

BANCA  
NAȚIONALĂ  
A ROMÂNIEI

# Caiete de studii Nr. 37

---

Raluca Enache ▪ Răzvan Radu

---

Transmisia ratelor dobânzilor  
în România.  
Estimări recente și comparații  
regionale

CAIETE DE STUDII

Nr. 37

Iulie 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)

Transmisia ratelor dobânzilor  
în România.  
Estimări recente și comparații  
regionale

**Raluca Enache**

**Răzvan Radu**



# Cuprins

Rezumat	7
<hr/>	
1. Introducere	9
<hr/>	
2. Unele aspecte teoretice și empirice privind transmisia ratelor dobânzilor	10
<hr/>	
3. Metodologie	13
<hr/>	
3.1. Cointegrarea asimetrică	13
3.2. Evaluarea asimetriei pe termen scurt	15
3.3. Datele utilizate	17
<hr/>	
4. Testarea cointegrării	17
<hr/>	
4.1. Determinarea ordinului de integrare	17
4.2. Testarea cointegrării asimetrice	18
4.3. Testarea cointegrării simetrice	18
<hr/>	
5. Rezultate empirice	19
<hr/>	
5.1. Transmisia ratelor dobânzilor la creditele noi	19
5.2. Transmisia ratelor dobânzilor la depozitele noi la termen	24
<hr/>	
6. Concluzii	28
<hr/>	
Bibliografie	31
<hr/>	
Anexă	34



## Rezumat

Lucrarea de față analizează transmisia ratelor dobânzilor la creditele și depozitele clienților nebankari în România pe parcursul perioadei 2005-2014, examinând eventualele asimetrii, precum și modificările survenite ulterior crizei economice și financiare declanșate la finele anului 2008. În vederea realizării unor comparații regionale relevante, un cadru empiric similar este aplicat ratelor dobânzilor din alte țări din regiune: Republica Cehă, Polonia și Ungaria.

Estimările au relevat faptul că în România modificările ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară se transmit complet pe termen lung asupra ratelor dobânzilor la creditele noi și depozitele noi la termen ale clienților nebankari. În cazul ratelor dobânzilor la credite, mecanismul de ajustare către nivelurile de echilibru pe termen lung este simetric. Pe termen scurt, transmisia este simetrică pe sectorul companiilor, însă asimetrică și comparativ mai slabă pe sectorul populației. În privința ratelor dobânzilor la depozite, au fost detectate asimetrii atât pe termen lung, cât și pe termen scurt.

Analiza evoluției în timp a parametrilor ce caracterizează *pass-through*-ul ratelor dobânzilor a pus în evidență faptul că în toate țările analizate transmisia ratelor dobânzilor a suferit anumite perturbații după izbucnirea crizei economice și financiare. Aceste efecte au fost mai pregnante în perioada 2008-2010, pentru ca ulterior procesul de *pass-through* să înregistreze o relativă normalizare.

**Cuvinte-cheie:** transmisia ratelor dobânzilor, canalul ratei dobânzii, cointegrare asimetrică

**Coduri JEL:** E43, G21





# 1. Introducere

Transmisia modificărilor ratelor dobânzilor de pe piața monetară interbancară asupra ratelor dobânzilor la creditele și depozitele clienților nebankari (populație și societăți nefinanciare) constituie o cale esențială prin care acțiunile politicii monetare se propagă asupra economiei. Lucrarea de față se înscrie în continuarea demersurilor de analizare a acestui segment al mecanismului de transmisie monetară în România și are drept obiectiv studierea caracteristicilor *pass-through*-ului ratelor dobânzilor pe parcursul ultimului deceniu, luând în considerare totodată eventualele sale asimetrii. În vederea realizării unor comparații relevante, același cadru empiric este utilizat pentru studierea parametrilor transmisiei ratelor dobânzilor în alte economii din Europa Centrală și de Est, respectiv Republica Cehă, Polonia și Ungaria.

Interesul pentru investigația propusă este stimulat inclusiv de faptul că funcționarea *pass-through*-ului ratelor dobânzilor a fost perturbată în numeroase economii pe parcursul crizei economice și financiare declanșate către finele anului 2008, refacerea sa devenind o condiție absolut necesară pentru îmbunătățirea mecanismului de transmisie monetară. O relevanță sporită capătă astfel identificarea principalelor modificări suferite de acest proces în ultimii ani și a naturii lor.

Datele utilizate au un nivel de agregare relativ ridicat. Această abordare prezintă avantajul de a permite conturarea unei perspective de ansamblu a caracteristicilor transmisiei ratelor dobânzilor în economiile analizate. În schimb, analiza pierde în mod inerent din vedere o serie de nuanțe ce ar putea fi evidențiate de o evaluare la nivel cât mai detaliat din perspectiva categoriilor de credite/depozite.

Lucrarea este structurată astfel: în prima parte sunt prezentate aspecte teoretice referitoare la mecanismul de transmisie a ratelor dobânzilor și unele studii recente în domeniu; în a doua secțiune sunt descrise modelele utilizate și datele folosite; a treia secțiune prezintă rezultatele testelor de cointegrare, pe baza cărora sunt selectate modelele relevante pentru fiecare categorie de rate de dobândă, iar a patra secțiune prezintă rezultatele empirice; ultima parte a lucrării sintetizează concluziile analizei.

## 2. Unele aspecte teoretice și empirice privind transmisia ratelor dobânzilor

Literatura de specialitate destinată analizei transmisiei ratelor dobânzilor este extrem de vastă, tematica suscitând interes atât în perioada anterioară anului 2008, date fiind preocupările pentru aprofundarea înțelegerii acestui segment al transmisiei monetare, cât și pe parcursul ultimilor ani, în condițiile în care atenția studiilor în domeniu s-a concentrat asupra funcționării *pass-through*-ului în contextul amplelor șocuri economice și financiare înregistrate la nivel global. În cadrul primei categorii de lucrări, studiile dedicate economiilor dezvoltate, inclusiv zonei euro, dar și economiilor din Europa Centrală și de Est, au pus în evidență faptul că, pe termen lung, modificările ratelor dobânzilor de pe piața monetară interbancară se transmit de regulă integral asupra ratelor dobânzilor la creditele și depozitele clienților nebancri. Pe termen scurt însă, ajustarea ratelor dobânzilor prezintă o anumită rigiditate, cu diferențe sensibile între categoriile de produse bancare și de clienți, ea fiind în general mai rapidă în cazul ratelor dobânzilor la creditele și depozitele societăților nefinanciare și mai lentă pe segmentul populației.

Posibile explicații ale unui *pass-through* lent sau incomplet formulate în literatura de specialitate (de Bondt, 2002) sunt: (i) costurile de meniu, de natură să împiedice băncile să modifice cu o frecvență ridicată ratele dobânzilor; (ii) costurile de *switching*, care îngreunează schimbarea de către clienți a băncii cu care colaborează; (iii) hazardul moral și selecția adversă, în sensul în care creșterea ratelor dobânzilor este de natură să atragă clienții cu un profil de risc crescut; (iv) elasticitatea redusă a cererii de credite și depozite față de rata dobânzii, influențată, printre altele, de disponibilitatea alternativelor de finanțare, respectiv de plasare a economiilor. De asemenea, gradul de dezvoltare a sistemului financiar și structura sectorului bancar – concurența dintre bănci, lichiditatea acestora și calitatea creditului – s-au dovedit a influența transmisia ratelor dobânzilor (Stanisławska, 2014).

Égert, Crespo-Cuaresma și Reiningger (2006) studiază mecanismul de transmisie a ratelor dobânzilor de pe piața monetară interbancară aferente diferitelor maturități asupra ratelor dobânzilor sectorului nebancri în Republica Cehă, Ungaria, Polonia, Slovacia și Slovenia în perioada decembrie 1995–decembrie 2005. Studiul concluzionează că *pass-through*-ul în aceste 5 țări s-a redus în timp, rămânând însă superior celui înregistrat în unele țări *core* ale zonei euro, precum Austria și Germania.

Sørensen și Werner (2006) realizează o analiză a *pass-through*-ului în zona euro în perioada ianuarie 1999–iunie 2004, folosind date de tip panel, ceea ce permite testarea formală a omogenității mărimii și vitezei de ajustare a transmisiei în uniunea monetară. Autorii găsesc dovezi care susțin ipoteza eterogenității *pass-through*-ului, confirmând astfel rezultatele studiilor precedente care nu foloseau asemenea date. În ceea ce privește caracteristicile transmisiei, se arată că ratele dobânzilor la creditele societăților nefinanciare se ajustează cel mai rapid, urmate de ratele dobânzilor la creditele ipotecare și ale depozitelor la termen; cele mai rigide rate de dobândă sunt cele aferente creditelor de consum și conturilor curente.

Numeroase studii au investigat și evidențiat caracterul asimetric al ajustării unor categorii de rate de dobândă. Într-una dintre primele lucrări care explorează această posibilitate, Borio și Fritz (1995) expun unele motive pentru care *pass-through*-ul asupra ratelor dobânzilor la credite poate fi mai rapid în cazul unei creșteri a ratei dobânzii de referință: (i) venitul creditorilor se reduce temporar atunci când ratele dobânzilor scad și se mărește atunci când acestea cresc; (ii) într-o piață bancară oligopolistică, băncile se așteaptă ca scăderea ratelor dobânzilor la credite să fie replicată rapid de competitori, din dorința majorării cotei de piață, în timp ce creșterea ratelor dobânzilor va fi reprodusă în mai puține cazuri, de unde și rigiditatea mai mare în sensul diminuării ratelor dobânzilor<sup>1</sup>; (iii) asimetria poate fi generată chiar de structura datelor, în cazul în care nu se includ (toate) variabilele corelate cu dinamica ratelor dobânzilor; de exemplu, cererea de finanțare poate deveni mai inelastică în perioade de recesiune, deoarece lipsa disponibilității altor surse de finanțare face ca debitorii să devină captivi.

Sander și Kleimeier (2004b) studiază transmisia ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară pe scadența de o lună asupra ratelor dobânzilor la creditele și depozitele sectorului nebanca în opt țări din Europa Centrală și de Est, în perioada 1993-2003. Autorii găsesc evidențe privind un *pass-through* asimetric în aproximativ un sfert dintre cazuri; pe termen scurt, transmisia pare a fi rigidă, însă pe termen lung este completă, într-o mai mare măsură pentru credite față de depozite, ceea ce infirmă teoria de raționalizare a creditului (*credit rationing*). Rezultatele sunt sensibil diferite pentru țările zonei euro, pentru care Sander și Kleimeier (2004a) identifică un grad mai mare de asimetrie și o transmisie incompletă pe termen lung. Autorii introduc de asemenea în analiză mai mulți indicatori structurali pentru a explica mărimea și viteza ajustării transmisiei, à la Cottarelli și Kourelis (1994), găsind ca factori cu putere explicativă semnificativă volatilitatea pieței monetare interbancare (însă doar la un orizont mai mare de 6 luni), gradul de concurență din industria bancară și rata creditelor neperformante.

Karagiannis, Panagopoulos și Vlamis (2010) folosesc o abordare empirică nouă (*general to specific disaggregated model*) pentru a compara *pass-through*-ul dinspre ratele dobânzilor-cheie ale băncii centrale<sup>2</sup>, respectiv rata dobânzii de pe piața monetară interbancară, către ratele dobânzilor la credite și depozite în zona euro și în SUA, cu scopul de a studia de asemenea și posibilele asimetrii. În zona euro, rezultatele atestă prezența unor asimetrii în cazul transmisiei modificărilor ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară: ratele dobânzilor la credite se ajustează mai rapid în situația unei creșteri a acesteia, iar cele la depozite în cea a unei scăderi, comportament identificat de autori ca fiind congruent cu ipoteza existenței unei coluziuni între bănci (*bank collusion hypothesis*). În schimb, în SUA, transmisia modificărilor ratei dobânzii la facilitatea de creditare (*discount window*) este cea care se dovedește a avea un caracter asimetric, ajustarea ratei dobânzii la credite fiind mai puternică în cazul unei scăderi a acesteia, conduită atribuită ipotezei de reacție

<sup>1</sup> Același tip de rigiditate se poate constata și în cazul existenței unei înțelegeri netransparente între bănci (*bank collusion hypothesis*), având drept obiectiv menținerea ratelor dobânzilor la credite la valori ridicate și a celor la depozite la valori scăzute, de unde și un *pass-through* incomplet sau mai puternic în sensul favorabil susținerii înțelegerii (Hannan și Berger 1991, Neumark și Sharpe 1992).

<sup>2</sup> Autorii utilizează în estimări rata dobânzii la facilitatea de creditare.

a clienților (*customer reaction hypothesis*<sup>3</sup>); o reacție similară este găsită și pentru rata dobânzii la depozite.

Sznajderska (2012) studiază transmisia ratelor dobânzilor în Polonia folosind modelul de cointegrare asimetrică în cazul mai multor categorii de rate de dobânzi la credite și depozite, identificând evidențe privind un comportament asimetric în jumătate dintre cazuri. Ratele dobânzilor la creditele de valoare mare ale societăților nefinanciare și cele aferente creditelor ipotecare se ajustează mai rapid la o deviație pozitivă de la nivelul de echilibru, peste un anumit prag identificat, în timp ce ratele dobânzilor la creditele de consum reacționează mai rapid în cazul unei deviații sub prag.

Literatura recentă s-a concentrat asupra analizei evoluției *pass-through*-ului în perioada ulterioară declanșării crizei financiare. Illes și Lombardi (2013) constată că în perioada de după criză transmisia a slăbit în câteva economii majore<sup>4</sup>, atribuind evoluția preponderent creșterii primei de risc solicitate de bănci. Stanisławska (2014) folosește date panel pentru analiza mecanismului de transmisie a ratelor dobânzilor pe piața monetară interbancară asupra ratelor dobânzilor la creditele și depozitele sectorului nebanca, concluzionând că *pass-through*-ul pe termen lung este complet pentru depozitele societăților nefinanciare, pentru unele categorii de depozite ale populației și pentru creditele de consum și incomplet pentru creditele companiilor. Autoarea analizează și evoluția transmisiei în perioada ulterioară declanșării crizei economice și financiare și constată că, în comparație cu perioada anterioară, *pass-through*-ul pe termen lung asupra ratelor dobânzilor la credite a scăzut, în timp ce în cazul depozitelor acesta s-a majorat.

