

Mircea CIUMARA
Constantin CIUTACU
– coordonatori –

INFLAȚIA , ÎN ROMÂNIA

EDITURA
Expert



Mircea CIUMARA • Constantin CIUTACU
- coordonatori -

INFLAȚIA ÎN ROMÂNIA

- Modelarea fenomenului inflaționist -

Coediție



București, România

Editor: **Valeriu IOAN-FRANC**

Redactor: **Paula NEACȘU**

Concepția grafică, machetarea și tehnoredactarea: **Luminița LOGIN**

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

ISBN 973-618-061-1

Depozit legal trim. IV, 2004

Mircea CIUMARA • Constantin CIUTACU

- coordonatori -

INFLAȚIA ÎN ROMÂNIA

- Modelarea fenomenului inflaționist -

EDITURA
Expert

Volumul de față prezintă în continuare rezultatele parțiale ale studiului
"IMPACTUL INFLAȚIEI ASUPRA COMPETITIVITĂȚII ȘI A DEZVOLTĂRII
UNOR STRUCTURI ECONOMICE VIABILE; INFLUENȚA
RESTRUCTURĂRII ECONOMICE ASUPRA SISTEMULUI DE PREȚURI"
care face obiectul Contractului de finanțare pentru proiecte prioritare
PP3/S2/Programul Național CERES
încheiat de Institutul de Economie Națională - INCE al Academiei Române
cu Ministerul Educației și Cercetării, prin Institutul de Fizică Atomică
în calitate de autoritate contractantă, la 25. XI. 2002.

Durata programului nov. 2002-iulie 2005

*

* * *

Institutul de Economie Națională mulțumește Comisiei Naționale de Prognoză
atât pentru profesionalismul cu care a coordonat în calitate de beneficiar
realizarea acestei lucrări, cât și pentru sprijinul logistic și documentar oferit
cercetătorilor pe toată durata elaborării cercetării de față.

SUMAR

1. MODELE ALE INFLAȚIEI APLICATE ÎN ALTE ȚĂRI.....	7
1.1. Model de prognoză a inflației pe baza teoriei monetare	7
1.2. Model de prognoză a inflației pe bază de obiective	8
1.3. Modele de prognoză a inflației prin tehnici de cointegrare.....	10
1.4. Modelul P* (P star)	14
2. MODELE ALE INFLAȚIEI ÎN ROMÂNIA	21
2.1. Modelul Dobrescu.....	22
2.2. Modele ale inflației cu suport științific în teoria monetară	23
2.3. Alte modele ale inflației	28
3. ASPECTE PRIVIND UTILIZAREA DEFLATORILOR ÎN ESTIMAREA EVOLUȚIEI VENITURILOR ȘI CONSUMULUI	32
3.1. Introducere	32
3.2. Veniturile reale.....	33
3.3. Evoluția consumului populației.....	41
3.4. Utilizarea deflatorilor în estimarea inegalității și a sărăciei	44
4. INFLAȚIA ÎN ROMÂNIA ÎN SECOLUL XX	58
4.1. Stabilitatea leului aur la începutul secolului XX.....	59
4.2. Primul val de inflație.....	62
4.3. Al doilea val de inflație	69
4.4. Al treilea val de inflație.....	87

5. EVALUAREA MODELELOR UTILIZATE ÎN ȚĂRILE UE ȘI ANALIZA COMPARATIVĂ CU ECONOMIA ROMÂNEASCĂ.....	97
5.1. Modele de calcul al IPC și ratei inflației. Modelarea inflației folosind metodologia proceselor ARIMA	97
5.2. Modele de determinare a efectelor inflației.....	111

1. Modele ale inflației aplicate în alte țări

Elena Pelinescu

Studiile privind fenomenul inflaționist sunt o prezență puternică în literatura economică, dată fiind dimensiunea și implicațiile multiple ale acestui fenomen asupra mediului economic și social. Unele studii, axate pe proiecții pe termen scurt sau mediu, oferă o multitudine de modele aplicate în diferite țări în scopul analizei și prognozei inflației. Deoarece multe studii au relevat caracterul multicausal al inflației, mai ales în țările în tranziție, modelele utilizate nu se limitează la punerea în evidență a unei singure cauze, ci, plecând de la prezența mai multor cauze cu acțiune simultană (monetare, structurale, fiscale, instituționale, ale ciclurilor de afaceri), oferă forme mai complexe care să surprindă acest fenomen în multidimensionalitatea lui.

Un studiu interesant este cel al lui Steffan G. Cecchetti (1995), prin care autorul scoate în evidență dificultățile legate de prognoza inflației chiar și pe termen scurt (2-3 luni), într-o economie matură ca aceea a SUA. Autorul ajunge la concluzia că, deoarece prețurile răspund la diferite impulsuri de-a lungul timpului, atingerea obiectivului băncii centrale de a asigura stabilitatea prețurilor la un nivel scăzut necesită măsuri de creștere a ratei dobânzii băncii centrale imediat după producerea unui șoc, înainte ca prețurile să preia acest șoc.

1.1. Model de prognoză a inflației pe baza teoriei monetare

O gamă largă de modele sunt cele care pornesc de la abordarea inflației numai ca fenomen monetar (*monetary approach*) și se referă la relația clasică bani-inflație, unde banii sunt exprimați prin intermediul agregatelor monetare M2 sau M3, iar inflația prin indicii prețurilor bunurilor de consum, prin

inflația de bază (calculată diferit în funcție de metodologia adoptată) sau un alt indicator¹ care măsoară fenomenul inflaționist.

Primul model pur monetar a fost modelul Cagan, utilizat ca punct de plecare în toate modelele de tip monetar, ajustat în timp pentru a surprinde și alte laturi ale fenomenului inflaționist.

Ecuția lui Cagan în expresie logaritmică leagă inflația de creșterea de monedă:

$$m - p = \beta_0 + \beta_1(p^e - p_{-1}) + \beta_2 y \quad (1.1)$$

unde: $m-p$ reprezintă cererea reală de monedă, în termeni logaritmici; p^e este inflația așteptată; y este output-ul real, iar β_0 , β_1 și β_2 sunt parametri.

Un alt model este cel utilizat de Bruno și Fischer (1990), care a permis autorilor, prin utilizarea așteptărilor raționale și adaptive, să demonstreze relația directă dintre creșterea *banilor tari* (high powered money) și rata inflației. Diferit de modelul Cagan, agregatul monetar utilizat este de data aceasta M0 (banii tari), și nu agregatul monetar M2 (broad money), cel mai des folosit, mai ales în țările în tranziție unde piața monetară este în formare și celelalte componente monetare ce permit construirea agregatului monetar M3 sunt în curs de dezvoltare.

1.2. Model de prognoză a inflației pe bază de obiective

Un model interesant, ce leagă inflația prin prețuri și aceea prin salarii de determinările sectorului real și în care efectele reale ale politicii monetare sunt abordate într-o economie cu o competiție imperfectă, cu rigidități nominale pe piața muncii și a bunurilor, este prezentat de Jeffery D. Amato și Thomas Laubach (2000). Abordat ca un model necesar băncii centrale în prognoza inflației într-un regim de țintire a inflației, modelul cu prețuri și salarii fixe (sticky prices and wages) se bazează pe dezvoltările modelului lui Rotemberg și Woodford (1997), fiind mai aproape de modelul dezvoltat de Erceg și alții (2000).

Pornind de la nevoia băncii centrale de a controla deviațiile inflației de la nivelul stabilit prin politica monetară, autorii au ales un model în care consumatorii își maximizează utilitatea prin alegerea consumului și renego-

¹ O largă dezbateră internațională este dedicată măsurării inflației și amintim aici doar Raportul Boskin (1996) și Schultze (2002).

cierea salariilor într-o manieră care să satisfacă acest obiectiv, firmele își eșalonează prețurile pentru produsele lor, iar politica monetară este focalizată pe stabilizarea fluctuațiilor inflației ce sunt prognozabile pentru următoarele cinci trimestre.

Modelul construit ca un model al inflației prin prețuri, salarii și gap-ul de producție este un model care ia în considerare efectele politicii monetare într-o economie bazată pe competiție imperfectă, confruntată cu rigidități nominale pe piața bunurilor și a forței de muncă. Dacă modelul lui Rotemberg și Woodford (1997) construit cu o singură rigiditate nominală pe piața bunurilor a demonstrat că nu există un “*trade off*” între producție și inflație, modelul prezentat de Jeffery D. Amato și Thomas Laubach (2000) adaugă o a doua rigiditate pe piața forței de muncă și introduce întârzierile în optimizarea deciziilor firmelor și ale consumatorilor în maniera modelului lui Rotemberg și Woodford (1997).

Jeffery D. Amato și Thomas Laubach (2000, p. 6) introduc o întârziere de două luni în ecuația lui Mc. Callum și Nelson (1999), expresia transformată ale ecuației pentru excesul cererii exprimat prin output-gap fiind de forma:

$$Y_t = -\sigma^{-1} E_{t-2} \sum_{T=1}^t (\hat{R}_t - \hat{\pi}_{T+1}) + G_t \quad (1.2)$$

unde: Y_t este logaritmul output-ului, \hat{R}_t reprezintă rata dobânzii nominale, π_{T+1} este inflația, iar G_t reprezintă șocul cererii (determinat ca o variabilă compozită a cheltuielilor guvernamentale și aprecierea șocului, fiind variabilă exogenă), σ = coeficient, E_{t-2} reprezintă așteptările raționale. Semnul ^ indică faptul că toate variabilele sunt exprimate ca deviații procentuale de la starea de echilibru. Pentru inflație este impusă ipoteza că deviația de la starea de echilibru este zero, adică $\hat{\pi}_t = \pi_t$.

Ecuațiile ce descriu rata inflației prin salarii (π^w_t) și aceea prin prețuri (π_t) au la bază lucrarea lui Calvo din 1983 și au fost modificate în ipoteza unei întârzieri ca în cazul output-ului, forma nouă fiind descrisă de ecuațiile (1.3) și (1.4):

$$\pi^w_t = (1 - \psi^w) E_{t-2} \pi^w_t + \psi^w [K^w (Y_t - Y^w_t) - \delta^w (w_t + v_{t-1}) + \beta E_{t-1} \pi^w_{t+1}] \quad (1.3)$$

$$\pi_t = (1 - \psi^p) E_{t-2} \pi_t + \psi^p [K^p (Y_t - Y^p_t) - \delta^p (w_t + \beta E_{t-1} \pi_{t+1})] \quad (1.4)$$

unde: E reprezintă așteptările raționale; ψ^w este un coeficient calculat astfel: $\psi^w = \gamma^w \lambda / (1 - \gamma^w (1 - \lambda)) = 1$ pentru cazul $\gamma^w = 1$, caz în care toate ajustările salariilor sunt efectuate în perioada următoare; K^w este un coeficient ce descrie

elasticitatea inflației prin salarii în raport cu gap-ul dintre $Y_t - Y_t^w$; coeficienții δ^w , δ^p sunt pozitivi, ceea ce face ca deviațiile pozitive de la valorile de echilibru ale inflației prin salarii și cele ale inflației prin prețuri să reducă inflația generată de acești factori; ψ^p este un coeficient calculat după formula: $\psi^p = \gamma^p \alpha / (1 - \gamma^w (1 - \alpha)) = 1$; variabila γ^w reprezintă proporția gospodăriilor ce aleg ca noul salariu să fie aplicat de la data t , iar fracția $1 - \gamma^w$ este acea fracție de gospodării ce trebuie să aștepte până la începutul perioadei $t+1$; variabila v_{t-1} reprezintă revizuirea de la $t-2$ la $t-1$ a așteptărilor pe termen lung ale ratei dobânzii din perioada t și are ca efect reducerea inflației prin salarii, deoarece ele majorează beneficiile gospodăriilor din câștigurile viitoare.

Prin modelul oferit, autorii îmbogățesc literatura dedicată modelării inflației țintite, adăugând propriile lor contribuții (legate de delegarea către banca centrală a sarcinii de a minimiza fluctuațiile într-un model ale cărui variabile endogene sunt prognozate pe un anumit orizont de timp) celor aduse anterior de Batini și Haldane (1999) și Levin și alții (1999).

1.3. Modele de prognoză a inflației prin tehnici de cointegrare

O clasă diferită de modele sunt modelele de prognoză derivate dintr-o abordare de la general la particular și bazate pe **analiza de cointegrare pe termen lung**. Din perspectiva acestei abordări, teoria econometrică sugerează, ca prim pas, estimarea unui vector autoregresiv nerestricționat. Practica demonstrează dificultatea operării cu astfel de modele datorită modului de interpretare a creșterii în spațiul de cointegrare cu mai multe variabile. Problema a fost soluționată de Juselius (1992) prin formularea relației pe termen lung într-un model care a avut ca scop determinarea excesului de monedă în termenii vectorului de cointegrare. În cadrul acestui model, inflația a fost prognozată pe baza unei relații care, de fapt, constituia o reprezentare a cererii de monedă pe termen lung, ipoteza de bază fiind originea monetară a inflației.

Modelul VAR, în forma cea mai simplă ca model univariant, în care inflația depinde numai de inflația trecută cu o anumită întârziere, în terminologia lui Clements și Hendry (1999), poate fi exprimat prin ecuația (1.5):

$$\Delta_i p_{t+4} = c + \sum \beta_i \Delta_i p_{t-i} + e_{t+4}, \quad (1.5)$$

unde: p = preț; β = coeficient; e = eroarea.

Modelul VAR cu mai multe variabile, exprimat ca un model de corecție a erorilor VEC, ce asigură echilibrul pe termen scurt, poate fi sintetizat de ecuația (1.6):

$$\Delta X_t = \alpha \beta X_{t-1}^* + \Sigma \Gamma_i \Delta X_{t-1} + \delta d_t + e_t, \quad (1.6)$$

unde: X_t sunt variabilele dependente (masa monetară, inflația, output-ul etc.), X_t^* este trendul variabilelor X_t , d_t sunt alte componente deterministice în afara trendului, iar e_t este vectorul erorilor.

Astfel de modele au fost aplicate pentru prognoza inflației în țări care, datorită fluctuațiilor, nu au adoptat încă un regim de “țintire a inflației”, cum ar fi Japonia (Toshitaka Sekine, 2001), dar și în țări care utilizează un regim de “țintire a inflației”, cum sunt cele din grupul celor 7 (G7, Fabio Canova, 2001).

În studiul privind modelarea inflației în Japonia, Toshitaka Sekine (2001, p. 5) a determinat relațiile de echilibru pe termen lung, începând cu o ecuație pentru creșterea prețurilor de tipul:

$$P = \theta (ULC)^\gamma (P^{in})^{1-\gamma} \quad (1.7)$$

unde P reprezintă indicele prețurilor bunurilor de consum mai puțin produsele proaspete (legume, fructe), ULC este costul unitar al forței de muncă, P^{in} este prețul bunurilor intermediare și al energiei, iar (θ) ar corespunde unui plafon maxim. Ecuația presupune existența unei relații lineare, omogene pe termen lung.

A doua relație lineară pe termen lung este legată de cererea de monedă ca vector de cointegrare din șase variabile (M2 în expresie lărgită, prețul, PIB-ul real, prețul pământului, propria rată a deținerii banilor și rata dobânzii pentru alte forme de valorificare a activelor).

A treia relație este derivată din excesul cererii exprimat prin gap-ul dintre output-ul real și cel potențial, obținut prin metoda filtrului HP (Holdrick-Prescot) și aceea a funcțiilor de producție.

A patra relație este derivată din teoria parității puterii de cumpărare și verifică ipoteza unei relații de staționaritate pe termen lung a cursului de schimb.

De asemenea, un model bazat pe tehnici de cointegrare a fost aplicat în Turcia de Cheng Hoon Lim și Laura Papi (1997), țară care s-a confruntat cu perioade de hiperinflație. Modelul aplicat de Cheng Hoon Lim și Laura Papi (1997, p. 10-11) este pentru o economie cu patru piețe: piața bunurilor, piața monetară, piața muncii și piața externă, ecuațiile pentru echilibrul pe termen lung pentru cele patru piețe fiind redată în continuare:

$$y^d \left(\frac{M}{P}, \frac{P_x^*}{PE}; \varepsilon_d \right) = y^s \left(\frac{W}{P}, \frac{P_f^*}{PE}; \varepsilon_s \right) \quad (1.8)$$

unde: P reprezintă nivelul prețurilor interne, W este salariul nominal, E este cursul de schimb (definit ca prețul monedei naționale în monedă străină), M reprezintă masa monetară, P_x^* și P_I^* , definesc prețul de export și, respectiv, prețul de import, iar ε_d și ε_s sunt reziduurile în ecuația cererii, respectiv a ofertei agregate.

Prin rezolvare se obține ecuația pe termen lung a inflației ce depinde de masa monetară, de salarii, de prețurile la import și de cele de la exportul de bunuri, așa cum apare din ecuația (1.9):

$$P = \alpha_1 E + \alpha_2 M + \alpha_3 W + \alpha_4 P_x^* + \alpha_5 P_I^* + \varepsilon \quad (1.9)$$

Cursul de schimb real (RER), estimat în funcție de relațiile de comerț, este considerat compatibil cu un deficit finanțabil al contului curent (K), așa cum se remarcă din ecuația (1.10):

$$RER = \frac{PE}{P^*} = \frac{K + \beta y_j P_x^* - \delta y P_I^* + \xi P_x^* - \mu P_I^*}{\nu P_x^* + \gamma P_I^*} \quad (1.10)$$

unde: P^* reprezintă un preț mediu ponderat de import și export, β este un coeficient al veniturilor externe y_j în funcția de export, δ este un coeficient al veniturilor de pe piața internă y în funcția în funcția de import, ξ și μ sunt constante în funcțiile de export și, respectiv, de import, iar γ și ν coeficienți ai cursului real de schimb în funcțiile de export și, respectiv, de import.

Echilibrul pe piața monetară este obținut când deficitul sectorului public, considerat ca pondere în produsul intern brut (G), este complet finanțat prin seigniorage (baza monetară notată cu H) și un nivel sustenabil al împrumuturilor, adică acea modificare a datoriei, notată cu D^* , care face ca ponderea datoriei totale în PIB (notată D^*/Y) să rămână constantă.

Ecuația (1.11) formalizează acest echilibru:

$$G = (y^* + \pi^*) H/Y_{t-1} + D^*/Y, \quad (1.11)$$

unde: y^* reprezintă creșterea proiectată a produsului intern brut, Y este produsul intern brut în termeni nominali, π^* este rata inflației țintite.

Echilibrul pe termen lung de pe piața muncii este prezentat în relația (1.12), fiind calculat ca o pondere medie a salariilor oferite de firme și salariul real cerut de salariați:

$$\frac{W}{P} = \omega_0 \frac{y}{L} + \omega_1 u, \quad (1.12)$$

unde L reprezintă personalul ocupat, $\frac{y}{L}$ măsoară productivitatea muncii, iar u reprezintă rata șomajului.

Pentru determinarea inflației pe termen scurt, autorii utilizează mecanismul de corecție a erorilor, incluzând în ecuația (1.9) a prețurilor și dezechilibrele de pe celelalte piețe.

Un model bazat pe tehnicile de cointegrare, dar care ia în considerare echilibrul pieței forței de muncă (calculat prin costul unitar al forței de muncă), al celei externe prin prețurile externe și cursul de schimb, al celei monetare prin cererea și oferta de monedă a fost aplicat și în țările care au aderat în primul val la Uniunea Europeană, cum sunt: Polonia, Ungaria și Republica Cehă (R. Golinelli și Renyo Orsi, 2001; Dionysion Chionis, Dimitrios Giannias și Panagiotis Liargovas, 2002), fapt ce conduce la ideea că ar putea, potențial, să fie aplicabile și pentru cazul concret al României.

De remarcat este faptul că, diferit de modelul aplicat în cazul Turciei, pentru țările ce au aderat la UE la 1 mai 2004 (Polonia, Ungaria și Republica Cehă), R. Golinelli și Renyo Orsi (2001) au determinat echilibrul pe piața muncii pornind de la conceptul de gap salarial definit de Sachs în 1983. Folosind un VAR nerestricționat, autorii au inclus ca variabile salariul real obținut prin deflatarea cu indicii prețurilor de consum și ai celor de producție, dar și rata locurilor de muncă neocupate (ce nu se regăsesc în modelul din Turcia) și productivitatea muncii (calculată ca raport între producția industrială și rata de ocupare) și rata șomajului, ce se regăsesc și în modelul aplicat în Turcia.

Diferit de modelul din Turcia, unde echilibrul pe termen lung al pieței externe este determinat prin intermediul cursului real de schimb, în cazul Poloniei, Ungariei și Republicii Cehe, autorii au optat pentru aplicarea teoriei PPP (parității puterii de cumpărare) privită ca o condiție a echilibrului pe termen lung al cursului real de schimb, modalitate aplicată și de Toshitaka Sekine (2001) în cazul Japoniei. În aceea ce privește echilibrul pe termen lung pe piața financiară, autorii au utilizat pentru testare diferite agregate monetare (în cadrul unor modele de tipul P star), cum ar fi: masa monetară, cererea reală de bani, logaritmul din PIB (ca măsură a output-ului), costul de oportunitate (măsurat ca rata dobânzii pe termen scurt în termeni nominali), gap-ul vitezei de rotație a banilor. Pentru determinarea inflației pe termen scurt, autorii au folosit o singură ecuație (prin aplicarea mecanismului de corecție a erorilor), variabilele utilizate cu un lag de o perioadă fiind: gap-ul de salarii, gap-ul parității puterii de cumpărare și gap-ul de pe piața monetară, la care au fost adăugate alte trei

variabile, și anume: prețul petrolului pe piața internațională, inflația din prețul altor materii prime, creșterea producției în zona euro și capacitatea de utilizare, ca expresie tipică a presiunii cererii.

1.4. Modelul P* (P star)¹

Modelul P star apărut la începutul anilor '90 a fost destinat inițial pentru economii largi și care utilizează un curs de schimb flexibil, fiind ulterior ajustat și transformat și pentru economii mici, deschise și cu rată de schimb fixă. Utilizat la început în cazul economiei SUA, el a fost ulterior aplicat și economiei Germaniei, dar și unei economii mici și deschise cum este cea a Republicii Cehe.

Modelul P* (P star) de analiză și prognoză a inflației a fost dezvoltat de Hallman, Porter și Small în anul 1991 pentru a analiza efectul inflaționar al excesului de monedă în termenii diferenței dintre viteza de circulație actuală și viteza de circulație pe termen lung. A. Orphanides și R. Porter reiau acest model într-o lucrare din 1998 și-l dezvoltă pentru țările cu economii dezvoltate.

Modelul își are rădăcinile teoretice în teoria cantitativă a banilor și are astfel, pe de-o parte, avantajul unei solide argumentații științifice și, pe de altă parte, este extrem de simplu.

Hallman, Porter și Small au arătat în 1991 că nivelul de echilibru al prețurilor, suportat de cantitatea curentă de monedă în circulație (P^*), poate fi utilizat ca un instrument în prognoza inflației. Ecuația (1.13) reflectă această teorie în forma utilizată în model:

$$P^* = MV^*/Q^*, \quad (1.13)$$

unde: Q^* este produsul intern brut potențial, V^* este nivelul de echilibru al vitezei de circulație, iar M este cantitatea curentă de monedă în circulație.

Dacă se notează cu $\Delta\pi$ gap-ul dintre prețul de echilibru și nivelul curent al prețului, atunci putem scrie:

$$\Delta\pi = P^*/P = Z/Z^*V/V^* \quad (1.14)$$

Prin transformarea în termeni logaritmici, obținem o nouă relație ce pune în evidență alte două gap-uri: gap-ul capacității de utilizare a producției ($y-y^*$) și gap-ul de lichiditate ($v-v^*$), așa cum rezultă din ecuația (1.15).

¹ O variantă restrânsă a acestui subcapitol a fost prezentată în lucrarea Modelarea inflației în România, IPE, 2003.

$$\Delta\pi = p^* - p = (y - y^*) + (v - v^*) \quad (1.15)$$

Din relația (1.15) se desprinde un alt avantaj al modelului P^* , și anume acela că ia în considerare în prognoza inflației atât factorul real prin gap-ul capacității de utilizare, cât și excesul de monedă prin gap-ul de lichiditate. Teoretic, $\Delta\pi = 0$, deoarece, după ajustare, nivelul prețului p va ajunge în poziția de echilibru p^* . De menționat este faptul că inflația poate fi interpretată ca un fenomen monetar atunci când veniturile reale și viteza de circulație a banilor se află la nivelul de echilibru, iar nivelul prețurilor se modifică o dată cu oferta de bani. În realitate, aceste condiții de echilibru ale veniturilor reale și mai ales ale vitezei de circulație a banilor sunt greu de îndeplinit.

În prognoza inflației, A. Orphanides și R. Porter (1998) pleacă de la ideea că, dacă prețul P se depărtează de la nivelul său de echilibru P^* , atunci inflația se va deplasa în apropierea gap-ului dintre P și P^* . Deoarece modelul standard P^* considera viteza de circulație ca fiind constantă, fapt infirmat de practică, Athanasios Orphanides și Richard Porter au îmbunătățit modelul standard prin utilizarea unei viteze de circulație variabile în funcție de nivelul de echilibru pe termen lung al costului de oportunitate al deținerii de active financiare.

Notând cu ΔRD deviațiile costului de oportunitate de la nivelul de echilibru, se poate scrie viteza de circulație a banilor ca fiind o funcție de această deviație:

$$V = V^* + \alpha_1 \Delta RD + \varepsilon \quad (1.16)$$

unde α_1 măsoară răspunsul mișcării vitezei de circulație a banilor la schimbarea costului de oportunitate al deținerii de active financiare, iar ε este eroarea considerată de medie zero. De regulă V^* este considerat constant, dar Porter More și Small au inclus un trend, ecuația pentru V^* fiind de forma:

$$V^* = \alpha_0 + \alpha_1 TIME \quad (1.17)$$

Înlocuind expresia lui V^* în ecuația (1.16), se obține forma finală din ecuația (1.18):

$$V = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta RD + \alpha_2 TIME + \varepsilon \quad (1.18)$$

Ecuația inflației din cadrul modelului P^* este în fapt o ecuație a gap-ului de preț dintre P și P^* , scrisă astfel:

$$\Delta\pi_t = \alpha (p_{t-1} - p^*_{t-1}) + u_t \quad (1.19)$$

Modelul P^* a fost aplicat și în țările în tranziție de Jan Frait și alții (1999), fiind adaptat de aceștia pentru analiza inflației în Republica Cehă pe o serie de date din 1991-1998. Autorii au pornit de la ideea că, pentru o economie mică, o economie largă cum este aceea a Germaniei poate fi folosită ca un sistem de

ancoră pentru economia cehă, această legare indicând dependența politicii economice din Cehia de politicile economice din statele membre UEM. Astfel, în model, ei au luat în considerare cursul fix al coroanei cehe față de moneda germană și au modificat modelul P^* la aceste condiții. Adaptarea a constat în defalcarea gap-ului general al prețurilor în două: unul referitor la gap-ul prețurilor interne GAP_D , definit ca diferența dintre viteza de circulație a banilor și a produsului intern brut în termeni reali, și al doilea gap, notat GAP_F , referitor la prețurile externe¹. Ecuația modelului redus la forma unui model de corecție al erorilor este:

$$\Delta\pi_t = c_0 + c_1 (GAP_D)_{t-1} + c_2 (GAP_F)_{t-1} + \sum_{j=1}^n c_j \pi_{t-j} \quad (1.20)$$

unde coeficienții gap-urilor de prețuri ar trebui să fie negativi. Mai mult, ei au înlocuit produsul intern brut cu cheltuielile agregate, din care au exclus importurile, ceea ce înseamnă că excesul de monedă conduce la creșterea veniturilor nominale, dar și la creșterea importurilor.

Modelul de tip P^* pentru analiza dinamicii inflației utilizat în Cehia de Jan Frait este un model simplu, capabil să permită prognoze pe termen scurt în concordanță cu teoria cantitativă a banilor.

Un model de tip P^* a fost utilizat și de Stefan Gerlach și Lars E.O. Svensson (2001) pentru țările din zona euro, considerându-se că acest tip de model oferă un suport empiric considerabil și informații semnificative pentru prognoza pașilor următori ai inflației.

Autorii asimilează gap-ul de prețuri cu gap-ul cererii reale de monedă, definit ca diferență între cererea reală curentă de monedă și nivelul de echilibru pe termen lung al cererii de monedă și arată că, în prezența acestui gap, creșterea reală a masei monetare își pierde puterea marginală de predicție. Autorii pornesc în formularea modelului lor de la expresia curbei lui Phillips (ecuația 1.21):

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1,t^e} + \alpha_y (y_t - y_t^*) + \alpha_z z_{t-1} + \varepsilon_{t+1} \quad (1.21)$$

¹ GAP_F este calculat ca diferență între nivelul actual al prețurilor și nivelul de echilibru al prețurilor din Germania, determinat prin schimbarea activelor nete financiare externe în bază monetară.

unde π_{t+1,t^e} reprezintă așteptările inflaționiste în trimestrul t pentru inflația din trimestrul $t+1$, π_t este inflația anualizată și este dată de relația $\pi_t = 4\Delta p_t = 4(p_t - p_{t-1})$, p_t este nivelul prețului la momentul t , y_t reprezintă output-ul, y_t^* este output-ul potențial, z_t reprezintă orice variabilă exogenă sau factor ce pune în evidență șocul de pe partea ofertei, iar ε_t este șocul de tip “presiunea costurilor”.

Prin substituirea în ecuația (1.21) a gap-ului de output ($y_t - y_t^*$) cu gap-ul negativ al cererii de monedă ($p_t - p_t^*$) în accepțiunea anterior discutată, se obține ecuația (1.22).

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1,t^e} - \alpha_p (p_t - p_t^*) + \alpha_z z_{t-1} + \varepsilon_{t+1} \quad (1.22)$$

unde $\alpha_p > 0$.

Definind apoi nivelul de echilibru pe termen lung al prețurilor p_t^* ca fiind dependent de stocul curent de monedă, de output-ul potențial și de viteza de rotație a banilor pe termen lung ca în ecuația (1.23):

$$p_t^* = m_t + v_t - y_t^* \quad (1.23)$$

Aplicând apoi dezvoltările lui Svenson (2000), se poate defini modelul P^* din ecuația (1.22) în termenii de gap al cererii reale de bani ($\tilde{m}_t - \tilde{m}_t^*$), unde cererea reală este dată de expresia: $\tilde{m}_t = m_t - p_t$, iar nivelul de echilibru pe termen lung al cererii de bani este: $\tilde{m}_t^* = m_t - p_t^* = y_t^* - v_t^*$.

$$\pi_{t+1} = \pi_{t+1,t^e} - \alpha_m (\tilde{m}_t - \tilde{m}_t^*) + \alpha_z z_{t-1} + \varepsilon_{t+1} \quad (1.24)$$

unde $\alpha_m \equiv \alpha_p > 0$.

Introducerea așteptărilor inflaționiste face necesară explicitarea modului lor de formare, în modelul utilizat de S. Gerlach și L. Svensson ecuația fiind de forma:

$$\pi_{t+1,t^e} = \hat{\pi}_{t+1} + \alpha_\pi (\pi_t - \hat{\pi}_t) \quad (1.25)$$

unde $0 \leq \alpha_\pi \leq 1$, iar $1 - \alpha_\pi$ poate fi interpretat ca un indice de credibilitate al obiectivului de inflație, iar $\hat{\pi}_t$ reprezintă obiectivul de inflație. În ipoteza în care obiectivul de inflație coincide cu inflația curentă, $\tilde{m}_t = \tilde{m}_t^*$, deci gap-ul cererii de monedă este zero și nu există șocuri, deci $z_t = 0$, iar $\varepsilon_{t+1} = 0$, din ecuațiile (1.24) și (1.25) rezultă că:

$$\pi_{t+1} = \hat{\pi}_{t+1} \quad (1.26)$$

Diferit de ceilalți autori, S. Gerlach și L. Svensson operaționează cererea reală de bani, utilizând agregatul monetar extins M3, astfel încât ecuația, în termenii mecanismului de corecție al erorilor, este:

$$\Delta \tilde{m}_{t+1} = k_o - k_m [\tilde{m}_t - k_y y_t + k_i (i_t^l - i_t)] - k_\pi (\pi_{t+1} - \hat{\pi}_{t+1}) + k_l + \Delta \tilde{m}_t + \xi_{t+1} \quad (1.27)$$

unde i_t^l reprezintă dobânda la obligațiunile pe termen lung, i este dobânda pe termen scurt, $i_t^l - i_t$ reprezintă costul de oportunitate pentru deținerea de monedă k_m , k_i , $k_\pi > 0$, iar ξ_t este stocul de bani. Câteva comentarii se impun referitor la ecuația (1.27). Autorii precizează că avantajul includerii termenului $-k_\pi \pi_{t+1}$ în partea dreaptă a ecuației permite ajustarea la echilibrul pe termen lung în termeni de modificare a stocului real de monedă ($k_\pi = 0$) sau a stocului nominal de monedă ($k_\pi = 1$) sau a situațiilor intermediare: ($0 < k_\pi < 1$). Mai mult, în ecuația (1.27), \tilde{m}_t este interpretat ca cererea de bani pe termen lung și este determinată de output-ul y_t și de costul de oportunitate al deținerii de monedă, așa cum rezultă din ecuația (1.28):

$$\tilde{m}_t = k_y y_t + k_i (i_t^l - i_t) \quad (1.28)$$

Desigur, există un număr mult mai mare de modele ale inflației aplicate în diferite țări, literatura fiind extrem de generoasă în acest domeniu. Complexitatea fenomenului inflației, particularitățile acesteia în diferite țări sau zone, disponibilitatea și calitatea datelor existente, existența sau nu a unui regim de țintire a inflației, prezența unor șocuri de pe partea ofertei etc. sunt argumente în alegerea unuia sau altuia din modelele de prognoză a inflației. Scopul acestui capitol a fost de a sensibiliza și a aduce în discuție câteva din modelele utilizate, cu un suport diferit în teoria economică.

Bibliografie

- Amato, D. Jeffery; Laubach, Thomas (2000), "Forecasts-Based Monetary Policy", *BIS Working Paper*, No. 89, August, Monetary and Economic Department, Basel, Elveția
- Batini, Nicoleta; Haldane, G. Andrew (1999), "Forward-Looking Rules for Monetary Policy", în John B. Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*, NBER and Chicago University Press
- Cagan, P. (1956), "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", în: Friedman, M. (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, Chicago, p. 25-120

-
- Cecchetti, Steffan G. (1995), "Inflation Indicators and Inflation Policy", în *Working Paper* No. 5161, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, NBER Working Series
- Cheng, Hoon Lim; Papi, Laura (1997), "An Econometric Analysis of the Determinants of Inflation in Turkey", în *IMF Working Paper*, WP/97/170, International Monetary Fund
- Erceg, Cristpher J.; Henderson, Dale W.; Levin, Andrew T. (2000), "Optimal Monetary Policy with Staged Wage and Prices Contracts" în *Journal of Monetary Economics*, citat de Jeffery D. Amato și Thomas Laubach (2000), "Forecast-Based Monetary Policy", *BIS Working Paper*, No. 89, August, Monetary and Economic Department, Basel, Elveția
- Frait, Jan; Komárek, Luboš; Kulhánek, Ludmír (1999), "P Star Model Based Analysis of Inflation Dynamics in the Czech Republic", *Working Paper*, Czech National Bank
- Gerlach, Stefan; Svensson, Lars E.O. (2001), "Money Inflation in the Euro Area: A Case for Monetary Indicators?", în *Working Paper*, No. 98, Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department
- Golinelli, R.; Orsi, Renyo (2001), "Modelling inflation in EU accession countries: the Case of the Czech Republic, Hungary and Poland", lucrare prezentată la seminarul "East European Transition and EU Enlargement: A Quantitative Approach", organizat de Macroeconomic and Financial Data Centre din University of Gdansk, Poland, în 15-21 iunie, 2001
- Levin, Andrew T.; Wieland, Volker; Williams, John C. (1999), *The Performance of Forecast-Based Monetary Policy Rules under Uncertainty*, Board of Governor of the Federal Reserve System
- Mc. Callum, Benett; Nelson, Tard Edward (1999), "An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis", în *Journal of Money, Credit and Banking*, 31, p. 296-316
- Orphanides, Athanasios; Porter, Richard (1998), "P* Revised: Money - Based Inflation Forecasts with a Changing Equilibrium Velocity", în *Finance and Economic Discussion Series*, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, Washington DC, May
- Pelinescu, Elena și colectiv (2003), *Inflația și modelarea acesteia*, temă de cercetare, Institutul de Prognoză Economică, INCE
- Rotemberg, Julio J.; Woodford, Michael (1997), "An Optimisation -Based Economic Framework for the Evaluation of Monetary Policy", în Ben S.

- Bernanke and Julio J. Rotemberg, eds., NBER, *Macroeconomics Annual*, p. 297-346, NBER, *Technical Working Paper* No. 233, 1998
- Sachs, J.D. (1983), "Real Wages and Unemployment in the OECD Countries", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 255-304
- Sekine, Toshitaka (2001), "Modeling and Forecasting Inflation in Japan", in *IMF Working Paper* WP/01/82, International Monetary Fund
- Svensson, Lars E.O, (2000), "Does the P* Model Provide any Rationale for Money Targeting?" in *German Economic Review*, 1, p. 69-81
- Van Wijnbergen, Anand R., (1989), "Inflation and the Financing of Government Expenditure: An Introductory with an Application to Turkey", in *World Bank Economic Review*, 3(1), January, p.17-38

2. Modele ale inflației în România

*Elena PELINESCU,
Mihaela Lidia IONESCU*

Literatura economică dedicată analizei și modelării fenomenului inflaționist din România este extrem de bogată. Unele studii aprofundează fenomenul prin prisma teoriilor monetare (Florin Ovidiu Bîlbîie, 1999; Nina Budina și colaboratorii, 1999, 2000, 2002; Cezar Boțel, 2002; Pelinescu, Scutaru, 1999; David Moore, 2001; Isărescu, Târhoacă, Croitoru, 2003), altele iau în considerație o multitudine de factori, prognozând dinamica prețurilor în cadrul unor modele de echilibru general (Emilian Dobrescu, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000); un număr restrâns privesc inflația prin prisma factorului instituțional (G. Țurlea, 2003) și/sau în corelație cu dinamica pieței muncii (Albu, 1995, 2001; Agapie Adriana, 2002).

În modelele construite pe baza teoriei monetare a inflației, autorii includ, pornind de la maxima lui M. Friedman că ”inflația este pe termen lung un fenomen monetar”, în cea mai simplă formulare, ca variabile, masa monetară (considerată în sens larg prin componenta M2 și, mult mai rar, prin componenta M3), output-ul (reprezentat fie de produsul intern brut, fie de producția industrială) și costul de oportunitate, de obicei prin includerea cursului de schimb, având în vedere gradul înalt de dolarizare a economiei românești și oferta scăzută de plasament în alte active financiare în primii ani ai tranziției. În unele modele avându-se în vedere șocurile de pe partea ofertei, unii autori au inclus și prețul mondial al petrolului ca variabilă explicativă a inflației (Pelinescu, Scutaru, 1999).

Fără a avea pretenția de a fi inventariat toate modelele referitoare la prognoza inflației în România, redăm în continuare câteva dintre acestea.

2.1. Modelul Dobrescu

Modelul Dobrescu (Emilian Dobrescu, 2002), dezvoltat pe parcursul anilor 1996-2000, cuprinde între relațiile principale și pe cele referitoare la prognoza unor prețuri (exprimate prin deflatorul produsului intern brut, indicele prețurilor bunurilor de consum și indicele prețurilor formării brute de capital).

Așa cum este prezentată în lucrarea sus-menționată (Emilian Dobrescu, 2002, p. 176-177), inflația exprimată prin deflatorul produsului intern brut este în cadrul modelului un reper pentru restul prețurilor, fiind determinată având ca variabile explicative valoarea nominală expectată a produsului intern brut și output-ul real, nivelul acestuia rezultând din rezolvarea întregului model și reflectând constrângerile la care este supus întregul sistem, conform relației:

$$PGDP = GDP/GDP_{90} \cdot PGDP_{90(-1)} \quad (2.1)$$

unde: $PGDP$ este deflatorul produsului intern brut, GDP reprezintă produsul intern brut în prețuri curente (în trilioane lei), GDP_{90} reprezintă produsul intern brut în prețuri constante 1990 (în trilioane lei), iar $PGDP_{90}$ reprezintă deflatorul produsului intern brut cu anul de bază 1990.

Este de menționat faptul că, în cazul macromodelului Dobrescu, ținând seama de caracteristicile economiei românești, veniturile totale ca aproximație pentru mărimea produsului intern brut au fost alese ca variabilă țintă pentru întregul sistem. Estimarea acestora ca valoare expectată și minimizarea diferenței dintre valoarea calculată și valoarea aleasă ca țintă cu ajutorul unei funcții obiectiv constituie ipoteza determinantă a întregii construcții.

În ceea ce privește indicele prețurilor bunurilor de consum, de menționat este faptul că, în prima variantă a modelului (1996), acesta a fost determinat pe baza unor relații econometrice, având ca variabilă explicativă deflatorul produsului intern brut; în variantele de model din 1997 și 1998, i s-a adăugat ca variabilă explicativă nivelul anterior al variabilei dependente, iar în ultimele variante (1999, 2000), s-au folosit ca variabile explicative deflatorul produsului intern brut și oferta monetară (Emilian Dobrescu, 2002, p. 81). Prin includerea variabilei explicative monetare, calculul inflației prin indicele prețurilor bunurilor de consum își regăsește suportul teoretic în teoria monetară a lui Friedman și alții. Ecuația de determinare a indicilor prețurilor bunurilor de consum în funcție de deflatorul produsului intern brut și oferta monetară este redată în ecuația (2.2):

$$CPI = PGDP^{1,061670+0,138564[M2/M2_{(-1)}] PGDP_{(-1)}} \quad (2.2)$$

unde: CPI reprezintă indicele prețurilor bunurilor de consum calculat față de anul anterior, $PGDP$ reprezintă deflatorul produsului intern brut calculat față de anul

anterior, iar $M2$ reprezintă masa monetară în sens larg, calculată în trilioane lei. Modelul oferă nu numai date anuale privind inflația ca expresie a indicilor bunurilor de consum, ci și date lunare. Transformarea din date anuale în date lunare ale indicelui prețurilor bunurilor de consum se face cu ajutorul următoarelor relații statistice:

$$MCPI = npi(i) \cdot AMCPI \quad (2.3)$$

$$CPI = \frac{DCPI_{12_1} \sum DCPI(i)}{\sum DCPI(i)_1} \quad (2.4)$$

$$MCPI_{90}(i) = MCPI_{90\ 12\ (1)} \cdot DCPI(i) \quad (2.5)$$

unde: MCI este indicele lunar al prețurilor bunurilor de consum calculat față de luna anterioară, $npi(i)$ reprezintă raportul normalizat dintre indicele prețurilor de consum lunar și indicele lunar mediu [$\prod npi(i)=1$, pentru $i=1,2,\dots,12$]; $AMCPI$ reprezintă indicele prețurilor de consum mediu lunar, $DCPI(i)$ reprezintă indicele prețurilor de consum lunar față de decembrie anul anterior (în acest caz, $_1$ înseamnă anul anterior); $MCPI_{90}(i)$ reprezintă indicele prețurilor de consum lunar cu bază fixă decembrie 1990=1.

2.2. Modele ale inflației cu suport științific în teoria monetară

Pornind de la funcția cererii reale de monedă din formularea lui Cagan (1956)¹, Nina Budina și colaboratorii săi (2002) au construit un model de prognoză a inflației pentru România. Utilizând seriile de date din perioada 1.01.1992-31.12.2000 și tehnicile moderne de cointegrare ce rezolvau problema spinoasă a econometriei cu serii scurte de timp, autorii au construit funcția cererii reale de monedă pe termen lung, ce includea ca variabile producția industrială (ca proxy pentru output) și inflația. Considerând ecuația de cointegrare unică obținută ca o extindere a ecuației cererii de monedă a lui Cagan (1956) și aplicând mecanismul de corectare a erorilor, autorii au ajuns la concluzia că, în perioada considerată (1992-2000), inclusiv în perioadele de liberalizări ale prețurilor, inflația a fost un fenomen monetar.

¹ Ecuația lui Cagan aleasă pentru model a fost: $m-p = \beta_0 + \beta_1(p^e - p_{-1}) + \beta_2y$, în Nina Budina și colaboratorii, Money, Inflation, Output in Romania, 1992-2000, 2002, p.10. Funcția de echilibru a cererii de bani identificată de autori are următoarea formă: $m-p = -8,865 - 13,696\Delta p + 2,225y$.

Modificările lunare ale ratei inflației sunt explicate în studiu prin mecanismul de corecție a erorilor în care dezechilibrul dintre oferta și cererea de monedă joacă un rol esențial, modificările cursului de schimb și ale prețurilor controlate prin reglementări administrative fiind considerate ca având efecte tranzitorii asupra evoluției ratei lunare a inflației.

Cezar Boțel (2002), în lucrarea *Cauzele inflației în România*, oferă un model econometric de analiză a inflației în România. Autorul investighează, pe o serie de date de perioada iunie 1997-august 2002, principalele cauze ale inflației în România, utilizând tehnica vectorului autoregresiv structural (VARs) și tehnica cointegrării. Este evaluată influența exercitată asupra prețurilor de o serie de factori, incluzând masa monetară, producția industrială, salariile, cursul de schimb nominal și anticipările, în perioada iunie 1997-august 2002.

O caracteristică importantă a acestui studiu este aceea că autorul utilizează decompoziția masei monetare (M2) în bani exteriori (baza monetară) și bani interiori (multiplicatorul bazei monetare). Astfel, autorul prezintă două variante ale modelului econometric (datorită numărului limitat de observații disponibile, autorul folosește doar 5 variabile în cadrul modelului).

În prima variantă sunt estimate relațiile dinamice dintre prețuri (indicele prețurilor bunurilor de consum notat cu *CPI*, indicele prețurilor producției industriale notat cu *PPI*, indicele inflației de bază notat cu *CORE*), masa monetară în sens larg (*M2*), producția industrială (*Y*), salarii (nete notate cu *SN* și brute notate *SB*) și curs de schimb nominal (*E*).¹

În cea de-a doua variantă, masa monetară este descompusă în baza monetară (*BM*) și multiplicatorul bazei monetare (*MM*), calculat ca raport între masa monetară în sens larg (*M2*) și baza monetară (*BM*).²

Se rețin următoarele concluzii evidențiate de autor în finalul lucrării:

¹ Datorită faptului că unele variabile pot fi exprimate în mai multe moduri, autorul folosește pentru estimare următoarele modele notate cu litera A: A.1: *Y, CPI, M2, SN, E*; A.2: *Y, PPI, M2, SB, E*; A.3: *Y, CORE, M2, SN, E*, literele ce urmează denumirii modelului reprezentând variabilele utilizate în model.

² Cele trei ecuații sunt:

B.1: *BM, MM, SN, E, CPI*

B.2: *BM, MM, SB, E, PPI*

B.3: *BM, MM, SN, E, CORE*.

-
- principalele cauze ale creșterii prețurilor au fost factorii monetari, deprecierea leului în raport cu dolarul SUA și inerția anticipărilor; pe termen foarte scurt (4-5 luni), inerția anticipărilor a fost factorul explicativ cel mai important pentru creșterea prețurilor; la orizonturi mai lungi, factorii monetari și deprecierea exercită influențe determinante;
 - dintre cei doi factori de natură monetară, baza monetară și multiplicatorul, aproape întreaga influență asupra variabilelor nominale (prețuri, curs, salarii) este imputabilă multiplicatorului, care reflectă intensitatea creării banilor de către sistemul băncilor comerciale;
 - localizarea cauzelor monetare la nivelul multiplicatorului sugerează că, în ultimă instanță, cauzele primordiale ale inflației provin din sectorul real al economiei;
 - salariile nominale nu apar ca un factor important în explicarea variației prețurilor, concluzie ce invalidează rezultatele altor studii (IMF, 2001, Pelinescu, Scutaru, 2002);
 - prețurile administrate nu au reprezentat un factor inflaționist de primă mărime, în perioada analizată.

