

**CAIETE DE STUDII**  
**Nr. 19**

**Martie 2007**

**ISBN 1224-4449**

## ***Notă***

*Opiniile prezentate în această lucrare sunt în întregime ale autorului și ele nu implică sau angajează în vreun fel Banca Națională a României.*

*Tehnoredactarea Caietelor de studii a fost realizată de către Direcția Studii și Publicații.*

*Reproducerea publicației este interzisă, iar utilizarea datelor în diferite lucrări este permisă numai cu indicarea sursei.*

# **MODALITĂȚI DE CUANTIFICARE A INFLAȚIEI DE BAZĂ**

**– analiză comparativă: cazul României –**

**Autor: Cătălina Florina Constantinescu<sup>1</sup>**

---

<sup>1</sup> Autorul mulțumește pentru sugestiile primite de la Scott Roger, Surica Rosentuler, Elena Iorga și Nicolaie Alexandru-Chideșciuc.



## SUMAR

*Schimbarea regimului de politică monetară, prin trecerea la țintirea directă a inflației, presupune crearea unui cadru decizional adecvat unei astfel de strategii, inclusiv stabilirea și utilizarea unei măsuri a inflației relevante pentru deciziile de politică monetară. Este universal acceptat faptul că indicele prețurilor de consum – indicatorul utilizat de majoritatea băncilor centrale ca măsură a inflației – reflectă impactul unor factori cu caracter tranzitoriu, care pot transmite semnale false, îngreunând astfel procesul decizional la nivelul autorității monetare.*

*În cadrul lucrării de față au fost analizate șase măsuri ale inflației de bază (măsuri core), construite ca fiind acele componente care exprimă sursele persistente ale presiunilor inflaționiste dintr-o economie (trei măsuri obținute prin metoda excluderii anumitor componente din coșul indicelui prețurilor de consum, trimmed mean optim (19 la sută), mediana și indicele Edgeworth). Toate aceste măsuri prezintă o volatilitate mai redusă comparativ cu inflația totală, însă cea mai reprezentativă măsură a inflației, potrivit testelor efectuate în această lucrare, s-a dovedit a fi trimmed mean 19 la sută. Inconvenientul utilizării acestei măsuri este însă dat de complexitatea metodei de determinare, devenind greu accesibilă publicului larg.*



# Cuprins

<b>1. INTRODUCERE .....</b>	<b>9</b>
<b>2. MĂSURI ALE INFLAȚIEI <i>CORE</i> .....</b>	<b>12</b>
2.1. Metoda excluderii .....	13
2.2. Metoda <i>trimmed mean</i> .....	15
2.3. Mediana.....	19
2.4. Indicele Edgeworth .....	19
<b>3. TESTAREA MĂSURILOR <i>CORE</i> .....</b>	<b>21</b>
<b>4. CONCLUZII.....</b>	<b>29</b>
<b>BIBLIOGRAFIE SELECTIVĂ .....</b>	<b>31</b>
<b>ANEXE .....</b>	<b>33</b>
<b>Anexa 1:</b> Evoluția ratei inflației și a măsurilor <i>core</i> .....	35
<b>Anexa 2:</b> Teste de staționaritate pentru seriile de inflație, 2000-2006 .....	36
Teste de staționaritate pentru seriile de inflație, 2001-2006 .....	36
<b>Anexa 3:</b> Puterea măsurilor <i>core</i> de prognozare a ratei inflației IPC (estimări efectuate pe perioada 2000-2006) .....	37
<b>Anexa 4:</b> Puterea măsurilor <i>core</i> de prognozare a ratei inflației IPC (estimări efectuate pe perioada 2001-2006) .....	38
<b>Anexa 5:</b> Metode de determinare a inflației de bază în unele țări .....	39





## 1. INTRODUCERE

Obiectivul fundamental de a asigura stabilitatea prețurilor, pe care și-l asumă cele mai multe bănci centrale, implică crearea unui cadru decizional adecvat unei strategii bazate pe un astfel de obiectiv, inclusiv stabilirea și utilizarea unei măsuri a inflației relevante pentru deciziile de politică monetară.

Este universal acceptat faptul că indicele prețurilor de consum (IPC) – indicatorul cel mai cunoscut publicului larg și utilizat de către majoritatea băncilor centrale ca măsură a inflației – conține elemente care nu intră în sfera de influență a autorității monetare (modificarea prețurilor administrate și a taxelor, influența unor condiții climaterice adverse asupra producției agricole sau producerea unor șocuri pe piața petrolieră internațională). În pofida impactului semnificativ asupra ratei inflației, astfel de șocuri, în cazul în care sunt temporare, nu necesită neapărat o reacție din partea politicii monetare întrucât, de regulă, sunt reversibile și nu afectează anticipațiile inflaționiste. Pentru izolarea efectelor acestor șocuri, se apelează la descompunerea inflației într-o componentă tranzitorie și o componentă permanentă – cunoscută sub numele de inflație de bază (*core inflation*) –, care reflectă sursele persistente ale presiunilor inflaționiste (cererea de bunuri și servicii) și care, fiind mai puțin volatilă, este mai ușor de prognozat decât inflația totală.

În literatura de specialitate se propun mai multe modalități de a construi inflația de bază, însă pentru selectarea celei mai adecvate măsuri trebuie avute în vedere într-o primă etapă următoarele criterii (Roger, 1997): (i) măsura să fie disponibilă în timp util pentru procesul decizional și să nu fie subiectul unor revizuri frecvente, (ii) să poată fi verificabilă de către orice persoană astfel încât să asigure credibilitate și (iii) să elimine distorsiunile vizate și să nu aibă un trend diferit de cel al seriei din care derivă, astfel încât să nu furnizeze semnale false. În final va trebui să se răspundă la următoarele două întrebări: a) cât de bine măsura *core* urmărește și estimează trendul inflației, și b) cât de bine previzionează rata de creștere a prețurilor de consum.

O metodă pentru obținerea unei măsuri a inflației de bază este cea a mediilor mobile centrate, care constă de fapt în determinarea unui trend al inflației, șocurile pe termen scurt putând fi eliminate prin această modalitate datorită proprietății sale de aplatizare a unei serii. Cu toate că este cea mai simplă metodă, este puțin utilizată deoarece seria obținută nu poate fi disponibilă în timp util ca urmare a faptului că pentru observația de la un moment dat este nevoie atât de informații din trecut, cât și din viitor. Drept urmare, metoda nu va fi analizată în cadrul acestei lucrări, ea fiind menționată doar cu titlu informativ.

O altă metodă – cea mai utilizată de altfel în rândul băncilor centrale – presupune excluderea anumitor subgrupe de produse din structura coșului de consum, și anume cele care au o contribuție importantă la volatilitatea inflației sau care sunt afectate de șocurile ofertei. Cea mai cunoscută măsură a inflației de bază astfel obținută este cea a IPC din care se exclud alimentele și energia. În cazul Băncii Naționale a României, printr-o astfel de metodă se obțin trei măsuri ale inflației de bază: CORE1 – care presupune izolarea influenței prețurilor administrate, CORE2 – care elimină în plus și impactul indus de componentele cu volatilitate ridicată (legume, fructe, ouă) și de prețul combustibililor, și CORE3 – care, suplimentar față de măsura CORE2, elimină și influențele prețurilor tutunului și băuturilor alcoolice, acestea fiind afectate de taxarea indirectă, în special de modificarea accizelor. O problemă a măsurilor obținute prin excludere o reprezintă posibilitatea pierderii unor informații utile privind inflația de bază prin eliminarea în totalitate a anumitor categorii de prețuri. În plus, excluderea acestora se face pe baza datelor istorice privind volatilitatea aferentă și ca urmare, odată luată decizia referitoare la ce componente trebuie eliminate, seriile de inflație *core* vor fi calculate în viitor pe baza acesteia.

Un alt mod de calcul al inflației de bază este *trimmed mean* (Bryan și Cecchetti, 1993), care presupune calcularea inflației de bază ca medie ponderată a unei distribuții de prețuri ordonate în funcție de variațiile acestora, din care s-a exclus, în prealabil, un număr de componente situate la cele două extremități ale distribuției. Justificarea statistică a acestei metodologii decurge din proprietățile istorice ale modificărilor de preț, care arată o distribuție leptokurtică a variațiilor lunare de preț, ca urmare a unui *kurtosis* mai mare decât al unei serii cu distribuție normală (un grad mai ridicat de aplatizare a distribuției prețurilor, ceea ce înseamnă că o mare parte din componentele IPC prezintă variații ale prețurilor semnificativ diferite de media distribuției – inflația corespunzătoare unei luni). Dacă distribuția modificărilor de preț este leptokurtică se poate arăta că, în general, un estimator pentru medie care se focalizează pe modificările de preț din centrul distribuției este mai eficient decât media eșantionului. Cauza acestei situații este faptul că probabilitatea ca o contribuție semnificativă la inflație a unei observații dintr-un capăt al distribuției să nu fie compensată de o contribuție identică a unei observații din celălalt capăt al distribuției este mai mare decât în cazul unei distribuții normale. Astfel, metoda *trimmed mean*, care pune accent pe centrul distribuției, ar da un estimator mai bun al inflației. Un caz particular îl reprezintă mediana, care reprezintă observația din centrul distribuției, toate celelalte componente fiind eliminate. Rațiunile economice care stau la baza acestei metode se referă la posibilitatea eliminării modificărilor relative de prețuri, izolând astfel componenta permanentă a inflației (prin eliminarea modificărilor lunare care sunt mult mai mici, respectiv mult mai mari decât media).

În cazul metodei *trimmed mean*, principalul inconvenient este reprezentat, ca și în cazul metodei prin excludere, de eliminarea completă a componentelor care au o deviație mare de la media distribuției. Această deficiență poate fi înlăturată parțial prin utilizarea indicelui de tip

Edgeworth (a se vedea Dow (1994), Marques, Neves și Sarmento (2000), Vega și Wynne (2002)). Determinarea acestui indice presupune recalcularea ponderilor din structura coșului IPC, componentelor cu volatilitate ridicată față de media distribuției fiindu-le asociate ponderi mai scăzute. Calculul volatilității se poate realiza ținând cont de întreg intervalul analizat – situație în care volatilitatea este aceeași (metodă criticată cel mai adesea), sau doar de un interval determinat (ex. ultimele 12 luni) – cea ce permite luarea în calcul a modificării volatilității unei anumite componente.

