



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

Vol. 148/2005

Colectia
BIBLIOTECA ECONOMICĂ

Seria
**Probleme
economice**

**MODEL DE ESTIMARE
A PIB-ULUI LUNAR**

Cristian STĂNICĂ, Lucian Liviu ALBU, Mariana NICOLAE,
Mihaela IONESCU, Petre CARAIANI, Carmen UZLĂU

ISBN 973-7940-85-7



Centrul de Informare și Documentare Economică



ACADEMIA ROMÂNĂ
INSTITUTUL NAȚIONAL DE CERCETĂRI ECONOMICE
INSTITUTUL DE PROGNOZĂ ECONOMICĂ

MODEL DE ESTIMARE A PIB-ULUI LUNAR



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 obiectul 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.1 – Model de estimare a PIB-ului lunar
Coordonator fază : Cristian Nicolae STĂNICĂ

Cristian STĂNICĂ
coordonator
Lucian Liviu ALBU
Mariana NICOLAE
Mihaela IONESCU
Petre CARAIANI
Carmen UZLĂU

Colaboratori externi
Marin DUMITRU
Stelian STANCU
Roxana CIUMARA

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

Redactor: ADELINA BIGICĂ
Concepție grafică, machetare și tehnoredactare: VICTOR PREDĂ
CIDE/STUDII/PROBLEME: Pro148_05.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 - 85 - 7

CUPRINS

INTRODUCERE	5
1. PREZENTAREA LITERATURII PE PROBLEMA ESTIMĂRII PIB-ULUI LUNAR	7
2. CONSTRUIREA UNUI MODEL TEORETIC DE ESTIMARE A PIB-ULUI LUNAR	9
3. ELABORAREA MODELULUI PENTRU CAZUL ROMÂNIEI	18
BIBLIOGRAFIE	46

INTRODUCERE

Studiul "Model de estimare a PIB-ului lunar" investighează principalele metodologii utilizate în literatură pentru estimarea pe termen foarte scurt a indicatorilor macroeconomici de bază. Două dintre aceste metode (așa-numitele metodele algebrică și econometrică) sunt aplicate pe seria PIB-ului în cazul României din perioada 1997-2003.

Estimarea PIB-ului lunar este utilă în special pentru deciziile din sfera politicii monetare pe termen scurt. În Marea Britanie, Comisia pentru Politici Monetare a recunoscut importanța PIB-ului lunar, încă de la lansarea acestui indicator economic în 1998, deoarece reprezintă unul dintre factorii determinanți ai ratei dobânzii. Pe de altă parte, este recunoscută relația pe termen scurt între modificarea ratei inflației și abaterea PIB-ului de la nivelul său potențial.

PIB-ul lunar vine să completeze Conturile Naționale care sunt estimate cel mult trimestrial și cu o întârziere temporală. La nivel lunar, datele disponibile (producția industrială) sunt insuficiente pentru caracterizarea evoluției economiei „ca întreg”. În consecință, rezultatele analizelor economice pot fi eronate. Având informații despre comportamentul output-ului economiei la frecvențe înalte putem aplica modelul econometric la acest nivel pentru a prognoza indicatorii financiari și monetari. De asemenea, informațiile conținute în seria PIB-ului lunar pot fi utilizate pentru elaborarea unui model econometric care să prognozeze PIB-ul lunar și trimestrial cu cel puțin un trimestru înainte de apariția datelor oficiale.

Lucrarea este structurată în trei capitole. În primul capitol sunt prezentate pe scurt principalele teorii ale estimării PIB-ului lunar din literatura de specialitate. Originalitatea studiului constă în propunerea metodei algebrice pentru estimarea PIB-ului lunar în prețuri curente, metodă ce vine în completarea metodelor deja cunoscute din literatura internațională.

Cel de-al doilea capitol detaliază modelul teoretic al estimării PIB-ului lunar și analizează trei metode:

- Metoda algebrică de interpolare pentru serii trimestriale în prețuri curente. Avantajul metodei constă în evitarea calculelor econometrice restricționate de teste statistice și utilizarea seriilor lunare și trimestriale în prețuri curente mai ușor accesibile.
- Metoda econometrică Chow și Lin. Avantajul metodei constă în simplitatea sa deoarece se bazează pe o ecuație de regresie ai cărei parametri sunt estimați cu ajutorul seriilor trimestriale în prețuri constante. Variabila dependentă este PIB-ul trimestrial. Ecuația cu parametri cunoscuți este aplicată ulterior la calculul PIB-ului lunar având ca variabile explicative același tip de serii accesibile la nivel lunar.
- Metoda filtrului Kalman de estimare a seriilor neobservabile. Modelul teoretic al filtrului Kalman este prezentat pe larg în literatura internațională, dar aplicarea acestuia la cazuri particulare necesită stabilirea unor ipoteze de lucru specifice.

Capitolul al treilea prezintă modelul de estimare și prognoză a PIB-ului lunar elaborat pentru cazul României. Demersul științific este realizat în două etape și anume:

- Selecția și pregătirea seriilor trimestriale și lunare utilizate în model. Analiza statistică a seriei trimestriale a PIB-ului în prețuri constante, evidențierea problemelor metodologice de ordin statistic.
- Aplicarea metodelor algebrică și econometrică (Chow și Lin) pentru estimarea și prognoza PIB-ului lunar în economia românească. Compararea rezultatelor obținute, elaborarea bazei de date.

1. PREZENTAREA LITERATURII PE PROBLEMA ESTIMĂRII PIB-ULUI LUNAR

Sensibilitatea sistemelor economice la șocurile pe termen scurt din ultimii ani necesită tot mai mult elaborarea unor teorii care să surprindă dinamica indicatorilor pe intervale scurte de timp. Pentru aceste studii se impune îmbunătățirea bazei de date statistice. Pe lângă indicatorii trimestriali calculați în sistemul conturilor naționale există câțiva indicatori lunari insuficienți pentru a da o imagine completă asupra fluctuațiilor cererii și ofertei. În acest sens, EUROSTAT în publicațiile sale recente și-a arătat interesul pentru estimarea lunară a principalilor indicatori macroeconomici (de exemplu produsul intern brut) pornind de la informațiile conținute în seriile lor trimestriale.

Așa cum argumentează Lanning (1986), atunci când utilizăm serii cu date lipsă și dorim să le completăm sau dorim să interpolăm serii pentru a ajunge la o frecvență mai mare, avem la dispoziție două metode de a rezolva această problemă. O primă abordare constă în estimarea datelor lipsă simultan cu estimarea parametrilor modelului. A doua posibilitate este construirea unei metode cu două etape unde în prima etapă sunt generate datele lipsă, care devin astfel independente de algoritmul modelului. În a doua etapă, seria obținută este folosită pentru estimarea econometrică a modelului. Bazându-se pe cercetări empirice, Lanning a arătat că folosirea metodei în două etape permite obținerea unor parametri cu o varianță mai mică și deci prezintă o încredere mai mare față de cazul estimării modelului folosind seria incompletă. Literatura legată de metoda interpolării în două etape poate fi clasificată în trei categorii (de fapt subiectul interpolării este foarte vast iar realizarea unei clasificări obiective devine aproape imposibilă).

Prima contribuție care se constituie ca o referință importantă pentru toate abordările ulterioare, aparține lui Chow și Lin [1971] și [1976] – care au prezentat o metodologie unică pentru interpolarea atât a seriilor de tip stoc cât și flux. În prima etapă a metodei ei au estimat regresia seriei trimestriale (neobservabilă la nivel lunar) în funcție de variabilele trimestriale relevante care prezintă și serii de date lunare. Apoi, în această regresie cu parametri determinați au fost introduse seriile în valori lunare, ceea ce a permis estimarea seriei lunare neobservabile. Această metodă a fost folosită pentru interpolarea PIB-ului din Mexic de către De Alba și a venitului populației din diferitele regiuni ale SUA de către Schmidt.

Denton, Fernandez și Litterman au propus o abordare care minimizează o funcție pătratică a diferențelor dintre valorile seriei ce urmează a fi estimată și o combinație liniară de serii observabile (numite serii adiționale). Această metodă aproximează regresia lui Chow și Lin, dar se bazează pe ipoteze ceva mai complicate privind dinamica seriei care se interpoalează precum și folosirea seriilor sub forma primei diferențe. O exemplificare pe date din Portugalia este dată în Pinheiro și Coimbra.

A treia abordare a fost realizată de Bernanke, Gertler și Watson [1997] care au folosit un model al spațiului stărilor bazat pe filtrul Kalman. Avantajul metodei constă în faptul că poate fi aplicată și la modelele neliniare. Acest procedeu necesită stabilirea unor valori inițiale pentru parametrii modelului precum și pentru seria neobservabilă ce urmează a fi estimată. O exemplificare pe date din Canada a fost realizată de Guay.

Originalitatea proiectului constă în propunerea metodei algebrice pentru estimarea PIB-ului lunar în prețuri curente, metodă ce vine în completarea celor deja cunoscute din literatura internațională.

2. CONSTRUIREA UNUI MODEL TEORETIC DE ESTIMARE A PIB-ULUI LUNAR

Prima metodă, cea mai simplă dintre toate și mai aproximativă în ceea ce privește acuratețea rezultatelor, a fost aplicată în cadrul activității de doctorat de cercetătorul Cristian Stănică [2001] ca o alternativă la metoda BNR de estimare a PIB-ului lunar (metoda BNR a stat la baza publicației *Dihotomia real-nominal în economia românească de tranziție* – Emilian Dobrescu [1997]).

Metoda directă se bazează pe ipoteza relației de proporționalitate dintre o componentă a PIB-ului și o serie reprezentativă din punct de vedere statistic, relație valabilă pentru lunile aparținând unui trimestru. De exemplu, valoarea adăugată brută din ramura industrie se determină la nivel lunar din producția industrială, coeficientul de proporționalitate fiind calculat din seriile trimestriale. În acest studiu nu vom insista asupra metodei directe.

Metoda algebrică este un algoritm de calcul îmbunătățit prin care determinăm valorile seriei lunare necunoscute pornind de la o regulă prestabilită de repartizare a valorilor lunare pe trimestru (seria este cunoscută la nivel trimestrial). În cazul teoretic general, definim prin α indicatorul lunar neobservabil (VAB în industrie, VAB alte ramuri, sau PIB) și calculăm valorile acestuia în interiorul trimestrului τ conform ecuațiilor:

$$\left\{ \begin{array}{ll} \alpha_{3\tau-2} = \alpha_{3(\tau-1)} + d_{1,\tau} & \text{– prima lună} \\ \alpha_{3\tau-1} = \alpha_{3(\tau-1)} + d_{1,\tau} + d_{2,\tau} & \text{– a doua lună} \\ \alpha_{3\tau} = \alpha_{3(\tau-1)} + d_{1,\tau} + d_{2,\tau} + d_{3,\tau} & \text{– a treia lună} \\ y_{3\tau} = \alpha_{3\tau} + \alpha_{3\tau-1} + \alpha_{3\tau-2} & \text{– valoarea trimestrială a indicatorului} \\ \tau = 1, 2, \dots, T & \text{– } T = \text{numărul de trimestre} \end{array} \right. \quad (2.1)$$

$\alpha_{3(\tau-1)}$ se referă la ultima lună din trimestrul anterior iar $d_{1,\tau}$, $d_{2,\tau}$, $d_{3,\tau}$ măsoară variația seriei neobservabile față de luna precedentă. Acești parametri urmează a fi determinați din algoritmul de calcul în funcție de ipotezele particulare impuse modelului.

În primul rând există o relație general valabilă între diferențele dintre trimestre notate cu

$$\Delta_\tau = y_{3\tau} - y_{3(\tau-1)} = (\text{notăm}) \alpha^{(\tau)} - \alpha^{(\tau-1)} \text{ și diferențele lunare:} \\ \Delta_\tau = 3d_{1,\tau} + 2d_{2,\tau} + d_{3,\tau} + d_{2,\tau-1} + 2d_{3,\tau-1} \quad (2.2)$$

Această regulă provine din condiția ca suma valorilor lunare să fie egală cu valoarea trimestrială a indicatorului. În al doilea rând, diferențele $d_{k,\tau}$ se pot aproxima pe baza unor informații suplimentare aduse de seriile adiționale la frecvență lunară, despre care teoria economică și statistica economică ne asigură că sunt corelate cu seria lunară neobservabilă. Astfel, vom particulariza forma generală (2.2) a metodei algebrice considerând două cazuri: cel al interpolării cu serii adiționale, respectiv cel al interpolării fără serii adiționale.

Interpolarea fără serii adiționale

Rezultatele obținute cu metoda algebrică fără serii adiționale se aplică la estimarea indicatorilor neobservabili (componentele PIB-ului) pentru care nu dispunem de nici o informație ajutătoare la nivel lunar în ceea ce privește rata de creștere $\Delta\alpha_t/\alpha_t$. În acest caz, cea mai bună aproximație se bazează pe ipoteza diferențelor constante, $d_{1,\tau} = d_{2,\tau} = d_{3,\tau} = d_\tau$, astfel încât am obținut

$$\Delta_\tau = 6d_\tau + 3d_{\tau-1} \text{ sau, sub o altă formă,} \\ d_\tau = (\Delta_\tau/6) - (d_{\tau-1}/2) \quad (2.3)$$

Este important să facem precizarea că diferențele d_τ calculate cu ecuația (2.3) pot fi și negative; cel mai adesea se întâmplă în trimestrul I pentru că, de regulă valorile PIB-ului în trimestrul IV sunt mai mari comparativ cu valorile din trimestrul I al anului următor; în astfel de situații valorile lunare ale indicatorului neobservabil vor scădea treptat una față de cealaltă în trimestrul I.

Relația de recurență (2.3) a pasului d_τ permite determinarea acestuia numai dacă se cunoaște valoarea lunară inițială d_1 precum și diferențele trimestriale Δ_i :

$$d_\tau = \frac{1}{6} \sum_{i=2}^{\tau} (-1)^{\tau-i} \frac{\Delta_i}{2^{\tau-i}} + (-1)^{\tau-1} \frac{d_1}{2^{\tau-1}} \quad \tau \geq 2 \quad (2.4)$$

Exponentul $(\tau - 1)$ de la numitor duce la convergența rapidă spre zero a parametrului $\frac{d_1}{2^{\tau-1}}$ într-o perioadă de 1 an – astfel, indiferent de condițiile inițiale, rezultatele modelului nu vor fi afectate. De altfel, ne vom folosi de această proprietate importantă a modelului luând pentru primul trimestru al seriei de date valorile lunare egale $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha^{(1)}/3$ ($d_1 = 0$).

Ecuatiile metodei algebrice în ipoteza diferențelor constante pentru trimestrul τ se simplifică considerabil; după cum urmează:

$$\begin{cases} \frac{\tau_{3\tau-2}}{\tau^{(\tau)}} - \frac{1}{3} = -\frac{d_\tau}{\tau^{(\tau)}} \\ \frac{\tau_{3\tau-1}}{\tau^{(\tau)}} - \frac{1}{3} = 0 \\ \frac{\tau_{3\tau}}{\tau^{(\tau)}} - \frac{1}{3} = \frac{d_\tau}{\tau^{(\tau)}} \end{cases} \quad \text{ponderile variază simetric în jurul mediei} \quad (2.5)$$

$$\text{iar } d_\tau = (\Delta_\tau/6) - (d_{\tau-1}/2)$$

Interpolarea cu serii adiționale

Există și situații în care dispunem de serii lunare corelate cu seria care se interpolează. Acești indicatori lunari x_t , care explică într-un anumit procent (în funcție de ponderea lor) evoluția indicatorului neobservabil α_t , îi vom numi ca fiind "proxy" pentru α_t – de exemplu, producția industrială PRODI este proxy pentru VABI (indicele 't' se referă la lună, $t = 1, 2, \dots, 3T$).

