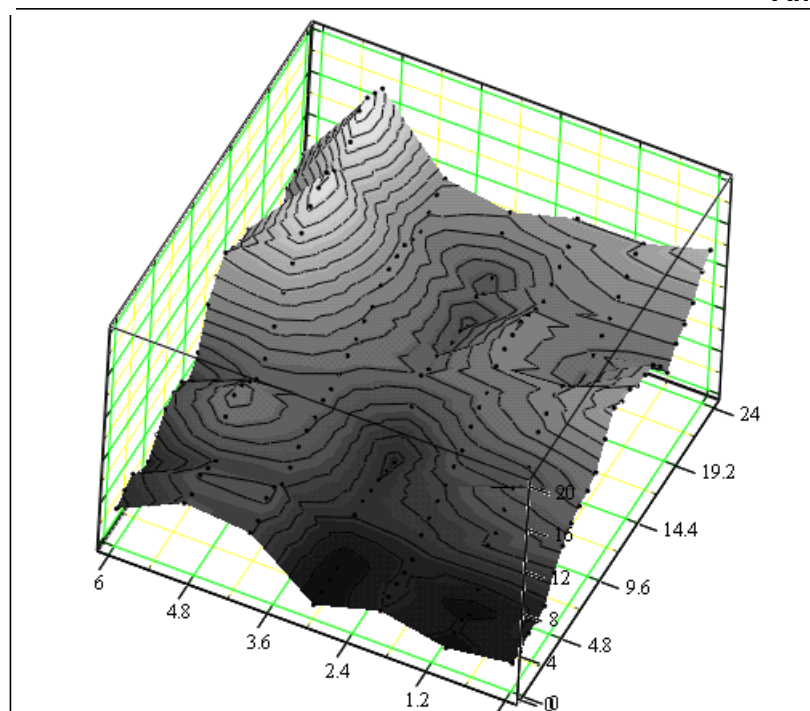


De asemenea, în figura nr. 8 este redată dinamica ritmului anual al PIB-ului în cazul celor două variante de prognoză (varianta A, pentru care punctele pe grafic sunt marcate cu cercuri, și respectiv varianta B, pentru care punctele sunt reprezentate prin X-uri), iar în tabelul din anexa nr. 3, valorile acestuia, atât în perioada analizată, cât și în aceea de prognoză, în cele două variante selectate de noi.

Figura nr. 8



Anexa nr. 1



$u\%, y\%, \pi\%$

## Anexa nr. 2

## Trendul estimat pe termen lung al NAIRU (în %)

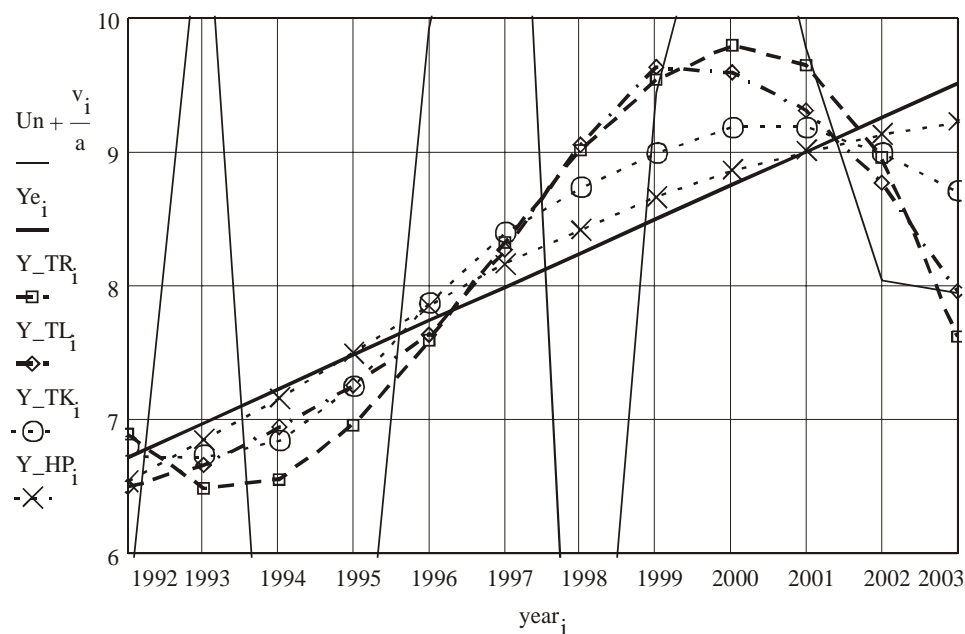
Anii	U (sf. an)	Un + (v / a)	Funcții de estimare			
			Y TR <sub>i</sub> <sup>1)</sup>	Y TL <sub>i</sub> <sup>2)</sup>	Y TK <sub>i</sub> <sup>3)</sup>	Y HP <sub>i</sub> <sup>4)</sup>
1992	3,0	5,6	6,9	6,5	6,8	6,5
1993	8,2	11,1	6,5	6,7	6,7	6,9
1994	10,4	2,8	6,6	6,9	6,8	7,2
1995	10,9	4,2	7,0	7,3	7,3	7,5
1996	9,5	9,9	7,6	7,6	7,9	7,8
1997	6,6	14,0	8,3	8,3	8,4	8,2
1998	8,9	2,8	9,0	9,1	8,7	8,4
1999	10,3	9,5	9,5	9,6	9,0	8,7
2000	11,8	11,8	9,8	9,6	9,2	8,9
2001	10,5	9,8	9,6	9,3	9,2	9,0
2002	8,8	8,0	9,0	8,8	9,0	9,1
2003	8,4	7,9	7,6	8,0	8,7	9,2
U* minim			6,5	6,5	6,7	6,5
U* maxim			9,8	9,6	9,2	9,2
U* mediu			8,1	8,1	8,2	8,1

<sup>1)</sup>  $Y_{TR_i} = \text{interp}(RY, t, Y, t)$ , unde  $RY = \text{regress}(t, Y, 3)$ ,  $Y = U + (Dp / a)$ .

<sup>2)</sup>  $Y_{TL_i} = \text{interp}(LY, t, Y, t)$ , unde  $LY = \text{loess}(t, Y, 1)$ ,  $Y = U + (Dp / a)$ .

