



BANCA  
NAȚIONALĂ  
A ROMÂNIEI

# Caiete de studii Nr. 39

---

Anca Stoian ▪ Bogdan Murarașu

---

Analiza transmisiei modificărilor  
cursului de schimb nominal  
în variația diferiților indici de preț  
din România

CAIETE DE STUDII  
Nr. 39

Septembrie 2015

## **NOTĂ**

*Opiniile prezentate în această lucrare aparțin în întregime autorilor și nu implică sau angajează în vreun fel Banca Națională a României.*

*Toate drepturile rezervate. Reproducerea informațiilor în scopuri educative și necomerciale este permisă numai cu indicarea sursei.*

ISSN 1584-0883 (versiune online)

ISSN 1584-0883 (versiune e-Pub)

# Analiza transmisiei modificărilor cursului de schimb nominal în variația diferiților indici de preț din România

**Anca Stoian**

**Bogdan Murarușu**



# Cuprins

Rezumat	7
1. Introducere	9
2. Stadiul actual al cunoașterii	11
3. Considerente general acceptate	13
4. Metodologia aplicată și descrierea datelor	23
5. Descrierea rezultatelor	28
6. Concluzii	44
Bibliografie	46
Anexe	49



## Rezumat

Acest studiu investighează diferite aspecte empirice cu privire la transmisia modificărilor cursului de schimb nominal (*Exchange Rate Pass-Through*, ERPT) în variația diferiților indici de preț din economia românească. Pentru a cuantifica magnitudinea ERPT, a identifica posibile asimetrii și a caracteriza dinamica acestui fenomen, studiul abordează o gamă largă de metodologii econometrice, incluzând regresia cu coeficienți variabili în timp, modelul de Corecție a Erorilor (ECM) și Vectori Autoregresivi (VAR). Robustețea rezultatelor în cazul ultimei abordări enumerate a fost verificată prin estimarea modelelor VAR pentru mai multe subșantioane, utilizând ferestre mobile, și prin folosirea unor vectori autoregresivi cu variabile de tip prag pentru a identifica posibile efecte asimetrice asupra magnitudinii coeficientului ERPT ale episoadelor de apreciere față de cele de depreciere ale monedei naționale, ale modificărilor mari față de cele reduse ale cursului de schimb și ale ratei inflației. Principalele rezultate obținute indică o transmisie aproape completă pe termen lung și una incompletă pe termen scurt a modificărilor cursului de schimb nominal în variația prețurilor de import; coeficienți de transmisie subunitari sunt identificați și în cazul prețurilor producției industriale și al celor de consum atât pe termen lung, cât și pe termen scurt. Lucrarea evidențiază existența unor asimetrii semnificative atât din punct de vedere statistic, cât și economic ale procesului de transmisie analizat, în funcție de semnul și magnitudinea modificărilor cursului de schimb nominal, de rata inflației, precum și în cazul unor perioade specifice de timp. O concluzie importantă care reiese din acest studiu este că, de-a lungul timpului, magnitudinea transmisiei modificărilor cursului de schimb nominal în variația diferiților indici de preț din România s-a redus.

**Cuvinte-cheie:** transmisia modificărilor cursului de schimb nominal în prețuri, asimetrii, indici de preț

**Coduri de clasificare JEL:** C22, C51, E31, E52, F14, F31





# 1. Introducere

Cuantificarea magnitudinii transmisiei modificărilor cursului de schimb nominal (*Exchange Rate Pass-Through, ERPT*) în variația diferiților indici de preț, a vitezei și a potențialelor asimetrii ale acestui fenomen reprezintă aspecte extrem de importante în elaborarea de politici economice potrivite pentru o economie mică și deschisă, cu un regim flexibil al cursului de schimb, cum este și cazul României. Transmisia modificărilor cursului de schimb nominal în variația diferiților indici de preț poate fi definită ca variația procentuală a nivelului prețurilor interne cauzată de o modificare cu un punct procentual a cursului de schimb nominal. Simplificat, transmisia acestei influențe poate fi explicată de gradul în care prețurile de import exprimate în monedă locală reacționează la fluctuațiile cursului de schimb. În plus, răspunsul prețurilor de import va avea un efect direct asupra prețurilor interne, proporțional cu ponderea bunurilor și serviciilor importate în coșul indicelui analizat, care poate fi semnificativă în cazul economiilor mici și deschise. Mai mult, modificările prețurilor de import vor conduce la variații ale prețurilor bunurilor produse intern, prin impactul acestora asupra costurilor de producție. În cazul economiilor mici și deschise, acest canal poate fi îndeosebi important deoarece mărfurile importate sunt utilizate în mod extensiv ca bunuri intermediare. Un alt mecanism care ar putea fi implicat în transmisia modificărilor cursului de schimb asupra ratei interne a inflației, afectând chiar și bunuri care nu sunt direct sensibile la variațiile ratei de schimb, este reprezentat de efectele de runda a doua prin intermediul anticipațiilor inflaționiste ale agenților economici.

Un răspuns al prețurilor de import de aceeași magnitudine ca și variația procentuală a cursului de schimb nominal corespunde unei transmisii integrale sau complete, în timp ce un răspuns de o magnitudine mai redusă comparativ cu șocul inițial reprezintă o transmisie incompletă sau parțială. Amploarea și viteza cu care se realizează această transmisie depind de diferiți factori determinanți, cum ar fi așteptările agenților economici cu privire la evoluția cursului de schimb, costurile de meniu sau condițiile în care se află cererea internă.

În timp ce în cazul economiilor avansate există numeroase studii de specialitate care analizează aspectele menționate, în cel al economiilor emergente din Europa Centrală și de Est (ECE) există un număr semnificativ mai redus de astfel de analize. Înțelegerea legăturilor dintre cursul de schimb nominal și rata inflației în aceste economii este importantă pentru o evaluare cât mai exactă a măsurii în care convergența inflației către cea din zona euro este una sustenabilă odată ce, în cadrul procesului de integrare în structurile europene, rata de conversie a monedei naționale în euro este fixată permanent. O modificare a cursului de schimb nominal poate fi temporară, atunci când este determinată de factori conjuncturali, sau poate fi structurală, atunci când este rezultatul tendinței de apreciere reală implicate de procesul de convergență reală. Aceasta din urmă poate exercita un efect inhibitor asupra ratei inflației, care va dispărea odată cu integrarea completă în zona euro a acestor economii. De asemenea, cunoașterea magnitudinii și a evoluției în timp ale transmisiei modificărilor cursului de schimb nominal în variația diferiților indici de preț este utilă în procesul de prognoză a inflației și, mai departe, în elaborarea politicii monetare, în special în cazul unui regim de țintire a inflației.

Majoritatea studiilor empirice evidențiază existența unei transmisii incomplete a modificărilor cursului de schimb nominal în variația prețurilor de import, cel puțin pe termen scurt. Explicațiile posibile includ o gamă largă de factori microeconomici și macroeconomici. O primă justificare se referă la fenomenul de stabilire a prețurilor de către exportatori străini în mod diferențiat, funcție de piețele cărora se adresează (*Pricing-to-Market*, PTM); astfel, aceștia pot accepta profituri mai mici atunci când moneda țării importatoare se depreciază, în scopul de a-și menține cotele de piață. Alte posibile explicații se referă la existența unor asimetrii ale ERPT; de exemplu, deprecierea cursului de schimb ar putea avea un impact mai semnificativ asupra prețurilor decât o apreciere, în principal datorită faptului că agenții economici sunt reticenți în a reduce prețurile, comportament care face ca prețurile să fie caracterizate de o anumită rigiditate la scădere. Mai mult decât atât, prețurile sunt în general considerate a fi rigide atât în cazul aprecierilor, cât și al depreciilor cursului de schimb, în sensul că agenții economici întârzie ajustarea prețurilor atât timp cât este necesar pentru a evalua dacă modificarea nivelului cursului de schimb este una permanentă sau nu. Obstfeld și Rogoff (1999) susțin că ipoteza absenței oportunităților de arbitraj privind libera circulație a bunurilor și serviciilor nu se respectă la nivelul prețurilor de consum din cauza costurilor de transport, explicând astfel ajustarea lentă a prețurilor la fluctuațiile cursului de schimb. Implicația acestui argument este că gradul de transmisie a modificărilor cursului de schimb nominal în variația prețurilor se diminuează de-a lungul lanțului de distribuție a produselor. Existența unor fricțiuni pe piața bunurilor și serviciilor face ca atât magnitudinea, cât și viteza ERPT să scadă de-a lungul lanțului de distribuție, prețurile de import fiind cele mai sensibile la fluctuațiile cursului de schimb, urmate de prețurile de producție și cele de consum. Pe piețele bunurilor de import unde un număr mare de firme străine formează un mediu caracterizat de competiție monopolistică, complementaritatea strategică între agenții care fixează prețurile induce un ERPT incomplet: cererea pentru bunurile oferite de aceste firme determină o strategie de stabilire a prețurilor care ia în calcul nu doar marja comercială care se stabilește peste costul marginal al firmei, dar și prețul mediu practicat în respectivul sector de activitate. Atât în țările industrializate, cât și în cele din Europa Centrală și de Est există un număr semnificativ de agenți economici care se acoperă împotriva riscului de variație a cursului de schimb nominal, ceea ce determină ca aprecierea/ deprecierea cursului de schimb să nu influențeze prețurile pe care aceștia le stabilesc.

Acest studiu urmărește două mari obiective. În primul rând, să ofere evaluări cantitative ale magnitudinii transmisiei modificărilor cursului de schimb nominal în variația diferiților indici de preț din economia românească, în contextul existenței unui număr relativ limitat de studii empirice pe această temă. În al doilea rând, să realizeze o analiză detaliată a acestui fenomen, evidențiind modificările survenite în timp, precum și existența unor posibile asimetrii. Aceste caracteristici ale ERPT au implicații importante de politică economică, iar analiza acestora poate oferi o mai bună înțelegere a naturii și cauzelor inflației. Pentru atingerea acestor obiective sunt utilizate diferite tehnici econometrice, de la abordarea bazată pe ecuații de regresie cu coeficienți variabili în timp, modele de cointegrare și până la modele VAR cu diferite tipuri de praguri.

Studiul este structurat după cum urmează. Secțiunea 2 trece în revistă unele analize anterioare privind ERPT, concentrându-se asupra țărilor ECE și a asimetriilor întâlnite în cazul acestui fenomen. Secțiunea 3 completează analiza empirică cu o scurtă

prezentare a unor factori care pot afecta legătura dintre evoluția cursului de schimb și cea a inflației în România. Secțiunea 4 descrie datele și metodologia utilizate în cadrul analizei empirice, iar secțiunea 5 prezintă principalele rezultate identificate. Secțiunea 6 cuprinde concluziile studiului.

## 2. Stadiul actual al cunoașterii

În cadrul acestei secțiuni sunt prezentate o serie de informații de natură teoretică cu privire la caracteristicile transmisiei modificărilor cursului de schimb în variația diferiților indici de preț, o atenție deosebită fiind acordată studiilor efectuate pe cazul țărilor ECE.

McCarthy (2000) este primul autor care analizează mecanismul de stabilire a prețurilor de-a lungul unui lanț de distribuție prin estimarea unui Model Vectorial Autoregresiv (VAR), care permite cuantificarea gradului de transmisie a modificărilor cursului de schimb în prețurile de import, de producție și de consum. Utilizând serii de date pentru 9 țări industrializate, autorul obține, în general, un impact redus ca magnitudine al cursului de schimb asupra prețurilor de consum, dar susține că magnitudinea impactului depinde de ponderea importurilor în coșul de consum în cazul fiecărei țări analizate. În plus, el testează efectele volatilității cursului de schimb și ale ritmului de creștere economică asupra magnitudinii coeficientului de transmisie, evidențiind o serie de surse ale unor asimetrii ale ERPT. Goldfajn și Werlang (2000) găsesc dovezi similare ale unui ERPT incomplet și care se reduce în timp în cazul țărilor emergente. Bitans (2004), Frankel, Parsley și Wei (2005) sau Korhonen și Wachtel (2005) identifică un ERPT incomplet în cazul prețurilor de consum pentru diferite state membre ale Uniunii Europene (UE) din centrul și estul Europei, inclusiv România, cu magnitudini care variază de la o țară la alta. În plus, în cazul României, Gueorguiev (2003) a constatat că magnitudinea ERPT pentru prețurile de producție este mai ridicată decât în cazul prețurilor de consum, în timp ce Cozmâncă și Manea (2010b) arată că gradul de transmisie a modificărilor cursului de schimb în prețurile de producție și de consum a scăzut în ultimii ani incluși în eșantionul analizat. Xu (2015) folosește modele VAR pe serii de date cu frecvență lunară și sugerează că magnitudinea ERPT este mai ridicată în cazul prețurilor de producție comparativ cu IPC, dar ambele au cunoscut o reducere semnificativă de la momentul adoptării strategiei de țintire directă a inflației. Edwards (2006) ajunge la o concluzie similară, conform căreia țările care au adoptat această strategie au cunoscut un declin al mărimii ERPT. O posibilă explicație este oferită de Mishkin și Schmidt-Hebbel (2007), care sugerează că ERPT este atenuat prin adoptarea strategiei de țintire directă a inflației datorită îmbunătățirii credibilității politicii monetare și, prin urmare, prin ancorarea anticipațiilor inflaționiste. Korhonen și Wachtel (2005) sugerează că magnitudinea ERPT tinde să fie mai ridicată pentru economiile în curs de dezvoltare, dar aflate la începutul acestui proces. Bitans (2004) arată că scăderea magnitudinii ERPT este legată de existența unui mediu dezinflaționist, deși dimensiunea ERPT în țările ECE rămâne, în medie, mai mare comparativ cu economiile dezvoltate. Ca'Zorzi *et al.* (2007) confirmă relația pozitivă dintre mărimea ERPT și rata inflației pentru un grup mai mare de economii emergente.

O parte semnificativă a literaturii empirice se concentrează pe neliniaritatea și asimetriile ERPT. Taylor (2000) găsește evidențe empirice pentru legătura dintre mărimea ratei inflației și magnitudinea ERPT, susținând că transmisia modificărilor cursului de schimb în variația diferiților indici de preț a scăzut în mai multe țări datorită menținerii inflației la valori reduse. Autorul susține că într-un mediu caracterizat de o inflație ridicată firmele aleg să își actualizeze prețurile mai des, ca răspuns la creșterile mai persistente ale costurilor, în timp ce într-un mediu caracterizat de o inflație scăzută puterea de stabilire a prețurilor de către firme este mai redusă. Choudhri și Hakura (2006) sugerează că ERPT a scăzut în multe țări mai ales după adoptarea unui regim de țintire a inflației. Aceste evidențe implică faptul că implementarea cu succes a politicilor care vizează țintirea ratei inflației va conduce la reducerea dimensiunii ERPT. În schimb, Campa și Goldberg (2005) susțin că principalul motiv al scăderii magnitudinii ERPT este legat de schimbările din compoziția importurilor. Mahdavi (2002), Pollard și Coughlin (2004), Bussiere (2007) et al. identifică diferite surse ale unor neliniarități asociate cu un răspuns asimetric al prețurilor la aprecierea comparativ cu deprecierea monedelor naționale față de valutele principalilor parteneri comerciali sau cu fluctuații ale cursului de schimb reduse ca mărime comparativ cu unele de amploare. Acești autori ajung la concluzia că, atunci când șocul asupra cursului de schimb este considerabil sau moneda națională se depreciază, transmisia modificărilor cursului de schimb în variația diferiților indici de preț este mai rapidă. În plus, ei găsesc evidențe ale dominanței efectului de mărime comparativ cu cel de semn.

În general, magnitudinea ERPT este de așteptat să fie mai mare în economiile mai deschise din punct de vedere comercial, având în vedere că importurile dețin o pondere mai mare în coșul de consum în cazul acestor economii, fiind, totodată, mai intens utilizate ca produse intermediare în procesul de producție. Cu toate acestea, în literatura de specialitate există rezultate empirice care indică faptul că mărimea ERPT pentru unele economii mici și deschise nu este semnificativ mai mare decât în cazul economiilor relativ mai închise. În legătură cu dimensiunea și asimetriile ERPT pentru țările ECE, inclusiv România, există puține studii. Folosind un model VAR pentru intervalul de timp cuprins între anii 1997 și 2002, Gueorguiev (2003) estimează o mărime a ERPT în cazul României de până la 40 la sută, cea mai mare parte a impactului având loc într-un interval de până la un an. Bitans (2004) utilizează un model VAR recursiv aplicat pentru un set de 13 țări din ECE, inclusiv România, pentru a estima amploarea ERPT într-un cadru unitar care să asigure comparabilitatea rezultatelor între țări și diferite perioade de timp. Autorul determină că în România magnitudinea ERPT în perioada 1998-2003 s-a redus la mai mult de jumătate comparativ cu intervalul 1993-1997, ajungând la valoarea de 32 la sută în cazul prețurilor de producție și la 24 la sută în cel al prețurilor de consum. Aceste valori sunt situate sub media estimată pentru țările ECE incluse în analiză. Beirne și Bijsterbosch (2011) realizează estimări ale magnitudinii ERPT în cazul prețurilor de consum pentru nouă țări ECE membre ale UE, utilizând modele de tip VAR cu variabile cointegrate și modele de tip Vector de Corecție a Erorilor (*Vector Error Correction Model*, VECM), iar rezultatele pentru economia românească indică valori care variază între 13,5 la sută pe termen scurt și 43,6 la sută pe termen mediu. Cozmâncă și Manea (2010a) găsesc, pe baza unui set de modele de tip VAR, o transmisie a modificărilor cursului de schimb aproape completă în cazul prețurilor de import și incompletă în cel al

prețurilor de producție și de consum, precum și evidențele unor asimetrii cu privire la semnul și mărimea fluctuațiilor cursului de schimb. În ceea ce privește asimetriile de semn, autorii găsesc o dimensiune a ERPT mai mare în cazul prețurilor de import în timpul episoadelor de depreciere comparativ cu cele de apreciere ale monedei naționale, și rezultate în sens contrar în cazul prețurilor de producție și de consum, în timp ce în cazul neliniarităților legate de dimensiunea modificării cursului de schimb se evidențiază existența unei magnitudini a ERPT mai mari în cazul prețurilor de import atunci când modificările cursului de schimb sunt mici și, doar gradual, în cazul prețurilor de producție și de consum, atunci când modificările sunt relativ mai ridicate. Estimările lui Xu (2015) pentru economia României, bazate pe perioada de după adoptarea regimului de țintire directă a inflației, indică un coeficient de transmisie a modificărilor cursului de schimb nominal în prețurile de producție de aproximativ 19 la sută după o perioadă de un an și unul de circa 7 la sută în cazul prețurilor de consum la același orizont de timp.