Pentru construirea algoritmului de interpolare cu serii adiționale vom considera că α_t este o funcție de x_t și o altă variabilă independentă z_t . Atunci, la nivel lunar, unde variațiile variabilelor sunt mici comparativ cu valorile absolute, se poate aplica binecunoscuta regulă Taylor de aproximare:

$$\Delta\alpha_t = \frac{\partial\alpha}{\partial x}\Delta x_t + \frac{\partial\alpha}{\partial z}\Delta z_t \quad \text{sau} \quad \alpha_t - \alpha_{t-1} = \theta_t(x_t - x_{t-1}) + \tilde{d}_t \quad (2.6)$$

Astfel, metoda algebrică prezentată are avantajul că ține cont și de influența factorilor necunoscuți z_t asupra modificării variabilei neobservabile prin intermediul parametrului \tilde{d}_t . θ_t este panta funcției lui α_t în raport cu x_t când ceilalți factori determinanți rămân neschimbați.

Datorită lipsei informațiilor, cea mai bună aproximație se obține stabilind parametrii θ_t și \tilde{d}_t constanți pe lunile unui trimestru, astfel regăsim ecuațiile (2.1) în următoarea formă avantajoasă:

$$\begin{cases} \frac{\alpha_{3\tau-2}}{\alpha^{(\tau)}} - \frac{1}{3} = \theta_\tau \frac{x^{(\tau)}}{\alpha^{(\tau)}} \left(\frac{x_{3\tau-2}}{x^{(\tau)}} - \frac{1}{3} \right) - \frac{\tilde{d}_\tau}{\alpha^{(\tau)}} \\ \frac{\alpha_{3\tau-1}}{\alpha^{(\tau)}} - \frac{1}{3} = \theta_\tau \frac{x^{(\tau)}}{\alpha^{(\tau)}} \left(\frac{x_{3\tau-1}}{x^{(\tau)}} - \frac{1}{3} \right) \\ \frac{\alpha_{3\tau}}{\alpha^{(\tau)}} - \frac{1}{3} = \theta_\tau \frac{x^{(\tau)}}{\alpha^{(\tau)}} \left(\frac{x_{3\tau}}{x^{(\tau)}} - \frac{1}{3} \right) + \frac{\tilde{d}_\tau}{\alpha^{(\tau)}} \\ \Delta\tau = [\theta_\tau x^{(\tau)} - \theta_{\tau-1} x^{(\tau-1)}] - 3x_{3(\tau-1)}(\theta_\tau - \theta_{\tau-1}) + 6\tilde{d}_\tau + 3\tilde{d}_{\tau-1} \end{cases} \quad (2.7)$$

Totuși, acest model general nu poate fi aplicat decât în baza unor presupuneri specifice referitoare la valorile pe care le ia parametrul θ_τ în fiecare trimestru precum și la valoarea inițială \tilde{d}_1 (am văzut că aceasta poate fi considerată nulă). O primă posibilitate ar fi să alegem o valoare fixată θ_0 valabilă pentru toate trimestrele, pe care o determinăm din regresia seriilor trimestriale $\alpha^{(\tau)}$ și $x^{(\tau)}$. Pe de altă parte, în situațiile în care indicatorul $x^{(\tau)}$ nu este o componentă a indicatorului $\alpha^{(\tau)}$ în sistemul conturilor naționale, dar este variabila “cheie” care descrie evoluția lui $\alpha^{(\tau)}$, este indicat să fixăm panta θ_τ la valoarea $\alpha^{(\tau)}/x^{(\tau)}$ caracteristică fiecărui trimestru τ .

Ecuațiile (2.7) se simplifică considerabil:

$$\begin{cases} \frac{\alpha_{3\tau-2}}{\alpha^{(\tau)}} = \frac{x_{3\tau-2}}{x^{(\tau)}} - \frac{\tilde{d}_\tau}{\alpha^{(\tau)}} \\ \frac{\alpha_{3\tau-1}}{\alpha^{(\tau)}} = \frac{x_{3\tau-1}}{x^{(\tau)}} \\ \frac{\alpha_{3\tau}}{\alpha^{(\tau)}} = \frac{x_{3\tau}}{x^{(\tau)}} + \frac{\tilde{d}_\tau}{\alpha^{(\tau)}} \\ \frac{\tilde{d}_\tau}{\alpha^{(\tau)}} = \frac{1}{2} \frac{x_{3(\tau-1)}}{x^{(\tau)}} \left[1 - \left(\frac{\alpha^{(\tau-1)}}{\alpha^{(\tau)}} \right) \left(\frac{x^{(\tau)}}{x^{(\tau-1)}} \right) \right] - \frac{\tilde{d}_{\tau-1}}{2\alpha^{(\tau)}} \end{cases} \quad (2.8)$$

A treia posibilitate constă în alegerea $\theta_\tau = 1$ și se aplică atunci când indicatorul $x^{(\tau)}$ este o componentă a lui $\alpha^{(\tau)}$ conform statisticii conturilor naționale (de ex. sumele salariale brute sunt o componentă a valorii adăugate brute). Vom regăsi în acest caz metoda diferențelor constante cu schimbarea de variabilă

$\alpha_t \rightarrow \alpha_t - x_t$:

$$\begin{cases} [\alpha_{3\tau-2} - x_{3\tau-2}] - [\alpha^{(\tau)} - x^{(\tau)}] / 3 = -\tilde{d}_\tau \\ [\alpha_{3\tau-1} - x_{3\tau-1}] - [\alpha^{(\tau)} - x^{(\tau)}] / 3 = 0 \\ [\alpha_{3\tau} - x_{3\tau}] - [\alpha^{(\tau)} - x^{(\tau)}] / 3 = \tilde{d}_\tau \\ d_\tau = [\Delta(\alpha^{(\tau)} - x^{(\tau)}) / 6] - (d_{\tau-1} / 2) \end{cases} \quad (2.9)$$

Cele trei ipoteze ale modelului prezentate mai sus vor fi aplicate la interpolarea componentelor PIB-ului trimestrial în funcție de natura acestora, iar prin agregarea componentelor se va obține PIB-ul lunar.

Metoda Chow și Lin. Chow și Lin au estimat PIB-ul lunar printr-o ecuație de regresie având aceiași coeficienți ca și regresia PIB-ului trimestrial. Variabilele explicative din regresia la nivel trimestrial sunt seriile agregate ale variabilelor lunare.

În formă matricială, regresia seriei lunare neobservabile y_t funcție de cele m serii adiționale x_t este $y = X\beta + u$, având matricea de covariație a erorilor $V = E[uu']$. La nivel trimestrial, se estimează parametrii regresiei $y^{IV} = X^{IV}\beta + u^{IV}$. Chow și Lin au găsit seria \hat{y} care aproximează cel mai bine PIB-ul lunar conform relației $\hat{y} = X\hat{\beta}_{GLS} + \Lambda(V)\hat{u}^{IV}$. Seria are două componente: cea obișnuită $X\hat{\beta}_{GLS}$ ($\hat{\beta}_{GLS}$ este estimatorul GLS din regresia trimestrială) și o componentă $\Lambda(V)\hat{u}^{IV}$ de împărțire pe luni a erorilor trimestriale \hat{u}^{IV} conform matricii de ponderare $\Lambda(V)$. Aceasta din urmă depinde de presupunerile făcute asupra naturii matricii de covariație $V = E[uu']$.

În modelul ales de noi considerăm că matricea de covariație V a erorilor lunare este egală cu produsul dintre estimatorul dispersiei $\hat{\sigma}^2$ și matricea unitate I adică erorile au o distribuție multinormală de medie zero. Această ipoteză conduce la simplificarea formei matricii Λ și la obținerea erorilor în regresia cu serii lunare egale cu a treia parte din erorile estimate ale regresiei trimestriale. Astfel, în acest caz particular avem toate elementele necesare pentru estimarea PIB-ului lunar pe baza informațiilor din regresia trimestrială.

Metoda filtrului Kalman constă în construirea unui sistem de două ecuații vectoriale care leagă variabilele lunare neobservabile α_t (de ex. PIB-ul lunar) de cele observabile z_t (de ex. o serie ipotetică lunară construită din date ale PIB-ului trimestrial). Prima ecuație numită ecuația de stare sau ecuația de tranziție descrie

evoluția vectorului de stare α_t conținând cele n variabile neobservabile pe care vrem să le estimăm. A doua ecuație numită ecuația de măsurare leagă vectorul variabilelor observabile z_t de vectorul de stare α_t . Considerând că seriile conțin T observații lunare, $t = 1, 2, \dots, T$, modelul econometric are forma:

$$\alpha_t = F_t \alpha_{t-1} + A_t x_t + R_t u_t \quad (2.10)$$

$$z_t = H_t \alpha_t + B_t y_t + N_t v_t \quad (2.11)$$

unde x_t, y_t , sunt vectori reprezentând variabile adiționale explicative (indicele producției industriale lunare) care pot fi măsurate, alese pentru a se îmbunătăți estimarea seriilor neobservabile.

Ecuația de tranziție este setată cu respectarea condițiilor inițiale:

$$\alpha_1 = A_1 x_1 + R_1 u_1 \quad (2.12)$$

iar vectorii erorilor sunt distribuți multinormal:

$$\begin{pmatrix} u_t \\ v_t \end{pmatrix} \gg N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} Q & 0 \\ 0 & G \end{pmatrix} \right) \quad (2.13)$$

unde Q și G reprezintă matricile de covariație ale vectorilor erorilor. În general, matricile parametrilor F_t, H_t, A_t, B_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 parametrii necunoscuți vor converge după un număr finit de pași la valorile căutate.

Există mai multe modalități de estimare a modelului în funcție de ipotezele impuse asupra erorilor. Cele mai uzuale sunt ipotezele de normalitate (Harvey), dar se folosesc și alte procedee mai complicate cum ar fi: metoda proiecției ortogonale (Brockwell, Chow, 1983), metoda generalizată a celor mai mici pătrate (Sant). Aici vom aplica procedeele obișnuite bazate pe ipoteza normalității erorilor, iar în cazurile mai complicate cum ar fi regresia Chow, vom apela la metoda generalizată a celor mai mici pătrate.

Pentru a estima PIB-ul lunar, în cazul economiei românești, vom construi un vector tridimensional $\alpha_t = (y_t, y_{t-1}, y_{t-2})'$, în care variabila y_t reprezintă PIB-ul lunar neobservabil. Valorile PIB-ului trimestrial sunt introduse în variabila lunară z_t după regula: $z_1 = 0, z_2 = 0, z_3 =$ prima valoare trimestrială a PIB-ului, $z_4 = 0$ ș.a.m.d.

Matricile F, A, R se consideră constante. În acest caz, ecuațiile modelului se simplifică:

$$\alpha_t = F \alpha_{t-1} + A x_t + R u_t \quad (2.14)$$

$$z_t = H_t \alpha_t + B_t y_t \quad (2.15)$$

cu condiția $y_t = x_t + x_{t-1} + x_{t-2}$. Ecuația de măsurare este constrângerea ca suma valorilor PIB-ului pe lunile trimestrului să fie egală cu valoarea trimestrială observată, ceea ce conduce la dispariția termenului eroare stocastic. Pentru calculul seriei lunare a PIB-ului sunt supuse testării două tipuri de modele: cu serii adiționale (indicele producției industriale) și fără serii adiționale.

Interpolarea fără serii adiționale

Această situație este valabilă numai dacă există suficientă informație în seriile trimestriale astfel încât PIB-ul lunar să urmeze un proces AR de ordin redus. Tipul modelului AR este confirmat pe baza testelor cu serii trimestriale. Procedura dă rezultate pentru estimarea PIB-ului atât în prețuri curente cât și în prețuri comparabile.

Exemplu:

Se presupune că diferența de ordinul I a PIB-ului lunar urmează un proces AR(1) staționar:

$$\Delta y_t = \phi \Delta y_{t-1} + u_t, \quad u_t \text{ fiind termenul eroare cu distribuția } N(0, \sigma^2).$$

Dacă exprimăm seria în nivele, aceasta va descrie un proces AR(2):

$$y_t = (1 + \phi)y_{t-1} - \phi y_{t-2} + u_t,$$

care se transcrie în reprezentarea spațiului stării:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 + \phi & -\phi & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ y_{t-3} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t \\ u_{t-1} \\ u_{t-2} \end{pmatrix} \quad (2.16)$$

cu $\alpha_t = (y_t, y_{t-1}, y_{t-2})'$ pentru $t = 1, 2, \dots, T$.

Ecuția de măsurare este condiția simplă de însumare a lunilor pe trimestre:

$$Z_t = h_t \alpha_t \quad (2.17)$$

unde $h_t = (0 \ 0 \ 0)$ pentru $t = 1, 2, 4, 5, 7, \dots, T-1$,

$h_t = (1 \ 1 \ 1)$ pentru $t = 3, 6, 9, \dots, T$.

Alt exemplu este sugerat de Bernanke, Watson (1997). Procedee lor se aplică atunci când PIB-ul (sau componente din PIB) este o serie I(1) cointegrată cu o serie p_t (poate fi un deflator) astfel încât seria lunară $y_t^* = y_t / p_t$ urmează un proces AR(1):

$$y_t^* = \phi y_{t-1}^* + u_t$$

În reprezentarea spațiului stării modelul se transcrie:

$$\begin{pmatrix} y_t^* \\ y_{t-1}^* \\ y_{t-2}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1}^* \\ y_{t-2}^* \\ y_{t-3}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t \\ u_{t-1} \\ u_{t-2} \end{pmatrix} \quad (2.18)$$

$$Z_t = h_t \alpha_t \quad (2.19)$$

unde, comparativ cu exemplul anterior au fost redefinite:

$\alpha_t = (y_t^*, y_{t-1}^*, y_{t-2}^*)'$ pentru $t = 1, 2, \dots, T$.

și $h_t = (0 \ 0 \ 0)$ pentru $t = 1, 2, 4, 5, 7, \dots, T-1$,

$h_t = (p_t \ p_{t-1} \ p_{t-2})$ pentru $t = 3, 6, 9, \dots, T$.

Interpolarea cu serii adiționale

Metodele prezentate anterior pot fi îmbunătățite prin adăugarea unor informații suplimentare necesare interpolării aduse de seriile adiționale. Aceste modele sunt împărțite în două grupe: modele în care se consideră că PIB-ul lunar descrie un proces autoregresiv sau nu.

Exemplu:

Chow și Lin au estimat PIB-ul lunar printr-o ecuație de regresie având aceeași coeficienți ca și regresia PIB-ul trimestrial. Variabilele explicative din regresia la nivel trimestrial sunt seriile agregate ale variabilelor lunare.