Aceste măsuri ale inflației de bază vor fi construite și analizate în lucrarea de față, în final optându-se pentru cea mai reprezentativă pentru evoluția trecută a inflației, ținându-se cont și de puterea de predictibilitate pentru aceasta.

## **2. MĂSURI ALE INFLAȚIEI CORE**

În această secțiune vor fi prezentate măsurile inflației *core* utilizate în analiza empirică, pornind de la aspectele tehnice ale indicatorilor respectivi. Mai întâi va trebui realizată o scurtă prezentare a indicelui prețurilor de consum, măsura care stă la baza întregului studiu.

Indicele prețurilor de consum este un indice de tip Laspeyres cu bază fixă, calculat în cazul României de către Institutul Național de Statistică (INS) ca medie ponderată de prețuri pe baza unui coș de bunuri și servicii, structura acestuia schimbându-se la începutul anului calendaristic ( $t$ ) pe baza rezultatelor Anchetei bugetelor de familie realizate în urmă cu doi ani ( $t-2$ ). Astfel, un bun/serviciu care se consumă pe scară mai largă va avea o pondere mai ridicată în structura coșului de consum, iar modificarea prețului acestuia va avea un impact mai mare asupra IPC. Coșul de bunuri și servicii conține 3 mari grupe (bunuri alimentare, bunuri nealimentare și servicii), structurate pe 35 de subgrupe, care în total, în funcție de an, însumează între 92 și 94 de posturi de cheltuieli<sup>2</sup>.

Ca urmare a structurii coșului de consum, inflația măsurată prin IPC este dificil de influențat prin măsuri de politică monetară, întrucât mărfurile alimentare și produsele nealimentare și serviciile cu prețuri administrate dețin o pondere relativ mare (la nivelul anului 2006, grupa mărfurilor alimentare reprezenta 40,7 la sută, iar celelalte 20,6 la sută). Dificultatea acțiunii măsurilor de politică monetară asupra acestor prețuri derivă din faptul că în cazul produselor alimentare, prețurile sunt de obicei influențate de șocuri de ofertă și mai puțin de cerere, care este relativ constantă în timp<sup>3</sup>, iar prețurile administrate sunt modificate de către autoritățile de reglementare în domeniu.

Perioada supusă analizei va fi delimitată de anii 2000 și 2006, întrucât abia începând cu anul 2000 se poate spune că procesul dezinflaționist din România a fost unul constant și consistent. Anterior, acesta fusese afectat de liberalizări de prețuri și de curs de schimb în 1997, criza bancară din 1998, cvasi-criza valutară din 1999 etc., efectele acestor evenimente asupra seriei de prețuri putând denatura estimările viitoare.

---

<sup>2</sup> Structura coșului de bunuri și servicii este mult mai detaliată, aici fiind prezentate tipurile de produse la un nivel mai înalt de agregare.

<sup>3</sup> Se face abstracție de implicațiile sezonității din timpul anului.

## **2.1. Metoda excluderii**

Componentele coșului de consum vizate de metoda excluderii cuprind de regulă produsele cu prețuri administrate, cele cu prețuri caracterizate prin volatilitate extrem de ridicată (de tipul alimentelor neprelucrate) și cele afectate de modificări periodice ale regimului de impozitare (cu privire la accize sau alte taxe indirecte).

În cazul României, elementele excluse cuprind:

- (i) produsele cu prețuri administrate, care constituie în prezent categoria eliminată cu cea mai mare pondere: 20,6 la sută în 2006, în creștere de la 13,3 la sută în 2000. Principalele mărfuri și servicii de acest tip sunt: energia electrică, termică și gazele naturale; medicamentele; serviciile de apă, canal, salubritate; transportul urban; transportul interurban; serviciile de poștă și de telefonie fixă;
- (ii) produsele cu prețuri volatile. Pentru toate grupele de bunuri din coșul IPC s-a calculat volatilitatea ca varianță a variațiilor lunare de preț pe întreaga perioadă ianuarie 2000 – decembrie 2006, legumele, fructele și ouăle înregistrând cele mai înalte valori. Se observă că și cele mai multe produse și servicii cu prețuri administrate prezintă o volatilitate destul de ridicată comparativ cu media celor rămase în coșul de consum (a se vedea Tabelul 1);
- (iii) combustibilii, în cea mai mare parte a perioadei analizate stabilirea prețului acestora fiind supusă ingerințelor politice, fără a fi totuși oficial clasăți în categoria produselor cu prețuri administrate. Abia din anul 2005, ulterior privatizării celei mai mari companii petroliere din România, au devenit vizibile caracteristicile de piață și corelația cu evoluția prețului internațional al petrolului, fiind astfel influențat puternic de șocuri de ofertă. Prin urmare, în ambele subperioade prețul combustibililor a prezentat caracteristici care legitimează excluderea acestei influențe din inflația de bază;
- (iv) alte componente ale căror prețuri sunt afectate de taxarea indirectă (în special accize) – tutun și băuturi alcoolice.

Prin eliminarea din coș a bunurilor și serviciilor cu prețuri administrate, s-a obținut măsura denumită CORE1 (care reprezenta 79,4 la sută în total IPC la nivelul anului 2006), CORE2 fiind determinat prin excluderea în plus a combustibililor, legumelor, fructelor și ouălor (cu o pondere de 65 la sută în IPC), iar prin eliminarea și a tutunului și a băuturilor alcoolice s-a construit măsura CORE3 (cu o pondere de 60 la sută în IPC).

**Tabel 1.** Volatilitatea prețurilor aferente grupelor de bunuri și servicii din structura IPC

<b>Grupa de produse</b>	<b>Volatilitatea*</b>
Produse de morărit și panificație	4,1
Legume și conserve din legume	<b>23,4</b>
Fructe și conserve din fructe	<b>17,9</b>
Ulei, slănină, grăsimi	5,6
Carne, preparate și conserve din carne	3,3
Pește și conserve din pește	1,8
Lapte și produse lactate	4,0
Ouă	<b>213,0</b>
Zahar, produse zaharoase și miere de albine	5,0
Cacao și cafea	0,3
Băuturi alcoolice	0,6
Alte produse alimentare	1,2
Îmbrăcăminte, articole de galanterie, pasmanterie și mercerie	0,5
Încălțăminte	0,7
Produse de uz casnic, mobilă	0,5
Articole chimice	0,6
Produse cultural-sportive	0,8
Articole de igienă, cosmetice și medicale	2,0
Combustibili	2,5
Tutun, țigări	4,8
Energie electrică, gaze și încălzire centrală	15,2
Alte mărfuri nealimentare	1,5
Confecționat și reparat îmbrăcăminte și încălțăminte	0,8
Chirie	0,9
Apă, canal, salubritate	7,0
Cinematografe, teatre, muzee, cheltuieli cu învățământul și turismul	2,6
Reparații auto, electronice și lucrări foto	1,3
Îngrijire medicală	3,7
Igienă și cosmetică	1,1
Transport urban	4,6
Transport interurban (alte feluri de transport)	4,1
Poștă și telecomunicații	11,9
Restaurante, cafenele, cantine	1,3
Alte servicii cu caracter industrial	1,1
Alte servicii	5,5

\*) Calculată ca varianță a modificărilor lunare de preț.

## 2.2. Metoda *trimmed mean*

Din punct de vedere al proprietăților statistice, în practică s-a constatat că distribuția modificărilor de prețuri în cadrul unei luni (*cross-section*) este leptokurtică, ceea ce înseamnă că într-o anumită lună, o mare parte dintre componentele IPC prezintă modificări ale prețurilor ce diferă semnificativ de rata medie a inflației corespunzătoare lunii respective. De aceea un estimator pentru medie care pune mai mult accent pe modificările centrale este mult mai eficient decât indicatorul de medie al întregului eșantion. Un astfel de estimator este dat de metoda *trimmed mean*, iar proprietățile statistice au fost testate pe indicatorul T(19) – *trimmed mean* de 19 la sută (motivul alegerii acestuia fiind expus ulterior).

*Skewness* ( $S_t$ , grad de asimetrie) și *kurtosis* ( $K_t$ , grad de aplatizare) reprezintă momentele centrale de ordinul 3 și respectiv 4 ale unei distribuții și pot fi scrise astfel:

$$S_t = \frac{m_{3t}}{\sqrt{(m_{2t})^3}}$$

$$K_t = \frac{m_{4t}}{(m_{2t})^2} \Rightarrow EK_t = \frac{m_{4t}}{(m_{2t})^2} - 3$$

$$m_{kt} = \sum_{i=1}^N \omega_{it} (\pi_{it} - \pi_t)^k$$

unde:

$m_{kt}$  – moment central de ordinul k;

t – perioada de timp (luna t);

i – componenta i din coșul IPC;

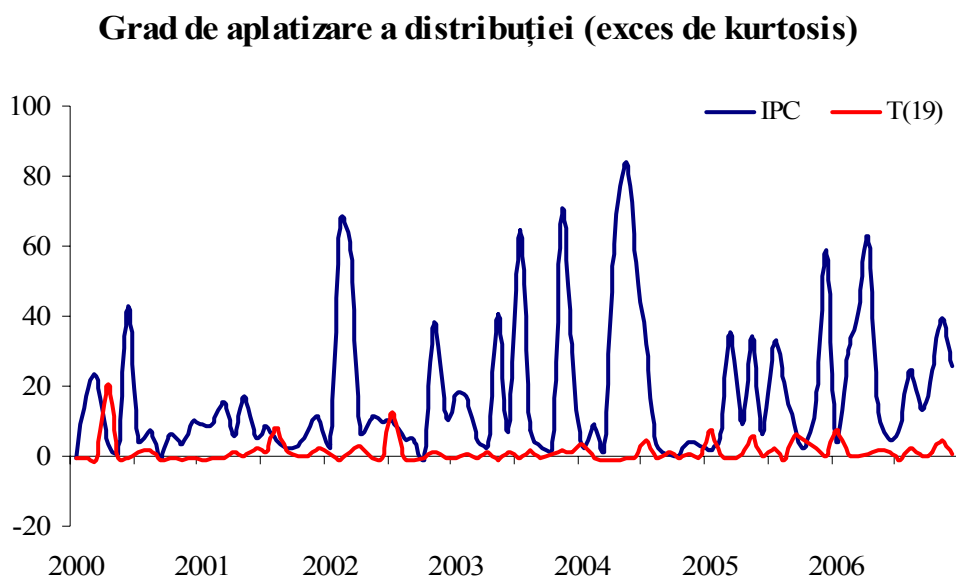
$\omega_{it}$  – ponderea componentei i în coșul IPC în luna t;