Metodologia folosită pe scară largă în literatura de specialitate pentru analiza ERPT include abordări de la regresia simplă la diferite tipuri de modele VAR și VECM. Campa, Goldberg și Gonzalez-Minguez (2005) cuantifică magnitudinea ERPT în variația prețurilor de import stabilite în diferite ramuri industriale din zona euro utilizând ecuații estimate prin metoda celor mai mici pătrate (*Ordinary Least Square, OLS*). Abordarea bazată pe regresia simplă are avantajul că aceasta utilizează modele de echilibru parțial, cu fundamente microeconomice, fiind foarte potrivită pentru serii relativ scurte de date, dar are dezavantajul că nu ia în considerare endogenitatea cursului de schimb. Modelele VAR rezolvă această problemă, dar nu țin cont de relația pe termen lung dintre variabile, cum se întâmplă în cazul modelelor VEC. Literatura de specialitate propune o gamă largă de metodologii în vederea testării existenței asimetriilor. De exemplu, Pollard și Coughlin (2004) și Bussiere (2007) folosesc variabile binare pentru modificări ale cursului de schimb mai mari sau mai mici față de un anumit prag, într-o abordare bazată pe ecuații univariate. Modelele VAR cu variabile de tip prag (*Threshold VAR, TVAR*) sunt utilizate, printre alții, de Arbatli (2003) și de Cozmâncă și Manea (2010a) pe cazul economiei Turciei și, respectiv, al României, în scopul identificării unor eventuale asimetrii ale ERPT. Această clasă de modele utilizează extensiv testele propuse de Hansen (2000) în vederea depistării neliniarităților și fac apel la funcțiile de răspuns la impuls neliniare dezvoltate de Koop, Pesaran și Potter (1996).

### 3. Considerente general acceptate

Există o multitudine de factori evidențiați în literatura de specialitate care explică mărimea coeficientului ERPT în rândul economiilor (avansate față de cele în dezvoltare, primele fiind caracterizate de obicei ca având un *pass-through* mai scăzut decât cele din a doua categorie) și de-a lungul timpului. O atenție specială se va acorda evoluției în timp a acestor factori în România pentru a construi un cadru economic intuitiv pentru constatările analizei și pentru a avea o verificare calitativă a rezultatelor empirice. În acest scop, au fost folosiți o serie de indicatori specifici,

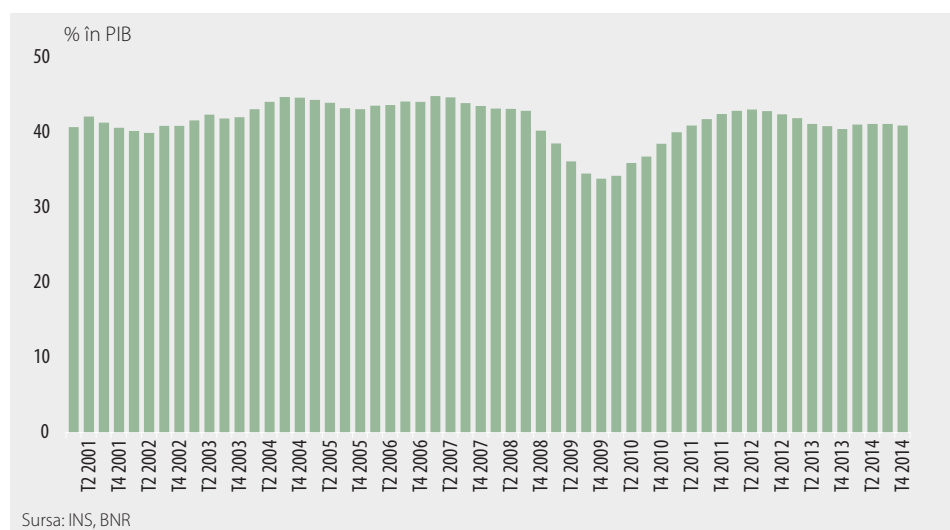
care includ: deschiderea economiei – calculată ca pondere a importurilor de bunuri și servicii în PIB -, structura importurilor conform Clasificării Standard de Comerț Internațional (CSCI), anticipările privind inflația din sondajul lunar realizat de BNR în rândul analiștilor din sistemul bancar, cursul de schimb real efectiv etc.

### a. Gradul de deschidere a economiei

Cu cât o economie este mai deschisă în ceea ce privește tranzacțiile comerciale, cu atât transmisia cursului de schimb în prețuri este de așteptat să fie mai mare. Acest lucru este adevărat pentru diverși indici de preț, din moment ce o pondere mai mare a importurilor în PIB poate însemna un conținut mai ridicat de importuri pentru bunurile intermediare sau pentru coșul de consum.

Graficul 1 prezintă importurile de bunuri și servicii ale României exprimate ca pondere în PIB, medie mobilă pe patru trimestre. Se observă valorile scăzute ale acestui indicator începând cu 2008 până în 2011 față de media perioadei analizate, acest interval surprinzând efectele negative ale crizei financiare globale asupra economiei românești.

**Grafic 1.** Importurile de bunuri și servicii



### b. Structura importurilor

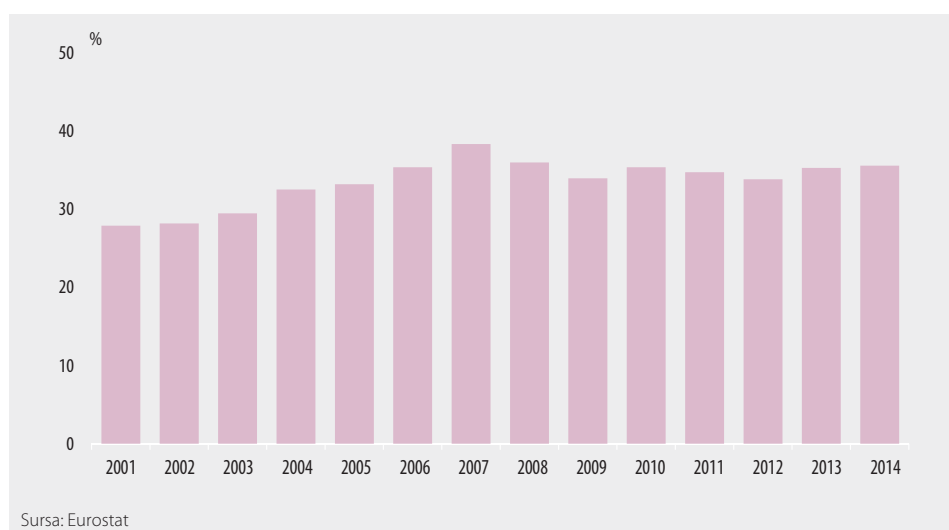
Cu cât ponderea bunurilor cu valoare adăugată ridicată în importurile totale ale unei țări este mai mare, cu atât transmisia modificărilor cursului de schimb este mai mică *ceteris paribus*. Campa și Goldberg (2005) susțin că bunurile omogene (de exemplu, mărfuri și materii prime) sunt mai sensibile la modificările cursului de schimb decât bunurile eterogene (cum ar fi produsele manufacturate). Cele din urmă au prețuri mai rigide decât cele din prima categorie, adică răspund mai puțin la șocuri, inclusiv la șocurile cursului de schimb. Întrucât elasticitățile de transmisie aferente prețurilor diverselor categorii de produse sunt diferite, însă considerate stabile în timp,

o schimbare în compoziția importurilor poate conduce la modificarea magnitudinii transmisiei modificărilor cursului de schimb la nivel agregat.

Diferențierea produselor creează un avantaj competitiv pentru vânzător și implică o cerere mai inelastică pentru aceste bunuri. În cazul unei depreciere, importatorul fie își poate folosi marja de profit mai ridicată pentru a amortiza efectul acestui șoc, lăsând prețurile nealterate, fie poate crește prețurile fără să-și afecteze prea mult volumul vânzărilor. De aceea, impactul acestui factor asupra mărimii coeficientului ERPT este ambiguu; cercetările empirice au găsit, în general, o transmisie mai redusă pentru produsele diferențiate, acest rezultat fiind legat și de intensitatea competiției din sectoarele economice respective și de poziția ciclică a economiei.

Gradul de diferențiere a produselor poate fi aproximat de ponderea bunurilor cu conținut tehnologic mediu spre ridicat în total importuri, deoarece acestea sunt considerate a avea un grad sporit de procesare. Graficul 2 ilustrează ponderea mașinilor și echipamentelor de transport în totalul importurilor de bunuri în România, ca *proxy* pentru bunurile cu conținut tehnologic superior. Această pondere are o tendință crescătoare până în 2007, urmată de ajustarea care a avut loc în timpul crizei și o traiectorie relativ netedă ulterior.

**Grafic 2.** Importurile de mașini și echipamente de transport (pondere în totalul importurilor de bunuri)



### c. Proveniența importurilor

Pentru țările care constituie piețe mari de desfacere pentru partenerii lor comerciali, cu cât ponderea bunurilor importate din țările în curs de dezvoltare este mai mare comparativ cu cea corespunzătoare produselor provenind din economiile avansate, cu atât este mai redusă transmisia modificărilor cursului de schimb în variația diferiților indici de preț. Se consideră că majoritatea exportatorilor din țări emergente stabilesc prețurile în moneda locală (*Local Currency Pricing - LCP*)<sup>1</sup>, ceea ce face prețurile

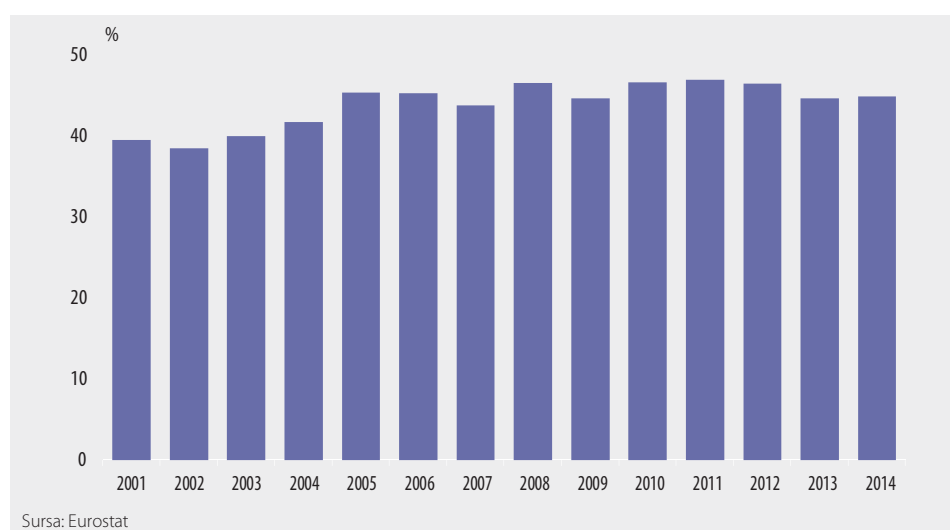
<sup>1</sup> Celălalt concept se referă la exportatori străini care stabilesc prețurile în propria monedă (*Producer Currency Pricing - PCP*).



domestice mai puțin sensibile la evoluția cursului de schimb. În cazul economiilor mici și deschise precum cea a României, cea mai mare parte a importurilor provenind din țări emergente are prețul exprimat în USD sau EUR și, de aceea, prețurile interne sunt influențate îndeosebi de cursul de schimb față de aceste monede.

Graficul 3 ilustrează ponderea importurilor provenind din afara grupului UE-15 și a Statelor Unite ca *proxy* pentru bunurile importate de România cu originea în țări emergente: nu se poate observa nicio schimbare majoră; ponderea pare să fi crescut gradual până în 2005.

**Grafic 3.** Importurile provenind din afara UE-15 și a Statelor Unite (pondere în totalul importurilor de bunuri)



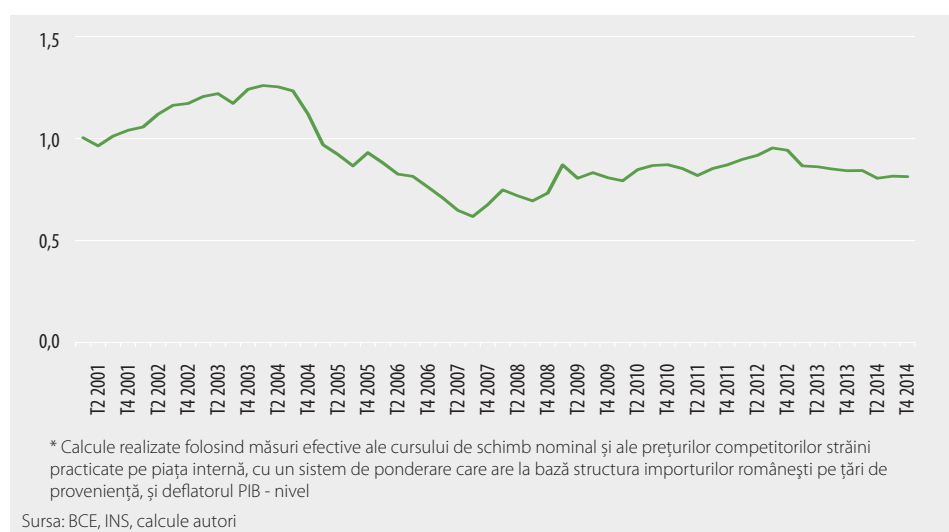
#### d. Competitivitatea bunurilor domestice în raport cu cea a bunurilor substituibile de import

Cu cât bunurile produse pe plan intern sunt mai competitive în raport cu cele produse în afara țării, cu atât este mai mică transmisia modificărilor cursului de schimb în prețuri. În această situație, importatorii sunt mai dispuși să-și modifice marja comercială pentru a-și păstra cota de piață. Transmisia modificărilor cursului de schimb ar trebui să fie mai redusă și în cazul prețurilor finale ale bunurilor de consum deoarece, de-a lungul canalului de distribuție, producătorii care folosesc produse importate sau comercianții cu amănuntul care le distribuie au aceeași motivație a menținerii cotei de piață, lăsând marjele să absoarbă, cel puțin parțial, deprecierea cursului de schimb, indiferent de sensibilitatea prețurilor de import la cursul de schimb.

Nu este necesar ca această ajustare să vizeze doar componenta de marjă a prețurilor: costul marginal poate fi de asemenea influențat prin înlocuirea *input*-urilor devenite relativ mai scumpe din cauza modificării cursului de schimb cu *input*-uri mai ieftine (în cazul unei depreciere, producția trece de la folosirea bunurilor importate la utilizarea celor domestice).

În graficul 4 este prezentat un indicator al competitivității prin preț a importurilor românești în comparație cu bunurile produse în țară (o scădere înseamnă o înrăutățire a competitivității bunurilor domestice în raport cu cele importate). Acesta exprimă prețul importurilor raportat la cel al bunurilor domestice, ambele măsurate în aceeași monedă. Prețurile de import reprezintă prețurile competitorilor străini, măsurate în monedă străină și calculate ca o medie ponderată a prețurilor de export ale partenerilor comerciali. Cursul de schimb nominal efectiv folosit pentru transformarea prețurilor externe în prețuri interne este o medie ponderată a ratelor de schimb bilaterale cu partenerii comerciali. Prețurile interne sunt reprezentate de deflatorul PIB.

**Grafic 4.** Cursul de schimb real efectiv\*



Perioada de dinainte de 2004 este marcată de deprecierea monedei naționale, care a crescut prețul relativ al bunurilor importate. Ulterior, supraîncălzirea economiei a scăzut atractivitatea produselor domestice, acestea devenind mai scumpe în comparație cu importurile, și a dus la mărirea deficitului de cont curent până în 2007. Nivelul relativ stabil observat în a doua parte a intervalului analizat reflectă ajustarea care a avut loc în perioada postcriză.

## e. Globalizarea

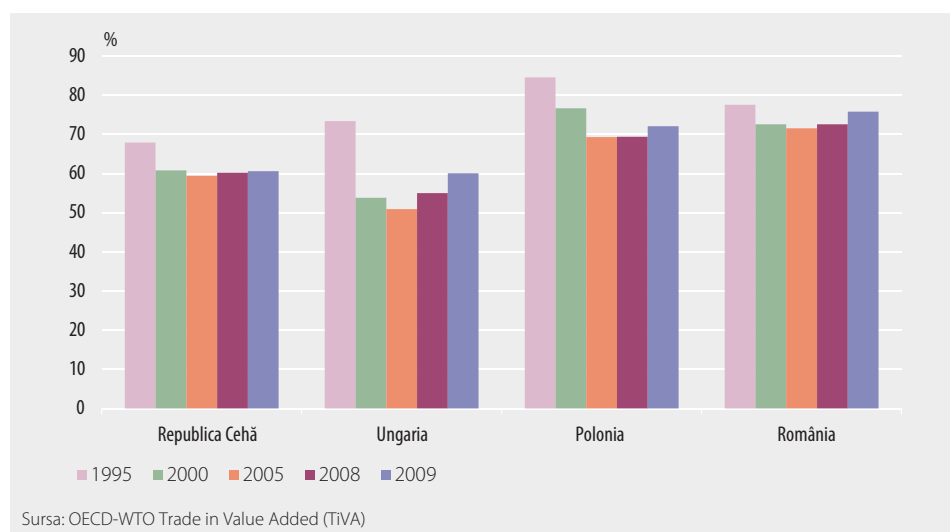
Pe măsură ce o economie se integrează mai mult în rețelele globale de producție, transmisia modificărilor cursului de schimb devine mai redusă. Apariția importatorilor mari, care de obicei se protejează împotriva pierderilor cauzate de fluctuațiile cursului de schimb și care pot discrimina între furnizori internaționali pentru a minimiza impactul cursului de schimb asupra prețurilor, acționează în sensul reducerii transmisiei. Mai mult, tranzacțiile între filialele locale și străine ale aceleiași multinaționale au același efect pentru că sunt mai puțin sensibile la mișcările cursului de schimb.

Un indicator care poate sugera gradul de integrare în cadrul rețelelor globale de producție este valoarea adăugată domestică cuprinsă în export ca pondere în total exporturi, calculată în baza de date *OECD-WTO Trade in Value Added (TIVA)*.

Un nivel ridicat al acestui indicator poate reflecta un progres redus al integrării, întrucât poate semnala că oportunitățile de fragmentare transfrontalieră a producției, menite să valorifice avantajele comparative ale altor țări, nu au fost exploatate pentru servirea piețelor de desfacere externe. Cu toate acestea, o valoare ridicată a indicatorului înseamnă efecte mai pronunțate în termeni de bunăstare ale unei creșteri a exporturilor (de exemplu, sub forma veniturilor și a locurilor de muncă).

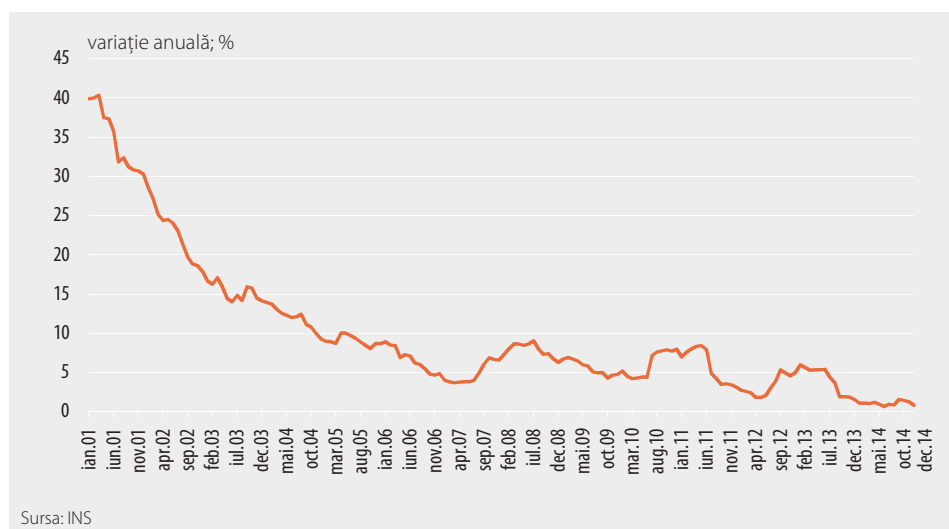
În anul 2009, valoarea adăugată generată la nivelul economiei românești pe o unitate de export a fost printre cele mai mari din rândul economiilor comparabile (Graficul 5). Deși în unele noi state membre ponderea scăzută a valorii adăugate domestice în total exporturi este asociată cu o performanță superioară a exporturilor, aceasta înseamnă și a captura mai puțină valoare din rețeaua globală de producție. În cazul României, nivelul mai mare al acestui indicator poate reflecta o bună structură a rețelelor interne de producție sau ponderea mai ridicată în exporturi a produselor care implică puține etape de producție pe plan intern (de exemplu, materii prime).