Diferit de alte lucrări, Florin Ovidiu Bîlbîie (1999) a utilizat teste de cauzalitate Granger, descompunerea variației (*variance decompositions*) și modele econometrice bazate pe tehnicile vectorilor autoregresivi nestructurali și nerestricționați pentru a pune în evidență indicatorii relevanți pentru influențarea inflației (*leading indicators*). Rezultatele obținute arată că cei mai semnificativi indicatori din punctul de vedere al conținutului informațional privind inflația sunt cursul de schimb și creditul neguvernamental real, urmați de agregatele monetare și ratele dobânzii practicate de băncile comerciale, rata dobânzii medii de refinanțare cu un lag de șase luni și abaterea producției industriale de la trend. Pentru a studia măsura în care informația conținută de acești indicatori este utilă pentru luarea deciziilor de politică monetară, autorul a studiat funcțiile de răspuns al inflației la inovații în indicatorii menționați. Principalele rezultate arată orizontul larg pentru care dobânda activă medie lunară practică de BNR la credite de refinanțare și celelalte dobânzi conțin informație privind inflația, ca și orizontul de timp redus atașat celorlalți indicatori ce restrânge utilitatea lor operațională, excepție făcând baza monetară.

Un model avându-și rădăcinile teoretice în teoria monetară a inflației întâlnim în lucrarea elaborată de Pelinescu și Scutaru (1999). Construit pe baza datelor lunare din perioada decembrie 1992-decembrie 1999 și axat pe

agregatele monetare, modelul are în centru ecuația de echilibru dintre cerere și ofertă, dată de expresia:

$$BM = m \cdot RMA \quad (2.6)$$

unde: BM este masa monetară ($M2$), m este multiplicatorul monetar, iar RMA este baza monetară medie lunară. Aplicarea testului Johansen a evidențiat trei ecuații de cointegrare pentru cererea reală de bani $M2$ și pentru $M0$.

Prin restricțiile impuse, s-a ajuns la o singură ecuație de echilibru pe termen lung. Având în vedere numeroasele șocuri care au afectat comportamentele agenților economici și au redus capacitatea de predicție a cererii de bani pe un orizont de timp mai îndelungat, autoarele tratează cu prudență utilizarea lor ca ecuații de echilibru pe termen lung, aducând ca argumente unele studii (Cristian Popa, 1998; Robert F. Wescott, 1997) ce atrag atenția asupra impactului negativ al modificărilor de regim asupra capacității de predicție pe termen lung a cererii de bani. Modelul elaborat pentru simulări de: *politici valutare* (schimbări în evoluția cursului), *politici monetare* (prin modificarea ratei rezervelor obligatorii) și *politici salariale* (prin indicele salariului mediu nominal net) relevă și impactul altor factori asupra inflației.

Utilizarea unui model de tip vector autoregresiv a permis expertului FMI, David Moore (2001), să examineze relația empirică dintre inflație, costul unitar al forței de muncă și cursul de schimb. El a lucrat cu serii lunare de date din perioada ianuarie 1991-martie 2000, pe un vector nerestricționat cu 5 variabile (indicele prețurilor de consum notat cu CPI , indicele producției industriale, cursul de schimb nominal leu/dolar, cursul de schimb calculat ca medie pe un coș format din dolar și marca germană în raport cu euro, notat $NTWI$, creditul intern, masa monetară în sens larg, masa monetară fără componenta valutară, în final reținând în model ecuația¹:

$$LCPI=0,156LNTWI+0,846 LULC \quad (2.7)$$

unde: L în fața variabilelor indică faptul că sunt în expresie logaritmică, iar $LULC$ reprezintă productivitatea muncii exprimată prin logaritmul costului unitar al forței de muncă. Rezultatul este tratat cu precauție, datorită rupturii generate de liberalizarea pieței valutare și a bunurilor și serviciilor din 1997, relația dintre inflație și cursul de schimb devenind semnificativă după introducerea unei variabile structurale dummy pentru a marca aceste liberalizări.

Pe baza investigațiilor econometrice, autorul a ajuns la concluzia că, în România, inflația a fost determinată în principal de majorarea salariilor în

¹ Relație utilizată și de Ross în 1998 pentru determinarea inflației în Slovenia.

condițiile unei productivități scăzute, canalul de transmisie folosit fiind indisciplina financiară și constrângerile bugetare reduse.

Utilizând un model tip vector autoregresiv, autorul relevă totodată slaba influență a variabilelor monetare în explicația fenomenului inflaționist în perioada analizată, pe de-o parte, datorită prezenței unei ponderi ridicate a prețurilor supuse controlului administrativ, iar pe de altă parte, datorită instabilității cererii reale de bani, în condițiile submonetizării economiei și ale existenței unui volum ridicat de arierate.

Două tipuri de modele de estimare a inflației (ARIMA și vector autoregresiv nerestricționat) sunt prezentate într-o lucrare recentă privind modelarea inflației (Elena Pelinescu și colaboratorii, 2003). Prin intermediul modelului de tip ARIMA, autorii modelează fenomenul inflaționist, ținând cont de evoluția din perioada anterioară, prezentând patru ecuații¹ ale căror rezultate au fost comparate pe baza criteriului de minimizare a abaterii standard. Rezultatele obținute conduc autorii la concluzia introducerii și a altor variabile explicative (cererea reală de bani, productivitatea muncii, variația prețului internațional al petrolului, deprecierea/aprecierea monedei naționale) pentru modelarea inflației, dată fiind complexitatea acestui fenomen în România.

Plecând, ca și alți autori menționați anterior, de la ecuația cererii de bani a lui Cagan, autorii au început investigația cu ajutorul unui VAR nerestricționat. În urma aplicării procedurii Johansen, s-au identificat trei ecuații de cointegrare pe termen lung, însă constrângând modelul să converge spre o singură ecuație, autorii au obținut un nou model (VECM) de forma:

$$\Delta cpi = -0,0934 + 3,4203(m-p) - 1,0852ip - 0,0258cs \quad (2.8)$$

unde literele mici reprezintă valorile logaritmice ale variației masei monetare reale ($m-p$), ale producției industriale (ip) și ale cursului de schimb real leu/coș (cs). Relația dintre cursul de schimb și indicele prețurilor bunurilor de consum apare diferită de teoria economică, semnul minus pare a fi ca urmare a aprecierii monedei europene față de dolarul american. Diferit de alte studii, nivelul coeficientului atașat variabilei monetare indică o legătură puternică din punct de vedere statistic între inflație și cererea reală de monedă, în concordanță cu teoria

¹ Cele 4 ecuații sunt:

$$CPII2 = 0,9106 + 0,9838AR(1) - 0,9700MA(12)$$

$$CPII2 = 1,2479 + 1,3521Ar(1) - 0,3693AR(2) - 0,1047MA(12)$$

$$D(CPII2) = -0,0105 + 0,3553AR(1) - 0,9673MA(12)$$

$$D(CPII2) = -0,0116 - 0,1571D1 + 0,1402D2 + 0,3519AR(1) - 0,9704MA(12).$$

monetară. Indicele producției industriale, *ip*, a fost utilizat ca un proxy pentru output, semnul fiind cel așteptat. Se remarcă faptul că intensitatea legăturii este mai slabă din punct de vedere statistic comparativ cu variabila monetară.

2.3. Alte modele ale inflației

O gamă diferită de modele sunt prezentate în studiul *Țintirea directă a inflației: o nouă strategie de politică monetară. Cazul României*¹, având în vedere că prin acestea specialiștii Băncii Naționale a României și-au propus să studieze posibilitatea prognozării inflației prin modele econometrice în condițiile unui regim de țintire a inflației. Pentru identificarea variabilelor economice ce determină inflația și pe baza cărora aceasta poate fi prognozată, s-au construit modele VAR bivariate și multivariate și s-au utilizat în acest sens testul Johansen de testare a cointegrării, testul de cauzalitate de tip Granger și funcțiile de impuls-răspuns. S-au construit astfel modele VAR bivariate utilizând seriile inflației (măsurate prin IPC, CORE1, CORE2 și CORE3) și seriile de date macroeconomice², serii construite pentru intervalul iunie 1997-decembrie 2001, iar pe baza rezultatelor modelelor bivariate au fost realizate modelele VAR multivariate pentru fiecare măsură a inflației (IPC, CORE1, CORE2, CORE3). Pentru cazul în care s-a utilizat ca variabilă endogenă IPC-ul, modelul cu rezultatele cele mai bune a fost acela cu patru lag-uri și a avut următoarele variabile explicative: masa monetară, cursul de schimb, dobânda la depozitele atrase de BNR și soldul bugetului de stat. Pentru modelul cu variabilă endogenă CORE1, rezultatele cele mai bune au fost obținute de cel cu patru lag-uri, care a cuprins următoarele variabile: masa monetară în sens larg (M2), rata reală a dobânzii la depozitele atrase de BNR, cursul de schimb nominal și soldul bugetului de stat, autorii subliniind faptul că legăturile obținute între inflația

¹ Studiul a fost realizat sub coordonarea dr. Cristian Popa, de un colectiv format din: Surica Rosentuler, Elena Iorga, Wilhelm Salater, Daniela Ruxandra Sasu, Adrian Ionuț Codirlaşu.

² IPC, CORE1 (CORE1=IPC-prețuri administrate), CORE2 (CORE2=CORE1-prețurile produselor sezoniere), CORE3 (CORE3=trimmed mean 23 la sută), indicii prețurilor administrate, indicii producției industriale, câștigul salarial mediu net și brut, indicii costului unitar al forței de muncă (1994=100), rata șomajului, indicii prețurilor de producție (IPPI), masa monetară în sens larg (M2) și cea în sens restrâns (M1), activele interne nete ale sistemului bancar, rata reală a dobânzii la depozitele atrase de BNR, randamentul titlurilor de stat, BUBOR 1M (valori reale), cursul de schimb nominal (lei/USD), soldul bugetului de stat ca procent din veniturile bugetare.

CORE1 și variabilele analizate sunt mai puternice decât cele obținute prin folosirea IPC-ului ca măsură a inflației. Înlocuind CORE1 cu CORE2 și, respectiv, CORE3 și păstrând celelalte variabile și numărul de lag-uri, autorii au construit modele VAR multivariate, concluzia fiind că legăturile existente între cele două măsuri ale inflației (CORE2 și CORE3) și variabilele macroeconomice sunt mai slabe decât cele puse în evidență în cazul utilizării CORE1.

Autorii consideră în final că prognozarea inflației prin intermediul modelelor econometrice “este prematură, dată fiind fragilitatea legăturilor dintre variabilele cu caracteristici de *leading indicators* și inflație (măsurată prin IPC, CORE1, CORE2, CORE3). O dată cu stabilizarea inflației pe palierul cu o singură cifră și consolidarea echilibrului macroeconomic, este însă previzibilă ameliorarea acestor relații și, prin urmare, posibilitatea utilizării instrumentului econometric pentru realizarea unor prognoze viabile pe termen mediu”.

Mugur Isărescu, Cornel Târhoacă, Lucian Croitoru (2003), utilizând modele bazate pe metoda celor mai mici pătrate (OLS) sau pe tehnici de cointegrare de tipul vectorului autoregresiv nerestricționat (UVAR), au relevat contribuția unor factori (masa monetară, dinamica producției industriale, rata șomajului, cursul de schimb, dobânda reală) asupra inflației, relevând totodată importanța componentei inerțiale (coeficient pozitiv, a cărui valoare ridicată - 0,94% - indică contribuția înaltă a acestei componente în evoluția viitoare a inflației). Autorii au calculat că ar fi nevoie de 22,4 ani pentru ca inflația să se reducă de la 40% la 10%, în condițiile în care productivitatea muncii, șomajul și prețurile externe nu s-ar modifica. De semnalat este corelația puternic negativă dintre inflație și șomaj, care explică eficacitatea relativ redusă a măsurilor monetare, fiscale și de control al salariilor utilizate pentru reducerea absorbției interne.

Urmând abordările teoretice ale lui Sargent și Wallace (1981), Buitter (1985), Drasen și Helpman (1990), Blanchard (1993), Van Wijnbergen (1991), Kawai și Manccini (1995) privind abordarea fiscală a inflației și implicațiile sustenabilității politicii fiscale asupra stabilității prețurilor, Budina și Wijnbergen (1997) discută rolul politicii fiscale în procesul tranziției, insistând asupra impactului negativ al nesustenabilității politicilor fiscale asupra stabilității macroeconomice și a inflației.

Într-un studiu recent, Daniel Dăianu și Radu Vrânceanu (2003), combinând diferențialele salariului cu un model standard WS/PS, oferă o explicație simplă inflației cronice din România. Ei ajung la concluzia că indexarea salarială, explicită sau implicită, nu este necesară într-o economie în restructurare, deoarece ”în condițiile unei indexări parțiale, rata inflației pe termen lung poate

fi destul de mare și impacturile unor mici șocuri pot fi amplificate” (p. 80). Analizând relația inflație-deprecierea monedei naționale, autorii relevă că, fără a invalida complet logica monetaristă, există o relație de cauzalitate în sensul Granger între inflație și rata de schimb, astfel încât un impuls de deviație standard a ratei de devalorizare și a ratei creșterii monetare determină accelerarea semnificativă a inflației, impactul maxim fiind resimțit după patru luni pentru masa monetară și trei luni pentru devalorizare.

Pentru România, relația între șomaj și creșterea nivelului general al prețurilor bunurilor de consum a fost estimată ca funcție de viteza procesului de restructurare, după modelul Aghion și Blanchard, într-un cadru teoretic NAIRU (A. Agapie, 2002, teză de doctorat; E. Pelinescu și alții, 2002). Utilizarea pentru rezolvarea modelului a unor algoritmi econometrici inteligenți, de tipul algoritmilor Simulated Annealing (SA), Repetitive Stochastic Guesstimation (RSG) și Repetitive Stochastic Bootstrapped Guesstimation (RSGBOOT), a permis relevarea dependenței negative dintre inflația așteptată și abaterile de la rata optimă a șomajului.

Interesantă este și abordarea propusă de G. Țurlea (2003), care pleacă de la ipoteza că “inflația interacționează reciproc cu fricțiunile de pe piața muncii prin intermediul unor negocieri între monopoli bilaterale desfășurate pe piețe ale muncii segmentate, în urma cărora se stabilesc ocuparea și salariile sectoriale”. Modelul de analiză utilizat pentru România adaptează un cadru teoretic consacrat - cel al echilibrului NAIRU/NAWRE de tip Layard-Nickel-Jackman - la caracteristicile economiei de tranziție. Utilizarea unui model multivariat VAR pentru analiza de cointegrare de tip Johansen în scopul identificării factorilor determinanți ai inflației pe termen lung conduce autoarea la concluzia că “măsurile de frânare a creșterii salariilor, cum ar fi impunerea unor limitări asupra creșterii salariilor sau chiar o politică monetară restrictivă în absența unei construcții instituționale paralele, vor sfârși într-o scădere a standardului de viață și a cererii și vor accentua lupta pentru valoarea adăugată” (G. Țurlea, 2003, p. 96). Aceste rezultate nuanțează concluziile FMI (2000), care evidențiază pentru România faptul că principalul factor determinant al inflației de bază (excluzând banii și prețurile administrate din indicii general al prețurilor) este costul total nominal pe unitatea de muncă (ULC), și susțin econometric rezultatele analizei lui Oprescu (1999), argumentând ideea că ULC nu este în economia românească de tranziție o sursă de inflație.

Bibliografie

- Bîlbîie, Florin O. (1999), "Analiza econometrică a politicilor monetare românești în perioada 1992-1998", *Oeconomica*, nr. 2-3/1999, IRLI, București
- Boțel, Cezar (iunie, 2002), "Cauzele inflației în România, iunie 1997-august 2001. Analiză bazată pe vectorul autoregresiv structural", *Caiete de studii*, nr. 11, BNR
- Budina, Nina; Maliszewski, Wojtek; De Menil, Georges; Țurlea, Geomina (October 2002), "Money, Inflation and Output in Romania, 1992-2000", *Working Paper*, 2002-15, DELTA
- Dăianu, Daniel; Vrânceanu, Radu (2003), "Cum să învingem inflația înaltă în România", în *Modificări structurale și performanța economică în România*, vol. 1, p. 73-118
- Dobrescu, Emilian (2002), *Tranziția în România. Abordări econometrice*, Editura Economică, București
- Isărescu, Mugur; Croitoru, Lucian; Târhoacă, Cornel (2003), "Politica monetară, inflația și sectorul real", în *Modificări structurale și performanța economică în România*, vol. 1, p. 47-72
- Oprescu, G. (1999), "The Labour Market in Romania", lucrare prezentată la conferința Băncii Mondiale *Romania 2000*, București, octombrie
- Pelinescu, E. (coordonator) (2003), *Inflația și modelarea acesteia*, Institutul de Prognostic Economică, București
- Pelinescu, E.; Scutaru, C. (2000), "Analysis of the Behaviour of Money Demand", în *Romanian Journal of Economic Forecasting*, No. 1-2, Romanian Academy, National Institute of Economic Research, Institute of Economic Forecasting, Bucharest
- Pelinescu, E.; Scutaru, C. (2001), "A Dynamic Model for the Analysis of Money Demand and Inflation in Romania", *Revue Roumaine des Sciences Economiques - Romanian Economic Review*, Editura Academiei Române, Tome 45, No. 1-2, Bucharest, p. 129-168
- Pelinescu, Elena (1999), "«Core» inflația în România: Aspecte metodologice", în *Oeconomica*, nr. 2-3/1999
- Pelinescu, Elena (coordonator) (2001), "Alternative ale determinării inflației de bază în România", *Studii și cercetări economice*, nr. 11/2001, CIDE, București, 2001
- Popa, C. și alții (2002), "Direct Inflation Targeting: A New Monetary Policy Strategy for Romania", *Occasional Papers*, 1
- *** (2001), "Romania - Selected Issues and Statistical Appendix", în *Country Report: Romania*, No. 01/16, January 2001, Washington, IMF

3. Aspecte privind utilizarea deflatorilor în estimarea evoluției veniturilor și consumului

Maria MOLNAR,
Maria POENARU,
Valentina VASILE

3.1. Introducere

Problema deflatorilor apare în toate situațiile în care este analizată evoluția în timp a indicatorilor monetari, fiind deosebit de importantă în condițiile unui nivel înalt al inflației.

Deflatorii sunt indici ai prețurilor utilizați *post factum* la:

- estimarea dinamicii veniturilor reale și a volumului fizic al consumului populației;
- ajustarea în raport cu inflația a veniturilor sau cheltuielilor de consum ale gospodăriilor în estimarea dimensiunilor inegalității și sărăciei.

Estimarea *evoluției veniturilor și cheltuielilor de consum*, în condițiile creșterii prețurilor, ridică două probleme de ordin teoretic și practic: alegerea deflatorului și estimarea acestuia.

Aceleași probleme apar și în cazul utilizării indicilor de prețuri în indexarea veniturilor. Sistemul de distribuție a veniturilor cuprinde și câteva elemente care presupun indexare în funcție de inflație: stabilirea salariului minim, indexarea salariilor negociate în cadrul contractelor colective sau individuale de muncă, indexarea prestațiilor sociale, indexarea veniturilor maxime până la care se acordă prestații sociale în cazul schemelor de protecție socială bazate pe testarea resurselor, precum și a grilelor de impozitare a veniturilor. Alegerea indicelui de prețuri adecvat și estimarea cât mai bună a acestuia sunt importante atât pentru protecția beneficiarilor împotriva efectelor inflației, cât și pentru echilibrul și eficiența sistemelor de protecție.

În prezent, în practica statistică, deflatorul utilizat în estimarea dinamicii veniturilor și consumului este indicele prețurilor de consum, indicele general sau indici speciali pentru salariul real și pensia reală.

3.2. Veniturile reale

Estimarea veniturilor reale este necesară pentru evaluarea evoluției veniturilor într-o perioadă față de o perioadă de bază, de fapt, a evoluției nivelului de bunăstare asigurat de venituri în perioada curentă față de perioada de bază, în condițiile modificării prețurilor. Concret, veniturile reale exprimă cantitatea de bunuri și servicii posibil de cumpărat cu veniturile din perioada curentă (în condițiile prețurilor din perioada curentă), evaluată la prețurile din perioada de bază.

Veniturile reale se calculează ca raport între veniturile nominale din perioada curentă (VN_t) și indicele care măsoară evoluția prețurilor de consum în perioada curentă față de perioada de bază ($IPC_{t/0}$):

$$VR_t = \frac{VN_t}{IPC_{t/0}} 100,$$

iar indicele veniturilor reale ca raport între veniturile reale astfel determinate și veniturile nominale din perioada de bază (VN_0):

$$IVR_{t/0} = \frac{VR_t}{VN_0} 100$$

sau ca raport între indicele veniturilor nominale și indicele prețurilor:

$$IVR_{t/0} = \frac{VN_t}{VN_0} \times IPC_{t/0}.$$

Întrucât în calculul indicelui prețurilor de consum un rol important îl joacă sistemul de ponderare, dat de structura cheltuielilor de consum ale gospodăriilor, definirea veniturilor reale trebuie ușor nuanțată, în funcție de tipul de indice al prețurilor utilizat. Astfel, dacă deflatarea se face cu indicele Laspeyres, Paasche sau Fisher, veniturile reale exprimă cantitatea de bunuri și servicii posibil de cumpărat cu veniturile din perioada curentă (în condițiile prețurilor din perioada curentă și ale structurii consumului din perioada de bază, respectiv ale structurii consumului din perioada curentă sau ale structurii din ambele perioade), evaluată la prețurile din perioada de bază.

3.2.1. Indicele costului vieții

Deflatorul considerat ideal pentru estimarea dinamicii veniturilor reale ale populației este *indicele costului vieții*. Acesta este un indice al prețurilor, al cărui conținut este diferit de cel al indicelui prețurilor de consum și a cărui estimare presupune câteva diferențe față de actuala metodologie de estimare a acestuia din urmă.

Este important de menționat însă că există cel puțin două puncte de vedere diferite referitoare la relația de ordin conceptual-metodologic dintre indicele costului vieții și indicele prețurilor de consum¹. În literatura anglo-saxonă, se consideră că indicele prețurilor de consum trebuie să fie un indice al costului vieții, diferența dintre ele derivând din dificultatea estimării acestuia din urmă, din soluțiile practice adoptate, care au îndepărtat indicele prețurilor de definiția sa teoretică. Acest punct de vedere stă la baza criticii dure a indicelui prețurilor de consum, calculat în SUA de Oficiul de Statistică a Muncii (Bureau of Labor Statistics), de către o comisie de consultanță desemnată de Comitetul pentru Finanțe al Senatului SUA (Comisia Boskin). În raportul comisiei² elaborat în anul 1996, se apreciază că indicele prețurilor de consum (de altfel, considerat ca cea mai bună măsură *disponibilă* a evoluției prețurilor) supraevaluează inflația³, sunt estimate “abaterile” indicelui prețurilor de consum față de ceea ce ar trebui să fie indicele costului vieții și se recomandă construirea unui indice al costului vieții ca obiectiv în domeniul măsurării prețurilor de consum.

În schimb, în Franța, se consideră că măsura evoluției prețurilor și cea a costului vieții sunt două lucruri diferite, prima fiind de natură obiectivă, bazată pe ipoteze formulate cu claritate, în timp ce a doua cuprinde elemente

¹ Glaude, M., Du bon usage des indices de prix à la consommation, “*Revue Française de Marketing*”, nr. 161, 1997; Pour comprendre l’indice des prix, “*INSEE Méthodes*”, nr. 81-82, 1998.

² Boskin, M.; Dulberger, E.; Griliches, R.; Gordon, R.; Jorgensen, D., Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living, *Final Report to the U.S. Senate Finance Committee (The Boskin Commission Report)*, December 4, 1996.

³ Se apreciază că indicele prețurilor de consum arată o inflație cu 1,1 puncte procentuale anual mai înaltă decât rata efectivă a inflației, ceea ce determină o mărire nejustificată a deficitului bugetar și a datoriei publice, urmare a indexării automate a prestațiilor sociale și a grilelor de impozitare.

subiective, care țin de determinarea unui buget minim¹, un buget normativ, discutabil și dificil de stabilit la nivelul de detaliere necesar.

În literatura anglo-saxonă, indicele costului vieții este indicele definit din perspectiva teoriei consumatorului drept “indice în condiții de utilitate constantă (*constant utility index*)”, considerat indice ideal al prețurilor.

Indicele costului vieții este definit drept indicele care măsoară variația cheltuielilor minime necesare pentru menținerea aceluiași nivel de utilitate a consumului în condițiile modificării prețurilor. Aceasta presupune raportarea costului a două coșuri diferite ca structură, la prețuri diferite, dar care au același nivel de utilitate (care asigură același nivel de bunăstare/același nivel de trai) în două perioade sau în două spații diferite, spre deosebire de indicele prețurilor de consum, care presupune compararea costului aceluiași coș, estimat la prețuri diferite.

Estimarea indicelui costului vieții implică luarea în considerare a modificărilor intervenite în comportamentul consumatorilor ca reacție la modificarea diferențiată a prețurilor, la apariția unor piețe noi, cu prețuri diferite, la modificarea calității produselor și la apariția de produse noi. Consumatorii cumpără mai puține produse ale căror prețuri cresc mai rapid, substituindu-le cu produse sau sortimente care satisfac aceleași nevoi, la prețuri care înregistrează creșteri mai mici, ceea ce înseamnă modificarea structurii consumului în favoarea acestora din urmă; de asemenea, își modifică locul în care se aprovizionează, dacă apar piețe cu prețuri mai mici (în supermarket-uri sau în târguri, de exemplu).

Problema care se pune în acest context este aceea a separării acelei creșteri a cheltuielilor care este impusă de menținerea aceluiași nivel de bunăstare de creșterea (sau scăderea) care însoțește ridicarea sau diminuarea bunăstării. Această separare se impune în evaluarea efectului asupra modificării costului vieții, atât în cazul substituirii unor produse sau sortimente cu altele, al modificării calității produselor și serviciilor existente în consum sau al intrării unor produse noi, cât și în condițiile deplasării consumatorilor spre alte piețe.

Necesitatea luării în considerare a nivelului de bunăstare presupune, de asemenea, o modalitate de cuprindere a bunurilor durabile în structura coșului de consum utilizat în calculul indicelui costului vieții diferită de cea practică în calculul indicelui prețurilor de consum. Este vorba de cuprinderea în cheltuielile de consum ale gospodăriilor, utilizate pentru ponderarea indicilor de

¹ Pour comprendre l'indice des prix, “*INSEE Méthodes*”, nr. 81-82, 1998.

prețuri, a valorii “imputate” a serviciului reprezentat de folosirea bunurilor durabile, și nu a cheltuielilor efectuate pentru cumpărarea acestora¹, precum și de includerea în cheltuielile de consum a așa-numitei “chirii imputate”, adică a valorii serviciului reprezentat de utilizarea locuinței aflate în proprietatea gospodăriei². Astfel de modificări în evaluarea consumului gospodăriilor populației se află în atenția statisticienilor, inclusiv în preocupările Eurostat legate de perfecționarea și armonizarea calculului indicatorilor veniturilor și consumului în țările Uniunii Europene. Adoptarea unor soluții practice de realizare a estimărilor necesare implică însă continuarea cercetărilor în acest domeniu.

Estimarea cheltuielilor pe care le implică menținerea standardului de viață implică și luarea în considerare a cheltuielilor suplimentare legate de modificările mediului fizic, social și economic. Astfel, iernile mai reci sau verile mai calde impun creșterea cheltuielilor cu energia termică sau electrică, modificări în structura consumului alimentar, în vestimentație etc., modificarea parametrilor de calitate și performanță ai produselor și serviciilor utilizate pentru satisfacerea nevoilor. De asemenea, înrăutățirea stării de sănătate, ca urmare a poluării, extinderea SIDA și a tuberculozei, creșterea incidenței cancerului etc. determină creșterea costului îngrijirii sănătății, implicit ca urmare a unor produse și servicii terapeutice noi, după cum de creșterea criminalității este legată nevoia unor măsuri speciale de protecție (încuietori și dispozitive de alarmă, servicii de asigurări și de pază etc.). Evident, luarea în considerare a unor astfel de modificări în structura consumului, care aparent contribuie la îmbunătățirea calității vieții, fiind de fapt legate de contracararea efectelor negative ale unor factori externi, presupune găsirea unor soluții metodologice adecvate.

Teoretic, calculul indicelui costului vieții presupune utilizarea unei funcții de utilitate care optimizează datele, adică o funcție conform căreia, pentru fiecare observație, cantitatea cumpărată de consumator este optimă în raport cu prețurile.

¹ *Acestea ar trebui să fie tratate ca investiții.*

² *În cheltuielile de consum pe baza cărora se determină ponderile utilizate în calculul indicelui prețurilor de consum este inclusă numai chiria efectiv plătită de gospodăriile care ocupă locuințe închiriate.*

Conform teoriei referitoare la indicele costului vieții¹, calculul acestuia necesită o funcție de utilitate care optimizează cantitățile cumpărate în raport cu prețurile:

$U(q_t) = \max\{U(q), q \in R_+^n, p_t q \leq p_t q_t\}$ pentru toate perioadele $t \in E$, ceea ce înseamnă că, în fiecare perioadă t , coșul q_t trebuie să fie optim (din punctul de vedere al utilității) în raport cu vectorul prețurilor și restricția referitoare la cheltuieli.

$p_t q_t \cdot p_t = (p_t^s)_{s \in S} \in R_{++}^n$ și $q_t = (q_t^s)_{s \in S} \in R_+^n$ sunt vectorii prețurilor și cantităților pentru o mulțime S de n varietăți s (diferite produse vândute în diferite piețe/magazine) și o mulțime finită E de perioade $t = 1, \dots, T$.

R_+^n reprezintă mulțimea numerelor reale nenegative, iar R_{++}^n mulțimea numerelor pozitive.

Indicele costului vieții în perioada t' față de t , la un nivel dat de utilitate u , este definit ca raport a două niveluri de cheltuieli: cheltuielile minime care permit consumatorului să atingă nivelul de utilitate u în perioadele t' și t la prețurile $p_{t'}$ și p_t .

Costul minim al atingerii nivelului de utilitate u în condițiile unui sistem de prețuri p este:

$$C_U(u, p) = \min\{pq, U(q) \geq u\},$$

iar indicele costului vieții:

$$ICV_{t'/t}(U, u) = C_U(u, p_{t'}) / C_U(u, p_t).$$

S-a demonstrat, pe baza teoriei “preferințelor revelate”, că determinarea indicelui costului vieții poate fi făcută pe baza unor funcții de utilitate omogenă, care evită dependența de nivelul standard de utilitate u (a cărui stabilire este practic imposibilă) și au fost determinate formule de calcul ale indicilor costului vieții corespunzătoare diferitelor funcții de utilitate. Astfel, indicele derivat dintr-o funcție Cobb-Douglas este o medie geometrică ponderată a indicilor individuali, iar indicele Fisher este asociat unei funcții pătratice de utilitate.

¹ F. Magnien, J. Pognard, Non-parametric approach to the cost-of-living index, INSEE, “Actes des journées de méthodologie statistique”, 4 et 5 décembre 2002, tome 2.

Calculul indicilor costului vieții pe baza funcțiilor de utilitate este mai degrabă o problemă de ordin teoretic decât practic; dezvoltările teoretice în acest domeniu au contribuit la fundamentarea unor soluții de ordin practic, pentru apropierea indicelui prețurilor de consum de conținutul indicelui costului vieții, iar aplicațiile pe date, realizate pe exemplul unor produse, au avut în principal un caracter demonstrativ¹.

Cercetările realizate în domeniul indicilor au demonstrat², așa cum se arată și în raportul Boskin, că, la nivelul superior de agregare, în construcția indicelui costului vieții, se obține o “excelentă aproximare” a acestuia prin utilizarea unui indice “superlativ” în locul indicelui Laspeyres, construit cu ajutorul ponderilor din perioada de bază. În calculul indicelui superlativ se utilizează ponderile din ambele perioade, atât cea de bază, cât și cea curentă, potrivit unei formule de interpolare. Primul indice de acest tip este indicele “ideal” propus de Fisher, care se calculează ca medie geometrică a indicilor Laspeyres și Paasche, primul cu ponderi din perioada de bază, al doilea cu ponderi din perioada curentă. Un alt indice (numit Tornqvist, după numele unuia dintre cei care l-au propus) se calculează ca medie a ratelor de creștere a prețurilor, ponderate cu media ponderilor din cele două perioade.

S-a demonstrat, de asemenea, că, la nivelul inferior de agregare a indicilor de preț, în absența informațiilor referitoare la cantitățile cumpărate sau la cheltuielile efectuate, o bună aproximare a indicelui costului vieții se poate obține prin utilizarea mediei geometrice a indicilor individuali.

În **România**, progresele înregistrate de statistica oficială în rafinarea instrumentelor de măsurare a evoluției prețurilor (aplicarea mediei geometrice la nivelul inferior de agregare, modificarea anuală a ponderilor de bază, metoda de calcul a seriilor de indici, calculul indicelui armonizat al prețurilor etc.) apropie

¹ Diewert, W.E.; Parkan, C., Test for Consistency of Data, “*Journal of Econometrics*”, vol. 30, 1985; Manser, M.E.; McDonald, R.J., An analysis of substitution biases in measuring inflation, 1959-85, “*Econometrica*”, vol. 56, nr. 4, 1988; Magnien, F.; Pognard, J., Non-parametric approach to the cost-of-living index, INSEE, “*Actes des journées de méthodologie statistique*”, 4 et 5 décembre 2002, tome 2; Viglino, L., Le concept unificateur des indices de prix et proposition d’un nouvel indice, INSEE, “*Actes des journées de méthodologie statistique*”, 4 et 5 décembre 2002, tome 2.

² Diewert, W.E., Exact and Superlative Index Numbers, “*Journal of Econometrics*”, vol. 4, nr. 2, 1976.

indicele prețurilor de consum de unele dintre exigențele estimării indicelui costului vieții, oferind câteva elemente de bază ale demersului necesar estimării unui astfel de indice. Construcția, alături de indicele prețurilor de consum, a unui indice mai apropiat de indicele costului vieții, care să stea la baza calculului veniturilor reale, ar presupune utilizarea, la nivelul superior de agregare, a indicilor Fisher sau Tornqvist, în care ponderile să fie determinate pe baza cheltuielilor totale de consum ale gospodăriilor, inclusiv contravaloarea consumului de produse agroalimentare din resurse proprii, precum “chiria imputată” aferentă locuințelor ocupate de proprietari.

Estimarea indicelui costului vieții sau a unui indice al prețurilor care să fie cât mai apropiat de definiția acestuia este un obiectiv a cărui realizare presupune continuarea cercetărilor în vederea găsirii celor mai bune soluții la problemele de ordin teoretic și practic pe care aceasta la ridică.

3.2.2. Deflatori diferențiați pe categorii de venituri

În practica statistică, se utilizează deflatori diferiți pentru estimarea salariului mediu real și a pensiei medii reale. În aceste cazuri, deflatorul este construit pe baza prețurilor colectate pentru calculul indicelui general al prețurilor de consum și a structurii cheltuielilor de consum (mai precis, a cheltuielilor bănești de consum) ale gospodăriilor de salariați (care au drept cap al gospodăriei un salariat), respectiv a structurii cheltuielilor de consum ale gospodăriilor de pensionari (care au drept cap al gospodăriei un pensionar).

Întrucât există diferențe relativ mari în structura consumului, atât între cele două categorii de gospodării, cât și față de celelalte categorii (patroni, lucrători pe cont propriu, agricultori și șomeri), indicele salariului real și cel al pensiei reale diferă de indicii care ar fi rezultat prin deflatarea cu indicele general al prețurilor. Astfel, indicii salariului real calculat cu indicele general al prețurilor sunt de 96,4% în 2000, 104,9% în 2001 și 102,4% în 2002, iar cei calculați cu indicele de prețuri specific gospodăriilor de salariați sunt de 104,6%, respectiv, 104,9% și 102,1%. Indicii pensiei medii reale sunt de 106,5% în 2001 și 102,3% în 2002, dacă sunt estimați cu ajutorul indicelui general al prețurilor, și de 105,6% și, respectiv, 103,5%, dacă sunt estimați pe baza indicelui de prețuri specific gospodăriilor de pensionari.

În condițiile în care există diferențe mari în ceea ce privește structura cheltuielilor de consum ale diferitelor tipuri de gospodării, iar prețurile

bunurilor și serviciilor înregistrează rate diferite de creștere, calculul unor indici de prețuri specifici diferitelor categorii de gospodării (pe baza structurii cheltuielilor totale de consum ale acestora, inclusiv a consumului din resurse proprii) și utilizarea acestora ca deflatori în estimarea veniturilor reale ale gospodăriilor pot oferi estimății mai bune cu privire la evoluția veniturilor reale ale diferitelor categorii de gospodării.

Calculul ar putea fi făcut separat:

- pentru gospodăriile grupate după statutul ocupațional al capului gospodăriei (salariat, patron, lucrător pe cont propriu în activități neagricole, agricultor, șomer, pensionar, alt statut);
- pentru unele categorii de gospodării (salariat și pensionar) separat pe cele două medii de rezidență (urban și rural);
- eventual, în cadrul mediului urban, pe două categorii: orașe mari (cu peste 200 mii de locuitori) și orașe de dimensiuni medii și mici (sub 200 mii de locuitori).

Estimarea indicelui veniturilor medii reale pe categorii de gospodării și pe total poate fi realizată potrivit următorului algoritm:

- constituirea a 11 grupe de gospodării;
- determinarea structurii cheltuielilor medii de consum ale gospodăriilor din fiecare grupă, pe baza informațiilor colectate prin ancheta bugetelor de familie (ABF), în anul curent și în anul de bază;
- calculul indicilor de prețuri specifici fiecărei grupe de gospodării, conform algoritmului aplicat la calculul indicelui general al prețurilor de consum, utilizând media ponderilor din anul curent și cel de bază;
- calculul veniturilor nete ale fiecărei gospodării înregistrate în anul curent (în cadrul ABF), prin însumarea veniturilor bănești (realizate din salarii, din agricultură, din activități neagricole pe cont propriu, din proprietate, din prestații sociale și din alte surse) cu veniturile reprezentând contravaloarea consumului de produse agroalimentare din resurse proprii și cea a bunurilor și serviciilor obținute gratuit sau cu plată redusă de salariați și de beneficiarii de prestații sociale, din care se scad impozitele pe venit, contribuțiile de asigurări sociale, alte impozite și taxe;

-
- calculul veniturilor reale ale fiecărei gospodării (la prețurile perioadei de bază) prin deflatarea veniturilor nete ale acesteia cu indicele de prețuri (deflatorul) specific grupei de gospodării din care face parte;
 - estimarea mediei veniturilor reale pe fiecare grupă și pe total gospodării (medie ponderată cu coeficientul de extindere atașat fiecărei gospodării din eșantionul ABF);
 - raportarea mediei veniturilor reale astfel calculate (veniturile reale medii din anul curent) la media veniturilor nominale din anul de bază, pe fiecare grupă și pe total gospodării.

Estimarea mediei veniturilor reale pe grupe de gospodării poate fi făcută și prin calculul mediei veniturilor nominale din anul curent și raportarea acesteia la deflatorul specific grupei respective. În acest caz, media veniturilor reale pe total gospodării se calculează ca medie ponderată a mediilor grupelor, ponderea fiecărei grupe fiind egală cu suma coeficienților de extindere aferenți gospodăriilor din grupa respectivă.

Prima variantă a algoritmului de calcul al veniturilor reale este mai convenabilă, întrucât, o dată ce au fost estimate veniturile reale ale fiecărei gospodării, media acestora și indicele veniturilor reale pot fi estimate și pe alte grupe de gospodării, în funcție de interesul analizei (după mărime, după numărul de copii aflați în întreținerea gospodăriei, după tipul de gospodărie, după sexul, vârsta, starea civilă sau nivelul de instruire ale capului gospodăriei, pe regiuni¹).

Calculul veniturilor reale, al mediei acestora și al indicilor poate fi făcut atât pentru totalul veniturilor, cât și pe componente ale acestora, cu mențiunea că în ambele situații se utilizează aceiași deflatori, cei estimați la nivelul grupelor de gospodării.

3.3. Evoluția consumului populației

Consumul populației, unul dintre principalii indicatori sintetici ai nivelului de trai, este estimat pe baza cheltuielilor de consum ale gospodăriilor,

¹ *Evident, dacă între regiuni există diferențe mari în ceea ce privește structura consumului, derivate din modele (preferințe) de consum diferite, se pune problema calculului unor deflatori regionali, care să fie utilizați în estimarea indicilor veniturilor reale pe fiecare regiune.*

înregistrate în cadrul anchetei bugetelor de familie. Acestea însumează cheltuielile efectuate de gospodării pentru cumpărarea de bunuri alimentare și nealimentare și pentru plata serviciilor, precum și contravaloarea consumului din resurse proprii și a bunurilor și serviciilor pe care salariații și beneficiarii de prestații sociale le primesc ca plată în natură sau gratuit¹.

Analiza evoluției în timp a consumului presupune estimarea indicilor volumului fizic al consumului, prin deflatarea cheltuielilor de consum cu indicii prețurilor.

Deflatarea cheltuielilor de consum, a totalului acestora poate fi realizată cu ajutorul unui indice general al prețurilor de consum construit pe baza structurii cheltuielilor totale de consum (nu numai a celor bănești, așa cum este construit indicele prețurilor de consum).

În *Manualul Eurostat privind măsurarea prețurilor și volumului în contabilitatea națională*² se recomandă însă deflatarea componentelor consumului cu indicii parțiali ai prețurilor aferenți fiecărei componente, precizându-se că deflatarea componentelor cheltuielilor de consum cu un indice general al prețurilor sau cu un indice general al costului vieții nu este recomandată. Astfel, pentru consistența evaluării, fiecare componentă a cheltuielilor de consum înregistrate în anul curent este deflatată cu indicele de prețuri corespunzător, rezultând o estimăție a volumului fizic al acestei componente a consumului din perioada curentă evaluat la prețurile perioadei de bază. Valoarea rezultată se raportează la valoarea înregistrată pentru aceeași

¹ *Necesitatea apropierei indicatorului statistic care estimează consumul de deținerea acestuia ca măsură a bunăstării impune unele modificări ale conținutului acestuia comparativ cu actualul indicator al cheltuielilor de consum. Acestea privesc, în special, includerea "chiriei imputate" aferente utilizării locuinței ocupate de proprietari, cuprinderea în cheltuielile de consum a contravalorii serviciului reprezentat de utilizarea bunurilor durabile în locul cheltuielilor efectuate pentru cumpărarea acestora. Ar fi necesară, de asemenea, cuprinderea în consumul gospodăriilor a contravalorii consumului gratuit de servicii de educație, sănătate, cultură etc., inclus în consumul final individual efectiv al gospodăriilor populației din conturile naționale. Aceste modificări ale indicatorului consumului presupun însă punerea la punct a unor metode adecvate de estimare (imputare la nivelul gospodăriilor) a componentelor propuse spre includere în cheltuielile de consum.*

² *European Commission, Eurostat, Handbook on price and volume measures in national accounts, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg, 2001.*

componentă în perioada de bază (la cheltuielile de consum efectiv înregistrate pentru produsul sau grupa pe produse care formează componenta respectivă) și se obține indicele de volum aferent componentei. Suma valorilor rezultate în urma deflării tuturor componentelor, reprezentând o estimatie a consumului fizic din perioada curentă evaluat la prețurile din perioada de bază, se raportează la cheltuielile totale de consum din perioada de bază, obținându-se indicele de volum al consumului total al populației.

În calcul se utilizează media cheltuielilor de consum pe gospodărie sau pe o persoană, estimată pe baza informațiilor colectate prin ancheta bugetelor de familie, pe total și pe componente. Estimarea cheltuielilor de consum și a indicilor volumului consumului poate fi făcută pe total și pe diferite categorii de gospodării.

În manual se recomandă ca indicii de volum să fie calculați potrivit formulei Laspeyres, iar indicii de preț pe componente ale consumului, utilizați pentru deflatare, să fie construiți din indicii subcomponentelor prin formula Paasche. Se menționează însă că, dacă gradul de detaliere este suficient, indicii Laspeyres (utilizați în calculul indicilor agregați de preț) pot oferi o aproximare rezonabilă a indicilor Paasche.

Evident, rezultatul estimării indicelui de volum al consumului diferă în funcție de nivelul de agregare al cheltuielilor de consum și al deflatorilor. Conform rezultatelor unui calcul efectuat demonstrativ pe datele referitoare la cheltuielile bănești de consum din 1995 și 2000 (pentru care am dispus de informații detaliate), indicele de volum al cumpărărilor de bunuri și servicii de consum 2000/1995 este de:

- 69,4%, dacă este calculat prin deflatarea cheltuielilor bănești totale cu indicele general al prețurilor;
- 72,2%, dacă este calculat prin deflatarea celor trei grupe mari de cheltuieli bănești (pentru mărfuri alimentare, nealimentare și servicii) cu indicii de preț aferenți celor trei componente ale cheltuielilor de consum;
- 71,9%, dacă este calculat prin deflatarea principalelor grupe de produse alimentare, nealimentare și servicii¹ (anexa 3.1).

¹ În acest caz, indicii volumului fizic al celor trei componente ale consumului (calculați prin deflatarea cheltuielilor efectuate pe subcomponente cu indicii de preț corespunzători) sunt 83,5% la mărfuri alimentare, 63,9% la mărfuri nealimentare și 52,0% la servicii, spre deosebire de cei calculați prin deflatarea totalului

Indicele volumului fizic al consumului în 2000 față de 1995 este de 71,7%, dacă este calculat prin deflatarea cheltuielilor totale de consum cu indicele general al prețurilor, și de 73,7%, dacă este calculat prin deflatarea celor trei componente ale cheltuielilor de consum (alimentar, nealimentar și de servicii) la indicii de preț aferenți celor trei componente. Indicele de volum al consumului în 2002 față de 2001 este de 102,9%, dacă deflatarea se face pe total cheltuieli de consum, de 100,4%, dacă deflatarea se face pe consum alimentar, nealimentar și de servicii, și de 104,0%, dacă deflatarea se face pe cele 12 grupe de bunuri și servicii din COICOP (alimente și băuturi nealcoolice; băuturi alcoolice și tutun; îmbrăcăminte și încălțăminte; întreținerea locuinței, apă, electricitate, gaze și alți combustibili; mobilier și echipament casnic, inclusiv reparații; sănătate; transport; comunicații; odihnă, recreere și cultură; educație; hoteluri, cafelele și restaurante; diverse bunuri și servicii).

3.4. Utilizarea deflatorilor în estimarea inegalității și a sărăciei

Estimarea indicatorilor inegalității și sărăciei presupune compararea nivelului de bunăstare de care dispun membrii societății. Aceasta pune, între altele, problema comparabilității indicatorilor monetari de bunăstare (venituri disponibile sau cheltuieli de consum) aferenți gospodăriilor cercetate în cadrul anchetei bugetelor de familie în diferite perioade sau în spații diferite, atunci când se înregistrează modificări ale prețurilor în timp sau diferențe în plan teritorial între prețuri.

Problema comparabilității în timp a veniturilor și cheltuielilor gospodăriilor care formează eșantionul ABF derivă din faptul că acest eșantion, format din 36 mii de gospodării, este cuprins în cercetare în 12 valuri lunare, în fiecare lună fiind cercetate 3 mii de gospodării. În condițiile inflației, cu deosebire ale unei inflații puternice, puterea de cumpărare a aceluiași venit înregistrat la începutul și la sfârșitul anului diferă, după cum cantitatea de bunuri și servicii acoperită de același nivel al cheltuielilor de consum în două perioade diferite ale anului nu mai este aceeași.

Pentru asigurarea comparabilității în plan temporal, indicatorii monetari sunt ajustați în raport cu inflația, fie prin deflatarea veniturilor/cheltuielilor înregistrate la gospodăriile cercetate în diferite luni ale anului cu indici de

cheltuielilor efectuate pe fiecare din cele trei componente cu indicii de preț aferenți: 82,7%, respectiv, 66,0% și 50,3%.

prețuri estimați pentru fiecare lună față de ianuarie, fie prin inflatarea veniturilor/cheltuielilor cu indici de prețuri estimați pentru decembrie față de fiecare lună a anului. Astfel, veniturile/cheltuielile fiecărei gospodării din eșantion sunt recalculat la prețurile lunii ianuarie sau decembrie.

Veniturile sau cheltuielile astfel ajustate¹ servesc la identificarea gospodăriilor sărace (fiind comparate cu pragul sărăciei, estimat la prețurile din ianuarie sau decembrie) și la calculul parametrilor care măsoară incidența, profunzimea și severitatea sărăciei. Aceiași indicatori ajustați la nivelul fiecărei gospodării stau la baza grupării gospodăriilor sau a populației (persoanelor din gospodării) pe quintile, decile sau semidecile și a estimării indicatorilor inegalității (raportul dintre veniturile sau cheltuielile ce revin quintilelor sau decilelor extreme, S80/S20 sau D10/D1; coeficientul Gini, indicele Theil, indicii Atkinson etc.).

