

ESTIMAREA CURSULUI DE ECHILIBRU PENTRU ROMÂNIA

preliminar

Nicolaie Alexandru-Chideșciuc[♦]

[♦] Vreau să mulțumesc pentru comentarii și sugestii următorilor: Adrian Codirlaşu, Balasz Egert, Wilhelm Salater, Răzvan Stanca. Bineînțeles, orice erori din lucrare sunt numai responsabilitatea mea.

Rezumat

Studiul de față încearcă o prezentare completă a metodelor de evaluare a cursului de echilibru încercându-se și estimarea acestuia pentru România folosind o parte din ele.

Cursul de echilibru este un subiect complex, intens dezbătut atât în teoria cât și în practica economică. Cu toate acestea nu există răspunsuri clare, iar viziunile de determinare a cursului de schimb diferă și s-au schimbat mult în decursul anilor. Cursul de echilibru este acea rată spre care ar trebui să tindă pe termen mediu cursul pieței pentru a fi asigurat echilibrul macroeconomic. În prezent, nu există vreo abordare care să ofere o explicație satisfăcătoare a mișcărilor viitoare pe termen scurt-mediu ale cursului de schimb.

De asemenea, conceptul de curs de echilibru este deosebit de util și în situația trecerii la moneda euro. Astfel, în cadrul regimului de curs de schimb actual, dacă apar deviații de la valoarea de echilibru a cursului ajustarea către nivelul de echilibru se poate face mai ușor decât în cazul cursului de schimb fix datorită posibilității de influențare a cursului nominal și a prețurilor în același timp. Intrarea în Uniunea Economică și Monetară, pe de altă parte, impune un curs de schimb fix și orice ajustare către echilibru implică variații în nivelul prețurilor, variații ce pot avea costuri economice semnificative (inclusiv costuri de competitivitate).

În plus, în cazul țărilor din Europa Centrală și de Est (inclusiv al României) s-a observat o tendință de apreciere în termeni reali a cursului valutar. Există mai mulți factori care au determinat această evoluție, iar lucrarea de față investighează și măsoară în care această apreciere reală este un fenomen de echilibru.

1. Introducere

Trebuie precizat încă de la început că studiul cursului de echilibru este un subiect foarte controversat în finanțele internaționale. Criticile se referă, în general, la următoarele:

- unii economiști susțin că ar fi inutilă distincția între cursul real al pieței și cel de echilibru, pentru că orice curs real observat trebuie să fie unul de echilibru;
- alții susțin că distincția este inutilă din moment ce decalajul dintre cursul real efectiv și cel de echilibru nu are nici un fel de implicații pentru politicile macroeconomice;
- există și economiști care susțin că măsurarea cursului de echilibru este imposibilă.

Pentru România, conceptul de curs de echilibru este deosebit de util în situația trecerii la moneda euro. Astfel, în cadrul regimului de curs de schimb actual, dacă apar deviații de la valoarea de echilibru a cursului ajustarea către nivelul de echilibru se poate face mai ușor decât în cazul cursului de schimb fix datorită posibilității de influențare a cursului nominal și a prețurilor în același timp. Intrarea în UEM, pe de altă parte, impune un curs de schimb fix și orice ajustare către echilibru implică variații în nivelul prețurilor, variații ce pot avea costuri economice semnificative (inclusiv costuri de competitivitate).

Astfel, pe de o parte, dacă în momentul adoptării euro cursul real de schimb este supraevaluat ajustarea către echilibru va necesita o inflație în România sub cea din zona euro. Pe de altă parte, în cazul cursului real subevaluat va fi necesară o inflație peste cea din zona euro.

Un aspect deosebit este și cel legat de competitivitatea externă (în acest sens este necesară estimarea unui curs real efectiv de echilibru). Având în vedere că prin intrarea în UEM (sau în perioada premergătoare intrării în UEM) cursul leului este fix (relativ fix) față de euro am găsit mai utilă fundamentarea unui curs de echilibru față de euro și nu a unui efectiv. În acest context trebuie precizat că este discutabil dacă costurile intrării la o rată depreciată față de echilibru sunt atât de mari precum cele rezultate din intrarea la o rată apreciată față de echilibru. În acest ultim caz, perioada în care se poate atenua pierderea de

competitivitate a produselor și serviciilor românești depinde aproape în totalitate de flexibilitatea prețurilor. Pe de altă parte, intrarea la o rată depreciată față de cea de echilibru ar însemna ca inflația să fie deja la un nivel destul de coborât care să permită creșteri ulterioare ale nivelului prețurilor.

Structura lucrării este următoarea: în capitolul 2 sunt surprinse o serie de aspecte practice și teoretice privind cursul de echilibru, inclusiv definirea noțiunii de echilibru; capitolul 3 prezintă diferite metode de estimare a nivelului cursului de echilibru pornind de la cele mai simple concepte, cum ar fi paritatea puterii de cumpărare, și până la modele de echilibru general dinamic. Capitolul 4 prezintă rezultatele estimărilor bazate pe anumite modele prezentate în secțiunea anterioară, iar capitolul 5 conține concluziile.

2. Considerații teoretice și practice privind cursul de echilibru¹

2.1 Provocări privind accesul în zona euro

În iunie 1995 România și-a depus candidatura pentru a deveni membră a Uniunii Europene (UE), în februarie 2000 a avut loc startul negocierilor și în decembrie 2002, ca urmare a *summitului* de la Copenhaga, s-a stabilit ca țintă pentru integrare anul 2007². Pentru România și Bulgaria (ca și pentru cele 10 țări care au intrat în UE în mai 2004 – denumite UE-10 de aici mai departe) participarea în Uniunea Economică și Monetară (UEM) este obligatorie și ea a fost acceptată la semnarea tratatului cu UE în aprilie 2005. Aceste țări vor fi tratate ca „membri cu derogare” până la îndeplinirea criteriilor de convergență neexistând însă o regulă privind un moment anume pentru intrarea în *ERM II*.

Prin urmare, pentru a intra în zona euro România trebuie să îndeplinească criteriile de convergență nominală și să-și modifice politica de curs de schimb prin permiterea unei variații mult reduse față de cea din prezent. Se poate argumenta că modificarea de regim va fi mai mult formală din moment ce *ERM II* permite benzi largi de fluctuație față de paritatea centrală ($\pm 15\%$); însă, conform experienței țărilor care au intrat în *ERM II*, benzile sunt de fapt mult mai mici³ și sunt rezultatul negocierilor individuale dintre băncile centrale din fiecare țară și Banca Centrală Europeană (BCE).