**Grafic 5.** Valoarea adăugată generată la nivelul economiei pe unitate de export



## f. Mediul inflaționist

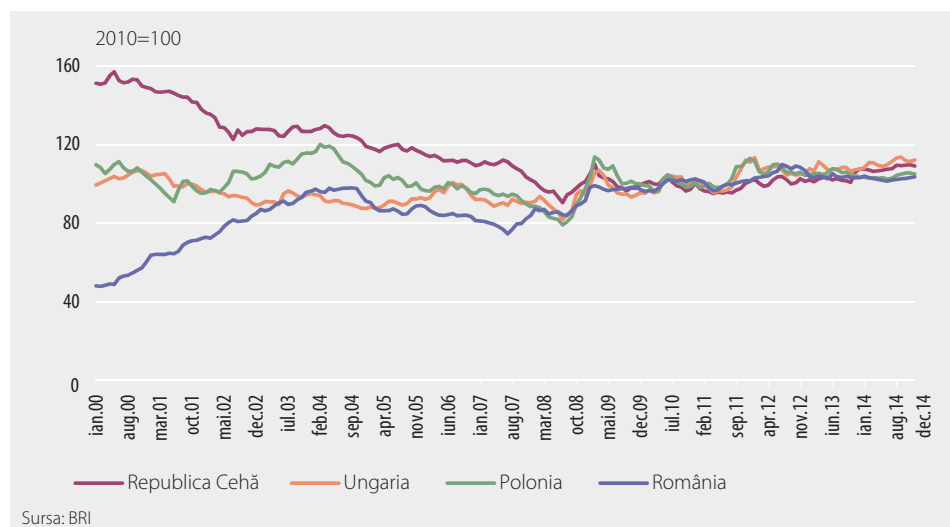
Taylor (2000) consideră că un cadru macroeconomic caracterizat de o inflație scăzută (sau dezinflație) este asociat unei transmisii reduse ca amploare a modificărilor cursului de schimb nominal în variația diferiților indici de preț ca urmare a unei persistențe reduse a ratei inflației. În cazul economiei României, trendul dezinflaționist este vizibil cu precădere la începutul eșantionului de date, fiind marcat de adoptarea strategiei de țintire directă a inflației în luna august 2005. Începând cu a doua jumătate a anului 2013, continuarea procesului dezinflaționist a fost favorizată de o serie de șocuri de ofertă (cum ar fi doi ani agricoli favorabili consecutivi, scăderea prețurilor la energie), concomitent cu înregistrarea unei persistențe a deficitului de cerere.

**Grafic 6.** Evoluția inflației prețurilor de consum în România

### g. Volatilitatea cursului de schimb

Pe de o parte, o volatilitate ridicată este de așteptat să favorizeze reducerea mărimii ERPT, având în vedere că, în acest caz, fluctuațiile cursului de schimb sunt percepute de cei care stabilesc prețurile ca fiind de natură temporară. În mod similar, magnitudinea ERPT este de așteptat a fi relativ mai ridicată dacă mișcările cursului de schimb sunt persistente, firmele având în această situație suficient timp să își ajusteze prețurile. Pe de altă parte, monedele ale căror rate de schimb sunt mai puțin volatile sunt preferate de exportatorii străini în tranzacțiile pe care le desfășoară. Astfel, firmele își vor stabili prețurile în monedele al căror curs de schimb este mai puțin volatil pentru a evita reajustări frecvente ale prețurilor propriilor produse, ceea ce implică înregistrarea unor mărimi ale ERPT mai reduse în cazul țărilor cu monede ale căror cotații față de principalele valute sunt mai stabile. În perioadele recente, cursul de schimb nominal efectiv al leului românesc a indicat o tendință de stabilizare (Graficul 7).

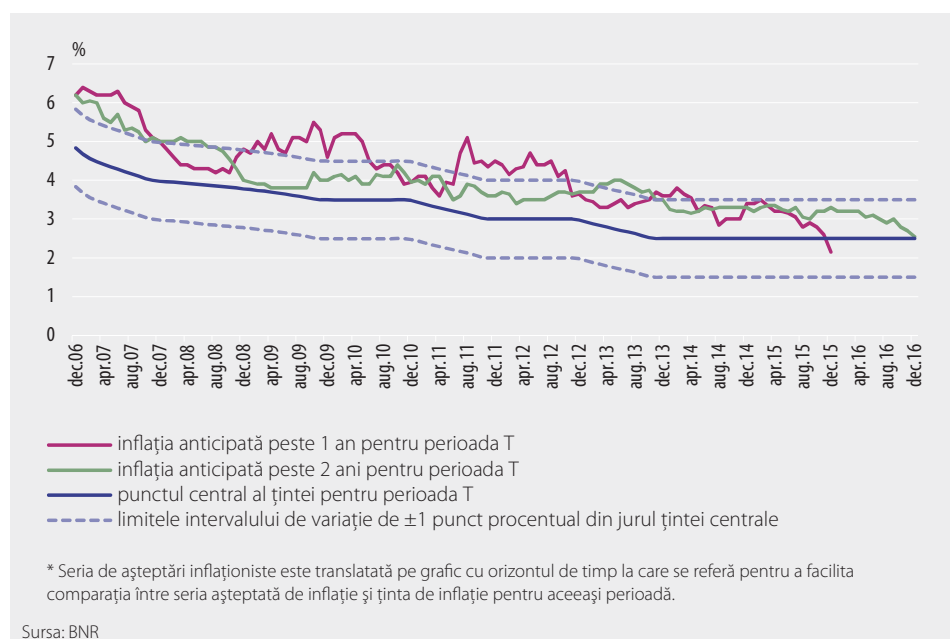
**Grafic 7.** Cursul de schimb nominal efectiv calculat pe baza ponderilor de comerț ale 61 de țări



## h. Credibilitatea politicii monetare

Un regim credibil de țintire a inflației ancorează anticipațiile inflaționiste ale agenților economici la ținta de inflație stabilită de către banca centrală, determinând o sensibilitate redusă a acestora la șocurile inflaționiste și, implicit, o magnitudine redusă a ERPT. Acest mecanism este important îndeosebi în economiile mici și deschise precum cea a României, unde agenții economici țin cont de modificările cursului de schimb în formarea așteptărilor cu privire la inflația viitoare.

**Grafic 8.** Așteptările inflaționiste ale analiștilor financiari și ținta de inflație\*



\* Seria de așteptări inflaționiste este translatată pe grafic cu orizontul de timp la care se referă pentru a facilita comparația între seria așteptată de inflație și ținta de inflație pentru aceeași perioadă.

Graficul 8 evidențiază faptul că anticipațiile inflaționiste în România au fost bine ancorate după momentul adoptării strategiei de țintire directă a inflației în luna august 2005 (mai puțin în prima perioadă, având în vedere timpul necesar băncii centrale pentru a-și consolida credibilitatea). Impactul creșterii TVA în iulie 2010 – când așteptările inflaționiste formate în acel moment pentru iulie 2011 au depășit limita superioară a intervalului de variație din jurul țintei centrale – a fost unul temporar și perceput ca atare de agenții economici, care nu și-au modificat semnificativ anticipațiile formate pentru orizontul de doi ani. Așteptările inflaționiste pentru orizonturi mai lungi de timp sunt mai puternic ancorate comparativ cu cele pentru orizonturi mai apropiate.

## i. Asimetrii în procesul de ajustare a prețurilor

Episoadele de apreciere a monedei naționale pot determina magnitudini diferite ale transmisiei modificărilor cursului de schimb nominal în variația diferiților indici de preț față de cele de depreciere. De exemplu, o magnitudine mai redusă a ERPT în cazul aprecierii monedei naționale poate fi explicată de capacitatea limitată a firmelor străine de a-și majora volumul vânzărilor; pot exista situații în care cererea crescută ca urmare a ieftinirii relative a importurilor poate fi satisfăcută doar în urma unor investiții pentru extinderea capacităților de producție; firma străină poate alege în schimb creșterea marjei comerciale, menținând același volum de vânzări și același preț exprimat în moneda locală. Nu există constrângeri similare în cazul înregistrării unei deprecieri a monedei naționale. În plus, studiile de specialitate evidențiază faptul că prețurile sunt mai rigide la presiunile de scădere, ceea ce înseamnă că este mai probabil ca, în urma unei aprecieri a monedei, prețurile să se reducă cu mai puțin decât ar crește ca răspuns la o depreciere.

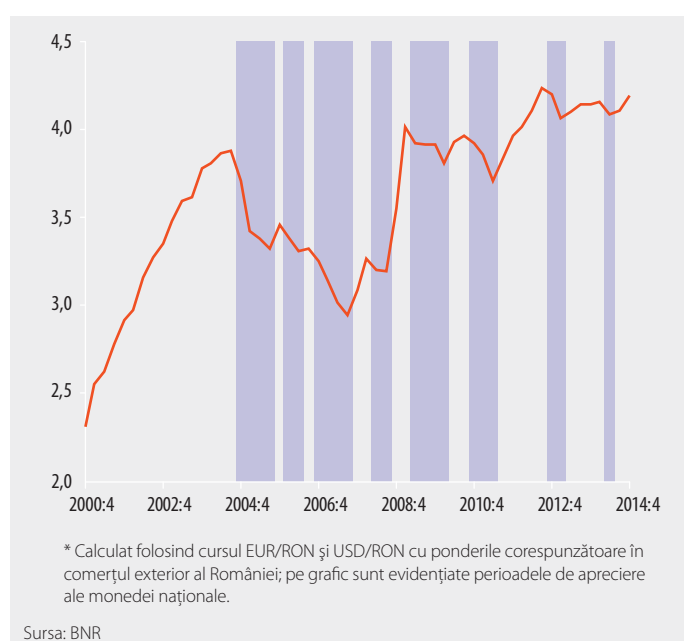
Există și teorii care susțin o mărime mai ridicată a ERPT în cazul unei aprecieri comparativ cu cel al unei deprecieri a monedei naționale: în primul rând, dacă obiectivul firmelor străine este de a-și maximiza sau menține cota de piață în țara importatoare, ele vor avea tendința de a nu încorpora întreaga depreciere a monedei în prețuri. În al doilea rând, posibilitatea de a înlocui *input*-urile necesare producției cu altele devenite mai ieftine, în termeni relativi, în urma unei modificări a cursului de schimb (*Production Switching Effects*) limitează impactul deprecierii.

Graficul 9 arată că leul a avut un trend clar de depreciere până în anul 2005. În perioadele următoare, episoadele repetate de apreciere nu mai fac posibilă identificarea unei tendințe continue de depreciere a monedei naționale.

O altă potențială sursă de asimetrie este reprezentată de posibilitatea ca modificările mari ale cursului de schimb să se transmită cu o altă intensitate comparativ cu cele reduse ca magnitudine în variația diferiților indici de preț. O posibilă explicație este dată de existența costurilor de meniu. Magnitudinea ERPT depinde de moneda care este folosită pentru exprimarea prețurilor de import (moneda exportatorilor *versus* moneda importatorilor). De exemplu, dacă exportatorii străini își stabilesc prețurile în propria monedă (*Producer Currency Pricing*), o variație mică a cursului de schimb nu va determina o modificare a prețului denominat în moneda străină din cauza

costurilor pe care schimbarea prețului le-ar prilejui (costurile de meniu sunt mai mari decât pierderea produsă de menținerea aceluiași preț). Modificări mari ale cursului de schimb vor determina firmele străine să modifice prețurile în pofida costurilor de meniu (costurile de meniu fiind mai scăzute decât pierderea potențială care ar surveni în urma menținerii prețurilor la aceeași valoare), internalizând astfel o parte a șocului și reducând magnitudinea ERPT în prețurile țării importatoare. Prețurile denominate în moneda locală (*Local Currency Pricing*) vor reflecta în mare măsură modificările cursului de schimb, ceea ce implică un coeficient ERPT aproape unitar pentru prețurile de import și, mai departe, de-a lungul lanțului de distribuție, o transmisie ridicată în prețurile de producție și de consum.

**Grafic 9.** Cursul de schimb nominal efectiv (frecvență trimestrială)\*



Mai mult de atât, într-o economie emergentă cu o populație îndatorată în monedă străină există de regulă un prag de modificare a cursului de schimb nominal peste care magnitudinea ERPT tinde să fie mai redusă: asimetria rezultă din manifestarea efectului de avuție și bilanț al agenților economici - deprecierea monedei naționale reduce volumul resurselor care pot fi alocate consumului și investițiilor după efectuarea plăților aferente împrumuturilor în monedă străină și, deci, exercită presiuni de reducere a prețurilor prin intermediul cererii agregate; în cazul aprecierii este valabilă logica inversă. Aceste efecte acționează în sens invers impactului propagat prin intermediul canalului competitivității externe. Cele dintâi sunt importante în cazul unor modificări semnificative ale cursului de schimb. De exemplu, în timpul unui episod de depreciere substanțială a monedei naționale, consumatorii substituie bunurile de calitate ridicată cu cele mai ieftine, de calitate precară, comportament care poate induce o atenuare a ratei inflației. România este caracterizată de un grad relativ ridicat de euroizare.

## 4. Metodologia aplicată și descrierea datelor

Estimările sunt efectuate folosind date atât la frecvență lunară, cât și trimestrială pentru intervalul 2000-2014. Seriile de date provin din bazele de date ale Băncii Naționale a României, Institutului Național de Statistică, Eurostat, precum și ale agenției americane *Energy Information Administration* (EIA) și cuprind: rata inflației IPC și rata inflației CORE2 ajustat<sup>2</sup> – ambele măsuri exclud efectul de runda întâi al modificărilor de TVA, prețurile producției industriale – total industrie, prețul internațional al petrolului Brent, deflatorul importurilor și deviația PIB real de la nivelul său potențial, determinată cu ajutorul filtrului Kalman în cadrul modelului BNR de analiză și prognoză pe termen mediu, această variabilă reprezentând un *proxy* pentru presiunile inflaționiste provenite din economia reală. În cazul estimărilor realizate folosind date cu frecvență lunară, ultimii doi indicatori menționați au fost înlocuiți cu indicele valorii unitare a importurilor și *gap*-ul indicelui producției industriale. Indicele valorii unitare a importurilor este calculat de către Eurostat la frecvență lunară, utilizând valorile exprimate în euro ale comerțului exterior cu bunuri și servicii, și oferă, împreună cu fluctuațiile cursului de schimb nominal al leului, informații cu privire la evoluțiile inflației importate. *Gap*-ul indicelui producției industriale este obținut cu ajutorul filtrului Hodrick-Prescott cu un parametru de netezire setat la valoarea standard de 14400, aplicată pe scară largă în literatura de specialitate în cazul datelor lunare. Având în vedere că utilizarea datelor cu frecvență mai ridicată oferă un număr mai mare de grade de libertate pentru estimări, într-unul dintre modelele VAR utilizate în cadrul analizei a fost adăugată ca variabilă endogenă și rata interbancară la termen de 3 luni (ROBOR 3M). La aceste variabile se adaugă o serie de indicatori calculați ca măsuri efective: prețurile externe cuantifică impactul dinamicii prețurilor din zona euro și a celor din SUA asupra inflației interne, fiind calculate în conformitate cu ponderile deținute de aceste regiuni în comerțul exterior al României, și cursul de schimb nominal efectiv (*Nominal Effective Exchange Rate*, NEER) calculat ca o medie ponderată între cursurile de schimb EUR/RON și USD/ RON, utilizând ponderile celor două monede în comerțul exterior al României. Scopul acestei analize este descrierea transmisiei modificărilor cursului de schimb nominal efectiv în variația a trei categorii de prețuri în România: prețurile de import, prețurile producției industriale și prețurile de consum.

Având în vedere că măsura în care modificările cursului de schimb afectează prețurile de producție și pe cele de consum nu influențează și transmisia acestor modificări asupra prețurilor de import (dar afirmația inversă nu este adevărată), ERPT în cazul prețurilor de import este analizat separat pe baza unei regresii similare celei utilizate de Campa *et al.* (2005). Această abordare este impusă și de faptul că prețurile de import exprimate cu ajutorul deflatorului importurilor sunt disponibile la frecvență

<sup>2</sup> Măsură a inflației de bază, care elimină din calculul IPC total o serie de prețuri asupra cărora influența politicii monetare (prin gestionarea cererii agregate) este puțin semnificativă sau nulă: cele administrate, volatile (legume, fructe, ouă – LFO – și combustibili), ale produselor din tutun și ale băuturilor alcoolice.



trimestrială<sup>3</sup>, metodologia enunțată fiind considerată adecvată pentru eșantioane conținând un număr redus de date. Ecuația include deflatorul importurilor ( $\pi_t^{PM}$ ) ca variabilă dependentă și o serie de variabile explicative: o aproximare a costurilor suportate de exportatorii străini ( $\pi_t^{FC}$ ), măsură a inflației externe, determinată ca medie ponderată între deflatorul exporturilor din zona euro și inflația prețurilor de consum din SUA, și/sau prețul internațional al petrolului), variația cursului de schimb nominal efectiv NEER ( $\Delta s_t^{ef}$ ), precum și lag-uri ale deflatorului importurilor (ca măsură a persistenței inflației importate). Variabilele exprimate în logaritm care sunt identificate ca fiind nestaționare în nivel<sup>4</sup> au fost incluse în această regresie în prima diferență.

Pentru a surprinde variația în timp a parametrilor estimați s-a recurs la estimarea unei regresii cu coeficienți variabili în timp utilizând filtrul Kalman. Ecuația de măsură este de forma:

$$\pi_t^{PM} = \beta_t^1 \cdot \pi_{t-1}^{PM} + \beta_t^2 \cdot \pi_t^{FC} + \beta_t^3 \cdot \Delta s_t^{ef} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

În ecuația de tranziție coeficienții neobservabili urmează un proces aleator de tip *random walk*:

$$\beta_t^i = \beta_{t-1}^i + e_t^i, \quad VAR(e_t^i) = \sigma_i^2 \text{ pentru } i = \overline{1,3}. \quad (2)$$

Rezultatele sunt comparate cu ceea ce se obține aplicând metoda celor mai mici pătrate (OLS), care presupune păstrarea coeficienților  $\beta$  constanți. Coeficientul  $\beta^3$  cuantifică gradul de transmisie a modificării cursului de schimb în variația prețurilor de import pe termen scurt (la orizont de un trimestru), în timp ce coeficientul de transmisie pe termen lung este determinat ca  $\frac{\beta^3}{1 - \beta^1}$ .

În plus, pentru a lua în considerare și dinamica pe termen lung a variabilelor, se estimează o ecuație de cointegrare de tip Engle-Granger, care reflectă o versiune a modelului marjei comerciale (*mark-up model*) pentru prețurile de import. În scopul evaluării existenței unor asimetrii în procesul de ajustare a prețurilor de import, se utilizează metodologia propusă de Enders și Siklos (2001) pentru testarea cointegrării asimetrice. Relația pe termen lung, care utilizează variabilele menționate mai sus exprimate în nivel, este de forma:

$$PM_t = U_0 + U_1 \cdot FC_t + U_2 \cdot s_t^{ef} + u_t. \quad (3)$$

Relația asimetrică pe termen scurt este exprimată în funcție de variația termenilor reziduali ai relației pe termen lung:

$$\Delta u_t = V_1 \cdot u_{t-1} \cdot \mathbf{1}(u_{t-1} \geq \tau) + V_2 \cdot u_{t-1} \cdot (1 - \mathbf{1}(u_{t-1} \geq \tau)) + W \cdot \Delta u_{t-1} + \varepsilon_t^u, \quad (4)$$

unde  $\mathbf{1}$  este o funcție indicator de forma:

<sup>3</sup> Prețurile de producție și cele de consum sunt disponibile la frecvență lunară.