Aceeași problemă de comparabilitate generată de inflație apare atunci când se utilizează informațiile colectate prin ABF în mai mulți ani, pentru analiza evoluției în timp a parametrilor sărăciei. În acest caz, pragul de sărăcie se calculează la prețurile din luna ianuarie a primului an sau luna decembrie a ultimului an, iar veniturile/cheltuielile gospodăriilor cercetate de-a lungul întregii perioade se deflatază sau se inflatază pentru a fi recalculat la prețurile aceleiași luni. O soluție alternativă este inflatarea pragului calculat la prețurile primei luni sau deflatarea celui calculat la prețurile ultimei luni, obținându-se astfel o serie de valori ale pragului recalculat la prețurile fiecărei luni, cu care se compară veniturile/cheltuielile gospodăriilor înregistrate în fiecare lună.

Inflatarea sau deflatarea pragului sărăciei este necesară și în cazul în care sărăcia este evaluată pe baza informațiilor privind veniturile anuale ale gospodăriilor, colectate prin anchete realizate concomitent pentru toate gospodăriile din eșantion². Analiza evoluției parametrilor sărăciei de-a lungul unei perioade de mai mulți ani presupune inflatarea pragului calculat pe baza datelor înregistrate în primul an cu indicii anuali ai prețurilor, corespunzător

¹ Indicatorii sunt ajustați, de asemenea, în raport cu dimensiunea și structura gospodăriei, prin utilizarea unei scale de echivalență, după ce în prealabil au fost prelucrați în vederea asigurării consistenței și comparabilității sub aspectul conținutului, prin excluderea unor componente sau prin includerea altora.

² O astfel de anchetă este Ancheta asupra veniturilor și condițiilor de viață (EU-SILC), realizată anual, începând cu 2004-2005, în toate țările Uniunii Europene și care este proiectată de Institutul Național de Statistică pentru anul 2005.

fiecăruia din următorii ani ai perioadei, sau deflatarea pragului calculat pe baza datelor înregistrate în ultimul an al perioadei cu indicii anuali ai prețurilor.

3.4.1. *IPC versus alți deflatori*

Evident, calitatea ajustării depinde de deflatorul utilizat, de corespondența acestuia cu conținutul indicatorului ajustat și de condițiile în care funcționează sistemul de prețuri, de luarea în considerare a structurii modelului de consum, ajustarea având drept obiectiv asigurarea comparabilității nivelurilor de bunăstare asigurate de venituri sau cheltuieli de consum diferite în condițiile modificării prețurilor, eventual ale existenței unor prețuri diferite și/sau ale modificării diferențiate a prețurilor în plan teritorial.

În general, deflatorul utilizat pentru ajustarea veniturilor sau cheltuielilor de consum, în contextul estimării inegalității și sărăciei, este indicele prețurilor de consum (IPC). Dincolo de problemele în discuție legate de faptul că IPC este un indice Laspeyres, iar deflatarea veniturilor și cheltuielilor ar necesita construirea unor indici Fisher/Tornqvist, respectiv, Paasche, utilizarea IPC a fost considerată improprie și din cauza diferenței dintre sfera de cuprindere a cheltuielilor și veniturilor gospodăriilor (care includ și consumul din resurse proprii) și cea a cheltuielilor utilizate pentru ponderare în construcția IPC (exclusiv cheltuielile bănești de consum). Rezervele unor cercetători referitoare la utilizarea IPC sunt legate și de faptul că indicele general al prețurilor nu evidențiază diferențierea teritorială (pe medii de rezidență și pe regiuni) a nivelului și a evoluției prețurilor¹.

În contextul reevaluării metodologiei de măsurare a sărăciei, realizată în anul 2001 de un grup de experți sub egida Comisiei Anti-Sărăcie și Promovare a Incluziunii Sociale, deflatorul utilizat pentru ajustarea cheltuielilor de consum ale gospodăriilor a fost construit diferențiat pe cele două medii de rezidență (urban și rural), pe baza informațiilor referitoare la prețuri, colectate prin ancheta asupra prețurilor de consum, și a structurii cheltuielilor totale de consum (inclusiv consumul din resurse proprii) ale gospodăriilor din cele două medii de rezidență din anul la care se referă analiza sărăciei. Conform estimărilor realizate pe datele din anul 1999 (anexa 3.2), rata sărăciei este ușor

¹ Sahn, D.E., A Poverty Profile in Romania, în: "OECD, Labour Market and Social Policies in Romania", 2000; Sahn, D.E., Poverty Profile without Poverty Lines: Romania, 1994 to 1997, "Working paper", World Bank, 2001; Banca Mondială, România: Raport de evaluare a sărăciei, 2003.

mai mică în cazul utilizării deflatorilor pe medii de rezidență, atât la gospodării (13,57% față de 14,01%), cât și la persoane (18,05% față de 18,50%)¹. În schimb, rata sărăciei din mediul urban este mai mare în cazul utilizării deflatorilor pe medii de rezidență decât în cel al utilizării IPC, iar diferența dintre ratele estimate pe medii de rezidență este mai mică în primul caz decât în al doilea. Utilizarea indicelui general al prețurilor pentru deflatarea cheltuielilor de consum ale gospodăriilor din ambele medii de rezidență amplifică incidența sărăciei în mediul rural și o minimizează pe cea din mediul urban.

Un alt mod de ajustare a cheltuielilor de consum, aplicat în evaluarea sărăciei în cadrul unui raport recent al Băncii Mondiale privind sărăcia în România, constă în deflatarea separată a celor trei componente ale cheltuielilor de consum (alimentar, nealimentar și de servicii) cu indicii parțiali ai prețurilor de consum aferenți celor trei componente. În acest fel, deflatorul implicit se bazează pe luarea parțială în considerare a structurii cheltuielilor de consum ale fiecărei gospodării. Ratele sărăciei estimate prin utilizarea acestui sistem de ajustare (la nivelul anului 1999) sunt mai mici decât cele rezultate prin aplicarea celorlalți doi indicatori (13,27% la gospodării și 17,75% la persoane). Ratele estimate pentru mediul urban sunt, de asemenea, mai mici în acest caz; în schimb cele calculate pentru mediul rural sunt mai mici decât cele estimate pe baza IPC și mai mari decât cele estimate cu deflatorii pe medii de rezidență.

Experții Băncii Mondiale² propun utilizarea unor deflatori diferiți pe regiuni și pe medii de rezidență, care să reflecte atât diferențele în structura consumului, cât mai ales diferențele în nivelul prețurilor; mai mult, propun utilizarea unor indici teritorialii ai prețurilor, care să fie utilizați pentru ajustarea cheltuielilor de consum în raport cu diferențele teritoriale de cost al vieții.

Astfel de indici au fost calculați pe baza “valorilor unitare” ale bunurilor (alimentare, în special) pentru care anchetele înregistrează atât consumul fizic, cât și cheltuielile aferente. În cazul acestor bunuri se calculează pentru fiecare gospodărie valoarea unitară (ca raport între cheltuieli și cantitatea consumată), care este asimilată prețului produsului respectiv. Raportul dintre mediana

¹ *Ponderea gospodăriilor aflate sub pragul de sărăcie în total gospodării, respectiv, ponderea persoanelor din gospodăriile aflate sub pragul sărăciei în total populație.*

² *Chen, S.; Ravallion, M., Data in Transition: Assessing Rural Living Standards in Southern China, “China Economic Review”, vol. 7, 1/1996; Sahn, D.E., A Poverty Profile of Romania, în OECD, “Labour Market and Social Policies in Romania, 2000”; Deaton, A.; Zaidi, S., Guidelines for Constructing Consumption Aggregates for Welfare Analysis, Banca Mondială.*

acestor valori unitare înregistrate de gospodăriile dintr-o anumită regiune și mediana celor înregistrate la nivel național este asimilat unui indice teritorial al prețului pentru produsul respectiv, iar raportul dintre mediana valorilor unitare înregistrate de toate gospodăriile dintr-o anumită regiune în perioada curentă și în perioada de bază este asimilat unui indice care exprimă evoluția prețului produsului respectiv în acea regiune.

Prin agregarea indicilor astfel calculați se estimează indicele care măsoară evoluția prețurilor la produsele alimentare într-o anumită regiune. Astfel de “indici regionali ai prețurilor produselor alimentare”, calculați pe baza datelor Anchetei integrate în gospodăria (AIG) din 1999, au fost utilizați experimental pentru ajustarea cheltuielilor pentru consumul alimentar al gospodăriilor cuprinse în eșantionul AIG (16 indici calculați pentru cele două medii de rezidență în fiecare din cele opt regiuni de dezvoltare). Cheltuielile pentru mărfuri nealimentare și servicii (pentru care nu există înregistrări referitoare la cantitățile consumate) au fost ajustate cu indicii prețurilor de consum aferente celor două componente ale consumului.

Ratele sărăciei estimate pe baza datelor ajustate cu deflatorii regionali sunt foarte apropiate de cele estimate în condițiile utilizării deflatorilor pe medii de rezidență. Pe medii de rezidență și pe regiuni, există diferențe mai mari sau mai mici față de ratele calculate cu alți deflatori.

Metoda a fost aplicată și de D. Sahn¹ (ca alternativă la ajustarea cu IPC), care a construit indici regionali Laspeyres ai prețurilor de consum, prin agregarea indicilor regionali ai prețurilor produselor alimentare construiți pe baza valorilor unitare cu indicii de prețuri de consum pentru produse nealimentare și servicii, utilizând ponderea celor trei componente în consumul total al populației.

Întrucât diferențele dintre valorile unitare reflectă și diferențe de calitate, nu numai de preț, Sahn a utilizat pentru fiecare gospodărie valori unitare ajustate cu ajutorul unei funcții de regresie propuse de S. Chen și M. Ravallion²:

$$\log P_{ij} = \alpha_i + \beta_{zi} \log Y_i / N_j + \beta_{zi} [\log(Y_j / N_j)]^2 + \gamma_i R_j + \gamma_i D_j + \pi_i E_j + E_{ij},$$

¹ Sahn, D.E., A Poverty Profile in Romania, în: “OECD, Labour Market and Social Policies in Romania, 2000”; Sahn, D.E., Poverty Profile without Poverty Lines: Romania, 1994 to 1997, “Working paper”, World Bank, 2001.

² Chen, S.; Ravallion, M., Data in Transition: Assessing Rural Living Standard in Southern China, “China Economic Review”, vol. 7, nr. 1, 1996.

unde P_{ij} reprezintă valoarea unitară a produsului i la gospodăria j ;

Y_j - cheltuielile de consum ale gospodăriei j ;

N_j - dimensiunea gospodăriei;

R - un vector de variabile regionale dummy;

E - un vector de variabile dummy privind educația capului gospodăriei;

D - un vector de variabile demografice.

3.4.2. Deflatori estimați pe baza “valorilor unitare”

S. Deaton și S. Zaidi¹ propun o metodă de estimare a indicilor de preț derivați din “valorile unitare”, pentru ajustarea cheltuielilor de consum ale gospodăriilor în raport cu diferențele în costul vieții:

- indici Paasche, recomandați în deflatarea cheltuielilor de consum, potrivit conceptului de utilitate măsurată în bani (*money metric utility*), conform căruia nivelul de trai este măsurat prin banii necesari pentru susținerea lui;
- indici Laspeyres, potriviți pentru ajustarea cheltuielilor de consum conform conceptului de bunăstare relativă (*welfare ratio*), care măsoară bunăstarea ca multiplu al pragului de sărăcie.

Ambii indici sunt calculați prin agregarea indicilor calculați pe produse și grupe de produse, prin raportarea “valorii unitare” p_i^g a produsului i consumat în gospodăria g la o valoare unitară de bază a aceluiași produs p_i^0 . Valoarea unitară de bază poate fi orice valoare arbitrar stabilită, nu foarte diferită de cele efectiv observate. Sugestia este de a utiliza mediana valorilor observate sau prețul mediu înregistrat în cadrul anchetei privind prețurile.

Indicele Paasche poate fi calculat pe baza valorilor unitare ale produselor și a ponderii produselor în bugetul gospodăriei, după formula:

$$P_p^g = \frac{I}{\sum w_i^g \frac{p_i^0}{p_i^g}}$$

¹ Deaton, A.; Zaidi, S., Guidelines for Constructing Consumption Aggregates for Welfare Analysis, *Banca Mondială*.

sau după o formulă de aproximare:

$$\ln P_p^g \approx \sum w_i^g \ln \left(\frac{p_i^g}{p_i^0} \right)$$

unde w_i^g reprezintă ponderea produsului i în bugetul gospodăriei g .

În cazul produselor pentru care nu se înregistrează și cantitățile consumate (produse nealimentare și servicii) și nu pot fi calculate valorile unitare, indicii individuali de prețuri se calculează pe baza informațiilor privind prețurile înregistrate la nivelul localității sau al regiunii (p^c). Astfel, formula de calcul al indicelui Paasche devine:

$$\ln P_p^g = \sum_{i=A} w_i^g \ln \left(\frac{p_i^g}{p_i^0} \right) + \sum_{i=NA} w_i^g \ln \left(\frac{p_i^c}{p_i^0} \right).$$

Se recomandă, de asemenea, ca valorile unitare individuale să fie înlocuite de mediana valorilor înregistrate de gospodăriile din centrul de cercetare sau din localitatea din care face parte gospodăria.

Indicii regionali Paasche pot fi calculați ca medie sau mediană a indicilor calculați pentru toate gospodăriile din regiune sau ca o medie ponderată:

$$\overline{\ln P_p^R} = \sum \overline{w}_i^R \ln \left(\frac{p_i^R}{p_i^0} \right)$$

unde p_i^R reprezintă mediana valorilor unitare ale produsului i înregistrate de gospodăriile din regiune, iar \overline{w}_i^R - media ponderilor produsului i în bugetele tuturor gospodăriilor din regiune.

Formula de calcul al **indicelui Laspeyres** pe baza rapoartelor între valorile unitare și a ponderii fiecărui produs i în bugetul de referință (w_i^{z0}) este:

$$P_L^g = \sum w_i^{z0} \left(\frac{p_i^g}{p_i^0} \right)$$

sau

$$\ln P_L^g = \sum w_i^{z^0} \ln \left(\frac{p_i^g}{p_i^0} \right).$$

Ponderile utilizate în formulă se determină ca medie a ponderilor produselor i în bugetul gospodăriilor aflate în apropierea pragului sărăciei, calculată în așa fel încât celor apropiate de prag să li se acorde ponderi mai mari decât celor mai îndepărtate. Aceste ponderi pot fi determinate cu ajutorul funcției “nucleu” (“kernel” function), $K_g(\cdot)$, astfel:

$$\tilde{w}_i^{z^0} = \sum_g K_\tau(x^g - z) w_i^g.$$

Funcția “kernel” trebuie să fie pozitivă, suma valorilor înregistrate pentru toate gospodăriile trebuie să fie egală cu 1, iar valoarea ei trebuie să fie cu atât mai mică cu cât este mai mare diferența dintre nivelul cheltuielilor de consum ale gospodăriei x^g și pragul sărăciei z . Aceasta poate lua forma unei funcții bipătrate

$$K_\tau(x - z) = \frac{1}{\tau} \left(1 - \left(\frac{x - z}{\tau} \right)^2 \right)^2 \text{ pentru } \left| \frac{x - z}{\tau} \right| \leq 1 \text{ și}$$

$$K_\tau(x - z) = 0 \text{ pentru } \left| \frac{x - z}{\tau} \right| > 1.$$

τ definește lățimea intervalului din jurul pragului sărăciei, determinând numărul de gospodării luate în considerare la calculul ponderilor de bază.

*

* *

Pe ansamblul gospodăriilor, variația ratelor de sărăcie în funcție de deflatorul utilizat pentru ajustarea cheltuielilor de consum în raport cu inflația nu depășește un punct procentual. Indiferent de metoda de ajustare utilizată, ratele sărăciei indică incidența mai mare a sărăciei în mediul rural (aproape dublă comparativ cu mediul urban), de asemenea, în regiunea Nord-Est, urmată de regiunea Sud și de Sud-Est și Centru, cea mai scăzută incidență fiind înregistrată în regiunea București.

Rezultatele estimărilor evidențiază că profilul sărăciei, cel care este important din perspectiva fundamentării programelor de combatere a sărăciei, nu diferă semnificativ de la o variantă de ajustare la alta. Oricare dintre

deflatorii utilizați dau rezultate ce pot oferi o imagine clară asupra zonelor și categoriilor care sunt mai puternic afectate de sărăcie.

Aceasta nu înseamnă însă că eforturile de a construi “cei mai buni deflatori” sunt zadarnice. Alegerea unui deflator și utilizarea lui o anumită perioadă este necesară pentru asigurarea consistenței, stabilității și comparabilității în timp a rezultatelor evaluării sărăciei. Analiza sensibilității rezultatelor la utilizarea diferiților deflatori se impune însă, ca o sarcină a cercetării, astfel încât să se obțină o imagine asupra abaterilor posibile, într-un sens sau altul, ale parametrilor sărăciei, față de alte modalități de ajustare a indicatorilor de bunăstare.

Anexa 3.1

**Calculul indicilor volumului fizic al bunurilor și serviciilor cumpărate
în 2000 față de 1995**

	Cheltuieli bănești de consum, lei lunar pe gospodărie		Indicii prețurilor de consum	Cheltuieli bănești, în prețuri 1995	Indicele volumului fizic, %
	1995	2000	2000 / 1995	2000	2000 / 1995
Total	211547	1754878	11,953	146815	69,4
Total mărfuri alimentare	101394	784430	9,353	83871	82,7
Produse de morărit și panificație	19124	195669	10,461	18704	97,8
Legume și conserve de legume	13793	93184	7,573	12305	89,2
Fructe și conserve din fructe	5564	38432	8,857	4339	78,0
Ulei, slănină, grăsimi	6304	51067	7,044	7250	115,0
Carne, preparate și conserve din carne	25364	168819	8,732	19334	76,2
Pește și conserve din pește	1798	16145	10,905	1481	82,3
Lapte și produse lactate	9604	77917	12,488	6239	65,0
Ouă	2792	19479	8,994	2166	77,6
Zahăr, produse zaharoase și miere de albine	5923	37730	8,701	4336	73,2
Cacao și cafea	3448	25972	8,903	2917	84,6
Băuturi alcoolice	4506	30008	12,866	2332	51,8
Alte produse alimentare	3173	30008	9,111	3294	103,8
Total mărfuri alimentare (suma componentelor)	101394	784430		84698	83,5
Total mărfuri nealimentare	85296	694230	12,340	56259	66,0
Îmbrăcăminte, articole de galanterie, pasmanterie, mercerie	16183	78092	9,749	8011	49,5
Încălțăminte	12883	62474	9,644	6478	50,3
Produse de uz casnic, mobilă	5712	31061	8,553	3632	63,6
Articole chimice	3892	35975	8,753	4110	105,6
Produse cultural-sportive	11212	41942	7,748	5413	48,3
Articole de igienă, cosmetice și medicale	6198	81075	11,532	7031	113,4
Combustibili	11656	127755	16,373	7803	66,9
Tutun, țigări	4019	50190	15,651	3207	79,8
Energie electrică, gaze și încălzire centrală	7277	150920	26,658	5661	77,8
Alte mărfuri nealimentare	6262	34747	10,956	3172	50,6
Total mărfuri nealimentare (suma componentelor)	85296	694230		54516	63,9
Total servicii	24857	276218	22,095	12501	50,3
Confecționat și reparat îmbrăcăminte și încălțăminte	1121	3861	10,607	364	32,5

	Cheltuieli bănești de consum, lei lunar pe gospodărie		Indicii prețurilor de consum	Cheltuieli bănești, în prețuri 1995	Indicele volumului fizic, %
	1995	2000	2000 / 1995	2000	2000 / 1995
Chirie	296	4387	151,797	29	9,8
Apă, canal, salubritate	3279	52120	23,495	2218	67,7
Cinematografe, teatre, muzee, cheltuieli cu învățământul și turismul	1671	15267	23,039	663	39,7
Reparații auto, electronice și lucrări foto	1629	8248	10,811	763	46,8
Îngrijire medicală	1206	12635	19,844	637	52,8
Igienă și cosmetică	592	3861	14,052	275	46,4
Transport urban	1798	14390	13,915	1034	57,5
Transport interurban	3131	24568	16,226	1514	48,4
Poștă și telecomunicații	2433	87393	44,925	1945	80,0
Restaurante, cafenele, cantine	3364	19128	11,375	1682	50,0
Alte servicii cu caracter industrial	1269	9827	8,600	1143	90,0
Alte servicii	3067	20532	30,815	666	21,7
Total servicii (suma componentelor)	24857	276218		12932	52,0
Total (suma componentelor)	211547	1754878		152147	71,9

Anexa 3.2

Rata sărăciei (gospodării și persoane) în anul 1999, calculată la pragul de 60% din mediana distribuției gospodăriilor după cheltuielile de consum, ajustate cu deflatori diferiți

GOSPODĂRII

	IPC	Deflatori pe medii de rezidență	Deflatori regionali	Deflatori pentru consum alimentar, nealimentar și de servicii
Total gospodării	14,01	13,57	13,44	13,27
Grupe de gospodării după:				
● <i>Statutul ocupațional al capului gospodăriei</i>				
- Salariat	7,82	8,04	7,81	7,59
- Patron	2,37	2,37	2,37	2,37
- Lucrător pe cont propriu	28,34	28,08	2,16	27,31
- Țăran	35,96	33,50	34,63	33,70
- Șomer	29,61	29,15	29,12	28,51
- Pensionar	11,37	10,74	10,47	10,56
- Alt statut	31,87	32,08	30,98	31,11
● <i>Mărimea gospodăriei</i>				

	IPC	Deflatori pe medii de rezidență	Deflatori regionali	Deflatori pentru consum alimentar, nealimentar și de servicii
1 persoană	8,99	8,49	8,16	8,30
2 persoane	8,37	7,82	7,47	7,42
3 persoane	11,03	10,99	10,75	10,56
4 persoane	16,26	15,95	16,07	15,66
5 persoane	27,52	26,16	26,52	26,38
6 persoane și mai multe	42,15	41,81	42,29	41,27
• Numărul copiilor aflați în întreținerea gospodăriei				
Fără copii	9,86	9,34	9,03	9,06
1 copil	14,31	14,11	13,86	13,58
2 copii	18,02	17,70	17,95	17,47
3 copii	36,08	35,29	36,10	35,09
4 și mai mulți copii	50,46	49,75	51,14	50,08
• Sexul capului gospodăriei				
Masculin	13,95	13,50	13,36	13,16
Feminin	14,21	13,79	13,70	13,60
• Vârsta capului gospodăriei				
≤ 30 ani	13,60	13,17	12,59	12,35
31 - 40 ani	14,18	13,92	14,08	13,49
41 - 50 ani	17,82	17,95	18,07	17,61
51 - 60 ani	15,28	14,44	14,51	14,31
> 60 ani	10,89	10,20	9,74	9,99
• Nivelul de instruire a capului gospodăriei				
Primar (inclusiv fără școală)	21,58	20,26	20,00	20,12
Gimnazial	17,98	17,02	17,30	17,01
Profesional	14,60	14,78	14,28	13,94
Liceal	8,94	8,96	9,06	8,63
Postliceal	4,47	4,70	4,01	4,30
Superior	1,48	1,50	1,49	1,51
• Starea civilă a capului gospodăriei				
Căsătorit	13,73	13,33	13,20	12,98
Concubin	31,30	31,04	30,04	30,29
Divorțat	13,77	14,33	14,17	13,83
Văduv	13,84	13,04	12,95	12,93
Necăsătorit	11,72	11,28	11,29	11,06
• Mediul de rezidență				
Urban	9,26	10,05	9,26	8,94
Rural	19,90	17,95	18,62	18,63
• Regiune				
Nord-Est	21,70	21,22	20,84	20,95
Sud-Est	14,32	13,89	14,59	13,70
Sud	15,33	14,63	15,27	14,33
Sud-Vest	14,06	13,36	12,36	12,92

	IPC	Deflatori pe medii de rezidență	Deflatori regionali	Deflatori pentru consum alimentar, nealimentar și de servicii
Vest	11,76	11,34	11,25	11,05
Nord-Vest	12,51	11,89	11,54	12,04
Centru	14,16	13,84	13,20	13,18
București	4,25	4,52	4,32	3,99

PERSOANE

	IPC	Deflatori pe medii de rezidență	Deflatori regionali	Deflatori pentru consum alimentar, nealimentar și de servicii
Total gospodării	18,50	18,05	18,05	17,75
Grupe de gospodării după:				
● Statutul ocupațional al capului gospodăriei				
- Salariat	10,32	10,62	10,36	10,09
- Patron	2,42	2,42	2,42	2,42
- Lucrător pe cont propriu	34,54	34,29	34,72	33,75
- Țăran	41,68	39,19	40,58	39,69
- Șomer	34,36	33,71	33,80	33,13
- Pensionar	15,59	14,76	14,72	14,68
- Alt statut	43,63	45,24	42,74	42,71
● Mărimea gospodăriei				
1 persoană	8,99	8,49	8,16	8,30
2 persoane	8,37	7,82	7,47	7,42
3 persoane	11,03	10,99	10,75	10,56
4 persoane	16,26	15,95	16,07	15,66
5 persoane	27,52	26,16	26,52	26,38
6 persoane și mai multe	43,68	43,31	43,77	42,81
● Numărul copiilor aflați în întreținerea gospodăriei				
Fără copii	11,14	10,61	10,30	10,31
1 copil	15,98	15,67	15,41	15,15
2 copii	19,18	18,84	19,07	18,62
3 copii	37,34	36,59	37,51	36,37
4 și mai mulți copii	51,80	51,14	52,39	51,44
● Sexul capului gospodăriei				
Masculin	18,03	17,55	17,55	17,23
Feminin	20,94	20,59	20,64	20,42
● Vârsta capului gospodăriei				
≤ 30 ani	16,67	16,06	15,50	15,25
31 - 40 ani	17,46	17,12	17,38	16,67
41 - 50 ani	22,53	22,70	22,84	22,38
51 - 60 ani	19,71	18,72	18,73	18,50
> 60 ani	14,29	13,43	13,19	13,36

	IPC	Deflatori pe medii de rezidență	Deflatori regionali	Deflatori pentru consum alimentar, nealimentar și de servicii
● <i>Nivelul de instruire a capului gospodăriei</i>				
Primar (inclusiv fără școală)	30,31	28,97	29,10	28,92
Gimnazial	25,12	23,83	24,50	24,12
Profesional	18,30	18,46	17,95	17,53
Liceal	11,43	11,44	11,58	11,10
Postliceal	6,00	6,39	5,38	5,71
Superior	1,81	1,79	1,80	1,83
● <i>Starea civilă a capului gospodăriei</i>				
Căsătorit	17,57	17,15	17,16	16,82
Concubin	39,64	39,29	38,22	38,76
Divorțat	20,24	20,65	20,51	19,88
Văduv	20,23	19,17	19,56	19,35
Necăsătorit	14,74	15,61	14,37	14,14
● <i>Mediul de rezidență</i>				
Urban	12,46	13,42	12,45	12,06
Rural	25,73	23,58	24,76	24,56
● <i>Regiune</i>				
Nord-Est	28,26	27,79	27,56	27,60
Sud-Est	18,56	18,08	19,08	17,90
Sud	19,37	18,70	19,77	18,47
Sud-Vest	17,87	17,20	15,58	16,41
Vest	15,48	15,12	14,95	14,62
Nord-Vest	16,40	15,57	15,63	16,01
Centru	18,77	18,47	17,98	17,87
București	6,22	6,60	6,48	5,99

- lei lunar pe adult echivalent -

	IPC	Deflatori pe medii de rezidență	Deflatori regionali	Deflatori pentru consum alimentar, nealimentar și de servicii
Mediana	607283	602726	645268	623462
Pragul sărăciei	364370	361636	387161	374077
Media	687033	681217	724879	700733

4. Inflația în România în secolul XX

Victor AXENCIUC

Secolul XX în domeniul monetar, în economia europeană, s-a caracterizat prin cele mai mari și mai adânci dezechilibre. În contrast, secolul anterior, XIX, îndeosebi a doua lui jumătate, prin generalizarea etaloanelor de argint și aur și a convertibilității libere a bancnotelor, a constituit o perioadă de stabilitate a monedelor și a sistemelor monetare, cu avantaje incontestabile pentru economiile continentului, stabilitate prelungită la începutul secolului XX până la primul război mondial.

Cele opt decenii și jumătate care au urmat - 1915-2000 - au înregistrat transformarea radicală a sistemelor monetare de la etaloane de valoare intrinsecă, obiectivă, la etaloane monetare subiective, variabile, stabilite nu de puterea valorii, ci de decizia politică a statelor sau organismelor internaționale; banii, moneda și-au modificat s-au limitat unele din funcțiile lor de bază, devenind instrumente în politica statelor și sistemelor bancare de reglare a economiei și redistribuire a unei părți a veniturilor populației.

În intervalul de timp de la primul război mondial până la sfârșitul secolului XX și după acesta, monedele principale ale lumii și-au pierdut valoarea proprie, immanentă; piața monetară, lungi perioade, a fost dominată de surplus de semne monetare, inflația a devenit un proces comun, uneori lent și continuu; politica de stat a bulversat sistemele de prețuri și valori, banii reali au fost înlocuiți, în măsură tot mai mare, cu bani de cont, uriașe capitaluri și avuții circulând pe canale invizibile; banii, practic, nu mai exprimă, ci doar măsoară, cu totul relativ și diferit, valoarea; ei sunt produși, ca semne monetare, cu sau fără acoperire, cu sau fără convertibilitate în alte monede, după necesitățile statelor, ale forțelor politice și ale structurilor de decizie ale comunităților statale.

Valurile de inflație din diferite țări și perioade, exprimate cel mai evident în creșterea prețurilor bunurilor și serviciilor, au fost eliminate periodic

prin revalorizări și reforme monetare cu efecte de stabilitate temporară în domeniu, dar rareori cu aducerea monedelor la puterea valorii inițiale.

Un fenomen nou și paradoxal a apărut în țările cu economie de stat planificată, la comandă, în țările socialiste - în care sistemul monetar fără convertibilitate a menținut timp de decenii monedele lor naționale în relativă stabilitate, cu capacitate uneori deplină, până la sucombarea regimului politic comunist în Europa.

În acest context extern al secolului XX, economia României, îndeosebi cea monetară, parcurge câteva etape inflaționiste ale căror cauze, manifestări și efecte le vom analiza. Acestea reprezintă valuri de deteriorare a monedei naționale și urcare a prețurilor; ele se situează în perioadele anilor: 1915-1926; 1935-1947 și 1990-2000. Astfel, în decursul secolului XX, trei decenii și jumătate viața economică a României s-a desfășurat sub semnul inflației și a consecințelor sale sociale.

4.1. Stabilitatea leului aur la începutul secolului XX

Sistemul bănesc al leului de la începutul secolului XX moștenise din deceniul nouă al secolului trecut tipul monometalist aur, având o monedă cu valoare intrinsecă, exprimată în etalon de 0,3226 g aur cu titlu de 900/1000 = 1 leu, identic cu marea familie monetară a statelor care în anul 1865 formaseră Uniunea Latină sau adoptaseră sistemul său: Franța, Belgia, Italia, Elveția ca fondatori, apoi Grecia, Serbia, Bulgaria, România, Spania, Austro-Ungaria, dar și Venezuela, Columbia, Peru¹.

Semnele monetare în circulație după anul 1900 erau reprezentate de piese de 5 bani de cupru; de 10 bani și de 20 bani de cupru-nichel; de 50 bani, de 1 leu, 2 lei și 5 lei de argint; de 12,50 lei, 20 lei, 50 lei și 100 lei de aur². Monedele de aur de 20 lei aveau 6,45 g, cele de 50 lei cântăreau 16,13 g, iar cele de 100 lei conțineau 32,26 g aur.

Bancnotele în circulație de 5, 20, 100 și 1000 lei, începând a fi emise de BNR din anul 1881, erau acoperite în aur între 36% și 50% și erau convertibile la vedere, la orice ghișeu al băncii centrale. Stabilitatea monetară a generat și o stabilitate relativă a prețurilor și a cursurilor principalelor valute pe piața românească în perioada 1900-1914.

¹ *Oprescu, Dorel, Sistemul monetar internațional, București, 1981, p. 17.*

² *Kirițescu, Costin, Sistemul bănesc al leului și precursorii lui, vol. II, București, 1964, p. 82.*

Tabelul 4.1

**Masa monetară sub forma biletelor BNR în circulație,
în perioada 1900-1914, mil. lei ¹⁾**

ani selectați

1900	1904	1908	1912	1914
120,6	167,1	259	425,2	578,2

Așadar, masa monetară a sporit, în acest interval de timp, de 4,8 ori emisiunea de monedă cu acoperire în aur de până la 50%, prin aurul și valutele aur aflate în depozitele BNR. Creșterea masei monetare s-a datorat dezvoltării de 2-3 ori a producției marfă a economiei naționale și amplificării verigilor circulației produselor.

Prețul produselor pe piața internă, în acest interval de timp, a sporit într-o anumită măsură, cum o dovedește tabelul 4.2.

Tabelul 4.2

**Evoluția prețurilor medii la produse de consum, la București,²
în perioada 1900-1914**

*ani selectați**lei pe unitate*

Produsul	Unitatea de măsură	1900	1904	1908	1912	1914
1. Pâine	1 kg	0,24	0,26	0,32	0,26	0,27
2. Carne de vită	1 kg	0,67	0,71	0,92	0,91	1,01
3. Carne de porc	1 kg	0,80	0,89	1,12	1,34	1,25
4. Brânză de oi	1 kg	0,79	1,11	1,46	1,48	1,82
5. Ulei de măsline	l	1,50	1,42	1,46	2,03	2,27
6. Zahăr	1 kg	1,15	1,11	1,11	0,95	1,24
7. Orez	1 kg	0,50	0,50	0,57	0,56	0,53
8. Petrol lampant	l	0,35	0,29	0,29	0,25	0,25
9. Lemne de foc	100 kg	2,46	2,60	2,92	3,92	3,98

Cu ușoare variații anuale, prețurile bunurilor alimentare de consum au înregistrat o tendință selectivă de creștere; aceasta s-a exprimat mai precis în

¹⁾ *Slăvescu, Victor, Istoricul Băncii Naționale a României, 1880-1924, București, 1925, p. 162.*

²⁾ *Anuarul statistic al României, 1915/1916, p. 160.*

indicele general al prețurilor agricole și industriale, sporit cu cca 25% în anul 1914 față de anul 1900. Concomitent cu creșterea prețurilor, s-au mărit, cu sporuri diferite, și salariile personalului instituțiilor publice¹ și ale angajaților particulari.

Însă cursul liber al valutei principale s-a menținut aproape de paritatea oficială în toată perioada 1900-1914.²

Tabelul 4.3

Cursul liber, în lei, a trei valute, în perioada 1900-1914

ani selectați

Moneda	Paritate oficială	1900	1905	1910	1914
100 franci francezi	100 lei	101,34	100,73	100,41	100,99
100 mărci germane	124 lei	124,58	123,89	123,82	124,42
1 liră sterlină	25,25 lei	25,48	25,35	25,34	25,45

¹ Pentru a realiza relația acestor prețuri cu puterea de cumpărare a salariaților, prezentăm salariile medii lunare ale unor categorii de funcționari ai instituțiilor de stat, în această perioadă, exprimate în lei:

Funcții în serviciu	1900	1905	1910	1915
Inginer	500	430	465	600
Contabil	190	178	225	325
Conducător tren	90	85	90	110
Lucrător atelier	60	60	75	100
Frânar de tren	75	77	85	100
Cantoner	67	60	67	80

Menționăm că din salariul brut se rețineau impozitul pe salariu de 5% și diverse contribuții la casele de sănătate, de pensii, ce nu depășeau 10% din salariu. Ca putere de cumpărare, în anul 1910, cu un salariu mijlociu de 90 lei pe lună, se puteau cumpăra 69 kg carne de porc, sau 51 l ulei de măsline, sau 176 kg de zahăr, sau 176 kg orez, sau cca 310 kg pâine. Acest salariu mijlociu, convertit oricând în aur, reprezenta cca 29 grame aur monetar.

² Axenciuc, Victor, Evoluția economică a României, Cercetări statistico-istorice, 1859-1947, vol. III, "Monedă-Credit-Comerț-Finanțe publice", Editura Academiei Române, București, 2000, p. 29.

În criza economică din anii 1900-1901, statul a aplicat prima dată curba de sacrificiu prin reducerea cu 10-15% a salariilor nominale; totodată s-a reintrodus impozitul pe salarii de 5% aplicat în timpul războiului de independență - 1877-1878 -, dar suspendat ulterior. În anii 1914-1915, salariile nominale depășesc, la toate categoriile de salariați, nivelurile din anul 1900.

În 15 ani, variațiile cursului liber al leului, în comparație cu principalele valute europene, a fost până la 1-2%, ceea ce confirmă puterea și stabilitatea monedei românești acoperite cu aur; în literatura economică, moneda din această perioadă a primit denumirea de *leu aur*. În comparație cu leul din următoarele etape din secolul XX, leul aur a rămas cel mai puternic atât ca valoare, cât și ca putere de cumpărare; leul aur a deținut o poziție medie între monedele europene și în raporturile de schimb valutar.

Astfel, conținutul în aur al etalonului, determinat în anul 1890, era egal cu etalonul de valoare al francului francez, al francului elvețian și al celorlalte monede din Uniunea Latină; dolarul SUA conținea 1,505 gr aur fin, marca germană, 0,3599 gr, iar lira sterlină 7,324 gr aur fin. Ca urmare, în schimburile valutare, ele reprezentau: 1 leu = 1 fr. fr., 1 fr. elvețian etc.; 1 dolar SUA echivala cu 5,18 lei, 1 liră sterlină 25,25 lei.

Perioada de la adoptarea noului sistem monetar al leului, din anul 1867, și mai precis de la trecerea la monometalism din 1890 până la începerea războiului prim mondial - 1914 -, moneda românească, prin etalon și putere de cumpărare, a avut cea mai glorioasă poziție internă și externă.

4.2. Primul val de inflație

Antrenarea României în primul război mondial, din anul 1916 până în anul 1918, a necesitat cheltuieli extraordinare care au solicitat resurse financiare însemnate; o parte au fost procurate în perioada neutralității țării, anii 1914-1916, din împrumuturile externe și interne și destinate pregătirilor militare de apărare a țării; altă parte, cea mai mare, a fost obținută de stat, sub formă de împrumuturi de la Banca Națională a României. Aceste împrumuturi au sporit de la 109 mil. lei în 31.XII.1914 la 1596 mil. lei la 31.XII.1918¹, respectiv la sfârșitul războiului. În primii ani ai neutralității, BNR a emis bancnotă destinată împrumutării statului, reducând acoperirea în aur de la 50% la 38%; după anul 1916, emisiunile s-au făcut fără acoperire cu bani de hârtie, expresie a inflației; în acest sens, în iunie 1917, după aproape un an de la intrarea țării în război de partea aliaților, BNR suspendă convertibilitatea leului și inflația, prima în istoria modernă a României, are cale liberă de desfășurare, banca centrală vărsând în circulație monedă fără acoperire, bani de hârtie.

¹ *Slăvescu, Victor, Istoricul Băncii Naționale a României, 1880-1924, București, 1925, p. 242.*

La sfârșitul războiului, emisiunea monetară a Băncii naționale ajunsese, cum s-a arătat, la 2613 mil. lei față de 529 mil. în iunie 1914, înainte de declanșarea conflagrației, astfel înregistrând un spor de aproape 5 ori de monedă deversată pe piață, din care 64% generată de împrumuturile statului. În plus, pe teritoriul ocupat de inamic în anii 1916-1918 - al Munteniei și Olteniei -, Banca Generală a României - instituție sub controlul autorităților germane de ocupație - a pus în circulație bilete de bancă specifice sub forma leilor de război, în sumă de 2 114 mil. lei, destinate cheltuielilor armatelor Puterilor Centrale ocupante.

După încheierea păcii și extinderea hotarelor țării în noul cadru întregit al României, statul român, prin prevederile tratatelor de pace, trebuia să retragă din noile teritorii care i-au revenit monedele străine, coroane austro-ungare și ruble rusești, rămase în posesia populației. Statul a încredințat această operațiune Băncii Naționale a României, care, prin sucursalele sale înființate în noile provincii, a efectuat în cursul anului 1920 preschimbarea banilor, trecând în contul Ministerului de Finanțe costul întregii operațiuni. Preschimbarea monedelor străine - coroane și ruble - s-a ridicat la suma de 5 969 mil. lei, plătiți din noi emisiuni monetare ale Băncii Centrale.

Pe de altă parte, după anul 1919, în condițiile distrugerilor de război și ale marilor cheltuieli de refacere, statul solicită în continuare, pentru acoperirea nevoilor bugetare, împrumuturi la BNR, dar contractează și împrumuturi interne de la populație.

Ca urmare, în anii 1919-1922, statul primește de la BNR încă 12 339 mil. lei cu titlu de împrumut; la 31.XII.1922, masa monetară, după atâtea împrumuturi pe seama emisiunii, ajunge la 15 162 mil. lei. Printr-o convenție cu BNR, Ministerul de Finanțe se angaja ca din anul 1922 să nu mai solicite împrumuturi de la Banca Centrală, ba chiar să înceapă plata în anuități a datoriilor către banca de emisiune, retrăgând din circulație masa monetară suplimentară pentru a înlesni procesul de revalorizare a leului.

După anul 1922, deși încetează împrumuturile către stat, Banca Națională a României, prin noi emisiuni de bilete de bancă, acordă credite de scont pentru nevoile în creștere ale economiei naționale. În consecință, la sfârșitul anului 1926, masa monetară în circulație însuma 20 950 mil. lei, din care 10 679 mil. formau datoria statului și 9 800 mil. lei reescontul pentru necesități economice. Circulația monetară a sporit deci în 13 ani de cheltuieli de război și reșezare a administrației și economiei în noile dimensiuni geopolitice ale statului român de la 529 mil. lei în 1914 la 20 950 mil. în anul 1926, ceea ce a însemnat o sporire de peste 39,6 ori a volumului de monedă pe piață. Inflația domina astfel, cu toate consecințele sale, piața și viața socială a țării. Pentru o populație care, de

generații, nu cunoscuse până atunci degradarea galopantă a monedei și a averii teaurizate în monedă, inflația a reprezentat o lovitură tot atât de șocantă ca războiul prin care a trecut.

Inflația s-a exprimat în cele mai evidente două manifestări: creșterea generală a prețurilor, accentuată de lipsurile de produse inerente perioadei, și deprecierea monedei naționale față de propriul etalon și față de valutele străine; alte efecte priveau degradarea sumelor teaurizate în bancnote și a celor depuse în conturi la bănci și împrumutate debitorilor, dezorganizarea raporturilor economico-monetare etc.

Deprecierea monedei și creșterea prețurilor în sens inflaționist au început după anul 1915 și au continuat până în anul 1926, când ating apogeul; în anii 1927 și 1928, deprecierea monedei naționale se oprește, prețurile menținându-se la nivel relativ stabil, pentru ca, la începutul anului 1929, să se efectueze stabilizarea monetară.

De altfel, fenomenul creșterii prețurilor din timpul războiului și în anii postbelici a fost unul general, care a afectat majoritatea țărilor europene și beligerante¹.

În perioada de inflație, prețurile și cursul valutei au evoluat cum se va vedea mai jos:

Tabelul 4.4

**Evoluția prețurilor medii la produse de consum, în București,
în perioada 1914-1929²**

ani selectați

¹ Indicele prețurilor în diferite țări cu baza 1913=100 se prezintă astfel:

	1913	1921	1923	1924	1926	1928
<i>SUA</i>	100	123	144	144	157	153
<i>Anglia</i>	100	165	192	180	163	158
<i>Franța</i>	100	345	332	372	553	549
<i>Germania</i>	100	1862	270 mil.	stabilizare; 126	---	----
<i>Cehoslovacia</i>	100	1649	917	912	---	---
<i>Bulgaria</i>	100	1694	2520	3133	2182	2835

În Europa, țările cu inflație mare au făcut reforme monetare, unele revenind la valoarea interbelică a monedei sau stabilizând-o la nivelul dat de depreciere.

² Anuarul statistic al municipiului București, 1936.

lei pe unitate

Produsul	Unitate de măsură	1914	1922	1926	1927	1928	1929
1. Pâine	1 kg	0,27	3,00	10,08	9,37	9,33	10,00
2. Carne de vită	1 kg	1,01	12,75	32,00	37,08	39,08	38,83
3. Carne de porc	1 kg	1,25	19,75	53,08	53,83	62,16	61,25
4. Brânză de oi	1 kg	1,82	28,50	61,66	59,25	75,00	77,00
5. Ulei de măsline	1 l	2,27	41,76	65,05	88,00	160,0	135,0
6. Zahăr	1 kg	1,24	22,93	29,08	34,00	33,70	35,33
7. Orez	1 kg	0,53	21,70	30,55	25,84	28,00	28,00
8. Petrol lampant	1 l	0,25	2,12	6	6,58	6,87	7,00
9. Lemne de foc	100 kg	3,98	50,61	131,80	130	124,2	130

Urmărind evoluția prețurilor din tabel, se observă că urcarea lor rapidă se face până în anul 1926; în 1927, prima dată după un deceniu, față de anul precedent, prețurile la unele produse chiar arată scăderi ușoare, dar, în general, anii 1927-1929 marchează o relativă stabilitate.

Exprimarea sintetică a acestei evoluții a prețurilor pentru primul val inflaționist nu a fost calculată de instituția oficială de statistică, pentru toată perioada, într-un indice; acesta a fost elaborat doar pentru o parte a intervalului și cu baze diferite.

Tabelul 4.5

Indici ai prețurilor de detaliu și de gros, în perioada 1913-1929

ani selectați

Baza	1920	1924	1926	1928	1929
Indici de detaliu 1913=100 ¹	990	2985	3552	3964	3903
1929=100 ²	23,6	75,0	94,2	99,9	100,0
Indici de gros 1913-1914=100 ³	1180	3475	4105	4226	4131

1 Buletinul prețurilor, nr. 12, 1940, p. 609. *Indice al prețurilor care s-a publicat în perioada 1910-1929, cu un gol în anii 1915-1920, de către Ministerul Industriei și Comerțului.*

2 Statistica prețurilor, 1931, p. 7. *Indice elaborat de Institutul Central de Statistică pentru perioada 1920-1941, cu baza în 1929=100.*

3 Victor Axenciuc, op. cit., p. 330. *Indice al prețurilor de gros calculat de noi.*

Datele tabelului arată că, în prima etapă a inflației din secolul XX, prețurile cu amănuntul au crescut de aproape 40 ori, afectând astfel substanțial puterea de cumpărare a monedei naționale; prețurile de gros au avut o tendință paralelă, dar mai ridicată decât cele de detaliu, din cauza structurii diferite a indicilor.

Deprecierea leului în această perioadă se manifestă și față de principalele valute internaționale.

Tabelul 4.6

**Cursul mediu al schimbului¹ la București,
în perioada 1915-1929**

*ani selectați
lei pe unitate*

Valute	Parita- tea legală	1915 XI	1919 VIII	1921	1923	1926	1927	1928	1929 noul curs oficial ¹
Liră sterlină	25,25	29,25	80	342,50	944,06	1065,62	816,89	797,79	813,59
Dolar SUA	5,18	5,22	16	88,92	209,64	220,08	167,18	163,74	167,19
Franc elvețian	1	1,06	3,12	15,56	37,97	42,60	32,40	31,62	32,26
Franc francez	1	1,16	2,50	6,79	12,54	6,53	6,61	6,46	6,56

1 Prin noul etalon, leul românesc reprezenta 0,00598 din valoarea dolarului SUA, în vreme ce leva bulgărească valora 0,00722, drahma grecească 0,01298, zlotul polonez 0,11218, iar pengőul unguresc 0,17490 din valoarea dolarului. BNR, Bulletin d'information et documentation, nr. 4, 1929.

Sub aspectul cursului schimbului în general, urmare a procesului de inflație din perioada 1915-1926, deprecierea monetară a ajuns la limita cea mai înaltă în anul 1926, reprezentând o diminuare a valorii leului de cca 42 de ori; în anii următori, prin intervenția Băncii Naționale a României pe piața monetară de susținere a leului în vederea consolidării sale, moneda națională se redresează ușor la un nivel ce va fi oficializat în februarie 1929, prin stabilizarea monetară.