<sup>3)</sup>  $Y_{TK_i} = \text{ksmooth}(t, Y, 5)$ ,  $Y = U + (Dp / a)$ .

<sup>4)</sup>  $Y_{HP_i} = \text{filtru Hodrick-Prescott}(l = 100)$ .



## Ritmul PIB

Timpul	Ritm real	Variante de prognoză	
		Varianta A	Varianta B
0	<b>-0,048</b>		
1	-0,045		
2	-0,041		
3	-0,030		
4	<b>-0,012</b>		
5	0,001		
6	0,014		
7	0,026		
8	<b>0,021</b>		
9	0,026		
10	0,032		
11	0,043		
12	<b>0,057</b>		
13	0,055		
14	0,055		
15	0,050		
16	<b>0,050</b>		
17	0,052		
18	0,049		
19	0,052		
20	<b>0,049</b>		
21	0,051		
22	0,057		
23		0,059	0,050
24		<b>0,057</b>	<b>0,045</b>
25		0,063	0,047
26		0,064	0,044
27		0,060	0,046
28		<b>0,059</b>	<b>0,045</b>
29		0,058	0,045
30		0,058	0,044
31		0,057	0,044
32		<b>0,055</b>	<b>0,043</b>
33		0,054	0,043
34		0,053	0,042
35		0,052	0,042
36		<b>0,050</b>	<b>0,042</b>

---

## Bibliografie selectivă

- Albu Lucian-Liviu: "Strain and Inflation-Unemployment Relationship in Transitional Economies: a Theoretical and Empirical Investigation" (monograph), *Final Report, ACE-PHARE-F Project*, CEES, January, University of Leicester, Centre for European Economic Studies, Leicester, Brussels, 1998.
- Albu Lucian-Liviu: "Evolution of Inflation-Unemployment Relationship in the Perspective of Romania's Accession to EU", *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 3-4, Bucharest, 5-23, 2001.
- Ball Laurence și Mankiw Gregory: "The NAIRU in Theory and Practice", *NBER Working Paper Series*, 8940, National Bureau of Economic Research, Cambridge, 2002.
- Dăianu Daniel și Albu Lucian-Liviu: "Strain and the Inflation-Unemployment Relationship: A Conceptual and Empirical Investigation", *Econometric Inference into the Macroeconomic Dynamics of East European Economies, Research Memorandum ACE Project*, 15, University of Leicester, Centre for European Economic Studies, Leicester, 1996.

## **2. STADIUL ACTUAL AL UTILIZĂRII DIVERSELOR METODE ȘI TEHNICI ÎN ESTIMAREA PIB-ULUI TRIMESTRIAL**

### **2.1. Stadiul actual al utilizării diverselor metode și tehnici în estimarea PIB-ului trimestrial**

Necesitățile legate de adaptarea programelor de reformă economică la mutațiile din economia națională fac să devină tot mai importantă activitatea de prognoză macroeconomică pe termen scurt și mediu.

Într-un astfel de context, estimarea evoluției trimestriale a produsului intern brut - ca indicator de creștere economică - ocupă un loc deosebit în activitatea de previziune.

Estimarea trimestrială a produsului intern brut reprezintă un demers dificil datorită, în principal, insuficienței seriilor de date statistice, care să permită evidențierea unor tendințe comportamentale clare și precise. Din acest motiv, în literatura de specialitate, numărul modelelor econometrice care să permită estimarea directă a produsului intern brut trimestrial este mult mai redus decât al celor de estimare anuală. Pe de altă parte, crearea și utilizarea produsului intern brut trimestrial nu prezintă același grad de detaliere ca în cazul abordării anuale.

În aceeași ordine de idei, un model care să permită obținerea produsului intern brut trimestrial nu este operabil din cauza oscilațiilor mult mai mari ale comportamentului factorilor, comparativ cu evoluțiile anuale.

Chiar dacă, în cazul produsului intern brut per total, seria de date existente evidențiază o anumită sezonabilitate a producției și utilității, totuși coeficienții de elasticitate și corelație între macroindicatori nu sunt atât de relevanți ca în prognozele anuale.

O altă dificultate este dată de sezonabilitatea producției – mai ales în cazul agriculturii și construcțiilor- care distorsionează, în cazul trimestrelor cu o activitate redusă, evoluția în termeni reali.

Importanța realizării estimărilor trimestriale ale PIB-ului provine îndeosebi din necesitatea de a avea un număr cât mai mare de observații, ca și din importanța pentru decidenți politici de a avea serii de date la o frecvență cât mai ridicată (de aici și tendința actuală în țările dezvoltate de a realiza estimări ale PIB-ului lunar).

Pentru a ilustra importanța unor serii de date cât mai lungi este de ajuns să amintim modelele tip VAR, unde, datorită lipsei de serii lungi, folosirea mai multor grade de libertate în estimări conduce la reducerea drastică a puterii de estimare.

Problema estimării unei serii de date la o anumită frecvență, pornind de la datele existente la o frecvență mai scăzută (de la anual la trimestrial sau de la

trimestrial la lunar) ține de problema interpolării. În acest context, în literatura de specialitate sunt prezentate diverse abordări ale problemei interpolării.

Astfel, *Lanning* [1986] arată că, economiștii, care încearcă să rezolve problema datelor lipsă, au la dispoziție două moduri diferite de a rezolva problema. *O primă metodă* constă în estimarea datelor lipsă simultan cu parametrii modelului, apoi considerând observațiile lipsă ca și oricare alt parametru. *Cea de a doua metodă* constă într-o abordare în doi pași : în primul pas datele lipsă, care ar putea fi independente de modelul economistului, sunt interpolate, iar în al doilea pas, noua serie extinsă este folosită pentru a estima modelul considerat. *Lanning* a demonstrat că metoda estimării simultane produce estimări ale parametrilor modelului considerat care au o varianță mai mare decât aceia ai modelului estimat prin datele complete în a doua etapă. Prin urmare, el a sugerat că metoda în doi pași este mai eficientă.