În formă matricială, regresia seriei lunare neobservabile y_t funcție de cele m serii adiționale x_t este $y = X\beta + u$, având matricea de covariație a erorilor $V = E[uu']$. La nivel trimestrial se estimează parametrii regresiei $y^{IV} = X^{IV}\beta + u^{IV}$. Chow și Lin au găsit seria \hat{y} care estimează cel mai bine PIB-ul lunar conform relației $\hat{y} = X \hat{\beta}_{GLS} + \Lambda(V) \hat{u}^{IV}$. Seria are două componente: cea obișnuită $X \hat{\beta}_{GLS}$ ($\hat{\beta}_{GLS}$ este estimatorul GLS din regresia în serii trimestriale) și o componentă $\Lambda(V)\hat{u}^{IV}$ de redistribuire pe luni a erorilor trimestriale \hat{u}^{IV} conform matricii de ponderare $\Lambda(V)$. Aceasta din urmă depinde de presupunerile făcute asupra naturii matricii de covariație $V = E[uu']$.

Modelul se transcrie în reprezentarea spațiului stării (Harvey și Pierse, 1984):

$$\alpha_t = \begin{pmatrix} \alpha_t \\ \alpha_{t-1} \\ \alpha_{t-2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y_t - x_t' \beta \\ y_{t-1} - x_{t-1}' \beta \\ y_{t-2} - x_{t-2}' \beta \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_{t-1} \\ \alpha_{t-2} \\ \alpha_{t-3} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t \\ u_{t-1} \\ u_{t-2} \end{pmatrix} \quad (2.20)$$

$$Z_t = h_t \alpha_t + b_t (x_t + x_{t-1} + x_{t-2}) \quad (2.21)$$

în care s-a redefinit variabilă de stare $\alpha_t = y_t - x_t' \beta$ și

$$h_t = (0 \ 0 \ 0); \quad b_t = \mathbf{0} \text{ pentru } t = 1, 2, 4, 5, 7, \dots, T-1,$$

$$h_t = (1 \ 1 \ 1); \quad b_t = \beta' \text{ pentru } t = 3, 6, 9, \dots, T.$$

Rezultatele obținute cu metoda regresiei Chow & Lin sunt aceleași cu cele obținute în formalismul spațiului stării. Deoarece seriile x_t au fost implicit încorporate în vectorul de stare α_t , ecuația de tranziție este una de tip autoregresiv.

Metoda propriu zisă a filtrului Kalman este de maximă generalitate, având avantajul de a face abstracție de orice presupunere asupra naturii matricii de covariație $V = E[uu']$. Forma ecuațiilor este simplă:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 & a_2 & \dots & a_m \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_t^1 \\ x_t^2 \\ \vdots \\ x_t^m \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t \\ u_{t-1} \\ u_{t-2} \end{pmatrix} \quad (2.22)$$

$$Z_t = h_t \alpha_t \quad (2.23)$$

unde $h_t = (0 \ 0 \ 0)$ pentru $t = 1, 2, 4, 5, 7, \dots, T-1$,

$h_t = (1 \ 1 \ 1)$ pentru $t = 3, 6, 9, \dots, T$.

Termenul autoregresiv dispare din ecuația de stare iar variabilele explicative apar în mod explicit. Coeficienții a_k se estimează în procedura filtrului Kalman din condiția de maximizare a funcției de verosimilitate.

Algoritmul Kalman de estimare a seriilor neobservabile

După ce au fost selectate modelele potrivite și au fost transcrise în reprezentarea spațiului stării, se trece la etapa estimării parametrilor modelului și a seriei lunare neobservabile. Considerăm cazul general.

Filtrul Kalman este procedeul propriu-zis de calcul iterativ prin care se determină estimatorul eficient precum și matricea de covariație a vectorului de stare α_t condiționate de informația disponibilă la momentul $(t-1)$. Dacă $\hat{\alpha}_{t-1}$ este estimatorul eficient (media condiționată) al lui α_{t-1} pe baza observațiilor istorice până la (z_{t-1}, x_{t-1}) , atunci matricea de covariație a erorii de estimare este conform definiției din teoria statistică:

$$P_{t-1} = E \left[(\alpha_{t-1} - \hat{\alpha}_{t-1})(\alpha_{t-1} - \hat{\alpha}_{t-1})' \right]$$

Pașii procedurii de iterație Kalman sunt următorii:

I. La momentul $(t-1)$ cunoscându-se $\hat{\alpha}_{t-1}$ și P_{t-1} se fac predicții asupra estimatorului $\hat{\alpha}_{t|t-1}$ la momentul (t) pe baza ecuației de tranziție:

$$\hat{\alpha}_{t|t-1} = F_t \hat{\alpha}_{t-1} + A_t x_t$$

în timp ce matricea de covariație a erorii de estimare se determină din relația

$$P_{t|t-1} = F_t P_{t-1} F_t' + R_t Q_t R_t'$$

Acestea sunt cunoscute sub numele de *ecuații de predicție*.

II. După ce au fost adăugate noile observații z_t la momentul (t) , estimatorul lui α_t poate fi ajustat. *Ecuațiile de ajustare* sunt:

$$\hat{\alpha} = \hat{\alpha} + P_{t|t-1} H_t' O_t^{-1} (Z_t - H_t \hat{\alpha}_{t|t-1} - B_t y_t)$$

$$P_t = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} H_t' O_t^{-1} H_t P_{t|t-1}$$

unde matricea O_t este definită în continuare.

Estimatorul $\hat{z}_{t|t-1} = H_t \hat{\alpha} + B_t y_t$ poate fi interpretat ca media condiționată a variabilei z_t la momentul (t) de către observațiile istorice până la (z_{t-1}, x_t) . Eroarea de predicție

$$v_t = z_t - \hat{z}_{t|t-1} = H_t(\alpha_t - \hat{\alpha}) + N_t v_t$$

se numește *inovație*, deoarece reprezintă informația nouă cu care vine ultima observație. Vectorul v_t are media zero și matricea de covariație

$$O_t = H_t P_{t|t-1} H_t' + G_t$$

III. Se fac în continuare predicții la momentul (t) pentru momentul (t + 1) și procesul se reia.

În forma finală a filtrului Kalman se reunesc ecuațiile anterioare într-un singur sistem de recurențe pentru a se face trecerea direct de la $\hat{\alpha}_{t|t-1}$ la $\hat{\alpha}_{t+1|t}$.

Pentru efectuarea calculelor se pot utiliza programele Eviews 4.0, Gauss, Stamp, Matlab.

Ecuațiile filtrului Kalman prezentate mai sus se bazează pe ipoteza că perturbațiile și vectorul de stare la momentul inițial (t = 1) sunt normal distribuite. Aceasta permite calcularea de o manieră recursivă a distribuției vectorului de stare α_t la momentul (t) condiționată de toată informația existentă până la momentul respectiv. Distribuția vectorului α_t va fi ea însăși normală și astfel poate fi complet specificată de media și de matricea de covariație calculate.

Dacă nu mai este garantată ipoteza normalității, atunci nu se poate spune că filtrul Kalman va calcula media condiționată pentru α_t , dar va da în continuare un estimator eficient.

3. ELABORAREA MODELULUI PENTRU CAZUL ROMÂNIEI

Selecția și pregătirea seriilor trimestriale și lunare utilizate în model

Estimarea PIB-ului în prețuri constante s-a făcut pentru perioada 1997-2003 deoarece dispunem de o bază limitată de date trimestriale. Toți indicatorii, atât cei de partea ofertei cât și cei de partea cererii, sunt exprimați în prețurile medii ale anului 1997. Având seriile în prețuri curente, se obțin seriile în prețuri constante prin deflatarea acestora cu indici de prețuri estimați. Menționăm că datele statistice pentru perioada 1997–2002 au fost calculate de drd. Stănică Cristian¹ în cadrul activității de doctorat sub coordonarea științifică a domnului academician Emilian Dobrescu și au dus la realizarea bazei de date trimestriale, versiunea iunie 2003, pentru Macromodelul Economiei Românești. Pe această cale, a fost realizată o colaborare științifică de cercetare deosebit de importantă cu specialiștii Direcției de Conturi Naționale (Director Silvia Caragea; Director Gheorghe Mihai) din Institutul Național de Statistică. Ulterior, în cadrul proiectului CERES actual, seriile au fost completate cu anul 2003 pe baza informațiilor furnizate de buletinul lunar al INS.

Tabelul nr. 1

Modificare procentuală din noul sistem față de vechiul sistem – prețuri curente

	98Q1	98Q2	98Q3	98Q4	1998
PIB	1,7	0,3	0,7	0,4	0,7
Consum final menaje	1,7	0,2	0,6	-0,2	0,5
Consum final administrații	2,7	2,8	2,7	2,7	2,7
Formarea brută de capital	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3
- Formarea brută de capital fix	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3	-0,3
- Modificarea stocurilor	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0
Export net	-1,7	2,7	0,5	-1,4	0,0
- Export	-2,6	-2,7	-8,5	1,5	-2,9
- Import	-2,5	-1,3	-6,2	0,5	-2,2

Trimestrele anului 1998 în prețuri curente sunt evaluate după ambele metodologii, SEC79 respectiv SEC95 neexistând diferențe numerice semnificative (în tabelul prezentat mai sus exemplificăm PIB-ul pe utilizări). Racordarea seriilor din perioadele 1997-1998 și 1999-2003 la prețuri constante a fost posibilă reținând în calcule anul 1998 din metodologia SEC79.

¹ Au fost consultate publicațiile: Dihotomia real-nominal în economia românească de tranziție, *Emilian Dobrescu (1997)*, CESTAT și buletinul lunar al INS.

Este cunoscut faptul că Institutul Național de Statistică calculează indicii trimestriali ai PIB-ului față de același trimestru al anului anterior, începând din anul 1998. Transformarea trimestrelor în prețurile constante ale anului 1997 a fost realizată cu ajutorul indicilor de preț calculați pe baza informațiilor furnizate de indicii trimestrului curent față de trimestrul corespunzător din anul anterior. Suma trimestrelor în prețuri 1997 se încheie pe cifra anuală publicată a indicelui de volum an/an anterior. Trebuie menționat și faptul că impunerea condiției de însumare a valorilor trimestriale pe an în prețuri constante duce la modificări ale indicilor de volum trimestru/același trimestru din anul anterior comparativ cu valorile publicate.

Stocurile sunt calculate rezidual pentru a se păstra egalitatea dintre valoarea PIB-ului pe producție și utilizări în prețuri constante. Astfel, erorile apărute din egalizarea PIB-ului în prețuri constante pe producție și utilizări se reflectă în distorsionarea seriei în prețuri constante a stocurilor și implicit a formării brute de capital (iar formarea brută de capital fix este serie nedistorsionată).

Diferența majoră dintre metodologiile de evaluare ale PIB-ului SEC79 și SEC95 apare la structura consumului final. În noul sistem SEC95 se disting două concepte ale consumului final:

1. *Cheltuiala pentru consum final* – se referă la achiziționarea de bunuri și servicii de către un anumit sector.

a) Cheltuiala pentru consum final a gospodăriilor este formată din:

Cumpărări prin comerțul cu amănuntul și servicii comerciale prestate populației plus transporturi, comunicații; cumpărări de pe piața țărănească.

Chiriile imputate pe locuințele proprietarilor; producția pentru sine (consumul din producția proprie și consumul de bunuri procesate în gospodării).

Salariile în natură, avantaje în natură ale salariaților, prestațiile sociale în natură (compensarea prețurilor etc.).

Vânzările reziduale și corecție teritorială.

b) Cheltuiala pentru consum final a administrațiilor cuprinde:

- Cheltuiala pentru consum individual a administrațiilor: bunuri și servicii achiziționate de pe piață și furnizate fără prelucrări gospodăriilor; bunuri și servicii nonpiață produse de administrația publică în domeniile: învățământ, sănătate, securitate socială și acțiuni sociale, sport, cultură.
- Cheltuiala pentru consum colectiv a administrației publice: servicii publice generale, apărare națională, ordine publică, sănătate publică, protecția mediului, cercetare științifică, dezvoltarea infrastructurii și economiei.

2. *Consumul final efectiv* – se referă la achiziționarea de bunuri și servicii de către sectoare destinate consumului individual și colectiv. Consumul final efectiv al administrației publice corespunde numai consumului colectiv, consumul final efectiv al administrațiilor private este nul, consumul final efectiv al gospodăriilor este cheltuiala pentru consum a sectorului plus cheltuiala pentru consum individual a administrațiilor.

Metodele de estimare a PIB-ului lunar sunt aplicate pe seriile "cheltuielilor de consum final" ale gospodăriilor, administrației publice și administrației private.

În ceea ce privește algoritmul de estimare a PIB-ului lunar în prețuri constante, cu ajutorul seriilor lunare adiționale, trebuie să ținem seama de două

aspecte mai importante. Primul se referă la modul de selecție al seriilor adiționale x_t . În primul rând, acestea trebuie să fie corelate cu seria lunară neobservabilă pe care o estimăm (de ex. o componentă a PIB-ului) și să conțină informație relevantă pentru a se evita efectul erorilor induse care își fac simțită prezența în procedura de interpolare.

Un criteriu de selecție la îndemână este următorul: seriile lunare potrivite pentru interpolare sunt cele care agregate la nivel trimestrial aproximează cel mai bine evoluția PIB-ului trimestrial. Pe acesta ne-am și bazat atunci când am calculat PIB-ul lunar. Amemiya [1980] sugerează o strategie bazată atât pe considerente economico-teoretice cât și pe evidența statistică. Intuiția teoretică ne arată adesea care sunt seriile potrivite și care este forma funcțională a modelului de care avem nevoie. Pe lângă aceasta trebuie să avem o metodă statistică pentru a alege seria care dă "cel mai bun" rezultat. Cele două criterii permit să se facă alegerea finală a seriilor care vor fi folosite în modele.

Al doilea aspect se referă la numărul seriilor adiționale pe care le folosim în modelele econometrice. Literatura de specialitate în domeniu arată că seriile adiționale vin întotdeauna cu un cost al introducerii zgomotului (adică al erorilor din procesul de estimare) în seriile interpolate, dacă sunt în număr mare. Pe de altă parte, nu există încă o metodă statistică care să ne certifice în ce situații este mai indicat să aplicăm modele cu serii adiționale (Chow și Lin) sau modele autoregresive (Bernanke, Gertler, Watson) de tipul Kalman.

Aplicarea metodelor pentru estimarea PIB-ului lunar în economia românească

Metodele directă și algebrică calculează (aproximează) PIB-ului lunar în prețuri curente pornind de la semnificația pe care o are acest indicator în Sistemul Conturilor Naționale. Pentru estimarea PIB-ului pe latura ofertei dispunem de serii trimestriale în prețuri curente din anul 1997 până în anul 2003. În funcție de datele disponibile descompunem PIB-ul astfel:

$$\text{PIB} = \text{VABI} + \text{VABA} + \text{VABO} + \text{NTAX}, \quad \text{unde}$$

- VABI este valoarea adăugată brută în industrie;
- VABA este valoarea adăugată brută în agricultură;
- VABO reprezintă valoarea adăugată brută din celelalte ramuri inclusiv PISB;
- NTAX sunt taxele indirecte nete.