Aceasta a reprezentat prima reformă a monedei naționale după trecerea în anul 1890 la monometalism; ea a pus ordine în circulația monetară și a realizat stabilitatea monedei românești. În acest sens, România a efectuat reforma printre ultimele țări din Europa, întârziere care a adus însemnate pagube economiei, dar beneficii profitorilor inflației.

¹ *Axenciuc, Victor, op. cit., p. 31-38. Cursul din anul 1929 este cel oficial, fixat la stabilizarea monetară din februarie 1929, când etalonul nou al leului a fost stabilit la 0,010 g aur cu titlul de 900/1000, respectiv a fost confirmată oficial deprecierea monedei naționale de 32,26 ori față de etalonul consacrat în anul 1890.*

Deși pregătirea condițiilor reformei monetare s-a făcut de către un guvern al PNL, cercurile financiare internaționale nu au acceptat să acorde împrumutul extern necesar stabilizării acestui guvern din cauza poziției sale de favorizare prioritară a capitalului autohton. După formarea unui nou guvern, al PNT, cu atitudine binevoitoare față de capitalul străin, se încheie convențiile de împrumut extern și, în 7 februarie 1929, se adoptă legea monetară. Ea prevedea noua unitate monetară a leului, 10 mg aur cu titlul de 900/1000, respectiv leul se fixa la nivelul de depreciere la care a ajuns în anii 1927-1928; etalonul aur al leului era astfel de 32,26 ori mai redus decât cel fixat în anul 1890, de 322,6 mg aur.

În consecință, guvernul era autorizat să bată suplimentar monedă de 1, 2, 5, 10 și 20 lei din aliaj de aluminiu și nichel, celelalte semne monetare - bancnotele - rămânând în circulație. Legea a stabilit și paritatea teoretică a leului față de principalele valute: 1 dolar SUA = 167,19 lei; o liră sterlină = 813,59 lei; 1 franc elvețian = 32,26 lei; 1 coroană cehoslovacă = 4,97 lei; un pengö unguresc = 29,24 lei; un zlot polonez = 18,75 lei; o leva bulgară = 1,20 lei etc. Leul românesc devenea astfel cea mai slabă monedă din Europa. După legea monetară, se consacră ieșirea din circulație a monedelor de aur și argint. Legea mai prevedea diferite aranjamente dintre stat și Banca Națională a României. Se introducea convertibilitatea condiționată a biletelor BNR în aur și devize aur, care va funcționa oficial până în 1940.

Criza economică mondială ce a urmat în anii 1929-1932, manifestată cu putere și în România, a redus substanțial prețurile interne cu 30-50%, ceea ce a fost în favoarea menținerii valorii leului la cursul stabilit.

Îndată însă ce s-a făcut simțită ieșirea din criză, prețurile au început să urce.

Tabelul 4.7

**Evoluția prețurilor medii la produse de consum,
în București, în perioada 1929-1939¹⁾**

ani selectați

Produsul	Unitate de măsură	1929	1933	1935	1937	1939
1. Pâine	1 kg	10,00	7,41	6,25	6,75	7,98
2. Carne de vită	1 kg	38,83	16,67	18,67	19,71	23,60
3. Carne de porc	1 kg	61,25	27,00	31,92	29,02	38,07
4. Brânză	1 kg	77,00	38,83	30,92	40,40	46,25

¹⁾ Acad. Tudorel Postolache (coordonator), *Economia României. Secolul XX, București, 1991, p. 303-304.*

Produsul	Unitate de măsură	1929	1933	1935	1937	1939
5. Ulei de floarea-soarelui	l l	48,65	26,50	30,20	34,95	35,39
6. Zahăr	1 kg	35,33	37,08	28,33	28,50	33,00
7. Orez	1 kg	21,00	24,75	24,75	29,40	37,67
8. Petrol lampant	l l	7,00	3,96	4,17	4,50	3,75
9. Lemne de foc	100 kg	130,00	77,90	73,30	84,50	103,00

După o reducere substanțială până 1933-1935, prețurile încep să crească din nou, însă în anul limită, 1939, ele, în general, nu ajung la nivelul dinainte de criza economică; subliniem că prețurile produselor agricole au rămas mai mult timp scăzute din cauza crizei agrare, prelungite până în anul 1936. Mult mai expresivă apare evoluția indicelui prețurilor de detaliu¹ la București și a celui de gros care înfățișează sintetic dimensiunile fenomenului.

Tabelul 4.8
Indicii prețurilor de detaliu și de gros în perioada 1929-1940

ani selectați

Indici	1929	1934	1938	1939	1940
Indicele prețurilor de detaliu, București, 1929=100	100	52,8	76,4	77,9	110,5
Indicele prețurilor de gros 1913-1914=100	4131	2334	3213	3641	4700
1929=100	100	56,5	77,8	88,1	113,8

Cel mai scăzut nivel îl marchează indicii prețurilor în anul 1934, cel de detaliu reprezentând numai 52,8% din nivelul anului 1929, iar cel de gros 56,5% din nivelul anului antecriză, iar pe toată perioada, o reducere mai mică decât a indicelui prețurilor de detaliu.

Căderea prețurilor a avut consecințe economice și sociale din cele mai adânci asupra economiilor lumii, dar și asupra monedelor, valoarea etalonului lor - în aur - fiind, după dramatica coborâre a prețurilor, prea ridicată pentru a constitui în continuare un instrument, pentru state, de influențare a conjuncturii economice.

¹ Buletinul prețurilor, nr. 12, 1940.

Astfel, valutele puternice ale lumii, pentru a pune de acord noua lor putere de cumpărare în țară și a stimula exportul, au fost devalorizate, în cifre rotunjite, astfel: dolarul SUA, la 31.I.1934, cu 41%, lira sterlină, în decembrie 1935, cu 40%, francul elvețian cu 30% în septembrie 1936. Consecutiv, pentru a nu fi defavorizate, se devalorizează și multe alte monede naționale.

În România, în noiembrie 1935, BNR a urcat cu 38% prețul plătit pentru aurul cumpărat din țară, iar în decembrie, ea introduce o primă valutară de 38%, ceea ce semnifică practic devalorizarea leului; aceasta are loc însă, în mod oficial, în noiembrie 1936; cu acest prilej, prețul unui kg de aur crește de la 111 111,11 lei, cât a fost fixat la stabilizarea din 1929, la 153 333,33 lei, reevaluându-se totodată întreg stocul de aur al BNR, bază pentru emisiunea de monedă suplimentară.

Prin operațiunea de reevaluare a stocului de aur cu 38%, de la 11,2 mld. lei la 15,46 mld. lei, diferența de 4,26 mld. lei¹ a acoperit unele nevoi ale BNR, dar majoritatea a fost pusă la dispoziția bugetului de stat.

Mobilul acestei acțiuni de devalorizare a leului decurge din condiția grea a monedei românești provocată de criza economică. În timpul acesteia, situația dramatică a economiei românești, a bugetului de stat, marile greutăți în plata datoriilor externe au determinat masive retrageri de capital străin din România; societățile străine, pentru a-și scoate capitalurile din țara noastră, schimbau la BNR sumele din lei în valute necesare peste graniță; astfel, stocul de aur și devize al BNR, care garanta convertibilitatea, refăcut la stabilizarea din 1929 prin marile împrumuturi externe, s-a redus substanțial. Pentru a fi adus la nivelul prevăzut în statute, guvernul a autorizat BNR să plătească o primă de 38% la aurul și devizele pe care le achiziționa; este cunoscut că România era a doua țară producătoare de aur din Europa, cu producții medii anuale de 3-5000 kg aur fin.

Astfel, prin devalorizarea din anul 1936, s-au făcut primii pași spre o nouă inflație. Puterea de cumpărare a leului, în declin încă din 1935, va continua în ritm accelerat în timpul războiului și mai ales după război, până la stabilizarea monetară din 15 august 1947.

4.3. Al doilea val de inflație

Deprecierea monetară cea mai puternică din secolul XX, după cea din anii 1916-1927, se desfășoară tot pe o perioadă mai mare de un deceniu, 1935-1947, în centrul căreia s-a aflat tot un război mondial. Numai că acest val nou al inflației nu a mai fost precedat de o perioadă de stabilitate, ca primul val. Cea

¹ Kirișescu, Costin, op cit., vol. II, București, 1967, p. 477.

mai mare inflație a secolului, în România, s-a desfășurat în trei subetape: 1935-1940, în timp de pace, 1941-1945, în timpul războiului, și 1945-1947, în perioada postbelică.

Parcurgând cele trei subetape, inflația a evoluat accelerat de la una la alta; se poate afirma că și prima subetapă a fost sub influența războiului, respectiv a premiselor sale.

Începutul procesului inflaționist este marcat deschis de acordarea de către BNR, așa cum s-a arătat, a primelor valutare de 38% peste cursul oficial al leului la cumpărarea și vânzarea de devize. Anul 1935 devine astfel începutul noii etape de depreciere oficială a monedei naționale.

După devalorizarea oficială din 1936, în martie 1940, pe aceeași cale a primelor valutare, are loc o nouă depreciere oficială a leului; BNR hotărăște să acorde, la cumpărarea devizelor, peste cursul oficial cu prima de 38%, o primă suplimentară de 50%, ceea ce sporea prima valutară la 107%. Astfel, prețul aurului fixat în 1929 la 111.111,11 lei kg, după ce a urcat în 1936 la 153.333,33 lei, ajunge în anul 1940 la 229.999,99 lei kg. Această nouă urcare a prețului devizelor și aurului a determinat ca unitatea monetară a României, care fusese în anul 1929 redusă de la 322,6 mg la 10 mg, iar în anul 1936 la 7,25 mg, să scadă în anul 1940 la numai 4,85 mg aur.

Deprecierea leului a fost echivalentă cu scăderea puterii lui de cumpărare și a cursului față de valutele mai puternice.

În timpul războiului și după război, până în 1947, Banca Națională a României a alimentat cu emisiunea sa monetară de bani de hârtie uriașele cheltuieli ale războiului de 4 ani, ale plăților de armistițiu și de refacere a economiei postbelice. Expresia generală a emisiunilor băncii centrale au fost biletele în circulație.

Tabelul 4.9

Creșterea masei de bilete în circulație, în perioada 1935-1947¹

ani selectați

mld. lei

	1935	1936	1940	1941	1944	1945	1947 aug. 14
Circulația monetară	23,1	25,7	64,4	96,7	356,9	1212,9	48452
Indici	100	111	279	419	1545	52,5 ori	2099 ori
				100	370	1254	501 ori
					100	340	136 ori

¹ Axenciuc, Victor, op. cit., p. 58, și Kirișescu, Costin, op. cit., vol. III, p. 317.

După indicatorul circulației monetare, se pot desprinde caracterele inflației accelerate ale celor trei subetape. În prima, aceea antebelică, 1935-1940, moneda în circulație a sporit de 2,8 ori; în a doua, a perioadei războiului, 1941-1945, masa monetară a sporit de 12,5 ori; în a treia subetapă, inflația a fost explozivă, hârtia monetară aruncată în circulație din decembrie 1944 până în august 1947, în doi ani și jumătate, s-a amplificat de 136 de ori. În total, procesul de inflație a umplut canalele circulației cu o masă monetară de aproape 2100 de ori față de nivelul anului de bază.

Principalele manifestări ale supraabundenței de hârtie monedă în circulație, articulate, în timpul și după sfârșitul războiului, cu suboferta de produse pe piață, au fost creșterea prețurilor și a cursului valutei străine.

Vom reproduce, ca și pentru perioadele anterioare, prețurile produselor la grupul de bunuri de consum luat în considerare.

Tabelul 4.10

**Evoluția prețurilor medii la bunuri de consum, în București,
în perioada 1938-1947¹**

*ani selectați
lei pe unitate*

Produsul	Unitatea de măsură	1935	1938	1940 ²	1944	1947 iulie
1. Pâine	1kg	6,25	7,30	11	46	20 mii lei
2. Carne de vită	1kg	18,67	21,90	26,00	187	140 mii lei
3. Carne de porc	1kg	31,92	34,23	46,00	255	180 mii lei
4. Brânză de oi	1kg	30,92	47,35	65,00	507	460 mii lei
5. Ulei de floarea-soarelui	1l	30,20	34,40	59	558	170 mii lei
6. Zahăr	1kg	28,33	31,75	32,3	440	165 mii lei
7. Orez	1kg	24,75	31,15	62	350	200 mii lei
8. Petrol lampant	1l	4,17	3,10	3,20	16	68 mii lei
9. Lemne de foc	100kg	73,70	102,0	152	529	158 mii lei

De menționat că în timpul războiului s-au impus restricții severe, statul maximizând prețurile la produsele de strictă necesitate, verificând calculul prețurilor, aprobând fiecare preț în parte și permițând numai un profit între 5 și 10%. Pentru anumite produse, unele prețuri erau fixate chiar sub cel de cost, cum erau petrolul lampant, chibriturile, sarea - lăsând întreprinzătorilor o marjă de profit mai mare la alte produse care nu erau de strictă necesitate.

¹ Axenciuc, Victor, op. cit, p. 304-305.

² După anul 1940, cifrele au fost întregite la unitate, iar prețurile sunt cele libere.

Tabelul 4.10 confirmă o creștere mai lentă a prețurilor până în anul 1938, după care urcarea lor devine mai mare, dublându-se și triplându-se până în 1941, anul intrării României în război. În comparație cu anul 1940, în 1944 prețurile sporiseră de 3 până la 10 ori; cel mai puțin s-a mărit prețul pâinii, cărnii, petrolului lampant, lemnului, produse aflate sub controlul strict al guvernului; cel mai mult s-a amplificat prețul liber al zahărului (cel maximizat era de 255 lei kg în 1944), al orezului, pentru că provenea din import, al uleiului etc.

Explozia necontrolată a prețurilor s-a produs după 23 august 1944, când, după înlăturarea dictaturii antonesciene, au fost eliminate o serie dintre măsurile restrictive și pedepsele contra speculei; la această explozie a inflației a contribuit emisiunea masivă de hârtie monedă pentru nevoile statului, seceta consecutivă din anii 1945 și 1946, care a produs o gravă criză de produse alimentare, plata obligațiilor de armistițiu, cheltuielile pentru războiul din vest etc.

Tabelul 4.11

Indicele general¹ al prețurilor de detaliu² și al costului vieții³, în perioada 1933-1947

ani selectați

Indicatori	1933	1938	1941	1944	1945	1947 iulie
Indicele prețurilor	100	127,7	354	1206	82,9 ori	10895 ori
		100	271	934	64,9 ori	8532 ori
			100	345	23,9 ori	3148 ori
				100	69,3	912 ori
Indicele costului vieții	100	126,6	258,8	774	45,9 ori	6550 ori
		100	207	622	36,8 ori	5257 ori
				100	592	845 ori

¹ *Calculat după Comunicări statistice, nr. 2, 1945, și nr. 19, 1948.*

² *Institutul Central de Statistică a calculat indicele prețurilor de detaliu după consumul mediu al unei familii de 5 persoane, capul de familie fiind un salariat mediu. În calculul indicelui, nu au fost luate în considerație deplasările intervenite în structura consumului în diferite perioade și nici produsele standardizate.*

³ *În componența indicelui intră prețurile a 15 produse alimentare de bază, 16 produse de îmbrăcăminte, 6 produse combustibil, abonament de tramvai, chiria, apa și lumina unui apartament, medicamente comune și alte necesare diverse. Prețurile produselor sunt cele libere și cele maximizate, calculate într-un raport cu cantitățile cumpărate. Menționăm că prețurile maximizate erau mai mici decât cele libere sau cele la bursa „neagră”, nelegale. După anul 1939, în stabilirea costului vieții s-a ținut seama de modificarea structurii produselor pe piață în raport cu oferta; astfel, au dispărut în timpul războiului pâinea albă, uleiul de măsline; în locul produselor de calitate superioară au apărut produse de calitate inferioară, din înlocuitori, țesături de celofibră în loc de bumbac, bocanci cu talpă de lemn etc.*

Până în iulie 1947, prețurile, față de nivelul anului 1940, au crescut de sute și mii de ori, afectând condițiile de existență a celei mai mari părți a populației, probabil peste 90%; nivelul de trai al masei salariate se situa abia la un sfert din nivelul anului 1938. Pentru orientare, în judecarea acestei situații, menționăm că salariul mediu lunar al categoriilor mai largi de funcționari și lucrători calificați se situa, în vara anului 1947, între 2 mil. și 3 mil. lei; înseamnă că se puteau cumpăra cu acest salariu: 11-16 kg carne pe lună, sau 4-6 kg brânză, sau 10-15 kg orez etc¹. Mai expresivă și clară apare evoluția prețurilor exprimată în indicele prețurilor și în indicele costului vieții.

Prima constatare este o diferență apreciabilă de creștere între indicele prețurilor și cel al costului vieții, primul fiind mai ridicat după 1938 decât al doilea. Aceasta, pentru că indicele prețurilor nu și-a schimbat structura toată perioada, în timp ce indicele costului vieții și-a adaptat structura cheltuielilor la produsele, mult reduse ca ofertă și de calitate inferioară, standardizate pentru consum de masă.

Pentru comparabilitate, este corect să se măsoare inflația cu indicele prețurilor de detaliu care conține aproximativ aceleași produse și de aceeași calitate pe toată durata perioadei.

Indicele prețurilor arată o creștere moderată a acestora până în anul 1939; din 1940 până la sfârșitul lui 1944, mărirea este de cca șase ori, iar de aici și până în iulie 1947, prețurile fac un salt de aproape o mie de ori. Coroborând indicii furnizați, în diferite perioade, de publicația *Comunicări statistice* și stabilind seria întreagă 1938-1947, reiese că prețurile de detaliu au sporit de peste 8500 de ori, ilustrând, cum s-a afirmat mai sus, cea mai spectaculoasă depreciere a monedei naționale din existența sa până acum. De de notat că, față de indicele general, cu amplificarea de 8532 de ori, indicele produselor alimentare din componența celui general a crescut de 9573 de ori, al produselor de îmbrăcăminte și încălțăminte de 7413 ori, al produselor diverse - medicamente, săpun, sodă, pastă de dinți etc. - a sporit cel mai mult, de 11551 de ori².

¹ Menționăm că o parte din bunurile de strictă necesitate alimentare și industriale, salariații publici și particulari, pensionarii le cumpărau de la economate, create pe lângă instituții sau întreprinderi, cu prețuri mult mai mici decât cele de la piața liberă.

² Comunicări statistice, nr. 19, 1948, p. 17.

O consecință majoră a inflației, în condițiile menținerii veniturilor la o cotă scăzută, s-a manifestat în diminuarea severă a capacității de cumpărare a acestora¹. Datele statistice asupra indicelui salariului mediu nominal al funcționarilor publici administrativi, pentru perioada 1933-1944, ne permit să calculăm evoluția capacității de cumpărare a acestuia până în anul 1944.

Tabelul 4.12

Indicele salariului funcționarilor publici administrativi și indicele prețurilor de detaliu în perioada 1933-1944

Indici	ani selectați			
	1933	1938	1941	1944
1. Indice de salarii	100	105	179	467,2
2. Indice de prețuri	100	124,6	354	1206
Raport dintre indice salarii și indice prețuri	100	84	50	39

Ca efect al inflației și al rămânerii în urmă a creșterii salariilor, capacitatea de cumpărare a salariaților s-a redus din 1933 până în 1938 cu 16 puncte, iar până în 1940 cu 35 de puncte. Anii războiului mai reduc cu încă 20

¹ Până în iunie 1944, România înregistrase cel mai ridicat grad de inflație, cum se poate constata din datele Băncii Reglementelor Internaționale, inserate în lucrarea lui Costin Kirișescu, op. cit., vol. III, p. 103.

Creșterea costului vieții în iunie 1944 față de perioada ianuarie-iunie 1939, în diferite țări europene

	I - VI 1939	VI 1944
<i>Germania</i>	100	113
<i>Anglia</i>	100	131
<i>Suedia</i>	100	142
<i>Elveția</i>	100	153
<i>Spania</i>	100	173
<i>Ungaria</i>	100	198 ¹⁾
<i>Finlanda</i>	100	201
<i>Franța</i>	100	265 ²⁾
<i>Turcia</i>	100	330 ³⁾
<i>România</i>	100	565

1) până în I.1944; 2) față de VIII.1939; 3) martie 1944 față de 1939.

de puncte posibilitățile de cumpărare ale salariaților, ajungându-se în anul 1944 la un salariu real mediu de numai două cincimi din cel al anului 1933. Informațiile statistice arată că procesul inflaționist a continuat să erodeze salariul real până în ajunul stabilizării monetare din august 1947, reducându-l, pentru majoritatea salariaților, la 20-25% din nivelul antebelic, ceea ce a condus la generalizarea sărăciei și mizeriei pentru partea cea mai cuprinzătoare a populației. Informațiile perioadei arată că, mai ales în Moldova, în condițiile secetei grave din anii 1945 și 1946, au murit de foame și mizerie zeci de mii de oameni.

Deprecierea leului s-a manifestat și prin scăderea valorii sale în raport cu valutele principale.

Tabelul 4.13

**Cursul schimbului în lei al unor valute, la piața liberă,
în perioada 1935-1947¹**

*ani selectați
lei pe unitate*

Valuta	1935 XII	1937² IX	1938 IX	1941³ IX	1944 X	1945 XII	1947 aug.
Lira sterlină	995	892	1133	1867	8500	---	---
Dolarul SUA	202	177	231	967	2650	3299	627 mii lei
Francul elvețian	68	42	53	195	825	4490	764 mii lei

La cursul schimbului, se constată aceleași tendințe generate de marea inflație ca și în cazul indicilor prețurilor și costului vieții; o creștere mai ușoară până la începerea războiului, o amplificare mult mai mare între anii 1941 și 1945, de 24 ori a prețului francului elvețian și de 3,4 ori a dolarului. Diferența este mare dintre ele și nu reflectă starea și poziția reală a acestor valute pe piața

¹ Bulletin d'information et de documentation, 1935-1947.

² În anul 1936, noiembrie, este devalorizat oficial leul cu 38%. La 27 septembrie 1936, se devalorizează francul elvețian cu 29,9%, ceea ce explică scăderea temporară a cursului lui față de leu.

³ Cursurile valutei din timpul războiului nu au comparabilitate, întrucât piața valutară românească nu avea comunicarea cu piețele occidentale, din cauza frontului, țara noastră fiind izolată.

mondială. Notăm că, până în perioada interbelică, tranzacțiile cele mai frecvente pe piața europeană se efectuau nu cu dolari, ci cu lire sterline, franci elvețieni și franci francezi. Tranzacțiile cu valute occidentale pe piața românească în anii războiului se derulau numai din stocul rămas pe teritoriul țării dinainte de anul 1941, cu excepția francului elvețian, care intra în țară în urma unor exporturi minore românești către Elveția.

Cu asemenea moștenire dezastruoasă în domeniul monetar, economia românească nu putea demara cu reușită procesul de refacere postbelică. În consecință, stabilizarea monetară discutată mult timp se efectuează la 15 august 1947, după ce se dovedise că în agricultură se obținuse prima recoltă mai bună în anii postbelici.

Stabilizarea a constat în preschimbarea, la sume limitate, a vechilor semne monetare cu bani noi; schimbul sumelor admise s-a făcut la raportul de 20 000 lei vechi pentru 1 leu nou. Limitarea la schimb a sumelor de bani vechi a condus la anularea a peste 99% din masa de bani în circulație; aceasta a afectat capitalul speculativ, dar și capitalul productiv, de rulment, reducându-le substanțial; a suferit, de asemenea, pierderi însemnate o mare parte a populației care tezuriza economiile sau le avea depuse la bănci sau la CEC. Sumele nepreschimbate a trebuit să fie depuse în cont blocat la bănci, unde ulterior au fost anulate.

Unitatea monetară a leului nou a fost definită ca având un conținut de aur de 6,6 mg cu titlul de 900/1000, prețul aurului fiind astfel stabilit la 168 350 lei kg; la stabilizarea din anul 1929, după primul val de inflație, leul fusese fixat la 10 mg aur cu titlul de 900/1000, prețul aurului revenind la 111 111,11 lei kg; astfel, noul leu de la 15 august 1947 se considera a reprezenta 66% din valoarea celui din anul 1929. De remarcat faptul că leul din 1929 reflecta nivelul puterii de cumpărare a monedei la piață, pe când leului din 1947 i s-a stabilit un conținut convențional, în afara determinării de piață; el nu era nici convertibil, avea deci circulație impusă prin lege, extraeconomică.

Pe baza conținutului aur al noului leu au fost stabilite, prin lege, paritățile monetare metalice față de valutele altor țări, astfel: 1 dolar SUA - 150 lei; 1 franc elvețian - 34,88 lei; o liră sterlină - 605,35 lei; 1 franc francez - 1,25 lei; 1 forint ungar - 12,87 lei; 1 dinar iugoslav - 3,25 lei; 1 coroană cehoslovacă - 3 lei; o levă bulgară - 0,52 lei etc. Cu excepția levei bulgărești, celelalte monede europene aveau o valoare mai mare ca leul românesc.

Semnele bănești noi erau reprezentate de bancnote de 1000 lei, 500 și 100 lei, din bani divizionari de metal de 0,50, 1, 2, 5 lei ai Băncii Centrale și bani de hârtie emiși de Ministerul de Finanțe, de 5 lei, 10 lei și 20 lei.

Prețurile, pe baza legislației stabilizării, parțial se determinau prin autocalculație, cu profituri limitate, parțial se fixau de organe de stat special constituite. Intenția administrației a fost de a le aduce la un nivel apropiat de prețurile de detaliu ale anului interbelic 1938, ceea ce s-a reușit numai parțial și în primele luni, când piața acuza o lipsă acută de monedă; în anii următori, ele au urcat din nou panta inflației.

Pentru a ne face o imagine mai clară a procesului, prezentăm prețurile produselor de consum considerate, la București, sub trei ipostaze: prețurile din anul 1938, libere, prețurile reglementate din decembrie 1947 și prețurile de la piața liberă din decembrie 1947.

Tabelul 4.14

Prețurile medii de detaliu la unele bunuri de consum¹, în București, în anul 1938 și 1947, decembrie

Produsul	Unitatea de măsură	1938 libere	Decembrie 1947 reglementate	Decembrie 1947 libere
1. Făină de grâu	1 kg	9,80	14,30	80
2. Mălai	1 kg	4,65	12,50	20
3. Carne de vită	1 kg	22,50	43	200
4. Carne de porc	1 kg	29,90	68	270
5. Brânză telemea	1 kg	39,50	70	400
6. Ulei de floarea-soarelui	1 l	34,40	56	200
7. Zahăr	1 kg	32	70	600
8. Pânză albă	1 m	31,5	75	220
9. Săpun rufe	1 kg	28,85	129	500
10. Lemne de foc	100 kg	74,00	150	450

Un prim rezultat al stabilizării monetare a fost reducerea masei de bani din circulație de la 48 451 mld. lei vechi în 15 august 1947 la 24,5 mld. lei noi la 20 decembrie 1947, ceea ce însemna eliminarea mării inflații produse de război și de urmările sale. Alte rezultate au fost înlăturarea anarhiei monetare, reducerea ariei speculei produselor etc. Reforma monetară a fost însoțită de un ansamblu de măsuri de stabilitate și control al prețurilor, de instituire a unui nou sistem de salarii, de apariția comerțului de stat cu prețuri fixe, de distribuirea produselor de

¹ Anuarul statistic al României, 1939-1940; *acad. Tudorel Postolache (coordonator)*, op. cit.; Buletinul pentru departamente economice, 1948, februarie, p. 67.

primă necesitate pe bază de cartele. Ca rezultat al noilor prețuri și noilor salarii, a avut loc o creștere a puterii de cumpărare a veniturilor fixe, a salariilor reale.

Statistica muncii din ianuarie 1948, deci la patru luni după stabilizarea monetară, arată că salariul mediu lunar brut, pentru cei 483 mii de salariați din economie, reprezenta 5566 lei, iar cel net 4939 lei; de subliniat că reținerile totale din salariul brut erau mici și însumau 11,3%, din care asigurări sociale 3%, iar impozitul pe salariu 8,3%.

Față de prețurile arătate mai sus, cu un salariu net mediu lunar se puteau, astfel, teoretic¹ cumpăra în decembrie 1947, la prețuri reglementate: 345 kg făină de grâu, sau 73 kg carne de porc, sau 70 kg de brânză de oi, sau 70 kg de zahăr, sau 3290 kg de lemne de foc etc. Dar cum produsele la prețuri oficiale erau insuficiente, consumatorii apelau și la produsele de la piața liberă sau piața “neagră”, cum se spunea atunci. Astfel, cu un salariu net lunar de 4939 lei, se puteau achiziționa următoarele cantități de produse la prețuri libere: 43 kg de făină de grâu, sau 18 kg carne de porc, sau 12 kg de brânză de oi, sau 8,2 kg de zahăr etc.²

Acestea arată puterea de cumpărare scăzută a salariului în perioada refacerii economiei de 2-3 ori mai mică decât în 1938, iar pentru o mare parte din salariați, cu venituri sub media generală, capacitatea de cumpărare, nivelul de trai apărea de 3-5 ori mai reduse decât înainte de război. În vederea asigurării salariaților și pensionarilor cu produse strict necesare existenței, s-a introdus aprovizionarea raționalizată, pe bază de cartele și la prețuri minime fixe.³

Stabilizarea monetară din august 1947 s-a efectuat în condițiile greutăților refacerii economiei, astfel că a purtat în sine o serie de carențe care au produs în anii următori și o undă de inflație.

Aceasta privește o perioadă scurtă, din 1949 până în ianuarie 1952, încheiată cu o nouă reformă monetară. Este perioada când se schimbă regimul politic, când puterea politică instituționalizează dictatura comunistă, iar organismul economico-social se amenajează după sistemul socialist de tip sovietic, cu economie de stat centralizată-planificată. Toate prefacerile

¹ *Spunem teoretic, întrucât produsele cu prețuri reglementate se distribuiau pe cartele, cu rații zilnice și lunare limitate la consumul minim al posesorilor de cartele.*

² Statistica muncii. Salariați, ore lucrate și salarii, ianuarie 1948, *București, 1949*, p. 172.

economice s-au înfăptuit prin legislație dictată de principii ideologice, nu prin mecanismele libere economice.

Moneda, banii, piața au fost subordonate măsurilor politice și legislative; ele nu mai jucau rolul determinant, ca în economia liberă de piață. Cu toate acestea, deși BNR fusese etatizată în decembrie 1946 și emisiunea monetară se afla sub controlul guvernului, nevoia de mijloace bănești pentru refacere și dezvoltare a produs unele dezechilibre de piață.

Ca urmare, în vederea rezolvării acestora, în ianuarie 1952, în condițiile unei economii planificate și în reală dezvoltare, se efectuează noua reforma monetară care a urmărit reducerea semnelor monetare din circulație, având deci caracter deflaționist ca și stabilizarea din 1947.

Pe lângă o serie de carențe în circulația monetară, de fenomene speculative pe piața liberă a produselor agricole și unele dezechilibre între cererea populației de bunuri de consum și oferta producției, obiectivul esențial al reformei monetare era consolidarea și întărirea monedei naționale în interior și în raporturile monetare externe. De aceea, acțiunea monetară întreprinsă, care a inclus și pretexte politice ale “devierii de dreapta”, nu s-a numit stabilizare monetară, ci reformă monetară. Motivațiile au fost de natură politică - acțiunea greșită a unor lideri politici în departamentele pe care le conduceau -, ca și economică - creșterea de peste trei ori, după stabilizarea din august 1947, a prețurilor produselor agricole pe piața liberă țărănească, în timp ce prețurile produselor industriale și agricole ale statului au rămas constante.

Al doilea obiectiv esențial, nemenționat în documentele oficiale ale reformei monetare din ianuarie 1952 din motive politice, a fost, credem, necesitatea de aliniere a leului românesc, ca putere de cumpărare și etalon de valoare, la un nivel mai ridicat, alături de celelalte monede ale țărilor socialiste, în sistemul monetar internațional, față de valutele țărilor capitaliste dezvoltate. Dovada este faptul că, după prima etapă de redresare a monedelor din țările “lagărului socialist”, prin stabilizările monetare postbelice a urmat a doua etapă, după 1950, ce urmărea întărirea și ridicarea valorii monedelor acestor țări. Astfel, în acest sens, au avut loc reforme monetare în Polonia în octombrie 1950; în România în ianuarie 1952; în Bulgaria în mai 1952; în Cehoslovacia în iunie 1953 etc¹.

¹ Kirișescu, Costin C., op. cit., vol. III, p. 261.

La reforma monetară din ianuarie 1952, preschimbarea vechilor bani cu banii noi s-a făcut diferențiat. În timp ce prețurile, tarifele, taxele, impozitele, salariile, pensiile și alte indemnizații s-au redus la raportul de 20:1, respectiv de 20 de ori, preschimbarea disponibilităților bănești ale cetățenilor și întreprinderilor particulare s-a efectuat în raporturi mai mari și diferite; de exemplu: prima mie de lei vechi se preschimba la raportul de 100:1, deci se primea numai 10 lei noi; a doua și a treia mie de lei se schimba la proporția de 200:1, deci se primea pentru 2000 lei doar 10 lei; restul miilor se preschimbau la proporția de 400:1, pentru fiecare mie de lei vechi primindu-se 2,50 lei noi etc¹.

Diferențieri la preschimbarea banilor au fost și pentru organizații obștești, cooperative etc. Însă sumele din contul întreprinderilor, instituțiilor de stat, al celor străine cu sediul în România, ambasadelor, gospodăriilor agricole de stat și cooperative s-au recalculat la raportul standard de schimbare, 20 lei vechi la 1 leu nou, pentru a nu reduce fondul de rulment al acestora.

Reforma bănească din ianuarie 1952, ca și cea din august 1947, a afectat capitalul și categoriile sociale speculative și, pentru majoritatea economiilor cetățenilor, a produs pierderi însemnate, ceea ce a ridicat importante nemulțumiri în rândul populației. În consecință însă, primul obiectiv a fost atins, din circulație a fost scoasă o masă mare de numerar, de peste cinci ori, a raportului oficial de schimb.

Totodată s-au pus în circulație noi semne monetare: bani divizionari din metal de 1, 3, 5, 10 și 25 bani, din hârtie de 1 leu, 3 și 5 lei și bancnote ale Băncii Centrale de 10, 25 și 100 lei, acestea rămânând în circulația monetară aproape patru decenii, până în anul 1990.

Subliniem că toate datele statistice referitoare la valori în lei, indicatorii valorici produși de Institutul Național de Statistică de după 1948 sunt exprimați până în anul 1990 în lei 1952.

Concomitent cu reforma bănească, s-a efectuat o reducere substanțială de prețuri la produsele de consum importante - carne, ulei, zahăr, pâine - în scopul creșterii capacității de cumpărare a veniturilor populației și al eliminării disproporției dintre cerere și ofertă. În acest sens s-au întreprins și alte măsuri asupra prețurilor produselor agricole colectate și vândute de stat etc.

Nivelul prețurilor determinat la reforma bănească din ianuarie 1952 se afla mult sub cel de la stabilizarea din august 1947, ca și sub nivelul anului

¹ *Kirișescu, Costin C., op. cit., p. 260.*

1938. Întrucât nu dispunem de date asupra prețurilor pentru decembrie 1947 la media pe țară, vom folosi pentru comparație prețurile de la piața capitalei, care sunt apropiate de cele medii pe țară, însă cu câteva puncte mai ridicate.

Prețurile comerciale din anul 1952 la principalele bunuri de consum, față de cele libere din decembrie 1947, reveneau de la 5 până la 50 de ori mai reduse, iar față de anul 1938, prețurile din ianuarie 1952 se situau la un nivel de 3-4 ori mai scăzute. Aceasta la prețurile comerciale, întrucât la prețurile produselor raționate diferența era în medie de cca 10 ori mai mare. În afară de aceasta, tarifele la servicii, transport, comunicații, poștă, chirie etc. au fost fixate de 4-5 ori mai mici ca în anul 1938. Astfel, capacitatea de cumpărare a monedei, ca și a veniturilor populației a sporit. La un salariu mediu lunar de 440 lei în 1952, se puteau cumpăra la prețurile comerciale: 110 kg făină de grâu, sau 52 kg carne de porc, sau 40 kg brânză de oi, sau 35 kg ulei. La prețuri raționate, cantitățile reveneau de 2-3 ori mai mari.

Tabelul 4.15

**Prețurile medii de detaliu¹ la bunuri de consum
în ianuarie 1952, în decembrie 1947 și în anul 1938**

lei

Produsul	Unitatea de măsură	Ianuarie 1952, prețuri pe țară		Decembrie 1947, prețuri pe piața capitalei		1938, prețuri pe țară	1952, prețuri față de 1938 = 100 %
		raționate	comerciale	reglementate	libere	libere	comerciale
1. Făină de grâu	1 kg	1,00	4,00	14,30	80	9,80	40,8
2. Mălai	1 kg	0,50	2,74	12,50	15	4,65	58,9
3. Carne de vită	1 kg	3,40	6,50	43,00	200	22,50	28,9
4. Carne de porc	1 kg	5,40	8,40	48,00	270	29,90	28,1
5. Brânză de oi	1 kg	-	11,00	70,00	420	39,50	27,8
6. Ulei de floarea-soarelui	1 l	3,00	12,50	50,00	200	34,40	36,3
7. Zahăr	1 kg	2,80	9,00	70,00	600	32,00	28,1
8. Pânză albă	1 kg	3,50	9,40	75,00	220	31,15	30,2
9. Săpun rufe	1 kg	7,30	10,00	129,00	500	28,85	34,7
10. Lemne de foc	100 kg	8,50	10,00	150,00	450	74,00	13,5

¹ Anuarul statistic al României, 1939 și 1940; Buletinul pentru departamente economice, 1948, februarie; Hotărârea nr. 148 din 26 ianuarie 1952 din Colecția de legi, decrete, hotărâri și decizii, 1952, 1-31 ianuarie.

Totodată, a fost menținut, la majoritatea produselor, sistemul de distribuire pe bază de cartele, care se va desființa în anul 1954.

Legea reformei bănești, o dată cu reducerea de 20 de ori a expresiei monetare a celor mai mulți factori bănești, a majorat conținutul în aur al leului de la 5,94 mg fixat la stabilizarea din 1947 la 79,35 mg, respectiv de 12 ori. Prețul aurului cumpărat de banca de emisiune s-a fixat la 12,45 lei gramul aur fin.

Menționăm că, după anul 1950, cu excepția prețurilor produselor țărănești aduse la piață, toate prețurile de gros și detaliu ale mijloacelor de producție și ale bunurilor de consum aveau prețuri stabilite, aceleași în orice magazin și în orice localitate din țară.

Etalonul leului de 79,35 mg aur a fost curând, în ianuarie 1954, mărit la aproape dublu, la 148,11 mg aur; pe baza acestui nou etalon s-au stabilit, în raport de conținutul aur al altor valute, cursul acestora în lei. Astfel¹, 1 dolar SUA=6 lei; 1 liră sterlină = 16,80 lei, 1 franc elvețian = 1,37 lei; ulterior, la cursul oficial s-au mai adăugat prime între 100% și apoi 200%, pentru a apropia cursul schimbului de puterea de cumpărare a leului.

Cu reforma bănească din ianuarie 1952, moneda românească s-a consolidat pe plan intern, și-a sporit capacitatea de cumpărare, iar pe plan extern, și-a redus raportul de schimb valutar.

În perioada de după anul 1952, moneda națională a trăit aproape patru decenii un curs impus, fără convertibilitate și necotată la burse, dar cu o anume stabilitate a prețurilor administrate. Ca și celelalte monede ale țărilor socialiste, leul, care avea putere de cumpărare și circulație numai pe piața internă, s-a aflat practic într-o formă de izolare de lumea monetară internațională. În primul deceniu după reforma bănească din 1952, s-au efectuat o serie de reduceri de prețuri, ceea ce a coborât, pentru o perioadă, indicele prețurilor de consum și al serviciilor, sub nivelul prețurilor anului 1952². În general însă, indicele

¹ Kirițescu, Costin, Sistemul bănesc al leului și precursorii lui, vol. III, 1997, p. 366-368.

² Cea mai importantă reducere de prețuri s-a efectuat în ianuarie 1952, cu prilejul reformei monetare. Prețurile reduse sunt consemnate în tabelul 4.17. În martie 1953, se reduce tariful la energia electrică cu 35%, stabilindu-se prețul unic pe țară de 0,60 lei kWh, iar tariful telefonic, pentru o convorbire urbană, se reduce de la 0,30 lei la 0,25 lei. Altă reducere a avut loc în decembrie 1954; s-au desființat cartele, plătindu-se salariaților compensații lunare între 33 și 109 lei și, concomitent, s-au redus prețurile diferitelor produse (mâlai - 10%, petrol lampant - 13%, îmbrăcăminte și încălțăminte pentru copii - 10%, încălțăminte cu talpă de

cauciuc - 10-29%, articole metalice de uz casnic și electrotehnice - 7-10%, unelte și mașini agricole - 16,7%, medicamente - 10%, jucării - 10%, săpun - 20%).

Pentru înțelegerea fenomenului prețurilor, menționăm din nou că, în sistemul economiei planificate centralizat, prețurile de detaliu și tarifele la servicii erau unice pentru aceleași mărfuri în orice magazin și în orice localitate din țară, ceea ce constituia un avantaj nu numai de calcul, tot așa după cum salariile nominale erau aceleași pentru aceleași funcții și categorii în orice localitate și unitate socială. Pe lângă reducerile de prețuri menționate, hotărârea guvernului prevedea creșteri de prețuri la unele produse agroalimentare - carne de vită cal. I - de la 7,60 lei/kg la 10 lei/kg, carne de porc cal. I de la 9,90 lei/kg la 13 lei/kg, lapte de vacă de la 1,50 lei/l la 2 lei/l, ouă între 0,75 și 1 leu, fasole la 2,70 lei/kg, la băuturi alcoolice prețuri mult mai ridicate.

Totodată, sporeau salariile diferitelor categorii de muncitori de la 220,32 lei la 265,20 lei lunar, iar ale personalului administrativ, la primele trei categorii, între 240 lei și 300 lei lunar. Bursele elevilor s-au fixat, la diferite forme de învățământ, între 90 și 230 lei, iar ale studenților la 270 lei, bursa acestora apărând mai mare decât salariul majorat al muncitorilor.

În anul 1960, se fac reduceri de prețuri la unele produse: orezul de la 11,50 lei la 10,29 lei, benzina auto de la 3,50 lei/litrul la 1,45 lei/l, produse de franzelărie, ciocolată de la 13% la 31%, alte produse alimentare cu 9%-29%, încălțăminte pentru bărbați cu 7,6-23%, pentru femei cu 7-21%, pentru copii cu 7,5-14%, diverse articole de uz casnic, muzicale, ceasornice între 15 și 25%, medicamente între 20 și 47%. În anul următor, în sept. 1961, au avut loc reduceri de prețuri la unele bunuri de consum și la unele tarife: la articole electrocasnice între 15 și 40%, la unele țesături, confecții de in, mătase și fire artificiale între 15 și 20%, la unele sortimente de încălțăminte etc.

În mai 1965, o hotărâre de guvern promovează reduceri de prețuri de detaliu la unele bunuri de consum și la prestări de servicii (mobilă de diferite sortimente între 8 și 13%, articole textile, unele sortimente de ciorapi, cămăși, pălării, fulare între 9 și 30%, unele articole de birou, foto, ceasornice între 20 și 25%).

În aprilie 1967 se anunță reduceri de prețuri la biscuiți, untură de porc și pasăre, băuturi răcoritoare și alte produse alimentare, în medie, între 5% și 27%, aparate radio, mașini de cusut etc. între 13 și 27%, unele articole textile și încălțăminte între 6 și 49%, săpun toaletă și paste de dinți diferite mărci între 5 și 43%. Pentru servicii telefonice, ca urmare a automatizării interurbane, se reduc prețurile la abonamente lunare linie individuală - 60 lei cu 200 convorbiri, un impuls (1 minut) cu prețul de 0,20 lei, iar peste 400 impulsuri lunar, 0,11 lei. La tarifele convorbirii interurbane între orele 18-6 reducerea era de 40%. În aprilie 1969, se reduc prețurile la frigider Fram - 15%, aparate radio cu tranzistori - 9,6%, unele produse textile, încălțăminte, marochinărie între 11 și 19,5%, produse din mase plastice între 21 și 31%, diverse produse cosmetice, discuri fonografice între 16 și 20%.

Reduceri de prețuri la diferite categorii de produse după anul 1964 aveau și funcția de a micșora stocurile acumulate de mărfuri nevândute din cauza sortimentelor necorespunzătoare.

prețurilor, în cele aproape patru decenii, 1952-1989, a manifestat o tendință de urcare, exprimată într-o creștere cu cca 60%, cu o rată anuală de cca 1,5%.

Indicele prețurilor de detaliu și al tarifelor la servicii pentru populație, în perioada 1950-1989, după date statistice și calcule, a evoluat cum se prezintă în tabelul 4.16.

Tabelul 4.16

Indicii prețurilor de detaliu în perioada 1950-1989

ani selectați

Indici	1950	1960	1970	1975	1980	1982	1985	1989
1. Indice prețuri de detaliu la tarife și servicii ¹⁾ , din care:	---	---	100	102,6	110,8	132,0	141,1	145,8
- produse alimentare			100	106,4	113,4	154,4	162,0	162,2
- produse nealimentare			100	100,4	104,5	112,1	116,6	119,3
- servicii			100	101,2	122,0	137,1	154,5	161,9
2. Indice dedus al prețurilor de detaliu ²⁾ pentru perioada 1950-1970	100	116,3	108,3					
3. Indice cumulată 1950-1989	100	116,3	108,3	111,1	120,0	143,0	152,8	157,9

Note: 1) Anuarul statistic al României, 1990, p. 577; 2) S-a calculat ca raport între indicele vânzărilor de mărfuri cu amănuntul în anii 1950-1970 și indicii dinamicii vânzărilor cu amănuntul; indicele rezultat, indice dedus, cum este numit de economistul Gheorghe Stroe, în Băncile, circulația monetară și creditul, capitol în lucrarea: N.N. Constantinescu (coordonator), Istoria economică a României, vol. II, 1938-1989, București, 2000.

În consecință, prețurile bunurilor de consum în cele patru decenii au crescut în medie cu 58%, sporul cel mai important, de 47 de puncte procentuale, înregistrându-se în ultimul deceniu și jumătate, îndeosebi după 1981. Avantajul stabilității prețurilor nu a putut asigura, în toată perioada, o stare normală pieței de bunuri de consum pentru populație, cum s-ar părea. În deceniul nouă, din cauza acțiunilor forțate de a mări exportul, în scopul plății datoriilor externe, oferta internă de mărfuri de consum s-a redus, generând serioase perturbări în aprovizionare, cozi la magazine, aprovizionarea satelor de la orașe, mai ales din capitală, însoțite de nemulțumiri grave ale populației.

Pe lângă imaginea sintetică a prețurilor, prezentată sub forma indicilor, alăturăm un tabel cu prețurile medii de detaliu la bunurile de consum, din anul 1988, în comparație, cum s-a făcut până acum, cu perioadele anterioare.