În literatura de specialitate, abordările legate de problematica interpolării pot fi încadrate în trei clase distincte și anume:

i) Prima abordare, cea a folosirii tehnicii de regresie multiplă univariată, a fost realizată de *Chow și Lin* [1971] și [1976] care au prezentat un cadru general, ceea ce permite tratarea interpolării de variabile de stoc și flux. Această abordare a permis depășirea problemelor pe care le-a avut *Friedman* [1962] care a tratat stocurile și fluxurile în moduri diferite. Astfel, ei au putut rezolva dificultatea că, dacă, o valoare de flux este distribuită între subintervalele corespondente, estimările la frecvență trebuie să se adauge observațiilor de la frecvență mai scăzută. Această abordare a fost și este pe larg folosită datorită posibilităților de implementare facilă, ceea ce compensează potențialele avantaje ale procedurilor sofisticate cum ar fi filtrul Kalman.

ii) Tot pentru seriile relaționate, *Denton* [1971], *Fernandez* [1981] și *Litterman* [1983] au propus o abordare care minimizează funcția loss quadratică asupra diferenței între seria de estimat și combinația lineară a seriilor relaționate observate. Această strategie se bazează pe regresia *Chow și Lin*, dar permite ipoteze mai complicate asupra procesului conducător al variabilelor interpolate și seriilor relaționate observate.

iii) *Bernanke, Gertler și Watson* [1997] au folosit un *model state space* pentru a interpola PIB-ul în SUA. Obiectivul demersului lor a fost să estimeze mai întâi componentele nominale ale PIB și ale deflatorului PIB, iar apoi să realizeze o agregare a estimărilor individuale. Ei au dezvoltat *metodologia propusă de Harvey și Pierse* [1984] prin care au oferit un cadru general – formulări *state space* pentru variabilele de stoc și de flux, ca și pentru seriile staționare și nestaționare, cu și fără serii relaționate – pentru a estima observațiile care lipsesc din seriile de timp economice.

Din 1930, Statele Unite și unele țări din Europa au utilizat așa-numiții *indici conducători, cu decalaj (lagging) și coincidenți* ca instrumente pentru prognoze economice și pentru identificarea politicilor corespunzătoare. Au fost utilizate relațiile între *indicele economic conducător (Leading Economic Index)* și PIB pentru implementarea presupunerilor și pentru evaluarea PIB-ului trimestrial. Evaluarea PIB-ului prin *indicele economic conducător* este considerată ca o

aproximare suplimentară prin folosirea indicilor față de folosirea modelelor econometrice (aceasta realizându-se cu ajutorul regresiiilor multiple).

Totuși și această estimare depinde de seriile de date istorice testate și confirmate ca fiind coincidente, conducătoare sau cu decalaj, înainte de a construi indici compoziți.

Mulți cercetători au utilizat *indicatori conducători (leading)* în determinarea PIB-ului, a producției manufacturiere, a ocupării forței de muncă și a volatilității ratei de schimb.

În aceste estimări, sezonabilitatea ajustată a PIB-ului s-a realizat prin ecuațiile de regresie, dar în plus, s-a presupus că elasticitatea PIB-ului cu respectarea *indicelui economic conducător* ca fiind egală cu 1,2767.

În lucrarea sa, Luis C. Nunes estimează creșterea PIB-ului trimestrial printr-un model tip indicator coincident lunar. Luis C. Nunes prezintă o extensie a modelului de tip *indicator coincident* al lui Stock și Watson care permite atât includerea variabilelor la diferite frecvențe cât și luarea în considerare, în același timp, a observațiilor lipsă pentru orice moment de timp. Trebuie să se țină seama și de variabilele care nu pot fi observate în orice perioadă de timp. Procedura propusă permite estimarea unor componente coincidente comune neobservabile ale seriilor lunare neobservate care stau la baza oricărui indicator trimestrial și a oricăror valori lipsă din serie.

Prin utilizarea datelor disponibile pentru indicatorii lunari și PIB-ul trimestrial real, devine posibil astfel să se realizeze simultan un indice lunar compozit al indicatorilor coincidenți, precum și realizarea unor estimări trimestriale ale PIB-ului real pe perioade îndelungate de prognoză.

În septembrie 2004, *Françoise Charpin, și Catherine Mathieu* în lucrarea "*A New Leading Indicator Of Uk Quarterly GDP Growth*" prezintă un nou indicator leading de creștere economică pe termen scurt pentru economia britanică. Acesta permite prognoza PIB-ului real trimestrial, prin utilizarea informațiilor disponibile: indicii producției industriale, anchetele în sectorul industriei, serviciile financiare și comerțul, rata dobânzii. Ecuația econometrică a PIB-ului se determină în două etape: într-o primă etapă, aceasta se determină funcție de seriile coincidente și leading, iar în etapa a doua, ecuația econometrică a PIB-ului se estimează lunar sau trimestrial, urmând a fi utilizată în prognoza PIB-ului pe un orizont de două trimestre.

În analizele lor, *Tilak Abeysinghe și Gulasekaran Rajaguru* utilizează metodologia lui Chow & Lin [1971], Fernandez [1981] și Litterman [1983] pentru estimarea PIB-ului trimestrial în China și în 4 din țările din sud-estul Asiei: Indonezia, Filipine, Malaiezia și Tailanda, prin așa-numită tehnică a "dezagregării" seriilor anuale ale PIB-ului.

Metodologia propusă de aceștia constă în determinarea seriei PIB-ului trimestrial și formularea unei ecuații predictive prin utilizarea unei regresii a PIB-ului funcție de seriile anuale. Sunt utilizate apoi datele trimestriale ale seriilor corelate pentru a prognoza PIB-ul trimestrial și ajustate pentru a fi compatibile cu cele anuale. Ecuația de bază a lui Chow-Lin pentru agregarea a "n" date anuale necesare estimării PIB-ului trimestrial este:

$$\hat{y} = X\hat{\beta}_a + VC'(CVC')^{-1}\hat{u}_a \quad (1)$$

unde  $y_a$  este vectorul celor  $(n+1)$  observații,  $X$  este o matrice  $(4n \times k)$  a  $k$  variabile predictor,  $V$  este matrice de covarianță a termenilor de eroare trimestrială,  $\hat{u}_a$  este un vector rezidual din regresia anuală a PIB-ului,  $C$  este matricea de agregare, iar  $\hat{\beta}_a$  este un vector GLS al estimării regresiei coeficienților din regresia anuală.

Dificultatea aplicării acestei metode constă însă în nestaționaritatea rezidurilor.