Meritul metodelor directă și algebrică este că încearcă să interpoleze trei din acești patru indicatori (excepție face VAB din ramura agriculturii pe care o calculăm separat) și să dea în final PIB-ul prin agregarea componentelor.

Pe latura utilizărilor descompunem PIB-ul în

$$\text{PIB} = \text{CONSM} + \text{CONSP} + \text{CONSG} + \text{FBC} + \text{EN}, \quad \text{unde}$$

- CONSM, CONSP, CONSG reprezintă cheltuielile de consum ale menajelor, administrației private și administrației publice;
- FBC este formarea brută de capital;
- EN este exportul net.

Vom interpola numai consumurile și exportul net. Astfel PIB-ul lunar este estimat pe latura ofertei iar prin diferență se obține seria lunară a formării brute de capital.

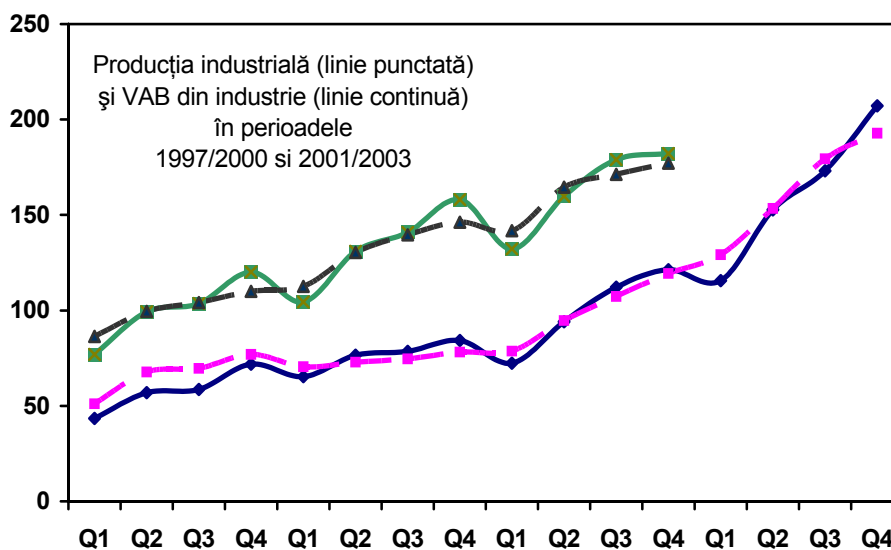
Deoarece metoda directă este generalizată de metoda algebrică, prezentăm în caseta nr. 1 doar câteva particularități ale acesteia:

Metoda directă	Caseta nr. 1
1. PIB pe latura ofertei	
<ol style="list-style-type: none"> 1. VAB lunară din ramura industrie variază proporțional cu producția industrială <i>Indicii de valoare lunari ai producției industriale se obțin din indicii de volum ai producției industriale și indicii de preț ai producției industriale.</i> 2. Prin colaborarea cu specialiști de la Institutul de Economie Agrară, au fost stabilite ponderile lunilor în trimestru pentru VAB din ramura agricultură. 3. VAB lunară din celelalte ramuri & PISB, variază proporțional cu fondul de salarii brute al ramurilor respective. 4. Impozitele nete lunare pe produs variază proporțional cu (TVA+Accize+Taxe vamale). 	
2. PIB pe latura utilizărilor	
<ol style="list-style-type: none"> 1. Se calculează indicii de valoare ai vânzărilor de mărfuri pe baza indicilor de volum și indicilor de preț ai cifrei de afaceri din comerțul cu amănuntul. <i>De asemenea, se calculează indicii de valoare ai serviciilor de piață pe baza indicilor de volum și indicilor de preț ai cifrei de afaceri din sectorul serviciilor comerciale.</i> <i>Se determină indicii de preț pentru comerțul cu amănuntul, respectiv serviciile comerciale, pornind de la structura coșului de consum publicată în Buletinele lunare de prețuri. La vânzările de mărfuri se adaugă produsul tutun iar din servicii se scot transportul, comunicațiile și utilitățile publice. Cunoscându-se valorile trimestriale raportate de INS și indicii de valoare lunari se estimează lunar vânzările de mărfuri și serviciile comerciale.</i> <i>Consumul final lunar al menajelor se calculează pe baza ponderii vânzărilor de mărfuri și servicii de piață în consumul final stabilită la nivel trimestrial (ponderea variază între 50-70%).</i> 2. Consumul final lunar al administrației publice variază proporțional cu cheltuielile materiale & cheltuielile de personal din bugetul de stat+bugetele locale. Se aproximează cheltuielile materiale & cheltuielile de personal cu cheltuielile totale (care nu conțin cheltuielile privind datoria publică) din grupa: autorități publice, apărare națională, ordine publică, învățământ, sănătate, cercetare științifică. Acestea dețin în medie 88% din cheltuielile materiale și de personal totale, fiind negliabile subvențiile, transferurile și cheltuielile de capital. 3. Consumul final lunar al administrației private se consideră constant în volum pentru lunile din cadrul unui trimestru, variația sa fiind dată de indicele prețurilor de consum. 4. Exportul net se determină ajustând valorile din balanța de plăți la sumele pe trimestre. <i>Din PIB-ul lunar calculat prin metoda producției, se obține prin diferență valoarea lunară a formării brute de capital.</i> 	

Seriile lunare adiționale de partea ofertei utilizate de metoda algebrică pentru îmbunătățirea rezultatelor estimării PIB-ului lunar sunt:

1. PRODI – Producția industrială. Au fost calculați luând ca bază de raportare media lunară a anului 1997 indicatorii “indicele producției industriale – serie brută” și “indicele prețurilor producției industriale”. Notăm aici faptul că în perioada 1997-2003 s-a restrâns aria de cuprindere a indicelui de prețuri la piața internă. Indicatorul considerat de noi proxy pentru interpolarea VABI în prețuri curente este “indicele de valoare al producției industriale” în bază 1997 obținut prin înmulțirea celor doi indici.
2. SALO – Alegem sumele salariale brute la nivelul economiei, exclusiv industria și agricultura, ca proxy pentru interpolarea VABO, fiind totodată un element de valoare adăugată. Totuși, nu putem face o estimare lunară precisă pentru VABO deoarece procentul sumelor salariale calculat la nivel trimestrial variază între 20% – 35% și este variabil în ultimii patru ani, datorită influenței crescute a profitului asupra valorii adăugate brute.
3. TVAA – (TVA + accize + taxe vamale) este considerată proxy pentru interpolarea impozitelor nete NTAX.

Figura nr. 3.1
Evoluția producției industriale în corelație cu valoarea adăugată brută din ramura industrie



Evoluțiile la nivel trimestrial ale seriilor adiționale comparativ cu seriile pe care le interpolează sunt prezentate în figurile 3.1-3.3. Pentru a elimina efectele de scală induse de fenomenul inflației am optat pentru două reprezentări grafice corespunzând perioadelor 1997-2000, respectiv 2001-2003. Toți indicatorii sunt raportați la media anului 1999 pentru prima perioadă, respectiv la media anului 2001 pentru a doua perioadă.

Figura nr. 3.2
Evoluția valorii adăugate brute din celelalte ramuri (fără agricultură) în
corelație cu sumele salariale brute

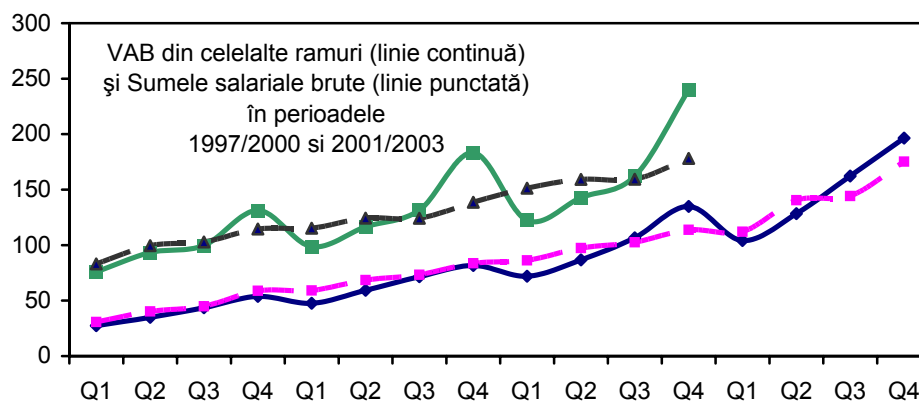
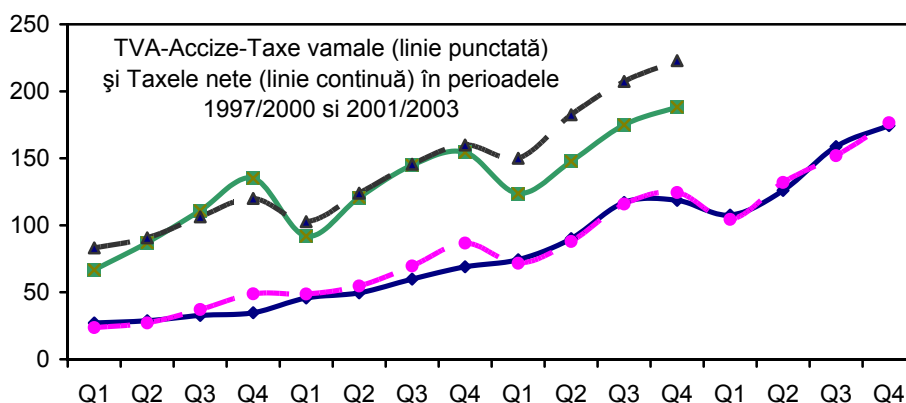


Figura nr. 3.3
Evoluția indicatorului (TVA-accize-taxe vamale)
în corelație cu impozitele nete



Seriile lunare adiționale utilizate pentru estimarea PIB-ului lunar de partea utilizărilor sunt:

1. RS – Vânzările de mărfuri cu amănuntul, considerate proxy pentru consumul populației. Datele statistice ale vânzărilor de mărfuri sunt estimate și publicate de INS numai pentru perioada 1994-1996. Se includ și vânzările din comerțul cu autovehicule, motociclete, carburanți. Pentru perioada 1997-2003 nu există date valorice disponibile. Pentru a estima comportamentul acestui indicator la nivel lunar, am construit o serie tip indice de valoare cu baza media anului 1997, obținută prin înmulțirea indicelui IPC cu indicii de volum ai cifrei de afaceri a întreprinderilor din comerțul cu amănuntul.

2. Consumul final al administrației publice este determinat în conturile naționale din cheltuielile salariale și materiale cuprinse în bugetul general consolidat la care se adaugă cheltuielile de același tip provenite din surse extrabugetare. Cheltuielile bugetare aferente consumului sunt acoperite în proporție de 88% de cheltuielile totale (nu conțin elemente de datorie, iar elementele de subvenții și transferuri sunt mici) ale grupeii autorității publice, apărare națională, ordine publică, învățământ, sănătate, cercetare științifică.

Le notăm cu GE și le considerăm proxy pentru consumul guvernamental.

3. Exporturile și importurile de bunuri și servicii din balanța de plăți se ajustează direct la sumele pe trimestre, nemaifiind necesară aplicarea unei metode de interpolare. De asemenea, și datorită faptului că este neglijabil comparativ cu PIB, consumul administrației private CONSP este considerat constant pe lunile unui trimestru, fiind egal cu media lunară.

Corelația dintre variabilele CONSG/GE și CONSM/RS este indicată în figurile 3,4-3,5. Seriile CONSM/RS au fost raportate la media anului 1999 pentru intervalul 1997-2000, respectiv la media anului 2001 pentru intervalul 2001-2003.

Figura nr. 3.4

Evoluția consumului guvernamental în corelație cu cheltuielile guvernamentale ale grupeii reprezentative

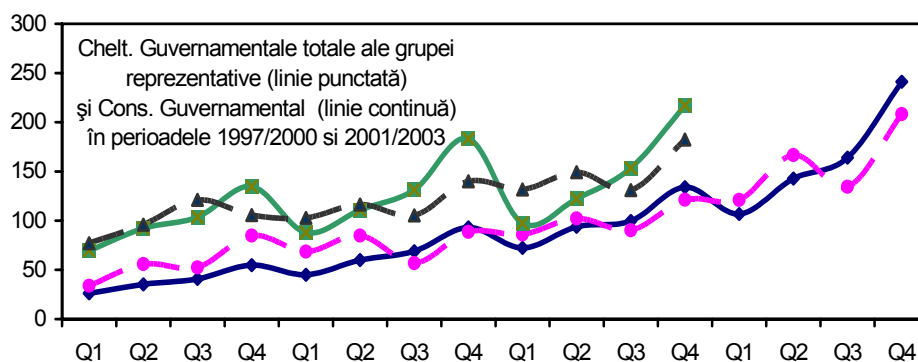
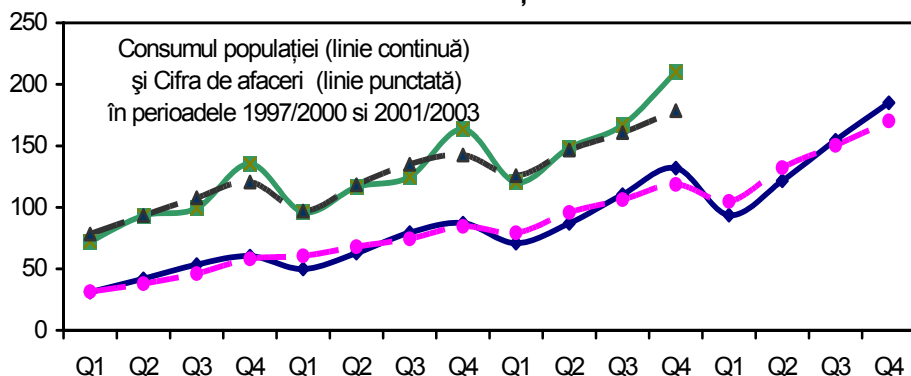


Figura nr. 3.5

Evoluția consumului populației în corelație cu cifra de afaceri din comerțul cu amănuntul



Din analiza graficelor prezentate se desprind următoarele concluzii:

- Producția industrială prezintă o evoluție corelată cu VAB din ramura industrie, cu toate că în ultimii ani VABI are o variabilitate mai accentuată. O corelație semnificativă există și între consumul populației și cifra de afaceri din comerțul cu amănuntul, cu abateri în primul și ultimul trimestru al fiecărui an. Din punct de vedere al teoriei economice și al metodelor statistice aceste corelații sunt justificate.
- Aproximări mai puțin exacte se obțin în celelalte cazuri: cheltuielile guvernamentale ale grupei reprezentative urmăresc evoluția consumului guvernamental dar sunt mai volatile, iar în ultimii ani există o discordanță semnificativă datorită caracterului provizoriu al conturilor naționale. Pe de alta parte, sumele salariale brute nu explică abaterile mari din primul și ultimul trimestru al fiecărui an înregistrate de VAB din celelalte ramuri (exclusiv agricultură, industrie), datorită influenței crescute a excedentului brut de exploatare.
- Suma TVA+accize+taxe vamale aproximează satisfăcător seria taxelor nete cu excepția anului 2003; această discordanță se datorează caracterului provizoriu al conturilor naționale care se observă și la nivel de an.