Tabelul 4.17

**Prețurile medii de detaliu, pe țară, la unele bunuri de consum,
în anii 1938, 1952, 1982 și 1988**

*ani selectați
lei pe unitate*

Produsul	Unitatea de măsură	1938	1952 ian.	1982	1988
1. Pâine neagră	1kg	7,20	2,00	2,50	5
2. Făină de grâu	1kg	9,80	4,00	5,00	5
3. Mălai	1kg	4,30	2,74	3,50	3,20
4. Carne de vită	1kg	22,50	7,60	43,00	42
5. Carne de porc	1kg	29,90	9,90	31,00	36
6. Brânză (telemea de oi)	1kg	85,80	11,00	34,00	42
7. Ulei de floarea-soarelui	1l	34,40	12,50	18,00	18
8. Zahăr	1kg	32,00	9,00	14,00	16
9. Orez	1kg	29,00	11,50	15,00	16
10. Bere la sticlă	" l	---	2	5,50	5
11. Pantofi bărbătești cal. I	1 per	605	134		298
12. Pantofi de damă cal. I	1 per	560	112		275
13. Pânză albă (america)	1m	31,20	9,40		
14. Ciorapi bărbătești	1 per	39	10		
15. Ciorapi de damă	1 per	97	8,70		
16. Săpun rufe	1 kg	28,90	10,00	14	14
17. Țigări Carpați	20 buc.	---	2,50	3,25	3,25
18. Călătorie tramvai	una	---	0,25	0,65	1
19. Benzină auto	1l	10,60	3,50	9,0	9,60
20. Convorbire telefon public	3 minute		0,30	0,25	0,25
21. Electricitate, consum casnic	1kwh	12	0.65	0,65-1,00	1,00

Surse: Anuarul statistic al României 1939 și 1940; *Victor Axenciuc, op. cit., vol. III, București, Edit. Academiei Române, 2000*; *Electricizarea în România, 1951-1992, Editura Tehnică, București, 1996*; *Hotărârea Consiliului de Miniștri nr. 148 din 26 ianuarie 1952, din Colecția legi, decrete, hotărâri și decizii 1952, 1-31 ianuarie*; *Decret nr. 45, 12 februarie 1982, C.L.D. 1982, vol. I, ianuarie-martie.*

Un alt argument al evoluției valorii monedei naționale în perioada 1950-1988 este furnizat de cursul în lei al principalelor valute ale pieței monetare europene: dolarul SUA, lira sterlină și francul elvețian. Tabelul ce urmează arată cursul acestora în perioada menționată, comparativ însă cu anii 1938 și 1947; după anul 1973, se prezintă numai cursul dolarului SUA, monedă internațională de referință. Menționăm că valoarea acestor valute în leii perioadei, când nu exista nici

piața liberă, nici bursă, măsurarea economică a parității reale, întrucât statul avea monopolul exclusiv al tranzacțiilor și deținerii de valute, se realizau prin decizie administrativă, deși în spatele acesteia se afla o realitate economică. Până în anul 1964, din cursurile oficiale, l-am selectat pe cel cu prima cea mai mare și în anii când s-au acordat aceste prime, tocmai pentru a nu supraaprecia valoarea leului.

La estimarea, pe o perioadă atât de întinsă, a cursului în lei al valurilor respective, în special al dolarului, trebuie să se aibă în vedere tendințele pe termen lung de depreciere a lor, pe de o parte, și de apreciere relativă a leului, pe de altă parte, respectiv de faptul că puterea de cumpărare a leului a crescut în partea cea mai mare a perioadei. Desigur însă că datele poartă un caracter doar orientativ, din cauza faptului, amintit mai sus, că aceste cursuri ale leului nu erau stabilite direct de piață, ci prin operațiunile economice și administrative care reflectau, mai aproape sau mai departe, realitatea pieței.

Tabelul 4.18

Cursul în lei¹ al unor valute străine, în perioada 1938-1988, ani determinați

*ani selectați
lei pe unitate*

Valuta	1938 ¹	1947 august ²	1952 ianua- rie	1954 ³	1957 ⁴	1964 ⁵	1968 ⁶	1973 ⁷	1980 ⁶	1985 ⁶	1988 ⁸
Dolar SUA	140	150	11,20	6,00	12,00	18,00	18,00	20,25	18,00	17,14	14,23
Liră sterlină	693	605	31,3	16,80	33,60	43,20	43,20	---	---	---	---
Francul elvețian	32	35	2,56	1,37	---	4,41	4,41	---	---	---	---

Note: 1) Curs oficial cu primă de 38%; 2) Pe baza parității metalice a raportului dintre cantitățile de aur fixate oficial la stabilizarea monetară din 15 august 1947; 3) Prin hotărârea Consiliului de Miniștri din 31 ianuarie 1954, se mărește conținutul în aur al leului. 4) Se acordă prima de 100% la cursul oficial de 6 lei la vânzarea și cumpărarea valurilor țărilor occidentale, la alte operațiuni în valută în afară de cele comerciale; 5) Plus prima de 200% la preschimbarea valurilor liber convertibile ale țărilor occidentale pentru turiștii străini; 6) Prima de 200%, respectiv 18 lei 1 dolar se generalizează la toate operațiunile necomerciale; 7) Cursul comercial al dolarului între 1973-1988 din International Financial Statistics. Tot aici se prezintă și alte cursuri medii anuale:

	1973	1980	1985	1988
Curs necomercial, lei	14,58	12	12,24	8,84
Curs oficial, lei	5,04	4,47	12,24	14,23

8) Anuarul statistic al României, 1993, arată cursul oficial pentru transformarea sumelor din dolari în lei la exportul și importul României, astfel: 1981-15 lei; 1985 -17,50 lei; 1988 - 16 lei.

¹ Etalonul legal al leului, în aur, era de 9 mg aur fin în anul 1929, 5,94 mg în 1947 (august), 79,35 mg în anul 1952 (ianuarie) și 148,11 mg în ianuarie 1954.

Prima constatare începe de la anul de referință 1938, care arată cursurile oficiale cu primă, prin care se efectua majoritatea operațiunilor valutare, cursuri care erau mai mici decât cele de la piața liberă¹. La stabilizarea din august 1947, cursurile oficiale s-au fixat aproape de nivelul anului 1938 fără o justificare economică, iar tranzacțiile cu valute au devenit monopol de stat. Ulterior, în toată perioada până în 1990, cursul valutei străine era fixat de către stat și anunțat periodic de Banca Centrală. După aderarea României la FMI, acesta, pe baza informațiilor primite de la București și a unor calcule proprii, publică din anul 1973 cele trei cursuri ale dolarului în lei - cel comercial, cel necomercial (turistic) și cel oficial.

În toată perioada, cu excepția câtorva ani, după 1954, când singurul curs era cel oficial de 6 lei 1 dolar, cursul cu primă, apoi comercial a fost între 11,20 și 18-20 lei. Ar reieși că față de dolar leul a oscilat între o tendință de depreciere și de apreciere, ceea ce nu corespunde realității. În deceniile șase-nouă ale secolului 20, dolarul s-a depreciat de trei patru ori față de poziția sa de la Bretton Woods, în timp ce puterea internă de cumpărare a leului, după indicii prețurilor de consum, s-a redus doar cu 60%. Aceasta subliniază o anumită independență a mișcării cursului valutar stabilit administrativ de puterea economică a valutei.

Dar ceea ce interesează aici este că și prin diferitele cursuri ale dolarului se confirmă relativa stabilitate a monedei naționale în perioada cercetată.

În consecință, cele patru decenii, 1950-1989, se înscriu în istoria economică a României, din punct de vedere monetar, ca intervalul cel mai lung de relativă stabilitate, pe piața internă, a semnului monetar național, chiar dacă valuta românească nu cota pe piețele externe, nu era convertibilă și avea putere de cumpărare determinată prin decizie administrativă.

4.4. Al treilea val de inflație

Ultimul val de inflație se desfășoară în perioada 1990-2000; spre deosebire de celelalte mari reprize inflaționiste ale economiei, cel din deceniul 10 nu a fost precedat de vreun război sau alte calamități; din contră, el s-a produs în condiții de pace, după o lungă perioadă de creștere economică, de stabilitate relativă de peste

¹ În anul 1938, la piața liberă media lunii septembrie era de 216 lei pentru 1 dolar, 1133 lei pentru o liră sterlină și 52 lei pentru 1 franc elvețian. La aceste cursuri se efectuau însă operațiuni reduse ca volum, majoritatea fiind cele la curs oficial cu primă.

trei decenii a monedei naționale, dar a fost premers, în ultimul deceniu, de un declin al ritmului produsului social și câteva procente de depreciere monetară anuală în cadrul unei crize acute sociale și politice a țării.

Inflația anilor 1990-2000 s-a desfășurat concomitent cu procesele tranziției de la economia centralizată de stat la economia privată de piață, creând impresia falsă de componentă a acestei treceri. Deși inflația apărea ca produs al transformărilor instituționale și legislative, economice și sociale, ea nu era obiectiv inerentă acestor transformări. Lipsa datoriilor externe, rezervele mari de produse, o producție industrială și agricolă capabilă să acopere integral cererea minimă de bunuri de consum a pieței interne, fără a mai socoti disponibilitățile de export etc., nu justificau o explozie inflaționistă proprie economiilor calamitate. Cauzele creșterii aberante a prețurilor rezidă în politici economice inconsecvente, în gestionarea fără continuitate a economiei, în abandonarea gestiunii patrimoniului public (a cărui avere imensă se poate estima, în anul 1989, la cca 275 mld. dolari SUA) într-un talaz de risipă și sustrageri din patrimoniul statului atât la nivel guvernamental, cât și la nivelul întreprinderilor.¹

Proprietatea statului, ce forma 86% din avuția națională, a încetat să mai fie conservată și apărută tocmai în perioada când se instituia principiul economiei de piață al garantării și apărării proprietății. Declanșarea inflației s-a produs prin creșteri nemotivate economic de salarii, indemnizații etc. Prin liberalizarea prețurilor fixe, autonomia fără control, centru al gestiunii întreprinderilor, liberalizarea comerțului exterior, eliminarea controlului statului asupra producției întreprinderilor sale și a prețurilor etc., toate acestea au generat un mecanism specific al cursei, pe termen lung, dintre creșterea cheltuielilor și a prețurilor.

Tabelul 4.19

Rata inflației² față de anul precedent în perioada 1989-2000

Anii	Rata anuală %	Anii	Rata anuală %	Anii	Rata anuală %
1989	1,1	1993	256,1	1997	154,8
1990	5,1	1994	136,7	1998	59,1
1991	170,2	1995	32,3	1999	54,8
1992	210,4	1996	38,3	2000	45,7

¹ Belli, Nicolae, *Tranziția mai grea decât un război*, Editura Expert, București, 2001.

² Institutul de economie mondială "Costin Murgescu", *Caietul valutar - 2000*, București, 2001.

Deprecieri leului din deceniul 10 a urmat o curbă variabilă, cum se poate constata din tabelul 4.19.

Procesul inflaționist expandează puternic, crescând până în anul 1993, când atinge apogeul de 256,1% față de 1992, după care diminuează până la 32,3% în 1995; urmează o nouă repriză de creștere în anii 1996 și 1997, pentru ca să scadă din nou, până în anul 2000, la 45,7%, cu tendință ulterioară de reducere semnificativă.

Deprecieri banilor poate fi urmărită, ca și în celelalte reprize istorice ale inflației, prin indicii prețurilor de consum și al serviciilor și prin raportul cursului valutar.

Tabelul 4.20

Indicii prețurilor de consum¹ în perioada 1990-2000

ani selectați

Indici	1990	1992	1995	1997	2000
Indice general (coeficient), din care:	100 (1)	838,8 (8,4)	9353,4 (93,5)	30076,9 (300,8)	111 767,1 (1117,7)
la produse alimentare	100	963,4	10469,9	35885,9	97865,7
la produse nealimentare	100	787,9	8775,5	30822,5	108333,2
la servicii	100	661,0	8051,2	32718,8	177 878,0

Indicii prețurilor de consum arată creșterea cumulată a inflației, prețurile amplificându-se de zeci și apoi de sute de ori în acest deceniu. De remarcat că, în anul 2000, indicele general a ajuns la 111 767% în comparație cu anul de bază - 1990 -, prețurile din acest an reprezentând doar 0,0009 din nivelul anului 2000.

Tabelul 4.20 arată că cele trei componente ale indicelui general au evoluat inegal, în principal datorită nivelului inițial al prețurilor în anul 1990, ca și politicilor economice în perioada ce a urmat; în primii cinci ani, au urcat mai repede prețurile produselor alimentare, cele nealimentare, dar și serviciile, încă favorizate de stat, rămânând în urmă; din anul 1996, se situează în fruntea creșterii serviciile, depășind celelalte două categorii, până în anul 2000, cu cca 70%. Astfel, într-un deceniu, s-a modificat și proporția acestor categorii în bugetul cheltuielilor de familie, aceasta tinzând către echilibrul determinat de piața liberă internă.

¹ Anuarul statistic al României, 1995, 2001.

O altă manifestare a inflației a constituit-o deprecierea monedei naționale, a leului, în comparație cu valutele externe mai stabile. Cum în această perioadă dolarul SUA, ca monedă de facto internațională, servește la măsurarea altor valute, vom urmări în tabelul următor cursul de schimb dolar-leu.

Tabelul 4.21

**Evoluția cursului de schimb al leului în raport cu dolarul SUA
și indicele rezultat, în perioada 1989-2000**

ani selectați

	1989	1990	1991	1992	1993	1996	1998	2000
Cursul, lei pe 1 dolar	14,90	22,40	76,40	308	760	3087	8876	21 693
Indicele cursului de schimb	100	150,3	512,8	2067	5104	20 718	59 570	145 591
Centi pentru 1 leu	6,7	4,5	1,3	0,32	0,13	0,03	0,011	0,0046

În comparație cu anul de bază, moneda națională a urmat, în perioada menționată, un proces de depreciere accelerată față de moneda americană; de la 6,7 cenți, cât reprezenta leul în anul 1989, în 1991 mai valora 1,3 cenți, în 1993 numai 0,13 cenți, în anul 1996 doar 0,03 cenți, iar la sfârșitul perioadei cca 0,0046 cenți. Astfel, de la 14,90 lei un dolar la 1989, înainte de deschiderea acțiunilor tranziției, în anul 2000 acesta costa în medie aproape 22 mii lei; valoarea leului față de moneda americană s-a redus de 1456 ori, ceea ce dă dimensiunea deprecierii sale pe piața externă, ca expresie a procesului inflaționist care a dominat economia României.

Interesantă apare exprimarea sintetică a celor doi indicatori - al prețurilor de consum și al cursului leului - în coeficienți.

Tabelul 4.22

Coeficienții de creștere ai indicelui prețurilor de consum și a cursului de schimb al leului, în perioada 1989-2000

*ani selectați**-cu baza 1 în anul 1989-*

Coeficienți	1989	1991	1993	1995	1997	1998	2000
Coeficient indice prețuri de consum	1	2,8	31,4	98,3	316	553	1175
Coeficient curs de schimb	1	5,1	51,0	136	481	596	1456

Deprecierea leului, ca manifestare a inflației, din perioada 1990-2000 s-a exprimat în creșterea prețurilor de 1175 de ori, în vreme ce deprecierea externă a leului - prin dolar - a fost sensibil mai mare, de 1456 de ori; devansarea indicelui prețurilor de consum de către cursul valutar s-a înregistrat permanent, în întreg intervalul. La aceasta, este de subliniat și faptul important că dolarul însuși a suferit un proces de depreciere, înscris pe termen lung, după suspendarea în 1971 a convertibilității în aur.

În consecință, inflația ultimului deceniu al secolului XX s-a situat, prin dimensiunile sale, după inflația din perioada războiului și postbelică, 1939-1947, deprecierea leului fiind de ordinul miilor. Ea însă, prin consecințele și daunele sale, a fost cea mai grea din tot secolul. În cele două perioade de mare inflație precedente - 1915-1926 și 1939-1947 -, economia românească, după distrugerile și pierderile provocate de războaie, a început procesul de refacere, de dezvoltare, stabilizările monetare stimulându-l. Inflația deceniului 10 a însoțit și agravat căderea fără precedent a economiei și doar după anul 2000 a început o redresare mai certă. Ea are loc în împrejurări cu totul specifice în comparație cu celelalte etape de inflație; nu a fost generată nici de război, nu s-a produs în perioada de refacere sau stimulare a economiei; din contră, a avut loc în timp de pace, în condițiile trecerii țării de la un sistem economic la alt sistem, când economia a suferit un profund proces de dezorganizare și deteriorare, cu cele mai mari pierderi din averea națională și din venitul național din întreg secolul 20. În cea mai mare parte, inflația în România deceniului 10 a fost rezultatul nu al unui anumit mecanism economic dezzechilibrat, cum se desfășoară fenomenul în lumea economiilor dezvoltate contemporane, ci al lipsei unor politici economice de continuitate și competențe sau al aplicării unor politici greșite infiltrate cu interese de acumulare, de corupție etc.

Deprecierea catastrofală a leului a reprezentat un capitol important de pierderi substanțiale pentru stat și majoritatea populației, adesea numite “costuri ale tranziției”; un termen ambiguu, imprecis folosit în scopul acoperirii și “justificării” unor măsuri economice nereușite, dar și în scopul însușirii, acumulării de bunuri și valori pe căi și cu mijloace extraeconomice, dăunătoare mecanismului economiei de piață care tocmai se închea în România. Analiza istorică, peste câteva decenii, va pune în evidență, cu obiectivitate, conținutul atribuit acestei categorii specifice în perioada ei de motivație politică.

Inflația s-a produs, începând din anul 1990, pe fondul trecerii de la prețuri stabilite și controlate de stat la prețuri libere, formate după jocul cererii și ofertei, al căderii ofertei interne de produse și al creșterii masive a importului de bunuri de consum, în urma reducerii producției interne și deci și a exportului;¹

¹ *Isărescu, Mugur C., Reflecții economice, vol. 3, Editura Expert, 2003.*

explozia prețurilor, însoțită de emisiunea monetară, a produs adânci dezechilibre în economie, o erodare continuă a veniturilor fixe și a veniturilor populației.

Al treilea val de inflație al secolului 20, cu care se și încheie acesta, a înregistrat cea mai mare creștere de prețuri după reprimă anilor 1940-1947.

Dificultățile transformării sistemului economic centralizat statal în sistem economic de piață au fost considerabil amplificate de inflația galopantă a deceniului zece; ea a afectat adânc mecanismele economiei, atât pe cele vechi, cât și pe cele noi, în formare, bugetul de stat, bugetele de familie, raporturile dintre prețuri, din care mai importante: între prețurile de producție și de vânzare, între prețurile agricole și industriale, între prețurile de export și prețurile de import; inflația a agravat decalajul de venituri și nivel de trai dintre mediul rural și mediul urban, a descurajat sectorul producției materiale, îndeosebi al producției agricole. Inflația, alături de impozabilitatea sporită, a constituit una dintre pârgurile cele mai eficiente de erodare a veniturilor și patrimoniului financiar personal al majorității populației, de reducere a consumului de masă și a pieței interne, dar a reprezentat și un instrument de acumulare explozivă a bogăției unor categorii sociale. S-a produs cea mai rapidă polarizare și la dimensiunile cele mai mari din istoria modernă a României; pe de o parte, s-au acumulat masive averi, sustrate în mare parte producției sociale ori transferate în străinătate, însoțite de lux și risipă, iar pe de altă parte, s-a extins pauperizarea, sărăcia, neparticiparea la muncă.

În perioada 1990-2000, prețurile produselor de consum și ale serviciilor au sporit de cca 1355 de ori. În această medie însă, serviciile s-au scumpit de 2018 ori în comparație cu mărfurile alimentare, de 1120 ori, și nealimentare, de 1252 ori. Nivelul inflației din anul 2000 față de 1990 era apropiat de gradul de inflație de la începutul anului 1947, de 1014 ori în ianuarie și 1433 ori în februarie față de nivelul prețurilor anului 1938; astfel, inflația actuală din România a ajuns din urmă inflația din anii celui de-al doilea război mondial și ai refacerii postbelice, când economia era deteriorată.

Între consecințele directe ale inflației, menționăm: amplificarea valorilor nominale ale tuturor bunurilor și serviciilor, exprimate în tot mai multe cifre, creșterea nominală a volumului circulației monetare; modificarea raporturilor dintre grupe de prețuri; creșterea reală a prețurilor de consum în afară de unul singur - prețul forței de muncă - care s-a redus până la aproape jumătate din nivelul mediu al anilor 1985-1989.

Inflația, împreună cu alți factori negativi, a scăzut venitul mediu real, veniturile din salarii și mai mult din pensii și de aici diminuarea capacității de

cumpărare a majorității populației, îndeosebi a celei producătoare de bunuri materiale; s-au redus cheltuielile medii și consumul pe locuitor.

Diminuarea salariului mediu real, ca o componentă majoră a veniturilor medii reale, se exprimă după indicele salariului mediu, care a evoluat astfel:

Tabelul 4.23

1990	1993	1995	1997	2000
100	59,4	66,5	56,3	58,6

Salariul real mediu s-a redus, într-un deceniu de inflație, la sub trei cincimi, iar pentru majoritatea personalului salariat, sub jumătate din nivelul anului 1990; s-a “topit”, din aceeași cauză, și puterea de cumpărare a pensiei medii, sub jumătate din valoarea ei de la începutul perioadei.

Nu ne propunem să analizăm toate consecințele inflației asupra vieții economico-sociale, cu atât mai mult cu cât fenomenele au constituit totodată și cauze, și efecte ale crizei economiei din perioada tranziției, a căror cercetare necesită un studiu special. Arătăm doar faptul că inflația nu și-a relevat nici un rezultat pozitiv stimulat pentru activitatea economico-socială ca în alte cazuri.

După trecerea în revistă a celor trei reprize ale inflației, dar și a reformelor monetare din secolul XX, considerăm instructiv, în vederea formării unei imagini seculare a evoluției economiei monetare din România, să prezentăm unii indicatori, mai expresivi, din momentele decisive ale parcursului fenomenului bănesc în acest secol. Cercetătorul interesat poate astfel să-și creeze un tablou în dinamică al diferitelor raporturi între unele elemente monetare și economice - valoarea leului, prețuri, salarii etc. - pe care-l înfățișăm în tabelul 24.

În încheierea investigației asupra inflației în România în secolul XX, care constituie prima schiță de cercetare retrospectivă în domeniu, se cuvine ca, alături de concluziile relevate la fiecare repriză de inflație, să formulăm și unele cuprinzătoare de nivel general.

Secolul XX, în domeniul monetar, în România, a debutat cu o monedă puternică, leul aur, cu valoare intrinsecă stabilă, ca în toate statele europene, și a sfârșit cu una de hârtie, depreciată, instabilă. Din cei 60 de ani ai economiei de piață, în peste 30 de ani leul a evoluat sub semnul inflației; în perioada economiei de stat centralizate de aproape patru decenii, moneda românească, cu un proces inflaționist moderat în ultimele decenii, a fost ținută sub control.

Cele trei mari valuri de inflație care au perturbat economia națională, ca și reformele de stabilizare a monedei s-au produs în România, în aceleași perioade, din cauze și în împrejurări interne și externe asemănătoare, oarecum comune cu ale unui grup de țări europene. Numai că, în economia românească, din motive pe care nu le discutăm aici, scopul studiului neimplicând o analiză comparativă, manifestarea inflației, ca regulă, a fost mai prelungită și mai adâncă, provocând pierderi mai mari economiei și populației decât în unele țări vecine.

În acest context, inflația a reprezentat unul dintre factorii frenatori ai dezvoltării economice, ai retardării în comparație cu țări de structură economico-socială apropiată, care, deși fără resurse naturale atât de importante ca ale României, au reușit în deceniile 2-10 ale secolului XX să depășească principalii indicatori de sinteză ai țării noastre. Considerăm că marginalizarea locului României la scara performanțelor economice europene, această situație gravă pentru viitorul poporului român, în afară de unele perioade când problema poziției României în ierarhia valorilor economice-umane devenise preocupare de stat, se abordează prioritar în dezbateri și studii științifice și mai puțin pragmatic în politicile economice.

Inflația, în cele trei mari reprize - 1915-1926, 1935-1947 și 1990-2000 - a constituit un factor major de amplificare a polarizării economice și sociale, favorizând acumularea averilor și a sărăciei în societatea românească, în afara principiului fundamental al echivalenței schimbului, specific economiei de piață.

Capitalismul românesc, îndeosebi în prima și ultima repriză a inflației secolului XX, a folosit, sub toleranța, îngăduința statului, și o serie de soluții și mijloace facile, permise și nepermise de lege, pentru acumulare; aceasta, în locul activităților investiționale și productive, practicate, cu prioritate și cu rezultate eficiente pentru economia națională și populație, în țările capitalismului tradițional, întemeiat astăzi pe mentalități și comportamente de responsabilitate socială și națională.

Tabelul 4.24

Elemente monetare și economice în evoluția secolului XX

Indicatori	1900 ¹	1913 ²	1926 ³	1929 ⁴	1938 ⁵	1947 ⁶ VII	1947 ⁷ XI	1954 ⁸	1988 ⁹	2000
1. Indicele prețurilor de consum, 1950=100	11,3	14,3	508	539	402	174 450	1700	98	156,5	185.482
2. Etalonul oficial al leului, în mg aur titlu 900/1000	322,6	322,6	...	10	7,25	...	6,6	164,6	164,6	164,6
3. Preț oficial 1 g aur fin	3,10	3,10	146,30	111,11	153,33	667 000	187	6,1	18	296 000
4. Cursul oficial mediu lei pe 1 dolar SUA	5,18	5,18	220	167	141 ¹⁰	450 000	150 ¹¹	12(6) ¹²	14,23	21 693
5. Prețul a 1 kg pâine	0,31	0,32	13,83	11,25	8,70	20 000	20 ¹³	2 ¹³	5	12 600
6. Prețul a 1 kg carne de porc	1,12	1,17	40,50	42,16	34,23	180 000	270	9,40	36,0	60 400
7. Salariu net mediu lunar, industrie, lei	65	69	2448 ¹⁴	2642 ¹⁵	2093 ¹⁵	2 100 000	4813 ¹⁶	485	2946	2 229 496
8. Salariu net mediu lunar salariați publici, lei ²⁰	79,30 ¹⁷	89,50 ¹⁸	3082 ²¹	3234 ²¹	2731 ¹⁵	2 712 000	4923 ¹⁶	544 ¹⁹	2946 ¹⁹	2 139 136 ¹⁹
9. Salariu net mediu lunar salariați publici, în dolari	15,3	17,3	14	19,4	19,4	6	16 ¹¹	45	207	99
10. Kg carne de porc cu un salariu mediu lunar (rând 8)	71	76	76	77	80	15	18	58	82	35
11. Kg de pâine cu un salariu mediu lunar (rând 8)	256	280	223	287	314	136	246	272	589	170

Note: ¹Începutul perioadei. ²Anul anterior primului val de inflație. ³Anul anterior primului val de inflație. ⁴Pragul maxim al inflației primului val. ⁵Anul stabilizării monetare. ⁶Nivelul anului anterior războiului mondial. ⁷Pragul cel mai înalt al valului al doilea de inflație. ⁸A patra lună după stabilizarea din 15.VIII.1947. ⁹Al doilea an după reforma monetară din I.1952. ¹⁰Anul anterior revoluției și al declanșării ultimului val de inflație. ¹¹În anul 1934, dolarul SUA a fost devalorizat cu 41%. ¹²Curs teoretic subevaluat corectat cu primă 100% ca la ¹³. ¹²Cursul cu primă pe termen mediu era 12 lei. ¹³Pâine neagră raționalizată; nu se fabrica pâine albă. ¹⁴Din salariul brut s-a dedus 12% impozite directe și contribuții sociale. ¹⁵Din salariul brut s-a dedus 15% impozite directe și contribuții sociale și alte rețineri. Între anii 1930-1934, curbele de sacrificii au diminuat salariile nominale cu 20-30%. ¹⁶Se referă la luna ianuarie 1948 și reprezintă media salariului pe sectoarele economice fără administrație. ¹⁷Date pentru anul 1902. Din salariul brut s-a dedus 12% impozite directe și contribuții sociale. ¹⁸Date pentru anul 1909. Din salariul brut s-a dedus 15% impozite directe, contribuții sociale și alte rețineri. ¹⁹Salariu net mediu lunar pe economie. ²⁰S-a obținut ca medie ponderată între salariile funcționarilor de stat și ai administrației locale. ²¹În lipsa unei statistici a salariilor funcționarilor publici, s-a calculat după indicele salariului.

Source: Anuarul statistic al României, 1915/16, 1939, 1940, 1990, 2001; Buletinul statistic al României, 1909, nr.2-3; C. Tăutu, Impozitele directe în România, București, 1939; Victor Axenciuc, Evoluția economică a României, Cercetări statistico-istorice, 1859-1947, vol. III, București, 2000.

Sub aspect psiho-social, cele trei decenii de inflație și hiperinflație din cele zece ale secolului XX, datorită creșterii prețurilor, deprecierii galopante a monedei naționale, au menținut în viața economică un climat de incertitudine pentru majoritatea agenților economici, pe termen lung producând reticența marilor capitaluri de a face investiții productive; afluxul de capitaluri externe a fost frânat, față de oferta și oportunitățile economiei românești, sporind insuficiența de fonduri necesare.

Pe de altă parte, plasamentele cele mai rentabile - profituri mari, rotația mai rapidă a fondurilor, gradul lor de imobilizare redus - s-au dovedit în sfera comerțului; s-a produs o deplasare către acest sector a unei mari părți a capitalului și îndepărtarea acestuia de sfera producției. Repercusiunile pentru economia națională, pe fondul îngustării pieței interne, datorită diminuării capacității de cumpărare a majorității populației, s-au manifestat în scăderea producției industriale interne, sporirea importurilor - când a fost posibil -, reducerea forței de concurență a produselor autohtone.

Inflația s-a cuplat direct cu economia de credit, producând dereglări pe piața capitalurilor, cu repercusiuni asupra prețului creditului și accesului la credit, dar și asupra depunerilor la bănci.

În consecință, istoria monetară a României în secolul XX a pus în evidență faptul că procesele inflaționiste, superinflația, au creat o stare anormală economiei naționale, au perturbat funcționarea mecanismelor economiei bănești, cu repercusiuni degradante asupra producției sociale. Statul, instituțiile publice abilitate naționale au acționat, sub presiunea intereselor individuale și de grup, ineficient, ceea ce a determinat ca efectele inflației, din orice perioadă, să fie grave și dăunătoare. Cauzele specifice producătoare ale acestor performanțe negative rămân a fi studiate. Astfel, și inflația, specific românească, alături de alți factori, a contribuit la rămânerea în urmă a economiei românești, devenită la sfârșitul secolului XX aproape cea mai retardată în economia europeană.

Secolul XXI, ai cărui primi ani au marcat un proces de redresare, va avea de recuperat 5-8 decenii de întârziere în dezvoltarea economică a țării, recuperare în care eliminarea sau reducerea inflației vor contribui în măsură însemnată.

5. Evaluarea modelelor utilizate în țările UE și analiza comparativă cu economia românească

*Emilia ȚIȚAN, Constantin MITRUȚ,
Eugenia LILEA, Gabriela STĂNCIULESCU,
Georgeta VINTILĂ, Vergil VOINEAGU,
Zizi GOSCHIN, Mihaela VĂTUI,
Cristina TRANDAȘ, Ileana NICULESCU,
Dan PELE, Mihai SACALĂ, Florin LILEA,
Andrei VOINEAGU, Daniela TODOSE*

5.1. Modele de calcul al IPC și ratei inflației. Modelarea inflației folosind metodologia proceselor ARIMA

În cele ce urmează, ne preocupăm de realizarea unor modele pertinente pentru evoluția indicelui prețurilor de consum, folosind datele din perioada 1990-2004. Au fost folosiți indici cu bază mobilă, exprimați ca valori numerice, datele fiind furnizate de către Institutul Național de Statistică. Au fost, de asemenea, utilizate metodologiile TRAMO și SEATS din cadrul programului EViews. Modelele construite sunt de tip ARIMA (*autoregressive, integrated, moving average*). Pentru prognoză au fost folosite aceste modele care au dat rezultate bune pe termen scurt, în principiu, modelele ARIMA neoferind predicții robuste pe termen mediu și lung.

5.1.1. Aspecte teoretice privind procesele ARIMA

Definiția 1. Fie $(X_t)_t$ un proces stocastic a.î. $Var(X_t) < \infty, \forall t$. Atunci definim funcția de autocovarianță:

$$\gamma_x(r, s) = Cov(X_r, X_s) = E[(X_r - EX_r)(X_s - EX_s)], \forall r, s.$$

Definiția 2. Seria temporală $(X_t)_t$ se numește staționară dacă:

- (i) $E|x_t|^2 < \infty, \forall t;$
- (ii) $Ex_t = \mu, \forall t;$
- (iii) $\gamma_x(r, s) = \gamma_x(r + t, s + t), \forall r, s, t.$

Observații:

1. Dacă $(X_t)_t$ este staționară, atunci $\gamma_x(r, s) = \gamma_x(r - s, 0), \forall r, s.$

Atunci putem redefini funcția de autocovarianță a unui proces staționar ca o funcție de o variabilă:

$$\gamma_x(h) \equiv \gamma_x(h, 0) = \text{Cov}(X_{t+h}, X_t), \forall h, t.$$

Atunci putem defini *funcția de autocorelație (fac)* a lui $(X_t)_t$:

$$\rho_x(h) = \frac{\gamma_x(h)}{\gamma_x(0)}.$$

2. Cele mai multe serii temporale observate nu prezintă proprietatea de staționaritate. Din această cauză se folosesc anumite metode pentru a induce datelor observate această caracteristică.

1. Procese ARMA staționare

Cel mai simplu model de serie temporală $(X_t)_t$ este cel în care variabilele aleatoare X_t sunt independente și identic distribuite cu media nulă și dispersia σ^2 .

Definiția 3. Procesul $(Z_t)_t$ se numește *zgomot alb* de medie 0 și dispersie σ^2 dacă:

- (i) $E(Z_t) = 0, \forall t;$
- (ii) $\text{Var}(Z_t) = \sigma^2, \forall t;$
- (iii) $\gamma(h) = \begin{cases} \sigma^2, & h = 0; \\ 0, & h \neq 0. \end{cases}$

Vom reprezenta acest lucru scriind $Z_t = WN(0, \sigma^2)$

Definiția 4. Procesul $(X_t)_t$ se numește proces ARMA(p, q), (autoregresiv cu medie mobilă) dacă:

(i) $(X_t)_t$ este staționar;

(ii) $X_t - \Phi_1 X_{t-1} - \dots - \Phi_p X_{t-p} = Z_t + \theta_1 Z_{t-1} + \dots + \theta_q Z_{t-q}, \forall t$

unde $(Z_t)_t$ este un zgomot alb ($Z_t = WN(0, \sigma^2)$).

Condiția poate fi scrisă simbolic astfel:

$\Phi(B)X_t = \theta(B)Z_t$, unde Φ și θ sunt polinoame de grad p , respectiv q , iar B este operatorul de întârziere “backward shift”:

$\Phi(z) = 1 - \Phi_1 z - \dots - \Phi_p z^p$ (polinomul autoregresiv);

$\theta(z) = 1 + \theta_1 z + \dots + \theta_q z^q$ (polinomul de medie mobilă);

$B^j X_t = X_{t-j}, j = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$

Dacă $\Phi(z) \equiv 1$, atunci obținem procesul de medie mobilă de ordinul q :

$MA(q): X_t = \theta(B)Z_t$.

Dacă $\phi(z) \equiv 1$, atunci obținem procesul autoregresiv de ordinul p -AR(p):

$\phi(B)X_t = Z_t$.

2. Calculul funcției de autocovarianță a unui proces ARMA (p, q)

Acest indicator prezintă, ca și funcția de autocorelație, o importanță aparte în faza de identificare a modelului de serie temporală, având la dispoziție un eșantion de observații asupra unui proces stocastic.

Fie $(X_t)_t$ un proces ARMA(p, q), care satisface ecuația cu diferențe:

$$\phi(B)X_t = \theta(B)z_t (*).$$

Având reprezentarea $X_t = \sum_{j=0}^{\infty} \Psi_j Z_{t-j}$, $\forall t$, putem multiplica ambii membrii ai relației (*) cu X_{t-k} și apoi putem aplica operatorul medie, obținând următorul sistem de ecuații:

$$\begin{cases} \gamma(k) - \phi_1 \gamma(k-1) - \dots - \phi_p \gamma(k-p) = \sigma^2 \sum_{k \leq j \leq q} \theta_j \psi_{j-k}, & \text{pentru } 0 \leq k < \max(p, q+1) \\ \gamma(k) - \phi_1 \gamma(k-1) - \dots - \phi_p \gamma(k-p) = 0, & \text{pentru } k \geq \max(p, q+1) \end{cases} \quad (5.1)$$

Determinarea numerică a funcției de autocovarianță $\gamma(\cdot)$ din ecuațiile (5.1) poate fi rezolvată găsind întâi $\gamma(0), \dots, \gamma(p)$ din ecuațiile cu $k = 0, 1, \dots, p$ și apoi utilizând următoarele ecuații pentru a determina recursiv pe $\gamma(p+1), \gamma(p+2), \dots$

Definiția 5. Funcția de autocorelație parțială (facp) $\alpha(\cdot)$ a unei serii staționare de medie nenulă este definită prin:

$$\begin{cases} \alpha(1) = \rho(1) = \frac{\gamma(1)}{\gamma(0)} \\ \alpha(k) = \text{Corr}(X_{k+1} - P_{sp\{1, X_1, X_2, \dots, X_k\}} X_{k+1}, X_1 - P_{sp\{1, X_1, X_2, \dots, X_k\}} X_1), & k \geq 2. \end{cases}$$

unde proiecțiile $P_{sp\{1, X_1, X_2, \dots, X_k\}} X_{k+1}$ și $P_{sp\{1, X_1, X_2, \dots, X_k\}} X_1$ satisfac condițiile:

$$P_{sp\{1, X_1, X_2, \dots, X_k\}} Z = \sum_{i=1}^k \alpha_i X_i, \quad \left\langle \sum_{i=1}^k \alpha_i X_i, X_j \right\rangle = \langle Z, X_j \rangle, \quad j = \overline{1, k}.$$

Definiția 5*. Funcția de autocorelație parțială (facp) $\alpha(\cdot)$ a unei serii staționare este definită prin: $\alpha(k) = \Phi_{kk}$, $k \geq 1$, unde Φ_{kk} este definit în mod unic prin condiția:

$$\begin{pmatrix} \rho(0) & \rho(1) & \dots & \rho(k-1) \\ \rho(1) & \rho(0) & \dots & \rho(k-2) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho(k-1) & \rho(k-2) & \dots & \rho(0) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Phi_{k1} \\ \Phi_{k2} \\ \vdots \\ \Phi_{kk} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho(1) \\ \rho(2) \\ \vdots \\ \rho(k) \end{pmatrix}, \quad k \geq 1.$$

Observație:

Aceasta este o definiție echivalentă a funcției de autocorelație parțială, având avantajul că se poate obține o exprimare mai ușor de calculat a acesteia.

3. Predicția proceselor staționare

În încercarea noastră de a cuprinde într-un model matematic realitatea înconjurătoare, un loc aparte îl reprezintă predicția asupra stărilor viitoare ale realității cu ajutorul modelului construit. Vom discuta în cele ce urmează aspecte ale predicției proceselor staționare (vom urma definiția 2) și în particular ne vom ocupa de predicția proceselor de tip ARIMA (p, d, q) .

Problema esențială este de a construi predicții ale valorilor $\{X_t, t \geq n+1\}$ ale unui proces staționar în funcție de valorile observate $\{X_1, \dots, X_n\}$.

Cel mai bun predictor linear al lui X_{n+1} în funcție de X_1, \dots, X_n este

$$\hat{X}_{n+1} = \sum_{j=1}^n \Phi_{nj} X_{n+1-j}, n = 1, 2, \dots. \text{ Eroarea medie pătratică este în acest caz } v_n = \gamma(0) - \gamma_n' \Gamma_n^{-1} \gamma_n.$$

În mod analog cu cele prezentate pentru predictorii lineari cu un pas, se pot formula ecuațiile de predicție cu h pași, $h \geq 1$.

Astfel, cel mai bun predictor linear al lui X_{n+h} în funcție de X_1, X_2, \dots, X_n pentru orice $h \geq 1$ poate fi exprimat în felul următor:

$$\hat{X}_{n+h} = \Phi_n^{(h)} X_n + \dots + \Phi_m^{(h)} X_1, n, h \geq 1, \text{ unde } \Phi_n^{(h)} = (\Phi_{n1}^{(h)}, \dots, \Phi_{nm}^{(h)})$$

este unica soluție (dacă $\Gamma_n = [\gamma(i-j)]_{i,j=1,n}$ este nesingulară) a ecuației $\Gamma_n \Phi_n^h = \gamma_n^h$, unde $\gamma_n^h = (\gamma(h), \dots, \gamma(n+h-1))'$.

4. Metode recursive pentru calculul celor mai buni predictorii lineari

În acest paragraf, vom aminti fără demonstrație câteva metode recursive pentru calculul celui mai bun predictor linear al lui X_{n+1} în funcție de X_1, \dots, X_n . Aceste metode sunt de o mare importanță practică, deoarece metoda prezentată mai sus prezintă dezavantajul, pentru un volum mare al eșantionului observațiilor, că trebuie rezolvat un sistem linear cu foarte multe ecuații.

Algoritmii ce vor fi prezentați în cele ce urmează nu vor necesita vreun calcul complicat pentru aflarea inversei unei matrice de mari dimensiuni.

Algoritmul Durbin-Levinson

Dacă $(X_t)_t$ este un proces staționar cu media zero și funcția de autocovarianță $\gamma(\cdot)$ a.î. $\gamma(0) > 0$ și $\gamma(h) \rightarrow 0$ când $h \rightarrow \infty$, atunci coeficienții Φ_{nj} și erorile medii pătratice $\nu_n = \gamma(0) - \gamma'_n \Gamma_n^{-1} \gamma_n$ satisfac condițiile următoare:

$$\begin{aligned} \Phi_{11} &= \gamma(1)/\gamma(0), \nu_0 = \gamma(0), \\ \Phi_{nn} &= \left[\gamma(n) - \sum_{j=1}^{n-1} \Phi_{n-1,j} \gamma(n-j) \right] \nu_{n-1}^{-1}, \\ \begin{pmatrix} \Phi_{n1} \\ \vdots \\ \Phi_{n,n-1} \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \Phi_{n-1,1} \\ \vdots \\ \Phi_{n-1,n-1} \end{pmatrix} - \Phi_{nn} \begin{pmatrix} \Phi_{n-1,n-1} \\ \vdots \\ \Phi_{n-1,1} \end{pmatrix} \\ \text{și } \nu_n &= \nu_{n-1} (1 - \Phi_{nn}^2). \end{aligned}$$

5.1.2. Metodologia Box-Jenkins

În literatura de specialitate, determinarea celui mai bun model ARIMA(p, d, q) pentru modelarea unor observații ale unei serii de timp comportă un ansamblu de tehnici și metode, mai cunoscute sub numele de metodologia Box-Jenkins.

Reamintim că $(X_t)_t$ este un proces ARIMA(p, d, q) dacă seria $Y_t = \nabla(B)^d X_t$ este staționară și verifică ecuația cu diferențe $\Phi(B)Y_t = \theta(B)Z_t$, unde $Z_t \sim WN(0, \sigma^2)$, iar $\nabla(B) = 1 - B$ este operatorul

=

diferență: $\nabla(B)X_t = X_t - X_{t-1}$. Se mai spune în acest caz că seria $(X_t)_t$ este integrată de ordinul d (sau d este ordinul de integrare al seriei)¹.

Evident, $(X_t)_t \square ARMA(p, q) \Leftrightarrow (X_t)_t = ARIMA(p, 0, q)$.

Metodologia Box-Jenkins comportă trei aspecte principale: *identificarea*, *estimarea* și *verificarea*.

1. Identificarea

Având la dispoziție un eșantion de observații asupra unui proces stocastic, de regulă, trebuie efectuate asupra acestuia o serie de transformări pentru a induce staționaritatea. Bunăoară, poate fi nevoie de o transformare de scală, așa cum este cazul seriilor de timp ce caracterizează procesele de pe piața financiară, unde de cele mai multe ori seriei inițiale i se aplică un filtru logaritm, pentru a avea o serie staționară. Pasul următor este eliminarea componentei deterministe, după depistarea eventualelor oscilații prezente în evoluția seriei (este cazul, spre exemplu, al fenomenelor ce prezintă oscilații sezoniere ori ciclice). În fine, dacă este nevoie, se procedează la aplicarea operatorului diferență seriei originale, obținând astfel noua serie $Y_t = \nabla(B)^d X_t$ care este staționară. În practică ordinul de integrare d este cel mult 2.

În acest moment, suntem în situația de a decide pentru ce valori ale parametrilor p și q procesul $ARMA(p, q)$ modelează cel mai bine seria staționară obținută. Un criteriu în acest sens este comportamentul funcțiilor de autocorelație (*acf*) și de autocorelație parțială (*pacf*).

Presupunând că eșantionul de observații disponibil asupra unei serii staționare $(X_t)_t$ (pe care, pentru simplificare, o presupunem a fi de medie nulă) este (X_1, \dots, X_T) , atunci putem construi următorii estimatori:

– pentru funcția de autocovarianță $\gamma_x(k) = Cov(X_{t+k}, X_t)$, $\forall k, t$:

$$\hat{\gamma}_k = \frac{1}{T} \sum_{t=k+1}^T X_t X_{t-k};$$

¹ Se mai folosește pentru un proces $(X_t)_t$ notația $(X_t)_t$ unde d semnifică gradul operatorului diferență care trebuie aplicat lui $(X_t)_t$ pentru atingerea staționarității.

- pentru funcția de autocorelație $\rho_X(k) = \frac{\gamma_X(k)}{\gamma_X(0)} : \hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0}$;
- pentru funcția de autocorelație parțială $\alpha(k) : \hat{\Phi}_{kk}$, unde:

$$\begin{pmatrix} \hat{\rho}(0) & \hat{\rho}(1) & \dots & \hat{\rho}(k-1) \\ \hat{\rho}(1) & \hat{\rho}(0) & \dots & \hat{\rho}(k-2) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \hat{\rho}(k-1) & \hat{\rho}(k-2) & \dots & \hat{\rho}(0) \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \hat{\Phi}_{k1} \\ \hat{\Phi}_{k2} \\ \vdots \\ \hat{\Phi}_{kk} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{\rho}(1) \\ \hat{\rho}(2) \\ \vdots \\ \hat{\rho}(k) \end{pmatrix}, \quad k \geq 1.$$

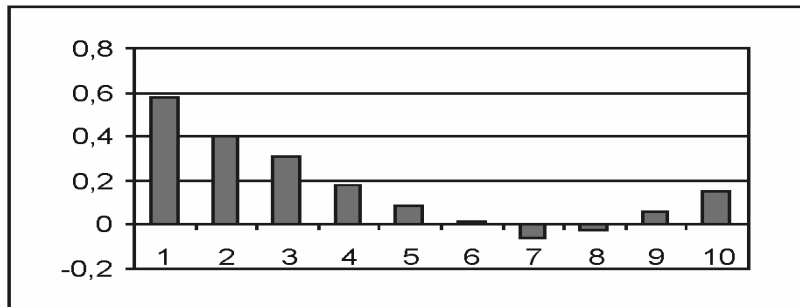
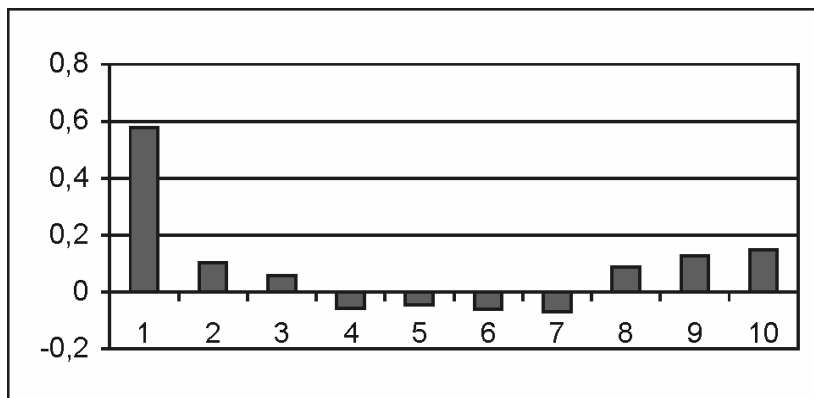
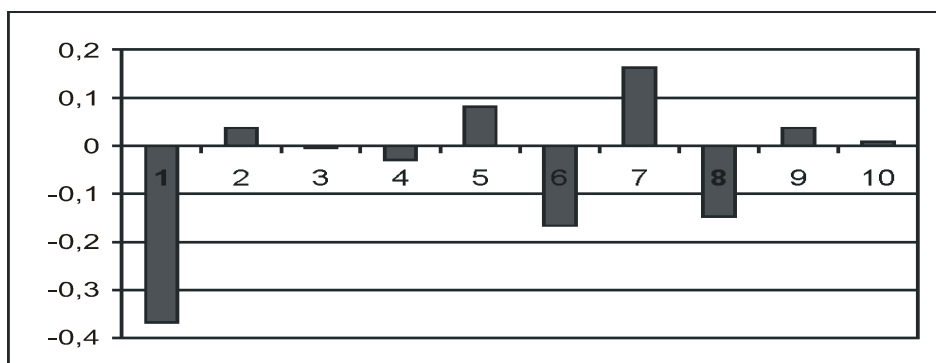
Atunci, așa cum am arătat la începutul capitolului, se poate distinge următorul comportament al funcțiilor de autocorelație și autocorelație parțială în cazul proceselor ARMA:

Tabelul 5.1

**Comportamentul *acf* și *pacf*
pentru modelele ARMA(p,q)**

Model	<i>acf</i> $\rho_X(\cdot)$	<i>pacf</i> $\alpha_X(\cdot)$
AR(p)	Se amortizează tinzând la zero	Se anulează după întârzierea p
MA(q)	Se anulează după întârzierea q	Se amortizează tinzând la zero
ARMA(p,q)	Se amortizează tinzând la zero	Se amortizează tinzând la zero

Atât funcția de autocorelație, cât și cea de autocorelație parțială sunt distribuite aproximativ normal, cu abaterea standard $\frac{1}{\sqrt{T}}$, unde T este volumul eșantionului de observații. Atunci valorile lui $\rho_X(\cdot)$ și $\alpha_X(\cdot)$ vor oscila între $\pm \frac{1,96}{\sqrt{T}}$.