Problema extragerii componentelor neobservabile este o problemă comună în economie. Una din metodele cele mai folosite pentru extragerea semnalelor este elaborarea unui model care leagă variabilele neobservate și variabilele observabile într-un *state space* reprezentat după *Kalman* [1960] și [1963]. **Filtrul Kalman** multivariat este un algoritm care modernizează secvențial o proiecție lineară a vectorului de interes. Caracteristicile generale ale acestui model sunt:

- Reprezentarea în spațiul stărilor este dată de un sistem de două ecuații vectoriale. Mai întâi, ecuația de stare sau tranziție descrie dinamica vectorului de stare ( $\xi_t$ ) care conține variabilele neobservate pe care dorim să le observăm. Al doilea tip de ecuații reprezintă observațiile sau ecuațiile de măsurare care leagă vectorul de stare de vectorul reprezentând variabilele observate ( $y_t^*$ ). Ecuațiile acestui sistem pentru  $t=1, \dots, T$  pentru  $T$  numărul de observații lunare, sunt următoarele:

$$\xi_{t+1} = F_t \xi_t + C_t x_{t+1} + R_t v_{t+1} \quad (2)$$

$$y_{t+1} = A_t x_t^* + H_t \xi_t + N_t w_t \quad (3)$$

unde:  $(x_t)$  și  $(x_t^*)$  sunt vectori ai unor variabile adiționale explicative care pot fi măsurate, alese pentru a se îmbunătăți ajustarea seriilor neobservabile; ecuația de tranziție este setată cu respectarea condițiilor inițiale:

$$\xi_1 = C_1 x_1 + R_1 v_1 \quad (4)$$

iar vectorii erorilor sunt distribuiți multinormal în cazul simplificat

$$\begin{pmatrix} v_t \\ w_t \end{pmatrix} \approx N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} Q & 0 \\ 0 & G \end{pmatrix} \right) \quad (5)$$

unde  $Q$  și  $G$  reprezintă matricile de covariație.

În general, matricile parametrilor  $F_t$ ,  $A_t$ ,  $C_t$ ,  $H_t$ ,  $Q$  și  $G$  sunt estimate din condiția de maximizare a funcției de verosimilitate atașată sistemului. Calculele se fac iterativ pe măsură ce se adaugă noi date la seriile de timp, iar parametri necunoscuți vor converge după un număr finit de pași la valorile căutate.

Varietatea relațiilor de interdependență întâlnite în cadrul fenomenelor economice necesită identificarea, selectarea și ierarhizarea factorilor de influență. Identificarea legăturilor între fenomene se poate realiza numai în urma unei analize calitative multilaterale. În cadrul acestei analize un rol important revine statisticii matematice, care utilizează modelele sale în raport cu particularitățile fenomenelor supuse studiului. Unul din scopurile principale ale metodologiilor statistico-matematice este furnizarea pentru practică a unor instrumente de analiză a caracteristicilor luate în studiu.



Analiza seriilor de timp reprezintă una din problemele de bază ale statisticii, deoarece orice fenomen economic se desfășoară în timp. Studiul seriilor de timp se fundamentează pe anumite ipoteze restrictive, dar care permit aplicarea metodelor din statistică și matematică pentru analiza acestora.

*Determinarea trendului de evoluție a unor indicatori macroeconomici cu metode analitice* se bazează pe utilizarea unui model matematic cu ajutorul căruia tendința centrală a evoluției se exprimă ca o funcție de tip  $y_t = f(t)$ .

Analiza graficelor de variație a indicatorilor statistici ai fiecărei serii de date supuse studiului permite modelarea cu funcții în diverse expresii analitice (cel mai adesea, cu funcții putere, deoarece această exprimare permite și logaritizarea ei) a evoluției indicatorilor macroeconomici considerați. Acest procedeu duce la liniarizarea trendului de evoluție al fiecărei variabile și, în consecință, determină un model de proiecție mai ușor de utilizat.

Într-o primă etapă, se poate determina pentru fiecare trimestru și pentru fiecare indicator în parte, ecuația lor de evoluție și apoi, pe baza acestora, se realizează proiecția produsului intern brut funcție de consumul final total și de formarea brută de capital fix care, sub formă generală, poate fi scrisă sub forma:

$$\ln PIB(t) = a_0(t) \ln cons.(t) + a_1(t) \ln fbcf(t) + a_2(t) \quad (6)$$

unde: funcțiile constitutive  $a_i(t)$  cu  $i = 1, 2, 3$  sunt caracteristice fiecărui trimestru; coeficienții ecuațiilor sunt determinați prin metoda celor mai mici pătrate.

Analiza comparativă a rezultatelor obținute cu ajutorul acestui tip de model (estimarea produsului intern brut pornind de la evoluția preconizată a principalelor componente ale cererii se poate realiza pe baza analizei fiecărei componente a cererii), prin evidențierea tendințelor cu cele realizate de PIB, pe o perioadă considerată, arată o bună concordanță, micile diferențe care apar putând fi eliminate fie prin extinderea seriei de date de bază, fie prin considerarea unui termen suplimentar în ecuația (6), sau chiar prin considerarea și unor alte influențe asupra evoluției produsului intern brut.

## 2.2. Surse ale erorilor de estimare ale PIB-ului

În fiecare din metodele, tehnicile sau modele utilizate pentru prognoza produsului intern brut apar erori de estimare datorate diverselor cauze. Unele dintre cele mai importante surse de erori în estimarea PIB-ului sunt:

- aproximările definițiilor convenționale ale PIB: PIB-ul este definit ca un set de convenții ale cărui implementări practice nu sunt întotdeauna clare, astfel încât sunt necesare aproximări ale definițiilor teoretice (de exemplu măsurarea economiei subterane);
- informații incomplete: chiar și când sunt definite precis, cantitățile sunt dificil de estimat pentru cazurile în care informația necesară este incompletă (de exemplu investițiile în software, activele fixe);