$\pi_{it}$  – variația de preț a componentei i în luna t;

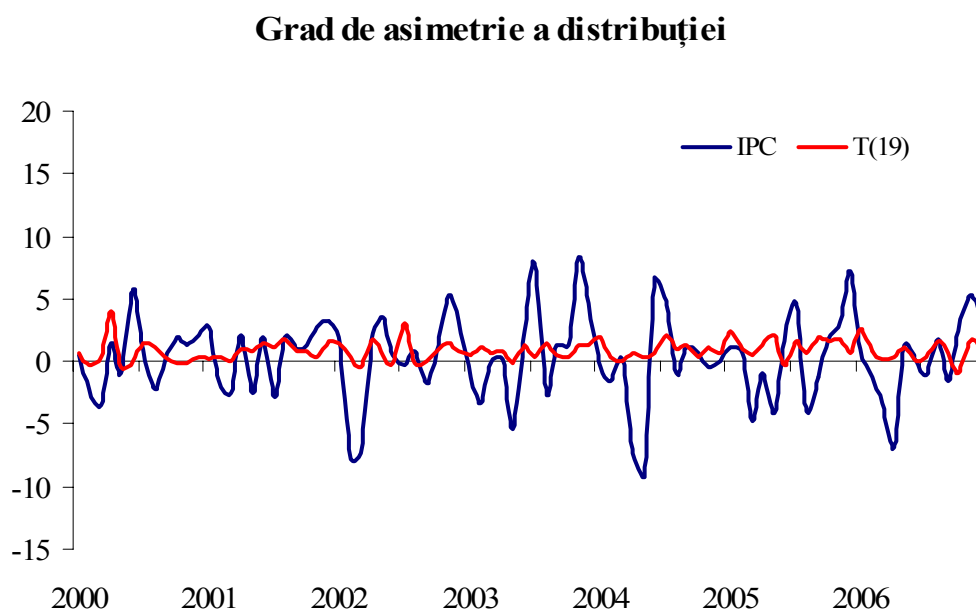
$\pi_t$  – inflația lunii t (calculată ca medie – moment central de ordinul 1);

EKt – exces de kurtosis.

Grafic 1



Grafic 2



Caracteristicile statistice ale unei distribuții normale sunt  $S=0$  și  $K=3$  (exces de *kurtosis* –  $EK=0$ ). Se observă că în cazul României distribuția IPC este caracterizată de un grad de aplatizare (măsurat prin excesul de *kurtosis*) extrem de ridicat, media acestuia pe perioada ianuarie 2000 – decembrie 2006 fiind de 17,8 (Graficul 1). Astfel, se poate concluziona că distribuția modificărilor lunare de prețuri de consum este extrem de leptokurtică, ceea ce



justifică folosirea estimatorilor obținuți prin metoda *trimmed mean*. În ceea ce privește distribuția indicatorului *trimmed mean*, aceasta prezintă valori ale excesului de *kurtosis* apropiate de zero (compatibil cu distribuția normală), indicând eficiența acestei metode pentru obținerea unui estimator pentru medie.

Gradul de asimetrie a distribuției modificărilor lunare de prețuri este dat de valoarea  $S_t$  (Graficul 2). Se observă că metoda *trimmed mean* reduce semnificativ acest indicator, însă pe medie, nivelul obținut pe perioada 2000-2006 (0,86) indică o ușoară abatere la dreapta față de distribuția normală. Pentru eliminarea totală a asimetriei s-ar putea determina un indice *trimmed mean* asimetric – însă aceasta nu face obiectul lucrării de față.

Din punct de vedere statistic, este evident că indicatorii *trimmed mean* sunt mai eficienți ca estimatori pentru media distribuției de prețuri decât inflația calculată pe baza IPC.

Printr-un indice  $X\%$  *trimmed mean* se înțelege de fapt că se exclud din IPC cele mai mici  $(X/2)\%$  și respectiv cele mai mari  $(X/2)\%$  modificări de prețuri, ținându-se cont de ponderile deținute în coș.

#### **Etapele pentru obținerea unui astfel de indice sunt următoarele:**

1. Pentru fiecare lună, se sortează crescător modificările lunare de prețuri pentru bunurile cuprinse în coșul IPC, în același timp având loc astfel și sortarea ponderilor aferente acestora. Ratele inflației sortate corespunzătoare bunurilor de consum și ponderile asociate se notează cu  $\pi_i$  și respectiv  $w_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ .
2. Se realizează o serie de ponderi cumulate, fiecărei inflații  $\pi_i$  fiindu-i asociată o pondere cumulată care este egală cu  $w_1 + w_2 + \dots + w_i$ .
3. Se exclud acele modificări lunare de prețuri pentru care ponderile cumulate sunt mai mici decât  $(X/2)\%$  – adică variațiile anormal de mici (comparativ cu media lunară) sau mai mari decât  $(100-X/2)\%$  – respectiv variațiile anormal de mari.
4. Se recalculează ponderile pentru elementele rămase în coș ( $w'_i$ ), astfel încât suma lor să fie 1.
5. Se calculează rata inflației *trimmed mean* după formula:

$$\frac{1}{\sum_{i=1}^N w'_i} \sum_{i=1}^N w'_i \pi_i$$

unde:

N reprezintă ultima componentă rămasă în coș.

Pentru determinarea indicelui *trimmed mean* optim se calculează mai mulți indici, folosind diferite rate de excludere (de la 0 la sută care reprezintă de fapt IPC, până la mediană – care exclude toate elementele, mai puțin observația din mijlocul distribuției). Pentru fiecare dintre aceștia se determină abaterea medie pătratică față de trendul inflației reale (RMSE – *root mean squared error*), indicele *trimmed mean* optim fiind considerat cel căruia îi corespunde valoarea minimă a abaterii. Pentru a stabili trendul inflației s-a aplicat seriei IPC filtrul Hodrick-Prescott. Având în vedere problemele acestui filtru de a estima observațiile din capetele seriei, trendul obținut ar putea fi pus sub semnul incertitudinii. În condițiile în care se consideră că problemele filtrului HP apar la primele și ultimele 12 observații (câte un an) din serie, acest inconvenient ar putea fi înlăturat prin aplicarea filtrului pe o serie mai lungă, utilizând în final trendul obținut prin înlăturarea a câte 12 observații din fiecare capăt al seriei.

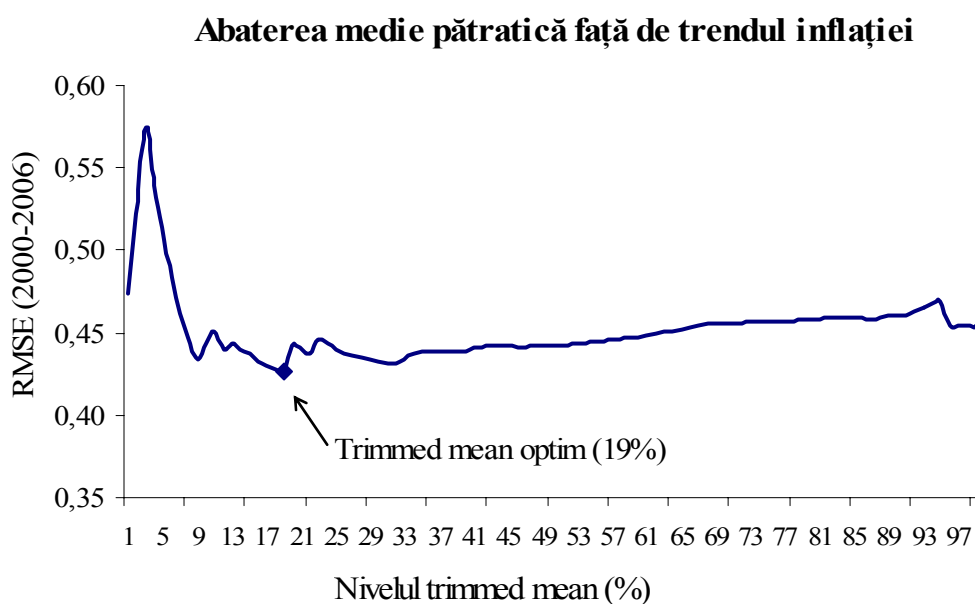
Formula RMSE este dată de relația:

$$RMSE(x) = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^k (T_t(x) - \bar{\pi})^2}{k}}$$

unde:

- $T_t(x)$  – indicele *trimmed mean* de x% la momentul t;
- $\bar{\pi}$  – inflația medie pe perioada analizată;
- k – numărul de observații.

**Grafic 3**



Indiferent de perioada pentru care s-a calculat RMSE, 2000-2005 (problema HP privind estimarea observațiilor din ambele capete fiind eliminată) sau 2000-2006 (în acest caz au fost eliminate doar observațiile din capătul inferior al trendului HP)<sup>4</sup>, indicatorul *trimmed mean* care urmează cel mai îndeaproape trendul inflației este T(19), obținut prin eliminarea a 9,5 la sută din fiecare capăt al distribuției de variație lunară a prețurilor. În literatura de specialitate și în practica băncilor centrale, măsurile *trimmed mean* cele mai utilizate sunt cele care elimină 10 la sută, 20 la sută, 30 la sută și 40 la sută din întreaga distribuție a prețurilor. Astfel, rezultatul obținut ca fiind *trimmed mean* optim pentru România – T(19), se poate regăsi cu aproximație în experiența internațională.