<sup>4</sup> Pe baza testelor de rădăcină unitate.

$$\mathbf{1}(u_{t-1} \geq \tau) = \begin{cases} 1, & u_{t-1} \geq \tau \\ 0, & u_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (5)$$

După definirea valorii prag  $\tau = 0$  pentru deviația de la relația pe termen lung, se poate testa, în cele din urmă, dacă ajustarea pe termen scurt a prețurilor de import în cazul unui nivel mai ridicat față de cel de echilibru se realizează într-un mod diferit comparativ cu ajustarea care are loc în cazul unei valori situate sub cea de echilibru și se poate verifica dacă aceste prețuri sunt, într-adevăr, rigide la scădere. În acest scop se estimează cu ajutorul modelului SUR (*Seemingly Unrelated Regression*) sistemul de ecuații cuprinzând relațiile de ajustare ale variabilelor endogene, exprimate în prima diferență, la dezechilibrele pozitive și negative ale relației pe termen lung.

Pentru a estima coeficientul de transmisie a modificărilor cursului de schimb în variația prețurilor de producție și de consum se utilizează o procedură de modelare simultană, valorificând avantajul unei frecvențe mai ridicate a seriilor de date disponibile pentru estimare (în acest caz, frecvență lunară). În particular, s-a recurs la utilizarea unei versiuni a cunoscutului model VAR structural (*Structural Vector Autoregression, SVAR*) dezvoltat de McCarthy (2000). După cum era de așteptat, variabilele de interes sunt incluse în model: cursul de schimb nominal efectiv (notat cu simbolul  $l_{s\_ef}$ ), indicele prețurilor producției industriale ( $l_{ppi}$ ) și o măsură a prețurilor de consum, cum ar fi Indicele Prețurilor de Consum ( $l_{cpi\_xtva}$ ) sau inflația de bază CORE2 ajustat ( $l_{core3\_xtva}$ ), utilizate în mod alternativ, ambele excluzând impactul de runda întâi al modificărilor cotei TVA. Acest set de variabile este completat cu deviația indicelui producției industriale de la nivelul de trend ( $l_{yind\_gap}^5$ ), pentru a putea identifica șocuri de cerere, și cu indicele valorii unitare a importurilor ( $l_{uvm\_es}$ ), care este un indicator lunar exprimat în euro utilizat în locul deflatorului importurilor, disponibil doar la frecvență trimestrială, așa cum s-a menționat anterior. Acest indice reflectă costurile efective suportate de exportatorii străini, precum și marjele comerciale practicate de aceștia, sensibilitatea sa la modificările cursului de schimb al monedei naționale fiind influențată de ponderea firmelor străine care stabilesc prețurile în propria monedă față de cele care stabilesc prețurile în moneda locală. Toate variabilele sunt exprimate în logaritm.

Modelul folosește o schemă de identificare recursivă, care reproduce modul de stabilire a prețurilor de-a lungul unui lanț de distribuție, variabilele fiind ordonate, de la cele mai exogene la cea mai endogenă, funcție de influențele contemporane care există între acestea, așa cum este descris mai jos:

#### Ordonarea variabilelor în cadrul modelului SVAR

$[l_{yind\_gap} \rightarrow l_{s\_ef} \rightarrow l_{uvm\_es} \rightarrow l_{ppi} \rightarrow l_{cpi\_xtva} \text{ sau } l_{core3\_xtva}]$

În primul rând, această schemă de identificare permite șocurilor asupra prețurilor de import să afecteze contemporan prețurile de consum, atât în mod direct, prin intermediul produselor de import care intră în coșul de consum, cât și indirect, prin prețurile producției industriale; acest din urmă canal poate fi deosebit de important

<sup>5</sup> Indicele exprimat în logaritm a fost filtrat HP utilizând un coeficient  $\lambda=14\,400$ .

pentru mecanismul de transmisie a modificărilor cursului de schimb în variația prețurilor în cazul economiilor mici și deschise în care importurile sunt în mare parte utilizate ca bunuri intermediare. În al doilea rând, nu există nicio relație de *feedback* contemporan dinspre prețurile de consum spre cele de import sau cele de producție, acestea fiind influențate de inflația prețurilor de consum doar cu o anumită întârziere.

Numărul de *lag*-uri al modelului VAR în formă redusă și cu variabile în nivel este ales în funcție de criteriul informațional Akaike, în scopul conservării numărului de grade de libertate. Testele de cointegrare Johansen, realizate pentru a evalua existența unor relații de echilibru pe termen lung între variabilele analizate, indică o singură relație de cointegrare. Având în vedere că în sistem există cel puțin o variabilă staționară (*gap*-ul producției industriale), niciun termen de cointegrare nu se include în model. În consecință, se recurge la estimarea unui model VAR cu două *lag*-uri și o constantă, având variabilele exprimate în prima diferență<sup>6</sup>:

$$Y_t = A_0 + A(L) \cdot Y_{t-1} + e_t, \quad (6)$$

unde  $Y = [l_{yind\_gap} \ dl_{s\_ef} \ dl_{uvm\_es} \ dl_{ppi} \ dl_{cpi\_xtva}/dl_{core3\_xtva}]$ ,  $A_0$  este un vectorul constantelor,  $A(L) = \sum A_i L^{i-1}$ ,  $i = \overline{1,2}$  este matrice, iar  $L$  este operatorul *lag*.

Funcțiile de răspuns la impuls sunt necesare pentru a cuantifica magnitudinea ERPT. Determinarea lor necesită recuperarea șocurilor structurale  $v_t$  pornind de la șocurile modelului VAR în forma redusă, notate cu simbolul  $e_t$ , aplicând descompunerea Cholesky:

$$v_t = C \cdot e_t, \quad (7)$$

unde  $C$  este o matrice triunghiulară inferioară care descrie relațiile contemporane dintre variabile:

$$\begin{bmatrix} v_{yind} \\ v_{s\_ef} \\ v_{uvm} \\ v_{ppi} \\ v_{cpi/core3} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X & 0 & 0 & 0 & 0 \\ X & X & 0 & 0 & 0 \\ X & X & X & 0 & 0 \\ X & X & X & X & 0 \\ X & X & X & X & X \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} e_{yind} \\ e_{s\_ef} \\ e_{uvm} \\ e_{ppi} \\ e_{cpi/core3} \end{bmatrix}. \quad (8)$$

Coeficientul de transmisie a modificărilor cursului de schimb nominal în variația diferiților indici de preț este definit ca răspunsul cumulat al prețului la un șoc de o deviație standard al cursului de schimb din cadrul descompunerii Cholesky descrise în ecuația (8), împărțit la răspunsul din prima perioadă al cursului de schimb la același șoc:

$$ERPT^t = \sum_{i=1:t} (IRF_i \Delta P \text{ la un șoc } \Delta S) / (IRF_1 \Delta S \text{ la un șoc } \Delta S), \quad (9)$$

unde  $t$  este intervalul de timp aferent coeficientului de transmisie calculat.

<sup>6</sup> Toate variabilele, cu excepția *gap*-ului producției industriale, sunt incluse în model ca variații lunare anualizate, exprimate în formă procentuală (prin aproximare logaritmică).

Aceeași metodă de calcul a magnitudinii ERPT a fost identificată la McCarthy (2000), Hahn (2003) și Ca'Zorzi *et al.* (2007). Gueorguiev (2003), Arbatli (2003), Cozmâncă și Manea (2010b) calculează acest coeficient de transmisie ca raport între răspunsul cumulat al ratelor inflației și răspunsul cumulat al cursului de schimb. Gueorguiev (2003) subliniază că magnitudinea coeficientului ERPT calculat în acest mod surprinde și modificările cursului de schimb survenite după șocul inițial. Vonnak (2010) creează o secvență de șocuri astfel încât să obțină o depreciere permanentă de un punct procentual a cursului de schimb și determină apoi răspunsul cumulat al prețurilor la această serie de șocuri, atrăgând atenția asupra faptului că raportarea estimărilor pe termen lung folosind această abordare nu este recomandabilă. În plus, modalitatea de calcul a coeficientului ERPT aplicată de către alți autori care folosesc modele VAR nu este întotdeauna clar prezentată. La aceasta se adaugă și faptul că răspunsul endogen al cursului de schimb poate avea forme diferite în modele diferite. Prin urmare, compararea directă a acestor statistici este problematică.

Prețul internațional al petrolului și ratele dobânzilor au fost incluse în diferite specificații alternative, însă, din cauza numărului mare de parametri ce trebuie estimați în cadrul modelelor VAR, nu este recomandată includerea prea multor variabile.

O analiză atentă a datelor relevă faptul că rezultatele obținute depind de alegerea eșantionului. Există un compromis între utilizarea unui eșantion scurt, care poate genera rezultate stabile, dar cu mai puține grade de libertate pentru estimare, și a unui mai lung, care are mai multe șanse de a produce rezultate fiabile, dar cu riscul de a fi afectate de rupturi structurale. Pentru a ține cont de această problemă, dar și pentru a surprinde posibila variabilitate în timp a magnitudinii coeficientului ERPT, estimările modelelor VAR cu cinci variabile au fost realizate pe eșantioane mobile de date, fie păstrându-se același număr de observații, fie adăugându-se câte o observație nouă pentru fiecare estimare. Variabilitatea mare a estimărilor de-a lungul timpului poate semnala existența unor rupturi structurale în procesul generator de date. O astfel de ruptură structurală poate fi determinată de schimbarea regimului de politică monetară<sup>7</sup>. Rezultatele sunt mai sensibile la eșantionul de date folosit în estimare decât la alegerea unei scheme de identificare diferite.

Modelul de tip VAR cu cinci variabile care include rata inflației CORE2 ajustat este dezvoltat pentru a încorpora un potențial comportament asimetric:

$$Y_t = A_0 + A(L) \cdot Y_{t-1} + (B_0 + B(L) \cdot Y_{t-1} + w_t) \cdot I_{x_{t-d} > \gamma} + e_t, \quad (10)$$

unde  $A, B(L)$  sunt matricele polinomiale exprimate în operatorul  $lag L$ ,  $x$  este o variabilă de tranziție (una din variabilele endogene conținute în vectorul  $Y$  care determină modificarea regimului),  $d$  reprezintă numărul de perioade ( $lag$ -uri) necesar sistemului pentru a trece în alt regim,  $\gamma$  este valoarea pragului, iar  $I_{x_{t-d} > \gamma}$  este o funcție indicator de tipul:

$$I_{x_{t-d} > \gamma} = \begin{cases} 1, & x_{t-d} > \gamma \\ 0, & x_{t-d} \leq \gamma \end{cases}. \quad (11)$$

<sup>7</sup> România a adoptat un regim de flotare controlată a cursului de schimb al leului începând cu anul 2004 și strategia de țintire directă a inflației începând cu luna august 2005.

Estimarea acestui model VAR cu două regimuri distincte delimitate prin intermediul unei variabile de tip prag (*two-regime Threshold VAR*) necesită parcurgerea unor etape: în primul rând este necesară alegerea variabilelor endogene care sunt de așteptat să genereze posibile asimetrii în transmisia șocurilor în sistem; ulterior, valoarea variabilei prag pentru fiecare variabilă endogenă aleasă este determinată pe baza algoritmului descris în Anexa A; în continuare, trebuie testat dacă modelul cu cele două regimuri, construit utilizând una din variabilele de tranziție alese și valoarea estimată a variabilei prag, descrie mai bine procesul generator de date comparativ cu versiunea liniară a modelului (pentru mai multe detalii, a se vedea metodologia descrisă în Anexa B); dacă da, se construiesc funcțiile de răspuns la impuls generalizate, care depind în fiecare moment de traiectoriile variabilelor endogene de până atunci (aceste funcții sunt detaliate în Anexa C). Cu ajutorul lor, se ia în considerare faptul că răspunsul variabilelor poate determina sistemul să intre în alt regim după apariția unui șoc și va fi calculat ERPT pentru cele două regimuri identificate.

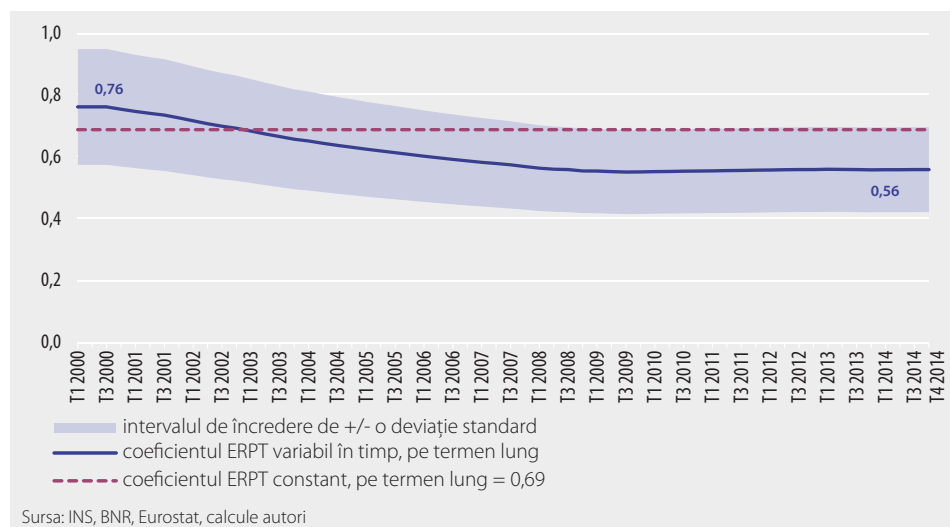
Asimetria sistemului este testată pentru următoarele variabile de tranziție, identificate pornind de la literatura de specialitate: modificarea cursului de schimb nominal, nivelul ratei inflației și mărimea în termeni absoluți a fluctuațiilor cursului de schimb nominal.

## 5. Descrierea rezultatelor

### a. Coeficientul de transmisie a modificărilor cursului de schimb nominal în variația prețurilor de import

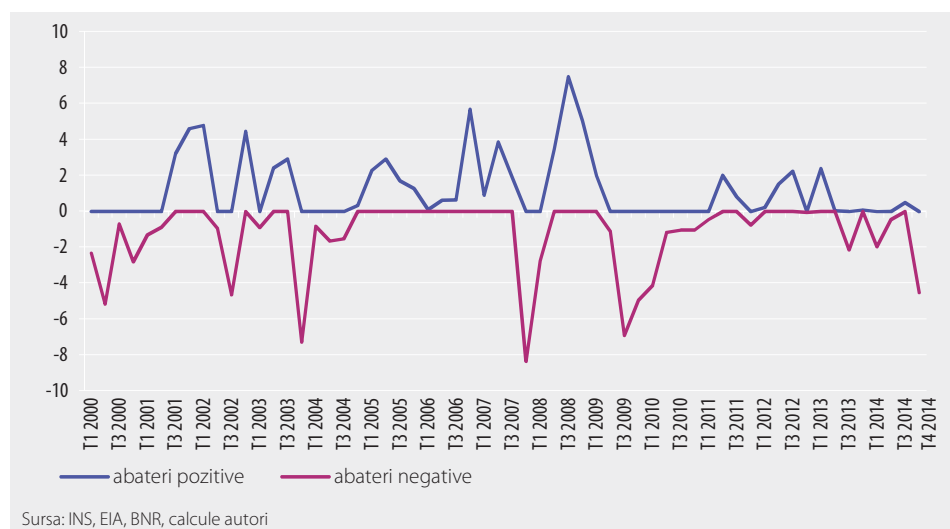
Ecuția deflatorului importurilor care utilizează variabile exprimate în prima diferență include două *lag*-uri ale variabilei dependente, variația cursului de schimb nominal efectiv și rata inflației externe ca o aproximare a costurilor exportatorilor străini (coeficientul aferent variației prețului petrolului nu este semnificativ statistic). Coeficienții variabili în timp sunt relativ stabili în cazul ERPT pe termen scurt, dar indică o posibilă scădere a ERPT pe termen lung, aceștia ajungând la aceeași valoare spre sfârșitul eșantionului de date. Estimările pentru coeficienții ERPT pe termen lung sunt prezentate în Graficul 10.

**Grafic 10.** Coeficientul variabil în timp și cel constant pentru ERPT pe termen lung în prețurile de import



Odată cu includerea prețului internațional al petrolului în relația pe termen lung, coeficientul corespunzător prețurilor externe devine nesemnificativ statistic<sup>8</sup> – prin urmare, această variabilă este exclusă din estimare. Din analiza graficului 11, care prezintă reziduurile relației pe termen lung, se poate observa că abaterile negative de la valoarea de echilibru prezintă o revenire mai rapidă la zero.

**Grafic 11.** Deviațiile prețurilor de import de la relația pe termen lung



Pentru a permite ajustarea neliniară a reziduurilor din relația pe termen lung spre echilibru, modelul de corecție a erorilor este scris sub forma unui model autoregresiv cu prag (*threshold autoregressive, TAR*), precum în ecuația (4). Coeficienții de elasticitate estimați anterior în cadrul relației pe termen lung sunt

<sup>8</sup> Inclusiv în situația în care vectorul de cointegrare este estimat cu ajutorul metodei *Fully Modified Least Squares* pentru a lua în considerare posibilitatea corelării seriei reziduurilor și endogenitatea variabilelor dependente (de exemplu, cursul de schimb).

păstrați. Pragul este stabilit la valoarea zero ( $\tau = 0$ ): în cadrul specificației folosite, alegerea acestei valori particulare permite să se testeze dacă abaterile negative de la valoarea de echilibru conduc la o transmisie mai rapidă a modificărilor cursului de schimb nominal în prețurilor de import. Existența unei relații pe termen lung între variabilele analizate este validată de testele de cointegrare specifice modelelor cu variabile prag, așa cum indică statisticile T-max și F-joint (este testată ipoteza nulă care presupune existența unui proces de rădăcină unitate *versus* ipoteza alternativă) din Tabelul 1, fiind, de asemenea, confirmată și prin procedura standard Engle-Granger. Pentru modelul care presupune existența unor asimetrii se obține o sumă a pătratelor erorilor mai mică (ceea ce implică faptul că acest model replică mai bine datele istorice comparativ cu modelul liniar). Estimările sugerează că abaterile de la echilibrul pe termen lung care rezultă pe fondul scăderilor înregistrate de deflatorul importurilor, deprecierea NEER sau creșterea prețului internațional al petrolului sunt eliminate relativ rapid, în timp ce deviațiile rezultate în contextul unor modificări în direcția opusă a variabilelor menționate prezintă o persistență mai mare.