O direcție semnificativă de cercetare a constituit-o investigarea influenței pe care diferiți factori de risc o exercită asupra transmisiei ratelor dobânzilor, de exemplu în Al-Eyd și Berkmen (2013) și Daracq Paries *et al.* (2014). Primul studiu concluzionează că în timpul crizei canalul creditului a fost afectat în special în Spania, Italia, Irlanda și Portugalia, pe seama creșterii riscului de credit și a costului finanțării băncilor, a gradului lor de îndatorare sau a riscului suveran (înglobat în primele de risc ale instituțiilor financiare). Daracq Paries *et al.* (2014) analizează de asemenea factorii de risc în cele mai mari patru țări ale zonei euro (Germania, Franța, Italia și Spania), utilizând un indicator armonizat al costului împrumuturilor firmelor, care ia în considerare structura financiară a acestora. Rezultatele relevă faptul că ajustările descendente ale dobânzii de politică monetară și ale ratelor dobânzilor pieței monetare interbancare au condus la scăderea concomitentă a ratelor dobânzilor la creditele acordate sectorului nebanca, însă în cazul Spaniei și al Italiei, tensiunile de pe piețele obligațiunilor guvernamentale și deteriorarea mediului macroeconomic au îngreunat transmisia, exercitând presiuni în direcția creșterii ratelor dobânzilor la creditele societăților nefinanciare și ale populației. Studiul prezintă și unele simulări pe baza unui model de echilibru general dinamic stohastic, care arată că nivelul ridicat al ratelor dobânzilor la creditele clienților nebanca a acționat în sensul reducerii ritmului activității economice și a ratei inflației.

<sup>3</sup> Conform acestei teorii, băncile care activează într-o piață cu un grad mare de concurență, și/sau care au o clientelă sofisticată, tind să transmită într-o mai mică măsură creșterile (scăderile) ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară asupra ratei dobânzii la credite (depozite), din dorința de a nu pierde din cota de piață.

<sup>4</sup> Franța, Italia, Spania, Marea Britanie.

Roelands (2012) prezintă influența pe care legislația bancară o are asupra *pass-through*-ului ratelor dobânzilor, concluzionând că reglementările privind capitalul și lichiditatea băncilor au introdus asimetrii în mecanismul de transmisie a ratei dobânzii de politică monetară în SUA în perioada 2001-2012. Cecchin (2011) studiază *pass-through*-ul ratelor dobânzilor relevante de pe piața interbancară asupra ratelor dobânzilor la creditele pentru locuințe în Elveția. Lucrarea arată că ratele dobânzilor la creditele cu dobândă fixă au avut un comportament asimetric anterior anului 2007, fiind mai rigide la ajustarea descendentă, fapt care, în opinia autoarei, reflectă influența unei competiții imperfecte. În cazul ratelor dobânzilor la creditele cu dobândă variabilă, este de asemenea identificată prezența unei asimetrii, în perioada anterioară anului 2005, însă manifestată sub forma unei rigidități mai mari la ajustarea crescătoare. Concurența mai intensă pe acest segment este considerată principalul factor explicativ al unui astfel de comportament.

Transmisia ratelor dobânzilor în țara noastră a fost evaluată într-un prim studiu privind mecanismul de transmisie a politicii monetare, realizat de Antohi, Udrea și Braun (2003). Autorii concluzionează că rata dobânzii BNR influențează direct rata dobânzii la depozitele la termen, fără a avea un efect sensibil asupra ratei dobânzii la credite. Tieman (2004) concluzionează că *pass-through*-ul ratelor dobânzilor în România este similar celui din alte economii din regiune. O analiză ulterioară a FMI (2012) concluzionează că *pass-through*-ul s-a îmbunătățit (estimări pentru perioada decembrie 2007 – februarie 2012), ajungând să fie aproape complet și superior altor economii emergente. Radu (2010) studiază transmisia ratei dobânzii de pe piața interbancară asupra ratelor dobânzilor sectorului nebanca și efectul crizei financiare asupra acesteia. Lucrarea concluzionează, în linie cu rezultatele empirice menționate anterior, că pe termen scurt ajustarea este mai rapidă pe sectorul societăților nefinanciare comparativ cu cel al populației, ea fiind de asemenea mai rapidă în cazul depozitelor față de cel al creditelor, însă diminuată mai ales pe segmentul populației, în urma crizei financiare. Pe termen lung, *pass-through*-ul este mai mult decât complet în cazul creditelor și incomplet în cazul depozitelor.

## 3. Metodologie

### 3.1. COINTEGRAREA ASIMETRICĂ

În ipoteza în care ratele dobânzilor la creditele/depozitele clienților nebanca și rata dobânzii de pe piața monetară interbancară sunt variabile integrate de ordinul unu (nestaționare în nivel și staționare în prime diferențe), între acestea poate exista o relație de echilibru pe termen lung de forma<sup>5</sup>:

$$r_t = \mu + \beta m_t + u_t, \quad (1)$$

<sup>5</sup> Relația fundamentală dintre ratele dobânzilor la creditele/depozitele clienților nebanca și ratele dobânzilor de pe piața monetară interbancară poate fi reprezentată într-o abordare bazată pe „costul marginal/costul de finanțare” (*marginal cost/cost of funds approach*) (de Bondt, 2002), care pornește de la ipoteza că băncile se împrumută pe piața interbancară pentru a finanța acordarea creditelor.

unde  $r_t$  reprezintă rata dobânzii la credite/depozite,  $m_t$  este rata dobânzii de pe piața monetară interbancară,  $\mu$  este o marjă constantă, coeficientul  $\beta$  reflectă transmisia pe termen lung, iar  $u$  este un termen de eroare. O posibilitate de testare a existenței acestei relații de cointegrare o constituie procedura Engle-Granger, care presupune estimarea ecuației de mai sus și apoi testarea staționarității termenilor reziduali  $\hat{u}_t$ . Dacă această relație pe termen lung este confirmată, atunci dinamica ratei dobânzii la credite/depozite este specificată pe baza unui model de corecție a erorilor astfel:

$$\Delta r_t = \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta r_{t-i} + \sum_{j=0}^l \gamma_j \Delta m_{t-j} + \alpha \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (2)$$

În relația de mai sus, parametrii  $\varphi$  respectiv  $\gamma$ , cuantifică reacția ratei dobânzii la credite/depozite față de propriile variații din perioadele anterioare, respectiv față de modificările curente și anterioare ale ratei dobânzii de pe piața interbancară, iar parametrul  $\alpha$  reprezintă viteza de ajustare către relația de echilibru pe termen lung.

Enders și Granger (1998) extind procedura Engle-Granger, recurgând la o specificație alternativă a modelului de corecție a erorilor, ce implică posibilitatea ca mecanismul de ajustare către relația de echilibru pe termen lung să fie asimetric în funcție de caracteristicile deviației de la echilibru. Autorii utilizează două categorii de modele: *threshold autoregressive model* (TAR), care presupune o ajustare asimetrică în funcție de amplitudinea deviației de la echilibru, respectiv *momentum-threshold autoregressive model* (M-TAR), caz în care reacția este asimetrică în funcție de dinamica acestei deviații. Aceste modele prezintă interes în numeroase aplicații, inclusiv în cazul studierii comportamentului ratelor dobânzilor.

Enders și Siklos (2001) generalizează testul de cointegrare asimetrică și îl extind într-o specificație de tip multivariat. Metoda descrisă presupune următorii pași:

- a) Estimarea ecuației pe termen lung  $r_t = \mu + \beta m_t + u_t$ .
- b) Estimarea modelului

$$\Delta \hat{u}_t = (1 - I_t) \rho_1 \hat{u}_{t-1} + I_t \rho_2 \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

unde  $\hat{u}_t$  reprezintă valorile estimate ale termenului de eroare, iar  $I_t$  reprezintă o funcție indicator, care arată poziționarea deviației ratei dobânzii de la nivelul său de echilibru față de un anumit prag  $\tau$ :

$$I_t = \begin{cases} 1, & \text{dacă } \hat{u}_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \text{dacă } \hat{u}_{t-1} < \tau \end{cases}$$

În cazul modelului de tip *momentum threshold autoregressive* (M-TAR), funcția indicator este definită în raport cu variația termenului de corecție a erorilor:

$$I_t = \begin{cases} 1, & \text{dacă } \Delta \hat{u}_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \text{dacă } \Delta \hat{u}_{t-1} < \tau. \end{cases}$$

- c) Testarea ipotezei  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ , căreia i se asociază statistica  $\Phi$  propusă de Enders și Siklos (2001). Respingerea ipotezei nule arată că variabilele sunt cointegrate.
- d) Testarea ipotezei  $H_0: \rho_1 = \rho_2$ , căreia i se asociază statistica F. Respingerea ipotezei nule arată că variabilele sunt cointegrate asimetric.

În aplicațiile economice, prezintă interes pe de o parte pragul  $\tau = 0$ , în acest caz asimetria fiind asociată situării variabilelor relevante peste sau sub valorile implicate de relația de echilibru pe termen lung. Pe de altă parte, este interesant de analizat situația mai generală, în care valoarea  $\tau$  este necunoscută, fiind estimată alături de parametrii  $\rho_1$  și  $\rho_2$ . Enders și Siklos (2001) utilizează în acest scop metodologia propusă de Chan (1993). Potrivit acesteia, termenii de corecție a erorilor  $\Delta \hat{u}_t$  se ordonează crescător, fiind eliminați cei mai mici, respectiv cei mai mari 15 la sută dintre aceștia; fiecare dintre valorile rămase reprezintă un candidat pentru pragul care determină deviații asimetrice de la echilibru. Se reestimează ecuația de la pasul b) anterior pentru fiecare dintre pragurile-candidat, fiind selectată drept prag valoarea  $\tau$  care determină obținerea celei mai mici valori a sumei pătratelor termenilor reziduali.

În analiza de față, vor fi testate și utilizate relațiile de cointegrare asimetrică cu prag necunoscut, preferința pentru acest tip de model fiind justificată de absența unor argumente solide în favoarea restricționării *a priori* a pragului la valoarea zero.

Enders și Siklos (2001) descriu de asemenea o metodă prin care valorile critice aferente testelor pot fi obținute prin simulări Monte-Carlo, metodă care a fost folosită pentru determinarea valorilor critice la nivelurile de 5 la sută și 10 la sută.

În cazul atestării cointegrării asimetrice, modelul estimat va fi de forma:

$$\Delta r_t = \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta r_{t-i} + \sum_{j=0}^l \gamma_j \Delta m_{t-j} + \alpha_1 I_t (r_{t-1} - \mu - \beta m_{t-1}) + \alpha_2 (1 - I_t) (r_{t-1} - \mu - \beta m_{t-1}) + \varepsilon_t. \quad (4)$$

### 3.2. EVALUAREA ASIMETRIEI PE TERMEN SCURT

Alături de potențiala asimetrie a mecanismului de ajustare către relația de echilibru pe termen lung, relevantă pentru studierea comportamentului ratelor dobânzilor la credite/depozite este și posibilă natură asimetrică a dinamicii pe termen scurt a acestora în funcție de sensul de variație a ratei dobânzii de pe piața monetară



interbancară<sup>6</sup>. Astfel, modelul de cointegrare asimetrică prezentat în secțiunea anterioară poate fi extins în vederea analizării acestui tip de asimetrie astfel:

$$\Delta r_t = \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta r_{t-i} + \sum_{j=0}^l d_t^- \gamma_j^- \Delta m_{t-j} + \sum_{j=0}^l d_t^+ \gamma_j^+ \Delta m_{t-j} + \alpha_1 I_t (r_{t-1} - \mu - \beta m_{t-1}) + \alpha_2 (1 - I_t) (r_{t-1} - \mu - \beta m_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad (5)$$

unde

$$d_t^+ = \begin{cases} 1, & \text{dacă } \Delta m_t \geq 0 \\ 0, & \text{dacă } \Delta m_t < 0 \end{cases}, \text{ iar } d_t^- = \begin{cases} 1, & \text{dacă } \Delta m_t < 0 \\ 0, & \text{dacă } \Delta m_t \geq 0 \end{cases}$$

iar coeficienții corespunzători creșterii/scăderii ratei dobânzii de pe piața monetară sunt indexați cu „+”/„-”. Păstrând această notație, modelul de cointegrare simetrică incluzând un mecanism de ajustare asimetrică pe termen scurt va fi de forma:

$$\Delta r_t = \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta r_{t-i} + \sum_{j=0}^l d_t^- \gamma_j^- \Delta m_{t-j} + \sum_{j=0}^l d_t^+ \gamma_j^+ \Delta m_{t-j} + \alpha (r_{t-1} - \mu - \beta m_{t-1}) + \varepsilon_t. \quad (6)$$

În absența cointegrării, modelul va fi estimat în prime diferențe:

$$\Delta r_t = \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta r_{t-i} + \sum_{j=0}^l d_t^- \gamma_j^- \Delta m_{t-j} + \sum_{j=0}^l d_t^+ \gamma_j^+ \Delta m_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (7)$$

În cazul fiecăreia dintre cele trei specificații, potențiala asimetrie pe termen scurt va fi evaluată testând formal: (i) egalitatea coeficienților ce cuantifică reacția imediată a ratei dobânzii la o creștere, respectiv o scădere a ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară ( $\gamma_0^+ = \gamma_0^-$ ); (ii) egalitatea simultană a coeficienților ce măsoară reacția ratei dobânzii la modificarea curentă și modificările anterioare ale ratei dobânzii de pe piața monetară, corespunzător creșterii/scăderii acestei rate ( $\gamma_0^+ = \gamma_0^- \cap \gamma_1^+ = \gamma_1^- \cap \gamma_2^+ = \gamma_2^- \cap \gamma_3^+ = \gamma_3^-$ ); (iii) egalitatea valorilor însumate ale coeficienților de la punctul anterior ( $\sum_{j=0}^l \gamma_j^+ = \sum_{j=0}^l \gamma_j^-$ ).

Sintetizând, metodologia utilizată presupune testarea existenței și a naturii relației de cointegrare dintre ratele dobânzilor la credite/depozite și rata dobânzii de pe piața monetară interbancară. Pe baza acestor teste, va fi selectat pentru fiecare categorie de rată a dobânzii unul dintre modelele de mai sus, în contextul căruia vor fi analizate principalele caracteristici ale procesului de *pass-through*.

<sup>6</sup> Sznajderska (2012) studiază asimetrii având drept sursă și alți factori precum: activitatea economică, situația lichidității din sectorul bancar, credibilitatea băncii centrale și anticipațiile agenților economici.