### **2.3. Mediana**

Pentru obținerea mediane IPC se parcurg primele două etape descrise la metoda *trimmed mean*, nivelul acesteia fiind dat de variația lunară a prețului situat în imediata proximitate a ponderii cumulate de 50 la sută.

### **2.4. Indicele Edgeworth**

Motivația recurgerii la un indice de tip Edgeworth rezidă în faptul că prețurile care sunt eliminate în totalitate din IPC pentru calculul indicatorilor anteriori (prețurile administrate, prețurile combustibililor, fructelor, legumelor și ouălor sau prețurile care înregistrează variații extreme) ar putea conține informații utile despre trendul inflației. Ca urmare, o diminuare a ponderii acestora ar fi preferată eliminării totale a lor, indicele Edgeworth bazându-se pe asignarea unui coeficient de importanță fiecărei variații de preț în funcție de conținutul său informațional. Puterea semnalului pe care o modificare de preț îl transmite în timp este corelată invers proporțional cu volatilitatea aceluși preț, calculată față de media distribuției din care prețul respectiv face parte.

Măsura inflației *core* determinată pe baza indicelui Edgeworth (denumită în continuare IE) se calculează ca:

$$IE_t = \sum_{i=1}^N \omega_{it} \pi_{it}$$

---

<sup>4</sup> Filtrul HP a fost aplicat pe intervalul 1998-2006, astfel încât să existe o serie de trend cât mai lungă, din care să se poată elimina un număr suficient de observații.

unde:

$$\omega_{it} = \frac{1}{\sum_{j=1}^N \frac{1}{\sigma_{jt}}}$$
$$\sigma_{it} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (y_i - \bar{y})^2}{T-1}}$$
$$\bar{y} = \frac{\sum_{t=1}^T (\pi_{it} - \pi_t)}{T}$$
$$y_i = \pi_{it} - \pi_t$$

În formulă,

$\pi_t$  – rata lunară a inflației

$\pi_{it}$  – rata lunară a inflației asociate fiecărei componente a IPC

$\sigma_{it}$  – abaterea medie pătratică

$N$  – numărul de componente din IPC<sup>5</sup>

$T$  – numărul de perioade de timp care se iau în calculul volatilității<sup>6</sup>.

Se observă că pentru componentele care înregistrează abateri semnificative de la media distribuției (care reprezintă, de fapt, inflația de la momentul respectiv) li se diminuează ponderea în coș proporțional cu volatilitatea acestora.

Trebuie precizat că formula utilizată în această lucrare este diferită de cea a indicelui Edgeworth clasic prin faptul că se ia în considerare abaterea medie pătratică și nu varianța ca măsură a volatilității, iar noile ponderi ale componentelor țin cont și de ponderile inițiale, nu doar de volatilități, încorporându-se, astfel, pe lângă justificările statistice și cele economice (legătura cu ponderea deținută de componenta respectivă în coșul de consum al populației).

---

<sup>5</sup> Analiza s-a realizat pe baza a 35 de subgrupe.

<sup>6</sup> Pentru calculul volatilității se va lua în considerare evoluția componentei pe ultimele 12 luni, astfel încât să se asigure surprinderea unei eventuale schimbări de comportament, dar și posibilitatea de a se determina ponderea curentă.

### **3. TESTAREA MĂSURILOR CORE**

Inflația de la un anumit moment a fost definită în cadrul acestei lucrări ca suma dintre două componente – cea permanentă (inflația *core*) și cea tranzitorie –, relația putând fi reprezentată în linii mari prin identitatea:

$$\pi_t = core_t + \varepsilon_t$$

Componenta tranzitorie ( $\varepsilon_t$ ) se presupune a fi prin definiție un „zgomot alb”, ceea ce înseamnă că are medie zero și varianță finită.

În teorie, inflația ar trebui să fie un proces staționar, condiție necesară pentru a putea fi modelată și prognozată. În aceste condiții, inflația *core* va trebui să fie de asemenea un proces staționar, diferența dintre cele două serii fiind astfel staționară, iar media ei să fie zero. Dacă, însă, inflația este proces integrat de ordinul unu (I(1)), inflația *core* este necesar să fie de asemenea proces nestaționar (I(1)), iar cele două serii să fie cointegrate astfel încât diferența dintre ele să fie staționară de medie zero. În condițiile în care diferența dintre cele două serii de inflație este staționară, însă nu are media zero (ceea ce înseamnă că media componentei  $\varepsilon_t$  nu este zero), măsura *core* nu surprinde adevăratul nivel al componentei permanente a inflației, iar autoritățile monetare ar primi semnale false dacă nu ar ține cont de acest lucru.

În cazul României, ordinul de integrare al inflației și măsurilor *core* este dificil de determinat, întrucât orizontul de timp pe care s-a testat această proprietate este relativ mic (șapte ani), iar testele de staționaritate (Augmented Dickey-Fuller, Phillips-Perron), care se realizează de obicei pe perioade foarte lungi de timp, prezintă o sensibilitate destul de ridicată pentru intervale scurte de timp. Astfel, dacă s-a testat staționaritatea pe perioada 2000-2006, rezultatele au indicat faptul că seriile de inflație (IPC și măsurile *core*) sunt integrate de ordinul unu, însă efectuarea aceluiași teste pe perioada 2001-2006 a condus la rezultate mixte, pentru cele mai multe serii acceptându-se ipoteza că sunt staționare (a se vedea Anexa 2).

Ceea ce contează în final, sunt rezultatele testelor de staționaritate pentru diferențele dintre inflație și fiecare măsură *core*, precum și mediile acestora (Tabelul 2). În principiu, testele Augmented Dickey-Fuller și Phillips-Perron indică faptul că seriile respective sunt staționare, însă mediile obținute sunt diferite de zero, cea mai mare diferență față de inflația IPC obținându-se în cazul medianei.

Pentru a analiza eficiența măsurilor *core*, se va efectua o serie de teste statistice și econometrice care să reflecte, în principiu, măsura în care acestea urmăresc cel mai bine trendul inflației și puterea de predictibilitate pe diferite orizonturi de timp a inflației IPC.

**Tabel 2.** Teste de staționaritate pentru diferențele dintre inflația IPC și măsurile *core*

	ADF(0)	PP(0)	Media	ADF(0)	PP(0)	Media
	H0: seria e nestaționară			H0: seria e nestaționară		
	Rate lunare			Rate anuale		
<b>IPC-CORE1</b>	-8,33	-8,36	0,10	-1,89	-1,89	1,50
<b>IPC-CORE2</b>	-7,40	-7,42	0,13	-2,50	-2,42	2,01
<b>IPC-CORE3</b>	-7,52	-7,54	0,16	-2,22	-2,46	2,27
<b>IPC-IE</b>	-7,19	-7,17	0,12	-2,87	-2,81	1,83
<b>IPC-MEDIANA</b>	-1,40	-6,49	0,33	-2,86	-3,02	5,17
<b>IPC-TRIMM</b>	-8,37	-8,36	0,12	-3,42	-3,82	2,13
Valorile critice	MacKinnon (1996)					
1%	-2,59					
5%	-1,94					
10%	-1,61					

Testele sunt realizate pe perioada 2000-2006; nu sunt incluse constantă și trend. ADF(0), PP(0) – testele sunt efectuate pentru seriile în nivele.

În prima fază se vor analiza câteva proprietăți statistice ale măsurilor *core* comparativ cu cele ale inflației IPC, atât pe rate lunare, cât și anuale, orizontul de timp luat în considerare fiind ianuarie 2000 – decembrie 2006.

**Tabel 3.** Statistici descriptive pentru măsurile de inflație

Rate lunare	IPC	CORE1	CORE2	CORE3	IE	MEDIANA	TRIMM
Media	1,37	2,27	1,24	1,21	1,25	1,04	1,25
Maxim	4,76	4,85	4,52	4,68	4,29	4,27	4,55
Minim	0,02	-0,15	0,16	-0,10	0,07	0,05	0,10
Deviația standard	1,05	1,01	1,00	1,05	0,98	0,88	0,94
Nr. observații	84	84	84	84	84	84	84

Rate anuale	IPC	CORE1	CORE2	CORE3	IE	MEDIANA	TRIMM
Media	21,22	19,72	19,21	18,95	19,39	16,05	19,09
Maxim	55,08	52,28	51,43	51,34	50,26	42,51	47,14
Minim	4,48	3,01	4,13	2,63	3,64	2,51	3,48
Deviația standard	14,34	13,68	14,46	15,01	14,32	12,39	13,30
Nr. observații	84	84	84	84	84	84	84

Conform așteptărilor, testele pun în evidență o volatilitate mai redusă a seriilor *core* lunare comparativ cu cea a inflației totale, cele mai scăzute niveluri fiind observate în cazul medianei și al *trimmed mean* optim; la polul opus se situează măsurile obținute prin excludere (CORE1, CORE2 și CORE3) și indicele Edgeworth, deviația standard a acestor serii fiind doar ușor inferioară nivelului înregistrat de inflația IPC. În ceea ce privește volatilitatea pe ritmuri anuale, se observă că în cazul măsurilor obținute prin excludere (excepție făcând CORE1) nivelul acesteia este mai ridicat comparativ cu cel consemnat de IPC, iar în cazul indicelui Edgeworth este foarte apropiată de cea a inflației totale. De menționat că utilizând perioade diferite de analiză, această situație se schimbă în unele cazuri, în sensul că volatilitățile tuturor măsurilor *core* ajung să fie inferioare volatilității inflației totale.

O altă proprietate care se impune a fi testată este cea a corelației existente între diferitele măsuri ale inflației de bază și inflația totală. Pentru toate măsurile studiate au fost depistate legături puternice atât în cazul seriilor de rate lunare, cât și al celor de rate anuale.