Există cel puțin două motive de îngrijorare, în mare măsură legate de participarea în cadrul *ERM II*: liberalizarea deplină a contului de capital⁴ și procesul de convergență reală

¹ Pentru o prezentare exhaustivă a literaturii pe curs de echilibru vezi Driver și Westaway (2004), Egert (2004), respectiv MacDonald (2000).

² În iunie 2004 UE a decis impunerea unei „clauze de salvagardare”(safeguard clause) pentru România și Bulgaria care poate întârzia accesul cu 1 an (până în 2008).

³ În mod cert o fluctuație a cursului de schimb de la o margine la alta a benzii de $\pm 15\%$ va determina o evaluare negativă din partea BCE. Chiar dacă banda este largă, BCE este interesată de stabilitatea cursului de schimb, ceea ce implică fluctuații reduse ale acestuia.

⁴ România a liberalizat complet contul de capital pe 11 aprilie 2005.

(și nominală) – care sugerează că se vor exercita presiuni de apreciere asupra cursului de schimb real de echilibru (inclusiv presiuni de apreciere a cursului nominal de echilibru).

Referitor la prima problemă, practica a arătat că pot avea loc brusc inversări de fluxuri de capital⁵. Chiar dacă în cazul unor țări fuga capitalurilor a avut la origine politici macroeconomice nesustenabile, aceasta a apărut și în țări cu politici macroeconomice impecabile. *Ex post*, inversarea fluxurilor a fost asociată cu deficiențe la nivel microeconomic care nu au fost sesizate o lungă perioadă de timp și au fost identificate abia după izbucnirea crizei. În ceea ce privește România, este foarte probabil ca, în ciuda procesului de monitorizare a țărilor candidate, aceasta să fie în continuare vulnerabilă datorită anumitor factori inerenti procesului de tranziție care pot fi o sursă de instabilitate financiară severă fără să fie identificați ca atare *ex ante*.

Referitor la cursul de schimb real de echilibru, depinde cum va fi acomodat procesul de apreciere:

- Dacă acesta va fi absorbit prin apreciere nominală, benzile de fluctuație pot deveni mult mai vulnerabile decât se presupune ținând cont de experiența țărilor din *ERM I* care formau un grup relativ omogen de țări;
- Dacă aprecierea se va face prin inflație, va exista riscul să nu îndeplinim criteriul de convergență privind inflația. Un posibil factor de agravare a problemelor în acest caz va rezulta din percepția piețelor cum că intrarea în zona euro va fi amânată și rata ridicată a inflației va impune deprecierea cursului de schimb ceea ce poate duce, în final, la o criză a cursului de schimb. Există și o viziune optimistă ce presupune o depreciere care să permită totuși încadrarea în limitele de fluctuație impuse de *ERM II*. Însă, prin semnarea tratatului România s-ar obliga să „*privească politica cursului de schimb ca problemă de interes comun*” ceea ce înseamnă imposibilitatea depreciilor competitive, însă permite libera alegere a regimului de curs de schimb.

⁵ Literatura legată de acest subiect a fost inițiată de C. Diaz-Alejandro – “*Good bye financial repression, hello financial crash*”, *Journal of Development Economics*, 1985; vezi și C. Wyplosz – “*How risky is Financial Liberalization in the Developing Countries?*”, CEPR Discussion Paper no.2724, martie 2001.

2.2 Definirea și măsurarea cursului real

Deși la prima vedere pare ceva banal, totuși între economiști nu există ca acceptată o singură definiție a cursului real de schimb⁶. Cursul real ar trebui să fie prețul relativ al bunurilor străine exprimate în bunuri interne. Ce se înțelege prin bunuri interne – bunuri externe?! Răspunsul depinde, de regulă, de modelul macroeconomic ce se are în vedere în cadrul analizei (în realitate lucrurile fiind mult mai complicate ca urmare a diversității de bunuri).

Cele mai utilizate modele pentru analiza cursului real de schimb sunt următoarele⁷:

- Modelul cu un singur bun (comercializabil) – Există un singur bun tranzacționat la nivel internațional ce are același preț ca urmare a acțiunii arbitrajului. În cadrul acestui model nu există curs real.
- Modelul Mundell-Fleming (specializare completă) – Economia internă, ca și restul lumii, e specializată în producerea unui singur bun; aceste bunuri, tranzacționate internațional, sunt substitute imperfecte. Modelul e aplicabil țărilor al căror comerț e bazat pe produse manufacturiere. Aici, cursul real e definit ca numărul de numărul de bunuri produse intern cedate pentru un bun produs extern.
- Model pentru economie dependentă (Swan-Salter) – La nivel mondial sunt produse două bunuri: unul e produs și consumat doar în țară (bun ne-comercializabil), iar celălalt e produs și consumat atât în țară, cât și afară (comercializabil). Definiția cursului real este: numărul de unități de bun ne-comercializabil necesare cumpărării unei unități de bun comercializabil. Acest tip de curs poartă denumirea de **curs intern real**⁸. Modelul se aplică țărilor pentru

⁶ Pentru o expunere a punctelor de vedere a se vedea Arnold C. Harberger (2004) – „The Real Exchange Rate: Issues of Concept and Measurement”, paper prepared for a conference in honor of Michael Mussa, University of California;

⁷ A se vedea Montiel (2003)

⁸ Este cunoscut în literatură și ca **abordarea australiană** în analiza cursului real de schimb.

care raportul de schimb nu contează, din moment ce nici măcar nu e definit în model.

- Model cu trei bunuri (exportabil, importabil, non-tradables) – se aplică în caz că raportul de schimb contează. Pentru acest model se pot defini două tipuri de curs real (avem două bunuri străine). Fie P_X prețul exprimat în monedă internă al bunului exportabil, P_M prețul exprimat în monedă internă al bunului importabil și P_N prețul exprimat în monedă internă al bunului non-tradables; atunci avem $Q_X = P_N/P_X$, respectiv $Q_M = P_N/P_M$, unde Q este cursul real al bunurilor exportabile (X), respectiv importabile (M).