### 3.3. DATELE UTILIZATE

Analiza a fost realizată utilizând date cu frecvență lunară<sup>7</sup> aferente perioadei ianuarie 2005-septembrie 2014. În cazul României, datele sunt disponibile începând din mai 2003, însă opțiunea de a utiliza datele începând din anul 2005 are în vedere schimbările structurale ce au survenit în anul respectiv: adoptarea regimului de țintire a inflației și parcurgerea unei etape importante a liberalizării mișcărilor de capital (liberalizarea accesului nerezidenților la depozitele la termen în lei). În cazul celorlalte economii analizate, datele sunt disponibile începând din anul 2004; s-a preferat însă utilizarea unei perioade similare, pentru a asigura comparabilitatea rezultatelor, mai ales în contextul în care eșantionul include atât perioada anterioară crizei financiare declanșate la sfârșitul anului 2008, cât și perioada ulterioară acesteia. Seriile de date folosite sunt: rata dobânzii la creditele noi ale societăților nefinanciare, rata dobânzii la depozitele noi ale societăților nefinanciare, rata dobânzii la creditele noi ale populației, rata dobânzii la depozitele noi ale populației și cotațiile relevante ale ratelor dobânzilor de pe piața monetară interbancară – ROBOR 3M, WIBOR 3M, BUBOR 3M și PRIBOR 3M. Datele sunt ilustrate în Graficul A.1. din Anexă.

## 4. Testarea cointegrării

### 4.1. DETERMINAREA ORDINULUI DE INTEGRARE

Într-o etapă preliminară a analizei, a fost testat ordinul de integrare al seriilor de date, utilizând testele privind existența unei rădăcini unitare Dickey-Fuller augmentat (ADF) și Philips-Perron (PP), respectiv testul de staționaritate Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Rezultatele (prezentate în Tabelul A.1 din Anexă) indică, în majoritatea lor, faptul că seriile de timp sunt integrate de ordinul unu la un nivel de semnificație de cel mult 10 la sută.

Anumite discrepanțe se constată în ceea ce privește rezultatele diferitelor teste în cazul unor categorii de rate ale dobânzilor din România, respectiv rata dobânzii la creditele companiilor/populației și rata dobânzii de pe piața monetară interbancară. În timp ce testele ADF și PP resping ipoteza existenței rădăcinii unitare, testul KPSS are rezultate opuse, sugerând o posibilă putere slabă<sup>8</sup> a primelor două teste pe întregul eșantion. Reluarea acestor teste pe diferite eșantioane a indicat faptul că aceste discrepanțe dispar atunci când sunt eliminate primele trei observații ale fiecăreia dintre serii (toate testele indicând integrarea de ordinul unu), care se dovedesc a fi de natură să introducă anumite perturbații în distribuția asimptotică a testelor ADF și PP. În aceste condiții, se poate considera că toate seriile de date utilizate sunt integrate de ordinul unu.

<sup>7</sup> Sursa datelor: BNR, bănci centrale naționale, *Bloomberg*, calcule BNR.

<sup>8</sup> O serie de lucrări consemnează puterea scăzută a testelor de rădăcină unitară vs. alternativa staționarității (Schwert, 1987; Lo și MacKinlay, 1989; Blough, 1988; Cochrane, 1991).

## 4.2. TESTAREA COINTEGRĂRII ASIMETRICE

Testarea existenței și, după caz, a tipului de cointegrare dintre ratele dobânzilor la creditele/depozitele clienților nebancari și rata dobânzii de pe piața monetară interbancară este necesară în vederea stabilirii specificației modelului după care acestea interacționează<sup>9</sup>.

În Tabelul A.3. din Anexă sunt prezentate rezultatele testelor de cointegrare asimetrică cu prag necunoscut. Acest tip de cointegrare este atestat în cazul unui număr relativ redus de rate de dobândă. În România, este cazul ratelor dobânzilor la depozitele societăților nefinanciare și ale populației (pragurile identificate fiind de -0,42 puncte procentuale, respectiv de -0,88 puncte procentuale). Astfel, amplificarea ecartului negativ dintre aceste rate de dobândă și nivelurile lor de echilibru dincolo de aceste praguri conduce la creșterea vitezei de ajustare către nivelurile respective (Tabelul 2). În cazul Republicii Cehe, se evidențiază un mecanism de ajustare asimetric pentru ratele dobânzilor la depozitele societăților nefinanciare (pragul identificat având însă o valoare pozitivă, de 0,19 puncte procentuale). În cazul Poloniei, cointegrarea asimetrică este evidențiată pentru rata dobânzii la creditele populației (valoarea pragului identificat fiind de -0,75 puncte procentuale). Aceste rezultate vor fi discutate în contextul analizei detaliate a estimărilor în Secțiunea 5.

## 4.3. TESTAREA COINTEGRĂRII SIMETRICE

În etapa următoare, pentru categoriile de rate de dobândă pentru care nu a fost identificată existența unei relații de cointegrare asimetrice, a fost testată ipoteza existenței unei relații de cointegrare simetrice, utilizând testele Johansen, Engle-Granger și Philips-Ouliaris (ale căror rezultate sunt prezentate în Tabelul A.4. din Anexă). În majoritatea cazurilor, cel puțin două dintre teste confirmă existența unei astfel de relații pe termen lung cu ratele dobânzilor interbancare, astfel încât comportamentul respectivelor rate de dobândă va fi analizat utilizând modelul reprezentat de ecuația (6). Excepție fac rata dobânzii la depozitele societăților nefinanciare în Polonia, respectiv rata dobânzii la depozitele populației în Republica Cehă, în cazul cărora toate cele trei teste infirmă, chiar și la un nivel de semnificație de 10 la sută, prezența unei relații de cointegrare simetrice. Prin urmare, pentru aceste rate de dobândă va fi estimat modelul cu variabile în prime diferențe (ecuația 7).

<sup>9</sup> În cadrul testelor de cointegrare și în modelele specificate pe baza acestora au fost incluse unele variabile *dummy*, atât în situația înregistrării unor valori foarte ample ale termenilor reziduali (depășind de peste 3 ori eroarea standard a regresiei), cât și în cea a identificării unor *shift*-uri în nivelul anumitor categorii de rate de dobândă. Este cazul ratei dobânzii la depozitele societăților nefinanciare în România (din ianuarie 2007 până la sfârșitul eșantionului), la depozitele populației în România (începând din septembrie 2008), în Polonia (începând din august 2008), în Ungaria (începând din septembrie 2008) și în Republica Cehă (începând din octombrie 2012), respectiv la creditele populației în Republica Cehă (începând din ianuarie 2009).

## 5. Rezultate empirice

Modelele care corespund tipului de relație identificat între ratele dobânzilor de pe piața monetară interbancară și ratele dobânzilor sectorului nebancau au fost estimate inițial cu trei *lag*-uri, atât pentru componenta autoregresivă a ratelor dobânzilor la credite/depozite, cât și pentru variațiile ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară, după care *lag*-urile ne semnificative au fost eliminate utilizând criteriile informaționale Akaike, Schwarz și Hannan-Quinn.

### 5.1. TRANSMISIA RATELOR DOBÂNZILOR LA CREDITELE NOI

Rezultatele estimărilor modelelor selectate pentru ratele dobânzilor la creditele populației și ale societăților nefinanciare, utilizând datele aferente perioadei ianuarie 2005-septembrie 2014 sunt sintetizate în Tabelul 1<sup>10</sup>.

În România, acestea relevă faptul că transmisia pe termen lung este completă pe ambele segmente principale de clienți (realizându-se în proporție de 103 la sută în cazul populației și de 99 la sută în cel al companiilor), iar mecanismul de corecție a erorilor este simetric, nefiind dependent de amplitudinea deviațiilor de la nivelul de echilibru.

În ceea ce privește transmisia pe termen scurt, aceasta este mai puternică și simetrică în cazul ratelor dobânzilor la creditele societăților nefinanciare, care receptează în prima lună 36 la sută din modificarea ratei dobânzii interbancare, indiferent de sensul de variație al acesteia. Conexiunea strânsă cu cotațiile relevante ale pieței monetare interbancare este atribuibilă caracteristicilor predominante ale contractelor de credit pe acest segment – finanțările sunt acordate în general pe termen scurt, iar rata dobânzii este variabilă în cazul cvasimajorității împrumuturilor –, precum și capacității superioare de negociere a companiilor, îndeosebi a celor mari.

Pe segmentul populației, transmisia este însă asimetrică, reacția pe termen scurt a ratei dobânzii fiind mai puternică în situația unei scăderi a ROBOR 3M (*pass-through* imediat de 15 la sută), comparativ cu cea a unei creșteri (1 la sută). Comportamentul este probabil rezultatul preocupărilor instituțiilor de credit pentru asigurarea competitivității creditelor de consum – reprezentând în mod tradițional principalul produs de finanțare în monedă națională din oferta acestora –, în contextul constrângerilor exercitate asupra capacității de îndatorare a populației de nivelul relativ redus al veniturilor. Rigiditatea superioară a ajustării crescătoare s-ar putea datora de asemenea percepției instituțiilor de credit privind caracterul temporar al unor majorări ale ratelor dobânzilor pieței monetare interbancare, dat fiind trendul descendent al inflației observat pe parcursul perioadei analizate. Mai trebuie precizat de asemenea faptul că în cazul populației, spre deosebire de segmentul societăților

<sup>10</sup> Rezultatele estimărilor și ale testelor de semnificație și asimetrie sunt prezentate detaliat în tabelele A.5. – A.10. din Anexă.

nefinanciare, ponderea creditelor acordate la rată fixă de dobândă, având o reacție imediată relativ mai slabă față de modificările ratelor dobânzilor pieței monetare interbancare, este însemnată<sup>11</sup>.

**Tabel 1.** Transmisia ratelor dobânzilor de pe piața monetară interbancară asupra ratelor dobânzilor la creditele noi acordate sectorului nebanca

	<i>Pass-through</i> pe termen lung	H <sub>0</sub> : <i>pass-through</i> complet? (p-value)	<i>Pass-through</i> imediat	Viteză de ajustare, deviație de la echilibru	Prag <sup>1</sup>	$\bar{R}^2$
<b>societăți nefinanciare</b>						
România <sup>c</sup>	0,99*** (0,05)	0,90	0,36*** (0,05)	-0,27*** (0,05)	-	0,65
Polonia <sup>d</sup>	1,02*** (0,10)	0,85	↓ rata dob.: 0,64*** (0,15) ↑ rata dob.: 1,35*** (0,28)	-0,16*** (0,06)	-	0,6
Ungaria <sup>c</sup>	1,13*** (0,11)	0,21	0,82*** (0,07)	-0,14** (0,06)	-	0,73
Republica Cehă <sup>c</sup>	0,80*** (0,02)	0	0,76*** (0,10)	-0,58*** (0,06)	-	0,56
<b>populație</b>						
România <sup>d</sup>	1,03*** (0,14)	0,81	↓ rata dob.: 0,15 (0,11) ↑ rata dob.: 0,01 (0,03)	-0,12*** (0,04)	-	0,56
Polonia <sup>a</sup>	0,92*** (0,08)	0,35	-0,13 (0,37)	peste prag: -0,02 (0,05) sub prag: -0,53*** (0,13)	-0,75	0,56
Ungaria <sup>c</sup>	1,23*** (0,10)	0,02	-0,13 (0,26)	-0,33*** (0,07)	-	0,28
Republica Cehă <sup>c</sup>	1,10*** (0,18)	0,60	0,21 (0,16)	-0,21*** (0,60)	-	0,21

Notă: abaterea standard în paranteză; \*, \*\* și \*\*\* denotă niveluri de semnificație de 10%, 5%, respectiv 1%; <sup>a</sup>modelul TAR cu ajustare simetrică pe termen scurt; <sup>b</sup>modelul TAR cu ajustare asimetrică pe termen scurt; <sup>c</sup>modelul de corecție a erorilor cu ajustare simetrică pe termen scurt; <sup>d</sup>modelul de corecție a erorilor cu ajustare asimetrică pe termen scurt; <sup>e</sup> modelul în prime diferențe cu ajustare simetrică pe termen scurt; <sup>f</sup> modelul în prime diferențe cu ajustare asimetrică pe termen scurt; <sup>1</sup> doar pentru modelele TAR.

Și în cazul celorlalte economii supuse analizei, transmisia pe termen lung asupra ratei dobânzii la credite este în general completă. Singurele excepții pentru care valoarea acestui parametru este semnificativ diferită de 100 la sută le constituie ratele dobânzilor la creditele companiilor în Republica Cehă (cu un *pass-through* de 80 la sută), respectiv la creditele populației în Ungaria (*pass-through* de 123 la sută, probabil reflectând modificarea primei de risc asociate acestui sector în perioada analizată). Prezența unui mecanism asimetric de ajustare către nivelul de echilibru pe termen lung a fost pusă în evidență doar pentru rata dobânzii la creditele populației în Polonia: atunci când aceasta se situează cu mai mult de 0,75 puncte procentuale

<sup>11</sup> Ponderea creditelor pentru populație cu rata dobânzii variabile și fixe pe o perioadă de până la un an s-a situat în perioada ianuarie 2007–septembrie 2014 între 79 la sută și 37 la sută, înregistrând un nivel mediu de 60 la sută. Chiar și în cazul acestora, indexarea explicită în funcție de cotațiile de referință ale pieței monetare interbancare a devenit o practică generalizată doar după reglementarea contractelor de credit pentru consumatori (OUG nr. 50 din 11.06.2010 privind contractele de credit pentru consumatori, aprobată prin Legea nr. 288 din 28.12.2010).

(valoarea pragului identificat) sub nivelul de echilibru, viteza de ajustare către respectivul nivel este semnificativ mai mare (peste jumătate din valoarea deviației se corectează într-o perioadă, comparativ cu doar 2 la sută în caz contrar). Un astfel de comportament sugerează preocuparea instituțiilor de credit pentru evitarea poziționării ratelor dobânzilor la niveluri aflate semnificativ sub cele de echilibru, de natură să le afecteze profitabilitatea.