**Tabel 1.** Estimări ale modelului de corecție a erorilor cu variabilă prag *versus* versiunea liniară a acestuia

Variabila dependentă:	$\Delta u_t$			
Variabile endogene:	$PM, s^{ef}$			
Variabile exogene:	$oil^{brent}$			
Lag-uri (determinate automat):	2			
Eșantion (ajustat):	2000 T4 – 2014 T4			
Observații incluse:	57 după ajustări			
	Model ECM asimetric cu 2 regimuri		Model ECM liniar	
<b>Variabile</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Eroare standard</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Eroare standard</b>
Peste prag: $u_{t-1} \geq \tau$	-0,77	0,22		
Sub prag: $u_{t-1} < \tau$	-0,91	0,24	-0,83	0,18
Reziduul în prima diferență (t-1) $\Delta u_{t-1}$	0,20	0,16	0,19	0,16
Reziduul în prima diferență (t-2) $\Delta u_{t-2}$	0,13	0,14	0,13	0,13
<b>Valoarea pragului (<math>\tau</math>):</b>	0,00			
<b>Valoarea statisticii T-max:</b>	-3,51	(-2,14)*		
<b>Valoarea statisticii F-joint (<math>\Phi</math>):</b>	10,16	(5,87)*		
* Valori critice simulate pentru un nivel de semnificație de 5 la sută. Numărul de simulări: 10 000				

Pentru ca relația pe termen lung să se respecte<sup>9</sup>, atât prețurile, cât și cursul de schimb pot suferi ajustări. Sistemul<sup>10</sup> de ecuații (12) și (13) este estimat pentru a determina modul în care variabilele endogene – deflatorul importurilor și cursul de schimb nominal efectiv – se ajustează spre relația de echilibru pe termen lung:

<sup>9</sup> O versiune a teoriei Parității Puterii de Cumpărare (*Purchasing Power Parity*).

<sup>10</sup> Prețul internațional al petrolului este considerat variabilă exogenă.

$$\left\{ \begin{array}{l} \pi_t^{PM} = f(u_{t-1} \cdot \mathbf{1}(u_{t-1} \geq 0), u_{t-1} \cdot (1 - \mathbf{1}(u_{t-1} \geq 0)), \pi_{t-1:t-2}^{PM}, \Delta S_{t:t-2}^{ef}, \Delta oil_{t:t-2}^{brent}) + \varepsilon_t^{PM} \\ \Delta S_t^{ef} = g(u_{t-1} \cdot \mathbf{1}(u_{t-1} \geq 0), u_{t-1} \cdot (1 - \mathbf{1}(u_{t-1} \geq 0)), \pi_{t-1:t-2}^{PM}, \Delta S_{t-1:t-2}^{ef}, \Delta oil_{t:t-2}^{brent}) + \varepsilon_t^{s-ef} \end{array} \right. , \quad (12)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \pi_t^{PM} = f(u_{t-1} \cdot \mathbf{1}(u_{t-1} \geq 0), u_{t-1} \cdot (1 - \mathbf{1}(u_{t-1} \geq 0)), \pi_{t-1:t-2}^{PM}, \Delta S_{t:t-2}^{ef}, \Delta oil_{t:t-2}^{brent}) + \varepsilon_t^{PM} \\ \Delta S_t^{ef} = g(u_{t-1} \cdot \mathbf{1}(u_{t-1} \geq 0), u_{t-1} \cdot (1 - \mathbf{1}(u_{t-1} \geq 0)), \pi_{t-1:t-2}^{PM}, \Delta S_{t-1:t-2}^{ef}, \Delta oil_{t:t-2}^{brent}) + \varepsilon_t^{s-ef} \end{array} \right. , \quad (13)$$

unde  $f$  și  $g$  sunt funcții liniare.

**Tabel 2.** Ajustarea prețurilor de import spre relația de echilibru pe termen lung

	Sistemul liniar	Sistemul neliniar	
		Regimul 1 (inferior)	Regimul 2 (superior)
Procentul de observații	100%	55%	45%
Coeficientul ERPT pe termen lung		$U_2 = 0,93^*$	
p-value asociat testului Wald $H_0: U_2 = 1$		0,04	
Viteza de ajustare [Eroare Standard]	-0,63* [0,12]	-0,93* [0,17]	-0,55* [0,16]
R <sup>2</sup> ajustat	0,63	0,66	
Numărul de trimestre necesar disipării dezechilibrului față de relația pe termen lung	5	2	6
Testul Wald ( $H_0$ : sistemul neliniar = sistemul liniar)		10,87	
p-value		(0,00)	

\* semnificativ din punct de vedere statistic la un nivel de semnificație de 1 la sută.

Tabelul 2 sintetizează rezultatele obținute pentru ecuația ajustării care are loc în cazul deflatorului importurilor. Chiar dacă viteza de corecție diferă în funcție de semnul abaterii, elasticitatea pe termen lung a prețurilor de import la o modificare a cursului de schimb este aceeași, însă mai mare decât cea obținută în ecuația cu variabile exprimate în prima diferență, care folosește o măsură efectivă pentru inflația străină în locul dinamicii prețului internațional al petrolului. Acest lucru se poate datora faptului că ecuația cu variabile exprimate în prima diferență nu poate surprinde dinamica pe termen lung observată atunci când se utilizează variabile în nivel. O altă explicație ar putea fi dată de faptul că prin luarea în calcul a modificărilor prețului internațional al petrolului în mod explicit<sup>11</sup> se obțin valori mai mari ale coeficientului ERPT, așa cum susține de exemplu Hellerstein *et al.* (2006): prețurile materiilor prime au fost stabilite în dolari SUA de-a lungul timpului și poate fi de așteptat să crească atunci când dolarul se depreciază, ceea ce poate determina existența unei corelații negative între prețurile acestora și componenta USD/ RON a cursului de schimb nominal efectiv. Cu toate acestea, ipoteza nulă a unei transmisii complete pe termen lung a modificărilor cursului de schimb în variația prețurilor de import poate fi respinsă la un nivel de semnificație de 5 la sută.

În ceea ce privește modelul neliniar, atunci când sistemul este în regimul 1, denumit și inferior (valoarea deflatorului importurilor este sub cea indicată de relația pe termen lung), ajustarea este mai rapidă și aproape completă într-un trimestru, în timp ce, atunci când sistemul se află în regimul 2, denumit și superior (valoarea deflatorului

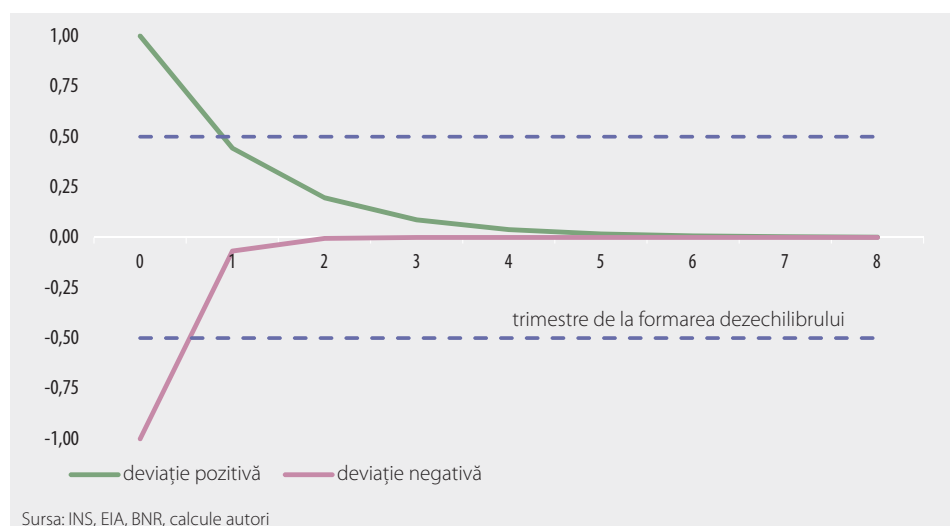
<sup>11</sup> Spre deosebire de situația în care s-ar considera că acestea sunt incluse implicit într-o măsură agregată a costurilor de producție suportate de firmele exportatoare străine.



importurilor este peste cea indicată de relația pe termen lung), prețurile de import par să se corecteze mai lent. Aceste rezultate sunt în concordanță cu ipoteza rigidității prețurilor la scădere: prețurile de import sunt mai rigide atunci când moneda națională se apreciază sau prețul internațional al petrolului se reduce decât atunci când moneda națională se depreciază sau prețul internațional al petrolului crește.

În timp ce modelul liniar indică o valoare a coeficientului care cuantifică viteza de ajustare spre relația pe termen lung de  $-0,63$  (care corespunde unui interval de aproximativ 5 trimestre necesar dispării deviației de la relația pe termen lung), rezultatele obținute pe baza estimărilor realizate cu ajutorul modelului neliniar sugerează că dezechilibrul dispare în aproximativ 2 trimestre în cazul regimului 1 (inferior), de trei ori mai repede decât în regimul 2 (superior), în cel din urmă caz fiind necesare 6 trimestre pentru ca abaterea de la relația pe termen lung să fie anulată. Comportamentul neliniar al sistemului este surprins în Graficul 12.

**Grafic 12.** Ajustarea asimetrică a prețurilor de import spre relația pe termen lung



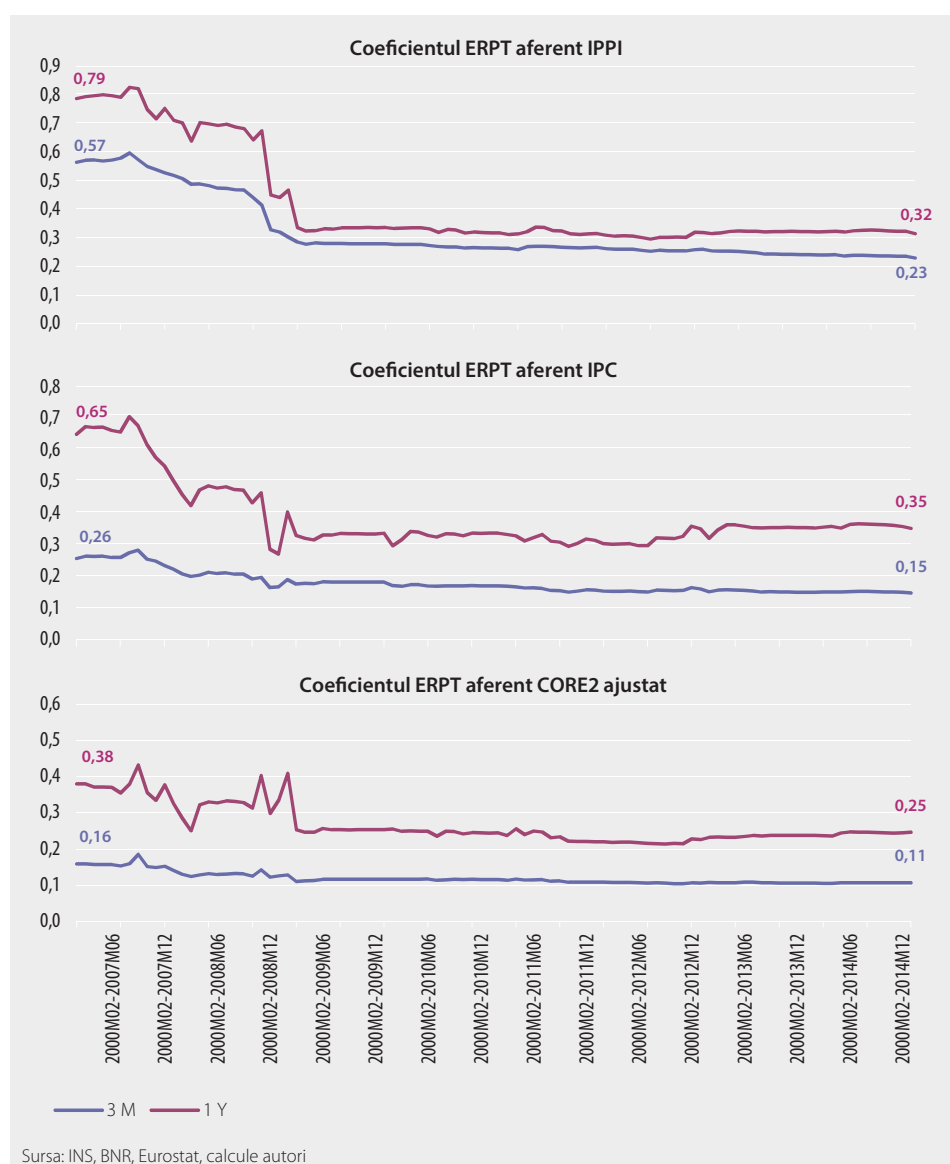
Ipoteza nulă conform căreia coeficienții de ajustare din relațiile pe termen scurt au aceeași valoare, indiferent de semnul abaterii de la relația pe termen lung, este respinsă, ceea ce înseamnă că modelul neliniar cu valoarea prag setată la zero nu este echivalent cu cel liniar. O sursă importantă de asimetrie în sistemul considerat este dată de ajustarea cursului de schimb, variabilă care a fost identificată ca având un caracter slab exogen în sistemul liniar: modelul neliniar indică o ajustare semnificativă din punct de vedere statistic a cursului de schimb atunci când acesta este supraevaluat – în cazul în care moneda națională este mai puternică decât ar sugera fundamentele –, în timp ce situațiile în care cursul de schimb este subevaluat în raport cu evoluția prețurilor tind să persiste.

## b. Transmisia modificărilor cursului de schimb nominal în variația prețurilor de producție și de consum

Estimarea magnitudinii coeficientului de transmisie a modificărilor cursului de schimb nominal în variația prețurilor de producție și a celor de consum este realizată pe serii

de date cu frecvență lunară folosind eșantioane mobile care includ cel puțin 7 ani de observații din intervalul februarie 2000 – decembrie 2014. Graficul 13 ilustrează rezultatele estimărilor coeficienților ERPT pentru orizonturi de un trimestru și, respectiv, un an, folosind ferestre expandabile de date<sup>12</sup>, care includ recursiv câte o nouă observație. Eșantionul folosit în cazul fiecărei estimări este specificat pe axa Ox. Ultimele valori reprezentate grafic reprezintă estimările obținute folosind întregul eșantion de date disponibile (verificări privind robustețea rezultatelor obținute pentru întregul eșantion sunt prezentate în Anexa D).

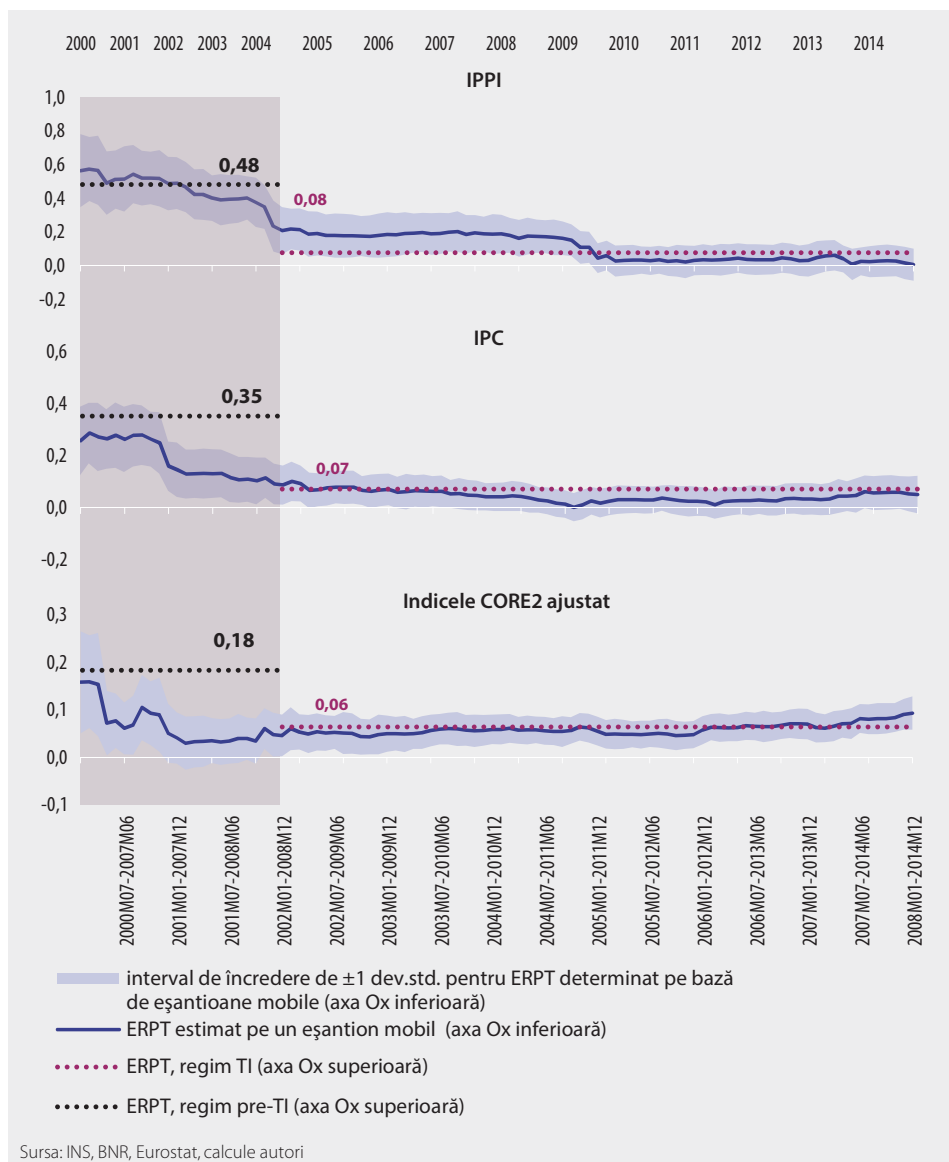
**Grafic 13.** Coeficientul ERPT estimat pe baza ferestrelor mobile fixate la începutul eșantionului pentru diferiți indici de preț



<sup>12</sup> Păstrează de fiecare dată ca primă observație valorile variabilelor de la începutul eșantionului (februarie 2000).

Se remarcă faptul că magnitudinea coeficientului de transmisie a modificărilor cursului de schimb nominal în variația indicilor de preț estimată pe baza modelelor VAR folosind întregul eșantion de date este semnificativ mai redusă decât valoarea medie a acestui coeficient obținută pe baza modelelor VAR estimate folosind ferestre de date de la începutul eșantionului; în urma încorporării observațiilor de după anul 2008, moment în care economia națională a început să fie afectată de criza financiară globală, se remarcă o scădere a coeficientului ERPT în cazul tuturor indicilor de preț analizați. Pe măsură ce tot mai multe observații recente intră în eșantionul folosit pentru estimare, mărirea coeficientului ERPT converge către valori mai reduse și prezintă o tendință de stabilizare, iar diferența între coeficienții de transmisie estimați pe termen lung și termen scurt scade. Cea mai semnificativă tendință de reducere a mărimii coeficienților ERPT se observă în cazul indicelui prețurilor producției industriale (IPPI), urmată de IPC și indicele CORE2 ajustat.