Dacă notăm cursul nominal al euro exprimat în lei nominali cu S , atunci cursul nominal al euro exprimat în lei reali este $Q_A = \frac{S}{P_d}$ și cursul real al euro exprimat în lei reali este $Q = \frac{S \cdot P^*}{P_d}$ – unde P_d , respectiv P^* reprezintă prețul din țară, respectiv de afară.

Problema ce se pune în continuare este dată de definirea indicilor de preț utilizați în calculul cursului real de schimb. În principiu, pentru calculul cursului real putem folosi o serie de indici de preț cum ar fi:

- indicele prețurilor de consum (IPC), deflatorul PIB – dacă comparăm nivelul prețurilor bunurilor de consum din diverse țări;
- indicele prețurilor bunurilor comercializabile, respectiv ne-comercializabile – dacă ne interesează competitivitatea economiei;
- prețul mondial al mărfurilor (*wholesale price index* – WPI), etc.

Comment [U1]: De completat

În general, P_d trebuie să fie bine definit, ușor de utilizat și cu acoperire largă, iar P^* ar trebui să fie un indice al prețurilor mondiale al bunurilor exportate și importate de către o țară⁹ (de exemplu, *WPI*).

⁹ Ne îndepărtăm un pic de definiția simetrică a cursului real în care P_d și P^* sunt indici ce includ atât bunuri tradables, cât și non-tradables. Probabil tendința de a defini simetric cursul real își are originea în conceptul de paritate a puterii de cumpărare.

Definiția pentru Q de mai sus este cea pe care o vom folosi pe parcursul prezentei lucrări, și va fi o definiție simetrică, chiar dacă una asimetrică este mai aproape de rolul fundamental al cursului real – echilibrarea comerțului și plăților unei țări.

2.3 Ce înțelegem prin „curs de echilibru”

În general, conceptul de „curs de echilibru” are diverse înțelesuri pentru diferite persoane; pentru unii este cu certitudine un concept pe termen lung, pe când pentru alții aproape orice mișcare a cursului este una de echilibru. Referitor la ce ne interesează în prezenta lucrare, lucrul cel mai important de care trebuie să ținem cont atunci când vorbim de „cursul de echilibru” este orizontul de timp pe care îl avem în vedere pentru a atinge respectivul echilibru.

Pentru o înțelegere facilă a conceptelor¹⁰, în cele ce urmează vom formaliza ușor prezentarea. Astfel, evoluția cursului de schimb poate fi caracterizată printr-o ecuație în formă redusă ce leagă cursul de schimb de o serie de variabile explicative:

$$q_t = \beta_1' \cdot Z_{1t} + \beta_2' \cdot Z_{2t} + \theta' \cdot T_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

unde:

Z_1, Z_2 – vector cu variabilele fundamentale ce au un efect persistent pe termen lung, respectiv pe termen mediu;

β_1, β_2, θ – vectori cu coeficienții formei reduse estimate;

T – vector cu variabile tranzitorii ce au efect pe termen scurt;

ε – termenul de eroare.

¹⁰ Discuția de mai jos are la bază, în mod special, lucrarea lui Clark și MacDonald (1998).

2.3.1 Cursul de echilibru al pieței

Din moment ce cursul de schimb este determinat pe piața valutară putem spune că orice nivel al acestuia este unul de echilibru. Ideea este surprinsă de definiția lui Williamson (1983) a **cursului de schimb de echilibru al pieței** – această definiție exclude intervențiile băncii centrale – fiind cursul rezultat prin acțiunea legilor cererii și ofertei pe piața valutară. Pentru a putea lua decizii de politică monetară este însă nevoie de o analiză mai amănunțită decât acceptarea a oricărui nivel de pe piață ca fiind de echilibru.

2.3.2 Cursul de echilibru pe termen scurt¹¹

Variabile tranzitorii menționate anterior surprind efectul acțiunilor speculative de pe piața valutară (piața activelor în general), a baloanelor speculative, precum și anumite erori de anticipare. Dacă doar nivelul curent al variabilelor fundamentale acționează asupra cursului de schimb (variabilele tranzitorii nu au nici un efect) atunci putem spune că rata de schimb este la echilibrul pe termen scurt. Cursul de echilibru pe termen scurt (q^{st}) este dat de relația:

$$q_t^{st} = \beta_1' \cdot Z_{1t} + \beta_2' \cdot Z_{2t} \quad (2)$$

Prin urmare, dacă întreaga economie (caracterizată de variabilele fundamentale la nivel efectiv) nu este la echilibru, cursul de schimb va trebui să se ajusteze pe termen scurt astfel încât să permită funcționarea piețelor și a economiei în ansamblul său.

Tot aici este util să facem distincția între valoarea efectivă a cursului de schimb și echilibrul pe termen scurt al acestuia; diferența dintre cele două de mai sus fiind denumită **deviație temporară (cm)** și se calculează astfel:

¹¹ Este apropiat ca idee de „current equilibrium exchange rate” – Williamson (1983) – care se obține atunci când piața are acces la informații și reacționează rațional.

$$cm_t = q_t - q_t^{st} = q_t - \beta'_1 \cdot Z_{1t} - \beta'_2 \cdot Z_{2t} = \theta' \cdot T_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

După cum se poate observa în relația (3), deviația temporară este determinată tocmai de evoluția variabilelor tranzitorii și de acțiunea termenului de eroare. Lungimea termenului scurt este dată de acțiunea factorilor tranzitorii și poate ține de la câteva zile până la 1-2 ani. Ținând cont că nivelul de echilibru pe termen scurt este dat de valorile curente ale variabilelor fundamentale înseamnă că și politica monetară poate avea o influență considerabilă asupra acestuia prin existența rigidităților nominale ce îi permit să aibă efecte reale pe termen scurt-mediu.

Interesant de observat este și faptul că orice intervenție pe piața valutară a băncii centrale se înscrie în categoria factorilor tranzitorii și nu are nici un efect asupra cursului de echilibru pe termen scurt. Prin urmare, o intervenție pe piața valutară nu este justificată decât atunci când încearcă să apropie cursul pieței de nivelul de echilibru pe termen mediu al acestuia. Banca centrală trebuie să intervină dacă participanții pe piață interpretează greșit evoluția variabilelor fundamentale creând un „bubble” pe piață. Bineînțeles, condiția esențială în acest caz este existența unor evaluări ale cursului de echilibru efectuate de banca centrală.