Transmisia pe termen scurt este și în cazul celorlalte economii mai puternică în cazul ratelor dobânzilor la creditele companiilor. Acestea receptează în prima lună aproximativ 80 la sută din modificarea ratei dobânzii interbancare în Ungaria și Republica Cehă, în timp ce în Polonia transmisia pe termen scurt este asimetrică: 64 la sută în cazul unei scăderi și 135 la sută în cazul unei creșteri a ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară<sup>12</sup>. Pe segmentul populației, *pass-through*-ul imediat este simetric având o valoare de 21 la sută în cazul Republicii Cehe și un nivel negativ, de -13 la sută, în Polonia și Ungaria, posibil ca efect al unei frecvențe mai reduse de resetare a ratelor dobânzilor la creditele noi practicate de instituțiile de credit.

Pornind de la rezultatele descrise anterior, în Graficul 1 este prezentată simularea reacției ratelor dobânzilor la creditele noi ale societăților nefinanciare și ale populației la o modificare cu 1 punct procentual a ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară. Pentru fiecare economie analizată, este ilustrat răspunsul cumulat pe orizonturile de 1 lună și 3 luni în cazul societăților nefinanciare, respectiv 3 luni și 6 luni în cel al populației (având în vedere ajustarea mai lentă a ratelor dobânzilor în cazul acestui sector), precum și transmisia pe termen lung.

Pe segmentul societăților nefinanciare se constată o transmisie relativ mai lentă pe termen scurt în cazul României, diferența față de celelalte țări tinzând însă să se estompeze după orizontul de 3 luni. În cazul Ungariei și cel al Republicii Cehe, transmisia se realizează în bună măsură sau chiar integral în orizontul de până la 3 luni, în timp ce în Polonia se observă o anumită suprareacție pe termen scurt în cazul creșterii ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară, care se corectează însă ulterior.

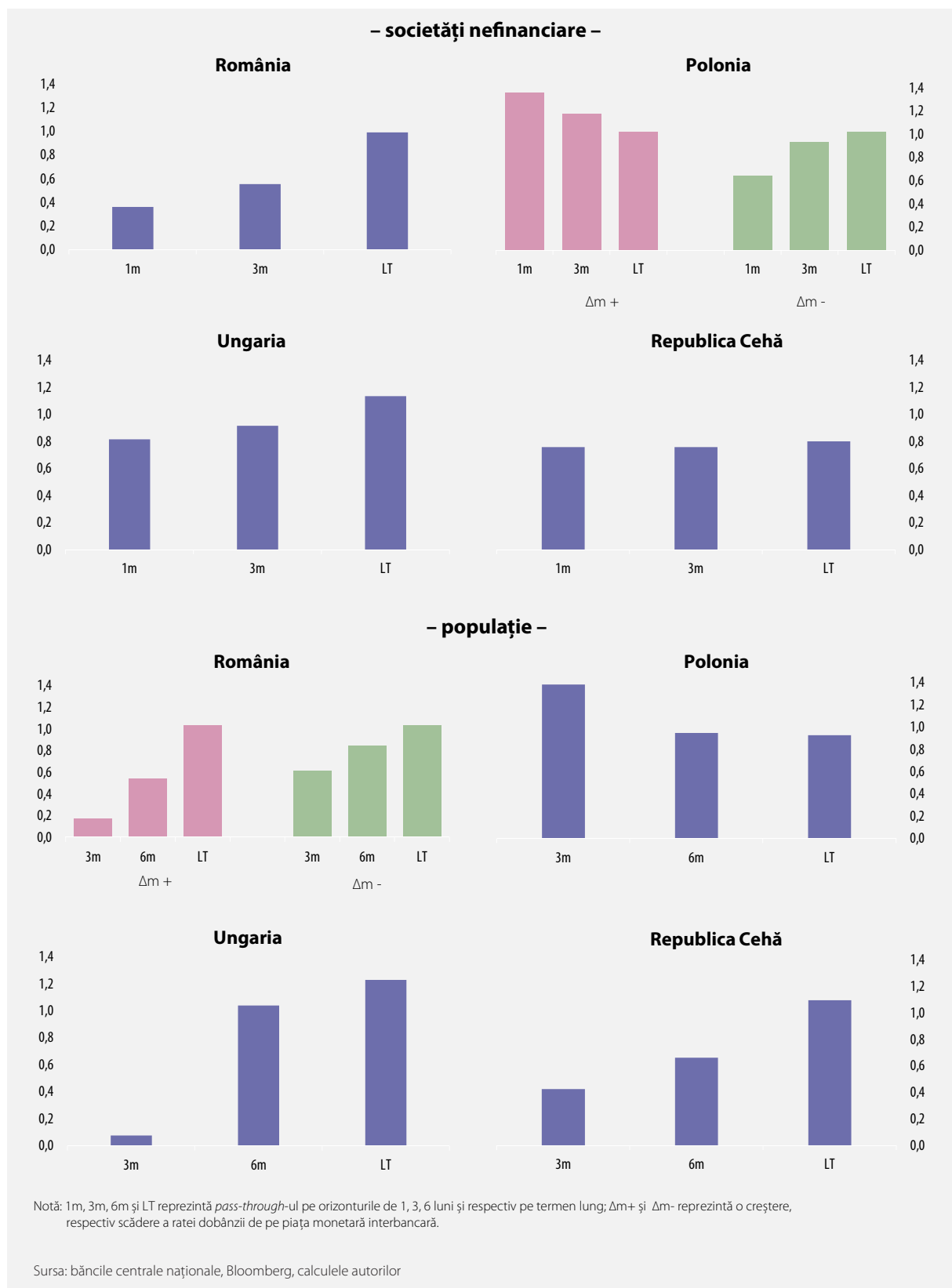
În ceea ce privește ratele dobânzilor la creditele populației, se remarcă reacția mai puternică pe termen scurt în cazul României în situația unei scăderi a ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară.

În vederea analizării evoluției caracteristicilor procesului de transmisie a ratelor dobânzilor pe parcursul perioadei ce a urmat declanșării crizei financiare la finele anului 2008, modelele selectate au fost estimate pe subeșantioane obținute prin adăugarea progresivă a câte unei observații eșantionului inițial cuprinzând datele aferente perioadei ianuarie 2005-septembrie 2008 (estimare *rolling* cu eșantion crescător<sup>13</sup>). Opțiunea pentru această abordare, în locul estimărilor pe subeșantioane fixe, translatate cu câte o observație, a fost motivată de necesitatea păstrării unui număr mare de grade de libertate pentru a asigura precizia (eficiența) estimatorilor.

<sup>12</sup> Spre comparație, Sznajderska (2012) identifică prezența unor asimetrii atât pe termen lung, prin modelul M-TAR, cât și pe termen scurt, însă în cel din urmă caz nu raportează valorile individuale ale coeficienților aferenți diferitelor *lag*-uri, ci doar sumele acestora: 1,15 pentru impactul unei scăderi și 1,47 pentru cel al unei creșteri (eșantion ianuarie 2004 – noiembrie 2011, un *lag* al ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară în ecuație).

<sup>13</sup> *Increasing window rolling estimation.*

**Grafic 1.** Transmisia ratelor dobânzilor de pe piața monetară interbancară asupra ratelor dobânzilor la creditele noi acordate sectorului nebanca



În cadrul estimărilor *rolling* ale modelului TAR, pragul identificat pentru întreaga perioadă a fost menținut ca fiind relevant în fiecare subeșantion. Pentru celelalte modele, s-a menținut specificația cu trei *lag*-uri ale componentei autoregresive și ale ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară, chiar dacă în cvasitotalitatea estimărilor *full-sample lag*-urile ne semnificative au fost eliminate în funcție de criterii informaționale; această abordare a fost motivată strict de rapiditatea estimărilor, ea nefiind de natură să afecteze comparabilitatea și compatibilitatea rezultatelor cu modelele pe întregul eșantion.

În cazul ratelor dobânzilor la creditele acordate societăților nefinanciare, rezultatele indică faptul că în România valoarea estimată a *pass-through*-ului pe termen lung a fost stabilă în jurul valorii unitare (Grafic A.2. din Anexă) de-a lungul întregii perioade ulterioare anului 2008. La rândul său, coeficientul ce reflectă *pass-through*-ul imediat înregistrat o tendință de creștere pe măsura adăugării observațiilor corespunzătoare respectivului interval.

*Pass-through*-ul pe termen lung asupra ratei dobânzii la creditele companiilor s-a menținut relativ constant și în Republica Cehă. În Ungaria și Polonia, acesta a consemnat creșteri temporare mai ample, în perioada 2008-2010, respectiv 2009-2010, urmate însă de o revenire la nivelul de dinaintea declanșării crizei. Și transmisia pe termen scurt a înregistrat anumite fluctuații în cele două țări în perioada 2008-2009, stabilizându-se însă ulterior. Se poate concluziona astfel că, pe segmentul societăților nefinanciare, la nivelul economiilor analizate modificările *pass-through*-ului ratelor dobânzilor au fost fie ne semnificative, fie au avut un caracter temporar.

Pe segmentul populației, valoarea estimată a coeficientului de transmisie pe termen lung (ilustrat în Graficul A.3. din Anexă) a înregistrat în România o variabilitate mai ridicată în perioada 2008-2010, plasându-se la valori semnificativ supraunitare, cel mai probabil sub influența variației primei de risc aferente acestui sector atât în perioada anterioară anului 2008, cât și în cea ulterioară. Începând din anul 2011, pe măsura extinderii eșantionului cu noi observații, nivelul estimat al coeficientului de transmisie pe termen lung a converș însă la nivelul unitar, ilustrând normalizarea treptată a transmisiei monetare la nivelul acestui sector. *Pass-through*-ul pe termen scurt s-a menținut mai puternic în cazul unei scăderi a ratei ROBOR 3M pe ambele orizonturi analizate. Valorile calculate ale coeficienților respectivi au consemnat oscilații mai ample până în prima parte a anului 2009, stabilizându-se apoi, începând din anul 2011, la valori relativ mai reduse însă comparativ cu cele din 2008-2010.

În ceea ce privește celelalte economii analizate, se remarcă faptul că în Republica Cehă *pass-through*-ul pe termen lung a urmat o mișcare ușor ascendentă, evoluând apoi în jurul nivelului unitar. O evoluție similară a avut coeficientul de transmisie pe termen lung în Ungaria, al cărui nivel a devenit însă supraunitar. În Polonia, *pass-through*-ul a consemnat un declin ușor până la jumătatea anului 2010, după care s-a menținut în jurul valorii de 90 la sută. Similar evoluției consemnate în cazul României, valorile calculate ale coeficienților care cuantifică transmisia pe termen scurt au înregistrat o variabilitate însemnată în perioada 2008-2009 în Polonia și Ungaria, devenind relativ stabile în anii următori.



## 5.2. TRANSMISIA RATELOR DOBÂNZILOR LA DEPOZITELE NOI LA TERMEN

Rezultatele estimărilor pentru ratele dobânzilor la depozitele populației și ale societăților nefinanciare, utilizând datele aferente perioadei 2005-2014, sunt prezentate în Tabelul 2.

În cazul României, transmisia pe termen lung este completă, similar ratelor dobânzilor la credite, atât pe segmentul populației, cât și pe cel al societăților nefinanciare. Valorile estimate ale coeficienților respectivi se situează la 94 la sută pentru companii și 82 la sută pentru populație, ipoteza privind o transmisie unitară neputând fi respinsă. Ambele categorii de rate de dobândă sunt caracterizate de un mecanism asimetric de corecție a erorilor. Astfel, rezultatele indică faptul că plasarea ratei dobânzii la depozitele societăților nefinanciare la un nivel inferior cu mai mult de 0,42 puncte procentuale (valoarea pragului identificat) celui de echilibru antrenează o viteză semnificativ mai mare a ajustării către respectivul nivel (76 la sută din valoarea deviației se corectează într-o perioadă, comparativ cu 13 la sută în caz contrar). Pe segmentul populației, o scădere cu peste 0,88 puncte procentuale a ratei dobânzii sub nivelul de echilibru conduce la accelerarea vitezei de ajustare către acesta (18 la sută față de 12 la sută). Comportamentul sugerează preocuparea instituțiilor de credit pentru evitarea unor coborâri persistente ale ratelor dobânzilor la depozite sub valorile de echilibru pe termen lung. În perioada ulterioară anului 2008, un resort major al acestei preocupări l-a constituit intensificarea concurenței pentru atragerea de resurse de pe piața locală, menite să asigure substituirea parțială a pasivelor externe și necesara ajustare a raportului credite/depozite. Un alt factor determinant l-a reprezentat trecerea poziției nete a lichidității sistemului bancar de la excedent la deficit în ultimele luni ale anului 2008 (după aproximativ un deceniu de persistență a unui surplus de lichiditate), urmată de alternanța perioadelor caracterizate de valori pozitive/negative ale acesteia.

În ceea ce privește reacția pe termen scurt, se remarcă totuși faptul că o scădere a ROBOR 3M se transmite imediat în proporție mai mare comparativ cu o creștere (74 la sută față de 25 la sută pe segmentul societăților nefinanciare, respectiv 22 la sută față de doar 3 la sută pe cel al populației), relevând o strategie de conservare a marjelor, posibil și în contextul în care deteriorarea calității portofoliului de credite și reducerea volumului creditelor noi au fost de natură să afecteze profitabilitatea. Decalajul între cele două tipuri de răspuns se elimină relativ rapid în cazul companiilor (reacția cumulată a ratelor dobânzilor fiind practic identică la un orizont de 3 luni), o influență în acest sens având probabil și scadențele reduse ale depozitelor pe acest segment, în timp ce în cazul populației este mai persistent.