**Tabel 4.** Corelații între măsurile *core* și inflația IPC

<b>Rate lunare</b>	<b>IPC</b>	<b>CORE1</b>	<b>CORE2</b>	<b>CORE3</b>	<b>IE</b>	<b>MEDIANA</b>	<b>TRIMM</b>
<b>IPC</b>	1,0000						
<b>CORE1</b>	0,9343	1,0000					
<b>CORE2</b>	0,8786	0,9108	1,0000				
<b>CORE3</b>	0,8825	0,9107	0,9930	1,0000			
<b>EI</b>	0,9413	0,9188	0,9627	0,9626	1,0000		
<b>MEDIANA</b>	0,9224	0,9256	0,9558	0,9612	0,9734	1,0000	
<b>TRIMM</b>	0,9450	0,9205	0,9402	0,9477	0,9682	0,9657	1,0000

<b>Rate anuale</b>	<b>IPC</b>	<b>CORE1</b>	<b>CORE2</b>	<b>CORE3</b>	<b>IE</b>	<b>MEDIANA</b>	<b>TRIMM</b>
<b>IPC</b>	1,0000						
<b>CORE1</b>	0,9962	1,0000					
<b>CORE2</b>	0,9870	0,9901	1,0000				
<b>CORE3</b>	0,9889	0,9910	0,9995	1,0000			
<b>EI</b>	0,9941	0,9940	0,9961	0,9971	1,0000		
<b>MEDIANA</b>	0,9948	0,9949	0,9953	0,9966	0,9986	1,0000	
<b>TRIMM</b>	0,9972	0,9950	0,9896	0,9922	0,9972	0,9978	1,0000

Cea mai mare corelație este depistată între *trimm mean* optim și inflația IPC, însă diferențele nu sunt prea mari față de celelalte măsuri ale inflației de bază. Și din analiza grafică, bazată pe evoluția ratelor anuale ale seriilor analizate (Anexa 1) se observă că inflația IPC urmărește cel mai îndeaproape măsura *trimmed mean* optim.

Pentru a se analiza însă care dintre măsurile *core* urmăresc cel mai bine trendul inflației, se va calcula același indicator ca în cazul evaluării celei mai bune măsuri *trimmed mean* în vederea stabilirii măsurii optime. Astfel, abaterea medie pătratică față de trendul inflației (filtru Hodrick-Prescott) – RMSE, va fi determinată pentru fiecare măsură a inflației de bază, valorile cele mai mici reflectând cele mai bune măsuri. Analiza s-a realizat pe rate lunare, în intervalul 2000-2006.

**Tabel 5.** Abaterea medie pătratică față de trendul inflației

	IPC	CORE1	CORE2	CORE3	IE	MEDIANA	TRIMM
RMSE	0,5780	0,5506	0,4843	0,5077	0,4046	0,4699	0,4267

Indicatorul RMSE reflectă de fapt volatilitatea diferitelor măsuri de inflație în jurul trendului inflației IPC. Toate măsurile inflației de bază considerate în această lucrare prezintă un nivel mai redus al volatilității în jurul trendului inflației decât inflația IPC însăși, însă potrivit acestui criteriu de selecție, indicele Edgeworth și *trimmed mean* optim apar a fi superioare celorlalte măsuri *core*.

Întrucât un criteriu esențial în selectarea măsurii *core* îl constituie puterea predictivă a acesteia în raport cu inflația totală, important este de văzut ce putere de predictibilitate au măsurile *core* în privința ratei inflației, iar pentru a realiza acest lucru am ales două metode econometrice: cauzalitatea Granger și rulara unor regresii care să țină cont de inflația de peste un anumit interval de timp, nivelul actual al inflației și cel al măsurii *core* analizate.

#### *Cauzalitatea Granger*

Existența unei corelații mari între două variabile nu implică neapărat ca o variabilă să cauzeze cealaltă variabilă. Cauzalitatea în sens Granger, expusă prin ipoteza că variabila X cauzează variabila Y, reflectă puterea de predictibilitate a variabilei X pentru variabila Y. Testul de cauzalitate Granger se realizează prin rulara ecuației:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_k y_{t-k} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_k x_{t-k} + \varepsilon_t$$



unde:

$k$  – numărul de *lag*-uri considerat a fi rezonabil ales pentru a stabili orizontul de timp pentru care variabila  $X$  ajută la previzionarea variabilei  $Y$ .

Se testează ipoteza ca  $\beta_1=\beta_2=\dots=\beta_k=0$ , iar prin respingerea acesteia rezultă că variabila  $X$  cauzează Granger variabila  $Y$ , adică valoarea actuală a lui  $Y$  este explicată într-o bună măsură de valorile trecute ale lui  $X$ .

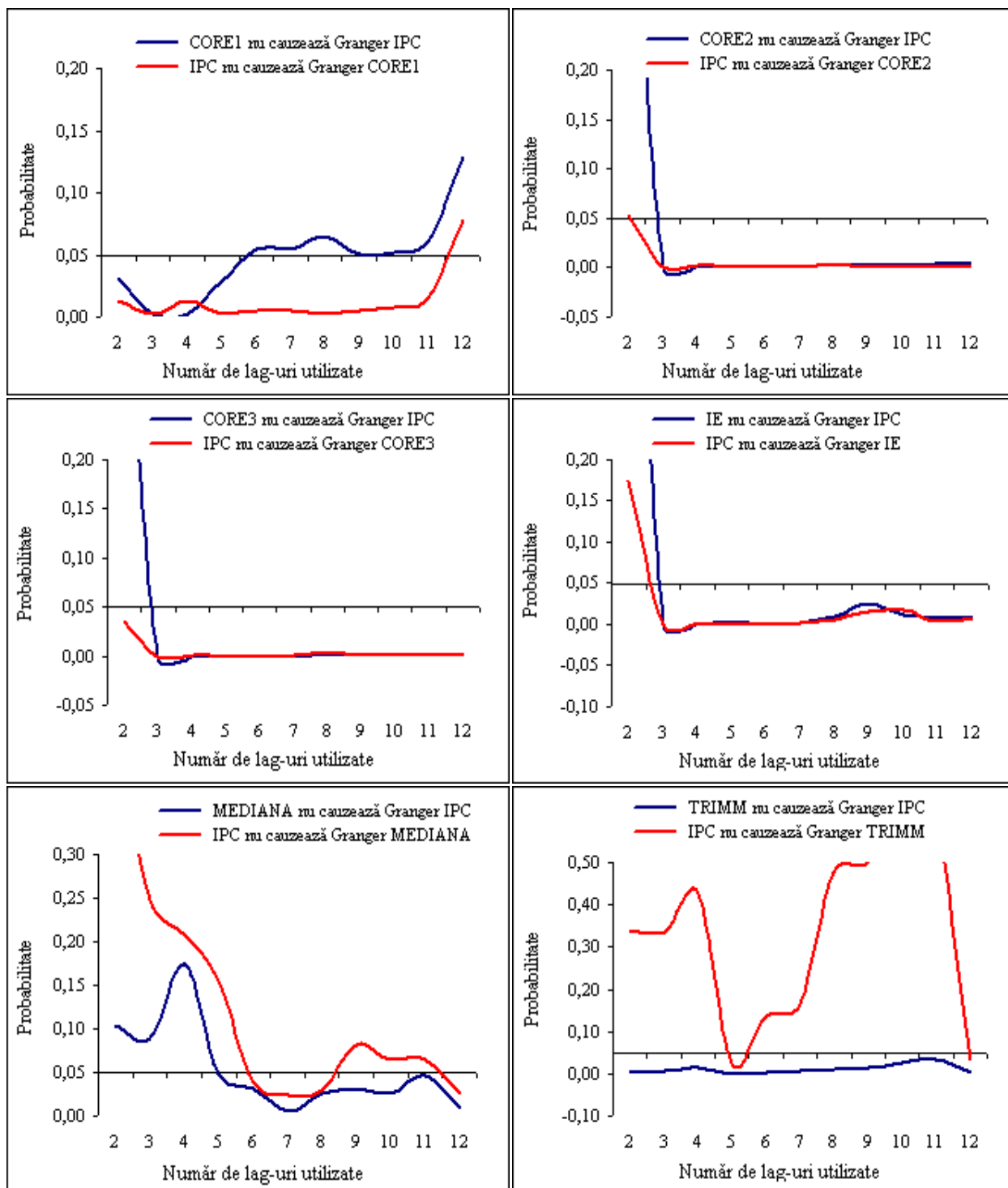
Pentru evaluarea măsurilor *core*, astfel încât să se determine care dintre acestea reprezintă un indicator *leading* pentru IPC, se va testa cauzalitatea Granger pentru fiecare în parte. O măsură eficientă a inflației de bază va fi aceea care va cauza Granger IPC, în condițiile în care reciproca nu este valabilă (IPC nu cauzează Granger respectiva măsură *core*). În ceea ce privește numărul de *lag*-uri utilizate într-un astfel de test, este general acceptat că există o sensibilitate ridicată la numărul de *lag*-uri ales și de aceea am rulat testul pentru o plajă de 2-12 *lag*-uri. Am ales maxim 12 *lag*-uri pentru că la un număr mai mare s-ar pierde prea multe grade de libertate. Perioada pentru care s-au efectuat testele a fost ianuarie 2000 – decembrie 2006, iar datele au fost exprimate în rate anuale de variație.

Graficul 4 prezintă rezultatele testelor de cauzalitate, prin probabilitățile de acceptare a ipotezelor nule (variabila  $X$  nu cauzează Granger variabila  $Y$  și variabila  $Y$  nu cauzează Granger variabila  $X$ ) pentru fiecare număr de *lag*-uri utilizate. Am considerat pragul minim de 5 la sută pentru probabilitatea de a accepta ipoteza nulă.

Pentru CORE1, rezultatele indică faptul că această măsură nu cauzează inflația totală, reciproca fiind însă valabilă. În ceea ce privește măsurile CORE2, CORE3 și indicele Edgeworth (IE) nu se poate trage o concluzie certă, cauzalitatea dintre acestea și IPC fiind depistată în ambele sensuri. Singurele măsuri ale inflației de bază care cauzează IPC, fără ca acestea să fie cauzate la rândul lor de IPC, ceea ce înseamnă că au o putere explicativă mare pentru evoluția viitoare a IPC, sunt *trimmed mean* optim și, cu mici rezerve, mediana.