- erori de eşantionare datorită conceperii greşite a eşantioanelor (cele mai multe date de la nivel micro sunt colectate prin sondaj şi prin urmare sunt pasibile erorilor de eşantionare) ;
- erori care nu ţin de eşantionare: serii elementare (producţia industrială, preţurile) la care contează erorile de măsurare, erorile de acoperire, non-răspunsurile;
- prelucrări preliminare ale datelor: datele micro şi agregatele intermediare sunt obiectul unor tratamente statistice preliminare: ajustări sezoniere, tratarea observaţiilor lipsă, procedee care necesită decizii şi soluţii ce afectează rezultatele;
- estimări indirecte ale variabilelor trimestriale: folosirea de proceduri bazate pe modele pentru estimarea conturilor naţionale trimestriale implică existenţa unei varianţe nenule ale cantităţilor estimate ca şi nevoia de revizii periodice al cifrelor publicate. Mai mult, atunci când seriile anuale noi sau revizuite sunt disponibile, procedurile bazate pe modele implică o respecificare şi o reestimare a ecuaţiilor modelului, cu revizia întregii serii de timp trimestriale;
- ajustarea conturilor naţionale: existenţa erorilor de măsurare cauzează faptul că anumite egalităţi contabile nu sunt satisfăcute. În acest caz, conturile naţionale trebuie ajustate. Aceste procedee de ajustare ar trebui totuşi să conţină ceva informaţie a priori din partea statisticianului, de unde noi probleme de măsurare;
- erorile umane: un număr foarte mare de date din diferite surse ca şi un număr mare de metode de estimări sunt folosite pentru a compila conturile naţionale trimestriale şi anuale.

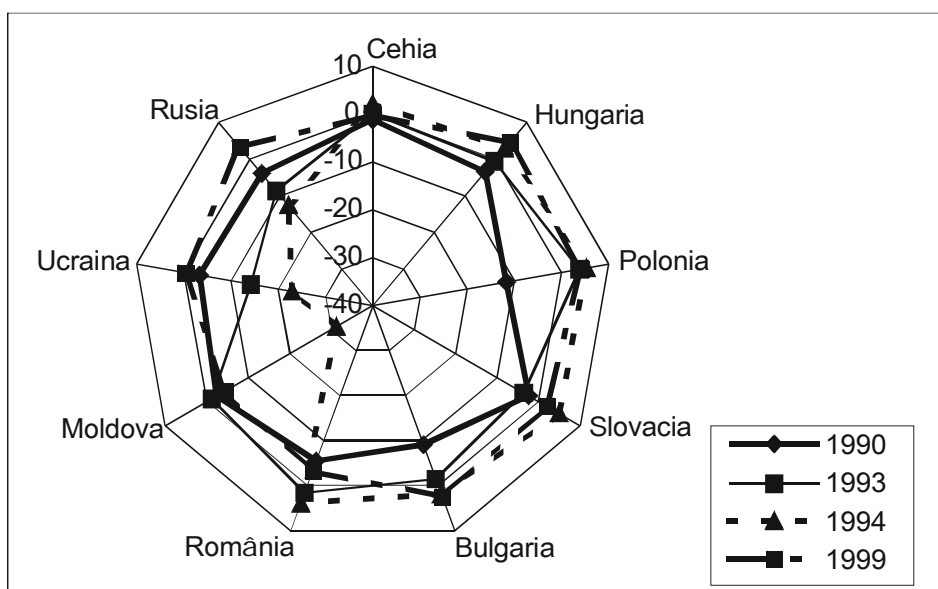
### 3. EVOLUȚII MACROECONOMICE. COMPARAȚII CU ȚĂRI DIN EUROPA CENTRALĂ ȘI DE EST

Declinul economic din unele țări ale Europei Centrale și de Est precum și a celor din fosta Uniune Sovietică și Rusia se poate pune atât pe seama reformelor economice și a modului defectuos de implementare a acestora în fiecare țară în parte în funcție de particularitățile naționale, dar și pe influențele negative ale evenimentelor internaționale. Sursa principală a dereglărilor din economiile în tranziție o constituie fie reformele care au produs șocuri profunde în economie, fără ca statul să intervină prompt, fie lipsa de mijloace financiare, fie din cauza unui vid instituțional, de mecanisme și de autoritate.

Toate țările ex-socialiste europene ca și țările fostei Uniuni Sovietice, angajate în reforme economice, au înregistrat, la începutul deceniului 9 al secolului XX, o deteriorare dramatică a principalilor indicatori economici (anexa nr. 1), urmată de o perioadă de o ușoară creștere economică pentru unele țări: în Cehia produsul intern brut a înregistrat 5,9% în 1995, în România 7,1% în același an, în Polonia și Slovacia PIB-ul a atins creșteri de 6,9%, respectiv 6,2% în 1997, în Ungaria 4,9% în 1998. Căderi spectaculoase ale PIB-ului s-au înregistrat în Moldova și Ucraina de 31,2% respectiv de 23% în 1994 sau de 10,9% în 1996 în Bulgaria (figura nr. 1).

**Figura nr. 1**

**Modificări procentuale față de anul anterior ale produsului intern brut**

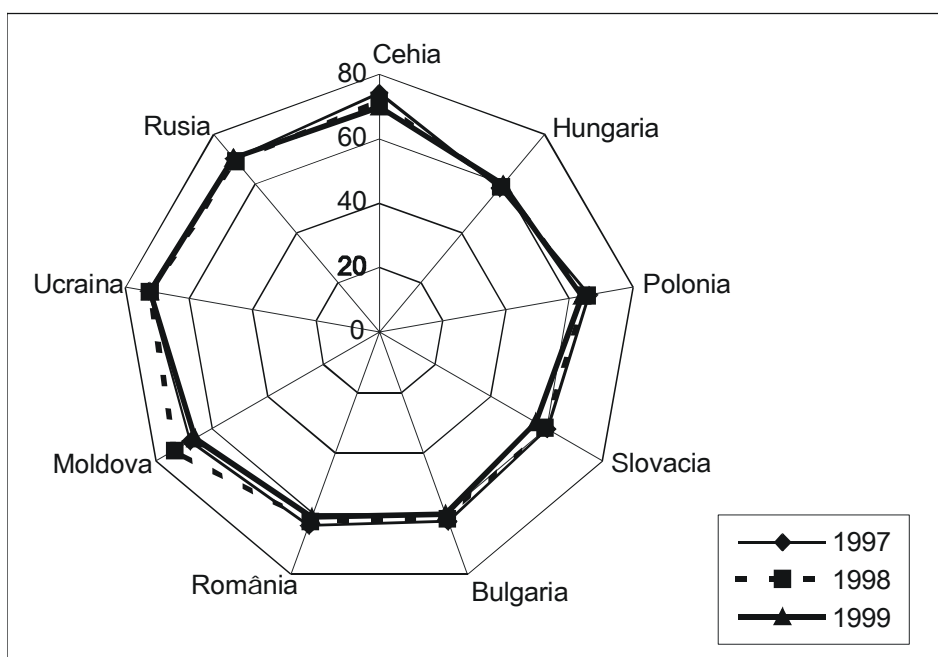


Sfârșitul deceniului 9 se caracterizează și printr-o reducere a PIB-ului în majoritatea țărilor Europei Centrale și de Est și Rusia (anexa nr. 1).