Caseta nr. 2

Din observațiile anterioare ar rezulta faptul că interpolarea PIB-ului pe luni are un caracter mai puțin exact. Totuși, condiția ca suma PIB-ului pe lunile unui trimestru să fie egală cu valoarea trimestrială cunoscută corectează erorile de interpolare iar introducerea seriilor adiționale în metoda de interpolare dă un caracter specific evoluției lunare a PIB-ului. Considerăm că la nivel lunar factorii accidentali care abat seria PIB-ului de la modelul evolutiv specificat de seriile adiționale nu induc variații bruște. Factorii lunari accidentali sunt factorii necunoscuți; amintim aici factorii financiari care determină evoluția profitului pe luni; factorii agricoli care influențează mărirea autoconsumului la nivel lunar; achizițiile guvernamentale și cheltuielile salariale din surse extrabugetare ale sectoarelor apărare și ordine publică. Se poate menționa că estimarea PIB-ului la nivel lunar se face în jurul unui trend lunar potențial determinat de maximul de informație disponibilă conținută în seriile adiționale.

Estimarea PIB-ului lunar în prețuri curente se realizează cu ajutorul a trei tipuri de metode deduse din forma generală a metodei algebrice. Astfel:

Metoda algebrică directă cu variabile adiționale consideră că VABI, VABO, NTAX, CONSM, CONSG variază direct proporțional cu indicatorii proxy corespunzători conform ecuațiilor (2.8), în care diferențele \tilde{d}_t sunt luate zero în fiecare lună. Metoda pune accentul pe influența factorilor cunoscuți ca și cum aceștia ar determina singuri evoluția variabilei neobservabile.

La polul opus se află *metoda algebrică directă fără variabile adiționale* în care modificările lunare ale seriei interpolate din cadrul unui trimestru sunt constante, egale cu parametrul \tilde{d}_t . Estimarea lui \tilde{d}_t se face pe baza ecuațiilor (2.5) luând ca unică informație ajutoare cunoașterea diferențelor dintre trimestre.

Indicatorul care induce cea mai mare incertitudine la estimarea PIB-ului lunar este VABA – valoarea adăugată brută din agricultură. Seria lunară a fost dedusă direct din valorile trimestriale cu ajutorul unor ponderi exogene stabilite pentru cele 12 luni ale anului, în urma discuțiilor avute cu specialiștii de la Institutul de Economie Agrară.

Metoda algebrică generală ține cont atât de influența factorilor cunoscuți, cât și de influența celorlalți factori, conform ecuațiilor (2.8). Cuantificarea factorilor necunoscuți pentru lunile aceluiași trimestru se face prin intermediul diferențelor constante \tilde{d}_t . Nu există încă un răspuns definitiv la problema stabilirii valorii inițiale pentru \tilde{d}_t (valoarea de start a seriei). Un indicator care evoluează în mod continuu, nu în salturi cum se întâmplă în economia românească (apar diferențe mari între ultimul trimestru al unui an și primul trimestru al anului următor) este foarte bine estimat dacă a fost luat $\tilde{d}_t = 0$ în primul trimestru al seriei de date. Pare mai realist în cazul economiei românești să interpolăm elementele din PIB luând $\tilde{d}_t = 0$ în primul trimestru al fiecărui an. În lucrare sunt analizate ambele situații.

Metoda generală este mai indicată deoarece găsește un compromis între influența factorilor cunoscuți descrisă de seriile adiționale la nivel lunar și influența celorlalți factori necunoscuți descrisă de variațiile indicatorului la nivel trimestrial.

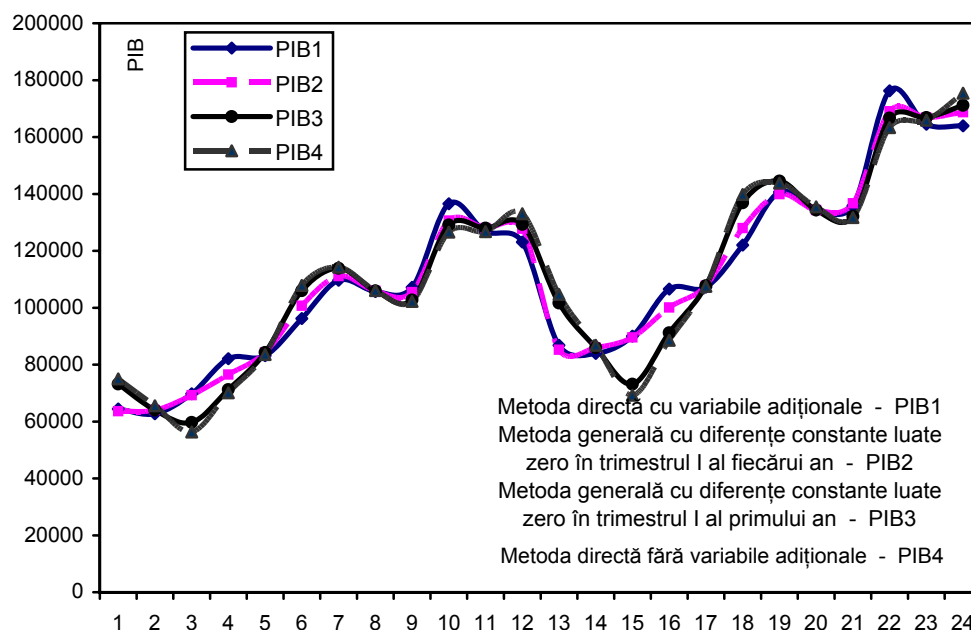
Comparativ cu metoda algebrică directă, seriile VABI, NTAX, CONSM, CONSG sunt “îmbunătățite” conform modelului (2.8), iar pentru seria VABO se aplica modelul (2.9), deoarece SALO este element de valoare adăugată. Seriile VABA, CONSP, EN rămân nemodificate. PIB-ul lunar se determină prin însumarea elementelor de pe latura ofertei iar prin diferență se obține seria lunară a formării brute de capital FBC.

PIB-ul lunar estimat prin cele trei modele este prezentat în figura nr. 3.6. Pentru a putea fi vizualizate mai bine diferențele dintre grafice am ales intervalul de timp care acoperă numai doi ani, respectiv 2001-2002. În toate cele patru cazuri rezultatele obținute referitor la semnul ratei de creștere a PIB-ului sunt apropiate, excepție făcând lunile din primul trimestru al fiecărui an. În opinia noastră, cea mai indicată este metoda generală cu diferențe constante luate zero în trimestrul I al fiecărui an, deoarece ține cont atât de evoluția seriilor lunare adiționale, cât și de influența celorlalți factori necunoscuți. De asemenea, această metodă minimizează efectul nefavorabil determinat de diferențele mari dintre trimestrul I și trimestrul IV al anului anterior, atribuit factorilor necunoscuți. Astfel, seria PIB2 determinată cu această metodă aproximează cel mai bine trendul PIB-ului lunar.

Există câteva avantaje imediate ale metodei algebrice. Comparativ cu metoda econometrică aplicată la seriile de timp în prețuri comparabile, metoda algebrică estimează PIB-ul lunar direct în prețuri curente și utilizează în algoritmul de interpolare un număr mai mare de serii adiționale. De exemplu, seria lunară a cheltuielilor guvernamentale, de care ne-am folosit la interpolarea consumului guvernamental, nu mai este operabilă pentru analiza econometrică; la fel se întâmplă cu taxele nete.

Figura nr. 3.6

Evoluția PIB-ului lunar estimat prin cele patru modele algebrice



Pe de altă parte, o metodă statistică nu dă rezultate satisfăcătoare la estimarea seriilor în valori absolute, așa cum am procedat în cazul metodei algebrice, datorită diferențelor mari între valorile extreme ale seriei. Aceste diferențe acordă o pondere mai mare informației incluse în ultimele observații atunci când se estimează parametrii modelului.

Metoda Chow și Lin

Seriile în prețuri constante ale anului 1997 care se pot interpola prin metode econometrice sunt PIB-ul exclusiv agricultura, notat PIBA, și consumul final, notat CONSF. Valoarea adăugată brută din agricultură, notată VABA, se interpolează separat pe baza unor coeficienți de împărțire a valorilor lunare pe trimestru, stabiliți în urma consultării cu specialiștii de la Institutul de Economie Agrară. Exportul net se determină, direct ca și în cazul metodei algebrice, pornind de la seriile lunare ale exportului și importului de bunuri și servicii din balanța de plăți. Pentru a transforma indicatorii de comerț exterior (exprimați în mil. \$ USA) în prețurile medii ale anului 1997 vom aplica o rată de schimb calculată din seriile trimestriale (așa cum este de așteptat această rată empirică fluctuează în jurul unei valori fixe). PIB-ul lunar este suma elementelor PIBA și VABA, din care se obține ulterior seria lunară a formării brute de capital FBC prin scăderea consumului final și exportului net.

Conform statisticii sistemului conturilor naționale, seriile adiționale disponibile în prețuri constante sunt cifra de afaceri a întreprinderilor din comerțul cu amănuntul RS, potrivită pentru interpolarea consumului final, și respectiv

producția industrială PRODI și cifra de afaceri RS pentru interpolarea PIB-ului exclusiv agricultura. Toate seriile se calculează în valori absolute prin înmulțirea indicilor de volum cu valoarea nominală medie din anul 1997. Cheltuielile guvernamentale și taxele nete sunt eliminate din model deoarece nu avem un deflator pentru transformarea lor în prețuri comparabile.

În figurile alăturate sunt reprezentate grafic evoluțiile seriilor trimestriale PIBA și CONSF alături de PRODI și RS. Pentru a se vedea mai bine corelația seriei RS cu celelalte serii, am multiplicat RS cu 3.

Figura nr. 3.7

Evoluția PIB-ului exclusiv agricultura în corelație cu producția industrială și cifra de afaceri a întreprinderilor din comerțul cu amănuntul (multiplicată cu 3)

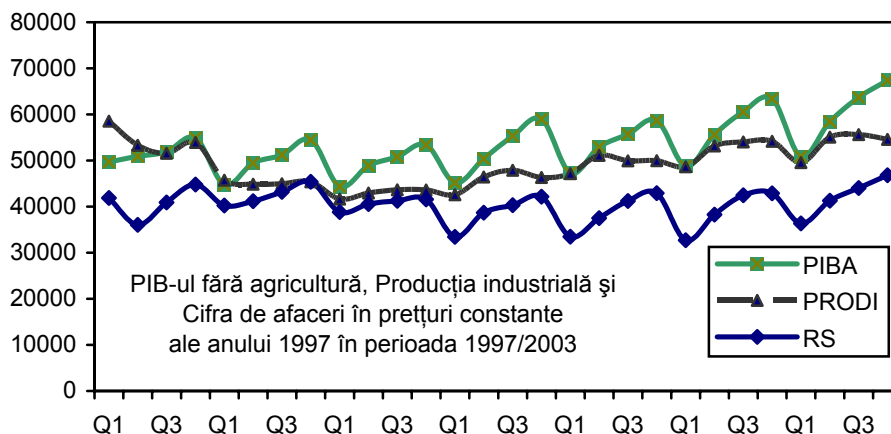
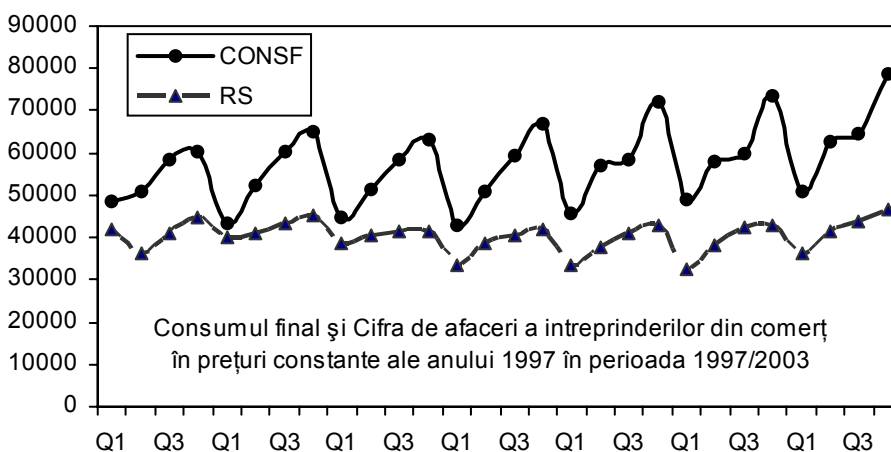


Figura nr. 3.8

Evoluția consumului final în corelație cu cifra de afaceri a întreprinderilor din comerțul cu amănuntul, multiplicată cu 3



Din figurile nr. 3.7 și 3.8 se observă existența unei corelații între indicatori. Analizele econometrice arată îmbunătățirea rezultatelor în cazul ecuației de regresie a consumului final dacă se consideră producția industrială ca variabilă explicativă alături de cifra de afaceri din comerț. Astfel, estimăm ecuațiile de regresie trimestriale ale PIB-ului exclusiv agricultura (PIBA) și consumului final (CONSF) în funcție de producția industrială și cifra de afaceri din comerț, în ambele cazuri. Totodată, din motive statistice, datele trimestriale ale anului 1997 induc erori în algoritmul de estimare al ecuațiilor de regresie, ceea ce ne determină să restrângem perioada observațiilor care se folosesc la estimarea modelului la intervalul 1998:01 – 2003:04.

Rezultatele regresiiilor trimestriale sunt descrise în tabelul nr. 2 și tabelul nr. 3.

Tabelul nr. 2

Regresia PIB-ului exclusiv agricultura în funcție de producția industrială și cifra de afaceri din comerț

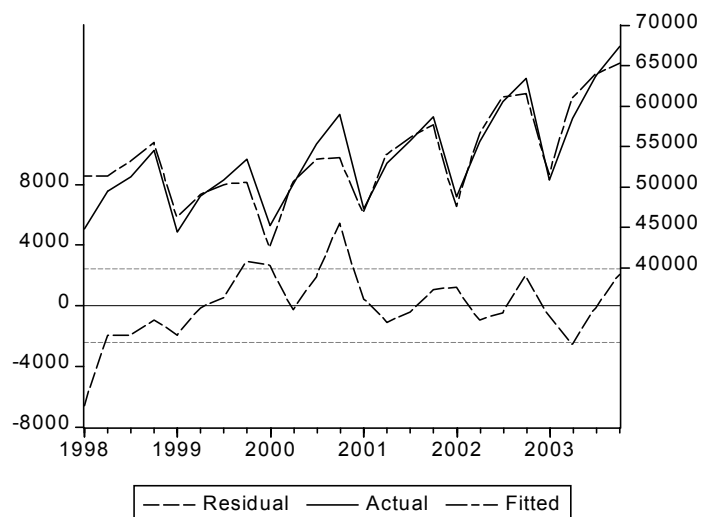
Dependent Variable: PIBA				
Method: Least Squares				
Date: 06/15/04 Time: 06:26				
Sample: 1998:1 - 2003:4				
Included observations: 24				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-26122,17	7069,181	-3,695219	0,0013
PRODI	0,932916	0,120563	7,738002	0,0000
RS	2,595695	0,438367	5,921277	0,0000
R-squared	0,860805	Mean dependent var		53776,47
Adjusted R-squared	0,847548	S.D. dependent var		6244,416
S.E. of regression	2438,136	Akaike info criterion		18,55232
Sum squared resid	1,25E+08	Schwarz criterion		18,69958
Log likelihood	-219,6279	F-statistic		64,93376
Durbin-Watson stat	0,963564	Prob(F-statistic)		0,000000

$$PIBA = -26122,17234 + 0,9329159531*PRODI + 2,595694741*RS$$

Valorile mici ale parametrului Durbin Watson (0,96) indică prezența corelației pozitive între erori. Valoarea coeficientului de determinare al regresiei de 0,86 arăta că seriile producției industriale și cifrei de afaceri din comerț explică satisfăcător dinamica PIB-ului, exclusiv agricultura. Acest rezultat este redat grafic în figura nr. 3.9 unde se poate observa evoluția seriei reale și a seriei calculate de model, alături de graficul erorilor.