2.3.3 Cursul de echilibru pe termen mediu

Definiția cursului de echilibru pe termen mediu este, de regulă, legată de atingerea atât a echilibrului intern (nu există exces de cerere în economie, deci nici presiuni inflaționiste – *NAIRU*) cât și a celui extern¹². Echilibrul extern este definit, de obicei, prin nivelul sustenabil al contului curent; în cazul țărilor în dezvoltare trebuie avută în vedere și sustenabilitatea datoriei externe (pentru mai multe detalii vezi cap. 2.3.4 – *FEER*).

În continuare, folosind formalizarea de mai sus și presupunând că variabilele fundamentale sunt la valoarea lor de echilibru (notată \bar{Z}_1, \bar{Z}_2) avem:

¹² Echilibrul extern nu necesită un cont curent zero din moment ce nu există vreun motiv ca pe termen mediu economiile să egaleze investițiile în fiecare țară; este consistent cu convergența eventuală către **echilibrul stoc-flux pe termen lung**.

$$q_t^m = \beta_1' \cdot \bar{Z}_{1t} + \beta_2' \cdot \bar{Z}_{2t} \quad (4)$$

unde q_t^m reprezintă cursul de schimb de echilibru pe termen mediu și \bar{Z}_1, \bar{Z}_2 setul de variabile explicative considerat (la nivelul lor de echilibru); \bar{Z}_1 conține variabile care continuă procesul de ajustare către echilibrul pe termen lung (*steady-state*).

Calibrarea variabilelor fundamentale la nivelul de echilibru (\bar{Z}_1, \bar{Z}_2) se poate face în două moduri: primul constă în stabilirea unui nivel al acestora considerat de echilibru și bazat doar pe judecată; al doilea implică folosirea de filtre statistice ce permit obținerea trendului variabilelor în cauză.

Diferența dintre cursul de schimb al pieței și cel dat de ecuația (4) este denumită **deviație totală** (tm):

$$tm_t = q_t - \beta_1' \cdot \bar{Z}_{1t} - \beta_2' \cdot \bar{Z}_{2t} = (q_t - q_t^{st}) + \beta_1'(Z_{1t} - \bar{Z}_{1t}) + \beta_2'(Z_{2t} - \bar{Z}_{2t}) \quad (5)$$

Prin urmare, deviația totală este formată din deviația pe termen scurt (cm din ecuația 3) și decalajul dintre valorile efective și cele de echilibru (sustenabile) ale variabilelor fundamentale. **Deviația variabilelor fundamentale de la trendurile lor pe termen mediu are implicații pentru deciziile de politici economice.**

Comment [U2]: De continuat....

Lungimea termenului mediu este dată tocmai de timpul necesar ajustării variabilelor fundamentale către nivelul de echilibru al acestora și se poate întinde de la 1-2 ani până la 6-10 ani¹³.

Din moment ce la orizontul de timp mediu nu mai există rigidități nominale în economie, acest tip de echilibru corespunde prețurilor flexibile. În măsura în care, cursul de schimb este explicat de variabile asupra cărora – conform teoriei economice – politica monetară nu are nici o influență pe termen mediu-lung, variabile reale în general (de exemplu, creșterea PIB) înseamnă că la acest echilibru se va ajunge indiferent de acțiunile

¹³ MacDonald (2000) definește termenul mediu ca fiind 5-6 ani, iar Wren-Lewis și Driver (1998) îl definesc ca fiind între 5 și 10 ani.

pe termen scurt ale politicii monetare. Politica monetară nu poate avea nici o influență pe termen mediu-lung asupra variabilelor reale (deci nici asupra cursului real), ci doar poate controla inflația. Astfel, cursului de echilibru real îi vor corespunde o multitudine de combinații de cursuri de schimb nominale și prețuri.

2.3.4 Cursul de echilibru pe termen lung

Echilibrul pe termen lung e definit ca momentul în care echilibrul stoc-flux este atins de către agenții din economie; pentru atingerea echilibrului pe termen lung se poate să fie nevoie de 5-10 ani sau chiar de câteva zeci de ani (în cazul economiilor în dezvoltare, tranziție). Simultan cu apropierea cursului de schimb către nivelul său de echilibru pe termen lung are loc și convergența ratelor de dobândă către nivelul internațional corespunzător. Echilibrul pe termen lung e dat de:

$$q_t^h = \beta_1' \cdot \tilde{Z}_{1t} \quad (6)$$

unde \tilde{Z}_{1t} include variabile care au atins echilibrul pe termen mediu (trendul), însă au atins și echilibrul pe termen lung (*steady-state*). Nivelul de echilibru pe termen lung se consideră atins când averea este la echilibrul stoc-flux, adică creșterea stocului activelor ca procent în PIB este zero.

Politicii monetare îi este imposibil să influențeze valorile pe termen mediu-lung ale variabilelor fundamentale, prin urmare nici echilibrul pe termen lung nu poate fi influențat. Tot ce poate face politica monetară este să direcționeze cursul de schimb către nivelul său de echilibru pe termen lung prin diverse acțiuni pe termen scurt-mediu.

2.3.5 Cursul de echilibru pe termen foarte lung

Acest tip de echilibru este cel corespunzător versiunii absolute a parității puterii de cumpărare a monedei (vezi capitolul 3.1) și implică convergența deplină a nivelului prețurilor din țară către nivelul extern al acestora ajustat cu cursul de schimb. Acest

echilibru se atinge de la câteva zeci de ani până în câteva sute de ani, depinzând de gradul de dezvoltare al fiecărei economii. Fiind un echilibru pe termen foarte lung nu prezintă relevanță pentru deciziile de politică monetară, fiind doar un „benchmark” pentru gradul de integrare și dezvoltare al economiei (mai ales dacă îl privim în contextul zonei euro).

2.4 Provocări privind estimarea cursului de echilibru

Având în vedere că paritatea centrală este și ea subiect de negociere cu BCE voi încerca să subliniez care sunt problemele legate de estimarea cursului de schimb nominal și real de echilibru, inclusiv a măsurilor ce se impun pentru intrarea în zona euro fără crearea de tensiuni ulterioare în cazul României.