Piața forței de muncă a stat sub semnul a două tendințe manifestate în ultimele două decenii, cu impact negativ asupra ofertei de muncă și asupra cererii globale de finanțare de asigurări sociale.

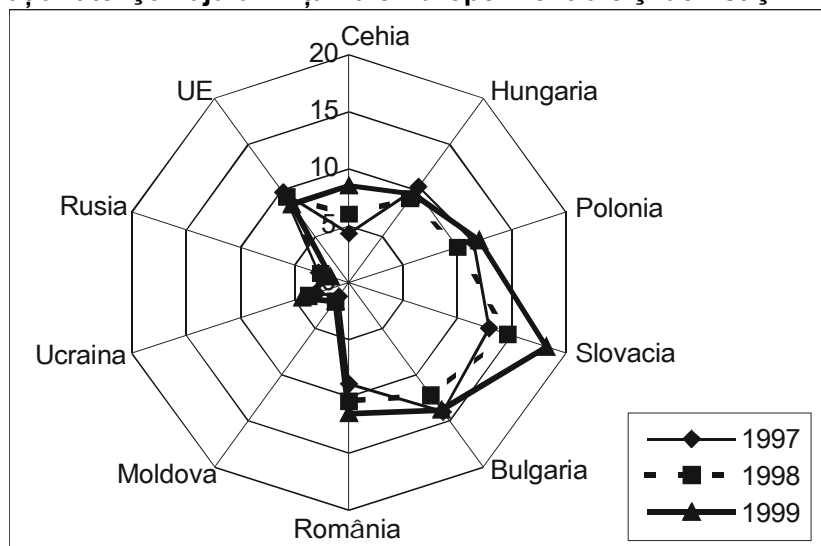
Evoluția numărului populației ocupate (figura nr. 2) a fost și continuă în unele țări să fie sub influența câtorva factori contradictorii: pe de o parte, redresarea economică, extinderea sectorului serviciilor și a întreprinderilor mici și mijlocii, creșterea fluxurilor investiționale externe (care au generat efecte pozitive pe piața forței de muncă, prin crearea de noi locuri de muncă). Pe de altă parte, continuă să existe sectoare ale economiei, în special în domeniul utilităților publice și al subramurilor industriale concentratoare de companii mari și mijlocii aflate încă în proprietate de stat, în care procesul de privatizare și restructurare va reduce forța de muncă ocupată.

**Figura nr. 2**  
**Modificări procentuale față de anul anterior ale numărului persoanelor angajate**



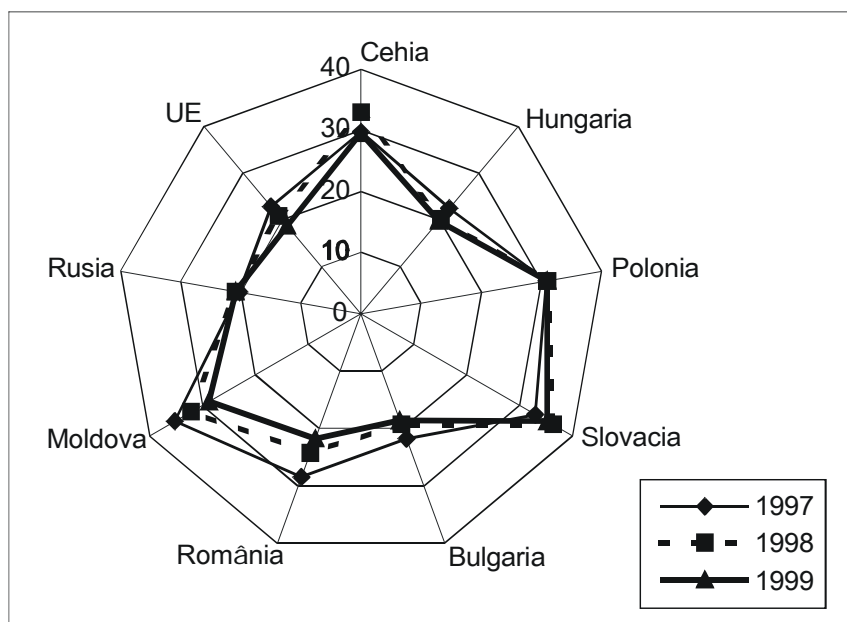
Scăderea producției a fost însoțită nu numai de o scădere a numărului persoanelor angajate ci și implicit de o creștere a șomajului (figura nr. 3). Astfel, în Slovacia s-a atins, în anul 1999, o rată a șomajului de 18,2%, în timp ce în Rusia s-a înregistrat valoarea cea mai scăzută și anume 1,7%.

**Figura nr. 3**  
**Evoluția ratei șomajului în țări ale Europei Centrale și de Est și în Rusia**



Influențe puternic negative ale scăderii producției s-au înregistrat și asupra numărului persoanelor angajate cu vârste cuprinse între 15-24 ani, la această categorie înregistrându-se rate ridicate ale șomajului (figura nr. 4).