Figura nr. 3.9

Regresia trimestrială PIBA



Tabelul nr. 3

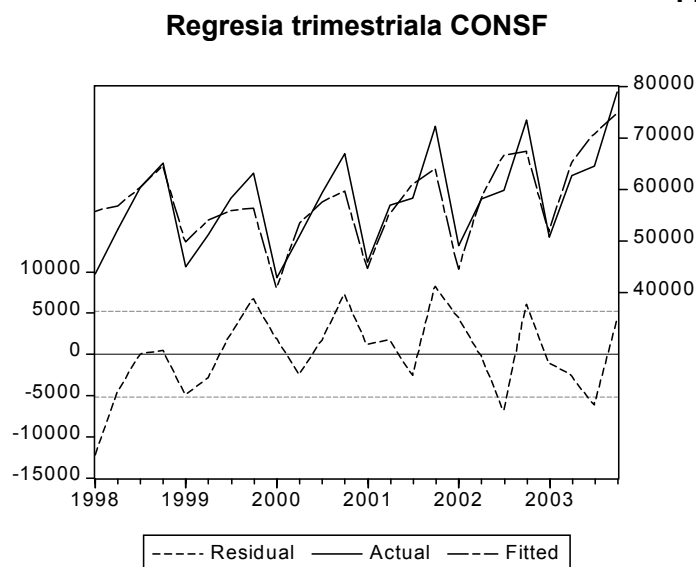
Regresia consumului final în funcție de producția industrială și cifra de afaceri din comerț

Dependent Variable: CONSF				
Method: Least Squares				
Date: 06/15/04 Time: 07:23				
Sample: 1998:1 - 2003:4				
Included observations: 24				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-54462,64	14995,41	-3,631953	0,0016
PRODI	0,821787	0,255743	3,213338	0,0042
RS	5,410533	0,929882	5,818518	0,0000
R-squared	0,737096	Mean dependent var		57861,09
Adjusted R-squared	0,712058	S.D. dependent var		9638,165
S.E. of regression	5171,865	Akaike info criterion		20,05632
Sum squared resid	5,62E+08	Schwarz criterion		20,20358
Log likelihood	-237,6759	F-statistic		29,43854
Durbin-Watson stat	1,487354	Prob(F-statistic)		0,000001

$$\text{CONSF} = -54462,64304 + 0,8217874332 \cdot \text{PRODI} + 5,410532634 \cdot \text{RS}$$

Această regresie se îmbunătățește din punct de vedere al comportamentului erorilor, așa cum o demonstrează parametrul Durbin Watson (1,48). Valoarea coeficientului de determinare nu foarte ridicată (0,73) arată că există și alți factori importanți care explică evoluția consumului final CONSF.

Figura nr. 3.10

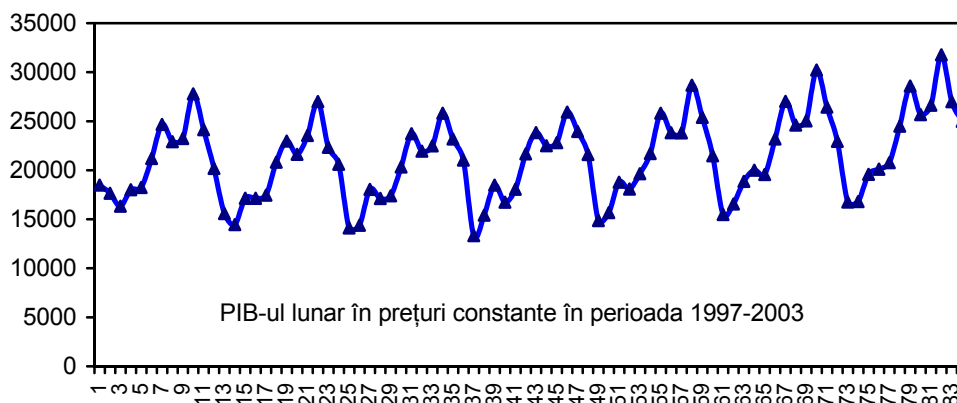


Estimarea seriilor lunare în ambele cazuri cu regresii lunare având coeficienții și erorile calculate din regresii trimestriale este îmbunătățită de condiția însumării valorilor lunare la valoarea trimestrială (metoda Chow și Lin ia în calcul această condiție). Astfel, în cazul seriei lunare PIBA estimate cu regresia Chow și Lin cu parametrii determinați din regresia cu variabile trimestriale, am obținut un procent al erorilor față de valorile estimate situat în intervalul [0,3%, 6,5%] pentru perioada 1998-2003. În ceea ce privește seria lunară CONSF procentul erorilor față de valorile estimate sunt mai mari, atingând valori procentuale de 10%-12% în trimestrele I și IV. Interpolarea PIB-ului exclusiv agricultura este mai precisă decât cea a consumului final; de asemenea precizia maximă a rezultatelor se obține dacă aplicăm metoda econometrică pentru intervalul trimI 1999-trimIV 2003. Precizăm că rezultatele modelului mai puțin mulțumitoare pentru prima perioadă a anului 1997 se datorează schimbării metodologiei statistice de evaluare a seriilor lunare.

PIB-ul lunar este suma dintre VABA (stabilită în afara modelului) și PIBA (a se vedea graficul din figura nr. 3.11). Seria este staționară și are un caracter sezonier pronunțat. PIB-ul a fost construit pe baza însumării influențelor lunare ale producției agricole, producției industriale și cifrei de afaceri a întreprinderilor din comerțul cu amănuntul. Evoluția la nivel lunar este modulată de tendințele medii cunoscute ale seriilor trimestriale.

Figura nr. 3.11

**Evoluția PIB-ului lunar în prețurile medii ale anului 1997
în perioada 1997-2003**

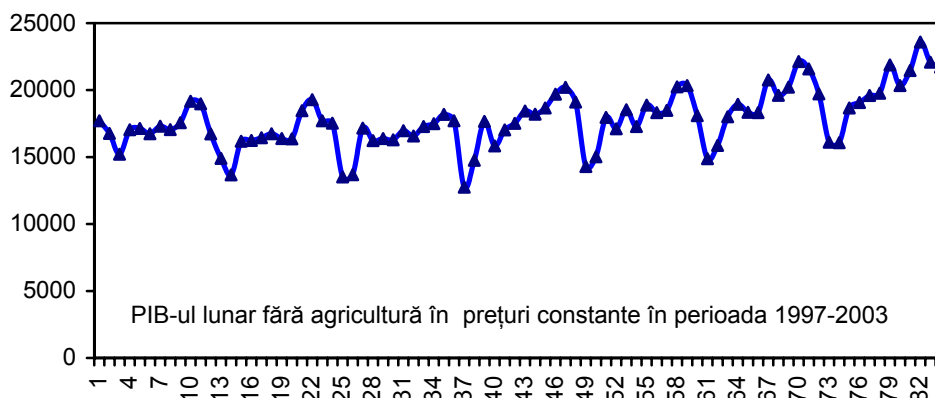


Valorile maxime ale PIB-ului lunar în prețuri constante sunt atinse în lunile iulie și octombrie (în cazul PIB-ului lunar în prețuri curente valoarea maximă este atinsă în luna octombrie, dar un salt rapid se realizează și în luna iulie). Valorile minime sunt în lunile martie-1997, februarie-1998, ianuarie-ceilalți ani.

În figura nr. 3.12. am reprezentat grafic evoluția PIB-ului lunar fără agricultură, PIBA, în perioada 1997-2003. Evoluția acestui indicator este mai puțin oscilantă decât cea a PIB-ului. Din comparația celor doi indicatori VABA (valoarea adăugată brută din agricultură) și PIBA constatăm că valorile minime ale PIB-ului sunt determinate de PIBA în timp ce valorile maxime sunt determinate de VABA pentru luna iulie și de VABA, PIBA pentru luna octombrie. Scenariile diferite pe care le-am aplicat privind evoluția lunară a valorii adăugate brute din agricultură nu afectează rezultatul de maxim al PIB-ului în luna octombrie.

Figura nr. 3.12

**Evoluția PIB-ului lunar (fără agricultură) în prețurile medii ale anului 1997,
în perioada 1997-2003**



Modelul de prognoză al PIB-ului lunar în economia românească

Seria lunară a PIB-ului estimată cu metoda Chow și Lin pentru perioada 1997 – 2003 (Figura nr. 3.11) se poate utiliza pentru construirea unui model care să prognozeze PIB-ul lunar pe o perioadă de un trimestru (trimestrul I, 2004) în care sunt disponibile datele lunare ale seriilor adiționale (producția industrială și cifra de afaceri din comerțul cu amănuntul). În acest mod avem posibilitatea să estimăm valorile lunare ale PIB-ului și valoarea trimestrială cu trei-patru luni înainte de publicarea datelor oficiale de către Institutul Național de Statistică. Deoarece datele trimestriale ale anului 2003 sunt provizorii, nu este indicat să facem prognoze pe o perioadă mai lungă de un trimestru datorită propagării erorilor conținute în datele provizorii oficiale.

De asemenea, pentru a cerceta stabilitatea modelului, reducem seria istorică a PIB-ului cu trei luni, reestimăm modelul folosind datele lunare parțiale până în trimestrul III 2003 (inclusiv) și prognozăm PIB-ul pe lunile trimestrului IV din anul 2003. Valorile PIB-ului lunar cunoscute din trimestrul IV 2003 (determinate cu metoda Chow și Lin) și valorile prognozate din trimestrul I 2004 folosind modelul estimat cu date lunare complete trebuie să se poziționeze în intervalul de plus/minus o abatere standard calculat de modelul estimat cu datele lunare parțiale.

Pentru a construi modelul de prognoză al PIB-ului lunar optim, ca și în cazul seriilor PIB-ului exclusiv agricultura și a consumului final, pe corelația dintre dinamica PIB-ului și dinamica seriilor lunare ale producției industriale și cifrei de afaceri din comerțul cu amănuntul. Astfel, vom estima o ecuație de regresie cu date lunare având forma generală

$$PIB_t = c_1 + c_2 * PRODI_t + c_3 * RS_t + F_t + \varepsilon_t$$

unde momentul t ia valori între 1 și T (nu cunoaștem încă dimensiunea probei statistice pe care o folosim la estimarea regresiei), ε_t este termenul eroare, c_1, c_2, c_3 sunt coeficienții de estimat. Funcția F_t este introdusă pentru a lua în calcul efectele induse de sezonaliitatea lunară.

Prima dificultate legată de specificarea modelului vizează alegerea intervalului statistic optim care să conducă la regresia cea mai bună pentru realizarea prognozelor. Deoarece nu avem serii observabile decât la nivel trimestrial, am realizat mai multe tipuri de modele ale PIB-ului trimestrial rezultând că cea mai bună regresie este aceea estimată în intervalul [trim. I, 1999 – trim. IV, 2003]. Se constată faptul că anii 1997 și 1998 înrăutățesc corelația dintre seriile PIB-ului, producției industriale și cifrei de afaceri din comerț, și din acest motiv îi excludem din proba statistică atunci când estimăm regresia lunară. Rezultatele regresiei trimestriale sunt descrise în tabelul nr. 4 și figura nr. 3.13.

Menționăm că deși există o sezonaliitate pronunțată a PIB-ului trimestrial datorită agriculturii, rezultatele regresiei sunt pozitive, o parte din sezonaliitatea PIB-ului fiind preluată de sezonaliitatea celor două serii PRODI și RS.

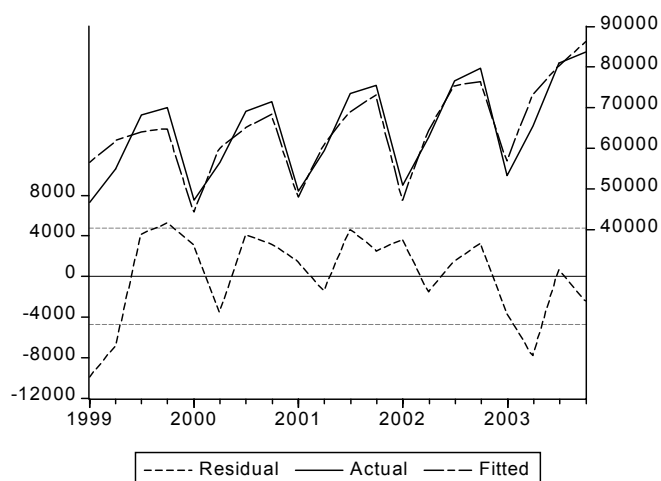
Tabelul nr. 4

Regresia PIB-ului trimestrial în funcție de producția industrială și cifra de afaceri din comerț

Dependent Variable: PIB				
Method: Least Squares				
Date: 06/16/04 Time: 17:16				
Sample: 1999:1 2003:4				
Included observations: 20				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-70615,03	13876,99	-5,088642	0,0001
PRODI	0,794277	0,260797	3,045572	0,0073
RS	7,269429	0,963141	7,547626	0,0000
R-squared	0,858058	Mean dependent var		64748,84
Adjusted R-squared	0,841359	S,D, dependent var		11879,07
S.E. of regression	4731,404	Akaike info criterion		19,89931
Sum squared resid	3,81E+08	Schwarz criterion		20,04867
Log likelihood	-195,9931	F-statistic		51,38370
Durbin-Watson stat	1,256958	Prob(F-statistic)		0,000000

Figura nr. 3.13

Regresia PIB-ului trimestrial în perioada [trim I, 1999 – trim IV, 2003]



Cea de-a doua dificultate este dată de sezonabilitatea seriilor la nivel lunar, evidentiată de noi în model prin introducerea funcției F_t . Analiza mai multor tipuri de modele ne-a condus la alegerea $F_t = \text{PIB}_{t-12}$. Rezultatele regresiei lunare a PIB-ului sunt descrise în tabelul nr. 4 și figura nr. 3.14. Acesta este și modelul pe care îl vom folosi la realizarea de prognoze. Intervalul de estimare este $t = [\text{lun. I } 1999 - \text{lun. XII } 2003]$.

Valorile AIC, BIC și adjusted R^2 (se observă o valoare foarte ridicată a lui R^2) sunt cele mai bune în comparație cu valorile obținute pentru celelalte modele analizate. Corelograma reziduurilor indică lipsa corelației. Testele Durbin-Watson (pentru autocorelarea reziduurilor) și Goldfeld-Quandt (pentru heteroskedasticitate) indică la rândul lor lipsa autocorelării și a heteroskedasticității reziduurilor. Din analizarea testelor statistice concluzionăm că valorile estimate pentru parametrii regresiei sunt semnificative și modelul este specificat corect.