Cursul de echilibru este dificil de estimat, mai ales în cazul unei economii în tranziție așa cum este cea a României, însă determinarea acestuia este deosebit de importantă deoarece alegerea unei parități finale de conversie în euro inconsistentă cu nivelul de echilibru ar putea conduce la consecințe economice negative, indiferent de sensul abaterii de la acest nivel. Pe de o parte, o paritate supraevaluată ar provoca o diminuare a competitivității externe și o încetinire a ritmului de creștere economică. Pe de altă parte, o paritate subevaluată ar genera presiuni inflaționiste și o alocare ineficientă a capitalului, deoarece firme necompetitive în condiții de echilibru ar fi stimulate să producă. O stabilire inadecvată a parității centrale în perioada de minim doi ani de staționare în *ERM II* ar fi și o invitație pentru atacuri speculative asupra monedei naționale, fiind îngreunată suplimentar încadrarea cursului de schimb în banda de fluctuație de ± 15 la sută. Mult mai puțin gravă este situația în care, ulterior adoptării monedei euro, factorii care au acționat în sensul aprecierii reale a cursului de schimb (dintre care se detașează ca importanță intrările de capital și câștigurile de productivitate) se translatează doar în diferențialul de inflație față de celelalte țări din zona euro.

Estimarea nivelului cursului de echilibru se poate face, în principal, prin intermediul a șapte abordări de bază (acestea vor fi detaliate în capitolele care urmează):

1. **Paritatea puterii de cumpărare** – PPC;
2. Abordarea **Harrod-Balassa-Samuelson** – HBS;
3. Abordarea **monetară**;
4. **Cursul comportamental de echilibru** (*Behavioural Equilibrium Exchange Rate - BEER*);
5. **Cursul fundamental de echilibru** (*Fundamental Equilibrium Exchange Rate - FEER*);
6. **Cursul natural de schimb** (*Natural Real Exchange Rate - NATREX*);
7. Estimarea prin **VAR structural** (*SVARs*);

Determinarea empirică a cursului de echilibru în țările care își propun să se integreze în zona euro se poate realiza, în principal, pe baza abordării fundamentale (*FEER*) sau a celei comportamentale (*BEER*). Relevanța rezultatelor obținute prin utilizarea acestor metode pentru fundamentarea unor decizii de politică monetară depinde însă de unele aspecte de natură macroeconomică, dar și metodologică.

2.5 Cum putem evalua cursul de echilibru estimat

O problemă deosebit de importantă este următoarea: cum putem spune cât de bine am estimat cursul de echilibru în condițiile în care acesta este o **variabilă neobservabilă** prin definiție. În nici un caz nu putem face evaluarea bazându-ne pe *fit*-ul în interiorul eșantionului pe care s-a realizat estimarea. Driver și Westaway (2004), precum și Montiel (2003) reliefează următoarele modalități ce permit evaluarea rezultatelor obținute:

1. să verificăm dacă cursul de echilibru estimat (implicit și deviațiile de la echilibru) descrie destul de bine istoria macroeconomică a țării studiate (de exemplu, episoade de apreciere/depreciere excesivă);
2. testul de previziune în afara eșantionului (*out of sample forecast*) – folosit mai degrabă în cazul modelelor de determinare a cursului de schimb. Meese și

Rogoff (1983) au arătat că performanța modelelor tradiționale (monetare) este foarte slabă (nu pot depăși în previziune un model *random-walk* – *RW*)¹⁴;

3. testarea măsurii în care deviațiile față de echilibru estimate pot ajuta la previzionarea evoluției viitoare a cursului de schimb real;
4. putem examina calitatea regresiei uitându-ne la deviațiile față de echilibru. Astfel urmărim să identificăm cum putem explica evoluția cursului real prin intermediul unui model cu corecție a erorilor;
5. studierea prin intermediul funcțiilor de răspuns la șoc a legăturilor dintre cursul de schimb și variabilele fundamentale¹⁵.

Conform Hinkle și Montiel (1999) studiile empirice au arătat că aplicarea modalităților de mai sus nu este întotdeauna concludentă; ce se poate spune însă cu siguranță este faptul că deși cursul de echilibru nu poate fi estimat cu precizie, atunci când există mișcări mari ale cursului real se știu probabil destule ca să se poată spune dacă evoluția cursului este explicată de variabile fundamentale.

¹⁴ Vezi și Rogoff (2001); ulterior s-a arătat că anumite modele au o capacitate mai bună de previzionare decât *RW* pe termen lung – vezi Mark (1995).

¹⁵ Vezi Finn (1999) și Kim (2001)

3. Abordări pentru estimarea cursului de echilibru

În cele ce urmează, metodele de estimare a nivelului cursului de echilibru au fost structurate astfel încât să reflecte evoluția în timp a acestora; totodată, s-a încercat și gruparea lor conform modului de determinare a cursului de echilibru, precum și a scopului final urmărit de fiecare în parte.

3.1 Paritatea puterii de cumpărare – PPC¹⁶

Cea mai simplă și cea mai veche¹⁷ metodă de evaluare a cursului de echilibru este paritatea puterii de cumpărare – valoarea pe termen lung a cursului de schimb real este o constantă (sau rata reală este o variabilă staționară). În plus, PPC presupune inexistența șocurilor reale permanente în economie. PPC este întâlnită în majoritatea modelelor macroeconomice fiind singura modalitate prin care se pot surprinde evoluțiile prețurilor în țară și în străinătate.

În forma sa absolută, PPC are la bază puterea de cumpărare a monedei, precum și **legea prețului unic (LPU)** generalizată. În absența barierelor comerciale și a costurilor de transport prețul unui bun i măsurat în aceeași monedă trebuie să fie identic (LPU):

$$S^{LOP} \cdot P_i^* = P_i \quad (7)$$

16 Deși e legată de posibilitatea de arbitrajare, am ales să o includem într-un capitol separat ca urmare a limitărilor severe a arbitrajului pe piața bunurilor.

17 Își are originea în scrierile lui Wheatly și Ricardo din anii 1800; Gustav Cassel (1916, 1918) a formalizat PPC ca teorie de determinare a cursului de schimb bazată pe puterea de cumpărare a monedei; Samuelson (1944) a lansat abordarea bazată pe arbitraj pe piața bunurilor tranzacționate internațional – legea prețului unic.

unde P_i , respectiv P_i^* reprezintă prețul din țară, respectiv de afară al unui bun.