**Tabel 2.** Transmisia ratelor dobânzilor de pe piața monetară interbancară asupra ratelor dobânzilor la depozitele noi la termen ale sectorului nebanca

	Pass-through pe termen lung	H <sub>0</sub> : pass-through complet? (p-value)	Pass-through imediat	Viteză de ajustare, deviație de la echilibru	Prag <sup>1</sup>	$\bar{R}^2$
<b>societăți nefinanciare</b>						
România <sup>b</sup>	0,94*** (0,08)	0,44	↓ rata dob.: 0,74 (0,74) ↑ rata dob.: 0,25 (0,25)	peste prag: -0,13* (0,07) sub prag: -0,76 (0,10)	-0,42	0,74
Polonia <sup>f</sup>	↓ rata dob.: 0,95*** (0,14) ↑ rata dob.: 0,93*** (0,05)	0,11	↓ rata dob.: 0,55*** (0,08) ↑ rata dob.: 0,95*** (0,14)	-	-	0,71
Ungaria <sup>c</sup>	1,06*** (0,02)	0,01	0,86*** (0,09)	-0,30*** (0,08)	-	0,88
Republica Cehă <sup>e</sup>	0,62*** (0,11)	0,00	0,51*** (0,07)	-	-	0,51
<b>populație</b>						
România <sup>b</sup>	0,82*** (0,12)	0,13	↓ rata dob.: 0,22** (0,10) ↑ rata dob.: 0,03 (0,02)	peste prag: -0,12** (0,05) sub prag: -0,18** (0,08)	-0,88	0,69
Polonia <sup>d</sup>	0,94*** (0,04)	0,12	↓ rata dob.: 0,44*** (0,07) ↑ rata dob.: 0,55*** (0,11)	-0,26*** (0,05)	-	0,8
Ungaria <sup>d</sup>	1,03*** (0,04)	0,45	↓ rata dob.: 0,54*** (0,14) ↑ rata dob.: 0,92*** (0,23)	-0,34*** (0,12)	-	0,72
Republica Cehă <sup>b</sup>	0,83*** (0,04)	0,00	↓ rata dob.: 0,49*** (0,09) ↑ rata dob.: 0,24 (0,20)	peste prag: -0,12*** (0,06) sub prag: 0,02 (0,03)	0,19	0,68
<p>Notă: abaterea standard în paranteză; *, ** și *** denotă niveluri de semnificație de 10%, 5%, respectiv 1%; <sup>a</sup>modelul TAR cu ajustare simetrică pe termen scurt; <sup>b</sup>modelul TAR cu ajustare asimetrică pe termen scurt; <sup>c</sup>modelul de corecție a erorilor cu ajustare simetrică pe termen scurt; <sup>d</sup>modelul de corecție a erorilor cu ajustare asimetrică pe termen scurt; <sup>e</sup>modelul în prime diferențe cu ajustare simetrică pe termen scurt; <sup>f</sup>modelul în prime diferențe cu ajustare asimetrică pe termen scurt; <sup>1</sup>doar pentru modelele TAR.</p>						

În privința celorlalte economii analizate, se remarcă faptul că ipoteza privind o valoare unitară a coeficientului de transmisie pe termen lung nu poate fi respinsă în cazul niciuneia dintre cele două categorii de clienți în Polonia, respectiv în cazul depozitelor populației în Ungaria. În schimb, transmisia este supraunitară în cazul depozitelor companiilor din Ungaria și semnificativ subunitară în cazul depozitelor companiilor și ale populației în Republica Cehă. Un mecanism asimetric de corecție a erorilor este evidențiat pentru rata dobânzii la depozitele companiilor în Republica Cehă, în cazul căreia deviațiile de la nivelul de echilibru se corectează în mod semnificativ doar în situația abaterilor pozitive de peste 0,19 puncte procentuale față de respectivul nivel.

Referitor la caracteristicile transmisiei pe termen scurt, se observă faptul că și în cazul ratelor dobânzilor la depozite reacția pe termen scurt este mai puternică în cazul societăților nefinanciare. De asemenea, atât în Polonia (pe ambele segmente principale de clienți), cât și în Ungaria (pe segmentul populației), reacția imediată a ratelor dobânzilor la depozite este mai amplă în situația unei creșteri a ratei dobânzii.

Similar analizei ratelor dobânzilor la credite, a fost simulată reacția ratelor dobânzilor la depozitele noi ale societăților nefinanciare și ale populației la o modificare cu 1 punct procentual a ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară. Răspunsurile cumulate pe orizonturile de 1 lună și 3 luni în cazul societăților nefinanciare, respectiv 3 luni și 6 luni în cel al populației sunt ilustrate în Graficul 2<sup>14</sup>.

Pe segmentul societăților nefinanciare, dinamica transmisiei în România este în linii generale asemănătoare celei observate în Polonia și Ungaria, cu excepția unei transmisii imediate relativ mai slabe în situația unei creșteri a ratei dobânzii de pe piața interbancară. În Republica Cehă însă, procesul de *pass-through* pare a fi relativ mai lent și, așa cum s-a arătat anterior, incomplet pe termen lung. În cazul depozitelor populației, transmisia pe un orizont de până la 3 luni este ușor mai slabă în România comparativ cu cea din Polonia și Ungaria, însă acest decalaj dispăre la orizontul de 6 luni. Și în cazul acestui sector transmisia în Republica Cehă este incompletă.

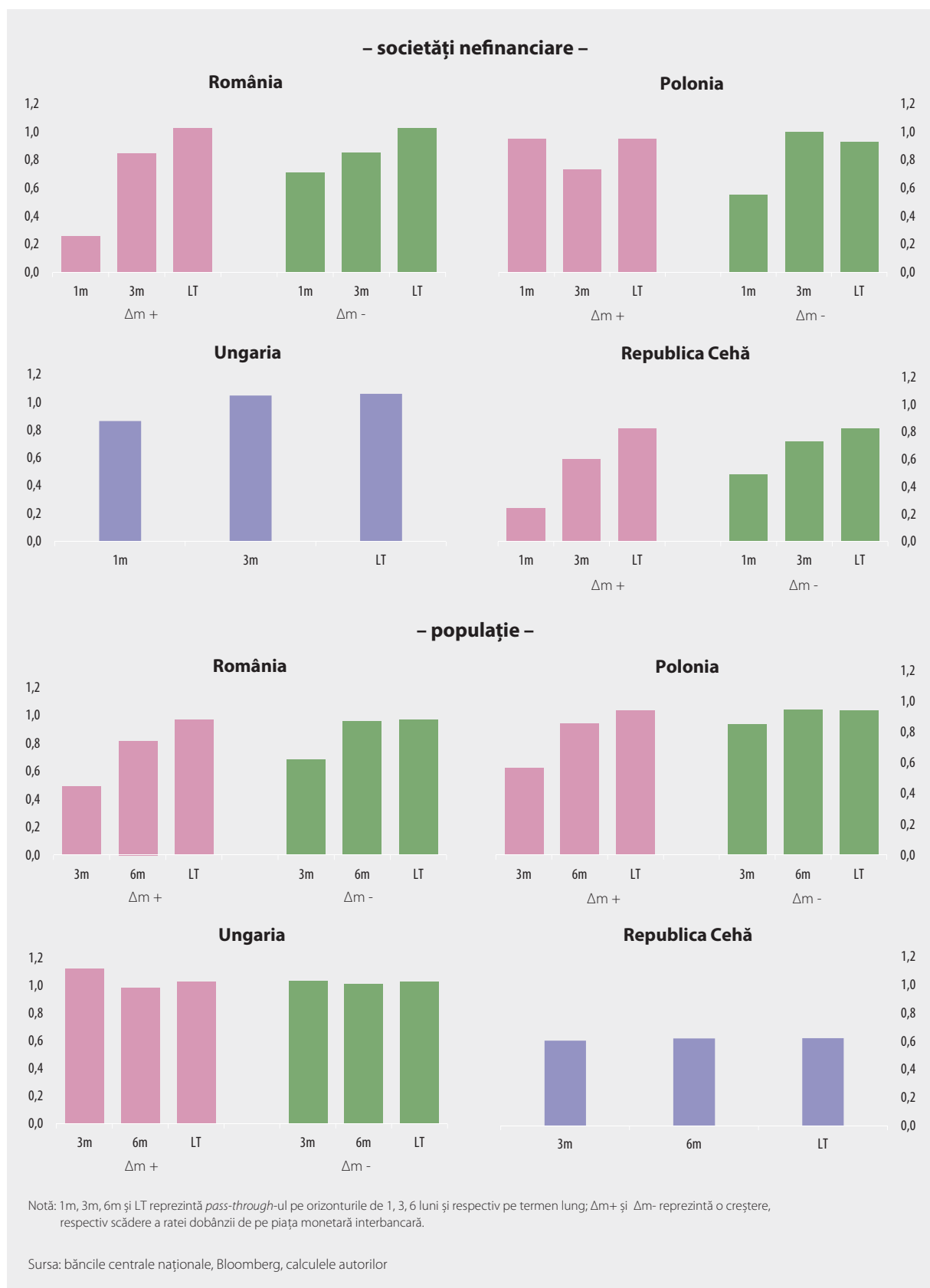
Analizele *rolling* ale transmisiei ratelor dobânzilor (ilustrate în Graficul A.4. din Anexă) au relevat faptul că *pass-through*-ul pe termen lung asupra ratelor dobânzilor la depozitele societăților nefinanciare în România a fost relativ stabil în perioada septembrie 2008-septembrie 2014, evoluând în jurul valorii unitare. Și în celelalte economii analizate acesta a consemnat o evoluție similară, excepție făcând Republica Cehă, unde transmisia pe termen lung s-a redus de la aproximativ 80 la sută la puțin peste 60 la sută.

Transmisia la orizontul de o lună în România s-a diminuat semnificativ în ultimul trimestru din 2008, atât în cazul unei creșteri (de la 40 la 20 la sută), cât și în cel al unei scăderi a ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară (de la 80 la 60 la sută). *Pass-through*-ul aferent unei scăderi a recuperat jumătate din declin până la finalul orizontului estimărilor, însă cel aferent unei creșteri s-a stabilizat la nivelul inferior atins. La orizontul de 3 luni, coeficienții de transmisie aferenți modificărilor în ambele sensuri ale ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară s-au înscris pe un trend descendent până la jumătatea anului 2009, după care s-au menținut constanți și egali.

În Republica Cehă, transmisia la o lună și la 3 luni nu a înregistrat deviații semnificative. În Polonia, atât *pass-through*-ul asociat unei creșteri a WIBOR 3M, cât și cel aferent unei scăderi s-au redus ușor la orizontul de o lună și s-au majorat vizibil la orizontul de 3 luni. *Pass-through*-ul în Ungaria a înregistrat, la orizontul de o lună, o creștere amplă până la finele anului 2008 (până la aproximativ 90 la sută), stabilizându-se apoi la acest nivel pe parcursul perioadei studiate, în timp ce transmisia la 6 luni nu a consemnat variații majore.

<sup>14</sup> În cazul ratelor dobânzilor la depozitele companiilor în Republica Cehă s-a dovedit că pragul identificat nu determină suficientă variabilitate în primele câteva subeșantioane. Din acest motiv, primul eșantion pentru estimările *rolling* ale *pass-through*-ului în acest caz este ianuarie 2005-noiembrie 2009.

**Grafic 2.** Transmisia ratelor dobânzilor de pe piața monetară interbancară asupra ratelor dobânzilor la depozitele noi la termen ale sectorului nebanca



Pe segmentul populației (rezultate ilustrate în Graficul A.5. din Anexă), *pass-through*-ul pe termen lung a crescut cu circa 20 de puncte procentuale în România și în Polonia, apropiindu-se de nivelul de 100 la sută. În Ungaria, acesta s-a majorat temporar peste 100 la sută către jumătatea anului 2010, diminuându-se treptat ulterior, în timp ce în Republica Cehă el a scăzut cu aproximativ 20 de puncte procentuale.

Pe termen scurt, *pass-through*-ul a scăzut la orizontul de 3 luni și a crescut la orizontul de 6 luni în România; în Polonia, acesta nu a consemnat variații majore, iar în Republica Cehă s-a micșorat marginal la orizontul de 3 luni și mai semnificativ la orizontul de 6 luni (cu aproximativ 20 de puncte procentuale). În Ungaria, au existat unele variații temporare, analiza relevând de asemenea și o tendință de scădere a coeficientului de transmisie la orizontul de 6 luni.

## 6. Concluzii

Lucrarea de față și-a propus o analiză a transmisiei ratelor dobânzilor la creditele și depozitele clienților nebankari în România pe parcursul perioadei 2005-2014, examinând acest proces din perspectiva eventualelor asimetrii, precum și a modificărilor survenite ulterior crizei economice și financiare declanșate la finele anului 2008. În vederea realizării unor comparații regionale relevante, un cadru empiric similar a fost aplicat ratelor dobânzilor din alte țări din regiune: Republica Cehă, Polonia și Ungaria.

Estimările au relevat faptul că în România modificările ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară se transmit complet pe termen lung asupra ratelor dobânzilor la creditele noi și depozitele noi la termen ale clienților nebankari. În cazul ratelor dobânzilor la credite, mecanismul de ajustare către nivelurile de echilibru pe termen lung este simetric, nedepinzând de amplitudinea deviațiilor de la nivelul de echilibru. Pe termen scurt, transmisia este simetrică pe sectorul companiilor, însă asimetrică și comparativ mai slabă pe sectorul populației. Astfel, reacția pe termen scurt a ratei dobânzii la creditele acordate persoanelor fizice este mai redusă în cazul unei creșteri a ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară comparativ cu cea asociată unei scăderi. Comportamentul este probabil rezultatul preocupărilor instituțiilor de credit pentru asigurarea competitivității creditelor de consum – reprezentând în mod tradițional principalul produs de finanțare în monedă națională din oferta acestora –, în contextul constrângerilor exercitate asupra capacității de îndatorare a populației de nivelul relativ redus al veniturilor. Rigiditatea superioară a ajustării crescătoare s-ar putea datora de asemenea percepției instituțiilor de credit privind caracterul temporar al unor majorări ale ratelor dobânzilor pieței monetare interbancare, dat fiind trendul descendent al inflației observat pe parcursul perioadei analizate.

În privința ratelor dobânzilor la depozite, rezultatele relevă faptul că mecanismul de corecție a erorilor este asimetric: ajustarea către nivelurile de echilibru se realizează

mai rapid atunci când ratele dobânzilor coboară sub un anumit prag față de nivelurile de echilibru, ceea ce denotă preocuparea băncilor pentru evitarea plasării persistente a ratelor dobânzilor la depozite sub valorile de echilibru pe termen lung. În perioada ulterioară anului 2008, un resort major al acestei preocupări l-a constituit intensificarea concurenței pentru atragerea de resurse de pe piața locală, menite să asigure substituirea parțială a pasivelor externe și necesara ajustare a raportului credite/depozite. Un alt factor determinant l-a reprezentat trecerea poziției nete a lichidității sistemului bancar de la excedent la deficit în ultimele luni ale anului 2008 (după aproximativ un deceniu de persistență a unui surplus de lichiditate), urmată de alternanța perioadelor caracterizate de valori pozitive/negative ale acesteia. Și în acest caz au fost detectate asimetrii pe termen scurt, pe ambele segmente principale de clientelă o creștere a ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară determinând o reacție mai puternică în raport cu o scădere a acestora. Similar situației creditelor, transmisia pe termen scurt este mai puternică asupra ratei dobânzii la depozitele societăților nefinanciare comparativ cu cea asupra ratei dobânzii la depozitele populației.