**Grafic 14.** Coeficientul ERPT la un orizont de un trimestru pentru IPPI, IPC și CORE2 ajustat, estimat pe baza ferestrelor mobile de lungime constantă și a eșantioanelor aferente regimurilor pre-TI și TI



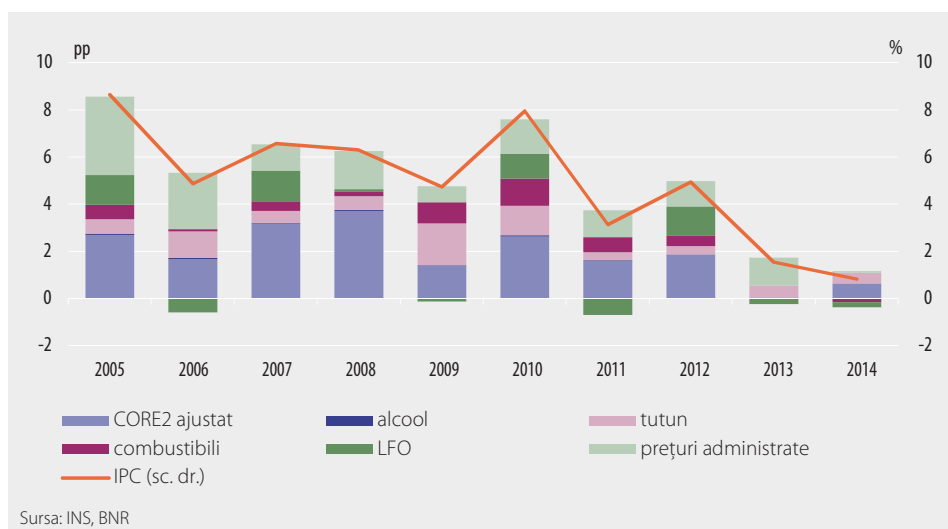
Rezultatele relativ instabile obținute pentru eșantioanele de la începutul intervalului considerat pot sugera prezența unor rupturi structurale în seriile de date. Împărțirea intervalului în două subeșantioane, delimitate de anul 2005, determină obținerea unor modele care reproduc cel mai bine seriile observate și conduc la rezultate complet diferite: coeficienții ERPT estimați pentru perioada premergătoare anului 2005, asociată regimului de politică monetară anterior celui de țintire a inflației (pre-TI ERPT), sunt relativ mari, în timp ce estimările aferente celui de-al doilea subeșantion, care corespunde regimului de țintire a inflației (TI ERPT), au valori semnificativ mai reduse.

Rezultate similare se obțin și în cazul în care estimările sunt realizate folosind eșantioane mobile<sup>13</sup> care includ un număr fix de observații. Estimările realizate pe eșantioane pentru care regimul pre-TI este reprezentat de cel puțin jumătate din numărul de observații conduc la obținerea unor coeficienți ai ERPT cu valori relativ ridicate și variabile în timp. Graficul 14 ilustrează aceste observații pentru coeficientul ERPT calculat la orizont de un trimestru. Zona hașurată marchează eșantionul pre-TI (reprezentat pe axa Ox superioară) și ferestrele mobile care cuprind preponderent observații aferente perioadei pre-TI (reprezentate pe axa Ox inferioară).

Coeficienții ERPT la un orizont de un trimestru obținuți pe baza ferestrelor mobile scad semnificativ sau devin tot mai stabili odată cu eliminarea din eșantionul folosit în estimare a observațiilor de până la sfârșitul anului 2002, care corespund unui puternic trend dezinflaționist; acest fenomen se produce simultan cu includerea tot mai multor observații din regimul TI în eșantioanele folosite în estimări. Pentru eșantioanele care conțin date recente, coeficienții ERPT la orizont de un trimestru în cazul indicelui prețurilor producției industriale, dar și în cazul indicelui prețurilor de consum tind să devină ne semnificativi din punct de vedere statistic. Însă atunci când în modelul VAR se utilizează indicele CORE2 ajustat în locul indicelui prețurilor de consum, coeficientul ERPT la orizont de un trimestru aferent acestuia, chiar dacă semnificativ mai redus comparativ cu regimul pre-TI, manifestă o tendință de ușoară creștere în perioadele recente, benzile de încredere depărtându-se treptat de 0 pe măsura actualizării eșantionului.

Rezultatele obținute pentru IPC sunt justificate de importanța semnificativă a șocurilor de ofertă și a factorilor nesistematici în explicarea dinamicii prețurilor de consum în România, acești determinanți nefiind surprinși în modelul stilizat folosit în această analiză (Graficul 15). Calendarul de liberalizare a prețurilor administrate, caracterul metependent al producției agricole, care influențează în special dinamica prețurilor volatile ale alimentelor (LFO), modificările legislative aferente taxelor indirecte sunt doar câteva exemple de surse care pot genera astfel de șocuri în cazul economiei naționale.

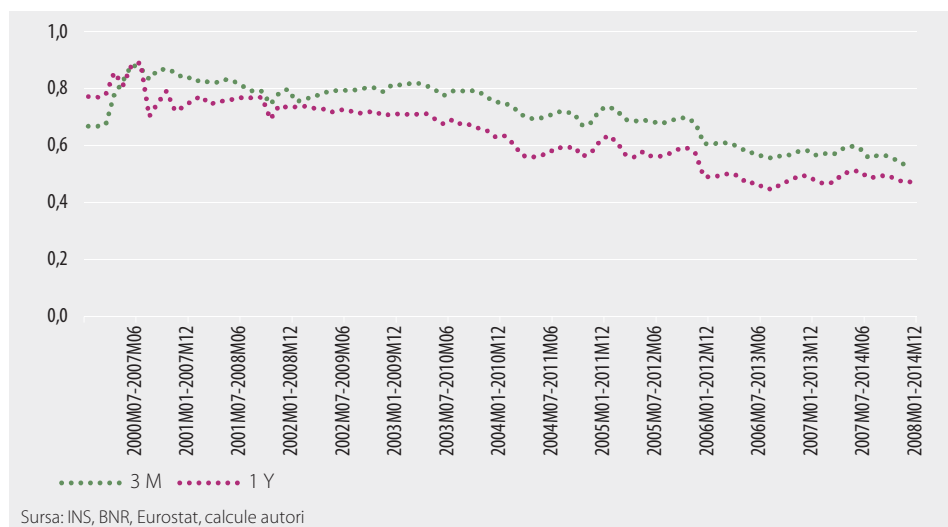
<sup>13</sup> În literatura de specialitate se consideră că această tehnică de estimare evidențiază mai rapid problemele de stabilitate a parametrilor comparativ cu utilizarea eșantioanelor expandabile.

**Grafic 15.** Contribuția componentelor la inflația anuală IPC

Factorii fundamentali care stau la baza evoluției inflației sunt mai bine surprinși de indicele CORE2 ajustat, din această măsură fiind eliminate impactul mecanismului de reglementare a prețurilor administrate, volatilitatea prețurilor alimentelor neprocesate, influența prețurilor combustibililor și schimbările survenite în cazul accizelor aplicabile anumitor produse (combustibili, produse din tutun și băuturi alcoolice). Un coeficient ERPT în ușoară creștere către finalul eșantionului post-criză pentru indicele CORE2 ajustat poate fi explicat prin prisma comportamentului contraciclic al firmelor în setarea marjelor comerciale, în contextul constrângerilor financiare asociate persistenței deficitului de cerere agregată. Este posibil ca în perioada menționată firmele să fi păstrat marje comerciale relativ ridicate în scopul obținerii fondurilor necesare pentru a-și îmbunătăți situația financiară deja dificilă din punct de vedere al lichidității și solvabilității, în pofida cererii insuficiente și a posibilei înrăutățiri a poziției competitive. Menținând marjele la niveluri care să le asigure continuitatea activității, firmele ar putea încorpora șocurile de curs de schimb în prețurile de vânzare finale într-o mai mare măsură în perioadele recente.

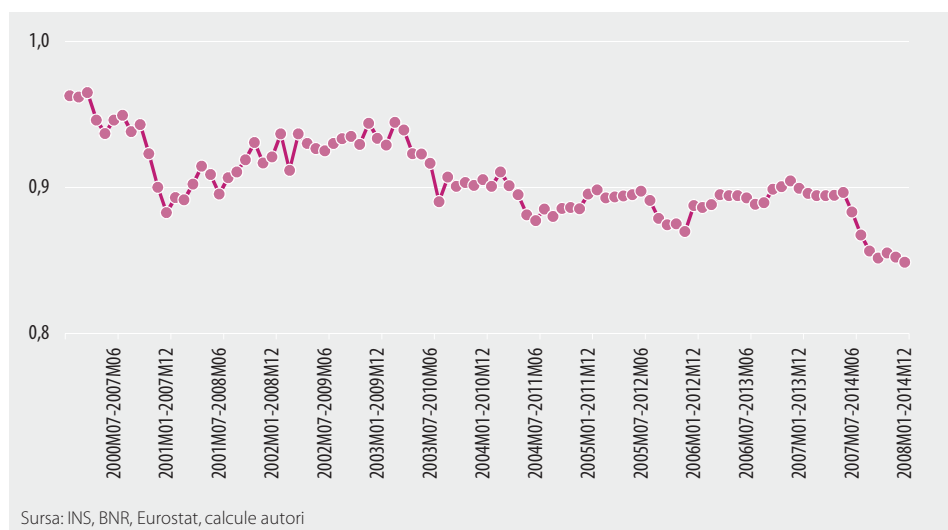
Cea mai probabilă cauză a reducerii generale a magnitudinii coeficienților ERPT în perioadele recente pare a fi declinul cu caracter structural al inflației, concomitent cu consolidarea credibilității politicii monetare după momentul adoptării strategiei de țintire a inflației în august 2005. Pe lângă ancorarea mai bună a anticipațiilor inflaționiste, un alt determinant al evoluției în timp a ERPT este reprezentat de reducerea persistenței inflației, care înseamnă efecte mai puțin îndelungate ale șocurilor asupra costurilor și prețurilor și care îi determină pe producători să nu-și mai ajusteze prețurile ca răspuns la aceste șocuri (incluzând șocurile de curs de schimb) atât de frecvent ca în trecut. Graficul 16 evidențiază proporția din dinamica CORE2 ajustat explicată de șocurile care au afectat în mod direct această măsură a inflației, la orizonturi de unul și patru trimestre, conform estimărilor realizate cu ajutorul ferestrelor mobile. Se poate observa că această contribuție a scăzut spre sfârșitul eșantionului, în special în cazul orizontului de timp mai lung, semnalând efecte de mai scurtă durată ale inflației trecute asupra celei viitoare.

**Grafic 16.** Proporția din varianța inflației CORE2 ajustat explicată de propriile șocuri la orizonturi de un trimestru și un an

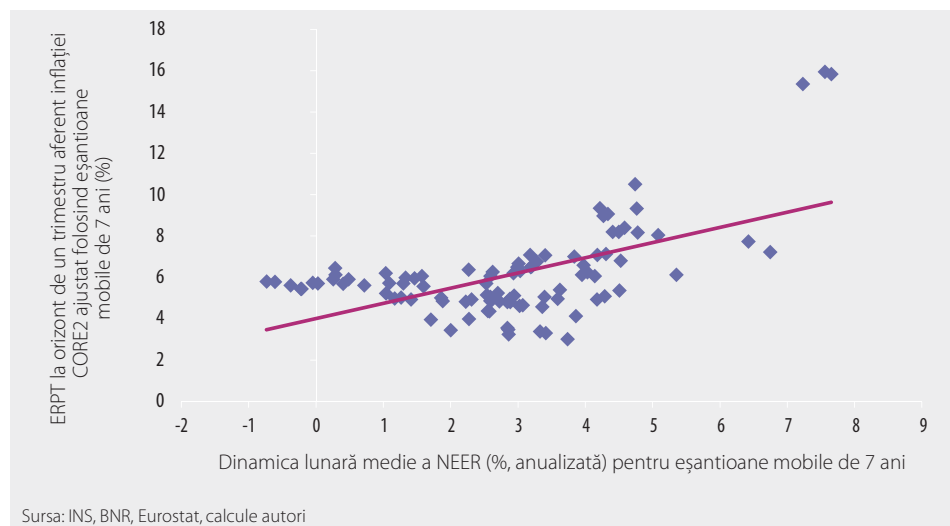


Pe măsură ce eșantionul mobil include date tot mai recente, modelele VAR estimate au valori proprii din ce în ce mai mici. Graficul 17 prezintă valorile maxime ale inverselor rădăcinilor polinomului caracteristic de tip autoregresiv obținute pentru fiecare estimare realizată pe baza eșantioanelor mobile. Valorile mai ridicate ale acestora sunt identificate în cazul modelelor estimate cu observații de la începutul intervalului de timp analizat, indicând o instabilitate mai mare a modelelor respective și, totodată, efecte mai persistente ale șocurilor în acele perioade. În acest sens, nu doar rata inflației a fost mai persistentă în intervalul pre-TI, ci și variația cursului de schimb nominal, fapt care explică valorile mai mari ale coeficienților ERPT de la începutul perioadei analizate.

**Grafic 17.** Valorile proprii maxime ale modelelor VAR estimate cu ajutorul ferestrelor mobile

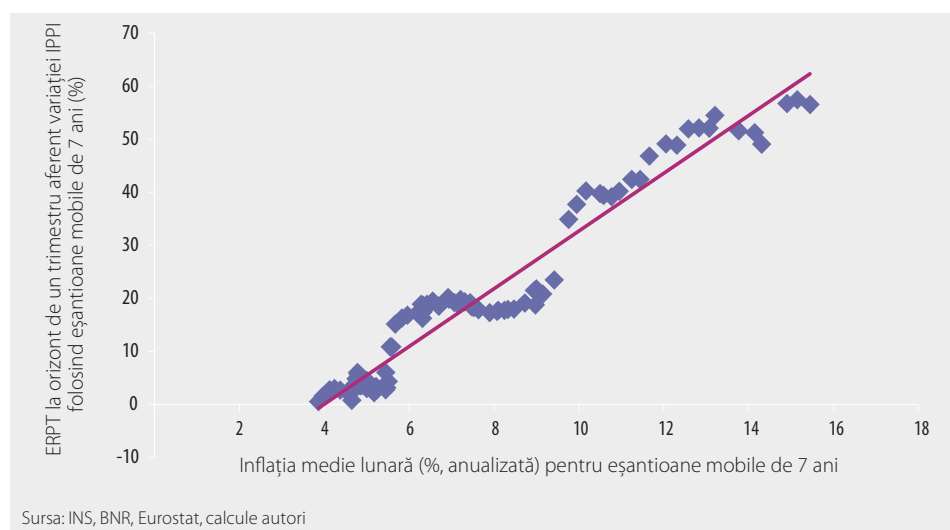


**Grafic 18.** Coeficientul ERPT la orizont de un trimestru aferent inflației CORE2 ajustat *versus* dinamica lunară medie anualizată a cursului de schimb nominal efectiv (eșantion mobil de 7 ani)



Alte observații importante cu privire la variația în timp a valorilor coeficienților ERPT estimați rezultă din analiza rezultatelor obținute folosind eșantioane mobile comparativ cu media în cadrul fiecărui eșantion de estimare a principalelor variabile incluse în model. Graficul 18 prezintă coeficientul de transmisie la un trimestru în cazul indicelui CORE2 ajustat față de media dinamicii lunare a NEER pentru fiecare fereastră mobilă de 7 ani: figura indică existența unei relații pozitive între evoluția în timp a valorii coeficientului ERPT și dinamica medie a cursului de schimb nominal efectiv, ceea ce sugerează posibilitatea ca o depreciere (persistentă în timp) să se transmită într-o măsură mai mare în dinamica prețurilor comparativ cu o apreciere.

**Grafic 19.** Coeficientul ERPT la orizont de un trimestru aferent dinamicii IPPI *versus* inflația medie lunară (eșantion mobil de 7 ani)



O relație și mai puternică, care susține concluziile anterioare, se observă între coeficientul ERPT la orizont de un trimestru aferent dinamicii prețurilor producției industriale calculat pe baza eșantioanelor mobile și inflația medie lunară în cadrul eșantionului corespunzător (Graficul 19): inflația mai ridicată determină un coeficient de transmisie mai mare.

Pentru a investiga mai departe sursele variației în timp a valorilor coeficienților ERPT este folosită metodologia care se axează pe modele VAR cu prag. Abordarea este justificată de faptul că aceste modele neliniare implică un comportament asimetric funcție de variabilele modelate endogen, în contrast, de exemplu, cu o altă clasă de modele neliniare, de tipul *Markov Switching*, unde sursa de asimetrie este exogenă sistemului. În cadrul acestei analize s-a preferat utilizarea inflației CORE2 ajustat ca măsură a dinamicii prețurilor de consum, întrucât inflația IPC este compusă dintr-o serie de componente cu comportament eterogen care implicit generează o incertitudine ridicată în interpretarea rezultatelor. Fiind o măsură dezagregată a IPC, indicele CORE2 ajustat este considerat adecvat în acest context.

Variabilele de tranziție sunt reprezentate de cursul de schimb și inflația de bază (folosite pe rând). Întregul interval de timp analizat este împărțit în două subeșantioane în funcție de poziționarea variabilei de tranziție în raport cu valoarea prag (mai mare sau mai redusă decât aceasta).

Pragul găsit pentru modificarea cursului de schimb nominal efectiv are o valoare în vecinătatea lui zero<sup>14</sup> și generează asimetrie în transmisia cursului de schimb cu un decalaj de două luni. Graficul 20 prezintă rezultatele grilei de căutare.

**Grafic 20.** Determinantul matricei de varianță-covarianță a reziduurilor pentru fiecare model TVAR al cărui prag ia pe rând toate valorile din cadrul zonei de căutare (reprezentată de variația cursului de schimb pe axa Ox, procente)

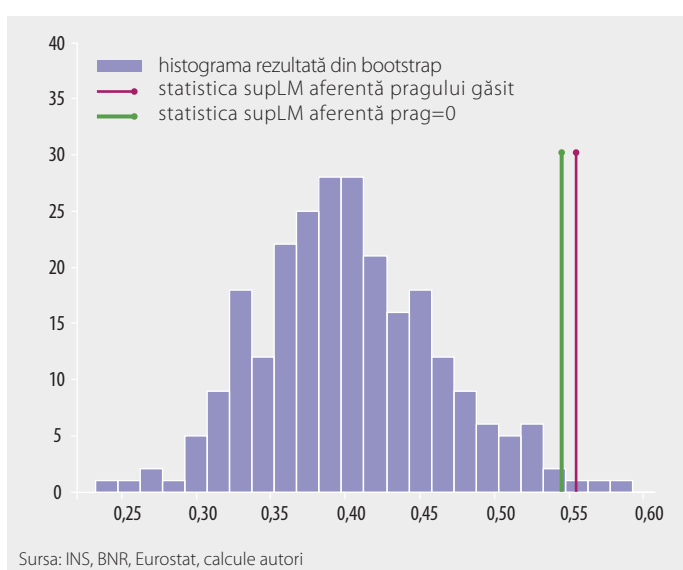


<sup>14</sup> Dinamică lunară anualizată de 0,51 la sută.

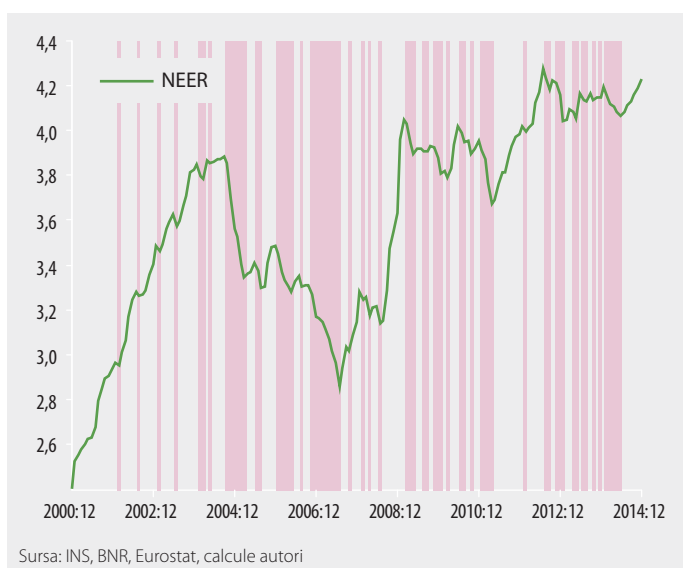


Existența unor regimuri diferite ale ERPT în raport cu semnul variației cursului de schimb este mai ușor de înțeles decât existența a două regimuri diferențiate de o modificare a cursului de schimb mai mică sau mai mare de 0,51 la sută, valoarea prag identificată de algoritm, reprezentată în Graficul 20. Astfel, ținând cont că valoarea zero nu se regăsește în setul de date observate și că algoritmul descris în Anexa A nu returnează valoarea exactă a pragului dacă aceasta nu se află în grila de căutare, analiza testează în continuare dacă o valoare egală cu zero a pragului determină un comportament asimetric al modelului.