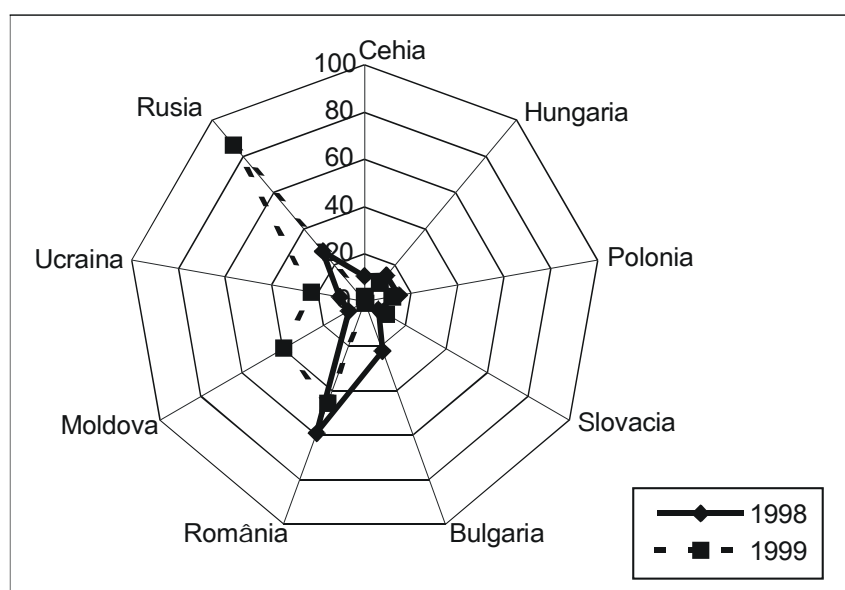
**Figura nr. 4**  
**Evoluția ratei șomajului la persoanele cu vârste cuprinse între 15-24 ani**



Dacă pentru majoritatea țărilor analizate, exploziile inflaționiste (excepție făcând Cehia și Ungaria) din diverși ani s-au calmat în ultimii ani ai deceniului 9 al secolului trecut, în anul 1999 inflația a înregistrat valori de 86,1%, în Rusia, de 39,3% în Moldova și de 45,8% în România (figura nr. 5).

Figura nr. 5

### Evoluția inflației în țări ale Europei Centrale și de Est și Rusia



Informații relevante asupra evoluției economiilor țărilor în tranziție, sunt puse în evidență și prin studiul evoluției trimestriale a principalilor indicatori macroeconomici (anexa nr. 2). Aceste date, împreună cu modelele din literatura de specialitate, pot furniza scenarii pentru estimarea evoluției trimestriale a principalilor indicatori macroeconomici, precum și a corelațiilor dintre ei.

### Bibliografie selectivă

- Bernanke B., Gertler M., Watson M. – “Systemic monetary policy and the effects of oil price shocks”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1997.
- Chow G. and Lin I. – “Best linear unbiased estimation of missing observation in an economic time series”, *Journal of the American Statistical Association*, September, 1976.
- Chow G. and Lin I. – “Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series”, *The Review of Economics and Statistics*, 1971.
- Françoise Charpin, Catherine Mathieu - *A New Leading Indicator of UK Quarterly GDP Growth*, N° 2004-10, September 2004

- Gerhard Rünstler, Franck Sédillot - "Short-Term Estimates of Euro Area Real Gdp By Means Of Monthly Data European Central Bank", *Working Paper Seriesworking Paper*, No. 276.
- Hamilton, James D. – *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
- Harvey, Andrew C. – *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman filter*, Cambridge University Press, 1994
- Jennifer Castle - *Building a real-time database for GDP(E)*, of Oxford University and Colin Ellis of the Bank's Structural Economic Analysis Division.
- Kalman R. – "A new approach to linear Filtering and prediction problems", *Journal of Basic Engineering*, Transactions of the ASME Series D, 1960.
- Lanning S. – *Missing observations: "A simultaneous approach versus interpolation by related series"*, *Journal of Economic and Social Measurement*, April, 1986.
- Leamer E. – *Model choice and specification analysis. Handbook of Econometrics I*, ed. by Z. Griliches and M. D. Intriligator, North-Holland, 1983.
- Luis C. Nunes - *Nowcasting Quarterly GDP Growth in a Monthly Coincident Indicator Model*, May, 2003.
- Mills, Terence C. – *The Econometric Modelling of Financial Time Series*, Cambridge University Press, 1999.
- Tilak Abeysinghe and Gulasekaran Rajaguru - "Quarterly Real GDP Estimates for China and ASEAN4 with a Forecast Evaluation", *Australia Journal of Forecasting*, J. Forecast. 23, 431–447 (2004), Published online in Wiley InterScience ([www.interscience.wiley.com](http://www.interscience.wiley.com)). DOI: 10.1002.

## Anexa nr. 1

Țara	PIB (modificare % față de anul anterior)								
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Cehia	3,2	6,4	4,8	-0,8	-1,0	0,5	3,3	3,3	2,6
Ungaria	2,9	1,5	1,3	4,6	4,9	4,2	5,2	3,8	3,4
Polonia	5,2	7,0	6,0	6,8	4,8	3,9	4,1	1,1	1,2
Rusia	-12,6	-4,1	-3,4	0,9	0,4	10,2	7,8	4,9	4,0
România	3,9	7,1	3,9	-6,9	-4,8	-1,1	1,8	5,3	3,8
Slovacia	4,8	6,8	6,2	6,2	4,1	1,9	4,8	3,3	3,9
Ucraina	-40,0	-12,2	-10,0	-3,0	-1,9	-0,2	5,8	9,1	4,3
Bulgaria	1,8	2,1	-10,9	-6,9	3,5	2,4	5,8	4,0	3,5

Sursa: Consensus Forecasts.

Țara	Consum populație (modificare % față de anul anterior)								
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Cehia	5,3	6,0	6,9	2,4	-1,8	1,9	2,3	3,9	3,6
Ungaria	-0,2	-7,1	-3,1	0,9	4,8	5,4	4,4	5,1	6,7
Polonia*	4,3	3,6	8,7	6,9	4,8	5,2	2,7	2,1	2,5
Rusia**	1,0	-7,7	0,1	4,6	-2,4	-4,4	9,3	8,7	7,0
România	2,1	19,1	8,0	-3,0	-4,6	-4,9	-1,2	6,4	3,6
Slovacia	-0,5	3,8	8,2	5,6	5,8	2,9	-1,8	4,0	4,6
Ucraina	-8,0	5,0	-24,4	4,3	-5,4	-1,3	11,1	9,1	6,3

\* = consum privat.

\*\* = vânzări cu amănuntul.

Sursa: Consensus Forecasts.