Tabelul nr. 5

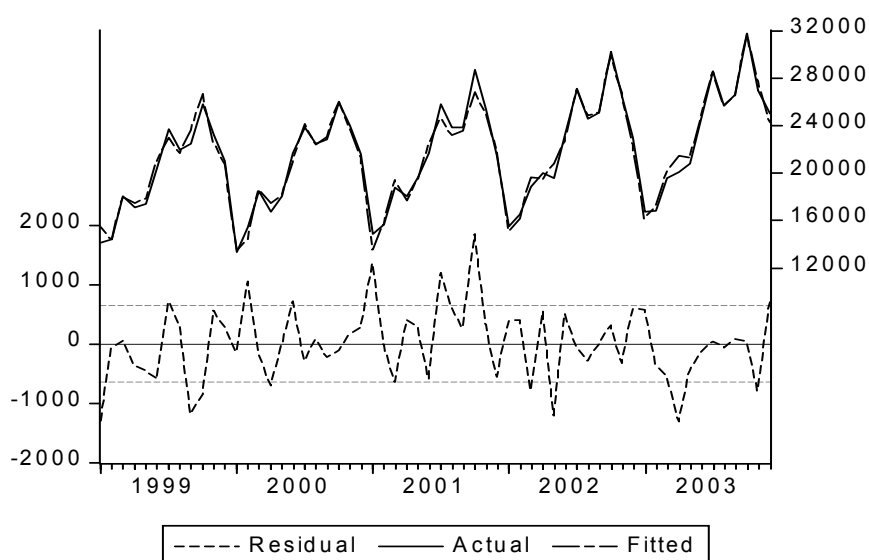
**Regresia PIB-ului lunar în funcție de producția industrială
și cifra de afaceri din comerț**

Dependent Variable: PIB				
Method: Least Squares				
Date: 06/17/04 Time: 06:49				
Sample: 1999:01 - 2003:12				
Included observations: 60				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6011,468	1206,150	-4,984012	0,0000
PRODI	0,341226	0,061812	5,520432	0,0000
RS	0,651184	0,293781	2,216560	0,0307
PIB(-12)	0,917360	0,037138	24,70157	0,0000
R-squared	0,978251	Mean dependent var		21582,95
Adjusted R-squared	0,977086	S.D. dependent var		4302,361
S.E. of regression	651,2587	Akaike info criterion		15,86003
Sum squared resid	23751725	Schwarz criterion		15,99965
Log likelihood	-471,8009	F-statistic		839,6300
Durbin-Watson stat	1,901972	Prob(F-statistic)		0,000000

$$\text{PIB} = -6011,46823 + 0,917360016 \cdot \text{PIB}(-12) + 0,3412261873 \cdot \text{PRODI} + 0,6511841537 \cdot \text{RS}$$

Figura nr. 3.14

**Regresia PIB-ului lunar
în perioada [Iun. I, 1999 – Iun. XII, 2003]**



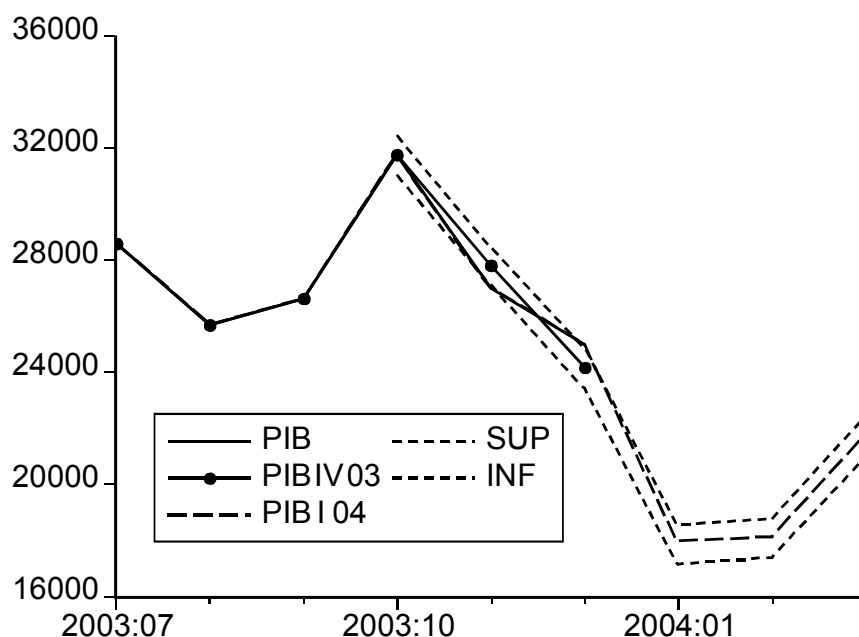
Pe baza ecuației de regresie descrisă în tabelul nr.5 putem prognoza PIB-ul lunar în trimestrul I, 2004. Au fost găsite următoarele valori:

Luna	Simbol	Valoare
Ianuarie 2004	PIB(61)	17937.97
Februarie 2004	PIB(62)	18104.24
Martie 2004	PIB(63)	21764.12

Produsul intern brut prognozat pentru perioada 1.I.-31.III 2004 este 57806,3 miliarde lei în prețuri medii ale anului 1997, în creștere cu 8,7% față de perioada 1.I.-31.III 2003. Datele oficiale ale Institutului Național de Statistică indică o creștere de 6,1% față de același trimestru din anul anterior.

Pentru a cerceta stabilitatea modelului la modificarea dimensiunii probei statistice, reducem seria istorică a PIB-ului cu trei luni și reestimăm regresia folosind datele lunare din perioada [Iun.I 1999-Iun.IX 2003]. Cu regresia obținută în acest mod prognozăm PIB-ul pe lunile trimestrului IV din anul 2003, notându-le cu PIB IV 03. Rezultatele sunt prezentate în figura nr. 3.15. Pe același grafic sunt prezentate valorile PIB-ului lunar din trimestrul I, 2004 prognozate cu regresia estimată cu proba statistică completă, notate cu PIB I 04.

Figura nr. 3.15
Regresia PIB-ului lunar: prognoza trim. III 2003 (proba parțială)-PIB IV 03
prognoza trim. I 2004 (proba completă)-PIB I 04; și intervalul de încredere de
plus/minus o abatere standard al regresiei cu probă parțială



Valorile cunoscute (efective) ale PIB-ului lunar obținute cu metoda Chow și Lin pentru trimestrul IV 2003 (seria PIB) împreună cu valorile lunare din trimestrul I 2004 prognozate cu regresia estimată cu proba statistică completă (seria PIB I 04) se poziționează în intervalul de plus/minus cu o abatere standard calculată cu regresia estimată cu proba parțială [Iun. I, 1999-Iun. IX, 2003]. Această situație demonstrează precizia prognozelor și calitatea ecuației de regresie (parametrii ecuației de regresie își păstrează proprietățile chiar dacă au fost estimați utilizând probe statistice diferite).

Concluzii

- Modelul PIB-ului lunar este important pentru că prezintă dinamica pe termen scurt a outputului 'global' al economiei. Astfel, se pot realiza principalele corelații dintre indicatorii monetari-financiari și indicatorii macroeconomici, în scopul implementării corecte a politicilor monetar-fiscale pe termen scurt. Țintirea inflației pe termen scurt, politica cursului de schimb și a ratei dobânzii nu pot fi realizate fără deținerea de informații corecte asupra creșterii economice. Rezultatul creșterii economice la nivel anual ar trebui văzut ca o rezultantă a comportamentelor decidenților politici, pe de o parte, și a răspunsurilor economiei, pe de altă parte, ca o reacție și o adaptare continuă la schimbările de politici.

- Modelul PIB-ului lunar generează o bază de date cu informații condensate. Deoarece seria PIB-ului lunar prezintă un număr mare de observații ea poate fi analizată cu ajutorul tehnicilor moderne econometrice ARIMA, ARCH, GARCH pentru a se desprinde astfel regularitățile în dinamica pe termen scurt de-a lungul unui an. Aceste regularități sunt specifice unui anumit tip de economii și nu se disting clar decât la frecvențe înalte ale indicatorilor economici. Compararea diverselor tipuri de economii de tranziție scoate în evidență deosebiri și asemănări utile pe baza indicatorilor lunari.
- Prin seria lunară a PIB-ului punem la dispoziția utilizatorului un set complet de informații privind evoluția PIB-ului potențial. De exemplu, PIB-ul potențial ar trebui calculat (cu filtrul Hodrick Prescott) și la nivel trimestrial, iar acest lucru este posibil numai dacă folosim seria lunară.
- Seria PIB-ului lunar se utilizează pentru a prognoza PIB-ul trimestrial pe un singur trimestru sau cel mult pe două trimestre. Aceste prognoze se bazează pe datele statistice publicate ale seriilor lunare precum producția industrială și cifra de afaceri a întreprinderilor din comerț. Deoarece PIB-ul trimestrial se publică cu o întârziere de trei-patru luni comparativ cu ceilalți indicatori lunari, avem astfel posibilitatea să cunoaștem valoarea estimativă a acestuia cât de curând posibil. În studiul de față noi am realizat o prognoză a PIB-ului pentru trimestrul I 2004 având la dispoziție datele statistice lunare până în luna aprilie.
- Scopul principal al studiului este estimarea seriei lunare a PIB-ului care interpolează datele trimestriale istorice în perioada 1997-2004, pentru a putea fi utilizată de beneficiar în modelele econometrice pe termen scurt. Rezultatele obținute cu metoda algebrică și metoda Chow și Lin arată clar că precizia estimărilor depinde în mare măsură de folosirea seriilor adiționale lunare corelate ipotetic (conform teoriei statisticii economice) cu seria care se interpolează. Astfel, estimările pe baza metodei algebrice au un grad de precizie mai ridicat, deoarece această metodă are la îndemână (spre deosebire de metoda econometrică Chow&Lin) cheltuielile guvernamentale și taxele nete lunare. Conform estimărilor noastre pentru economia României, valoarea maximă a PIB-ului lunar, atât în prețuri curente cât și în prețuri constante, este atinsă în luna octombrie a fiecărui an, iar valoarea minimă în luna ianuarie, cu unele excepții: februarie (prețuri constante-anul 1998) și martie (prețuri constante-anul 1997).

Seriile PIB-ului lunar reprezentative estimate prin metoda algebrică (metoda generală cu diferențe constante luate zero în trimestrul I al fiecărui an) și metoda econometrică sunt incluse în anexele nr. 1 și 2.

Anexa nr. 1

Seria reprezentativă a PIB-ului lunar în prețuri curente estimată prin metoda algebrică (metoda generală cu diferențe constante luate zero în trimestrul I al fiecărui an):

perioada		PIB	Industrie	Agricultură	Celelalte	Impozite
1997	Ian.	11797	3726,3	553,2	6084,9	1432,3
	Feb.	12590	4319,2	632,2	6215,9	1422,6
	Mar.	15394	6641,6	790,3	6400,6	1562,0
	Apr.	15988	6295,6	831,6	7374,5	1486,3
	Mai	16974	6523,9	942,5	7907,8	1599,5
	Iun.	20407	6427,6	3769,9	8603,5	1605,6
	Iul.	25117	6583,5	7594,4	9255,2	1683,6
	Aug.	24125	6624,0	6036,6	9926,1	1538,4
	Sep.	25224	6634,2	5841,9	10638,8	2108,9
	Oct.	30721	8022,3	9270,2	11458,2	1970,3
	Nov.	28241	8713,3	5562,1	12112,2	1853,8
	Dec.	26348	7582,1	3708,1	13213,4	1844,7
1998	Ian.	20697	6914,4	720,2	10783,4	2279,1
	Feb.	21076	7157,9	823,0	10761,7	2333,3
	Mar.	22904	8028,6	1028,8	10983,1	2863,3
	Apr.	23838	7893,9	1034,6	12438,6	2470,7
	Mai	25934	8695,6	1172,5	13411,0	2655,0
	Iun.	31620	9309,4	4690,0	14652,0	2968,9
	Iul.	35779	8788,6	8652,9	15486,0	2851,1
	Aug.	34642	8508,4	6877,9	16302,0	2953,9
	Sep.	37037	9278,2	6656,0	17139,7	3963,3
	Oct.	42721	9833,9	11054,0	17765,4	4067,3
	Nov.	38073	9521,6	6632,4	18415,1	3504,0
	Dec.	36873	9123,1	4421,6	19650,6	3677,8
1999	Ian.	28065	7343,6	972,5	16275,7	3473,2
	Feb.	28697	7808,5	1111,4	16289,3	3487,5
	Mar.	32516	9356,9	1389,3	16614,1	5155,5
	Apr.	34088	9637,6	1357,0	18382,9	4710,2
	Mai	36680	10589,4	1538,0	19711,6	4841,2
	Iun.	44092	11613,3	6151,9	21182,0	5145,2
	Iul.	51486	11990,4	10988,6	22799,8	5707,1
	Aug.	51806	12442,8	8734,5	24282,7	6345,9
	Sep.	54761	13515,2	8452,8	25750,9	7042,4

perioada	PIB	Industrie	Agricultură	Celelalte	Impozite	
	Oct.	63774	13499,9	15521,0	28075,0	6677,8
	Nov.	60790	14335,5	9312,6	30511,4	6630,7
	Dec.	58975	13210,6	6208,4	33517,8	6038,4
2000	Ian.	41769	11296,1	1253,4	23578,2	5641,3
	Feb.	43298	12845,3	1432,5	23454,7	5565,1
	Mar.	47229	14977,1	1790,6	24118,0	6343,9
	Apr.	50801	14967,8	2073,4	27298,6	6461,1
	Mai	55374	17321,2	2349,9	28980,7	6722,4
	Iun.	67562	19392,7	9399,5	31394,4	7375,1
	Iul.	74840	19680,9	13953,1	34036,1	7169,5
	Aug.	75983	19289,4	11090,9	36806,4	8796,5
	Sep.	80284	19592,4	10733,1	40036,6	9921,8
	Oct.	90887	21793,6	16924,3	42032,6	10136,3
	Nov.	89489	24866,8	10154,6	44451,6	10016,1
	Dec.	86258	23456,4	6769,7	47732,7	8298,8
2001	Ian.	63621	19141,0	1802,8	35703,5	6973,7
	Feb.	64004	20660,7	2060,4	35011,2	6272,0
	Mar.	69248	23512,9	2575,5	35610,7	7549,3
	Apr.	76515	24419,5	3300,8	40481,5	8313,5
	Mai	84280	28397,2	3740,9	43208,9	8933,0
	Iun.	100687	28810,4	14963,8	47031,6	9881,0
	Iul.	111109	28986,7	24607,3	46722,5	10792,2
	Aug.	105948	28287,6	19559,7	46486,2	11614,6
	Sep.	105468	27928,9	18928,7	46448,3	12162,4
	Oct.	130618	32160,3	30836,1	53552,5	14069,1
	Nov.	127973	35106,8	18501,7	60960,4	13404,5
	Dec.	127770	31515,0	12334,5	69306,2	14614,8
2002	Ian.	85248	26853,4	2232,8	46676,1	9485,9
	Feb.	85963	28443,3	2551,8	45344,9	9623,1
	Mar.	89565	30626,4	3189,8	46262,0	9486,8
	Apr.	100067	33367,0	4090,8	51122,6	11486,6
	Mai	107746	36041,7	4636,2	54264,4	12804,0
	Iun.	128012	38247,9	18544,7	57894,0	13325,7
	Iul.	139902	39553,2	25647,6	59708,4	14992,8
	Aug.	134352	37737,7	20386,5	61417,0	14810,3
	Sep.	136723	38583,1	19728,9	63083,2	15327,6
	Oct.	169076	43593,7	34852,6	74080,6	16548,6

perioada		PIB	Industrie	Agricultură	Celelalte	Impozite
	Nov.	166876	45741,8	20911,6	85111,1	15111,4
	Dec.	168727	40701,5	13941,0	97668,4	16416,1
2003	Ian.	106980	34089,6	2525,0	58027,8	12338,0
	Feb.	106651	35113,2	2885,7	56323,6	12328,3
	Mar.	114072	39500,0	3607,1	57080,2	13885,1
	Apr.	124379	41113,0	4813,6	62941,7	15511,2
	Mai	132009	44114,8	5455,4	66459,8	15979,4
	Iun.	153268	46202,8	21821,6	70695,3	14548,0
	Iul.	180326	49393,6	38344,7	73362,0	19226,2
	Aug.	166994	45956,0	30479,1	75636,3	14922,3
	Sep.	179768	51828,1	29495,9	78096,3	20347,5
	Oct.	210225	53674,2	40841,2	94615,8	21094,2
	Nov.	206988	51236,2	24504,7	111258,6	19988,9
	Dec.	209116	44952,0	16336,5	130253,1	17574,8