Funcția de autocorelație a unui proces AR (1)**Funcția de autocorelație parțială a unui proces AR (1)****Funcția de autocorelație a unui proces MA(1)**

Funcția de autocorelație parțială a unui proces MA(1)

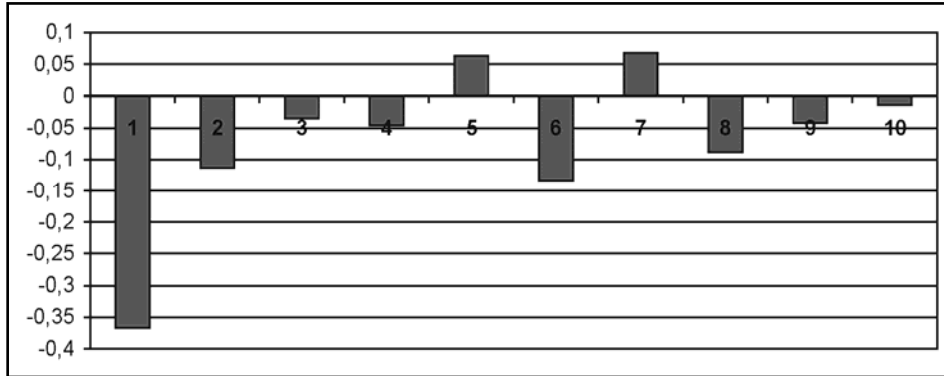


Figura 5.1.

2. Estimarea

Metoda verosimilității maxime se poate aplica în acest caz doar dacă este cunoscută distribuția vectorului $X_n = (X_1, \dots, X_n)'$. Literatura de specialitate abordează în special situația proceselor gaussiene (i.e. acele procese pentru care vectorul $X_n = (X_1, \dots, X_n)'$ are o distribuție normală n -dimensională de medie zero și matrice de covarianță $\Gamma_n = [\gamma(i-j)]_{i,j=1,n}$). Atunci funcția de verosimilitate are expresia:

$$L(\Gamma_n) = (2\pi)^{-n/2} (\det \Gamma_n)^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} X_n' \Gamma_n^{-1} X_n\right), \text{ unde am presupus că}$$

matricea de covarianță este nesingulară. Având în vedere modul de exprimare a predictorilor pentru procese ARMA,

$$\hat{X}_{n+1} = \begin{cases} -\sum_{j=1}^n \theta_{jn} (X_{n+1-j} - \hat{X}_{n+1-j}), & 1 \leq n < m = \max(p, q) \\ \phi_1 X_n + \dots + \phi_p X_{n+1-p} - \sum_{j=1}^n \theta_{jn} (X_{n+1-j} - \hat{X}_{n+1-j}), & n \geq m \end{cases}$$

precum și expresia erorii pătratice medii $E|X_{n+1} - \hat{X}_{n+1}|^2 = \sigma^2 r_n$, funcția de verosimilitate a vectorului observațiilor se poate scrie:

$$L(\Phi, \theta, \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-n/2} (r_0 \dots r_{n-1})^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2}\sigma^{-2} \sum_{j=1}^n (X_j - \hat{X}_j)^2 / r_{j-1}\right).$$

Urmând algoritmul metodei verosimilității maxime și derivând logaritmul funcției de mai sus în raport cu σ^2 , deducem: $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} S(\hat{\Phi}, \hat{\theta})$, unde

$$S(\hat{\Phi}, \hat{\theta}) = \sum_{j=1}^n (X_j - \hat{X}_j)^2 / r_{j-1}, \text{ iar } \hat{\Phi}, \hat{\theta} \text{ minimizează expresia:}$$

$$l(\Phi, \theta) = \ln\left(\frac{1}{n} S(\Phi, \theta)\right) + \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \ln r_{j-1}.$$

O alternativă la această metodă de estimare este așa-numita “metodă a celor mai mici pătrate”, care constă în minimizarea expresiei

$$S(\Phi, \theta) = \sum_{j=1}^n (X_j - \hat{X}_j)^2 / r_{j-1} \text{ în raport cu } \Phi \text{ și } \theta. \text{ Pentru a realiza acest}$$

lucru, este necesar ca procesului analizat să-i fie impuse condițiile de cauzalitate și de staționaritate. În acest caz, un estimator al dispersiei zgomotului alb are

$$\text{forma } \tilde{\sigma}^2 = \frac{1}{n-p-q} S(\tilde{\Phi}, \tilde{\theta}).$$

3. Verificarea

Această ultimă etapă a metodologiei Box-Jenkins este cel puțin la fel de importantă ca etapa de identificare ori cea de estimare. Scopul este de a vedea în ce măsură modelul construit concordă cu observațiile disponibile asupra procesului stocastic studiat. Se pot defini mai multe criterii pentru calitatea unui model, dar în cele ce urmează vor fi prezentate pe scurt principalele criterii care sunt cel mai des folosite, mai ales de către soft-urile de statistică, în analiza unui model de regresie multiplă.

- *Logaritmul funcției de verosimilitate* - se calculează valoarea funcției “log likelihood”, evaluată la valorile estimate ale coeficienților. Pot fi realizate teste, luând în considerare diferența dintre valorile acestei funcții pentru variante restricționate și nerestricționate ale ecuației.

Se calculează astfel:

$$l = -\frac{T}{2} \left(1 + \log(2\pi) + \log(\hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon} / T) \right).$$

- *Statistica Durbin-Watson* măsoară corelația serială dintre reziduuri. Statistica este calculată astfel:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_t)^2}.$$

Dacă DW este mai mică decât 2, există o dovadă a unei corelații pozitive. Dacă este între 2 și 4, există o corelație negativă. Dacă este aproximativ 2, nu există o corelație serială între reziduuri.

Limitările sunt:

1. distribuția statisticii DW sub ipoteza nulă depinde de matricea datelor;
2. dacă sunt variabile dependente cu întârziere în membrul drept al regresiei, testul nu este valid;
3. se poate testa doar ipoteza nulă (nici o corelație serială) comparativ cu ipoteza alternativă (existența unei corelații seriale de ordinul I).

Toate aceste neajunsuri sunt depășite de către alte două teste, statistica-Q și testul Breusch-Godfrey LM.

- *Criteriul informațional Akaike (AIC)* este folosit frecvent în selectarea modelelor. Sunt preferate valorile mici ale acestui criteriu.

$$AIC = -2l / T + 2k / T$$

unde l este valoarea funcției *log likelihood*, iar $k=p+q$.

- *Criteriul Schwarz* este o alternativă la AIC, ce impune o penalizare mai mare asupra coeficienților suplimentari: $SC = -2l / T + (k \log T) / T$.
- *Statistica F* reprezintă o alegere clasică pentru testarea validității modelului; se calculează pe baza raportului de corelație R^2 și se bazează pe proprietățile distribuției Fisher. Valoarea ei se determină

$$\text{după formula: } F = \frac{R^2 / (k - 1)}{(1 - R^2) / (T - k)}, \text{ unde } k=p+q.$$

- *Analiza corelogramei reziduurilor și testul Ljung-Box pentru verificarea ipotezei de zgomot alb*; se reprezintă grafic funcțiile de autocorelație și de autocorelație parțială a reziduurilor, împreună cu tabelul Ljung-Box al statisticilor Q. Dacă nu există o corelație serială, autocorelațiile și autocorelațiile parțiale ar trebui să fie 0.

Statistica Ljung-Box se determină astfel: $Q = T(T+2) \sum_{k=1}^m (T-k)^{-1} \hat{\rho}(k)$

și urmează o distribuție hi-pătrat cu m grade de libertate. Dacă modelul real este un ARMA(p,q), atunci cea mai mare probabilitate de a accepta ipoteza de zgomot alb se obține pentru $m=p+q$.

- *Histograma și testul de normalitate a reziduurilor*; se realizează o histogramă și o statistică descriptivă a reziduurilor. Indicatorii urmăriți sunt:

- *Coeficientul de asimetrie* este o măsură a asimetriei distribuției seriei în jurul mediei. Se calculează astfel:

$$S = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \left(\frac{X_i - \bar{X}}{\hat{\sigma}} \right)^3.$$

Pentru o distribuție normală, valoarea sa este 0. Dacă este pozitiv, înseamnă că distribuția are o coadă dreaptă lungă, dacă este negativ, înseamnă că partea stângă este mai lungă.

- *Coeficientul de aplatizare* măsoară cât de “plată” sau de “ascuțită” este distribuția seriei față de curba normală. Se calculează astfel:

$$K = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \left(\frac{X_i - \bar{X}}{\hat{\sigma}} \right)^4.$$

Pentru o distribuție normală, această valoare ar trebui să fie 3. Dacă este mai mare decât 3, distribuția este mai “înaltă” față de cea normală, iar dacă este mai mică, distribuția este mai “plată”.

- *Statistica Jarque-Bera* măsoară diferența dintre repartitia observată a erorilor și repartitia normală din punctul de vedere al asimetriei și aplatizării. Se calculează cu formula:

$$JB = \frac{T-k}{6} \left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right).$$

În ipoteza repartizării normale a erorilor, aceasta urmează o repartiție hi-pătrat cu două grade de libertate.

5.1.3. Modelarea IPC

Avem la dispoziție un eșantion de $n=161$ de observații, reprezentând valorile IPC indici cu bază mobilă, valori înregistrate în perioada octombrie 1990-martie 2004. Așa cum am precizat în preambulul teoretic, pentru a putea aplica metodologia ARMA, este nevoie să transformăm datele inițiale, în scopul inducerii staționarității. În acest sens, vom face următoarele notații:

- $(X_t)_t$ reprezintă logaritmul natural al seriei IPC.

Modelul IPC

Pentru staționarizarea seriei $(X_t)_t$, s-au folosit diferențe finite de ordinul 1, seria urmând un model ARIMA(0,1,2):

$$X_t - X_{t-1} = Z_t + \alpha Z_{t-1} + \beta Z_{t-2},$$

unde $(Z_t)_t$ este un zgomot alb de medie 0 și dispersie σ^2 .

Pentru a estima parametrii modelului, au fost eliminate valorile extreme, ce corespund momentelor următoare: V/1993, III/1997, XI/1990, I/1997, I/1992, IV/1992, VII/1996.

În estimare s-a folosit metoda verosimilității maxime, rezultatele estimării fiind prezentate în tabelul de mai jos:

Tabelul 5.2

Parametrul	Valoarea estimată	Eroarea standard	Statistica t
MA 1	-0,29013	0,75101E-01	-3,86
MA 2	-0,38921	0,70529E-01	-5,52

Matricea corelațiilor pentru modelul nostru este $\begin{pmatrix} 1,0000 & 0,3918 \\ 0,3918 & 1,0000 \end{pmatrix}$, ceea ce indică o autocorelație scăzută. Principalii indicatori de robustețe ai modelului sunt prezentați în continuare:

- Criteriul informațional Akaike (AIC) = -755,5302

- Teste asupra reziduurilor

MEDIA = -0,0003870

ABATEREA STANDARD

A MEDIEI = 0,0017693

STATISTICA T = -0,0867

STATISTICA JARQUE-BERA = 14,54

SKEWNESS= 0,4127 (SE = 0,1980)

KURTOSIS= 4,2648 (SE = 0,3961)

SUM OF SQUARES = 0,7328359E-01

DURBIN-WATSON= 2,1506, valoare care indică o corelare pozitivă slabă a reziduurilor.

STANDARD ERROR

OF RESID. = 0,2203002E-01

MSE OF RESID.= 0,4853218E-03

STATISTICA LJUNG-BOX = 24,61

Modelul realizat trece majoritatea testelor necesare. Previziunea a fost realizată pentru următoarele 2 luni, începând cu luna aprilie 2004.

Tabelul 5.3

Nr. crt.	Luna	Valoarea IPC previzionată de model	Eroarea standard de previziune	Valoarea reală (comunicată de INS)
1	Apr. 2004	1,00974	0,272843E-01	1,006
2	Mai. 2004	1,00974	0,282019E-01	nedisponibilă

După cum se poate observa, valoarea previzionată este destul de apropiată de cea reală, comunicată pentru luna aprilie. Din păcate, modelele ARIMA(p,d,q) nu se pretează la previziuni pe termen mediu și lung, după q termeni previzionați, valoarea rămânând aceeași.

5.2. Modele de determinare a efectelor inflației

5.2.1. Efecte economice

5.2.1.1. Efectul prag în modelarea relației inflație-creștere economică

În cadrul subcapitolului, se examinează problematica existenței efectelor prag în relația dintre inflație și creșterea economică, prin folosirea procedeelor de estimare și inferență. Nivelul prag al inflației deasupra căruia valoarea

inflației scade în mod semnificativ este estimat la 1-3% pentru țările industrializate și 11-12% pentru țările în curs de dezvoltare. Relația negativă și semnificativă dintre inflație și creștere economică, pentru rate ale inflației mai mari decât nivelul prag, este destul de robustă în raport cu metoda de estimare, oscilațiile în localizarea nivelului prag, eliminarea observațiilor cu valori ridicate ale inflației, frecvența datelor și specificațiile alternative.

Obiectivul central al politicii macroeconomice este reprezentat de creșterea constantă a producției, în condițiile existenței unui nivel scăzut al inflației. Nu în mod surprinzător, problema existenței și naturii legăturilor dintre inflație și creștere economică a reprezentat un subiect de interes și de dezbatere. Deși dezbaterile despre legătura dintre cele două variabile este încă deschisă, cercetările intensive legate de acest subiect nu au acoperit toate aspectele legate de această relație, dar, în același timp, a fost obținut și un consens general asupra anumitor probleme legate de această relație. În particular, este acceptat faptul că inflația are impact negativ asupra creșterii economice atât pe termen mediu, cât și pe termen lung. Inflația împiedică alocarea eficientă a resurselor prin ascunderea semnalelor transmise de modificarea prețurilor relative, semnale ce reprezintă cel mai important ghid pentru existența unui proces decizional eficient (Fischer, 1993).

Dacă inflația este ostilă pentru creșterea economică, se înțelege cu ușurință că cei ce formulează politicile economice ar trebui să aibă ca obiectiv obținerea de rate scăzute ale inflației. Dar cât de scăzută ar trebui să fie inflația? Ar trebui să fie 10% sau 5% ori ar trebui să fie zero? Mai general, problema care se pune este la ce nivel al inflației relația dintre inflație și creștere economică devine negativă.

Acestea sunt aspecte care au fost examinate de mai multe studii empirice recente, care au analizat dacă relația dintre inflație și creșterea economică pe termen lung este nelineară. Cu alte cuvinte, la valori mici ale ratei inflației, relația este pozitivă sau inexistentă, dar la valori mari ale ratei, relația devine negativă. Dacă această relație nelineară ar exista, atunci ar trebui să fie posibilă determinarea, în principiu, a punctului de inflexiune a pragului la care semnul relației dintre cele două variabile s-ar schimba. Posibilitatea existenței unei astfel de relații nelineare a fost evidențiată pentru prima dată de Fischer (1993), care a remarcat existența unei relații pozitive la rate scăzute ale inflației și a unei relații negative la rate ridicate ale inflației. Sarel (1996) a testat existența unei rupturi structurale în relația dintre inflație și creșterea economică și a dovedit existența unei rupturi structurale semnificative la o rată anuală a inflației de 8%. Sub acest nivel, inflația **nu influențează** în mod semnificativ creșterea sau poate pune în evidență chiar un **efect pozitiv**. Pentru rate ale inflației mai mari de 8%, efectul este negativ și semnificativ din punct de vedere statistic. Ignorarea existenței acestui prag influențează în mod semnificativ efectul inflației asupra

creșterii. Gosh și Phillips (1998), folosind un eșantion mai mare decât Sarel, au demonstrat existența unui efect prag la o rată anuală a inflației mai scăzută decât a lui Sarel, de 2,5%. Ei au demonstrat, de asemenea, că inflația este cel mai important determinant statistic al creșterii economice. Cristoffersen și Doyle (1998) au estimat nivelul prag la 13% pentru economiile în tranziție. Bruno și Easterly (1998) au demonstrat că relația negativă dintre inflație și creștere, care caracterizează în mod principal regresiile dintre state, există numai în datele cu frecvență ridicată și cu valori extreme ale inflației. Ei nu au găsit nici o corelație între mediile creșterii și inflației pe termen lung în întreg eșantionul, dar au demonstrat existența unui efect negativ pentru rate mai mari de 40%. Gosh este cel care a reanalizat această concluzie în anul 2000.

Acest subcapitol reexaminează natura relației dintre inflație și creștere economică, încercând să răspundă la următoarele întrebări:

- Există un prag al inflației, semnificativ din punct de vedere statistic, dincolo de care inflația influențează diferit creșterea economică, altfel decât în cazul ratelor mici de inflație?
- Este efectul prag același atât în cazul țărilor industrializate, cât și în țările în curs de dezvoltare?
- Luând în considerare că studiile prezentate anterior au obținut estimări diferite ale acestui prag, sunt aceste valori diferite din punct de vedere statistic?
- Cât de bine argumentată este concluzia lui Bruno-Easterly, și anume că relația negativă dintre inflație și creștere există numai pentru observații ale inflației la valori ridicate și numai pentru date cu frecvență ridicată?

Aceste întrebări sunt examinate prin utilizarea noilor metode economice pentru estimarea și inferența efectului prag. Există două metode economice legate de estimare și inferență în modelele cu efecte prag:

- ✓ în primul rând, distribuția asimptotică a lui t -statistic pe variabilele prag este nestandard și necesită utilizarea metodelor BOOTSTRAP pentru determinarea nivelului de semnificație;
- ✓ în al doilea rând, aceste metode trebuie dezvoltate pentru a conduce la inferența în cazul modelelor panel cu efecte prag.

1. Precizări referitoare la date

Baza de date include 140 de țări (atât țări industrializate, cât și țări în curs de dezvoltare) și acoperă perioada 1960-1998. Totuși datele pentru un anumit număr de țări în curs de dezvoltare sunt pentru perioade scurte de timp. Datorită acestui fapt, analiza utilizează paneele inegale. Datele pentru următoarele variabile provin în principal din baza de date a World Economic Outlook (WEO): rata de creștere a

PIB-ului în moneda națională în prețurile anului 1987, inflația calculată ca rată de creștere a indicelui prețurilor de consum (IPC), nivelul venitului inițial măsurat ca medie pe cinci ani a PIB-ului pe locuitor în prețurile anului 1987, la paritatea puterii de cumpărare (PPC), investițiile interne brute ca procent din PIB, creșterea populației, rata de creștere a termenilor schimbului și deviația standard pentru cinci ani a termenilor schimbului.

Figura 5.2 arată relația dintre creșterea PIB-ului real și logaritmul inflației (π). Datele au fost nivelate prin reducerea eșantionului total la cinci observații. Aceste cinci observații sunt medii aritmetice pentru cinci subeșantioane egale, ce corespund nivelurilor de creștere ale inflației.

Din figura 5.2 se poate vedea că relația dintre creșterea PIB-ului real și logaritmul inflației este pozitivă pentru valori scăzute ale inflației și devine negativă pentru valori ridicate ale inflației, confirmând rezultatele lui Gosh și Phillips (1998). Este de evidențiat și faptul că efectul negativ al inflației asupra creșterii se diminuează într-un anumit fel la rate ridicate ale inflației, confirmând concluziile lui Fischer (1993).

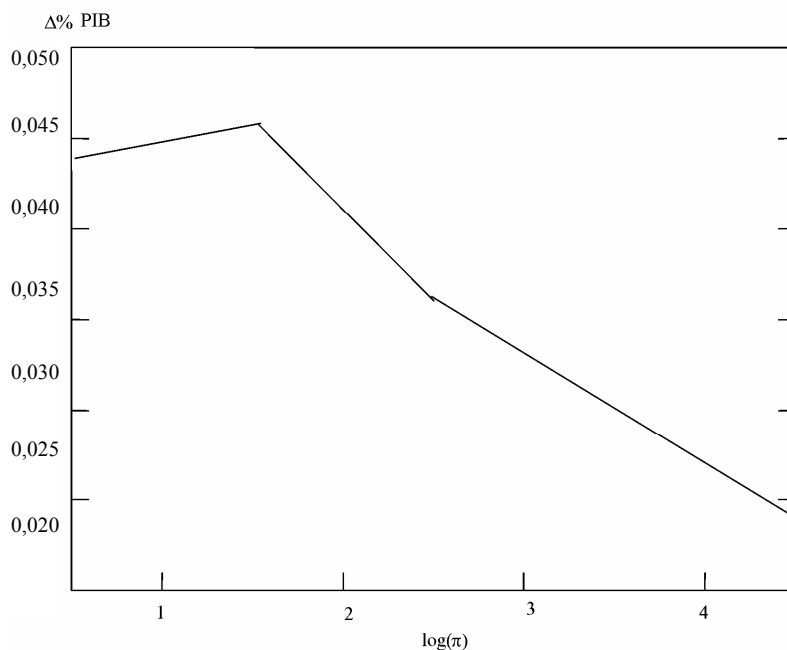
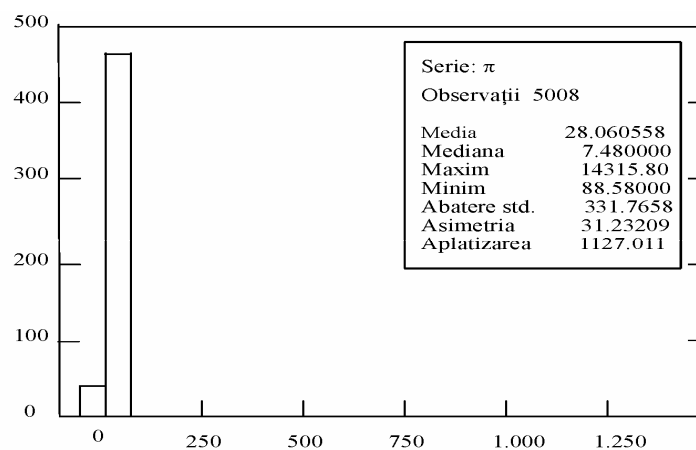


Figura 5.2. Relația dintre creșterea PIB-ului real și inflație

Creșterea economică ar trebui să fie în relație cu *nivelul* sau cu *logaritmul* inflației? Primul grafic din figura 5.3 arată distribuția inflației pe întreg eșantionul, pentru perioada analizată. Este evident că distribuția este profund asimetrică. O regresie a creșterii PIB-ului real asupra nivelului inflației ar cântări mult pentru observațiile cu valori extreme ale inflației, deși marea majoritate a observațiilor corespund unor valori mici și mijlocii ale ratelor inflației. Așa cum a fost arătat și de Sarel (1996), transformarea logaritmică elimină, cel puțin parțial, puternica asimetrie în distribuția inflației (a se vedea al doilea grafic din fig. 5.3). În clasa modelelor nelineare, Gosh și Phillips (1998) arată că transformarea logaritmică oferă cea mai bună ajustare. În cele din urmă, transformarea logaritmică poate fi justificată de faptul că implicațiile sale sunt mai plauzibile decât cele ale unui model linear. În particular, modelul linear presupune că *ocurile aditive* ale inflației vor avea efecte identice asupra creșterii economice în țările cu niveluri scăzute și înalte ale inflației, în timp ce modelul logaritmic implică faptul că *ocurile multiplicative* ale inflației vor avea efecte identice asupra țărilor cu niveluri scăzute și înalte ale inflației. Spre exemplu, în modelul linear, o creștere a inflației cu 10% va avea același efect asupra creșterii economice atât într-o economie cu o rată a inflației inițială de 10%, cât și într-o economie cu o rată inițială a inflației de 100%. În modelul logaritmic, o dublare a ratei inflației în cele două economii va avea același efect asupra creșterii economice.

Niveluri ale inflației



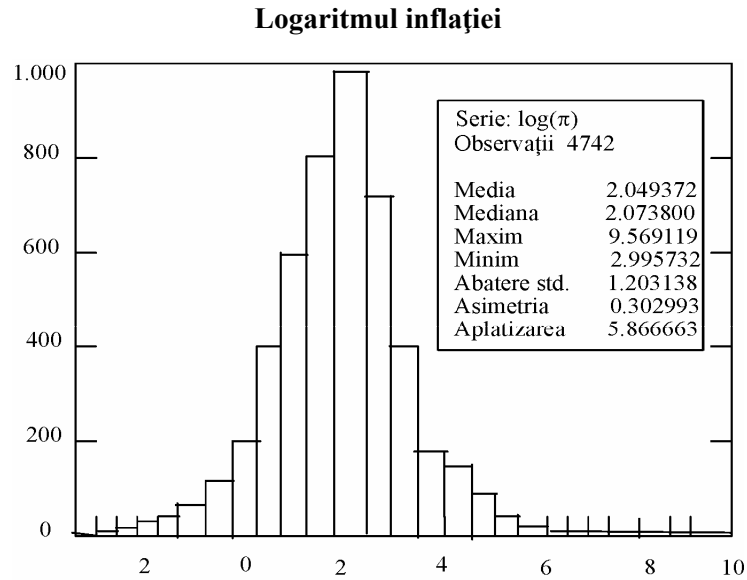


Figura 5.3. Distribuția inflației

2. Specificarea și estimarea modelului

Pentru a testa existența efectului (nivelului) prag, a fost estimat următorul model:

$$\begin{aligned}
 d \log(\gamma_{it}) = & \mu_i + \mu_t + \gamma_1 (1 - d_{it}^{\pi^*}) \{ (\pi_{it} - 1) I(\pi_{it} \leq 1) + [\log(\pi_{it}) - \log(\pi^*)] I(\pi_{it} > 1) \} \\
 & + \gamma_2 d_{it}^{\pi^*} \{ (\pi_{it} - 1) I(\pi_{it} \leq 1) + [\log(\pi_{it}) - \log(\pi^*)] I(\pi_{it} > 1) \} + \theta X_{it} + e_{it} \quad (5.2)
 \end{aligned}$$

$$d_{it}^{\pi^*} = \begin{cases} 1 & \text{dacă } \pi_{it} > \pi^* \\ 0 & \text{dacă } \pi_{it} \leq \pi^* \end{cases} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T$$

unde:

- $d \log(\gamma_{it})$ este rata de creștere a PIB real;
- μ_i este efect fix;
- μ_t este efect de timp;
- π_{it} este inflația pe baza IPC;
- π^* reprezintă nivelul prag al inflației;

- $d_{it}^{\pi^*}$ este variabila dummy care este egală cu unu pentru valori ale inflației mai mari decât nivelul prag și zero pentru valori ale inflației mai mici decât nivelul prag;

- $l(\pi_{it} \leq 1)$ și $l(\pi_{it} > 1)$ sunt funcții-indicator, adică funcțiile iau valoarea unu dacă expresia dintre paranteze este adevărată și zero dacă expresia dintre paranteze este falsă;

- X_{it} este un vector ce include:

- investițiile ca procent din PIB;
- creșterea populației ($d\log(pop)$);
- logaritmul venitului inițial pe cap de locuitor ($\log(\gamma io)$);
- rata de creștere a termenilor schimbului ($d\log(tot)$);
- deviația standard pe cinci ani a termenilor comerciali (σtot).

- indicele “ t ” este un indice intersecțional, în timp ce “ i ” este indicele seriilor de timp.

Din motive discutate anterior, logaritmul valorii ratei inflației este preferabil valorii sale ca variabilă explicativă în ecuația (5.2). Totuși, funcția logaritmică nu există pentru rate negative ale inflației. Mai mult, funcția logaritmică tinde la $-\infty$ pentru rate ale inflației apropiate de zero. Strategia adoptată aici este de a specifica o *funcție hibrid* a inflației care este lineară pentru valori ale ratei inflației mai mici sau egale cu 1 și logaritmică pentru rate ale inflației mai mari decât 1.

Această funcție este:

$$f(\pi_{it}) = (\pi_{it} - 1)l(\pi_{it} \leq 1) + \log(\pi_{it})l(\pi_{it} > 1) \quad (5.3)$$

Primul termen al ecuației reprezintă nivelul inflației, π_{it} , înmulțit cu o funcție-indicator care nu ia în considerare toate observațiile cu rate ale inflației mai mari decât unu, și astfel $f(\pi_{it}) = (\pi_{it} - 1)$ pentru $\pi_{it} \leq 1$. În mod asemănător, al doilea termen al ecuației este reprezentat de logaritmul inflației, $\log(\pi_{it})$, înmulțit cu o funcție-indicator care nu ia în considerare toate observațiile cu rate ale inflației mai mici sau egale cu unu, și astfel $f(\pi_{it}) = \log(\pi_{it})$ pentru $\pi_{it} > 1$.

Din primul termen al ecuației se scade unu pentru ca $f(\pi_{it})$ să fie continuă în punctul unu, unde funcția se schimbă din lineară în π_{it} în log-lineară

în π_{it} . Funcția $f(\pi_{it})$ este, de asemenea, continuă și diferentiabilă. În consecință, $f(\pi_{it})$ permite luarea în considerare a tuturor observațiilor, inclusiv cele referitoare la rate negative ale inflației. În sfârșit, termenul $[\log(\pi_{it}) - \log(\pi^*)]$ face ca relația dintre creșterea PIB-ului real și inflație, descrisă de ecuația (5.2), să fie continuă la nivelul prag π^* .

Trebuie precizat faptul că X_{it} conține doar variabilele importante din literatura despre creșterea economică, deoarece sunt puține variabilele care trec testele de robustețe ale lui Levine și Renelt (1992) și Sala-i-Martin (1997). Mai mult, modelul ia în considerare în mod explicit efectele fixe prin μ_i , efectul de timp prin μ_t .

Impactul inflației asupra creșterii PIB este dat de γ_1 pentru țările în care inflația este mai mică sau egală cu $\% \pi^*$, și γ_2 pentru țări cu rate ale inflației mai mari de $\% \pi^*$.

Pentru a nivela fluctuațiile mediului de afaceri și pentru a evidenția relația dintre inflație și creștere economică pe termen mediu și lung, ecuația (5.2) a fost estimată prin utilizarea datelor medii pe cinci ani pentru un panel de 140 de țări și 39 de observații anuale pentru fiecare. Din acest motiv, au fost luate în considerare 8 perioade de observare: 1960-1964, 1965-1969, 1970-1974, 1975-1979, 1980-1984, 1985-1989, 1990-1994 și 1995-1998 (ultima perioadă este o medie a doar patru observații). Dimensiunea panelului ar fi trebuit să fie de $140 \cdot 8 = 1.120$ observații, dar, dată fiind lipsa de date, dimensiunea panelului este mai mică.

3. Metoda de estimare

Dacă nivelul prag ar fi cunoscut, modelul ar putea fi estimat prin metoda celor mai mici pătrate (MCMMP). Având în vedere că nivelul prag al ratei inflației (π^*) este necunoscut, acesta trebuie estimat împreună cu ceilalți parametri de regresie. Metoda de estimare adecvată în acest caz este *metoda celor mai mici pătrate nelineară (MCMMP-N)*. Mai mult, luând în considerare faptul că regresia este nelineară și nediferentiabilă în raport cu π^* , metodele convenționale de estimare (MCMMP, MCMMP-N) nu pot fi folosite în acest caz.

Estimarea a fost efectuată cu o metodă numită *metoda celor mai mici pătrate condiționate*, ce poate fi descrisă astfel: pentru orice π^* , modelul este estimat prin MCMMP, rezultând suma pătratelor variabilei reziduale în funcție de π^* . Estimatorul pentru π^* se obține prin determinarea valorii lui π^* care minimizează suma pătratelor reziduurilor.

Relația (5.2) poate fi scrisă sub formă matriceală astfel:

$$d \log(Y) = X\beta_{\pi} + e, \quad \pi = \underline{\pi} \dots \bar{\pi} \quad (5.4)$$

unde $\beta_{\pi} = (\mu_i, \mu_i, \gamma_1, \gamma_2, \theta')'$ reprezintă vectorul parametrilor și X corespunde matricei observațiilor pentru variabilele explicative. Se impune precizarea că “ π ” este indice pentru vectorul-coeficient β pentru a se evidenția dependența acestuia de nivelul prag al inflației, rangul fiind dat de $\underline{\pi}$ și de $\bar{\pi}$.

Se notează cu $S_1(\pi)$ suma pătratelor reziduurilor, pentru nivelul prag al inflației fixat la π . Estimarea *nivelului prag* se face prin minimizarea $S_1(\pi)$, adică:

$$\pi^* = \arg \min_{\pi} \{S_1(\pi), \pi = \underline{\pi} \dots \bar{\pi}\} \quad (5.5)$$

4. Inferența

Este important să se determine dacă pragul este statistic semnificativ. În ecuația (5.2) este suficientă testarea ipotezei nule: $H_0: \gamma_1 = \gamma_2$. Sub ipoteza nulă, pragul π^* nu poate fi determinat, așa că teste clasice, precum testul t , au distribuție nestandard. Hansen (1996, 1998) sugerează utilizarea metodei BOOTSTRAP pentru a simula distribuția asimptotică a următorului test pentru H_0 :

$$LR_0 = (S_0 - S_1) / \sigma^2 \quad (5.6)$$

unde S_0 și S_1 sunt sumele pătratelor variabilei reziduale sub ipotezele:

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2, \text{ respectiv } H_1: \gamma_1 \neq \gamma_2, \text{ iar } \sigma^2 \text{ este varianța reziduală sub } H_1.$$

Cu alte cuvinte, S_0 și S_1 sunt sumele pătratelor reziduurilor pentru ecuația (5.2) cu și fără efectele prag. Distribuția asimptotică a lui LR_0 este nestandard și strict dominată de distribuția χ^2 . Distribuția lui LR_0 depinde, în general, de momentele eșantionului, astfel încât valorile critice nu pot fi tabelate. Hansen (1999) arată care este distribuția lui LR_0 în cazul metodei BOOTSTRAP.

O întrebare interesantă este dacă un prag al inflației de 10%, spre exemplu, este semnificativ diferit de un prag de 8% sau 15%. Cu alte cuvinte, poate fi generalizat conceptul de intervale de încredere pentru estimările nivelului prag? Chan și Tsay (1998) arată că, în cazul modelului prag continuu, studiat în cazul de față, distribuția asimptotică a tuturor parametrilor, inclusiv a nivelului prag, este o distribuție normală. Mai precis, definește $\Phi = (\mu_i, \mu_i, \gamma_1, \gamma_2, \theta', \pi^*)$ ca fiind mulțimea tuturor parametrilor, inclusiv nivelul prag. Chan și Tsay (1998) arată că estimatorul $\hat{\Phi}$ obținut pentru Φ prin metoda celor mai mici pătrate nelineară este asimptotic normal distribuit:

$$\hat{\Phi} \sim N(\Phi, U^{-1}VU^{-1}) \quad (5.7)$$

unde:

$$U = E(\Pi_{it}\Pi'_{it}), V = E(e_{it}^2\Pi_{it}\Pi'_{it}), \Pi_{it} = \left(-\tilde{X}_{it}, \gamma_1(1 - d_{it}^{\pi*}) + \gamma_2 d_{it}^{\pi*} \right), \tilde{X}_{it}$$

fiind vectorul tuturor variabilelor din partea dreaptă a ecuației (5.2), iar NT reprezintă numărul total al observațiilor. Valorile estimate pentru U și V sunt date de:

$$\hat{U} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\Pi}_{it}\hat{\Pi}'_{it} / (NT) \quad \text{și} \quad \hat{V} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it}^2 \hat{\Pi}_{it}\hat{\Pi}'_{it} / (NT),$$

$$\text{cu } \hat{\Pi}_{it} = \left(-\tilde{X}_{it}, \hat{\gamma}_1(1 - d_{it}^{\pi*}) + \hat{\gamma}_2 d_{it}^{\pi*} \right)$$

5. Rezultatele estimării și ale inferenței

Testarea existenței unui efect prag în relația PIB real-rata inflației

Primul pas este testarea existenței unui efect prag în relația dintre creșterea PIB-ului real și inflație prin utilizarea statisticii testului LR_0 , analizat anterior. Aceasta presupune estimarea ecuației (5.2) și calcularea sumei pătratelor reziduurilor (SPR) pentru niveluri prag ale inflației cuprinse între $\underline{\pi}$ și $\bar{\pi}$. Estimarea pragului minimizează seria sumei pătratelor reziduurilor (SPR). Testul pentru verificarea existenței efectelor prag a fost efectuat atât pentru întreg eșantionul, cât și pentru două subeșantioane (țări industrializate și țări în curs de dezvoltare). Rezultatele sunt prezentate în tabelul 5.4.

Tabelul 5.4

Rezultatele testului pentru efectele prag

Eșantion	Seria de valori pentru căutarea nivelului prag	Pragul estimat (%)	LR_0	Valori critice	Nivel de semnificație
Toate țările	{1,2,3,...,100}	11	10,59	7,47	0,001
Țări dezvoltate	{1,2,3,...,30}	1	8,80	6,63	0,005
Țări în dezvoltare	{1,2,3,...,100}	11	10,89	6,21	0,000

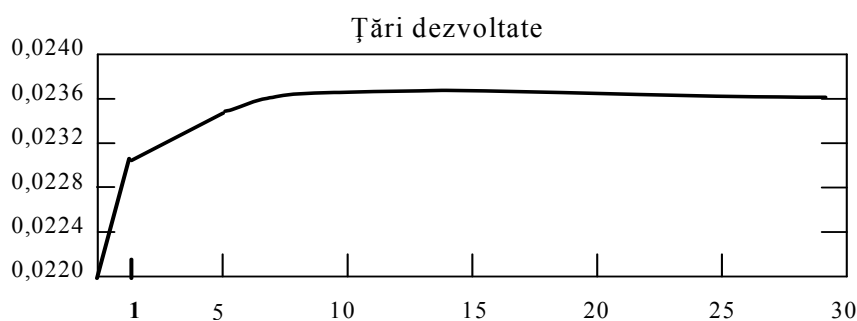
Notă: Coloana a doua conține seria de valori pentru căutarea efectului prag; coloana a treia conține estimarea pragului în procente; coloana LR_0 oferă valoarea calculată a statisticii testului; penultima coloană conține valorile critice, iar ultima coloană prezintă nivelurile de semnificație corespunzătoare, ambele

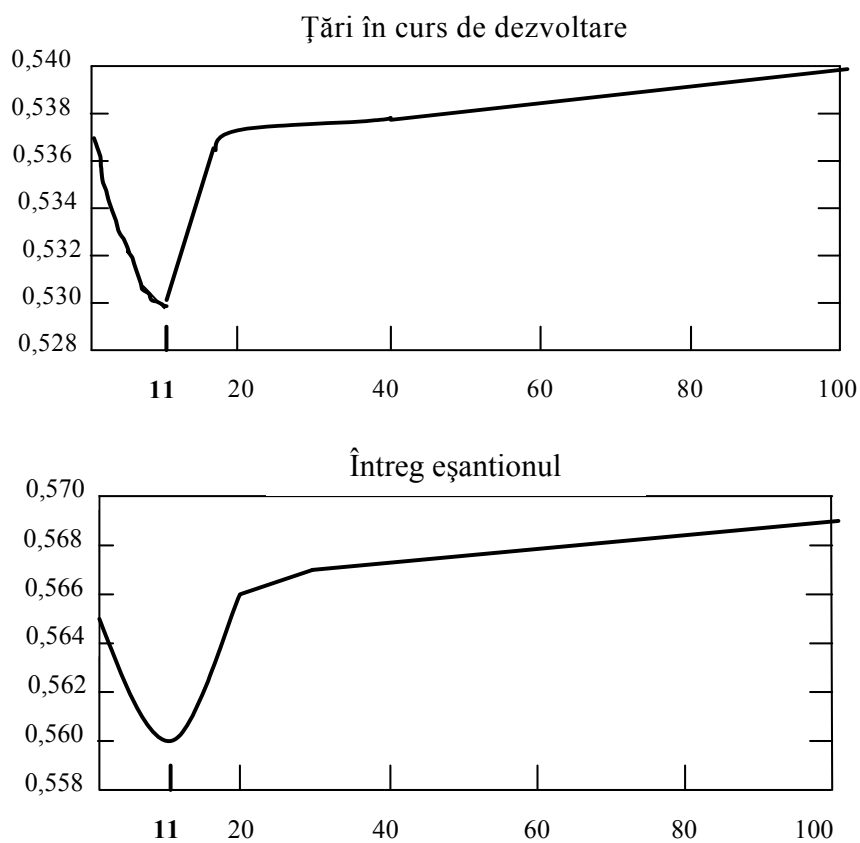
calculate utilizând distribuția BOOTSTRAP (pentru cele trei eșantioane); a se vedea și Hansen (1999).

A doua coloană dă seria de valori pe care se efectuează căutarea efectului prag. Pentru întreg eșantionul, $\underline{\pi} = 1\%$ și $\overline{\pi} = 100\%$, iar incrementarea este de 1%, ceea ce determină un set de 100 de ecuații de regresie de tipul ecuației (5.2). Repetarea aceleiași proceduri pentru subeșantioane conduce la obținerea unei estimări prag de 11% pentru țările în dezvoltare și 1% pentru țările dezvoltate. Trebuie evidențiat faptul că nivelul prag al inflației este mult mai mic pentru țările industrializate decât pentru țările în dezvoltare. Coloana LR_0 din tabelul 5.4 dă valoarea observată (calculată) a testului. Semnificația nivelurilor a fost determinată prin utilizarea distribuției BOOTSTRAP pentru LR_0 (corespunzător celor de trei eșantioane). Pentru toate cele trei eșantioane, ipoteza nulă conform căreia nu există nici un efect prag poate fi respinsă pentru cel puțin un nivel de semnificație de 1%. *Datele demonstrează existența efectelor prag.*

6. Estimarea rezultatelor

Tabelul 5.5 oferă estimarea rezultatelor pentru ecuația (5.2) pentru cele trei eșantioane. Efectele fixe și de timp dummy au fost incluse pentru a controla eterogenitatea dintre state, precum și efectele timp. Pentru întreg eșantionul, pentru care efectul prag este de 11%, toți coeficienții au semnul corespunzător și sunt semnificativi statistic pentru un nivel de semnificație de 1%. A fost precizat anterior faptul că existența efectului prag nu poate fi demonstrată doar prin simpla folosire a clasicele teste pentru verificarea egalității dintre γ_1 și γ_2 , având în vedere că distribuția lui t -statistic pentru această variabilă nu este standard sub ipoteza nulă. De aceea, ipoteza nulă a fost testată cu ajutorul variabilei $LR_0(\pi)$ corespunzătoare distribuției BOOTSTRAP. Totuși, distribuția valorilor t ale tuturor variabilelor explicative menține distribuția lor uzuală sub ipotezele alternative pentru efectul prag.





Notă: Figura 5.4. arată suma pătratelor reziduurilor (SPR) pentru ecuația (5.4), ca funcție a nivelului prag al inflației pentru cele trei eșantioane. Valoarea minimă a SPR determină pragul estimat, care este de 1% pentru țări dezvoltate și 11% pentru țările în dezvoltare și pentru întreg eșantionul.

Figura 5.4. Suma pătratelor reziduurilor ca funcție a nivelului prag (medie pe cinci ani)

Tabelul 5.5

MCMMP nelineară cu efecte fixe (medie pe cinci ani)

Variabila dependentă: $d\log(PIB)$			
Variabile independente	Întreg eșantionul	Țări dezvoltate	Țări în dezvoltare
$(1 - d^{\pi^*}) [\log(\pi) - \log(\pi^*)]$	0,00049	0,05991	0,00109
	(-0,66)	(2,53)a	(1,33)
$d^{\pi^*} [\log(\pi) - \log(\pi^*)]$	-0,00895	-0,00643	-0,00895
	(-4,70)a	(-4,23)a	(-4,42)a
ly_0	-0,02506	-0,03634	-0,02551
	(-13,20)a	(-15,58)a	(-11,08)a
$igdp$	0,15090	0,10640	0,15910
	(5,01)a	(3,47)a	(4,96)a
$d\log(pop)$	0,04947	-0,01557	0,05095
	(-2,56)a	(-0,23)	(2,33)a
$\sigma(tot)$	-0,00020	-0,00031	-0,00019
	(2,33)a	(-1,17)	(-2,33)a
Nivelul prag (%)	11	1	11
	(64,42)a	(9,10)a	(58,59)a
NxT	905	165	740
R^2	0,43	0,80	0,39

Notă: Panelul are 8 observații (T), acestea fiind medii pe cinci ani pentru perioada 1960-1998, pentru 140 de țări (N). Variabilele sunt: π - inflația; ly_0 - logaritmul venitului inițial; $igdp$ - investițiile interne brute ca procent din PIB; $d\log(pop)$ - rata de creștere a populației; $\sigma(tot)$ - deviația standard a termenilor schimbului. Variabila dummy d^{π^*} ia valoarea "1" pentru rate ale inflației mai mari decât nivelul prag și valoarea "0" altfel. Valorile t-statistic, date între paranteze, sunt calculate din erorile standard ce au fost supuse verificării ipotezei de homoscedasticitate cu testul White. Literele "a", "b", "c" indică nivelul de semnificație statistică de 1%, 5%, respectiv 10%. Rata de creștere a variabilei x este aproximată prin diferența de ordinul I a logaritmului lui x , $d\log(x)$. Variabilele de timp dummy estimate și efectele specifice de țară nu sunt prezentate.

Mai mult, Chan și Tsay (1998) arată că distribuția asimptotică a tuturor coeficienților, inclusiv efectul prag, este normal multivariată cu o matrice a varianței-covarianței dată de ecuația (5.7).

În secțiunea anterioară, a fost demonstrată existența efectului prag pentru toate cele trei eșantioane; următoarea întrebare importantă care se pune este cât de precise sunt aceste estimări. Aceasta cere determinarea intervalului de încredere în jurul pragului estimat. În timp ce existența efectelor prag în relația dintre inflație și creșterea economică este unanim acceptată, nivelul exact al inflației prag este încă subiect de dezbatere. Într-adevăr, așa cum a fost prezentat și anterior, pe baza studiilor existente, valorile ar putea fi situate între 2,5% și 40%. Intervalul de încredere arată că pragul estimat nu este semnificativ diferit de alte potențiale valori ale nivelului prag, ceea ce ar pune într-un anume fel sub semnul întrebării nivelul prag stabilit. Ceea ce este interesant este că intervalele de încredere sunt foarte înguste, ceea ce indică faptul că nivelul prag este estimat cu precizie. Într-adevăr, *intervalele de încredere* garantate cu o probabilitate de 95% pentru *întreg eșantionul, țările dezvoltate și țările în curs de dezvoltare*, sunt [10,66, 11,34], [0,89, 1,11] și, respectiv, [10,62, 11,38].

Se pot trage două concluzii de bază din acest set de teste statistice:

- în primul rând, pragul este în jurul ratei inflației de 1% pentru țările industrializate și 11% pentru țările în curs de dezvoltare;
- în al doilea rând, se poate concluziona că aceste estimări ale pragului sunt foarte exacte.

S-ar putea pune întrebarea de ce nivelul prag pentru țările în curs de dezvoltare este mai mare decât nivelul prag al țărilor industrializate. Se pot formula cel puțin două ipoteze legate de acest aspect:

- în primul rând, experiența îndelungată cu privire la inflație a multor țări în dezvoltare le-a determinat să adopte sisteme de indexare, pentru a contracara, cel puțin parțial, efectele adverse ale inflației. O dată adoptate, aceste mecanisme de indexare au făcut posibilă controlarea unor rate mari ale inflației, fără a experimenta efecte adverse ale creșterii (deoarece prețurile relative nu se modifică foarte mult);
- în al doilea rând, în măsura în care inflația este privită ca fiind o taxă pe intermedierea financiară, guvernele, având stabilit un anumit plafon al cheltuielilor, vor impune taxa inflației, în absența altor taxe convenționale. De asemenea, valorile diferite ale nivelurilor prag pentru efectele inflației asupra creșterii, pentru țările dezvoltate și țările în dezvoltare, pot reflecta niveluri mai înalte ale taxării convenționale în statele industrializate decât în statele în dezvoltare.