Grafic 4

Testele de cauzalitate Granger dintre măsurile core și IPC



### Previzionarea evoluției ratei inflației

O altă metodă de stabilire a puterii de predictibilitate a măsurilor *core* pentru IPC o reprezintă estimarea unei regresii a diferenței dintre o rată viitoare a inflației și valoarea actuală pe diferențialul curent dintre măsura *core* și inflație (a se vedea Clark (2001), Shu și Tsang (2004)). Această metodologie se bazează pe ideea conform căreia, în condițiile în care nivelul curent al ratei inflației diferă de trend (considerat a fi redat de evoluția măsurii *core*), inflația va reveni la nivelul trendului. Deci se poate afirma că măsurile inflației de bază reprezintă atractori pentru rata IPC, ceea ce înseamnă că, pe termen lung, inflația IPC va converge către inflația *core*. De asemenea, trebuie ca inflația *core* să nu se ajusteze către inflația IPC, ceea ce presupune testarea ipotezei enunțate prin rularea unei regresii similare, dar cu variabila dependentă – diferența dintre o rată viitoare a inflației *core* și valoarea ei actuală.

Estimările se vor face pe următoarele regresii:

$$(1) \quad \pi_{t+h} - \pi_t = \alpha + \beta_1(\text{core}_t - \pi_t) + \varepsilon_t$$

$$(2) \quad \text{core}_{t+h} - \text{core}_t = \alpha + \beta_2(\text{core}_t - \pi_t) + \varepsilon_t$$

unde:

$\pi$  – rata anuală a inflației măsurată prin IPC,

*core* – măsurile inflației de bază exprimate în variații anuale,

$h$  va lua valorile de 1, 3, 12 și 24 luni astfel încât să se determine cât de mult va influența diferențialul curent dintre inflația *core* și inflația oficială evoluția în viitor a ratei inflației, pe orizonturile de o lună, trei luni, un an și doi ani.

Coeficientul  $\beta_1$  trebuie să fie pozitiv deoarece în cazul în care inflația actuală se află sub trend (măsura *core*), inflația ar trebui să crească, și invers.

Pentru ca ecuația (2) să surprindă calitatea de attractor a inflației IPC pentru măsurile *core*, valoarea coeficientului  $\beta_2$  ar trebui să fie negativă.

În cazul în care erorile  $\varepsilon$  nu au respectat condițiile din regresia standard, au fost introduși și termeni AR și/sau MA. În plus, pentru eliminarea problemei heteroskedasticității în erori (în cazul în care există), estimarea regresiilor s-a realizat prin metoda generalizată a momentelor (MGM)<sup>7</sup>, cu excepția cazurilor în care în ecuații apar termeni MA (MGM nu poate fi rulată cu o astfel de specificație), utilizându-se metoda celor mai mici pătrate cu termeni ARCH și/sau GARCH. Ar putea fi introduse în ecuație și alte variabile cu putere de

<sup>7</sup> Ca variabile instrumentale s-au utilizat: constanta și un lag al variabilei exogene.

predictibilitate pentru inflație, însă prin această formulare simplistă se are în vedere izolarea și determinarea efectului indus de dinamica inflației de bază asupra evoluției viitoare a inflației.

Estimările au fost realizate pentru perioada 2000-2006 (Anexa 3), însă s-a observat o ușoară sensibilitate a rezultatelor obținute pentru măsurile obținute prin metoda excluderii în cazul în care se modifică perioada de analiză prin eliminarea anului 2000 (Anexa 4). O posibilă explicație pentru acest fapt ar putea fi efectul pe rate anuale exercitat de evenimentele din 1999, asociat cu metoda excluderii, această ultimă afirmație putând fi susținută de faptul că celelalte măsuri ale inflației de bază nu prezintă același inconvenient.

Se observă că cea mai mare putere de predictibilitate a inflației o au măsurile obținute prin metodele superioare din punct de vedere al gradului de complexitate: *trimmed mean*, mediana și indicele Edgeworth, atât pe termen scurt (în special *trimmed mean*), cât și pe termen mediu. În ceea ce privește măsurile obținute prin metoda excluderii (CORE1, CORE2 și CORE3), chiar și în situațiile în care pe anumite termene prezintă putere de predictibilitate pentru inflația IPC, se întâmplă ca și aceasta din urmă să se comporte ca atractor pentru măsurile respective.

## 4. CONCLUZII

Cele mai multe bănci centrale utilizează în procesul decizional măsuri ale inflației *core*, prin intermediul acestora încercând să se identifice componenta permanentă a inflației, eliminate fiind fluctuațiile temporare de prețuri. Analizând acești indicatori, autoritatea monetară încearcă să prevină luarea unor decizii de politică monetară eronate, pe fondul unor șocuri temporare asupra dinamicii indicelui prețurilor de consum.

În cazul României, structura coșului de consum relevă faptul că o mare parte din inflația măsurată prin IPC este dificil de influențat prin măsuri de politică monetară, întrucât mărfurile alimentare și produsele nealimentare și serviciile cu prețuri administrate dețin o pondere relativ ridicată. Dificultatea acțiunii măsurilor de politică monetară asupra acestor prețuri derivă din faptul că, în cazul produselor alimentare, prețurile sunt de obicei influențate de șocuri de ofertă și mai puțin de cerere, care este relativ constantă în timp, iar prețurile administrate sunt stabilite de către autoritățile de reglementare în domeniu și nu prin mecanisme de piață.

Analiza realizată în această lucrare s-a bazat pe construirea anumitor măsuri ale inflației *core* și compararea acestora din punct de vedere al eficienței urmăririi trendului inflației IPC și al puterii de predictibilitate pentru aceasta. Au fost determinate șase măsuri ale inflației de bază și anume: CORE1, CORE2, CORE3, indicele Edgeworth, mediana și *trimmed mean* 19 la sută.

În funcție de gradul de complexitate al acestor măsuri de inflație *core*, ele pot fi utilizate în procesul de comunicare pe două nivele:

- (i) în discuțiile dintre economiștii din cadrul băncii centrale și decidenții de politică monetară, caz în care se pot folosi atât măsuri *core* complexe, cât și mai simple, și
- (ii) în comunicarea cu publicul larg, situație în care este recomandat ca măsurile simple să fie prezentate, asigurând astfel o transparență sporită în conduita politicii monetare (cele mai multe bănci centrale adoptă un astfel de comportament; a se vedea Anexa 5).

Dintre măsurile analizate în această lucrare, se distinge ca fiind cel mai bun performer al testelor rulate – *trimmed mean* optim (19 la sută). Astfel, se poate concluziona că acest indicator urmărește cel mai bine evoluția trecută a inflației IPC și oferă cele mai bune informații cu privire la dinamica viitoare a acesteia. Cu toate acestea, gradul ridicat de

complexitate a metodei de determinare impune anumite restricții privind utilizarea acestei măsuri în procesul de comunicare al băncii centrale.

Măsurile obținute prin metoda excluderii (în cazul României CORE1, CORE2 și CORE3) se încadrează în categoria celor mai puțin complexe, fiind pe înțelesul publicului. Cu toate că testele realizate în cadrul acestei lucrări nu indică faptul că acestea ar fi cele mai reprezentative măsuri ale inflației de bază, Banca Națională a României a decis să le utilizeze în comunicarea cu publicul, dorind să confere transparență modului în care se iau deciziile de politică monetară.

## **BIBLIOGRAFIE SELECTIVĂ**

- Bryan, M.F.**  
**și S.G. Cecchetti (1993)**                      *“Measuring core inflation”*, National Bureau of Economic Research, WP. 4303
- Bryan, M.F., S.G. Cecchetti**  
**și R.L. Wiggins II (1997)**                      *“Efficient inflation estimation”*, National Bureau of Economic Research, WP. 6183
- Clark, Todd E. (2001)**                      *“Comparing Measures of Core Inflation”*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review – second quarter 2001
- Dow, James P., Jr. (1994)**                      *“Measuring inflation using multiple price indexes”*, University of California Riverside
- Guinigundo, Diwa (2004)**                      *“An Official Core Inflation Measure for the Philippines”*, National Bank of Philippines, Bangko Sentral Review, July 2004
- Marques, C.R., P.D. Neves**  
**și L.M. Sarmiento (2000)**                      *“Evaluating Core Inflation Measures”*, Banco de Portugal, WP 3-00
- Nyman, Mats (1999)**                      *“Alternative Measures of Underlying Inflation – Methodological discussion and empirical results”*, Handelsbanken Markets, Reference Library no 18, January 1999
- Roger, Scott (1997)**                      *“A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949-96”*, Reserve Bank of New Zealand
- Shu, Chang**  
**și Andrew Tsang (2004)**                      *“Alternative Measures of Core Inflation on the Mainland”*, Hong Kong Monetary Authority
- Vega, Juan-Luis**  
**și Mark A. Wynne (2002)**                      *“A First Assessment of Some Measures of Core Inflation for the Euro Area”*, Federal Reserve Bank of Dallas, Research Department, WP 0205