În cazul celorlalte țări supuse analizei, transmisia este în general completă pe termen lung. Excepții sunt totuși consemnate pentru anumite categorii de rate de dobândă în cazul Ungariei (ratele dobânzilor la depozitele companiilor și la creditele populației, ambele cu un *pass-through* ușor supraunitar), respectiv al Republicii Cehe (pentru depozitele ambelor categorii de clienți și creditele companiilor, toate caracterizate de o transmisie subunitară).

În ceea ce privește transmisia ratei dobânzii la credite, un mecanism asimetric de corecție a erorilor a fost identificat în Polonia, pe segmentul populației, viteza de ajustare fiind superioară în cazul plasării ratei dobânzii dincolo de un anumit prag sub nivelul de echilibru. Tot în cazul Poloniei, estimările au relevat prezența unei ajustări asimetrice pe termen scurt în cazul ratei dobânzii la creditele companiilor, unde reacția la o creștere a ratei dobânzii de pe piața interbancară este de două ori mai puternică decât reacția la o scădere.

Referitor la ratele dobânzilor la depozite, se constată faptul că transmisia pe termen scurt este de regulă asimetrică, excepție făcând ratele dobânzilor la depozitele companiilor în Ungaria și la depozitele populației în Republica Cehă. În Polonia, în cazul ambelor sectoare și în Ungaria, pe segmentul populației, o creștere a ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară se transmite mai rapid decât o scădere, sugerând preocuparea băncilor pentru atragerea de resurse pe plan local. În schimb, pe segmentul companiilor în Republica Cehă, o scădere a ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară determină o reacție mai rapidă decât o creștere, probabil în condițiile în care constrângerile legate de rebalansarea structurii pasivelor către cele atrase de pe piața internă au fost mai puțin intense. În Polonia, ca și în România, o modificare a ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară determină o reacție pe termen scurt mai puternică pe sectorul companiilor față de populație, în restul țărilor rezultatele fiind mixte din acest punct de vedere.

Analiza evoluției în timp a parametrilor ce caracterizează *pass-through*-ul ratelor dobânzilor, realizată prin estimarea modelelor relevante pe subșantioane ce

încorporează progresiv observațiile ulterioare lunii septembrie 2008, a pus în evidență faptul că în toate țările analizate transmisia ratelor dobânzilor a suferit anumite perturbații după izbucnirea crizei economice și financiare. Sursa lor principală a constituit-o, în cazul creditelor, creșterea riscului asociat de instituțiile de credit diferitelor categorii de debitori, iar, în cazul depozitelor, preocuparea instituțiilor de credit pentru restructurarea propriilor bilanțuri în sensul creșterii ponderii resurselor atrase pe plan local. Aceste efecte au fost mai pregnante în perioada 2008-2010, pentru ca ulterior procesul de *pass-through* să înregistreze o relativă normalizare, care a permis ca măsurile de politică monetară adoptate de băncile centrale din economiile analizate să se propage asupra ratelor dobânzilor la credite și depozite. Funcționarea canalelor tradiționale ale mecanismului de transmisie monetară – cel al ratei dobânzii și cel al creditului –, precum și cea a canalelor recent puse în evidență de literatura de specialitate (*risk-taking channel*<sup>15</sup>), a rămas însă constrânsă, cu diferite grade de intensitate, de o serie de factori inhibitori ai cererii și ofertei de credit: gradul redus al încrederii agenților în perspectivele economice, în contextul persistenței unor surse semnificative de riscuri în plan global și regional, prelungirea procesului de dezintermediere transfrontalieră și a eforturilor de recapitalizare a instituțiilor de credit din sectorul bancar european, necesitatea ameliorării calității activelor băncilor și a ajustării bilanțurilor sectorului nebanca. De atenuarea acestor constrângeri depinde întărirea relației dintre parametrii de preț și cei cantitativi pe piața creditului, implicit ameliorarea funcționării mecanismului de transmisie monetară.

---

<sup>15</sup> Borio și Zhu, 2012.

# Bibliografie

- Al-Eyd, A.,  
Berkmen, S.P. *Fragmentation and Monetary Policy in the Euro Area*, IMF Working Paper, WP/13/208, 2013
- Antoși, D.,  
Udrea, I.,  
Braun, H. *Mecanismul de transmisie a politicii monetare în România*, Banca Națională a României, Caiete de studii nr. 13, 2003
- Blough, S.R. *On the Impossibility of Testing for Unit Roots and Cointegration in Finite Samples*, Johns Hopkins University Working Paper in Economics No. 211, 1988
- Banca Națională a României *Rapoarte asupra inflației, Rapoarte anuale*
- Borio, C.,  
Fritz, W. *The Response of Short-Term Bank Lending Rates to Policy Rates: A Cross-Country Perspective*, BIS Working Paper No. 27, 1995
- Borio, C.,  
Zhu, H. *Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?*, Journal of Financial Stability, pp. 236-251, 2012
- Cecchin, I. *Mortgage Rate Pass-Through in Switzerland*, Swiss National Bank Working Papers No. 2011-8, 2011
- Cochrane, J.H. *A Critique of the Application of Unit Root Tests*, Journal of Economic Dynamics and Control, 15, pp. 275-284, 1991
- Cottarelli, C.,  
Kourelis, A. *Financial Structure, Bank Lending Rates and the Transmission Mechanism of Monetary Policy*, IMF Staff Papers, 41 (4), pp. 587-623, 1994
- Daracq Paries, M.,  
Moccero, D. N., Krylova, E.,  
Marchini, C. *The Retail Bank Interest Rate Pass-Through. The Case of the Euro Area During the Financial and Sovereign Debt Crisis*, ECB Occasional Paper Series, No. 155/August 2014
- De Bondt, G. *Retail Bank Interest Rate Pass-Through: New Evidence at the Euro Area Level*, ECB Working Paper No. 136, 2002
- Égert, B.,  
Crespo-Cuaresma, J.,  
Reininger, T. *Interest Rate Pass-Through in Central and Eastern Europe: Reborn from Ashes Merely to Pass Away?*, William Davidson Institute Working Paper No. 851, 2006

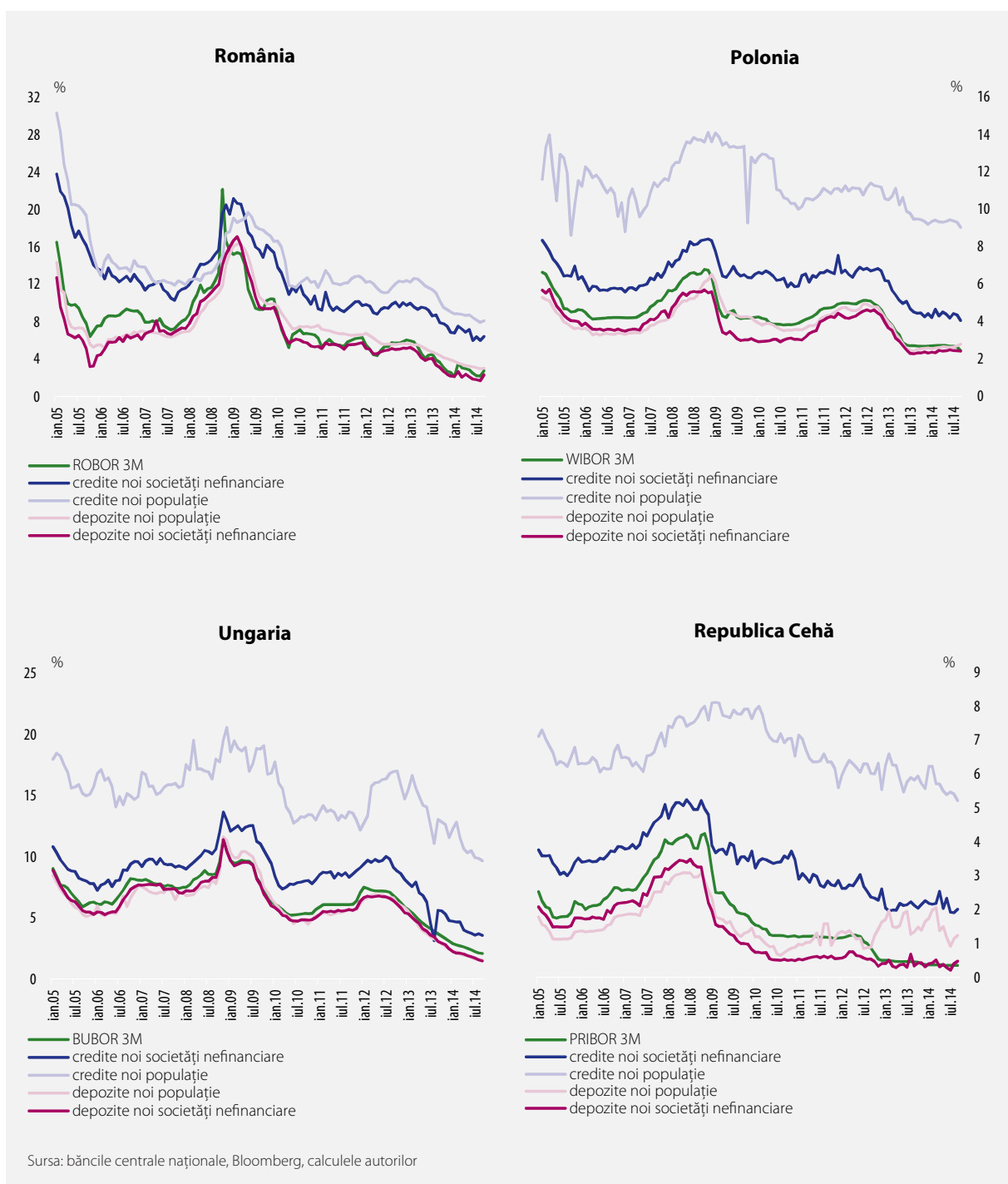


- Enders, W.,  
Granger, C.W.J. *Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates*, Journal of Business and Economic Statistics, 16(3), pp. 304-311, 1988
- Enders, W.,  
Siklos, P. L. *Cointegration and Threshold Adjustment*, Journal of Business & Economic Statistics, 19(2), pp. 166-176, 2001
- FMI *Romania: Selected Issues Paper*, IMF Country Report No. 12/91, 2012
- Frey, G.,  
Manera, M. *Econometric Models of Asymmetric Price Transmission*, Fondazione Eni Enrico Mattei Nota di Lavoro 100, 2005
- Hannan, T. H.,  
Berger, A. N. *The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry*, American Economic Review, Vol. 81, No. 4, pp. 938-945, 1991
- Illes, A.,  
Lombardi, M. *Interest Rate Pass-Through since the Financial Crisis*, BIS Quarterly Review, Septembrie 2013
- Karagiannis, S.,  
Panagopoulos, Y.,  
Vlamiş, P. *Interest Rate Pass-Through in Europe and the US: Monetary Policy after the Crisis*, Journal of Policy Modelling, 32, pp. 323-338, 2010
- Kwiatkowski, D.,  
Phillips, P. C.,  
Schmidt, P.,  
Shin, Y. *Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How sure are we that Economic Time Series have a Unit Root?*, Journal of Econometrics, 54(1), pp. 159-178, 1992
- Lo, A.,  
MacKinlay, C. *The Size and Power of the Variance Ratio Test in Finite Samples: A Monte Carlo Investigation*, Journal of Econometrics, 40, pp. 203-238, 1989
- MacKinnon, J. G. *Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests*, Journal of Applied Econometrics, 11(6), pp. 601- 618, 1996
- Neumark, D.,  
Sharpe, S.A. *Market Structure and the Nature of Price Rigidity: Evidence from the Market for Consumer Deposits*. The Quarterly Journal of Economics, 107(2) pp. 657- 680, 1992
- Radu, R. *Mecanismul de transmisie a ratelor dobânzilor*. Banca Națională a României, Caiete de studii nr. 28, 2010
- Roelands, S. *Asymmetric Interest Rate Pass-Through from Monetary Policy: The Role of Bank Regulation*. Disponibil la SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2143451>\_2012
- Sander, H.,  
Kleimeier, S. *Asymmetric Adjustment of Commercial Bank Interest Rates in the Euro Area: An Empirical Investigation into Interest Rate Pass-Through*, disponibil la SSRN 274610, 2001