Țara	Preț consum (modificare % față de anul anterior)								
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Cehia	10,0	9,1	8,8	8,5	10,7	2,1	3,9	4,8	2,3
Ungaria	18,8	28,2	23,6	18,3	14,1	10,0	9,8	9,2	5,5
Polonia	32,2	27,8	19,7	14,9	11,8	7,3	10,1	5,5	2,3
Rusia (dec/dec)	215,1	131,5	21,8	11,0	84,3	36,4	20,2	18,6	15,1
România	136,8	32,2	38,8	154,8	59,1	45,9	45,7	34,3	22,7
Slovacia	13,4	9,9	5,8	6,1	6,7	10,6	12,0	7,3	3,5
Ucraina	891,0	377,0	80,2	15,9	10,6	22,7	28,2	12,0	3,7
Bulgaria	95,9	62,1	121,6	1058,0	19,0	2,6	10,3	7,4	7,0

Sursa: Consensus Forecasts.



Țara	Producție industrială (modificare % față de anul anterior)									
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	
Cehia	2,1	8,7	2,0	4,4	1,6	-3,2	5,4	7,1	4,4	
Ungaria	9,6	4,6	3,4	10,9	12,6	10,2	18,9	3,6	3,5	
Polonia	13,1	10,3	8,3	11,5	3,5	3,6	6,8	0,4	1,0	
Rusia	-20,9	-3,3	-4,0	2,0	-5,2	11,1	11,9	4,9	4,4	
România	3,3	9,4	6,3	-7,2	-13,8	-7,9	8,2	8,2	5,3	
Slovacia	8,5	8,3	2,5	2,8	4,8	-2,7	8,7	6,8	5,2	
Ucraina	-35,6	-11,7	-5,1	-1,9	-1,7	3,1	9,1	10,3	5,6	

Sursa: Consensus Forecasts.

Țara	Investiții fixe brute (modificare % față de anul anterior)									
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	
Cehia	17,3	19,9	8,2	-2,9	0,7	-1,0	5,3	7,2	4,5	
Ungaria	12,5	-4,3	6,3	8,8	13,3	5,9	7,7	3,1	4,8	
Polonia	9,2	16,9	19,7	21,7	14,2	6,8	2,7	-9,8	-4,3	
Rusia*	-24,3	-10,1	-18,1	-5,0	-9,8	4,7	13,3	11,5	4,7	
România	19,6	11,2	5,7	-3,0	-5,7	-4,2	5,5	6.6e	6,1	
Slovacia	-5,5	-0,2	32	12,0	11,0	-18,5	1,2	9,6	3,4	

\* = investiții în construcții noi și echipamente.

e = estimări Consensus pe baza analizelor anterioare.

Sursa: Consensus Forecasts.

Țara	Cont curent (mld. \$ SUA)									
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	
Cehia	-0,8	-1,4	-4,3	-3,2	-1,4	-1,6	-2,8	-2,7	-2,9	
Ungaria	-3,9	-2,5	-1,7	-1,0	-2,3	-2,1	-1,3	-1,1	-2,6	
Polonia	-0,9	-2,3	-1,4	-4,3	-6,8	-11,6	-10,0	-7,2	-6,8	
Rusia	9,3	7,9	12,0	2,1	0,7	24,7	46,4	34,6	27,9	
România	-0,4	-1,8	-2,6	-2,1	-3,0	-1,5	-1,4	-2,3	-2,2	
Slovacia	0,7	0,4	-2,1	-2,0	-2,0	-1,0	-0,7	-1,8	-1,8	
Ucraina	-1,2	-1,2	-1,2	-1,3	-1,3	1,7	1,5	1,4	0,9	
Bulgaria	0,0	0,0	0,0	1,0	-0,1	-0,7	-0,7	-0,9	-0,9	

Sursa: Consensus Forecasts.

## Anexa nr. 2

Țara	Export - fob (mld. \$)								
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Cehia	15,9	21,5	21,7	22,8	26,4	26,2	29,0	33,4	37,5
Ungaria	7,6	12,8	14,2	19,6	20,7	21,9	25,9	28,1	30,9
Polonia	17,0	22,9	24,5	27,2	30,1	26,3	28,3	30,3	32,1
Rusia	67,8	82,7	90,6	89,0	74,9	75,7	105,6	101,6	100,6
România	6,2	7,9	8,1	8,4	8,3	8,5	10,4	11,4	12,5
Slovacia	6,7	8,6	8,8	9,6	10,7	10,2	11,9	12,6	14,0
Ucraina	13,9	14,2	15,5	15,4	13,7	13,2	15,7	17,1	17,8

Sursa: Consensus Forecasts.

Țara	Import - fob (-) (mld. \$)								
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Cehia	17,3	25,1	27,6	27,3	28,8	28,1	32,1	36,5	40,6
Ungaria	11,2	15,3	16,8	21,6	23,1	24,1	27,6	30,1	33,8
Polonia	17,8	24,7	32,6	38,5	43,8	40,7	41,4	42,0	42,6
Rusia	50,0	61,9	67,5	72,0	58,0	39,5	44,9	53,8	59,3
România	6,6	9,5	10,6	10,4	10,9	9,7	12,1	14,4	15,1
Slovacia	6,6	8,8	11,1	11,7	13,1	11,3	12,8	14,8	16,2
Ucraina	16,5	16,9	19,8	19,6	16,3	12,9	14,9	16,9	17,6

Sursa: Consensus Forecasts

Țara	Balanța comercială, fob-fob								
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Cehia	-1,4	-3,7	-5,9	-4,5	-2,4	-1,8	-3,1	-3,1	-3,1
Ungaria	-3,6	-2,4	-2,6	-2,0	-2,3	-2,2	-1,8	-2,0	-2,9
Polonia	-0,8	-1,8	-8,2	-11,3	-13,7	-14,4	-13,2	-11,7	-10,6
Rusia	17,8	20,8	23,1	17,0	16,9	36,2	60,7	47,8	41,3
România	-0,4	-1,6	-2,5	-2,0	-2,6	-1,3	-1,7	-3,0	-2,9
Slovacia	0,1	-0,2	-2,3	-2,1	-2,4	-1,1	-0,1	-2,1	-2,2
Ucraina	-2,6	-2,7	-4,3	-4,2	-2,6	0,2	0,8	0,2	0,2

Sursa: Consensus Forecasts.