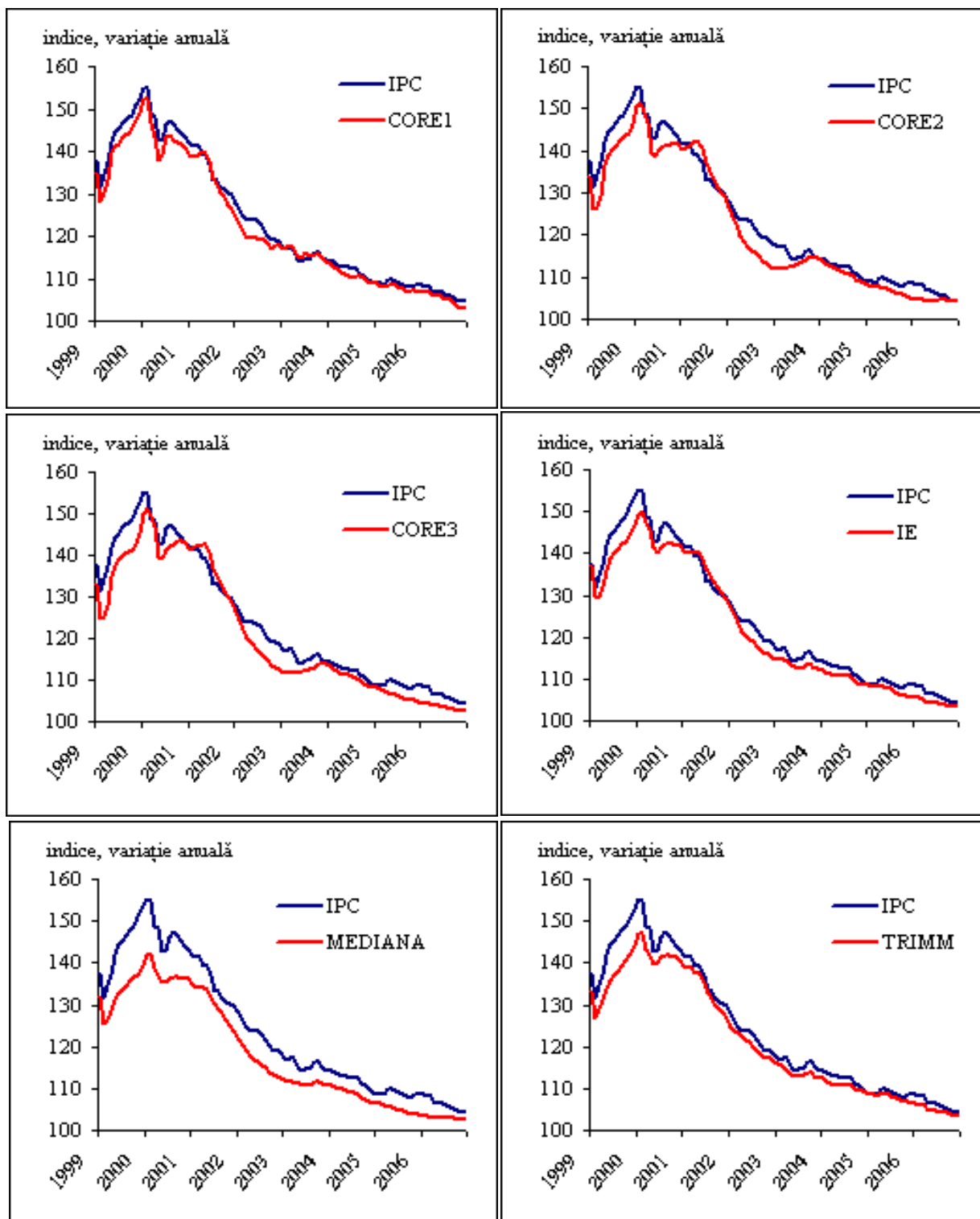




*Anexe*



**EVOLUȚIA RATEI INFLAȚIEI ȘI A MĂSURILOR CORE**



## Anexa 2

### TESTE DE STAȚIONARITATE PENTRU SERIILE DE INFLAȚIE, 2000-2006

	ADF(0)	ADF(1)	PP(0)	PP(1)	ADF(0)	ADF(1)	PP(0)	PP(1)
	H0: seria e nestaționară				H0: seria e nestaționară			
	rate lunare				rate anuale			
<b>IPC</b>	-2,19	-13,08	-3,87	-	-2,48	-6,91	-3,23	-
<b>CORE1</b>	-2,40	-7,44	-3,45	-	-1,93	-6,54	-2,26	-5,85
<b>CORE2</b>	-1,58	-6,64	-2,12	-12,83	-1,81	-5,13	-1,67	-4,92
<b>CORE3</b>	-1,35	-6,84	-2,11	-13,01	-1,61	-5,26	-1,39	-5,00
<b>IE</b>	-1,59	-12,82	-2,08	-15,65	-1,84	-5,36	-1,77	-5,36
<b>MEDIANA</b>	-1,78	-11,76	-2,14	-14,47	-1,78	-6,00	-1,96	-5,08
<b>TRIMM</b>	-1,77	-12,84	-2,66	-	-1,90	-6,07	-1,90	-6,07
Valorile critice	MacKinnon (1996)							
1%	-3,51							
5%	-2,90							
10%	-2,59							

*Notă:* Testele includ constantă. ADF(0), PP(0) – testele sunt efectuate pentru seriile în nivele. ADF(1), PP(1) – testele sunt efectuate pentru seriile în prima diferență. În cazul testelor ADF și PP, dacă valoarea obținută este mai mică în valoare absolută față de valorile critice, se acceptă ipoteza nulă (H0), altfel se respinge.

### TESTE DE STAȚIONARITATE PENTRU SERIILE DE INFLAȚIE, 2001-2006

	ADF(0)	ADF(1)	PP(0)	PP(1)	ADF(0)	PP(0)
	H0: seria e nestaționară				H0: seria e nestaționară	
	Rate lunare				Rate anuale	
<b>IPC</b>	-3,98	-	-3,75	-	-4,30	-4,55
<b>CORE1</b>	-3,60	-	-3,34	-	-2,75	-3,82
<b>CORE2</b>	-2,64	-	-2,62	-	-5,37	-2,77
<b>CORE3</b>	-2,51	-10,31	-2,33	-10,38	-6,02	-3,17
<b>IE</b>	-2,56	-9,01	-2,81	-	-3,46	-3,81
<b>MEDIANA</b>	-2,74	-	-2,85	-	-3,88	-4,68
<b>TRIMM</b>	-2,51	-9,69	-2,99	-	-6,14	-5,65
Valorile critice	MacKinnon (1996)					
1%	-3,52					
5%	-2,90					
10%	-2,59					

*Notă:* Testele includ constantă. ADF(0), PP(0) – testele sunt efectuate pentru seriile în nivele. ADF(1), PP(1) – testele sunt efectuate pentru seriile în prima diferență. În cazul testelor ADF și PP, dacă valoarea obținută este mai mică în valoare absolută față de valorile critice, se acceptă ipoteza nulă (H0), altfel se respinge.

## PUTEREA MĂSURILOR CORE DE PROGNOZARE A RATEI INFLAȚIEI IPC (ESTIMĂRI EFECTUATE PE PERIOADA 2000-2006)

	h=1			h=3			h=12			h=24		
	coeficient [prob.]	Termeni AR, MA	R <sup>2</sup> ajustat al regresiei	coeficient [prob.]	Termeni AR, MA	R <sup>2</sup> ajustat al regresiei	coeficient [prob.]	Termeni AR, MA	R <sup>2</sup> ajustat al regresiei	coeficient [prob.]	Termeni AR, MA	R <sup>2</sup> ajustat al regresiei
CORE1	$\beta_1$	0,1472 [0,2552]	--	0,1662 [0,1600]	AR(1) MA(3)	0,7604*	<b>0,4908</b> [0,0135]	AR(1)	<b>0,8569</b>	-0,2483 [0,2931]	AR(1) MA(4)	0,9697
	$\beta_2$	-0,0952 [0,1812]	MA(1)	<b>-0,2002</b> [0,0083]	AR(1) MA(1) MA(3)	<b>0,8358</b>	<b>-0,5413</b> [0,0034]	AR(1)	<b>0,8648*</b>	<b>-0,6062</b> [0,0000]	AR(1)	<b>0,9477*</b>
CORE2	$\beta_1$	-0,0442 [0,4733]	--	0,0721 [0,5816]	MA(1)	0,4659	<b>0,6302</b> [0,0002]	AR(1)	<b>0,8756</b>	<b>0,2992</b> [0,0736]	AR(1)	<b>0,9741</b>
	$\beta_2$	<b>-0,1296</b> [0,0632]	MA(1)	<b>-0,3231</b> [0,0445]	AR(1) MA(1)	<b>0,7459</b>	<b>-0,7609</b> [0,0001]	AR(1)	<b>0,9354</b>	<b>-0,6020</b> [0,0012]	AR(1)	<b>0,9741</b>
CORE3	$\beta_1$	-0,0763 [0,1832]	--	-0,1103 [0,3456]	AR(1) MA(3)	0,7821	<b>0,6009</b> [0,0006]	AR(1)	<b>0,8694</b>	0,3024 [0,1315]	AR(1)	0,9537
	$\beta_2$	-0,1624 [0,0208]	MA(1)	<b>-0,1266</b> [0,1058]	AR(1) MA(1) MA(3)	<b>0,8548</b>	<b>-0,3104</b> [0,0441]	AR(1) MA(1)	<b>0,9554</b>	<b>-0,5672</b> [0,0056]	AR(1)	<b>0,9738</b>
IE	$\beta_1$	-0,0041 [0,9723]	--	<b>1,2063</b> [0,000]	AR(1) MA(1)	<b>0,6336*</b>	<b>2,0184</b> [0,0000]	AR(1) MA(1)	<b>0,9432</b>	<b>1,4782</b> [0,0000]	AR(1) MA(1)	<b>0,9743</b>
	$\beta_2$	-0,0917 [0,2462]	MA(1)	0,1042 [0,4164]	AR(1) MA(1) MA(3) MA(4)	0,8553	0,8483 [0,0000]	AR(1) MA(1) MA(2)	0,9673	0,6504 [0,0000]	AR(1) MA(1) MA(2)	0,9900
MEDIANA	$\beta_1$	0,2018 [0,0489]	--	<b>0,9971</b> [0,0000]	AR(1) MA(1)	<b>0,7213</b>	<b>1,4626</b> [0,0000]	AR(1)	<b>0,9366</b>	<b>1,2993</b> [0,0000]	AR(1) MA(1)	<b>0,9834</b>
	$\beta_2$	0,0941 [0,1116]	AR(1)	0,2577 [0,0068]	AR(1) MA(1)	0,7529	0,1505 [0,3755]	AR(1)	0,9362	0,2033 [0,0211]	AR(1) MA(1)	0,9862
TRIMM	$\beta_1$	<b>0,3748</b> [0,0307]	--	<b>1,3871</b> [0,0000]	AR(1)	<b>0,6847</b>	<b>1,5663</b> [0,0000]	AR(1)	<b>0,9301</b>	<b>1,3465</b> [0,0000]	AR(1) MA(1)	<b>0,9800</b>
	$\beta_2$	0,1491 [0,2324]	--	0,2740 [0,0223]	AR(1) MA(1)	0,7399	0,3450 [0,0206]	AR(1) MA(1)	0,9365	0,2661 [0,0131]	AR(1) MA(1)	0,9802

\*) Au fost introduși și termeni Arch și Garch pentru eliminarea heteroskedasticității erorilor (pusă în evidență de corelograma pătrateilor erorilor).