Dacă LPU se verifică pentru fiecare bun în parte din coșul de consum și dacă structura coșului este aceeași în ambele țări, putem generaliza LPU (prin însumare) pentru a obține versiunea absolută a PPC. Aceasta presupune egalitatea cursului nominal de schimb (S) cu raportul nivelului prețurilor din cele două țări (P , respectiv P^* – nivelul prețurilor din țară, respectiv din afară al unui coș de bunuri, nu bunuri luate individual), adică:

$$S^{PPC} = \frac{P}{P^*} \quad (8)$$

iar cursul real de schimb este:

$$Q = S \cdot \frac{P^*}{P} = \frac{S}{S^{PPC}} \quad (9)$$

cea ce implică un curs real de echilibru egal cu 1 ($Q^{equil} = 1$) pentru a se respecta versiunea absolută a PPC (la echilibru S ar trebui să fie egal cu S^{PPC}).

În forma sa relativă, PPC presupune ajustarea cursului de schimb astfel încât să reflecte diferențialul de inflație dintre cele două țări:

$$\Delta S = \Delta P - \Delta P^* + \varepsilon \quad (10)$$

unde ε este o variabilă aleatoare cu medie zero.

Astfel, cursul real de schimb de la un moment dat diferă de cursul de echilibru (o constantă) printr-o eroare cu medie zero:

$$Q = Q^{equil} + \varepsilon \quad (11)$$

Versiunea relativă a PPC spune că rata reală este o constantă, dar nu zice nimic despre nivelul acesteia. Astfel, estimarea cursului de echilibru consistent PPC presupune două modalități:

1. ca valoarea de la un moment dat a cursului real (o anumită perioadă când se știa că ε era nul)
2. ca valoare medie a cursului real pe parcursul unui număr de perioade dacă nu se cunoaște acea perioadă în care ε era nul.

Însă, așa cum se poate observa, nu se poate spune dacă cursul real este sub sau peste nivelul de echilibru dat de PPC.

Valorile trecute ale cursului real pot fi utilizate ca estimatori pentru nivelul cursului real de echilibru doar în ipoteza că rata reală pe termen lung este constantă. În practică nu este neapărat necesar ca rata reală de schimb să fie constantă, ci să fie reversibilă către medie (constantă); în principal, testarea versiunii relative a PPC se face prin testarea staționarității cursului real de schimb¹⁸. Dacă în urma testelor ε nu este staționar, atunci putem concluziona că versiunea relativă a PPC nu se verifică¹⁹.

În practică s-a dovedit faptul că PPC nu poate ajuta la determinarea cursului de echilibru datorită deviațiilor de la această teorie. Majoritatea studiilor econometrice sugerează respingerea LPU și prezintă dovezi că deviațiile de la LPU sunt foarte volatile²⁰, iar cauza principală a respingerii PPC este tocmai nerespectarea LPU. Aceasta nu se verifică datorită costurilor de transport²¹ (distanța dintre orașe, efectul de graniță, barierele netarifare), precum și a existenței produselor diferențiate din punct de vedere calitativ și competiției imperfecte ce pot determina fenomenul de „*pricing to market*” (PTM)²².

Chiar dacă LPU se verifică, în condițiile în care compoziția și ponderile bunurilor în coșul de consum diferă între țări (așa cum se și întâmplă în realitate datorită faptului că preferințele consumatorilor nu sunt aceleași) PPC nu mai poate fi utilizată la estimarea cursului de echilibru din cauză că se compară lucruri diferite.

¹⁸ Majoritatea testelor de staționaritate a cursului real al economiilor în dezvoltare (tranziție) resping teoria PPC; oricum, chiar și în cazul țărilor dezvoltate, teoria este acceptată doar în cazul testelor bazate pe serii de timp foarte lungi – inexistente pentru țările în dezvoltare.

¹⁹ Pentru detalii vezi Hinkle și Montiel (1999) – „Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurements for Developing Countries”

²⁰ Vezi Isard (1977), Richardson (1978), Knetter (1989, 1993), Engel și Rogers (1996)

²¹ A se vedea Obstfeld și Rogoff (1996)

²² Betts și Devereux (2000), Lane (2001), Driver și Westaway (2004)

Să presupunem mai departe că deși consumatorii au aceleași preferințe, nu toate bunurile din coșul de consum sunt tranzacționate internațional. Conform Officer (1982, p.125), Pigou a fost primul care a criticat PPC pe motiv că prin descompunerea nivelului general al prețurilor într-o țară în prețuri tradables și non-tradables nu există nici un motiv ca prețurile relative (cursul intern real) să fie aceleași în fiecare țară. O continuare a acestei idei este efectul Harrod-Balassa-Samuelson (HBS), descris în sub-capitolul următor (3.2.2). Spre deosebire de PPC, abordarea HBS este mult mai realistă prin recunoașterea existenței sectorului non-tradables (ce nu se supune competiției internaționale) în cadrul economiei. Ținând cont de efectul HBS, PPC nu este un model viabil pentru determinarea cursului real pe termen lung, teoria sugerând un nivel variabil al ratei reale pe termen mediu-lung.

O altă explicație a deviațiilor de la PPC (ambele versiuni) este dată de existența **prețurilor administrate**, în special în țările în tranziție acestea având o pondere ridicată în coșul de consum.

Toate versiunile PPC presupun implicit că singurii determinanți ai cursului de schimb sunt nivelul prețurilor (sau diferențialul de inflație dintre țări) – lucru neadevărat în realitate. Economiiștii văd abordarea casseliană ca o teorie de determinare pe termen lung a cursului de schimb în care paritatea puterii de cumpărare acționează ca un „atractor”. Chiar Friedman argumentează că PPC trebuie judecată nu după realismul ipotezelor sale, ci după calitatea previziunilor ei.

Comment [U3]: Din mark nelson

3.2 Metode structurale

Reprezintă o clasă de modele teoretice mai elaborate comparativ cu PPC sau UIP. Spre deosebire de abordarea monetară clasică, toate celelalte presupun nestaționaritatea cursului real de schimb și, prin urmare, faptul că există șocuri reale permanente în economie.

3.2.1 Abordarea monetară în sens larg²³

Este o abordare „ad-hoc”²⁴ care identifică un set de variabile macroeconomice ce sunt considerate determinanți pe termen lung ai cursului de schimb;. Inițial, în cadrul regimului de curs de schimb fix Bretton-Woods modelul era utilizat în analiza ajustărilor din balanța de plăți.