În timp ce o creștere relativ mică a inflației în țările industrializate are efecte adverse asupra investițiilor (prin creșterea costurilor efective ale bunurilor de capital), asupra productivității și creșterii economice, în țările în curs de

dezvoltare, cu niveluri relativ mici ale taxelor convenționale, este necesară o taxă pe inflație mai mare pentru a avea aceleași efecte de inhibare pentru creștere.

În timp ce inflația cu valori mai mici decât nivelul prag nu are nici un impact semnificativ asupra creșterii, ratele inflației mai mari decât nivelul prag au un impact negativ semnificativ asupra creșterii pentru întreg eșantionul. Împărțirea eșantionului pe țări industrializate și țări în curs de dezvoltare a dus la obținerea unor rezultate interesante. În primul rând, ambele subeșantioane au o relație pozitivă între inflație și creștere, sub nivelul prag al fiecărei categorii (deși această relație este semnificativă din punct de vedere statistic doar pentru țările industrializate, care au nivelul prag la 1%), și o relație semnificativă și puternic negativă pentru rate ale inflației mai mari de nivelul prag. **Investițiile, ca procent din PIB, și rata de creștere a populației au un impact pozitiv și semnificativ asupra creșterii economice** (cu excepția țărilor industrializate, în care creșterea populației este ne semnificativă statistic). În medie, o creștere a ponderii investițiilor în PIB cu 5% va determina o creștere PIB-ului real cu 0,80% pentru țările în curs de dezvoltare și cu 0,53% pentru țările industrializate. În literatura de specialitate, logaritmul venitului inițial pe locuitor (ly_0) a fost inclus în regresiile creșterii pentru a testa convergența condiționată. Convergența condiționată nu se modifică dacă coeficientul lui (ly_0) este negativ. Convergența apare pentru toate eșantioanele. Rata de convergență este mai ridicată în țările industrializate decât în țările în curs de dezvoltare, confirmând rezultatele unor studii anterioare, care au demonstrat că convergența condiționată este mai puternică în țările industrializate. În tabelul (5.6) sunt ilustrate rezultatele regresiei prezentate în tabelul (5.5) pentru întreg eșantionul, pentru țările industrializate și, respectiv, pentru țările în curs de dezvoltare. Tabelul (5.6) arată efectul pe care îl are inflația dacă crește progresiv asupra unei economii ipotetice cu o rată inițială a inflației de 3%. Nivelul maxim de creștere economică pe care l-ar putea atinge o țară în curs de dezvoltare cu o rată inițială a inflației de 3% este de 0,14% (prin ajungerea de la o rată a inflației de 3% la 11%). Este foarte probabil ca această amplitudine să supraestimeze efectul pozitiv al inflației, având în vedere că ponderea investițiilor în PIB a rămas constantă, în timp ce inflația creștea de la 3% la 11%. Totuși, Fischer (1993) a arătat că inflația are, de asemenea, și un efect indirect negativ și semnificativ asupra creșterii, prin impactul pe care îl are asupra investițiilor. Acest efect indirect nu este luat calcul în acest studiu. Din rezultatele obținute în această analiză, efectul pozitiv se poate modifica rapid într-un efect negativ, pe măsură ce inflația crește peste nivelul prag.

Tabelul 5.6

Ilustrarea numerică a efectelor inflației asupra creșterii economice

$\pi_0 = 3\%$						
	Date medii pe cinci ani			Date anuale		
	Întreg eșantionul	Țări dezvoltate	Țări în dezvoltare	Întreg eșantionul	Țări dezvoltate	Țări în dezvoltare
Nivelul prag π	11%	1%	11%	9%	3%	12%
4	0,01	-0,18	0,03	0,02	-0,27	0,01
5	0,02	-0,33	0,06	0,03	-0,47	0,02
6	0,03	-0,45	0,08	0,04	-0,64	0,03
9	0,05	-0,71	0,12	0,06	-1,01	0,05
11	0,06	-0,84	0,14	-0,18	-1,20	0,06
15	-0,21	-1,03	-0,14	-0,54	-1,49	-0,24
20	-0,47	-1,22	-0,39	-0,88	-1,75	-0,63
25	-0,67	-1,36	-0,59	-1,15	-1,96	-0,93
30	-0,83	-1,48	-0,76	-1,36	-2,13	-1,18
40	-1,09	-1,66	-1,01	-1,70	-2,39	-1,56
60	-1,45	-1,93	-1,93	-2,18	-2,77	-2,11

Notă: Acest tabel prezintă efectul asupra creșterii economice determinat de incrementarea graduală a ratei inițiale a inflației (π_0) de 3% până la nivelul de 60%, utilizând estimările modelului cu efecte fixe cu date anuale și date medii pentru cinci ani. Spre exemplu, creșterea inflației de la 3% la 25% antrenează o pierdere de creștere economică de 1,15%, utilizând estimările pentru întreg eșantionul cu date anuale.

Spre exemplu, o creștere a inflației de la 3% la 40% va reduce creșterea cu 1,01 puncte procentuale în țările în curs de dezvoltare și cu 1,66 puncte procentuale în țările industrializate. Efectul inflației asupra creșterii pentru orice pereche de rate de inflație din prima coloană este egal cu diferența dintre efectele asupra creșterii. Spre exemplu, reducerea ratei inflației anuale pentru o țară în curs de dezvoltare de la 60% la 15% va determina o creștere a PIB de 1,24 puncte procentuale. Transformarea logaritmică presupune că efectul asupra creșterii va fi identic atât pentru o economie cu o rată a inflației de 3% care crește până la 6%, cât și pentru o economie cu o rată a inflației ce crește de la 4% la 8%. Aceasta pentru că, în ambele cazuri, rata inflației se dublează. Bineînțeles, această proprietate este valabilă numai pentru schimbări ale valorii ratelor inflației care nu determină intersectarea cu nivelul prag.

7. Robustețea rezultatelor

a) Senzitivitatea la efectele fixe

Având în vedere că estimările făcute pot fi sensibile la utilizarea efectelor fixe, ecuația (5.2) a fost estimată fără efecte fixe. Tabelele 5.5 și 5.7 prezintă rezultate similare. În particular, estimările nivelurilor prag sunt identice. Totuși, omiterea efectelor fixe slăbește efectul negativ al inflației asupra creșterii pentru țările în curs de dezvoltare cu valori ale inflației mai mari decât nivelul prag și scade rata de convergență între țări.

b) Senzitivitatea la observațiile cu valori ridicate ale inflației

Bruno și Easterly (1998) și Easterly (1996) au argumentat faptul că relația negativă dintre inflație și creșterea economică este valabilă numai în economiile cu rate ridicate ale inflației. Ei au arătat că excluderea observațiilor cu rate anuale ale inflației de 40% sau mai mult slăbește relația negativă dintre inflație și creștere.

Tabelul 5.7

MCMMP nelineară fără efecte fixe (medie pe cinci ani)

Variabila dependentă: $d\log(PIB)$			
Variabile independente	Întreg eșantionul	Țări dezvoltate	Țări în dezvoltare
$(1 - d^{\pi^*}) [\log(\pi) - \log(\pi^*)]$	0,00061	0,05667	0,00074
	(0,98)	(2,85)a	(1,11)
$d^{\pi^*} [\log(\pi) - \log(\pi^*)]$	-0,00574	-0,00737	-0,00586
	(-2,71)a	(-5,00)a	(-2,65)a
ly_0	-0,00262	-0,02582	-0,00228
	(-7,52)a	(-67,76)a	(-4,47)a
$igdp$	0,1158	0,09150	0,10810
	(7,78)a	(10,93)a	(6,10)a
$d\log(pop)$	0,03873	0,27128	0,03234
	(3,06)a	(8,15)a	(2,08)b
$\sigma(tot)$	-0,00021	-0,00104	-0,00019
	(-2,61)a	(-4,58)a	(-2,24)b
Nivelul prag (%)	11	1	11
	(25,42)a	(7,40)a	(23,97)a
NxT	905	165	740
R^2	0,21	0,70	0,19

Notă: Panelul are 8 observații (T), acestea fiind medii pe cinci ani pentru perioada 1960-1998, pentru 140 de țări (N). Variabilele sunt: π - inflația; ly_0 - logaritmul venitului

inițial; $igdp$ - investițiile interne brute ca procent din PIB; $dlog(pop)$ - rata de creștere a populației; $\sigma(tot)$ - deviația standard a termenilor schimbului. Variabila dummy d^{π^*} ia valoarea "1" pentru rate ale inflației mai mari decât nivelul prag și valoarea "0" altfel. Valorile t-statistic, date între paranteze, sunt calculate din erorile standard ce au fost supuse verificării ipotezei de homoscedasticitate cu testul White. Literele "a", "b", "c" indică nivelul de semnificație statistică de 1%, 5%, respectiv 10%. Rata de creștere a variabilei x este aproximată prin diferența de ordinul I a logaritmului lui x , $dlog(x)$. Variabilele de timp dummy estimate și efectele specifice de țară nu sunt prezentate.

Tabelul 5.8

MCMMP nelineară cu efecte fixe (medie pe cinci ani)

Excluderea observațiilor cu valori ale inflației mai mari de 40%			
Variabila dependentă: $dlog(PIB)$			
Variabile independente	Întreg eșantionul	Țări dezvoltate	Țări în dezvoltare
$(1 - d^{\pi^*})[\log(\pi) - \log(\pi^*)]$	0,00101	0,06227	0,00166
	(1,34)	(2,77)a	(1,85)c
$d^{\pi^*}[\log(\pi) - \log(\pi^*)]$	-0,0183	-0,00709	-0,02067
	(-9,04)a	(-4,10)a	(-9,02)a
ly_0	-0,02286	-0,03461	-0,02299
	(-9,00)a	(-13,91)a	(-6,89)a
$igdp$	0,15100	0,09860	0,16100
	(4,71)a	(2,83)a	(4,77)a
$dlog(pop)$	0,06509	-0,00132	0,06595
	(3,06)a	(-0,02)	(3,01)a
$\sigma(tot)$	-0,00027	-0,00040	-0,00026
	(-2,43)a	(-0,98)	(-2,25)b
Nivelul prag estimat (%)	12	1	12
	(130,21)a	(9,94)a	(123,11)a
$N \times T$	838	160	678
R^2	0,43	0,80	0,39

Notă: Panelul are 8 observații (T), acestea fiind medii pe cinci ani pentru perioada 1960-1998, pentru 140 de țări (N). Variabilele sunt: π - inflația; ly_0 - logaritmul venitului inițial; $igdp$ - investițiile interne brute ca procent din PIB; $dlog(pop)$ - rata de creștere a populației; $\sigma(tot)$ - deviația standard a termenilor schimbului. Variabila dummy d^{π^*} ia valoarea "1" pentru rate ale inflației mai mari decât nivelul prag și

valoarea "0" altfel. Valorile *t*-statistic, date între paranteze, sunt calculate din erorile standard ce au fost supuse verificării ipotezei de homoscedasticitate cu testul White. Literele "a", "b", "c" indică nivelul de semnificație statistică de 1%, 5%, respectiv 10%. Rata de creștere a variabilei *x* este aproximată prin diferența de ordinul I a logaritmului lui *x*, $d\log(x)$. Variabilele de timp dummy estimate și efectele specifice de țară nu sunt prezentate.

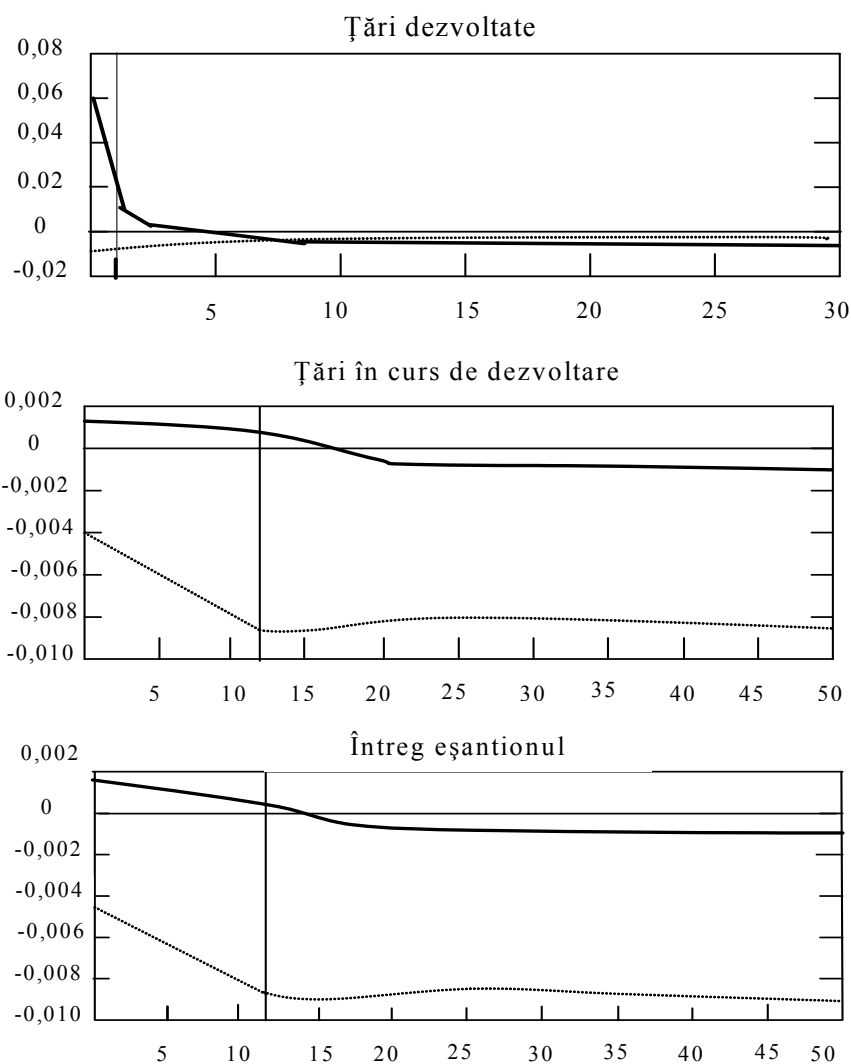
Metodologia lor este diferită de cea utilizată în acest studiu, prin faptul că nu se bazează pe analiza regresiei, ci pe metode de comparare înaintea, în timpul și după crizele cauzate de inflație (definite ca episoade cu inflație mai mare de 40%). Pentru a testa ipoteza lor în studiul de față, ecuația (5.2) a fost reestimată cu medii pe cinci ani ale datelor și cu excluderea observațiilor cu rate ale inflației mai mari de 40%. Rezultatele sunt prezentate în tabelul 5.8.

Rezultatele se dovedesc a fi foarte asemănătoare cu estimările pentru întreg eșantionul (date în tabelul 5.5). De fapt, estimările pragului fără observațiile cu rate mari ale inflației pentru țările în curs de dezvoltare sunt aproape identice cu estimările obținute pentru toate datele.

c) Sensitivitatea la localizarea nivelului prag

Figura 5.5 arată sensibilitatea efectului inflației asupra creșterii când nivelul prag variază de la 1% la 50%. Cele trei grafice (corespunzătoare celor trei eșantioane) prezintă impactul inflației asupra creșterii pentru economiile cu rate ale inflației sub nivelul prag (linia continuă) și pentru economiile cu rate ale inflației peste nivelul prag (linia punctată). Aceste efecte sunt date de coeficienții γ_1 și γ_2 din ecuația (5.2). Linia verticală indică nivelul prag estimat. Figura 5.5 permite formularea următoarelor concluzii:

- a) Impactul ratelor inflației cu valori mari sau mici sunt mai sensibile la valoarea pragului pe o scală de la 1% la 20%;
- b) efectul pozitiv al inflației asupra creșterii este prezent doar pentru rate ale inflației mai mici de 5% pentru țările industrializate și 18% pentru țările în curs de dezvoltare;
- c) pentru țările în curs de dezvoltare, efectul inflației asupra creșterii, care este negativ pentru întreaga scală, se amplifică pe măsură ce nivelul pragului crește, ceea ce implică o accentuare a efectului negativ al inflației asupra creșterii, pe măsură ce inflația crește;
- d) pentru țările industrializate, efectul inflației rămâne negativ pentru întreaga serie, pe măsură ce pragul crește, efectul scade (în valoare absolută), atinge ulterior un minim în jurul valorii de 15% a pragului, pentru ca mai apoi să crească.



Notă: Efectele scăzute (linia continuă) și ridicate (linia punctată) sunt date de coeficienți γ_1 și γ_2 ai ecuației (5.2). Pragul variază de la 1% la 50%, cu excepția țărilor dezvoltate, unde valorile sunt situate în intervalul 1%-30%. Linia verticală indică nivelul estimat al pragului.

Figura 5.5. Senzitivitatea efectului inflației asupra creșterii economice la nivelul prag (medie pe 5 ani)

d) Senzitivitatea la frecvența datelor

Estimarea și inferența au fost efectuate pe baza unei medii a datelor pe cinci ani. Această procedură a devenit practică comună în literatura de specialitate despre creșterea economică și are ca scop filtrarea fluctuațiilor ciclice, permițând concentrarea pe trendurile pe termen mediu și lung ale datelor. Estimarea ecuației (5.2) a fost efectuată cu date anuale cu scopul de a examina, în principal, două aspecte:

- în primul rând, este interesantă analiza modului în care frecvența datelor modifică locația și amploarea efectului prag, precum și parametrii estimați ai ecuației (5.2);
- în al doilea rând, datele anuale conferă un grad mai mare de libertate, în special pentru partea de final a distribuției inflației.

În particular, nivelul prag al inflației pentru țările dezvoltate a fost estimat la 1%, ceea ce reprezintă limita inferioară a bazei de căutare pentru efectele prag. Întrebarea pusă anterior este dacă pragul s-a situat la 1% sau a fost mai mic de 1%.

Pentru media datelor pe cinci ani, observațiile cu rate ale inflației mai mici de 1% sunt considerate a fi insuficiente pentru a răspunde la această întrebare. În schimb, datele anuale oferă suficiente observații ale ratelor de inflație scăzute pentru a răspunde la această întrebare.

Tabelul 5.9 prezintă pragul estimat și estimările parametrilor pentru ecuația (5.2). O comparație între tabelul 5.5 și tabelul 5.9 pune în evidență câteva aspecte interesante. În primul rând, estimările pragului sunt ușor diferite, dar apropiate ca valoare. Estimările pragurilor cu date anuale sunt ușor mai mari atât pentru țările industrializate, cât și pentru țările în dezvoltare (3% vs. 1% pentru țările industrializate și 12% vs. 11% pentru țările în dezvoltare). În al doilea rând, efectul inflației ridicate (γ_2) este mai puternic pentru datele anuale. Acest aspect este ilustrat în ultimele 3 coloane ale tabelului 5.6. Așa cum era de așteptat, efectul este mai slab în cazul analizei cu date anuale, dar nivelurile prag ale inflației sunt estimate cu precizie.

Intervalele de încredere, garantate cu o probabilitate de 95% pentru întreg eșantionul, țările industrializate și țările în dezvoltare, sunt [8,78, 9,22], [2,76, 3,24] și [11,80, 12,20]. Luând în considerare numărul mic de observații cu rate foarte mici ale inflației pentru media datelor pe cinci ani, estimarea pragului la 3% (versus 1% cu date nivelate) pentru țările industrializate poate fi considerată ca fiind de încredere.

e) *Senzitivitatea față de variabilele explicative suplimentare*

Așa cum a fost prezentat și în secțiunea anterioară, în ecuația de regresie au fost incluse doar variabilele care sunt considerate a fi foarte concludente în relația dintre inflație și creștere economică. Utilizarea efectelor fixe a ajutat la evidențierea diferențelor dintre state în creșterea PIB-ului. Având în vedere că teoria creșterii endogene a evidențiat rolul capitalului uman în procesul de creștere economică al unei țări, în ecuația (5.2) a fost inclus, ca variabilă, și capitalul uman. Așa cum este prezentat și în literatura de specialitate, capitalul uman este legat de rata de școlarizare în clasele primare, gimnaziale și liceale. Toate cele trei variabile s-au dovedit a fi statistic semnificative. Mai mult, includerea lor nu modifică semnificativ rezultatele. De fapt, valorile prag rămân aceleași. Motivul poate fi acela că ratele de școlarizare sunt puternic corelate cu variabila venitului inițial (ly_0). O regresie a ratelor de școlarizare (în clasele primare, gimnaziale și liceale) în raport cu variabila *venit* determină un R^2 de 0,98, 0,92 și, respectiv, 0,98. Cu alte cuvinte, variabila *venit inițial* explică cel mai bine variațiile dintre state cu privire la rata de școlarizare.

Tabelul 5.9

**MCMMP nelineară cu efecte fixe
(date anuale)**

Variabila dependentă: $d\log(PIB)$			
Variabile independente	Întreg eșantionul	Țări în dezvoltate	Țări în dezvoltare
$(1 - d^{\pi^*}) [\log(\pi) - \log(\pi^*)]$	0,00054	0,00143	0,00043
	(-1,99)b	(3,22)a	(1,59)
$d^{\pi^*} [\log(\pi) - \log(\pi^*)]$	-0,01180	-0,00923	-0,01347
	(-6,00)a	(-5,17)a	(-5,56)a
ly_0	0,07820	0,02690	0,07860
	(4,11)a	(0,92)	(3,83)a
$igdp$	-0,01557	-0,02750	-0,01701
	(-0,16)	(-0,20)	(-0,17)
$d\log(pop)$	-4,72E-05	-0,01583	-1,77E-05
	(-0,00)	(-1,03)	(-0,00)
$\sigma(tot)$	-0,00020	-0,00031	-0,00019
	(2,33)a	(-1,17)	(-2,33)a
Nivelul prag (%)	9	3	12
	(81,37)a	(25,24)a	(87,68)a

Variabila dependentă: $d\log(PIB)$			
Variabile independente	Întreg eșantionul	Țări dezvoltate	Țări în dezvoltare
NxT	4264	950	3414
R ²	0,14	0,50	0,12

Notă: Panelul are 39 de posibile observații (T), acoperind perioada 1960-1998, pentru 140 de țări (N). Variabilele sunt: π - inflația; ly_0 - logaritmul venitului inițial; $igdp$ - investițiile interne brute ca procent din PIB; $d\log(pop)$ - rata de creștere a populației; $\sigma(tot)$ - deviația standard a termenilor schimbului. Variabila dummy d^{π} ia valoarea "1" pentru rate ale inflației mai mari decât nivelul prag și valoarea "0" altfel. Valorile t-statistic, date între paranteze, sunt calculate din erorile standard ce au fost supuse verificării ipotezei de homoscedasticitate cu testul White. Literele "a", "b", "c" indică nivelul de semnificație statistică de 1%, 5%, respectiv 10%. Rata de creștere a variabilei x este aproximată prin diferența de ordinul I a logaritmului lui x, $d\log(x)$. Variabilele de timp dummy estimate și efectele specifice de țară nu sunt prezentate.

Activitatea financiară este o altă variabilă importantă, prezentată de King și Levine (1993). În acest studiu au fost folosite trei abordări legate de activitatea financiară. Prima abordare se referă la mărimea sectorului financiar intermediar relativ la activitatea economică (proporția datorii curente din sistemul financiar în PIB, măsurate de agregatul monetar M3, când acesta este disponibil, sau de M2). A doua abordare se referă la proporția creditului alocat sectorului privat (rata cererii de credite a sectorului privat nefinanciar în total credit intern). A treia abordare reprezintă rata cererii de credite a sectorului privat nefinanciar în PIB (fiind, de fapt, abordarea a doua în care creditul total intern este substituit cu valoarea PIB-ului). Adăugarea acestor variabile nu a schimbat în nici un fel valorile estimate ale pragului.

8. Concluzii

Această analiză reexaminează problematica existenței efectelor prag în relația dintre inflație și creștere economică, utilizând noile metode econometrice ce oferă proceduri pentru estimare și inferență. Datele se referă la 140 de țări industrializate și în curs de dezvoltare, pentru perioada 1960-1998. Estimările au fost făcute pe medii ale datelor pe cinci ani, dar și pe date anuale.

Rezultatele empirice sugerează existența unui nivel prag, dincolo de care inflația are impact negativ asupra creșterii. Nivelul prag este mai mic pentru țările industrializate decât pentru țările în dezvoltare (estimările se situează la

1%-3% pentru țările industrializate și 11%-12% pentru țările în dezvoltare, în funcție de metoda de estimare). Pragul este statistic semnificativ la o valoare de 1% sau mai puțin. Intervalele de încredere sunt foarte înguste, ceea ce întărește faptul că estimările pragului sunt foarte exacte.

Relația semnificativă și negativă dintre inflație și creștere economică, pentru rate ale inflației mai mari decât nivelul prag, este robustă în ceea ce privește metoda de estimare, oscilațiile legate de localizarea pragului, includerea sau excluderea observațiilor cu rate ale inflației ridicate, frecvența datelor și specificațiile alternative. Este interesant că utilizarea datelor anuale determină stabilirea unor niveluri prag foarte asemănătoare cu estimările făcute pe baza datelor ca medie pe cinci ani (12% pentru țările în dezvoltare și 3% pentru țările industrializate), relația dintre inflație și creștere fiind puternic negativă. Astfel, după cum au arătat Bruno și Easterly (1998), relația dintre inflație și creștere este mai puternică la frecvențe mari. În același timp, rezultatele prezentului studiu sugerează existența unui efect puternic și negativ al inflației asupra creșterii chiar atunci când datele au fost calculate ca medii pe cinci ani.

În timp ce rezultatele sunt informative, anumite aspecte trebuie luate în calcul atunci când se interpretează aceste rezultate. În primul rând, relația estimată dintre inflație și creștere nu oferă căile exacte prin care inflația afectează creșterea economică, având în vedere că efectul investițiilor și al ocupării forței de muncă este dat, în principal, de productivitate. Aceasta implică faptul că efectul negativ total al inflației poate fi diminuat. În al doilea rând, inflația nu este o variabilă exogenă în regresia creștere economică-inflație și estimările coeficientului pot fi influențate. Seriozitatea acestei probleme va depinde, în sens larg, de ipoteza conform căreia cauzalitatea provine în principal de la inflație la creștere economică, caz în care problema endogenității poate să fie nesemnificativă; în caz contrar, o influență poate fi prezentă. Așa cum a demonstrat și Fischer (1993), cauzalitatea este mai predominantă de la inflație la creștere, caz în care problema influenței simultane poate fi lipsită de importanță. Totuși, această presupunere trebuie verificată. În final, inflația poate avea efecte adverse asupra unei întregi economii, nu doar asupra creșterii. Aceste efecte nu au fost luate în considerare aici și ar trebui să fie subiectul unui studiu serios.

În concluzie, cei care elaborează și implementează politicile economice din întreaga lume au recunoscut în ultima perioadă că scăderea inflației duce la îmbunătățirea performanțelor de creștere economică. Scopul declarat este acela de a reduce nivelul inflației la o singură cifră și păstrarea acesteia la acest nivel. Rezultatele acestui studiu oferă un puternic sprijin empiric pentru acest punct de vedere.

5.2.1.2. Inflație, dezvoltare și creștere financiară

Ultimul deceniu a înregistrat o creștere a studiilor privind influența dobânzii asupra creșterii economice. În special, a existat un număr mare de anchete empirice ale diferențelor dintre ratele de creștere între țări în perioade mari de timp. Aceste studii tind să accentueze aspectele speciale sau cauzele procesului de creștere. Printre aspectele importante ale creșterii economice care au fost studiate sunt inflația și măsura dezvoltării sectorului financiar. În acest subcapitol se analizează interacțiunea dintre creșterea inflației și creșterea financiară.

Este general știut că există o relație negativă între inflație și creșterea economică pe termen lung. Studiile empirice timpurii furnizează rezultate care includ o varietate de seturi de informații și încearcă să furnizeze proba empirică pentru ipoteze (vezi Haslag, 1997). Este dificil de punctat o relație negativă pe termen lung pentru că un fenomen de curbă Phillips poate să ducă la o relație pozitivă între creștere și inflație. Câteva studii influente de la începutul anilor 1990 (Fischer, 1993; Barro, 1996) au furnizat baza empirică pentru a considera relația negativă. Mai recent, Bruno și Easterly (1998) au furnizat, printr-o examinare completă, niște clarificări. Ei concluzionează faptul că relația negativă între inflație și creștere se datorează perioadelor mari de fluctuație a inflației. Inflația are o influență negativă asupra creșterii pe termen lung, datorită perioadelor mari de inflație; pragul de sensibilitate pentru un efect al inflației asupra creșterii poate să fie de până la 40% pe an.

Relația empirică între dezvoltarea sectorului financiar și creșterea economică este mult mai robustă; există acum o literatură de specialitate care dovedește relația, cu o varietate de informații (a se vedea Khan, 2000, și Levine, 1997). În timp ce ipotezele că structura financiară influențează creșterea datează de mulți ani (accentuarea pe rolul sectorului financiar se datorează lui Goldsmith (1969) și Mckinnon (1973)), dovada puternică pentru relație nu a apărut până în anii 1990, când King și Levine (1993) au furnizat dovezi prin analizarea țărilor în perioada postbelică și Wachtel și Rousseau (1995) au furnizat dovezi de la seriile de timp pe termen lung pentru câteva țări. Aceste studii au arătat că adâncimea dezvoltării sectorului financiar și o mai mare dispoziție de servicii de intermediere financiară sunt asociate cu creșterea economică. Munca adițională a arătat că alte caracteristici de dezvoltare financiară sunt, de asemenea, asociate cu rate de creștere mai mari ca, de exemplu, lichiditatea de stoc de piață (Rousseau și Wachtel, 2000) și îmbunătățirea contabilității și a procedurilor de faliment și administrație (Levine, Loayza și Beck, 2000).

În mod surprinzător, au existat puține eforturi pentru a reuni aceste două aspecte ale literaturii empirice de creștere. Există discuții în literatura teoretică despre relația dintre finanțe-creștere-inflație. Inflația are importanță în multe modele de creștere teoretice, pentru că ea schimbă fluxurile monetare, care pot să aibă consecințe sectoriale reale. Oricum, există o varietate de canale teoretice prin care inflația influențează creșterea și teoria nu furnizează un set precis de relații dintre finanțe, creștere și inflație. Totuși, relația tripartită este în special importantă pentru că inflația este legată de reprimarea financiară. **Inflația poate să reprime intermedierea financiară, erodând utilitatea activelor bănești** și ducând la deciziile de politică ce deformează structura financiară. Modul prin care efectele inflației pot crește, cel puțin parțial, este prin sectorul financiar.

Andres, Hernando și Lopez-Salido (1999) au arătat că aceste două noțiuni (relațiile despre creșterea financiară și creșterea inflației) au fost separate până în momentul respectiv. Lucrarea lor aduce cele două noțiuni împreună cu un set de date despre țările cele mai industrializate (OECD) într-un interval de timp relativ scurt. Relația finanțe-creștere este slabă și nu foarte robustă, eventual pentru că există o variație limitată în dezvoltarea sectorială financiară printr-aceste țări. Oricum, relația negativă de creștere a inflației este una puternică, deși nu este clar dacă rezultatul se datorează perioadelor mari de inflație în țările studiate.

Efectul inflației asupra dezvoltării sectorului financiar este examinat în Boyd, Levine și Smith (1996) și în Haslag și Koo (1999). Ambele lucrări arată că **inflația este asociată cu reprimarea financiară**; sectorul financiar se dezvoltă mai puțin față de creșterea inflației, în special când rata medie a inflației este mare.

Scopul analizei este de a explora triunghiul de relații - *finanțele-inflația-creșterea* - cu ajutorul seturilor de date mari care au fost folosite în literatura empirică actuală despre creștere și pentru a vedea dacă un efect direct al inflației asupra creșterii poate să fie identificat, precum și un efect indirect prin dezvoltarea sectorului financiar. Au fost folosite informațiile seriilor de timp pentru diferite țări, traversarea secțiunilor pe țări cu informații medii obținute în timp și seturi de informații de control pentru a examina relațiile între dezvoltarea sectorului financiar și creșterea economică. Se examinează mediile pe cinci ani, extinzând de la 1960 la 1995 pentru o secțiune a țărilor. Se estimează relațiile de creștere cu acelea care au devenit comune în literatura de specialitate. Mărimile sectorului financiar sunt indicatori ai adâncimii activității de intermediere și sunt disponibile pentru un număr mare de țări pentru perioade de timp substanțiale.

Ținta analizei este obținerea răspunsurilor la două întrebări:

1. Inflația inhibă creșterea direct și/sau printr-o influență negativă asupra dezvoltării sectorului financiar?
2. Dezvoltarea sectorului financiar duce la creștere când rata de inflație este ținută constantă?

Unele dintre motive pentru relațiile inflație-creștere și finanțe-creștere vor fi pe scurt descrise în secțiunea următoare. Următoarea parte descrie informațiile care se vor întrebuița, urmate de o prezentare a rezultatelor.

De ce au importanță inflația și finanțele?

Există două relații distincte între rata inflației și creșterea economică. Prima este relația dată de curba Phillips. În cadrul acesteia, un nivel superior al inflației este adesea asociat cu o creștere mai rapidă. Motivul este pur și simplu că expansiunea economică pe termen scurt va crea adesea presiuni ale cererii care duc la inflație. Oricum, pentru o varietate de motive în care nu vom intra aici, relația dată de curba Phillips nu persistă dincolo de perioade scurte. A doua este relația negativă pe termen lung, care este adesea observată în frecvență joasă sau pentru date din țări în tranziție, în special cu rate ale inflației relativ înalte.

Influența negativă a inflației asupra creșterii pe termen lung se poate datora efectelor directe și efectelor indirecte din sectorul financiar. Efectele directe includ tranzacțiile mai mari și costurile informației într-un mediu inflaționist care inhibă dezvoltarea economică. De exemplu, agenții economici vor găsi planificarea dificilă atunci când inflația face valorile nominale nesigure. Firmele și populația vor fi obligate să încheie contracte când inflația este imperfect precisă și predicțiile despre prețurile absolute și relative sunt nesigure. Obligația de a încheia contracte de-a lungul timpului va duce la inhibarea investițiilor. Astfel, inflația va avea un efect direct asupra alocării resurselor și creșterii economice.

Aceste **efecte inhibatoare ale inflației nu vor apărea la niveluri foarte joase ale inflației**. Motivul este că ratele joase ale inflației sunt mai ușor de preconizat și la niveluri ale inflației joase costurile erorilor de prognoză nu sunt mari. Dacă inflația este de 1% și prognoza este de 2%, atunci o eroare mare de prognoză a fost făcută, dar costurile erorii și consecința alocării proaste a resurselor sunt probabil mici. Acesta este motivul pentru care literatura asupra efectelor negative de creștere ale inflației sugerează că relația apare atunci când inflația este mai mare decât pragul de sensibilitate, care este de cel puțin 20%.

Canalul indirect pentru efectul negativ al inflației asupra creșterii este legat de efectele sale asupra dezvoltării sectorului financiar. **Inflația va inhiba dezvoltarea sectorului financiar și dezvoltarea sectorului financiar are un efect pozitiv asupra creșterii.** Inflația ridicată va inhiba orice contract financiar pe termen lung și intermediarii financiari vor tinde să mențină portofoliile foarte lichide. Astfel, într-un mediu inflaționist, intermediarii vor fi mai puțin nerăbdători să furnizeze finanțarea pe termen lung pentru formarea capitalului și creștere. Inflația mare este adesea asociată cu diverse forme de reprimare financiară, pe măsură ce guvernele iau măsuri pentru a proteja sectoarele economiei sigure. De exemplu, plafoanele ratei dobânzii și alocării de credit sunt comune în mediile cu inflație înaltă. Acest control duce la alocările ineficiente de capital care inhibă creșterea. Acum, relația între reprimarea financiară și inflație poate să fie bidirecțională. În unele cazuri, reprimarea este un efort brut pentru a proteja anumite sectoare sigure de inflație. În alte cazuri, reprimarea financiară care este menită să ajute guvernul să finanțeze activitățile proprii este o cauză a inflației, cât și a unei alocări eronate a resurselor.

Există multe variante ale relației dintre mărimea dezvoltării sectorului financiar și creșterea economică. În rezumat, un sector financiar mai activ va încuraja economisirea și investirea și va îmbunătăți alocarea economiilor către proiectele de investiție. Un sector financiar dezvoltat încurajează un nivel superior de formare a capitalului și, cel mai important, duce la o alocare îmbunătățită de capital.

1. Date și metodologie

Un cadru empiric aproape standard a apărut de când Barro (1991) și King și Levine (1993) au prezentat regresiiile secțiunii transversale pentru studiul de creștere printre țări.

Informațiile sunt construite ca un panou de observații asupra țărilor din indicatorii de dezvoltare mondială ai Băncii Mondiale, care include nu mai puțin de 84 de țări, în perioada 1960-1995. Deoarece interesul nostru e reprezentat de efectele inflației și finanțelor pe termen lung, folosim informațiile medii din 5 ani ca frecvență de observare. Informațiile sunt astfel disponibile pentru 7 serii de timp de observări pentru fiecare țară. Informațiile lipsă pentru țările individuale, în particular pentru perioadele de cinci ani, reduc numărul total de observări care sunt disponibile pentru oricare procedură de estimare dată.

Până acum, specificația standard a ecuației de creștere de bază este nivelul mediu al PIB pentru perioade de 5 ani, pentru un set standard de variabile condiționate:

- PIB real inițial are semn negativ datorită convergenței reale. Dacă orice altceva a fost menținut constant, o țară cu PIB mare va avea o rată de creștere mai mică, deoarece se așteaptă o convergență treptată.
- Rata inițială de înscriere în liceu este folosită drept cea mai potrivită pentru investiția personală de capital și intră cu un semn pozitiv. Rata de înrolare în școală (numită SEC în tabele) este mai disponibilă decât măsurile mult mai specifice ale capitalului uman. Este un indicator bun al angajamentului total spre investiții în capitalul uman.
- Efectele fixe pentru perioade de timp sunt incluse deoarece condițiile ciclului afacerilor globale au drept rezultat variațiile în ratele de creștere de-a lungul timpului, care sunt comune în multe țări. Efectele fixe (variabile de timp) sunt întotdeauna semnificative ca grup. Ele sunt folosite în toate ecuațiile, deși coeficienții nu sunt prezentați în tabele.

Variabilele adiționale examinate aici sunt rata inflației și măsurile de dezvoltare a sectorului financiar. Rata inflației este rata medie de inflație pe o perioadă de cinci ani. Trei mărimi ale adâncimii sectorului financiar sunt folosite în studiu:

- $M3/PIB$
- $(M3-M1)/PIB$
- Total credit/ PIB

Masa monetară M3 include toate activele de tip depozit și este o măsură a activității de intermediere. M3 fără M1 scoate activele de tranzacție pure din relație (moneda și tranzacțiile cu depozite) și se concentrează pe activitățile de intermediere ale instituțiilor de depozit. Profunzimea financiară este, de asemenea, reflectată de activitățile de intermediere nondepozit și finanțele directe. Raportul de credit total reflectă nivelul total de mediere financiară dintr-o economie.

Deoarece coeficienții din ecuațiile pentru creșterea PIB pot fi influențați de simultaneitatea dintre creștere și mărimile contemporane ale inflației și adâncimea financiară, folosim variabilele instrumentale pentru a extrage componentele lor predeterminate în curs de estimare. Instrumentele folosite pentru inflație și adâncime financiară sunt valorile lor din anul de bază pentru fiecare perioadă de 5 ani. Urmându-i pe Levine și Zervos (1996), ameliorăm în plus influența simultană a creșterii asupra profunzimii financiare, folosind valorile inițiale ale rapoartelor de exporturi plus importuri la PIB și cheltuiala guvernamentală la PIB, ca și valorile inițiale ale măsurilor de profunzime financiară ce nu sunt incluse ca regresii în instrumentele adiționale.

Corelările simple ale variabilelor sunt prezentate în tabelul 5.10. Indicii financiari arată o corelație pozitivă, dar nu foarte mare cu creșterea PIB: 0,177 pentru M3, 0,149 pentru (M3-M1) și, respectiv, 0,106 pentru rata de credit. Corelația negativă a inflației cu creșterea este -0,189. Indicii financiari sunt corelați prin ei înșiși și, din acest motiv, vom face experiențe doar cu unul o dată. Indicii financiari sunt, de asemenea, autocorelați de la o perioadă de cinci ani la perioada de timp următoare, în timp ce autocorelația inflației este numai 0,173.

Semnificația variabilelor este, de asemenea, prezentată în tabelul 5.10, cu observațiile împărțite în quartile de către ritmul de inflație. Ritmul de creștere al PIB este 2,48 pe an în prima cuartilă a inflației, dar de numai 0,92 în cuartila 4. De remarcat și faptul că rata de creștere diferă cu numai 0,35 între prima și a treia cuartilă și apoi scade cu 1,21. Ratele finanțelor în întregime descresc monoton între prima și ultima cuartilă. Ratele de finanțe sunt relativ legate în primele două pătrimi și după aceea cad vertiginos de la al doilea la al treilea și de la al treilea la al patrulea sfert.

Tabelul 5.10

Rezumatul statisticilor pentru perioadele de 5 ani, 1960-1995

Corelațiile variabilelor

	Creștere a PIB	SEC	Inflația	M3/PIB	(M3- M1)/PIB	Credite/ PIB
Creșterea PIB	1					
SEC	0,136	1				
Inflația	-0,189	0,037	1			
M3/PIB	0,177	0,499	-0,033	1		
(M3-M1)/PIB	0,149	0,524	-0,050	0,925	1	
Credite/PIB	0,106	0,493	-0,035	0,771	0,809	1

Autocorelații

Inflație	M3/PIB	(M3-M1)/PIB	Credite/PIB
0,173	0,896	0,901	0,894

*Mediile variabilelor prin quartilele inflației,
1960-1995*

	Cuartila 1	Cuartila 2	Cuartila 3	Cuartila 4
Creșterea PIB	2,48	2,23	2,13	0,92
Inflația	2,28	6,31	11,16	137,6
% din PIB				
M3	49,1	46,6	40,8	34,3
M3-M1	28,4	26,5	23,3	19,6
Credite	40,7	37,3	32,6	25,8

Notă: Cuartilele inflației sunt 4,1%, 8,3% și 15,2%.

Tabelul 5.11

Ecuatiile de creștere, 1960-1995

Tabloul A: Ecuatiile complete (N=479)

Variabile financiare	M3/PIB	(M3-M1)PIB	Credite/PIB
Constantă	-1,108(1,6)	-0,784(1,1)	-0,919(1,2)
PIB inițial	-0,259(2,0)	-0,297(2,3)	-0,338(2,3)
SEC inițial	0,907(4,0)	0,917(4,3)	1,104(5,2)
Inflație	-0,003(2,5)	-0,003(1,9)	-0,003(2,3)
Variabila financiară	0,023(4,2)	0,031(4,1)	0,018(2,7)
R/SEE	0,221/2,27	0,245/2,46	0,217/2,5

Tabloul B: Ecuatiile fără inflație (N=479)

Variabile financiare	M3/PIB	(M3-M1)PIB	Credite/PIB
Constantă	-1,370(2,0)	-0,893(1,3)	-1,008(1,4)
PIB inițial	-0,219(1,7)	-0,283(2,2)	-0,346(2,3)
SEC inițial	0,832(3,9)	0,853(4,1)	1,057(5,0)
Variabila financiară	0,025(4,6)	0,035(4,8)	0,023(3,4)
R/SEE	0,231/2,48	0,237/2,47	0,218/2,50

Tabloul C: Ecuatiile fără variabilele financiare (N=479)

	(1960-1995)	(1965-1995)	(1965-1995)
Constantă	-1,418(2,1)	-1,578(2,3)	-1,493(2,0)
PIB inițial	-0,133(1,1)	-0,126(1,0)	-0,158(1,2)
SEC inițial	1,026(5,1)	1,032(4,7)	1,088(4,7)
Inflație	-0,004(2,4)		-0,005(2,6)
Inflația întârziată		-0,0002(0,6)	0,0006(1,1)
R/SEE	0,169/2,56	0,183/2,54	0,123/2,63
N	517	459	446

Note: Valorile absolute ale statisticilor *t* sunt în paranteze, urmărind fiecare coeficient al regresiei; toate ecuațiile includ efectele fixe ce nu sunt prezentate; *N* = numărul de observări.

2. Rezultatele regresiei

Variabilele instrumentale ce estimează ecuația de creștere de bază cu rata medie a inflației pe 5 ani și o măsură a profunzimii financiare sunt prezentate în primele linii ale tabelului 5.11. Variabilele finanțelor sunt toate extrem de importante. Pentru a interpreta magnitudinea efectelor finanțelor asupra creșterii, se ia în considerare o sporire de 10% a ratei de adâncime financiară față de media sa. Sporirea în creșterea anuală este în jur de 0,6 până la 1 punct procentual. Efectele inflației sunt mici ca valoare, dar conțin de aproape două ori mai multe erori în fiecare exemplu. Ar fi necesară o sporire în ritmul de inflație de mai mult de 300 de puncte procentuale pentru a scădea ritmul de creștere cu 1%. Ritmul inițial de înrolare în liceu, o măsură a investițiilor de capital ale populației, are efect pozitiv asupra creșterii. În cele din urmă, PIB-ul inițial are un efect negativ consistent.

Tabelul 5.11 arată ecuațiile de creștere fără inflație. Coeficienții ratelor financiare sunt întrucâtva mai mari și statisticile sunt puțin mai mari. Tabelul 5.12 prezintă ecuațiile de creștere cu inflație, dar fără ratele financiare. Coeficientul de inflație mic și negativ nu este afectat de omiterea ratei financiare. Aceste rezultate sunt conform așteptărilor, arătând micile corelații dintre inflație și oricare rată financiară. Nu există nici o indicație de la aceste regresii că efectele finanțelor și inflației sunt dependente unul de celălalt.

Tabelul 5.12

Rezumatul coeficienților ecuației de creștere, 1960-1995

Ecuații cu ratele de inflație și financiare

Eșantionul de inflație	Inflație	M3	Inflație	M3-M1	Inflație	Credite
<40%	0,051(2,0)	0,029(4,9)	0,050(2,0)	0,040(4,9)	0,040(1,5)	0,023(3,1)
>40%	0,002(2,6)	0,009(0,4)	0,002(2,7)	0,003(0,1)	0,002(2,7)	0,003(0,1)
<Mediana	0,214(1,5)	0,036(5,6)	0,247(1,7)	0,045(5,0)	0,170(1,1)	0,030(3,4)
>Mediana	0,004(2,9)	0,002(0,2)	0,003(2,7)	0,009(0,6)	0,004(2,8)	0,005(0,4)
<500%	0,004(0,7)	0,025(4,7)	0,002(0,4)	0,034(4,6)	0,001(0,2)	0,022(3,2)

Ecuații doar cu rata financiară

Eșantionul de inflație	M3	M3-M1	Credite
<40%	0,025(4,6)	0,035(4,6)	0,020(2,9)
>40%	-0,016(0,7)	0,005(0,2)	0,001(0,0)

<Mediana	0,033(5,3)	0,040(4,7)	0,026(3,2)
>Mediana	0,005(0,4)	0,021(1,5)	0,012(1,0)
<500%	0,024(4,6)	0,033(4,6)	0,022(3,2)

Notă: Valorile absolute ale statisticilor t sunt în paranteze, urmărind fiecare coeficient. Sunt 435 de observări cu inflația <40% și 44 cu inflația >40%. Sunt 223 de observări cu inflația sub mediană și 256 cu inflația peste. Rata mediană a inflației a fost calculată plecând de la întreg eșantionul de date.

Rezultatele din tabelul 5.11 arată că efectul financiar asupra creșterii este independent de inflație și de efectul mic negativ al inflației asupra creșterii. Oricum, compararea rezultatelor cu și fără rata inflației sugerează că efectul inflației asupra creșterii este parțial funcțional prin variabilele de finanțe.

Finalul tabelului 5.11, de asemenea, face referire la sincronizarea efectului de inflație. Ecuatiile sunt prezentate cu inflația prezentă și inflația anterioară (perioada anterioară de 5 ani). Efectul negativ al inflației asupra creșterii este mai puternic cu rata de inflație prezentă.