Notă: Rezultatele în format bold arată coeficienții semnificativ diferiți de zero (cu o probabilitate de circa 5%) care respectă condițiile de semn cerute de ecuațiile (1) și (2):  $\beta_1 > 0$  și  $\beta_2 < 0$ .

**PUTEREA MĂSURILOR CORE DE PROGNOZARE A RATEI INFLAȚIEI IPC (ESTIMĂRI REALIZATE PE PERIOADA 2001-2006)**

	$h=1$			$h=3$			$h=12$			$h=24$			
	coeficient [prob.]	Termeni AR, MA	R <sup>2</sup> ajustat al regresiei	coeficient [prob.]	Termeni AR, MA	R <sup>2</sup> ajustat al regresiei	coeficient [prob.]	Termeni AR, MA	R <sup>2</sup> ajustat al regresiei	coeficient [prob.]	Termeni AR, MA	R <sup>2</sup> ajustat al regresiei	
	<b>CORE1</b>	$\beta_1$	0,0903 [0,3812]	--	0,0047	0,1267 [0,3364]	AR(1) MA(3)	0,8061*	0,7293 [0,0006]	AR(1)	0,9293*	0,8290 [0,0000]	AR(1)
	$\beta_2$	-0,0626 [0,5038]	MA(1)	0,1657	-0,2788 [0,0031]	AR(1) MA(1) MA(3)	0,8489	-0,5148 [0,0059]	AR(1)	0,9511*	-0,4733 [0,0008]	AR(1)	0,9587*
<b>CORE2</b>	$\beta_1$	-0,0341 [0,6072]	--	-0,0052	0,1687 [0,0564]	AR(1) MA(3)	0,8201	0,8529 [0,0000]	AR(1) MA(1)	0,9518	0,4630 [0,0165]	AR(1)	0,9686
	$\beta_2$	-0,1185 [0,0457]	MA(1) MA(2)	0,4924	-0,3231 [0,0445]	AR(1) MA(1)	0,7459	-0,4138 [0,0018]	AR(1) MA(1) MA(2)	0,9857	-0,1621 [0,1100]	AR(1) MA(1)	0,9927
<b>CORE3</b>	$\beta_1$	-0,0559 [0,386]	--	0,0111	0,1752 [0,0579]	AR(1) MA(3)	0,8200	0,9506 [0,0000]	AR(1) MA(1)	0,9538	0,5388 [0,0082]	AR(1)	0,9692
	$\beta_2$	-0,1183 [0,0332]	MA(1) MA(2)	0,5457	-0,1393 [0,0002]	AR(1) MA(1) MA(3)	0,9340	-0,2360 [0,0487]	AR(1) MA(1) MA(2)	0,9877	-0,2118 [0,0433]	AR(1) MA(1)	0,9935
<b>IE</b>	$\beta_1$	-0,0998 [0,2811]	--	0,0165	0,8925 [0,0003]	AR(1) MA(1)	0,6984	1,5957 [0,0000]	AR(1) MA(1)	0,9618	0,5894 [0,0066]	AR(1)	0,9684*
	$\beta_2$	-0,1245 [0,1056]	MA(1) MA(3)	0,3995	-0,1818 [0,1169]	AR(1) MA(1) MA(3)	0,8994	0,3396 [0,0749]	AR(1) MA(1)	0,9784	0,2866 [0,1057]	AR(1) MA(1)	0,9907
<b>MEDIANA</b>	$\beta_1$	0,2411 [0,0002]	--	0,1576	0,8431 [0,0000]	AR(1) MA(1)	0,7575	1,2561 [0,0000]	AR(1) MA(1)	0,9643	1,3208 [0,0000]	AR(1) MA(1)	0,9845
	$\beta_2$	0,0751 [0,6634]	AR(1)	0,429409	-0,0331 [0,5087]	AR(1) MA(1) MA(2) MA(3)	0,9335	0,0547 [0,5774]	AR(1) MA(1) MA(2)	0,9846	0,0828 [0,4372]	AR(1) MA(1)	0,9924
<b>TRIMM</b>	$\beta_1$	0,6855 [0,0001]	MA(1)	0,2441	1,0541 [0,0000]	AR(1)	0,7252	1,3890 [0,0000]	AR(1)	0,9614	0,9284 [0,0001]	AR(1) MA(5)	0,9785
	$\beta_2$	0,0355 [0,7093]	AR(1) MA(1)	0,2729	-0,0802 [0,3509]	AR(1) MA(3)	0,8877	0,0232 [0,8730]	AR(1)	0,9699	0,0113 [0,9410]	AR(1) MA(1)	0,9854

\*) Au fost introduși și termeni Archși Garch pentru eliminarea heteroskedasticității erorilor (pusă în evidență de corelograma pătratelor erorilor).

Notă: Rezultatele în format bold arată coeficienții semnificativ diferiți de zero (cu o probabilitate de circa 5%) care respectă condițiile de semn cerute de ecuațiile (1) și (2):  $\beta_1 \geq 0$  și  $\beta_2 < 0$ .

## METODE DE DETERMINARE A INFLAȚIEI DE BAZĂ ÎN UNELE ȚĂRI

### Zona euro

Pentru această regiune, nu este definită în mod oficial o măsură *core*, Eurostat calculând o serie de măsuri ale inflației excluzând anumite componente din coșul indicelui armonizat al prețurilor de consum (IAPC). Fără a-și exprima un angajament explicit, Banca Centrală Europeană preferă să analizeze una dintre măsurile calculate de Eurostat și anume: IAPC exclusiv prețurile volatile asociate energiei și produselor alimentare neprelucrate (această măsură având o pondere de circa 83 la sută în total IAPC). Pe de altă parte, măsura preferată de Eurostat este cea a IAPC exclusiv prețurile la energie, alimente, alcool și tutun.

### Republica Cehă

Banca Națională a Cehiei utilizează conceptul de inflație netă, aceasta fiind calculată prin eliminarea din IPC a prețurilor administrate și a impactului modificărilor impozitelor indirecte asupra celorlalte categorii de prețuri (reprezentând astfel circa 80 la sută din coșul de consum).

În plus, banca centrală calculează și publică și inflația ajustată (cu o pondere de circa 53 la sută din IPC), determinată prin excluderea din inflația netă a prețurilor alimentelor, băuturilor și tutunului.

### Polonia

Banca Națională a Poloniei calculează și publică cinci măsuri ale inflației de bază și anume:

- IPC exclusiv prețuri administrate;
- IPC exclusiv prețurile cu volatilitate ridicată;
- IPC exclusiv prețuri volatile și prețul combustibilului;
- Inflația netă (IPC exclusiv prețurile alimentelor și combustibililor);
- *Trimmed mean* 30 la sută (definit ca fiind acel indice obținut prin eliminarea a câte 15 la sută din fiecare capăt al distribuției de prețuri).

### Ungaria

Oficiul Central de Statistică (OCE) din Ungaria calculează două măsuri ale inflației de bază și anume:

- Inflația *core*, care reprezintă IPC exclusiv alimente neprelucrate, alte componente sezoniere, electricitate, gaz natural, alți combustibili, produse farmaceutice (subvenționate), bunuri și servicii cu prețuri administrate și chiriile imputate proprietarilor de case (având astfel o pondere de circa 65 la sută din IPC);
- IPC exclusiv impactul modificărilor impozitelor indirecte.

Banca Națională a Ungariei utilizează prima dintre cele două măsuri ale inflației publicate de OCE și calculează în plus:

- Inflația *core* ajustată cu impactul taxelor indirecte;
- Indice de tip Edgeworth, recalculând ponderile din coș utilizând varianțele calculate pe perioada ultimelor 24-36 de luni;
- *Trimmed mean* 40 la sută (obținut prin eliminarea a câte 20 la sută din capetele distribuției de prețuri).

## **Australia**

Măsurile inflației de bază calculate de Banca Centrală a Australiei sunt următoarele:

- IPC exclusiv prețurile volatile (asociate fructelor, legumelor și combustibilului auto);
- Mediana;
- *Trimmed mean* 30 la sută (definit ca fiind acel indice obținut prin eliminarea a câte 15 la sută din fiecare capăt al distribuției de prețuri).

## **Canada**

Măsura oficială a inflației de bază este obținută prin excluderea din indicele prețurilor de consum a opt dintre componentele cu cele mai volatile prețuri (fructe, legume, benzină, alți carburanți, gaz natural, dobânzi asociate creditelor ipotecare, transport interurban și produse din tutun, care împreună reprezintă circa 16 la sută din coșul IPC), precum și a efectelor modificării taxelor indirecte asupra celorlalte componente ramase în coșul de consum.

Banca Națională a Canadei utilizează de altfel și alte două măsuri ca alternative la trendul inflației în analizele pe care le realizează și anume:

- (i) IPC exclusiv alimentele, energia și efectele modificărilor impozitelor indirecte, și
- (ii) Indicele obținut prin asocierea fiecărei componente din IPC a unei ponderi invers proporționale cu volatilitatea asociată, astfel încât celor mai volatile componente li se diminuează impactul asupra IPC total (indice de tip Edgeworth).

## **Statele Unite ale Americii**

Pentru a calcula inflația *core* se elimină din IPC prețurile tuturor alimentelor și tarifele pentru energie; aceasta reprezintă circa 77 la sută din totalul coșului de consum.