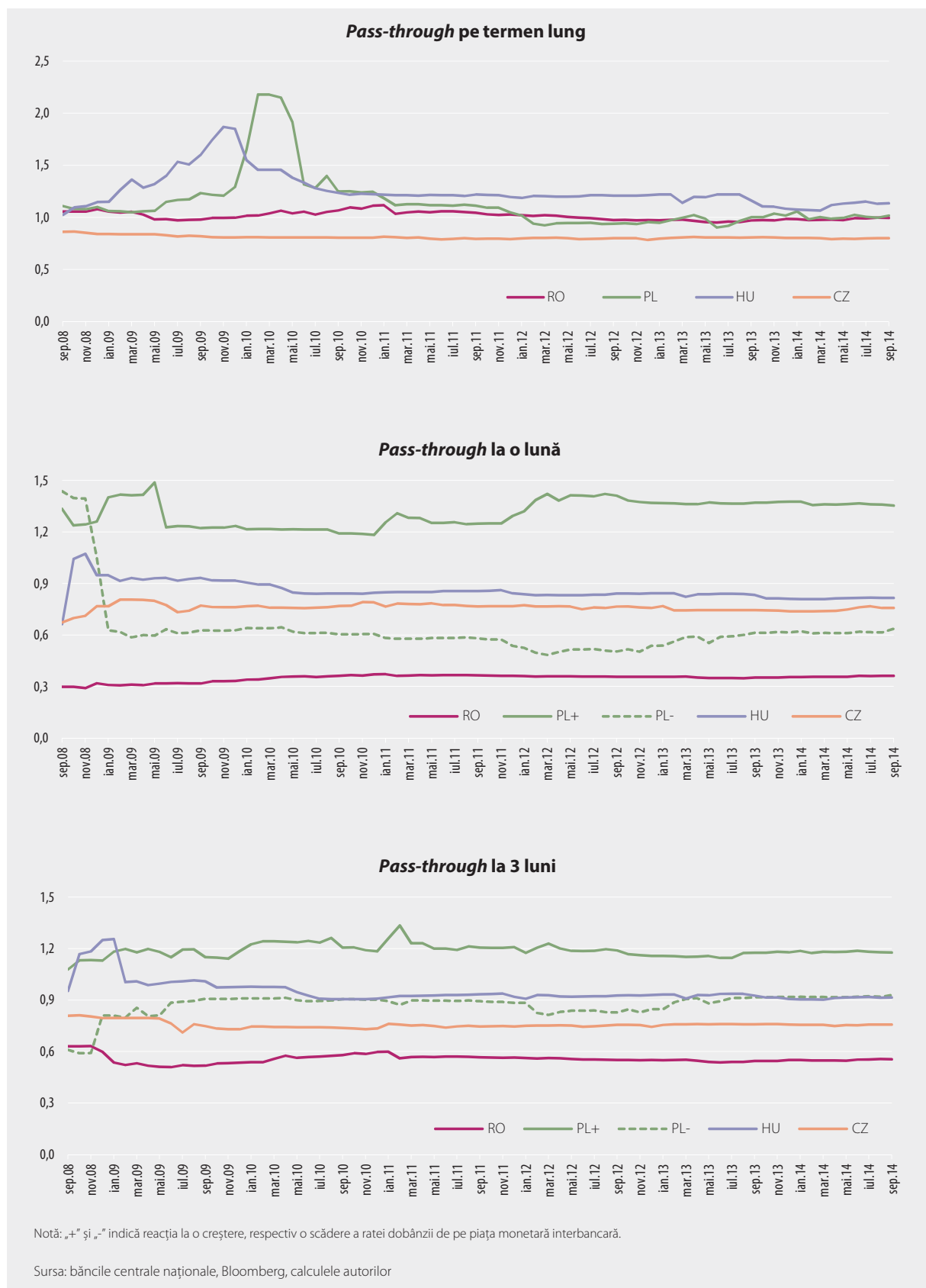
- Sander, H.,  
Kleimeier, S. *Convergence in Euro-Zone Retail Banking? What Interest Rate Pass-Through tells us about Monetary Policy Transmission, Competition and Integration*, Journal of International Money and Finance 23, pp. 461-492, 2004a
- Interest Rate Pass-Through in an Enlarged Europe: The Role of Banking Market Structure for Monetary Policy Transmission in Transition Countries*, disponibil la: <http://econpapers.repec.org/paper/unmumamet/2004045.htm>, 2004b
- Schwert, G.W. *Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data*, Journal of Monetary Economics, 20(1), pp. 73-103, 1987
- Sørensen, C.K.,  
Werner, T. *Bank Interest Rate Pass-Through in the Euro Area. A Cross Country Comparison*, European Central Bank Working Paper Series No. 580/ Ianuarie 2006
- Stanisławska, E. *Interest Rate Pass-Through in Poland. Evidence from Individual Bank Data*, National Bank of Poland Working Paper No. 179, 2014
- Sznajderska, A. *On the Empirical Evidence of Asymmetry Effects in the Interest Pass-Through in Poland*, National Bank of Poland Working Paper No. 114, 2012
- Tieman, A. *Interest Rate Pass-Through in Romania and Other Central European Economies*, IMF Working Paper Series, W/04/211, 2004
- Weth, M. A. *The Pass-Through from Market Interest Rates to Bank Lending Rates in Germany*, Bundesbank Discussion Paper 11/02, 2002.

# Anexă

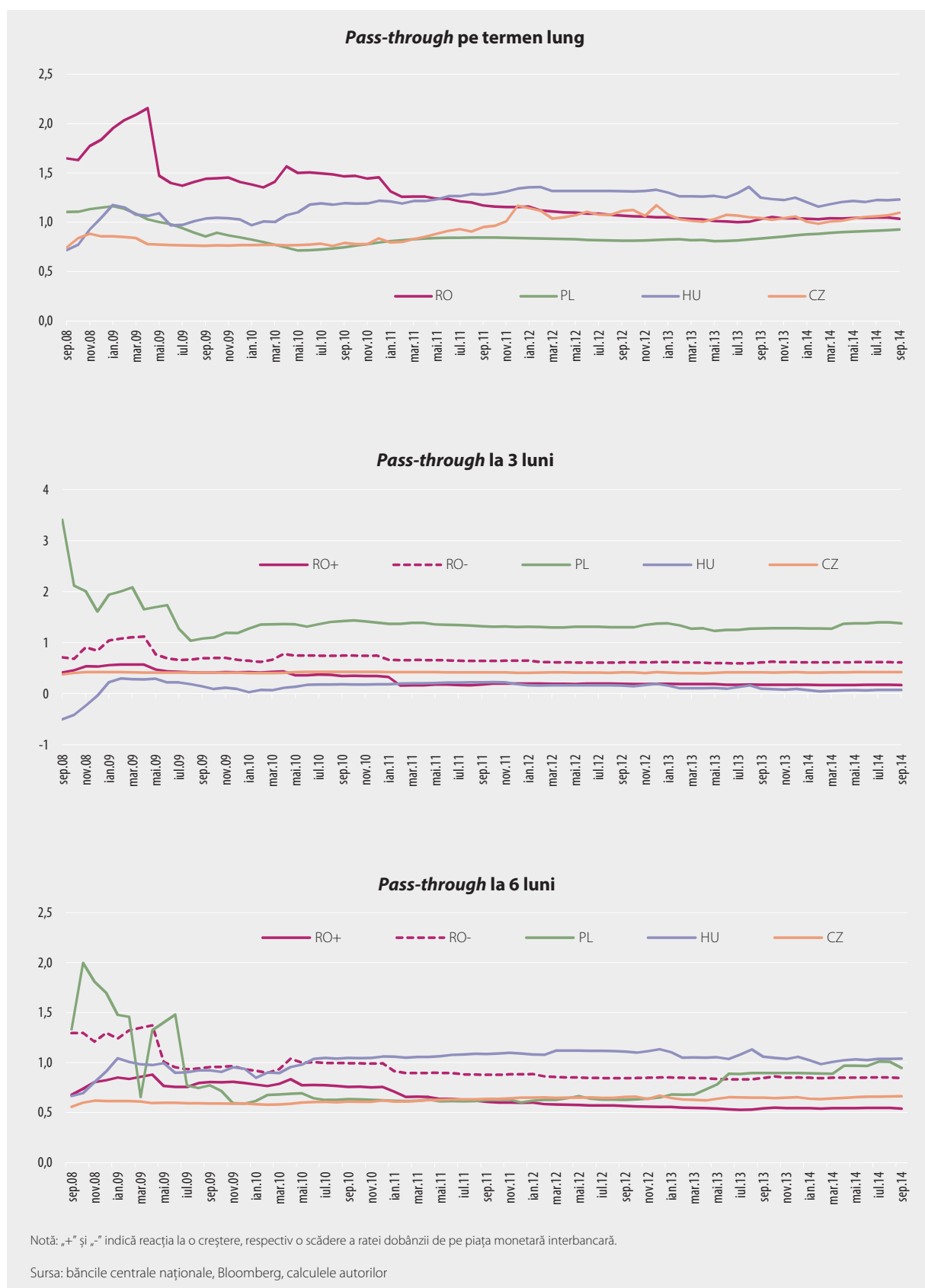
**Grafic A.1.** Ratele dobânzilor la creditele și depozitele noi în țările analizate



**Grafic A.2.** Evoluția transmisiei ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară asupra ratei dobânzii la creditele societăților nefinanciare. Comparații regionale



**Grafic A.3.** Evoluția transmisiei ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară asupra ratei dobânzii la creditele populației. Comparații regionale



**Grafic A.4.** Evoluția transmisiei ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară asupra ratei dobânzii la depozitele societăților nefinanciare. Comparații regionale



**Grafic A.5.** Evoluția transmisiei ratei dobânzii de pe piața monetară interbancară asupra ratei dobânzii la depozitele populației. Comparării regionale



**Tabel A.1.** Rezultatele testelor de rădăcină unitară și staționaritate

Seria de timp	Testul Dickey Fuller augmentat – valoarea statisticii de test –				Testul Philips-Perron – valoarea statisticii de test –				Testul KPSS – valoarea statisticii de test –			
	H0: seria în nivel are rădăcină unitară		H0: seria în diferență are rădăcină unitară		H0: seria în nivel are rădăcină unitară		H0: seria în diferență are rădăcină unitară		H0: seria este staționară		H0: seria în diferență este staționară	
	Constantă	Trend și constantă	Constantă	Trend și constantă	Constantă	Trend și constantă	Constantă	Trend și constantă	Constantă	Trend și constantă	Constantă	Trend și constantă
RO: credite companii	-3,15**	-2,99	-9,42***	-9,53***	-2,96**	-3,17*	-9,82***	-9,92***	0,77***	0,10	0,20	0,14*
RO: depozite companii	-2,57	-2,57	-4,56***	-4,57***	-2,31	-2,36	-6,12***	-6,12***	0,44*	0,19*	0,10	0,10
RO: credite populație	-4,03***	-4,06***	-6,59***	-6,75***	-4,15***	-3,98**	-6,56***	-6,74***	0,73**	0,09	0,32	0,19**
RO: depozite populație	-3,26**	-3,37*	-3,87***	-3,89**	-2,56	-2,58	-5,99***	-6,02***	0,39*	0,19**	0,12	0,11
ROBOR 3M	-2,63*	-2,91	-11,16***	-11,15***	-2,65**	-3,03	-11,16***	-11,15***	0,72**	0,16**	0,10	0,09
PL: credite companii	-1,24	-1,57	-12,30***	-12,25***	-1,30	-1,70	-12,20***	-12,15***	0,45*	0,16**	0,14	0,12*
PL: depozite companii	-2,30	-2,41	-6,83***	-6,82***	-2,28	-2,46	-7,14***	-7,13***	0,42*	0,06	0,08	0,07
PL: credite populație	-2,27	-2,71	-8,75***	-8,75***	-2,85*	-3,54**	-16,73***	-16,69***	0,43*	0,17**	0,08	0,06
PL: depozite populație	-2,33	-2,39	-3,77***	-3,75***	-2,33	-2,39	-3,77***	-3,75***	0,24	0,14*	0,12	0,12*
WIBOR3M	-1,48	-2,11	-4,98***	-4,95***	-1,85	-2,165	-4,32***	-4,28***	0,52**	0,11	0,09	0,09
HU: credite companii	-0,60	-1,09	-9,16***	-9,15***	-1,05	-1,53	-9,18***	-9,15***	0,51**	0,20**	0,13	0,09
HU: depozite companii	-1,04	-1,65	-6,85***	-6,85***	-1,14	-1,68	-6,79***	-6,77***	0,62**	0,17**	0,11	0,09
HU: credite populație	-1,50	-2,27	-11,96***	-11,95***	-1,33	-2,20	-12,11***	-12,13***	0,64**	0,13*	0,08	0,06
HU: depozite populație	-1,05	-1,55	-8,17***	-8,15***	-1,13	-1,67	-8,20***	-8,18***	0,53**	0,18**	0,11	0,08
BUBOR3M	-0,97	-1,70	-6,86***	-6,86***	-0,85	-1,50	-6,74***	-6,70***	0,66**	0,17**	0,13	0,09
CZ: credite companii	-0,91	-1,81	-12,82***	-12,81***	-0,78	-1,81	-12,82***	-12,82***	0,78***	0,22***	0,14	0,08
CZ: depozite companii	-1,71	-2,28	-3,39**	-3,36*	-1,15	-1,70	-9,82***	-9,79***	0,80***	0,13*	0,10	0,10
CZ: credite populație	-1,72	-2,14	-1,76	-1,83	-1,28	-1,63	-13,20***	-13,32***	0,45*	0,26***	0,14	0,09
CZ: depozite populație	-1,70	-1,80	-10,95***	-10,90***	-1,70	-1,80	-10,95***	-10,90***	0,25	0,12*	0,08	0,08
PRIBOR 3M	-0,59	-1,46	-6,73***	-6,74***	-0,68	-1,53	-5,84***	-5,81***	0,80***	0,18**	0,15	0,10

Notă: \*, \*\* și \*\*\* denotă niveluri de semnificație de 10%, 5%, respectiv 1%.

Valori critice pentru testul Dickey Fuller augmentat: (i) cu constantă: 10%: -2,580, 5%: -2,886, 1%: -3,488; (ii) cu trend și constantă: 10%: -3,149; 5%: -3,449; 1%: -4,038 (MacKinnon (1996)). Valori critice pentru testul Philips-Perron: (i) cu constantă: 10%: -2,58; 5%: -2,886; 1%: -3,487; (ii) cu trend și constantă: 10%: -3,149; 5%: -3,449; 1%: -4,038 (MacKinnon (1996)). Valori critice pentru testul KPSS: (i) cu constantă: 10% - 0,347, 5% - 0,463, 1% - 0,739; (ii) cu trend și constantă: 10% - 0,119, 5% - 0,146, 1% - 0,216 (Kwiatkowski *et al.* (1992))



**Tabel A.2.** Rezultatele testelor de cointegrare asimetrică cu prag 0

Relația de cointegrare dintre rata dobânzii pe piața interbancară și:	Valori obținute		Valori critice simulate - 5%		Valori critice simulate - 10%	
	F-stat ( $\Phi$ )	F-equal	F-stat ( $\Phi$ )	F-equal	F-stat ( $\Phi$ )	F-equal
RO: credite companii	6,79**	0,39	5,78	2,66	4,76	1,71
RO: depozite companii	20,69**	18,73**	5,72	2,53	4,75	1,72
RO: credite populație	6,55**	0,04	5,78	2,65	4,76	1,73
RO: depozite populație	15,88**	11,02**	5,74	2,57	4,86	1,72
PL: credite companii	1,87	0,23	5,67	2,61	4,81	1,71
PL: depozite companii	1,77	0,04	5,74	2,64	4,72	1,67
PL: credite populație	3,38	1,81	5,74	2,62	4,77	1,68
PL: depozite populație	4,60	2,02*	5,69	2,55	4,74	1,73
HU: credite companii	4,28	1,67*	5,81	2,59	4,83	1,66
HU: depozite companii	4,74	0,02	5,67	2,51	4,75	1,73
HU: credite populație	5,88*	0,40	5,72	2,55	4,80	1,71
HU: depozite populație	5,61*	0,32	5,66	2,60	4,72	1,74
CZ: credite companii	3,02	0,02	5,67	2,53	4,74	1,72
CZ: depozite companii	2,13	1,18	5,67	2,48	4,80	1,79
CZ: credite populație	2,90	0,11	5,76	2,61	4,80	1,68
CZ: depozite populație	6,99**	1,45	5,75	2,58	4,76	1,66

Notă: \*, \*\* și \*\*\* denotă niveluri de semnificație de 10%, 5%, respectiv 1%. Unele relații de cointegrare conțin o variabilă *dummy*, așa cum este prezentat în secțiunea 4.2.