Literatura despre inflație și creștere indică faptul că relația se datorează perioadelor mari de inflație. Aceasta derivă în coeficienți ai inflației foarte mici, dar importanți din punct de vedere statistic (tabelul 5.11). Aceste rezultate puteau fi obținute din observări periferice. Există 7 (din totalul de 571) observări unde ritmul mediu anual al inflației depășește 500%. Noi examinăm efectele și nelinearitatea relației, segmentând eșantionul în componentele de inflație mică și mare. Mai întâi, considerăm o rată a inflației de 40% ca prag de separare. Mai puțin de 10% din observații au inflația de peste 40% (de amintit că acesta este ritmul de inflație mediu pentru un interval de cinci ani, și nu doar pentru un an). Bruno și Easterly (1998) propun pragul de sensibilitate de 40% pentru definiția perioadelor de inflație mare. Ei găsesc că creșterea scade vertiginos când inflația sare peste pragul de sensibilitate și după aceea se restabilește rapid când inflația coboară. În al doilea rând, împărțim eșantionul în funcție de rata mediană de inflație pentru întreg eșantionul, care este 8,3%. În al treilea rând, se analizează rezultatele obținute pentru întreg eșantionul, cu precizarea că se elimină cele șapte observații cu valori extreme (de peste 500%) ale ratei inflației.

Tabelul 5.12 rezumă rezultatele pentru aceste moduri alternative de a segmenta eșantionul. În partea de sus a tabelului sunt prezentați coeficienții de inflație și finanțe pentru ecuații care le includ pe amândouă. În partea finală sunt incluse în ecuații doar ratele financiare. Toate ecuațiile includ celelalte variabile condiționale (PIB inițial, SEC inițial și efectele fixe). Rezultatele sunt consistente de-a lungul celor trei mărimi ale profunzimii financiare.

Efectul negativ al inflației asupra creșterii se manifestă numai în mediile cu inflație ridicată. Efectul negativ al inflației este dat de numărul mic de observări cu inflație galopantă. Efectele inflației sunt ne semnificative când aceste observări sunt scoase. Oricum, coeficienții ne semnificativi ai inflației pot fi datorati efectelor inflației pozitive (curba Phillips) și negative care se compensează reciproc. Ratele mici ale inflației au efect pozitiv asupra creșterii economice (de tipul curbă Phillips) chiar și cu informațiile medii pe cinci ani.

Efectul pozitiv al profunzimii financiare asupra creșterii dispare când inflația este mare. Ținând constant ritmul inflației în situațiile de inflație ridicată, îmbunătățirile în dezvoltarea financiară nu contribuie la creștere. Cu inflația scoasă din ecuație, efectul financiar este tot mic în mediile cu inflație ridicată.

Regresiile întregului eșantion din tabelul 5.11 arată că efectele finanțelor și efectele inflației au fost independente unele de altele. Oricum, segmentarea informațiilor prin ritmul de inflație din tabelul 5.12 indică faptul că relațiile sunt mai complicate; relația dintre inflație și finanțe necesită investigații suplimentare. Efectul negativ direct al inflației asupra creșterii este un efect al inflației galopante. La niveluri mai mici ale inflației, relația este o interacțiune complexă de efecte pozitive și negative și simultaneitate printre variabile. Efectul asupra creșterii al dezvoltării financiare este puternic, dar dispare când inflația este ridicată.

Deși ecuațiile din tabelele 5.11 și 5.12 sunt estimate cu instrumente pentru inflație și variabila de finanțe, se poate să mai fie încă foarte multe simultaneități printre variabile. Noi am remarcat deja că fenomenul de curbă Phillips se poate să aibă drept rezultat corelările dintre inflație și creștere care anihilează efectele pe termen lung ale inflației către creșterea viitoare. Mai mult, inflația va avea efecte asupra ratelor finanțelor. Inflația ridicată va spori costurile de oportunitate ale păstrării banilor și va determina agenții economici să economisească prin proprietăți. Astfel, ponderea masei monetare (exprimată prin M_3 , sau $M_3 - M_1$) în PIB poate să scadă ca o consecință directă a unui mediu inflaționist. În plus, ponderea creditelor în PIB poate să scadă într-un mediu puternic inflaționist dacă datoriile nominale nu sporesc la fel ca PIB. Acesta este în special probabil dacă regresul financiar, care este specific în perioadele de inflație ridicată, păstrează rata reală de dobândă scăzută sau chiar negativă. Astfel, este nevoie de muncă suplimentară pentru a face deosebirea dintre efectele inflației asupra creșterii pe termen scurt și pe termen lung.

Tabelul 5.13

Efectul inflației asupra variabilelor financiare, 1960-1995

Coeficienți ai inflației

Inflația eșantionului	M3/PIB	(M3-M1)PIB	Credite/PIB
Întreg eșantionul	-0,023(1,7)	-0,021(2,2)	0,006(0,5)
<500%	-0,171(3,5)	-0,100(2,7)	-0,089(2,1)
<40%	-0,841(4,1)	-0,594(3,9)	-0,715(4,1)
>40%	0,013(1,7)	0,008(1,2)	0,010(1,8)
<Mediana	-2,162(1,3)	-2,154(1,8)	1,056(0,8)
>Mediana	0,009(1,0)	0,000(0,0)	0,017(2,0)

Tabelul 5.13 rezumă coeficienții inflației în ecuații pentru fiecare indice financiar. Ecuațiile includ toate variabilele cuprinse în modelul nostru de creștere - PIB inițial, înscrierea în licee, efectele fixe pentru perioade de timp și o variabilă de inflație. Variabila inflație este ritmul mediu al inflației pentru perioada de 5 ani și ecuațiile sunt estimate de instrumente pentru inflație.

Pentru eșantionul în ansamblu, efectele inflației sunt în special negative. Rezultatele sunt mai puternice când valorile mari ale inflației sunt scoase. Când eșantionul este împărțit în jumătate la valoarea mediană sau la pragul de sensibilitate al inflației, există diferențe izbitoare. În mediile cu inflație joasă sau sub valoarea mediană, există o relație negativă între inflație și profunzimea financiară. În mediile cu inflație mare sau peste valoarea mediană, relația este ne semnificativă.

Inflația afectează creșterea economică direct și indirect prin efectul său asupra dezvoltării financiare. În eșantionul cu inflație joasă, inflația are adesea un efect pozitiv asupra creșterii, deși ea are un efect negativ asupra profunzimii financiare. Efectele directe și indirecte pot să fie combinate pentru a estima efectul global al inflației asupra creșterii. De exemplu, considerând relația dintre inflația actuală și raportul M3/PIB, efectul global pentru eșantionul cu inflație scăzută (<40%) este suma efectului direct și indirect prin variabila financiară:

$$0,051 + 0,029(-0,841) = 0,027$$

Efectul indirect este negativ și reduce efectul direct cu aproape jumătate. În toate cazurile în care inflația directă are un efect pozitiv, acesta este de regulă înjumătățit de către efectul indirect, prin efectul inflației asupra profunzimii financiare.

În rezumat, rezultatele noastre indică faptul că **efectul dezvoltării financiare asupra creșterii este puternic**. Ținând constantă inflația, nu dispăre

legătura finanțe-creștere. Indicii financiari pot măsura imperfect gradul de dezvoltare financiară, în special la nivelurile de inflație înalte. Noi folosim aceste rapoarte ca măsuri ale dezvoltării intermedierei financiare sau ale dezvoltării sectorului de intermediere. Oricum, schimbări ale inflației pot să schimbe rapoartele semnificativ, fără a exprima nici o informație despre performanța sectorului financiar. În anumite cazuri, se poate ca creditările să crească mai rapid decât PIB și, în anumite cazuri, PIB să crească mai rapid. Astfel, schimbări ale indicilor financiari pot fi fără caracter informativ în special în mediile cu inflație ridicată. În plus, este necesar lucrul cu mai multe măsuri ale dezvoltării sectorului financiar pentru a deosebi efectele diverse asupra creșterii.

Considerăm că relația inflație-creștere este, de asemenea, dificil de identificat. Există un efect direct al inflației asupra creșterii care este pozitiv pentru nivelurile scăzute ale inflației și negativ pentru nivelurile ridicate ale inflației. Întrucâtva rezultatele ambigue asupra relației de creștere datorate inflației nu sunt surprinzătoare; Haslag's (1997) arată că rezultatele sunt foarte amestecate. Relația de creștere negativă datorată inflației se regăsește când rata inflației este mai mare de 10% și este mai probabil de întâlnit la observările cu frecvență scăzută. Oricum, relația nu este puternică la schimbări în setul de alte variabile ținute constante. Levine și Renelt (1992) au descoperit că relația este slabă în ecuațiile de creștere care includ rata de investiții din PIB, care sugerează că efectul direct al inflației poate să fie mai puțin important decât legătura prin finanțe și investiții.

Relația creștere-finanțe, pe de altă parte, a fost găsită ca fiind foarte puternică. Levine (1997) furnizează o observare exhaustivă și Khan (2000) îl actualizează. Totuși, relația observată între creștere și dezvoltarea financiară în studiile din țările în tranziție nu implică în mod necesar cauzalitate. Cauzalitatea dintre finanțe și creștere este indicată de către altă cercetare care identifică în mod explicit mecanismele finanțelor și prin teste statistice asupra datelor din seriile de timp (de exemplu, Rousseau și Wachtel, 1998 și 2000).

Rezultatele noastre pot să fie comparate cu acelea ale lui Andres, Hernando și Lopez-Salido (1999), care au descoperit numai dovada slabă a relației finanțe-creștere printre țările OECD din perioada 1961-1993. Ei arată o relație puternică între inflație și creștere, dar nu indică dacă aceasta se datorează observărilor cu inflație ridicată. Haslag și Koo (1999), într-o analiză a țărilor de-a lungul a trei decenii, arată efectele mari ale inflației asupra mărimii

dezvoltării financiare. Ei au descoperit că inflația (pe care ei o iau drept cea mai apropiată de reprimarea financiară) are un efect negativ asupra dezvoltării financiare și că efectul variază cu ritmul de inflație. Asemănător cu rezultatele noastre, ei au dovedit că, la rate mari de inflație, inflația nu este în legătură cu dezvoltarea financiară. Efectele dezvoltării financiare asupra creșterii sunt puternice, dar efectele inflației cu o valoare medie pe 30 de ani sau inflația inițială sunt mai puțin puternice. Diferențele față de rezultatele noastre care arată un efect direct puternic al inflației asupra creșterii sunt probabil datorate alegerii altor variabile ale inflației.

3. Concluzie

În introducerea analizei au fost ridicate două probleme, la care se poate răspunde acum. Mai întâi, rezultatele noastre indică faptul că inflația inhibă creșterea economică atât direct, cât și indirect, prin efectul său asupra dezvoltării sectorului financiar. Oricum, efectele directe ale inflației se datorează situațiilor cu inflație ridicată și dispar când inflația este moderată. Efectele indirecte ale inflației prin efectul său asupra dezvoltării financiare sunt cele mai puternice când inflația este moderată. În al doilea rând, considerăm că efectul puternic al dezvoltării sectorului financiar asupra creșterii economice este în mare măsură neafectat de prezența ratei inflației. Oricum, efectul dezvoltării financiare este mai slab în mediile cu inflație ridicată.

Deși am furnizat niște răspunsuri rudimentare la întrebările puse, rezultatele noastre indică faptul că mai este mult de învățat despre aceste relații. În special, de ce este relația finanțe-creștere slabă când inflația este ridicată? În plus, de ce relația directă inflație-creștere devine semnificativă?

5.2.1.3. Efecte macroeconomice ale inflației în politica din Noua Zeelandă

În acest subcapitol sunt analizate efectele macroeconomice ale inflației în politica din Noua Zeelandă, utilizând modelul "Markov switching". Rezultatele arată că politica țintită pe inflație a modificat în mod semnificativ dinamica inflației în economia din Noua Zeelandă. Modelul "Markov switching" a detectat modelul structural care este foarte apropiat modelului politicii actuale. Volatilitatea în rata inflației arată o reducere considerabilă în urma aplicării modelului Markov. Rezultatele arată că politica țintită pe inflație a dus la o schimbare structurală în rata reală de creștere a PIB. Schimbarea politicii a redus în mod semnificativ volatilitatea PIB real după aplicarea modelului. Considerăm că este o diferență de aproape un an și 6 luni între modificarea politicii monetare și a efectului actual în creșterea economică.

În anii '90, mai multe țări au introdus o politică bazată pe stabilizarea ratelor inflației. Politica monetară ținută pe inflație este un model în care băncile centrale fixează o rată a inflației țintă, de exemplu, 2% rata anuală de inflație pentru 2 ani, și utilizează toate instrumentele de politică pentru a-și atinge scopul.

Inflația ținută de politică monetară a fost adoptată de un număr de țări industrializate, cum ar fi Noua Zeelandă (1990), Canada (1991), Israel (1991), Marea Britanie (1992), Suedia (1993), Finlanda (1993) și Australia (1994). Dintre țările din grupul G7, SUA, Franța, Germania, Japonia și Italia nu au adoptat o politică explicită ținută pe inflație. Bernanke, Laubach, Mishkin și Posen (1999) au arătat că țările care au ținut inflația au redus în mod semnificativ atât rata inflației, cât și volatilitatea variabilelor macroeconomice cheie și au argumentat că ținerea inflației ar fi o alegere mai bună pentru politica monetară din SUA. În literatura de specialitate totuși, majoritatea cercetărilor privind inflația utilizează o abordare a studiului de caz mai puțin riguroasă. Scopul acestui studiu este de a analiza efectele macroeconomice ale politicii ținute pe inflație în Noua Zeelandă, utilizând un model de analiză mai riguros.

Analiza este structurată astfel:

- punctul 1 abordează economia Noii Zeelande înainte și după adoptarea politicii ținute pe inflație;
- punctul 2 prezintă parametrul de stabilitate tradițional care testează rezultatele ratei inflației, utilizând testul CHOW și testele pătratului CUSUM;
- punctul 3 explică modelul "Markov switching";
- punctul 4 analizează rezultatele empirice ale modelului "Markov switching";
- punctul 5 cuprinde concluziile.

1. Background

Noua Zeelandă este o țară cu resurse interne limitate, dar cu o deschidere spre comerțul internațional. Totuși deține o gamă restrânsă de exporturi și un număr mic de parteneri de comerț. Aceste lucruri au dus la un istoric cu mari răsturnări în economia din Noua Zeelandă, cu șocuri externe și interne.

De exemplu, în momentul în care șocul din anii '70 privind prețul petrolului a dus SUA la o recesiune cu un declin de 2% din cifra de afaceri și creșterea Australiei a scăzut spre 1%, Noua Zeelandă a avut un declin de 6%.

Ținând cont și de ciclurile exagerate ale cifrei de afaceri reale, Noua Zeelandă a experimentat, de asemenea, înalte volatilități în nivelul prețurilor. În timpul anilor '70 și la începutul anilor '80, Noua Zeelandă a fost dominată de rate ale inflației de ordinul zecilor, cu valori maxime de 20%. A fost utilizată de 3 ori metoda controlului prin prețuri în timpul acestei perioade, rezultând chiar inflații mai înalte din momentul în care metoda a fost eliminată. Eșecul acestor politici a rezultat în presiuni politice pentru reforma monetară, reformă care s-a materializat la mijlocul anilor '80. În primul trimestru al anului 1985, Noua Zeelandă a instituit liberalizarea financiară, care a inclus o monedă liber fluctuantă, dispariția controlului ratelor de dobândă și a rezervelor și stabilirea independenței Băncii de Rezervă a Noii Zeelande (RBNZ). Secundar, Actul RBNZ din 1989 stipula că singura responsabilitate a băncii centrale era să stabilească și să mențină stabilitatea prețurilor.

Ținta privind inflația este efectuată printr-un "Acord de părghee politice" (PTA) între Banca de Rezervă și guvern. Guvernatorul Băncii de Rezervă este personal responsabil de atingerea țintei privind inflația și poate fi demis în caz contrar. Cu toate că țintele au fost încălcate de mai multe ori de la prima semnare a PTA în martie 1990, guvernatorul nu a fost destituit din funcție.

În conformitate cu RZBN (2001), în perioada de postliberalizare/ perioada de dinaintea Actului RBNZ (1989), banca centrală a adoptat abordarea monetaristă de a ataca inflația. Erau preocupați de controlul cantității de monedă, dar ignorau în mare parte ratele de dobândă și ratele de schimb valutar. Urmărind o cădere drastică a ratei de dobândă spre sfârșitul anului 1988, acest scop a trecut gradat de la agregatele monetare către stabilirea inflației.

Rata de inflație conform Acordului de părghee politice (PTA) a fost stabilită la un nivel, de obicei, între 0 și 3%. O rată fixată pare mai credibilă decât o valoare de atins sau un nivel fluctuant. Transparența și operativitatea modelului sunt percepute, de asemenea, ca utile pentru ca politica monetară să fie mai credibilă și mai eficientă. Rata de inflație, măsurată ca indicele prețului de consum minus costul creditului, a început să scadă spre sfârșitul anilor '80. Primul acord în 1990 a fost stabilit între 3 și 5%. A fost redus la 0-2% în 1992. Inflația actuală, în mare parte, a urmărit modelul țintit și a oscilat în jurul valorii de 2% în timpul anilor '90. Acest lucru a făcut ca Noua Zeelandă să aibă un nivel al inflației în jurul mediei adoptate de țările membre OECD în ultimii ani.

Ultimul guvernator, Don Brash (RBNZ, 1999), garantează succesul utilizării inflației în procesul de stabilizare a prețurilor, în același timp cu reducerea volatilității ciclurilor de afaceri ale Noii Zeelande. Cu toate că Noua Zeelandă este încă sensibilă la șocurile economice, creșterea economică începând cu 1990 pare într-adevăr să fie mai stabilă decât în trecut.

2. Testarea cu ajutorul parametrilor de stabilitate

Cu scopul de a investiga dacă adoptarea politicii țintite pe inflație a dus la stabilizarea efectivă a ratei inflației în Noua Zeelandă și dacă a adus o modificare în structura economică a Noii Zeelande, am utilizat câteva proceduri de testare prin intermediul parametrilor tradiționali: testul Chow, CUSUM și testele pătratelor CUSUM. Am adunat datele deflatorului PIB pentru Noua Zeelandă din anuarul statistic internațional OECD din 1997. Perioada experimentată este din primul trimestru al anului 1982 și din ultimul trimestru al anului 1996. Estimăm următorul model pentru rata inflației din Noua Zeelandă, deoarece criteriul informațional Akaike (AIC) și criteriul informațional Schwarz sugerează faptul că seriile de date urmăresc un proces autocorelat cu două variabile. Procesul are următoarea formă:

$$\Pi_{t+1} = \alpha_{\pi 1} \pi_t + \alpha_{\pi 2} \pi_{t-1} + \varepsilon_{t+1} \quad (5.8)$$

unde π_t reprezintă rata inflației utilizând deflatorul PIB.

Testăm existența unei modificări structurale în model înainte și după primul trimestru al anului 1990. Rezultatele testului Chow arată că ar trebui să respingem ipotezele nule pentru schimbările structurale care nu s-au realizat la nivelul de 1%¹. Testul statistic, 4,816, este distribuit după $F_{2,56}$ și are valoarea p de 0,005.

Rezultatele testului CUSUM arată că modelul ratei inflației din Noua Zeelandă a devenit instabil la mijlocul anilor 1980, perioadă care coincide cu începutul reformei financiare. Rezultatele testului pătratului CUSUM arată că modelul devine instabil între anii 1987 și 1992. Este cunoscut că testele bazate pe modelul CUSUM și modelul pătratului CUSUM pot detecta mișcările sistematice ale parametrilor respectivi. Combinând rezultatele testelor CUSUM și pătratului CUSUM, ajungem la concluzia că modelul este instabil sistematic atât înainte, cât și după adoptarea politicii țintite pe inflație.

În concluzie, testele Chow, CUSUM și pătratului CUSUM arată că modelul este instabil pe perioada luată în considerație.

¹ Statistica testului Chow are următoarea formulă:

$$F = \frac{(\tilde{u}'\tilde{u} - u'_1 u_1 - u'_2 u_2)/k}{(u'_1 u_1 + u'_2 u_2) / (N - 2k)}$$

unde $\tilde{u}'\tilde{u}$ este suma restricționată a valorilor reziduale și $u'_1 u_1$ este suma valorilor reziduale din eșantionul 1, N este numărul total de observații și k este numărul parametrilor din ecuație.

3. Modelul Markov switching

Deoarece testele care utilizează parametrii tradiționali de stabilitate nu furnizează o informație suficientă pentru a analiza efectele macroeconomice ale politicii prin inflație în Noua Zeelandă, am luat în considerare o metodă mult mai sofisticată și mai tehnică. În paragraful anterior am luat în considerare testul Chow, plecând de la premisa că deficitele structurale au avut loc în primul trimestru al anului 1990. În mod practic însă, nu știm când au avut de fapt loc aceste deficite structurale. În plus, testele tradiționale cu parametri stabili nu pot demonstra o informație de reducere a volatilității ratei inflației. Putem rezolva această problemă utilizând modelul Markov switching cu perioadă permanentă. Am dezvoltat două situații ale modelului Markov switching, utilizând filtrul Hamilton, după cum urmează:

$$\pi_t = \mu_{D_t} + \Phi_{1D_t}\pi_{t-1} + \Phi_{2D_t}\pi_{t-2} + e_t, e_t / D_t \sim dN(0, \sigma^2_{D_t}) \quad (5.9)$$

$$\mu_{D_t} = \mu_0(1 - D_t) + \mu_1 D_t \quad (5.10)$$

$$\Phi_{1D_t} = \Phi_{10}(1 - D_t) + \Phi_{11} D_t \quad (5.11)$$

$$\Phi_{2D_t} = \Phi_{20}(1 - D_t) + \Phi_{21} D_t \quad (5.12)$$

$$\sigma^2_t = \sigma^2_0(1 - D_t) + \sigma^2_1 D_t \quad (5.13)$$

unde π_t este rata inflației și D_t este o variabilă latentă și aleasă ca fiind prima în procesul Markov cu probabilitățile de tranziție date de:

$$P[D_t = i / D_{t-1} = j] = q_{ij}, P[D_t = j / D_{t-1} = i] = 1 - q_{ij}, 0 < q_{00} < 1, q_{11} = 1, i, j = 0, 1. \quad (5.14)$$

unde $D_t = 0$ pentru $1 \leq t \leq \tau$

$$D_t = 1 \text{ pentru } \tau \leq t \leq T \quad (5.15)$$

Durata așteptată este dată de $E(\tau) = (1 - q_{00})^{-1}$

Pentru a estima acest model, derivăm densitatea π_t , D_t și D_{t-1} condiționate de informația I_{t-1} :

$$F(\pi_t, D_t, D_{t-1} | I_{t-1}) = F(\pi_t | D_t, D_{t-1}, I_{t-1}) Pr[D_t, D_{t-1} | I_{t-1}] \quad (5.16)$$

Utilizăm apoi ecuația (5.16) pentru a-l afla pe $f(\pi_t | I_{t-1})$, după cum urmează:

$$F(\pi_t | I_{t-1}) = \Sigma \Sigma F(\pi_t, D_t, D_{t-1} | I_{t-1}) = \Sigma \Sigma F(\pi_t | D_t, D_{t-1}, I_{t-1}) Pr[D_t, D_{t-1} | I_{t-1}] \quad (5.17)$$

Din ecuația (5.17) obținem următoarea formulă:

$$\ln L = \Sigma \ln [\Sigma \Sigma F(\pi_t | D_t, D_{t-1}) Pr[D_t, D_{t-1} | I_{t-1}]] \quad (5.18)$$

unde $Pr[D_t = j, D_{t-1} = i | I_{t-1}] = Pr[D_t = j | D_{t-1} = i] Pr[D_{t-1} = i | I_{t-1}]$ pentru $i, j = 0, 1$.
Putem înlocui $Pr[D_t, D_{t-1} | I_{t-1}]$ în ecuația (5.18), după cum urmează:

$$Pr[D_t = j, D_{t-1} = i | I_t] = \{F(\pi_t | D_t = j, D_{t-1} = i, I_{t-1}) Pr[D_t = j, D_{t-1} = i | I_{t-1}]\} / \\ \{\sum \sum F(\pi_t | D_t = j, D_{t-1} = i, I_{t-1}) Pr[D_t = j, D_{t-1} = i | I_{t-1}]\}, \\ \text{cu } Pr[D_t = j, | I_t] = \sum Pr[D_t = j, D_{t-1} = i | I_t] \quad (5.19)$$

Prin iterația ecuațiilor (5.18) și (5.19) pentru $t = 1, 2, \dots, T$, vom obține valorile așteptate pentru $f(\pi_t / I_{t-1})$.

4. Rezultatele empirice

Perioada de pauză structurală este estimată pentru ultimul trimestru al anului 1989, care este foarte apropiat momentului în care Noua Zeelandă a adoptat în mod oficial politica țintită pe inflație în primul trimestru al anului 1990, dar este chiar mai aproape de momentul în care actuala țintire a inflației a început. Este de notat valoarea lui $q=0,965$ și are semnificație din punct de vedere statistic la nivelul de 1%. Prin urmare, ajungem la concluzia că politica țintită pe inflație a schimbat în mod semnificativ dinamica inflației în economia din Noua Zeelandă. Mai departe, volatilitatea în rata inflației ne arată o reducere considerabilă după data de decădere structurală. Înainte de adoptarea politicii țintite pe inflație, volatilitatea, pentru care am utilizat deviația standard, este de trei ori mai mare decât înainte. Aceste două deviații estimate standard, σ_{D0} și σ_{D1} sunt semnificative din punct de vedere statistic la nivelul de 1%. Termenul constant a avut, de asemenea, o cădere mare care afectează importanța necondiționată a ratei inflației. Este ușor de observat că declinul estimat este foarte aproape de data la care Noua Zeelandă a adoptat politica țintită pe inflație.

Data declinului structural al ratei de creștere PIB se regăsește în ultimul trimestru al anului 1991, ceea ce înseamnă că există o pauză de aproape 1 an și 6 luni între schimbarea politicii monetare și efectele actuale asupra creșterii veniturilor.

5. Concluzie

Din secțiunea anterioară a rezultat că politica țintită pe inflație a schimbat semnificativ dinamica economiei din Noua Zeelandă. Modelul Markov switching detectează în mod clar data declinului structural, care este foarte apropiată de data actuală a schimbării politicii monetare. Volatilitatea în rata inflației arată o reducere considerabilă după data declinului structural. Înainte de

a se adopta politica țintită pe inflație, volatilitatea ratei inflației este de aproape 3 ori mai mare decât după aceea.

Rezultatele arată, de asemenea, că politica țintită pe inflație a dus la o schimbare structurală în rata de creștere a PIB-ului real. De fapt, schimbarea în politica monetară a redus volatilitatea ratei de creștere a PIB-ului real. Rezultatele arată că există o pauză de 1 an și 6 luni între schimbarea politicii monetare și efectele actuale asupra creșterii veniturilor.

În final, putem trage concluzia că politica țintită pe inflație adoptată de Noua Zeelandă a avut succes în stabilizarea inflației și a ratei de creștere a veniturilor în economia Noii Zeelande. Totuși avem nevoie de investigații ulterioare pe cazurile altor țări pentru a trage o concluzie generală asupra efectului pe care-l are politica țintită pe inflație.

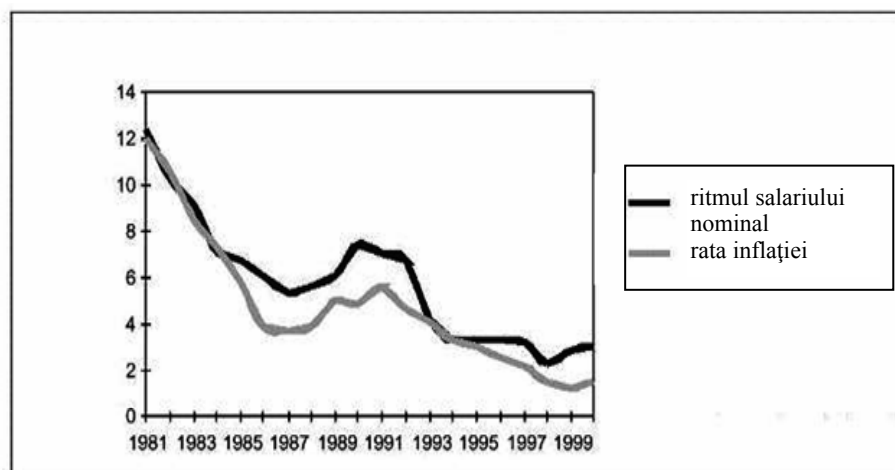
5.2.2. Efecte sociale

5.2.2.1. Modelarea relației inflație-salarii

Efectul inflației asupra salariilor în Uniunea Europeană

Inflația este un factor determinant pentru variația nivelului salariilor: orice creștere a prețurilor bunurilor de consum reduce puterea de cumpărare a populației, antrenând revendicări salariale.

Comparând ritmul mediu anual de creștere a salariului nominal și rata inflației pe ansamblul Uniunii Europene în perioada 1981-1999 (figura 5.6), legătura strânsă existentă între cei doi indicatori este evidentă. De remarcat că salariul nominal crește de regulă mai rapid decât prețurile, ceea ce duce la mărirea salariului real. Explicația acestei situații este dată de creșterea pe termen lung a productivității muncii, un alt factor care influențează mărirea și dinamica salariilor.



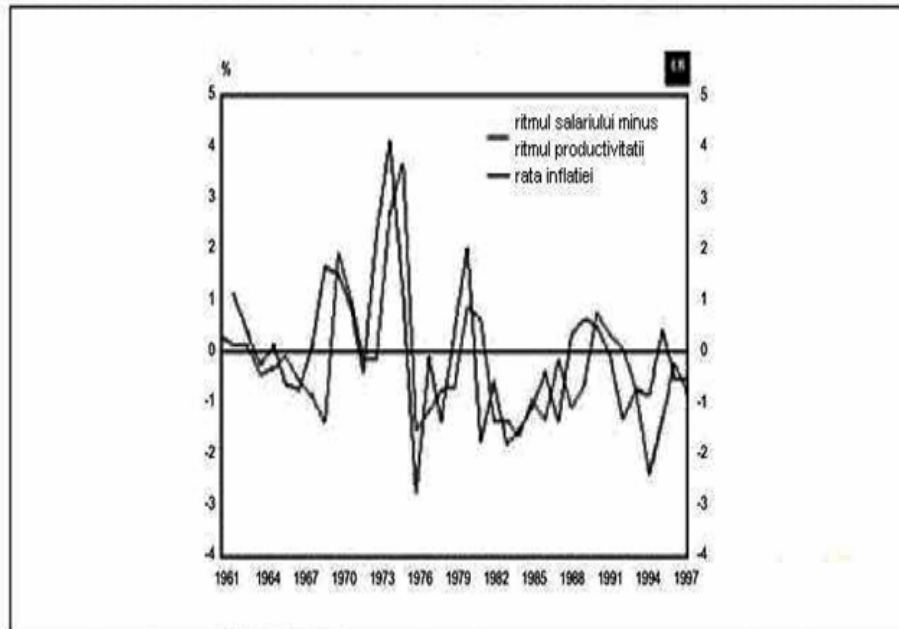
Sursa: European Commission, European Economy

Figura 5.6. Ritmul de creștere a salariului nominal și rata inflației în UE

Excepții de la această tendință sunt perioadele 1981-1984 și 1993-1995, caracterizate de menținerea neschimbată a salariului real în condițiile în care salariul nominal și prețurile în Uniunea Europeană au înregistrat aceeași dinamică.

Evoluția similară a inflației și a salariilor evidențiată de figura 5.6 ridică problema stabilirii factorului determinat și a celui determinant. Teoria economică clasică relevă o legătură biunivocă între cele două fenomene: dacă inflația generează firesc revendicări salariale pentru menținerea puterii de cumpărare, creșterile salariale alimentează, la rândul lor, inflația.

Răspunsul la această întrebare este sugerat de figura 5.7, care arată că mărirea prețurilor o precede pe cea a salariilor. Pentru a surprinde și influența creșterii productivității muncii, a fost introdus un nou indicator - *presiunea creșterii salariilor*, calculat ca diferență între ritmul anual de creștere a salariului nominal și ritmul anual de creștere a productivității muncii. Atunci când creșterea salariilor nominale depășește creșterea productivității muncii, salariații își însușesc o parte relativ mai mare din venitul național. În caz contrar, atunci când productivitatea crește mai rapid decât salariile, se înregistrează o moderare a sporului salarial.



Sursa: *Industrial Relations in Europe 2000, Raport DG EMPL 2000.*

Figura 5.7. Presiunea creșterii salariilor și rata inflației în UE

În figura 5.7 sunt prezentate valorile anuale ale presiunii/moderației creșterii salariilor și ale ratei inflației, calculată în acest caz cu ajutorul deflatorului PIB pentru țările UE, în intervalul 1961-1997.

Legătura strânsă dintre inflație și salarii este și în acest caz evidentă, iar lag-ul care apare între cei doi indicatori arată cu claritate că pe acest orizont de timp inflația determină variația salariului, și nu invers.

Având în vedere ca salariile depind și de numeroși alți factori mai mult sau mai puțin importanți, se pune întrebarea cât de puternică este influența inflației. Studii efectuate în anul 2001 în țările UE au arătat că inflația este *factor determinant* al formării salariilor în 11 din cele 15 state ale UE: Belgia, Finlanda, Franța, Germania, Grecia, Italia, Luxemburg, Olanda, Portugalia, Suedia și Anglia și este un factor de influență și în celelalte 4 țări: Austria, Danemarca, Irlanda și Spania (Mermet, 2001).

Măsurarea intensității corelației inflație-salarii în UE a fost realizată cu ajutorul unui model econometric. Acest model de regresie multifactorială are în vedere principalii factori care determină modificarea salariului nominal: prețurile, șomajul și productivitatea (European Commission, *Economic Papers*, 1996).

Modelul a fost aplicat pentru UE în anul 1996, obținându-se următoarea ecuație de regresie:

$$SN = 6,03 + 0,91 P - 1,07 RS + 0,03 W - 0,5 S - 0,45 VS ;$$

$$R^2 = 0,97 ;$$

unde:

SN - salariul nominal;

P - prețurile de consum;

RS - indicele raportului de schimb net;

W - productivitatea muncii;

S - număr de șomeri;

VS - variația numărului de șomeri față de anul precedent.

Rezultatele obținute pe baza modelului conduc la următoarele concluzii:

- *prețurile* sunt cel mai important factor de influență asupra salariului nominal: creșterea cu un procent a prețurilor de consum atrage mărirea salariilor cu 0,91%, iar creșterea raportului de schimb net (calculat ca raport între indicele prețurilor la export și indicele prețurilor la import) cu 1% determină reducerea salariilor cu 1,07%, pentru a restabili competitivitatea externă;
- *productivitatea* este factorul cu cea mai redusă influență asupra salariului nominal: la creșterea cu 1% a productivității muncii, salariul nominal se mărește cu numai 0,03%, ceea ce demonstrează că acest factor este insuficient utilizat în stabilirea sporurilor salariale în UE.

Există și alte situații în care creșterea prețurilor nu este compensată. Este situația frecventă a șocurilor produse de scumpirea energiei, care duce la o mărire semnificativă a prețurilor în întreaga economie. Se consideră că acest efect este temporar și nu trebuie inclus în creșterea salariilor.

În unele țări ale UE (de exemplu, Austria), nu este compensată prin creșterea salariului nominal nici mărirea taxelor indirecte, deoarece ele reprezintă o redistribuire a veniturilor în favoarea statului, care va folosi fondurile suplimentare în beneficiul întregii societăți (Lamel, 2001). În

consecință, creșterea prețurilor datorată acestui factor este eliminată din indicii de prețuri folosiți în negocierile salariale. În aceeași categorie se înregistrează și creșterea prețurilor determinată de protecția mediului, care este considerată o creștere a calității ce nu justifică alte compensații.

Există și alte dezbateri legate de măsurarea inflației. Acestea privesc în principal sfera de cuprindere a indicelui prețurilor de consum (inclusiv numai a consumului rezidenților sau a întregului consum înregistrat pe teritoriul național) și modalitatea concretă de calcul al acestuia. Media aritmetică ponderată utilizată pentru calcularea indicelui a fost înlocuită cu media geometrică ponderată pentru indicele armonizat al prețurilor de consum folosit în UE.

Toate acestea demonstrează cât de mari sunt efectele inflației asupra salariilor și cât de importantă este măsurarea ei cât mai precisă.

5.2.2.2. Modelarea relației inflație-șomaj și utilizarea curbei lui Phillips pentru analiza pe termen scurt

Șomajul și inflația sunt corelate îndeaproape, cel puțin pe termen scurt. Încercările de a reduce șomajul au fost adesea însoțite de o creștere a inflației și încercările de a reduce inflația au dus adesea la un șomaj crescut. Inflația este nocivă (în special atunci când nu este așteptată), deoarece distorsionează funcționarea sistemului de prețuri, creează o redistribuire arbitrară de la debitori la creditori, incită mai curând la speculații și mai puțin la desfășurarea unei activități de investiții productive și este, de obicei, costisitor și dificil de eliminat. Șomajul este, de asemenea, indezirabil, deoarece distorsionează viețile unor oameni și este asociat cu o pierdere irecuperabilă a producției reale.

Ideea că șomajul poate fi prea scăzut pentru a fi consistent cu o inflație stabilă este de dată relativ recentă. Originile sale pot fi urmărite în dezbaterile din anii '60 și '70 privind modul de interpretare a curbei lui Phillips, o asociere empirică între inflație și șomaj. Profesorul A.W. Phillips a analizat evoluția ratei salariilor nominale în Regatul Unit, pentru o perioadă de aproape 100 de ani, și a descoperit în 1958 existența unei relații semnificative între veniturile salariale și șomaj. Curând după aceea, Samuelson și Solow (1960) au identificat o relație similară în datele Statelor Unite și au transformat relația dintre venituri și șomaj descoperită de Phillips într-o *relație inversă între inflația prețurilor și șomaj, cunoscută drept curba lui Phillips*.

Ulterior, Friedman și Phelps (1968) au argumentat că există o relație între inflație și șomaj pe termen scurt, dar nu și pe termen lung. În justificarea tezei lor, cei doi autori au introdus termenul de "rată naturală a șomajului". Ei au

demonstrat că o inflație mai mare decât cea așteptată va duce la scăderea șomajului sub rata naturală, dar numai pe termen scurt.

În cercetările care au urmat, s-a conturat un punct de vedere mai subtil și mai clar privind relația dintre inflație și șomaj. Potrivit acestui punct de vedere, inflația tinde să se accelereze când șomajul scade sub NAIRU (nonaccelerating inflation rate of unemployment). Acest concept a fost introdus de Modigliani și Papademos, care au identificat existența unei rate a șomajului “asfel încât, atât timp cât șomajul este peste această valoare, este de așteptat ca inflația să scadă” (1975). Un șomaj scăzut intensifică presiunile salariale și va avea ca rezultat creșterea generalizată a salariilor. Pentru a compensa creșterea costurilor, vor crește prețurile. Prin urmare, scăderea inflației se asociază cu o creștere a șomajului. Similar, o creștere a șomajului va duce la scăderea inflației. De aceea, trebuie să existe un nivel al șomajului astfel încât inflația să rămână constantă; acest nivel este NAIRU.

Friedman și Phelps definesc rata naturală ca o valoare de echilibru determinată de caracteristicile pieței muncii. Prin contrast, NAIRU este mai curând o valoare empirică decât o valoare de echilibru. În plus, teoria NAIRU implică faptul că șomajul scăzut poate cauza creșterea inflației independent de cauzele șomajului scăzut și, în particular, de politica monetară.

Dacă se evidențiază pe același grafic evoluția lunară a inflației și șomajului pe o anumită perioadă, nu este evident că există un nivel al ratei șomajului peste care este de așteptat ca inflația să scadă. Definiția NAIRU sugerează un mod diferit de a examina aceleași date. Dacă este de așteptat ca inflația să scadă în cazul în care șomajul depășește NAIRU, rezultă că există o relație negativă între modificarea inflației și diferența dintre șomaj și NAIRU. Dacă, în plus, această relație este considerată lineară, o ipoteză plauzibilă pentru inflație, șomaj și NAIRU este dată de ecuația:

$$E_t[\pi(t+1) - \pi(t)] = \beta[u(t) - u^*] \quad (5.20)$$

unde:

$\pi(t)$ - rata inflației în perioada t ;

$u(t)$ - rata șomajului în perioada t ;

u^* - NAIRU;

β - un coeficient al cărui semn este de așteptat să fie negativ;

$E_t[\cdot]$ - informații disponibile în perioada t privind așteptările legate de inflație pentru perioada următoare.

O astfel de relație implică faptul că, dacă șomajul într-o anumită lună este peste NAIRU (u^*), inflația este de așteptat să scadă luna următoare. Deoarece nici β , nici u^* nu sunt observabile direct, valorile acestora trebuie estimate din datele analizate.

Presupunem că ecuația (5.20) este adevărată. Pentru a simplifica notațiile, definim modificarea ratei lunare a inflației: $\Delta\pi(t+1) = \pi(t+1) - \pi(t)$. Partea stângă a ecuației (5.20) nu reprezintă valoarea observată a $\Delta\pi(t+1)$, ci valoarea așteptată în funcție de informațiile disponibile în perioada t . Fie $\varepsilon(t+1) = \Delta\pi(t+1) - E_t\Delta\pi(t+1)$, eroarea de predicție a $\Delta\pi(t+1)$. În sfârșit, definim $c = \beta u^*$.

Înlocuind aceste definiții în ecuația (5.20), obținem:

$$\Delta\pi(t+1) = -c + \beta u(t) + \varepsilon(t+1) \quad (5.21)$$

Ecuația (5.21) este o ecuație lineară cu parametrii β și c care pot fi estimați utilizând metoda celor mai mici pătrate. Estimația valorii NAIRU se va obține împărțind estimația parametrului c la estimația parametrului β . Gradul de precizie al estimațiilor, de regulă, se obține utilizând intervalele de încredere.

Ecuația (5.20) este restrictivă, deoarece restricționează modificarea așteptată a inflației numai la valoarea curentă a șomajului față de NAIRU. Este mai normal să presupunem că modificarea inflației așteptate depinde de șomajul din perioadele anterioare. De asemenea, modificarea așteptată a inflației depinde de modificarea curentă și de modificările precedente ale inflației.

În conformitate cu aceste considerații, ecuația (5.20) se generalizează astfel:

$$E_t\Delta\pi(t+1) = \beta_0[u(t) - u^*] + \beta_1[u(t-1) - u^*] + \dots + \beta_{11}[u(t-11) - u^*] + \alpha_0\Delta\pi(t) + \alpha_1\Delta\pi(t-1) + \dots + \alpha_{11}\Delta\pi(t-11) \quad (5.22)$$

Prin urmare, modificarea așteptată a ratei inflației în perioada $(t+1)$ față de perioada t este influențată de abaterile ratei șomajului de la valoarea NAIRU în ultimele 12 luni și de modificările ratei inflației în ultimele 12 luni.

Coeficienții ecuației (5.22) sunt determinați utilizând metoda celor mai mici pătrate.

În practică, intervalul de încredere pentru valoarea NAIRU este adesea prea mare pentru a putea fi utilă; pentru o valoare curentă a șomajului în limitele intervalului de încredere pentru NAIRU, nu se poate stabili dacă aceasta este sub sau peste valoarea NAIRU.

În practică, datele sugerează că valoarea NAIRU se schimbă în timp. Instabilitatea NAIRU ridică probleme la rândul ei. Estimarea unei valori modificabile în timp a NAIRU necesită specificarea modului în care se produce această modificare în timp, ceea ce este dificil de realizat. Studii recente au în vedere modele în care NAIRU este văzut ca variind lin în timp, într-un mod care nu are legătură cu alte evenimente economice. Această strategie implică faptul că valoarea NAIRU la anumite intervale de timp poate fi estimată și modificarea ei poate fi previzionată. Totuși, lucrările cercetătorilor Staiger, Stock și Watson au arătat că estimarea NAIRU în acest mod conduce la intervale de încredere prea largi pentru ca valoarea estimată să fie utilă.

În același timp, instabilitatea estimării NAIRU poate reprezenta un simptom al unei probleme mai profunde, cum ar fi corectitudinea ecuațiilor (5.20) și (5.22).

Este posibil ca rata inflației să se schimbe chiar dacă rata șomajului nu se abate în raport cu NAIRU, ceea ce sugerează că ecuația (5.20) poate fi modificată astfel:

$$E_t[\pi(t+1) - \pi(t)] = \sigma(t) + \beta[u(t) - u^*] \quad (5.23)$$

unde $\sigma(t)$ reprezintă modificarea așteptată a ratei inflației dacă rata șomajului nu se abate de la NAIRU.

Unii cercetători au procedat la specificarea problemei, adăugând contribuția șocurilor ofertei agregate. De asemenea, alți cercetători au elaborat specificații care să nu restricționeze la zero modificarea așteptată a ratei inflației când rata șomajului nu se abate de la NAIRU. Variația inflației se poate datora schimbărilor în inflația așteptată nelegate de abaterea șomajului de la NAIRU. În consecință, eforturile de modelare trebuie direcționate către identificarea altor cauze ale inflației așteptate.

Cele mai multe modele actuale tratează inflația și șomajul ca rezultate endogene. Aceste modele tratează modificările inflației și șomajului ca răspunsuri determinate simultan față de “șocuri”, modelate ca perturbanțe aleatoare. În practică, șocurile sunt de natură diferită. Inflația și șomajul se pot modifica în direcții opuse ca răspuns la anumite șocuri și în aceeași direcție ca răspuns la alte șocuri. Deci scăderea inflației va fi asociată cu creșterea șomajului în anumite cazuri și cu scăderea șomajului în alte cazuri. Această

relație rămâne valabilă și dacă NAIRU poate fi estimat corect. Relația între inflație, șomaj, rata naturală și NAIRU depinde de natura șocurilor. Prin urmare, predicția inflației ar trebui să se bazeze, dacă este posibil, pe evaluarea șocurilor mai mult decât pe modificarea șomajului.

În consecință, în modelele economice actuale, este incorect, în general, să se presupună că probabilitatea creșterii inflației depinde numai de faptul că rata șomajului a scăzut sub NAIRU estimat. Estimarea corectă depinde de tipul șocului care a făcut ca rata șomajului să scadă. Este posibil ca anumite șocuri să cauzeze scăderea șomajului și să mărească probabilitatea scăderii inflației. Așa cum au arătat cercetători precum: Sims (1986), Bernanke (1986), Gordon și Leeper (1994), Leeper (1995), Sims și Zha (1996), este posibilă identificarea diferitelor șocuri care afectează economia. Studiile lor au arătat cum pot fi identificate cauzele care stau la baza unui șomaj scăzut și cum poate fi estimat efectul lor asupra inflației. Dacă șocurile pot fi identificate, cunoașterea valorii NAIRU relative la rata actuală a inflației nu va aduce informații noi pentru previzionarea inflației.

Rațiunea estimării NAIRU este, în mod clar, de a previziona *direcția* schimbărilor prospective în ce privește inflația. Dar dacă economia este supusă la șocuri ale cererii sau ale ofertei, se pot obține predicții mai bune dacă se iau în considerație toate informațiile disponibile, nu numai comparația între valoarea NAIRU și șomajul observat.

Bibliografie

- Atkeson, A.M.; Ohanian, L.E. (2002), "Can the Phillips Curve Help Forecast Inflation?", *FRBSF Economic Letter*, Number 2002-29, October 4
- Biji, E.; Biji, M.; Lilea, E.; Anghelache, C. (2003), *Tratat de statistică*, Editura Economică, București
- Chang, Roberto (1997), "Is Low Unemployment Inflationary?", Federal Reserve Bank of Atlanta, *Economic Review*, First Quarter
- Isaic-Maniu, Al.; Voineagu, V.; Mitruț, C. (2003), *Statistica*, Editura Universitară, București
- Lipsey, Richard; Chrystal, Alec (1995), *An Introduction to positive Economics*
- Lamel, J. (2001), *Price Indices and Collective-Agreement Negotiation and Safeguarding Value: The Exemple of Austria*, CEIES, Wien
- Mermet, E. (2001), *Collective Bargaining and Contracting*, ETUI, Brussels

Țițan, E. (2003), *Statistică. Teorie și aplicații în sectorul terțiar*, Editura Meteor Press, București

*** European Commission, *Economic Papers*, 1996

*** *Industrial Relations in Europe 2000, Raport DG EMPL 2000*

<http://www.europa.eu.int/comm/eurostat>

<http://www.imf.org>

<http://www.bnr.ro>

<http://www.worldbank.org>



București, România

Licența Ministerului Culturii nr. 1442/1992

Tel.: 021-411.60.75; Fax: 021-411.54.86

Consilier editorial: Valeriu IOAN-FRANC

Aparat critic și editorial: Aida SARCHIZIAN

ISBN 973-618-061-1

Depozit legal trim. IV, 2004