**Grafic 21.** Testarea neliniarității modelului care utilizează variația NEER ca variabilă de tranziție (cazul erorilor homoscedastice)



**Grafic 22.** Împărțirea eșantionului în funcție de regimul de apreciere sau de cel de depreciere a monedei naționale (sunt marcate episoadele de apreciere)

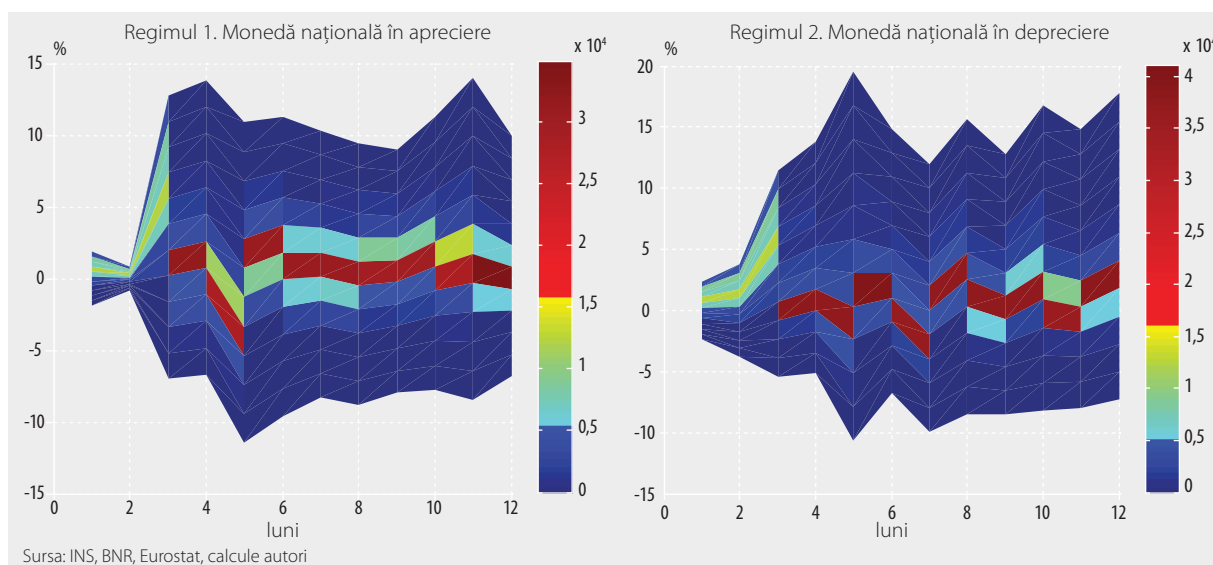


Graficul 21 expune distribuția testului aplicat și statisticile asociate valorilor pragului: ipoteza nulă a liniarității modelului poate fi respinsă la un nivel de semnificație de 5 la sută. Dacă același test este repetat permițând heteroscedasticitatea erorilor, ipoteza nulă nu poate fi respinsă. Reprezentarea vizuală a acestei versiuni a testului este redată în Anexa E.

În continuare sunt definite cele două regimuri ale sistemului: primul regim cuprinde eșantionul cu observații aferente aprecierilor monedei naționale, iar cel de al doilea, observații aferente depreciierilor (Graficul 22).

Graficul 23 evidențiază regiunile cu cea mai mare densitate a valorilor funcțiilor de răspuns la impuls ale inflației de bază la un șoc egal cu o deviație standard aplicat cursului de schimb în cazul fiecărui regim. Numărul de luni scurse de la inițierea șocului este reprezentat pe axa Ox, în timp ce axa Oy indică răspunsul înregistrat de rata inflației CORE2 ajustat la impulsul aplicat în model. Codul de culori indică regiunile de pe grafic în care sunt concentrate răspunsurile în cadrul distribuției aferente funcțiilor generalizate de răspuns la impuls: culoarea roșu închis marchează regiunea cu cea mai mare densitate, în timp ce albastru închis o indică pe cea mai redusă. În primele două perioade de la producerea șocului, valorile funcțiilor de răspuns la impuls ale inflației CORE2 ajustat în primul regim sunt concentrate în jurul lui zero, devenind semnificative doar în a treia lună<sup>15</sup>. Răspunsurile aferente celui de-al doilea regim sunt semnificative și mai mari decât cele corespunzătoare primului regim. Ambele regimuri definesc modele stabile, deoarece răspunsurile converg către zero pentru orizonturi îndepărtate.

**Grafic 23.** Funcțiile de răspuns la impuls în cazul inflației CORE2 ajustat la un șoc egal cu o deviație standard aplicat cursului de schimb pentru regimul 1 (monedă în apreciere) și regimul 2 (monedă în depreciere)

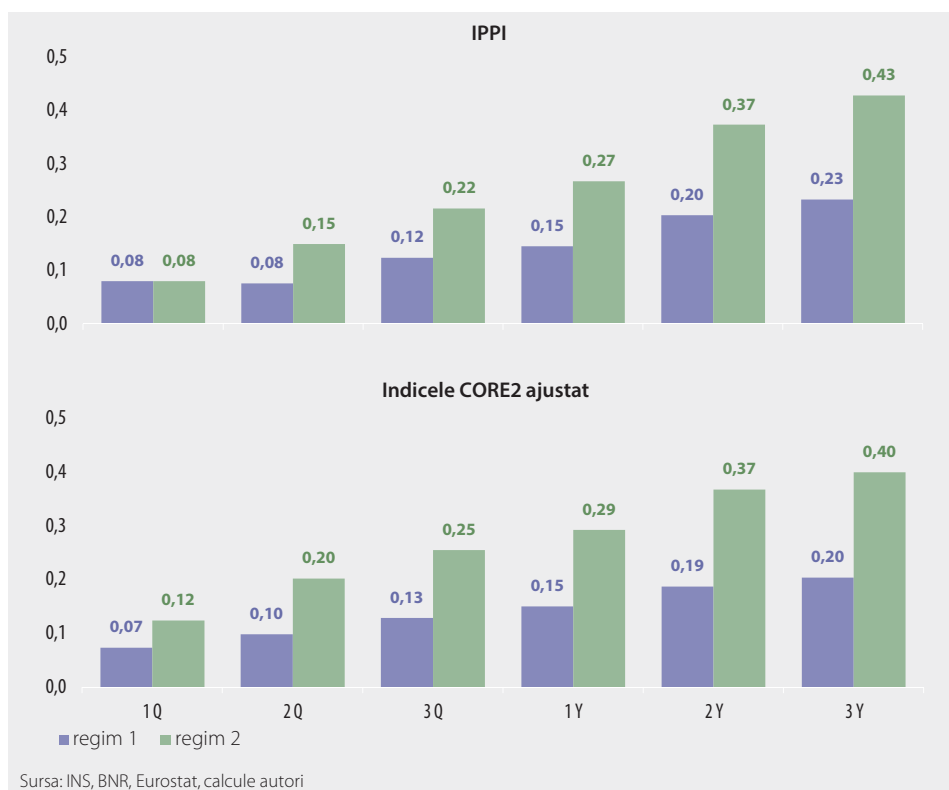


Funcțiile cumulate de răspuns la impuls ale variabilelor de interes pentru un șoc egal cu o deviație standard aplicat cursului de schimb sunt reprezentate în Anexa F. Răspunsul cursului este mai mare în al doilea regim. În plus, răspunsurile inflației de bază sunt mai

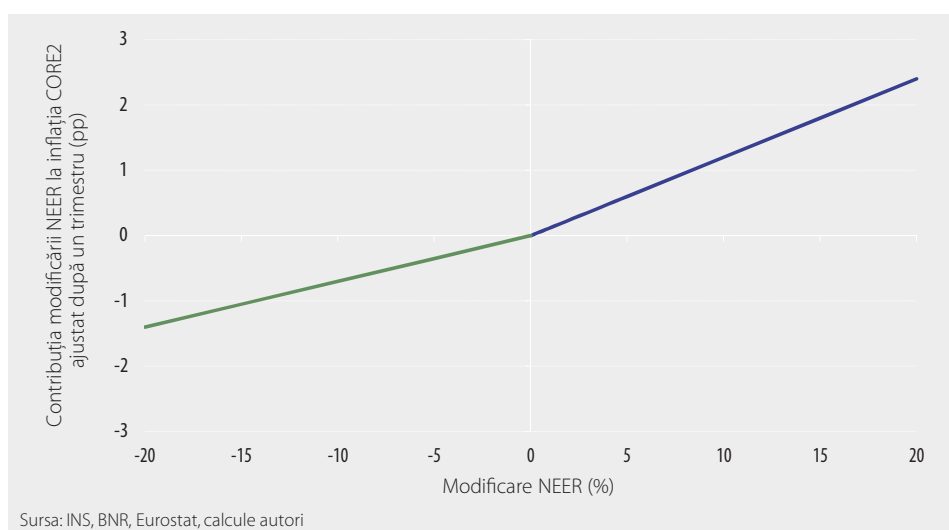
<sup>15</sup> Cel mai probabil, sistemul trece în acest moment în al doilea regim.

persistente în al doilea regim, evidențiind faptul că este posibil ca șocurile de depreciere să aibă efecte (percepute) de mai lungă durată comparativ cu cele de apreciere.

**Grafic 24.** Valorile coeficienților ERPT în regimul de apreciere a monedei naționale (regimul 1) versus regimul de depreciere a monedei naționale (regimul 2)



**Grafic 25.** Modificarea inflației ca urmare a dinamicii NEER (asimetrie de semn)



Coeficientul ERPT rezultat în urma aplicării formulei de calcul (9) este ilustrat în Graficul 24. Așa cum era de așteptat, coeficientul de transmisie este mai mare în cazul regimului 2, caracterizat de deprecierea monedei naționale; diferența dintre

coeficienții aferenți celor două regimuri pare să se mărească pe măsură ce orizontul de timp la care se referă este mai îndepărtat. Aceste rezultate indică faptul că prețurile prezintă rigiditate la scădere, iar cantitatea de bunuri oferită este rigidă la creștere. Graficul 25 redă modul în care variația cursului de schimb nominal se transmite în inflația CORE2 ajustat conform estimărilor efectuate.

**Tabel 3.** Variabilele de tranziție testate, valorile prag corespunzătoare, testele statistice pentru determinarea neliniarității modelelor și valoarea coeficientului ERPT în cadrul fiecărui regim identificat

Variabilele de tranziție	Variația NEER	Rata inflației CORE2 ajustat	Magnitudinea variației NEER
Valoare prag (%)	0	7,5	20
Statistica SupLM	0,55	0,66	0,51
P-value (reziduuri homoscedastice)	0,02	0,00	0,06
P-value (reziduuri heteroscedastice)	0,28	0,09	0,38
Gradul de întârziere (în luni)	2	1	1
Coeficientul ERPT aferent IPPI la 1 T	variabila de tranziție < prag	0,08	0,09
	variabila de tranziție > prag	0,08	0,13
Coeficientul ERPT aferent indicelui CORE2 ajustat la 1 T	variabila de tranziție < prag	0,07	0,07
	variabila de tranziție > prag	0,12	0,14

Repetarea aceluiași pași în cazul utilizării inflației CORE2 ajustat ca variabilă de tranziție a sistemului determină obținerea unor evidențe și mai convingătoare cu privire la comportamentul diferit al modelului într-un regim cu inflație redusă comparativ cu unul caracterizat de o inflație ridicată. Valoarea prag identificată este de 7,5 la sută (în termeni de inflație lunară anualizată) și corespunde unei transmisii asimetrice a șocurilor care se realizează cu o întârziere de o perioadă. Ipoteza nulă a liniarității modelului poate fi respinsă chiar și în situația în care testul ia în considerare existența unor erori heteroscedastice, la un nivel de semnificație de 10 la sută. Valoarea coeficienților de transmisie în cazul ambilor indici de preț analizați (indicele prețurilor de producție industrială și indicele CORE2 ajustat) este mai redusă în regimul în care inflația de bază se situează sub nivelul de 7,5 la sută comparativ cu regimul în care aceasta se situează peste acest prag. Aceste constatări reiau concluziile rezultate în cadrul analizei efectuate folosind eșantioane mobile de date, care indicau valori ale coeficienților ERPT mai mari la începutul perioadei de timp analizate (înainte de adoptarea strategiei de țintire a inflației, când inflația se situează la niveluri ridicate) și mai mici spre sfârșitul intervalului, după adoptarea strategiei de țintire a inflației, când rata inflației înregistrează valori mai reduse. Rezultatele obținute sunt în concordanță cu considerentele calitative reliefate în studiul lui Taylor (2000) și sunt redată în penultima coloană din Tabelul 3<sup>16</sup>.

<sup>16</sup> Tabelul redă valorile coeficienților ERPT la un orizont de un trimestru, deoarece utilizarea unor orizonturi mai îndepărtate într-un model TVAR poate însemna incorporarea unor schimbări de regim.

O altă variabilă de tranziție sugerată de teoria economică și care prezintă interes în cadrul acestei analize este reprezentată de magnitudinea modificării cursului de schimb nominal efectiv, care compară coeficientul ERPT obținut în situația unor variații mari față de unele mai mici ale cursului de schimb. În acest caz, pentru un prag identificat la nivelul de 20 la sută corespunzător unei modificări lunare anualizate a cursului de schimb care determină o transmisie asimetrică a șocurilor în cadrul modelului cu o întârziere de o lună<sup>17</sup>, ipoteza nulă a liniarității poate fi respinsă doar la un nivel de semnificație de 10 la sută și doar pentru varianta erorilor homoscedastice. Valoarea coeficientului ERPT este mai mică atunci când cursul de schimb depășește nivelul prag, rezultat care poate fi explicat de existența costurilor de meniu din perspectiva exportatorilor străini care setează prețurile în propria monedă<sup>18</sup>. O altă explicație este reprezentată de faptul că, în cazul modificărilor mari ale cursului de schimb, efectul de avuție și bilanț exercitat prin intermediul cursului de schimb poate domina efectele canalului competitivității externe, limitând astfel impactul aprecierilor sau deprecierilor mari asupra inflației. La nivel microeconomic, este posibil ca firmelor să le fie mai ușor să încoporeze modificări mici ale cursului de schimb în prețuri fără a afecta volumul vânzărilor. Așa cum se poate observa în Graficul G2 din Anexa G, observațiile aferente regimului cu modificări mari ale cursului de schimb sunt izolate în timp: firmele pot percepe aceste modificări ca fiind temporare și susceptibile a fi urmate de variații de sens contrar. Valorile coeficienților ERPT corespunzător regimului cu modificări ale cursului de schimb mai mici decât nivelul prag sunt comparabile cu rezultatele obținute folosind tot eșantionul de date disponibil.

## 6. Concluzii

Rezultatele studiului indică o reducere a magnitudinii coeficienților de transmisie a modificărilor cursului de schimb nominal în variația diferiților indici de preț pe parcursul perioadei analizate. Printre factorii care au contribuit la această evoluție se pot enumera procesul de globalizare, mediul macroeconomic caracterizat în perioadele recente de o inflație redusă care s-a asociat consolidării credibilității politicii monetare și reducerii persistenței șocurilor inflaționiste, perioadele prelungite de înregistrare a unui deficit de cerere, precum și episoadele de apreciere semnificativă a monedei naționale în prezența unor rigidități ale prețurilor la reducere.

Cu toate acestea, există anumite rezultate conform cărora magnitudinea coeficientului ERPT în cazul inflației CORE2 ajustat, deși redusă, pare a fi crescut ușor în perioadele recente, probabil pe fondul modificărilor cursului de schimb care nu sunt compensate prin ajustarea nivelului deja redus al marjelor comerciale de către firmele constrânse financiar; procedând astfel, acestea din urmă încearcă să asigure *cash flow*-urile necesare derulării activității, în pofida efectelor posibil negative asupra cotelor de piață.

<sup>17</sup> Pragul găsit este localizat foarte aproape de limita superioară a grilei de căutare.

<sup>18</sup> Presupunând că PCP este folosit mai des decât LCP.

Din perspectiva recomandărilor de politică economică, slăbirea relației dintre modificările cursului de schimb și dinamica inflației nu ar trebui interpretată ca fiind permanentă. Variația în timp a magnitudinii coeficientului ERPT poate fi văzută nu doar ca o urmare a rupturilor structurale prezente în date, ci și ca rezultat al surprinderii existenței unei relații neliniare între modificările cursului de schimb și dinamica inflației: coeficientul ERPT apare a fi mai redus în episoadele de apreciere a monedei naționale, când variațiile cursului de schimb sunt semnificative și când rata inflației înregistrează niveluri reduse. Având în vedere ultimul factor menționat, în cazul ipotetic al unei reinflamări a inflației în perioadele viitoare, datorată, de exemplu, unor șocuri aferente materiilor prime, anticipațiile inflaționiste ale agenților economici s-ar putea înrăutăți, având potențiale efecte negative asupra credibilității politicii moneare și determinând, în consecință, o nouă creștere a magnitudinii coeficientului ERPT.

În plus, o serie de alte evoluții ar trebui luate în considerare în analiza magnitudinii coeficientului ERPT în actualul context macroeconomic. În primul rând, presiunile induse de competitivitate la nivel global pot reduce magnitudinea coeficientului ERPT în cazul prețurilor de import sau, dintr-un anumit punct, pot duce la o reversare a tendinței de reducere a acestuia ca urmare a scăderii marjelor de profit ale exportatorilor străini până la valori la care acestea nu mai pot absorbi fluctuațiile cursului de schimb. În al doilea rând, ținând cont de faptul că evoluțiile ciclice ale economiei au favorizat cel mai probabil scăderea magnitudinii coeficientului ERPT, refacerea excesului de cerere poate determina valori ale coeficienților ERPT diferiți de cei evaluați în prezent. Nu în ultimul rând, într-un context macroeconomic caracterizat de o inflație foarte redusă, deprecierea monedei naționale poate să nu fie contracarată prin intermediul politicii monetare, așa cum este posibil să se fi întâmplat în trecut dacă se considera că deprecierea respectivă exercită presiuni inflaționiste ridicate; acest comportament poate duce la creșterea magnitudinii coeficientului ERPT.