		PIB	Consum	Gospodării	Adm. Publică	Adm. Privată	FBC	EXP net
1997	Ian.	11797	10652,4	9361,5	1214,7	76,2	2064,1	-919,9
	Feb.	12590	11737,5	10210,9	1450,5	76,2	1176,1	-323,6
	Mar.	15394	13901,1	11330,7	2494,2	76,2	1779,0	-285,7
	Apr.	15988	14902,6	12637,5	2177,6	87,5	2057,1	-971,6
	Mai	16974	16277,3	13946,9	2243,0	87,5	2111,1	-1414,7
	Iun.	20407	17743,7	15126,3	2529,9	87,5	4245,6	-1582,7
	Iul.	25117	19150,4	16907,8	2139,6	103,1	7974,8	-2008,5
	Aug.	24125	19698,5	17293,3	2302,1	103,1	4450,2	-23,6
	Sep.	25224	22861,4	19138,2	3620,2	103,1	3246,3	-884,0
	Oct.	30721	23412,6	20070,5	3148,2	193,8	9162,4	-1854,1
	Nov.	28241	22217,1	19278,6	2744,6	193,8	7425,8	-1401,5
	Dec.	26348	26065,0	20936,1	4935,1	193,8	6478,8	-6195,6
1998	Ian.	20697	18977,7	16377,9	2397,2	202,7	2377,4	-658,0
	Feb.	21076	18921,1	15627,5	3090,9	202,7	2410,4	-255,5
	Mar.	22904	21462,3	17842,7	3416,9	202,7	3051,2	-1609,6
	Apr.	23838	22679,4	19306,0	3163,7	209,7	3300,3	-2141,9
	Mai	25934	24861,1	20749,1	3902,3	209,7	3674,6	-2601,5
	Iun.	31620	27528,6	22556,3	4762,5	209,7	6279,9	-2188,3
	Iul.	35779	26779,2	24413,5	2099,0	266,7	11499,5	-2500,1
	Aug.	34642	30400,9	25824,7	4309,5	266,7	5510,9	-1269,7
	Sep.	37037	36461,8	28975,6	7219,5	266,7	4174,0	-3598,5
	Oct.	42721	36326,9	29477,7	6426,5	422,7	9794,6	-3400,9
	Nov.	38073	33478,7	27870,7	5185,3	422,7	7824,4	-3230,0

		PIB	Consum	Gospodării	Adm. Publică	Adm. Privată	FBC	EXP net
	Dec.	36873	36794,7	29604,5	6767,6	422,7	6628,0	-6549,7
1999	Jan.	28065	25740,9	21476,6	3961,7	302,5	3638,2	-1313,9
	Feb.	28697	26978,1	21851,0	4824,5	302,5	2342,4	-623,7
	Mar.	32516	33200,2	27372,5	5525,2	302,5	1028,6	-1712,9
	Apr.	34088	33211,1	27675,8	5244,2	291,1	3751,4	-2874,7
	Mai	36680	34968,8	28997,1	5680,6	291,1	3929,4	-2218,1
	Iun.	44092	38073,5	30172,0	7610,4	291,1	8369,5	-2350,6
	Iul.	51486	42298,2	34577,6	7239,3	481,3	10405,2	-1217,5
	Aug.	51806	42033,5	35895,3	5656,9	481,3	10430,4	-658,0
	Sep.	54761	46877,6	39595,5	6800,7	481,3	8851,0	-967,3
	Oct.	63774	49532,1	40922,1	7672,8	937,2	15822,6	-1580,9
	Nov.	60790	52049,8	42811,1	8301,5	937,2	12854,3	-4113,9
	Dec.	58975	59397,7	47938,5	10521,9	937,2	6317,7	-6740,2
2000	Jan.	41769	34965,0	27685,2	6902,3	377,5	7421,7	-617,7
	Feb.	43298	37747,8	30780,8	6589,4	377,5	5131,4	418,5
	Mar.	47229	43002,2	35027,7	7597,0	377,5	6522,2	-2295,0
	Apr.	50801	47284,3	38348,2	8511,2	424,8	5700,7	-2184,0
	Mai	55374	49371,8	40375,0	8572,0	424,8	13125,9	-7123,6
	Iun.	67562	54180,4	42643,6	11112,0	424,8	15141,7	-1760,5
	Iul.	74840	57886,8	48071,5	9183,2	632,1	19757,0	-2804,2
	Aug.	75983	62014,3	50740,0	10642,2	632,1	15274,6	-1305,7
	Sep.	80284	68706,4	55491,1	12583,2	632,1	13385,9	-1808,4
	Oct.	90887	74904,0	57639,9	15596,1	1668,1	22130,8	-6148,1
	Nov.	89489	75228,6	59920,8	13639,7	1668,1	22919,8	-8659,3
	Dec.	86258	87241,1	67150,4	18422,7	1668,1	9979,2	-10962,7
2001	Jan.	63621	55757,9	44295,1	10905,5	557,2	12389,1	-4525,9
	Feb.	64004	56854,5	46046,3	10250,9	557,2	14534,5	-7384,7
	Mar.	69248	64945,6	53628,7	10759,6	557,2	8141,3	-3838,6
	Apr.	76515	69617,6	58517,3	10518,2	582,2	18086,3	-11188,6
	Mai	84280	76488,2	63342,8	12563,2	582,2	18965,2	-11173,4
	Iun.	100687	83947,6	64056,2	19309,2	582,2	21369,0	-4629,9
	Iul.	111109	96315,7	68746,3	26791,9	777,5	20207,3	-5414,3
	Aug.	105948	76389,4	65180,6	10431,4	777,5	32403,3	-2844,6
	Sep.	105468	75404,6	64251,0	10376,1	777,5	29641,8	421,9
	Oct.	130618	94809,8	77624,2	15014,9	2170,7	49055,9	-13247,7
	Nov.	127973	108699,5	88395,7	18133,2	2170,7	29120,0	-9846,2
	Dec.	127770	134976,0	104048,7	28756,7	2170,7	9614,2	-16819,8
2002	Jan.	85248	73312,7	58885,0	13721,0	706,7	17577,8	-5642,3
	Feb.	85963	76065,5	62196,5	13162,4	706,7	15765,0	-5867,5
	Mar.	89565	85135,2	70884,8	13543,7	706,7	9968,5	-5538,8
	Apr.	100067	97232,5	81153,5	15401,7	677,3	12135,5	-9300,9
	Mai	107746	91606,9	76045,4	14884,2	677,3	23745,1	-7605,8

		PIB	Consum	Gospodării	Adm. Publică	Adm. Privată	FBC	EXP net
	Iun.	128012	96480,2	75117,5	20685,4	677,3	37985,2	-6453,1
	Iul.	139902	107204,6	85648,6	20570,9	985,2	41895,5	-9198,2
	Aug.	134352	99046,2	81599,9	16461,1	985,2	36313,5	-1008,2
	Sep.	136723	106163,0	81856,2	23321,6	985,2	33925,3	-3365,6
	Oct.	169076	120728,1	95056,7	23168,7	2502,7	59263,4	-10915,9
	Nov.	166876	134215,7	105263,0	26450,0	2502,7	43026,1	-10365,8
	Dec.	168727	163142,9	126028,9	34611,3	2502,7	17862,0	-12277,9
2003	Ian.	106980	90448,4	77186,4	12493,9	768,0	20167,0	-3635,1
	Feb.	106651	93670,3	77111,0	15791,3	768,0	16927,0	-3946,5
	Mar.	114072	103160,9	85969,7	16423,3	768,0	17920,2	-7008,8
	Apr.	124379	115335,4	97199,9	17371,8	763,7	23230,6	-14186,5
	Mai	132009	116222,9	98939,9	16519,3	763,7	30652,4	-14866,0
	Iun.	153268	123135,0	100039,4	22331,8	763,7	42786,5	-12653,8
	Iul.	180326	132185,0	108553,0	22622,6	1009,3	57720,8	-9579,3
	Aug.	166994	131765,5	111050,9	19705,3	1009,3	40997,0	-5768,7
	Sep.	179768	142476,9	113255,9	28211,7	1009,3	51342,7	-14051,8
	Oct.	210225	160277,7	129336,9	28462,3	2478,5	73449,3	-23501,7
	Nov.	206988	165866,9	132004,6	31383,7	2478,5	59610,4	-18488,9
	Dec.	209116	199991,3	157607,2	39905,6	2478,5	31175,5	-22050,4

Sursa: Institutul Național de Statistică și calcule proprii.

Asistență din partea specialiștilor Institutului Național de Statistică: Silvia Caragea; Gheorghe Mihai.

Anexa 2

Seria reprezentativă a PIB-ului lunar în prețuri constante ale anului 1997 estimată prin metoda econometrică Chow&Lin

perioada		PIB	PIB exclusiv Agric.	Agricultură
1997	Ian.	18492,5	17704,4	788,1
	Feb.	17663,3	16762,5	900,7
	Mar.	16334,8	15208,9	1125,9
	Apr.	18027,0	17044,1	982,9
	Mai	18245,9	17132,0	1113,9
	Iun.	21192,3	16736,6	4455,7
	Iul.	24675,7	17301,8	7374,0
	Aug.	22919,9	17058,5	5861,4
	Sep.	23236,6	17564,3	5672,3
	Oct.	27801,9	19172,9	8629,0
	Nov.	24148,9	18971,5	5177,4
	Dec.	20186,9	16735,3	3451,6
1998	Ian.	15580,4	14906,0	674,4
	Feb.	14447,8	13677,0	770,7
	Mar.	17147,7	16184,3	963,4
	Apr.	17141,0	16239,5	901,6
	Mai	17465,9	16444,1	1021,8
	Iun.	20831,2	16744,1	4087,0
	Iul.	22987,0	16379,5	6607,6
	Aug.	21617,7	16365,5	5252,2
	Sep.	23548,4	18465,7	5082,7
	Oct.	27016,0	19292,7	7723,3
	Nov.	22339,8	17705,8	4634,0
	Dec.	20618,3	17529,0	3089,3
1999	Ian.	14128,7	13510,5	618,2
	Feb.	14393,4	13686,9	706,5
	Mar.	18049,5	17166,3	883,2
	Apr.	17122,9	16229,3	893,6
	Mai	17396,9	16384,1	1012,8
	Iun.	20333,5	16282,4	4051,2
	Iul.	23728,9	16963,6	6765,3
	Aug.	21948,4	16570,8	5377,5
	Sep.	22485,4	17281,4	5204,1
	Oct.	25815,2	17496,2	8319,1
	Nov.	23179,2	18187,8	4991,4
	Dec.	21042,7	17715,0	3327,6
2000	Ian.	13327,3	12752,5	574,8
	Feb.	15411,4	14754,5	656,9
	Mar.	18487,7	17666,5	821,1
	Apr.	16749,8	15832,5	917,3
	Mai	18072,6	17032,9	1039,6

perioada		PIB	PIB exclusiv Agric.	Agricultură
	Iun.	21676,7	17518,2	4158,5
	Iul.	23839,9	18435,0	5404,9
	Aug.	22497,9	18201,7	4296,2
	Sep.	22826,4	18668,8	4157,6
	Oct.	25942,1	19692,2	6249,9
	Nov.	23957,2	20207,3	3749,9
	Dec.	21606,6	19106,7	2500,0
2001	Ian.	14874,3	14293,7	580,6
	Feb.	15682,3	15018,7	663,6
	Mar.	18793,8	17964,3	829,5
	Apr.	18083,6	17107,2	976,4
	Mai	19642,6	18536,0	1106,6
	Iun.	21704,9	17278,6	4426,3
	Iul.	25820,3	18886,7	6933,6
	Aug.	23833,2	18321,9	5511,3
	Sep.	23817,4	18483,8	5333,5
	Oct.	28672,2	20237,9	8434,4
	Nov.	25395,2	20334,6	5060,6
	Dec.	21470,8	18097,0	3373,7
2002	Ian.	15484,1	14881,6	602,4
	Feb.	16558,8	15870,4	688,5
	Mar.	18875,3	18014,7	860,6
	Apr.	20008,5	18936,5	1072,0
	Mai	19564,6	18349,6	1214,9
	Iun.	23184,9	18325,3	4859,7
	Iul.	27026,9	20752,1	6274,8
	Aug.	24603,0	19615,4	4987,7
	Sep.	25044,2	20217,5	4826,8
	Oct.	30221,3	22134,8	8086,5
	Nov.	26439,0	21587,2	4851,9
	Dec.	22957,9	19723,3	3234,6
2003	Ian.	16754,2	16109,0	645,2
	Feb.	16814,1	16076,7	737,4
	Mar.	19590,3	18668,6	921,7
	Apr.	20113,4	19071,4	1042,0
	Mai	20785,1	19604,2	1180,9
	Iun.	24495,3	19771,7	4723,6
	Iul.	28588,5	21880,7	6707,8
	Aug.	25674,3	20342,5	5331,8
	Sep.	26628,5	21468,7	5159,8
	Oct.	31773,6	23595,1	8178,5
	Nov.	26994,6	22087,5	4907,1
	Dec.	24985,2	21713,8	3271,4

Sursa: Institutul Național de Statistică și calcule proprii.

Bibliografie

- 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 interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series”, *The Review of Economics and Statistics*, 1971.
- 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.
- Harvey, Andrew C. – *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman filter*, Cambridge University Press, 1994.
- Hamilton, James D. – *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
- 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.
- Mills, Terence C. – *The Econometric Modelling of Financial Time Series*, Cambridge University Press, 1999.