În esență, modelul încearcă să îmbunătățească PPC și să surprindă faptul că rata de schimb este influențată atât pe piața bunurilor, cât și pe piața financiară. Modelul monetarist presupune că toate prețurile sunt flexibile²⁵ și PPC care se verifică continuu (vezi Mundell – 1961, 1963 și Fleming – 1962; pentru teste vezi MacDonald și Taylor – 1993).

Soluția bazată pe variabilele fundamentale ce exclude baloanele raționale (prin impunerea condiției de transversalitate) are forma:

$$s_t = \gamma \cdot \sum_{i=0}^{\infty} \varphi^i \cdot E_t(f_{t+i}) \quad (12)$$

Deci, cursul de schimb nominal (s_t) reprezintă valoarea actualizată a așteptărilor pentru variabilele fundamentale (masă monetară, PIB). Dacă condiția de transversalitate nu

²³ Pentru o aplicație practică pe cazul țărilor din Europa Centrală și de Est vezi Jesus Crespo-Cuaresma (2003)

²⁴ În sensul că ecuațiile modelului nu se obțin prin optimizări.

²⁵ Această ipoteză poate fi relaxată

se verifică se poate întâmpla ca balonul rațional să domine evoluția cursului de schimb și să-l îndepărteze de cursul de echilibru dat de variabilele fundamentale. Experiența a arătat că dacă apar asemenea baloane raționale ele până la urmă se vor sparge.

Prima relaxare semnificativă a modelului îi aparține lui Dornbusch – 1976 (prețurile rigide și PPC care se verifică doar pe termen lung generează efectul de „overshooting” ce explică volatilitatea în exces a cursului de schimb pe termen scurt).

Obstfeld (1985) transformă modelul Mundell-Fleming dinamic într-unul stocastic oferind în același timp o altă explicație pentru deviațiile de la PPC. Astfel, soluția pentru cursul real din model depinde doar de factori reali – șocuri de ofertă și de cerere –, factorii monetari neavând nici un efect asupra cursului real. Din moment ce s-a presupus că șocurile de ofertă și cele de cerere sunt integrate de ordinul unu (I(1)) înseamnă că și cursul real este I(1); în model, un șoc permanent de ofertă duce la depreciere reală, iar un șoc permanent de cerere duce la o apreciere reală. Versiunea aparținând lui Obstfeld a modelului monetarist poate fi estimată prin VAR structural.

3.2.2 Abordarea Harrod-Balassa-Samuelson – HBS²⁶

Modelul HBS a fost creat ca o alternativă la modelul de determinare pe termen lung a cursului de schimb (paritatea puterii de cumpărare – PPC – care a stat la baza majorității modelelor teoretice ale macroeconomiei internaționale).

Cadrul teoretic utilizat în analiza aprecierii cursului de schimb real inerentă în procesul de *catching-up* este dat de efectul Harrod-Balassa-Samuelson (HBS). Modelul HBS este bazat pe o economie împărțită în două sectoare: tradables, respectiv non-tradables. Astfel, este normal să apară deviații de la PPC din moment ce o parte a bunurilor din economie nu se tranzacționează internațional.

Modelul a fost dezvoltat inițial pentru a explica de ce nivelul prețurilor în țările bogate este mult mai mare comparativ cu țările în dezvoltare. Explicația acestui fenomen se datorează lui Baumol și Bowen care au demonstrat că există o legătură între nivelul prețurilor și cel al productivității (măsurată ca PIB *per capita*). Efectul HBS ține cont de

²⁶ Pentru formalizarea modelului și o altă abordare a efectului HBS în România vezi Alexandru-Chideșciuc și Codirlaşu (2004), <http://www.dofin.ase.ro/acodirlasu/wp.htm>.

progresul tehnologic care se regăsește în sectorul bunurilor tradables și poate fi interpretat într-o manieră mult mai utilă pentru țările în tranziție: procesul de creștere economică este determinat în mare parte de cel de *catch-up*, însă progresul tehnologic va genera o rată a inflației peste cea din țara dezvoltată.

Trebuie precizat că modelul HBS a fost gândit în ideea că în ambele sectoare ale economiei acționează forțele pieței atât în ceea ce privește prețurile cât și salariile. În cele ce urmează vom modifica ușor această ipoteză din moment ce ea nu este respectată în țările în tranziție sau acolo unde există prețuri administrate și/sau limitări ale creșterilor salariale din diferite ramuri (de exemplu administrația locală, învățământ, etc.). Prin urmare, ce ne interesează în acest caz este să existe o legătură între creșterile salariale și cele de prețuri (inclusiv administrate) din sectorul non-tradables²⁷.

Beneficiile procesului de convergență către UE sunt, în principal, integrarea comerțului și fluxurile de investiții străine directe (*FDI*). Ambele implică creșteri puternice de productivitate în sectorul bunurilor comercializabile – ca urmare a presiunilor competiției la nivel internațional. În cazul unei țări în care unele prețuri sunt administrate, afirmația anterioară nu este în totalitate corectă din moment ce bunuri necomercializabile (inclusiv servicii) intră ca *inputuri* intermediare în producția bunurilor comercializabile fiind supuse și ele competiției indirecte. În plus, în cazul serviciilor care sunt bunuri superioare, ridicarea standardului de viață va fi acompaniată și de creșterea cererii pentru acestea. Prin urmare și în acest sector se pot realiza economii de scală și scop (a căror magnitudine însă nu trebuie supraestimată) ce duc la o creștere semnificativă a productivității.

Creșterea mai rapidă a productivității în sectorul tradables comparativ cu non-tradables va duce la creșterea mai rapidă a salariilor în primul sector. Această creștere nu este de natură să afecteze competitivitatea produselor din sectorul tradables din moment ce este justificată de creșteri ale productivității. În continuare, ipoteza cea mai importantă a efectului HBS este **egalizarea salariilor** din cele două sectoare din cel puțin două motive:

1. ca urmare a acțiunii cererii și ofertei pe piața muncii – salariile mai mari din tradables vor atrage muncitori din non-tradables, chiar și în condițiile unei

²⁷ Ca urmare a faptului că prețurile administrate nu sunt supuse concurenței am optat pentru includerea acestora în categoria prețurilor non-tradables în ciuda argumentației oferite de Egert (2004); Banca Cehiei include prețurile administrate în categoria non-tradables.

mobilități relativ reduse între cele două sectoare sau vor fi oferite salarii mai bune în non-tradables pentru a păstra muncitorii;

2. prezența unor sindicate puternice (în sectorul non-tradables de regulă) va acționa în sensul reducerii diferențelor mari de salarii între cele două sectoare; în plus, aceleași sindicate vor cere și mărimi salariale care să fie în linie și cu creșterile așteptate ale prețurilor.