# Bibliografie

- Arbatli, E. C. *Exchange Rate Pass-Through in Turkey: Looking for Asymmetries*, Central Bank Review, Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey, vol. 3(2), pp. 85-124, 2003
- Beirne, J.,  
Bijsterbosch, M. *Exchange Rate Pass-Through in Central and Eastern European EU Member States*, Journal of Policy Modeling, Elsevier, vol. 33(2), pp. 241-254, 2011
- Bitāns, M. *Pass-Through of Exchange Rates to Domestic Prices in East European Countries and the Role of Economic Environment*, Latvijas Banka Working Paper No. 4, 2004
- Bussiere, M. *Exchange Rate Pass-Through in the G7 Economies: The Role of Nonlinearities and Asymmetries*, European Central Bank, Working Paper No. 0822, 2007
- Ca'Zorzi, M.,  
Hahn, E.,  
Sanchez, M. *Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets*, European Central Bank, Working Paper No. 739, 2007
- Campa, J. M.,  
Goldberg, L. *Exchange Rate Pass-Through into Import Prices*, Review of Economics and Statistics, No. 87, pp. 679-690, 2005
- Campa, J. M.,  
Goldberg, L.,  
González-Mínguez, J. *Exchange Rate Pass-Through to Import Prices in the Euro Area*, Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, No. 219, 2005
- Choudhri, E,  
Hakura, D. *Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?*, Journal of International Money and Finance, No. 25, pp. 614-639, 2006
- Cozmâncă, B.O.,  
Manea, F. *Asymmetries in the Exchange Rate Pass-Through into Romanian Price Indices*, Romanian Journal of Economic Forecasting, issue 1, pp. 21-44, 2010a
- Exchange Rate Pass-Through into Romanian Price Indices. A VAR Approach*, Romanian Journal of Economic Forecasting, issue 3, pp. 26-52, 2010b
- Edwards, S. *The Relationship between Exchange Rates and Inflation Targeting Revisited*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 12163, 2006
- Enders, W.,  
Siklos, P. L. *Cointegration and Threshold Adjustment*, American Statistical Association, Journal of Business & Economic Statistics, vol. 19(2), pp. 166-176, April, 2001
- Frankel, J. A.,  
Parsley, D.,  
Wei, S. J. *Slow Pass-through Around the World: A New Import for Developing Countries*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 11199, 2005

- Gary, K.,  
Pesaran, M. H.,  
Potter, S. M. *Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models*, Journal of Econometrics, Elsevier, vol. 74(1), pp. 119-147, 1996
- Goldfajn, I.,  
Werlang, S. *The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study*, Central Bank of Brazil, Working Paper No. 5, 2000
- Goldfajn, I.,  
da Costa Werlang, S. R. *The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study*, Pontificia Universidade Católica de Rio de Janeiro, Departamento de Economia, 2000
- Gueorguiev, N. *Exchange Rate Pass-Through in Romania*, IMF Working Paper WP/03/130, 2003
- Hahn, E. *Pass-through of External Shocks to Euro Area Inflation*, European Central Bank, Working Paper No. 739, 2003
- Hansen, B. E. *Sample Splitting and Threshold Estimation*, Econometric Society, Econometrica, vol. 68(3), pp. 575-604, 2000
- Hansen, B. E.,  
Seo, B. *Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models*, Journal of Econometrics, vol. 110(2), pp. 293-318, 2002
- Hellerstein, R.,  
Daly, D.,  
Marsh, C. *How U.S. Import Prices Become Less Responsive to Changes in the Dollar?*, Federal Reserve Bank of New York, Current Issues in Economics and Finance, vol. 12(6), 2006
- Koop, G.,  
Pesaran, M. H.,  
Potter, S. M. *Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models*, Journal of Econometrics, Elsevier, vol. 74(1), pp. 119-147, 1996
- Korhonen, I.,  
Wachtel, P. *A Note on Exchange Rate Pass-through in CIS Countries*, BOFIT Discussion Paper No. 2, 2005
- Mahdavi, S. *The Response of the US Export Prices to Changes in the Dollar's Effective Exchange Rate: Further Evidence from Industrial Level Data*, Applied Economics, No. 34, pp. 2115-2125, 2002
- McCarthy, J. *Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in some Industrialised Economies*, Bank for International Settlements, Working Paper No. 79, 1999
- Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies*, Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports 111, 2000
- Mishkin, F.,  
Schmidt-Hebbel, K. *Does Inflation Targeting Make a Difference?*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No.12876, 2007
- Obstfeld, M.,  
Rogoff, K. *New Directions for Stochastic Open Economy Models*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 7313, 1999
- Pollard, P. S.,  
Coughlin, C. *Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass-through at the Industry Level*, University of Nottingham, Research Paper 2004 -13 and Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper 2003-029C, 2004



- Taylor, J.B. *Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms*, European Economic Review, No. 44, pp. 1389-1408, 2000
- Vonnak, B. *Risk Premium Shocks, Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through in the Czech Republic, Hungary and Poland*, Magyar Nemzeti Bank, Working Papers 2010/1, 2010
- Xu, TengTeng *Romania: Exchange Rate Pass-Through under Inflation Targeting*, Romania: Selected Issues, IMF Country Report (Washington, D.C.: International Monetary Fund), 2015.

## Anexe

### A. Găsirea unei valori prag pentru variabila de tranziție a unui model VAR cu două regimuri (folosind o grilă de căutare)

Funcția de verosimilitate a modelului TVAR nu este diferențiabilă în  $\gamma$  (valoarea pragului); în consecință, se utilizează o grilă de căutare pentru identificarea acestui nivel prag:

1. regiunea asupra căreia se aplică grila de căutare este reprezentată de valorile variabilei de tranziție ordonate crescător, din rândul cărora au fost eliminate câte 30 la sută din observații atât de la începutul seriei, cât și de la sfârșitul acesteia<sup>19</sup>, astfel încât să se asigure un număr suficient de observații pentru estimarea fiecărui regim;
2. pentru fiecare valoare a spațiului anterior definit se estimează modelul TVAR corespunzător, reținând în fiecare caz valoarea funcției de verosimilitate (calculată ca minus valoarea determinantului matricei de varianță-covarianță a rezidualilor);
3.  $\gamma$  corespunde valorii maxime a funcției de verosimilitate.

Această procedură aplicată în cazul multivariat corespunde criteriului minimizării sumei erorilor pătratice în modelele univariate. Trebuie menționat că algoritmul nu va returna valoarea exactă a pragului dacă aceasta nu există în seria de observații, dar identifică valoarea cea mai apropiată de aceasta.

<sup>19</sup> O valoare relativ mare, având în vedere faptul că modelul VAR cu două regimuri necesită estimarea unui număr dublu de parametri față de varianta liniară.

## B. Testarea neliniarității

După găsirea valorii prag, trebuie testat dacă coeficienții estimați în cadrul modelului cu două regimuri sunt diferiți din punct de vedere statistic sau procesul generator de date poate fi descris la fel de bine folosind un model liniar. Ipoteza nulă a testului presupune că valorile coeficienților estimați pentru fiecare din cele două regimuri delimitate cu ajutorul pragului sunt egale. Dificultatea implementării acestui test constă în faptul că valoarea pragului nu este definită sub ipoteza nulă. Din acest motiv, se folosește un test de tip *Supreme Lagrange Multiplier* (SupLM) ca și în studiul lui Hansen și Seo (2002); distribuția de probabilitate a testului nu este una standard și, de aceea, va fi construită prin metode de simulare de tip *bootstrap*, astfel:

- se efectuează un număr de  $b$  extrageri aleatoare și independente din vectorul de reziduuri  $e_t$  al modelului liniar inițial;
- pentru fiecare tragere se construiește recursiv vectorul de date  $Y_t^b$  pornind de la condițiile inițiale și parametrii estimați sub ipoteza nulă; o nouă grilă de căutare este efectuată la fiecare iterație;
- pentru fiecare eșantion simulat se determină și păstrează statistica<sup>20</sup> testului  $SupLM^b$  aferentă fiecărei valori de tip prag găsite pentru variabila de tranziție generată;
- probabilitatea  $p$ -value<sup>21</sup> obținută prin *bootstrap* este determinată ca procentul statisticilor simulate care depășesc statistica efectivă  $SupLM$ , calculată pentru valoarea prag aferentă setului original de date.

În total s-au efectuat  $b=250$  de trageri pentru fiecare din următoarele tipuri de *bootstrap*: unul care presupune că reziduurile modelului sunt homoscedastice și unul care relaxează această ipoteză, permițând prezența caracteristicilor de heteroscedasticitate în seria de erori (*wild bootstrap*). Primul tip de simulare poate fi prea restrictiv în cazul unui model care este testat pentru neliniaritate.

<sup>20</sup> Aceasta este egală cu maximul statisticilor  $LM$  asociate valorilor incluse în noua grilă de căutare. Procedura de recuperare a acesteia este similară celei descrise în Anexa A, dar este realizată de un număr de  $b$  ori asupra datelor simulate.

<sup>21</sup> Nivelul de semnificație în funcție de care se decide dacă ipoteza nulă va fi sau nu respinsă.

### C. Construirea funcțiilor generalizate de răspuns la impuls (GIRF)

Metodologia folosită este cea propusă de Koop *et al.* (1996). Generarea funcțiilor de răspuns la impuls pentru modele neliniare este mai complicată decât în cazul modelelor liniare, deoarece pentru cele dintâi efectul unui șoc depinde de o combinație între valorile precedente ale variabilelor modelate și mărimea șocului:

1. pentru a genera setul de valori inițiale ( $\Omega_{t-1}$ ) sunt efectuate  $R$  extrageri (în număr de 500) din seria de date;
2. pentru fiecare set de valori inițiale se efectuează  $N$  extrageri (în număr de 100) din șocurile structurale de tip Choleski ale modelului TVAR estimat; secvența șocurilor trase acoperă  $h$  perioade (36 de luni<sup>22</sup>) și este generată simultan din cele 5 ecuații ale modelului; aceste șocuri sunt încorporate în sistem pentru fiecare din setul de valori inițiale, producând  $R \cdot N$  traiectorii proiectate pentru variabilele modelului;
3. modelul este simulat încă o dată în aceeași manieră (aceleași valori inițiale și aceleași secvențe de șocuri), cu o singură diferență: impunerea unui șoc asupra cursului de schimb egal cu o deviație standard (notat cu  $\epsilon_t$ ) în prima perioadă a intervalului de simulare;
4. funcțiile generalizate de răspuns la impuls sunt obținute ca diferență între cele două traiectorii generate de model: una, cu impunerea șocului pentru variabila de interes și cealaltă, fără aplicarea acestuia:

$$GIRF(h, \epsilon_t, \Omega_{t-1}) = E[Y_{t+h}/\epsilon_t, \Omega_{t-1}] - E[Y_{t+h}/\Omega_{t-1}].$$

Se poate observa că, pentru a caracteriza răspunsul variabilelor la modificările cursului de schimb, șocul de curs de schimb nu este singurul care afectează sistemul: presupunerea că niciun alt șoc nu intervine pe orizontul de simulare poate conduce la concluzii eronate. Ținând cont că celelalte șocuri în afară de cel asupra cursului de schimb apar în ambele simulări, se poate analiza, *ceteris paribus*, impactul șocului aplicat cursului de schimb. În plus, repetarea simulărilor pentru  $N$  secvențe diferite ale acestor șocuri (pentru calculul mediei răspunsurilor) determină neutralizarea lor.

Practic, funcțiile de răspuns la impuls generalizate care se raportează sunt exprimate sub forma expectațiilor condiționate de setul de valori inițiale aparținând unuia dintre cele două regimuri definite de variabila de tranziție, în scopul cuantificării gradului de asimetrie a modelului. Distribuția acestor funcții de răspuns la impuls este adesea bimodală și, de aceea, media este parametrul corespunzător care se raportează. Cu toate acestea, pentru a analiza gradul de incertitudine asociat răspunsurilor, se recurge la reprezentarea lor într-un grafic tridimensional pe care se marchează zonele cu cea mai mare densitate (distribuția de probabilitate este prezentată pentru fiecare perioadă a orizontului analizat).

<sup>22</sup> Acesta va fi orizontul pentru analiza GIRF.

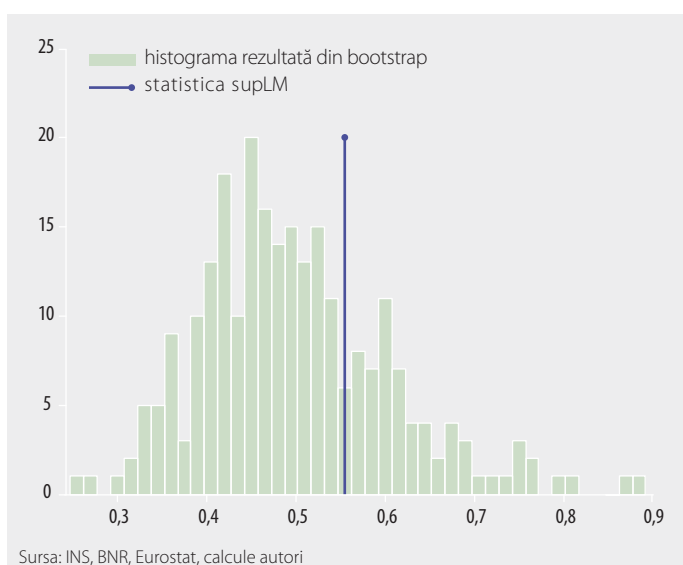
#### D. Estimări alternative ale coeficienților ERPT aferenți prețurilor de producție și de consum folosind eșantioane fixe

Orizont	ERPT (%)								
	Model de bază SVAR			Model de bază care include în plus prețul petrolului și rata dobânzii*			Model de bază folosind date cu frecvență trimestrială**		
	IPC	CORE2 ajustat	IPPI	IPC	CORE2 ajustat	IPPI	IPC	CORE2 ajustat	IPPI
1 T	14,75	10,63	23,01	10,12	11,08	30,52	4,05	9,29	12,30
4 T	35,26	24,57	31,50	25,82	25,70	46,19	23,38	26,21	25,80
8 T	44,34	35,11	42,12	43,78	40,98	62,43	39,22	40,71	41,25

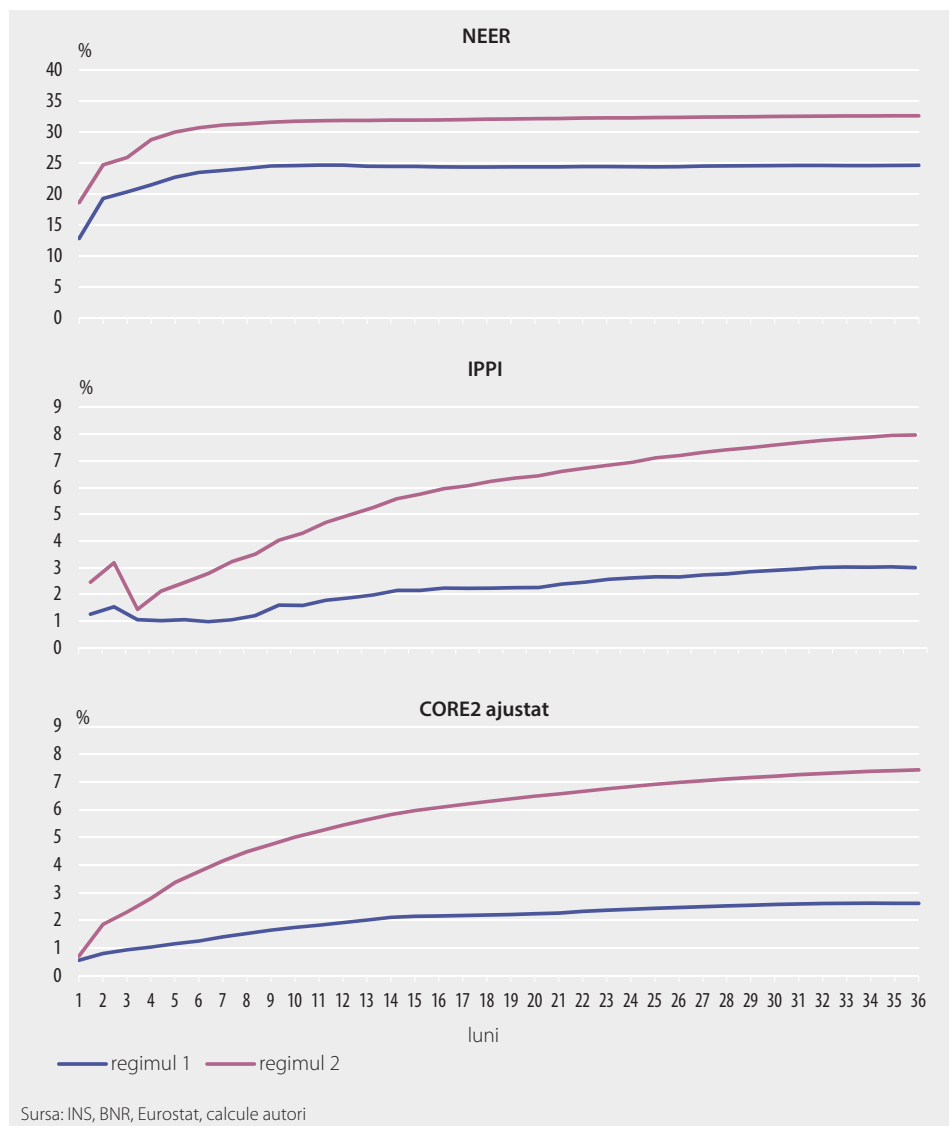
\* Variația prețului internațional al petrolului este adăugată ca variabilă exogenă în modelul de bază SVAR, iar rata nominală a dobânzii interbancare (ROBOR 3M) este considerată cea mai endogenă variabilă în schema de identificare, în mod asemănător studiului original al lui McCarthy (2000).

\*\* Acest model este specificat cu un singur lag. Gap-ul PIB obținut prin aplicarea filtrului Kalman este utilizat în locul gap-ului producției industriale obținut cu ajutorul filtrului HP, iar deflatorul importurilor înlocuiește indicele valorii unitare a importurilor.

#### E. Testarea neliniarității modelului VAR cu variația NEER ca variabilă de tranziție (cazul erorilor heteroscedastice)

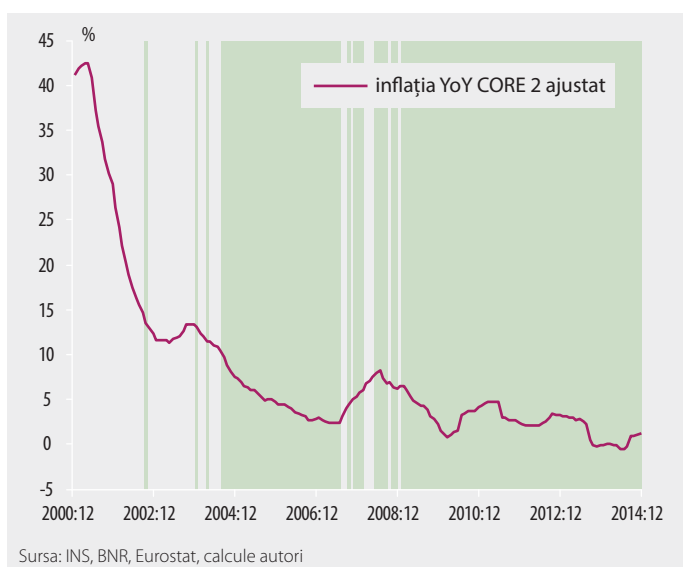


F. Funcții cumulate de răspuns la impuls pentru un șoc egal cu o deviație standard aplicat asupra cursului de schimb în cazul regimului 1 (moneda națională în apreciere) versus regimul 2 (moneda națională în depreciere)



## G. Împărțirea eșantionului folosind indicii CORE2 ajustat și NEER ca variabile de tranziție

**Grafic G1.** Indicele CORE2 ajustat – regim cu inflație redusă *versus* regim cu inflație ridicată (pe grafic sunt marcate episoadele pentru care rata lunară anualizată a inflației este mai mică de 7,5 la sută)



**Grafic G2.** NEER – regim cu modificări mici ale cursului de schimb *versus* regim cu variații mari ale acestuia (pe grafic sunt marcate episoadele în care variația lunară anualizată a NEER este mai mică de 20 la sută)