**Tabel A.3.** Rezultatele testelor de cointegrare asimetrică cu prag necunoscut

Relația de cointegrare dintre rata dobânzii pe piața interbancară și:	Valoare prag	Valori obținute		Valori critice simulate - 5%		Valori critice simulate - 10%	
		F-stat ( $\Phi$ )	F-equal	F-stat ( $\Phi$ )	F-equal	F-stat ( $\Phi$ )	F-equal
RO: credite companii	-1,20	7,40**	1,48	6,87	6,15	5,85	4,72
RO: depozite companii	-0,42	27,78**	30,77**	6,80	5,96	5,85	4,72
RO: credite populație	1,98	6,58*	0,10	6,79	6,05	5,82	4,67
RO: depozite populație	-0,88	18,79**	15,99**	6,90	6,04	5,87	4,76
PL: credite companii	-0,34	3,84	4,05	6,78	6,13	5,87	4,62
PL: depozite companii	-0,22	1,94	0,36	6,76	6,08	5,79	4,76
PL: credite populație	-0,75	6,83**	8,42**	6,81	5,92	5,86	4,84
PL: depozite populație	-0,16	5,15	3,04	6,80	6,16	5,93	4,74
HU: credite companii	-0,47	5,75	4,43	6,87	6,16	5,77	4,75
HU: depozite companii	0,20	5,32	1,08	6,82	6,07	5,83	4,72
HU: credite populație	0,76	6,15*	0,88	6,82	6,04	5,87	4,69
HU: depozite populație	0,29	6,63	2,15	6,92	6,15	5,78	4,71
CZ: credite companii	0,13	3,35	0,63	6,88	6,18	5,77	4,73
CZ: depozite companii	0,19	6,33**	9,36*	6,85	5,99	5,83	4,87
CZ: credite populație	-0,43	4,30	2,76	6,80	6,10	5,89	4,77
CZ: depozite populație	-0,16	7,46*	2,29	5,82	4,74	5,80	4,68

Notă: \*, \*\* și \*\*\* denotă niveluri de semnificație de 10%, 5%, respectiv 1%. Unele relații de cointegrare conțin o variabilă *dummy*, așa cum este prezentat în secțiunea 4.2.

**Tabel A.4.** Rezultatele testelor de cointegrare simetrică

Relația de cointegrare între rata dobânzii de pe piața interbancară și:	Testul Johansen			Engle-Granger		Phillips-Ouliaris	
	Ipoteza privind nr. de relații de cointegrare:			tau-statistic	z-statistic	tau-statistic	z-statistic
	Niciuna	Cel mult una	Nr. lag-uri				
RO: credite companii	51,27***	6,08	1	-2,88	-14,47	-3,22*	-16,96*
RO: depozite companii	47,51***	3,37	2	-3,93**	-26,70***	-3,66**	-22,38**
RO: credite populație	43,85***	5,54	1	-3,87**	-16,41*	-3,86**	-14,75
RO: depozite populație	40,81***	7,99	2	-3,60**	-23,61**	-3,46**	-21,52**
PL: credite companii	9,41	2,67	2	-2,33	-11,82	-3,68**	-24,03**
PL: depozite companii	8,85	1,34	2	-3,00	-17,81*	-2,71	-14,54
PL: credite populație	23,33**	4,62	1	-3,74**	-28,39***	-4,97***	-39,50***
PL: depozite populație	30,14***	6,43	1	-2,57	-13,60	-2,15	-9,17
HU: credite companii	19,31*	1,82	1	-4,21***	-29,70***	-3,97**	-27,18***
HU: depozite companii	22,50**	1,80	3	-3,09*	-23,80**	-4,05***	-28,49***
HU: credite populație	32,94***	1,54	2	-4,02***	-28,89***	-3,99**	-28,41***
HU: depozite populație	27,88**	4,23	3	-2,20	-10,59	-3,27*	-19,32*
CZ: credite companii	7,36	0,90	2	-3,00	-18,87*	-4,24***	-30,93***
CZ: depozite companii	9,64	1,73	3	-2,38	-11,64	-2,10	-9,17
CZ: credite populație	33,89***	10,31	2	-2,39	-65,56***	-1,97	-8,23
CZ: depozite populație	11,76	0,96	2	-2,47	-11,91	-2,37	-10,92

Notă: \*, \*\* și \*\*\* denotă niveluri de semnificație de 10%, 5%, respectiv 1%. Unele relații de cointegrare conțin o variabilă *dummy*, așa cum este prezentat în secțiunea 4.2.

**Tabel A.5.** Transmisia ratei dobânzii de pe piața interbancară asupra ratelor dobânzilor la creditele și depozitele sectorului nebancaar. Modelele TAR cu prag necunoscut și ajustare asimetrică pe termen scurt

	RO: depozite companii	RO: depozite populație	PL: credite populație	CZ: depozite companii
prag identificat	-0,42	-0,88	-0,75	0,19
<i>pass-through</i> pe termen lung	0,94*** (0,08)	0,82*** (0,12)	0,92*** (0,08)	0,83 (0,04)
<i>pass-through</i> imediat, scădere rata dobânzii	0,74*** (0,74)	0,22** (0,10)	-0,04 (0,54)	0,49*** (0,09)
<i>pass-through</i> imediat, creștere rata dobânzii	0,25*** (0,25)	0,03 (0,02)	-0,24 (0,36)	0,24 (0,15)
viteză de ajustare, deviație de la echilibru peste prag	-0,13* (0,07)	-0,12** (0,05)	-0,05 (0,07)	-0,12*** (0,06)
viteză de ajustare, deviație de la echilibru sub prag	-0,76*** (0,10)	-0,18** (0,08)	-0,55*** (0,14)	0,02 (0,03)
$\bar{R}^2$	0,74	0,69	0,56	0,68
$H_0: \beta = 1$ (p-val.)	0,44	0,13	0,35	0,00
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^-$ (p-val.)	<b>0,00</b>	<b>0,07</b>	0,75	0,27
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^- \& \gamma_j^+ = \gamma_j^-$ (p-val.)	<b>0,00</b>	<b>0,11</b>	0,77	0,41
$H_0: \sum_{j=0}^J \gamma_j^+ = \sum_{j=0}^J \gamma_j^-$ (p-val.)	<b>0,00</b>	<b>0,03</b>	0,90	<b>0,12</b>
$H_0: \alpha_1 = \alpha_2$ (p-val.)	0,00	0,50	0,90	0,05

Notă: Abaterea standard este indicată în paranteză. Testele care relevă prezența asimetriei sunt evidențiate cu caractere aldine. \*, \*\* și \*\*\* denotă niveluri de semnificație de 10%, 5%, respectiv 1%. Unele relații de cointegrare conțin o variabilă *dummy*, așa cum este prezentat în secțiunea 4.2.

**Tabel A.6.** Transmisia ratei dobânzii de pe piața interbancară asupra ratelor dobânzilor la creditele și depozitele sectorului nebancaar. Modelele TAR cu prag necunoscut și ajustare simetrică pe termen scurt

	PL: credite populație
prag identificat	-0,75
<i>pass-through</i> pe termen lung	0,92*** (0,08)
<i>pass-through</i> imediat	-0,13 (0,37)
viteză de ajustare, deviație de la echilibru peste prag	-0,02 (0,05)
viteză de ajustare, deviație de la echilibru sub prag	-0,53*** (0,13)
$\bar{R}^2$	0,56
$H_0: \beta = 1$ (p-val.)	0,35
$H_0: \alpha_1 = \alpha_2$ (p-val.)	0,00

Notă: Abaterea standard este indicată în paranteză. \*, \*\* și \*\*\* denotă niveluri de semnificație de 10%, 5%, respectiv 1%. Unele relații de cointegrare conțin o variabilă *dummy*, așa cum este prezentat în secțiunea 4.2.

**Tabel A.7.** Transmisia ratei dobânzii de pe piața interbancară asupra ratelor dobânzilor la creditele și depozitele sectorului nebancaar. Modelele ECM cu ajustare asimetrică pe termen scurt

	RO: credite companii	RO: credite populație	PL: credite companii	PL: depozite populație	HU: credite companii	HU: depozite companii	HU: credite populație	HU: depozite populație	CZ: credite companii	CZ: credite populație
<i>pass-through</i> pe termen lung	1,00*** (0,06)	1,03*** (0,14)	1,02*** (0,10)	0,94*** (0,04)	1,10*** (0,12)	1,05*** (0,02)	1,17*** (0,09)	1,03*** (0,04)	0,80*** (0,02)	1,00*** (0,18)
<i>pass-through</i> imediat, scădere rata dobânzii	0,38*** (0,10)	0,15 (0,11)	0,64*** (0,15)	0,44*** (0,07)	0,77*** (0,11)	0,85*** (0,08)	-0,59* (0,34)	0,54*** (0,14)	0,69*** (0,09)	-0,13 (0,16)
<i>pass-through</i> imediat, creștere rata dobânzii	0,35*** (0,06)	0,01 (0,03)	1,35*** (0,28)	0,55*** (0,11)	1,00*** (0,17)	0,81*** (0,15)	0,26 (0,46)	0,92*** (0,23)	0,65*** (0,18)	0,62 (0,49)
viteza de ajustare la echilibru	-0,26*** (0,05)	-0,12*** (0,04)	-0,16*** (0,06)	-0,26*** (0,05)	-0,14** (0,06)	-0,30*** (0,09)	-0,38*** (0,08)	-0,34*** (0,12)	-0,66*** (0,07)	-0,19*** (0,05)
$\bar{R}^2$	0,65	0,56	0,60	0,80	0,73	0,88	0,27	0,72	0,54	0,20
$H_0: \beta = 1$ (p-val.)	0,96	0,81	0,85	0,12	0,40	0,03	0,07	0,45	0,00	0,99
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^-$ (p-val.)	0,80	0,25	<b>0,02</b>	0,44	0,24	0,81	0,21	0,20	0,85	0,18
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^- \& \gamma_j^+ = \gamma_j^-$ (p-val.)	0,37	<b>0,05</b>	<b>0,09</b>	<b>0,01</b>	0,19	0,35	0,52	<b>0,06</b>	0,85	0,18
$H_0: \sum_{j=0}^J \gamma_j^+ = \sum_{j=0}^J \gamma_j^-$ (p-val.)	1,00	<b>0,07</b>	<b>0,12</b>	0,15	0,27	0,89	0,18	0,77	0,85	0,18

Notă: Abaterea standard este indicată în paranteză. Testele care relevă prezența transmisiei asimetrice sunt evidențiate cu caractere aldine. \*, \*\* și \*\*\* denotă niveluri de semnificație de 10%, 5%, respectiv 1%. Unele relații de cointegrare conțin o variabilă *dummy*, așa cum este prezentat în secțiunea 4.2.

**Tabel A.8.** Transmisia ratei dobânzii de pe piața interbancară asupra ratelor dobânzilor la creditele și depozitele sectorului nebancaar. Modelele ECM cu ajustare simetrică pe termen scurt

	RO: credite companii	HU: credite companii	HU: depozite companii	HU: credite populație	CZ: credite companii	CZ: credite populație
<i>pass-through</i> pe termen lung	0,99*** (0,05)	1,13*** (0,11)	1,06*** (0,02)	1,23*** (0,10)	0,80*** (0,02)	1,10*** (0,18)
<i>pass-through</i> pe termen scurt	0,36*** (0,05)	0,82*** (0,07)	0,86*** (0,09)	-0,13 (0,26)	0,76*** (0,10)	0,21 (0,16)
viteza de ajustare la echilibru	-0,27*** (0,05)	-0,14** (0,06)	-0,30*** (0,08)	-0,33*** (0,07)	-0,58*** (0,06)	-0,21*** (0,05)
$\bar{R}^2$	0,65	0,73	0,88	0,28	0,56	0,21
$H_0: \beta = 1$ (p-val.)	0,90	0,21	0,01	0,02	0,00	0,60

Notă: Abaterea standard este indicată în paranteză. \*, \*\* și \*\*\* denotă niveluri de semnificație de 10%, 5%, respectiv 1%. Unele relații de cointegrare conțin o variabilă *dummy*, așa cum este prezentat în secțiunea 4.2.

**Tabel A.9.** Transmisia ratei dobânzii de pe piața interbancară asupra ratelor dobânzilor la creditele și depozitele sectorului nebancaar. Modelele în prime diferențe cu ajustare asimetrică pe termen lung și scurt

	CZ: depozite populație	PL: depozite companii
<i>pass-through</i> pe termen lung –	0,56*** (0,18)	0,93*** (0,05)
<i>pass-through</i> pe termen lung +	0,66*** (0,19)	0,95*** (0,14)
<i>pass-through</i> imediat, scădere rata dobânzii	0,48*** (0,10)	0,55*** (0,08)
<i>pass-through</i> imediat, creștere rata dobânzii	0,48*** (0,08)	0,95*** (0,16)
$\bar{R}^2$	0,50	0,71
$H_0: \beta = 1$ (p-val.)	0,01	0,11
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^-$ (p-val.)	0,98	<b>0,04</b>
$H_0: \gamma_0^+ = \gamma_0^- \& \gamma_j^+ = \gamma_j^-$ (p-val.)	<b>0,11</b>	<b>0,08</b>
$H_0: \sum_{j=0}^J \gamma_j^+ = \sum_{j=0}^J \gamma_j^-$ (p-val.)	0,70	0,89

Notă: Abaterea standard este indicată în paranteză. Testele care relevă prezența transmisiei asimetrică sunt evidențiate cu caractere aldine. \*, \*\* și \*\*\* denotă niveluri de semnificație de 10%, 5%, respectiv 1%.

**Tabel A.10.** Transmisia ratei dobânzii de pe piața interbancară asupra ratelor dobânzilor la creditele și depozitele sectorului nebancaar. Modelele în prime diferențe cu ajustare simetrică pe termen scurt

	CZ: depozite populație
<i>pass-through</i> pe termen lung	0,62*** (0,11)
<i>pass-through</i> imediat	0,51*** (0,07)
$\bar{R}^2$	0,51
$H_0: \beta = 1$ (p-val.)	0,00

Notă: Abaterea standard este indicată în paranteză. \*, \*\* și \*\*\* denotă niveluri de semnificație de 10%, 5%, respectiv 1%.