Sectorul non-tradables nu poate rămâne profitabil ca urmare a acomodării salariale și a creșterilor mai reduse de productivitate decât prin creșterea mai rapidă a prețurilor comparativ cu cea din sectorul tradables. Consecința acestui mecanism este o rată mai mare a inflației în sectorul non-tradables, deci aprecierea cursului intern real (calculat ca raportul dintre prețurile non-tradables și tradables).

Apare din nou problema prețurilor administrate; creșterile acestora sunt justificate de efectul de *catching-up*, pentru că nivelul lor este mult sub cel din UE, precum și de faptul că unele prețuri sunt încă sub costuri – prin urmare creșterile sunt un fenomen normal (de echilibru, prin aducere la nivelul de piață). Argumentul e valabil și dacă extindem modelul HBS în sensul includerii procesului de *catching-up* – așa cum am făcut-o mai sus. Însă acum nu mai vorbim de HBS standard, ci de un **efect HBS reprimat**, în sensul că, majorările prețurilor administrate, chiar dacă substanțiale, sunt în continuare sub nivelul de echilibru care să permită funcționarea eficientă a agenților. Dacă s-ar permite stabilirea liberă pe piață a prețurilor respective în mod cert majorările de prețuri ar fi mult mai puternice și ar intensifica efectul HBS pentru că cea mai mare parte a costurilor este dată de cele salariale (chiar dacă există și o parte semnificativă la care e valabilă ipoteza *cost recovery*).

Altă problemă legată de prețurile administrate în contextul HBS este că majorările acestora nu sunt legate nicidecum de creșterile de productivitate din sectorul tradables, însă e posibil să fie corelate cu creșterile salariale din non-tradables. Egert (2004) le leagă de costul înlocuirii stocului de capital (ipoteză ce a apărut pentru prima dată într-un studiu al FMI din 1995 al lui Zavoico), inexistent la începuturile tranziției, însă tot mai pronunțat în ultima perioadă când acesta s-a uzat, iar costul de înlocuire la prețul pieței este ridicat.

Mecanismul prezentat mai sus se desfășoară în cadrul unei singure țări; aceasta este **versiunea internă** a efectului HBS sau efectul Baumol-Bowen (BB) – primii care au evidențiat legătura dintre creșterile de productivitate în tradables și prețurile relative în

Comment [U4]: De fapt este ipoteza lui Zavoico 1995, studiu de la FMI; vezi MacDonald și Wojcik 2003, p.17

1966. **Versiunea externă** a efectului HBS presupune (pe lângă cele menționate anterior) următoarele:

- se respectă paritatea puterii de cumpărare (PPC) pentru bunurile comercializabile – ceea ce reprezintă o ușoară relaxare a ipotezei PPC care se referă la totalitatea bunurilor din cadrul economiei;
- efectul BB se manifestă și în țara de referință (mai dezvoltată), însă este mult mai accentuat în țara slab dezvoltată, în sensul că ritmul de creștere al productivității este mult mai alert în țara în dezvoltare;
- nivelul agregat al indicelui prețurilor de consum este o medie ponderată a prețurilor din tradables și a celor din non-tradables în ambele țări.

Ca urmare a manifestării mai puternice a efectului BB în țara slab dezvoltată apare un diferențial de inflație (la nivel agregat) față de țara dezvoltată care va fi pozitiv și va determina aprecierea reală a cursului de schimb al țării slab dezvoltate.

În caz că ipoteza validității PPC pentru bunuri tradables nu se verifică, efectul HBS nu mai explică întreaga apreciere reală a cursului de schimb calculat prin IPC, ci doar diferența dintre aprecierea efectivă și aprecierea cursului de schimb calculat prin prețurile bunurilor tradables.

În discuția de mai sus totul a fost privit din perspectiva ofertei, partea cererii fiind omisă din discuție. Trebuie însă subliniat că majorarea rapidă a productivității generează și creșteri ale venitului și averii²⁸, deci și ale consumului²⁹. Dacă cererea pentru ambele categorii de bunuri (tradables și non-tradables) crește cu același ritm, vor domina efectele ofertei (efect HBS standard), iar efectul cererii nu va determina o inflație mai mare în non-tradables decât în tradables. Dacă cererea pentru bunurile din sectorul tradables crește mai puternic, atunci diferențialul de inflație va fi explicat atât de efectul HBS, cât și de creșterea mai puternică a cererii în sectorul tradables, însă nu va exista o apreciere a

²⁸ Situația se poate complica și mai mult atunci când se manifestă și alți factori ce determină creșterea cererii pe termen lung (de ex. transferuri, convergență reală – inclusiv aprecierea reală poate duce la creșterea cererii dacă este determinată și de apreciere nominală); excesul de cerere ca decalaj față de un nivel de echilibru este exclus în această analiză.

²⁹ Bergstrand (1991) extinde modelul pentru a ține cont de creșterea consumului privat ce se îndreaptă cu precădere către bunuri din sectorul non-tradables. De asemenea, Froot și Rogoff (1991) precum și De Gregorio, Giovannini și Wolf (1995) găsesc că cheltuielile guvernamentale generează un efect de apreciere reală semnificativă a cursului de schimb; cazul țărilor ce se integrează în UE este tratat în MacDonald și Wojcik (2003). Alte abordări ce evidențiază efectul cererii asupra cursului real în cazul țărilor în tranziție se găsesc în Coricelli și Jazbec (2001), precum și Fischer (2002).

cursului intern real³⁰, ci doar a cursului real de schimb. În mod normal, într-o economie în tranziție, creșterea mai rapidă a cererii se manifestă în sectorul non-tradables fiind îndreptată în special către servicii (inclusiv prin cheltuieli guvernamentale ce sunt efectuate cu precădere în acest sector); în această situație creșterea prețurilor bunurilor non-tradables va fi mult mai mare decât cea explicată de efectul HBS³¹. Mai mult, **Krugman** a arătat că și deficitele de cont curent repetitive vor afecta cererea de bunuri tradables, respectiv non-tradables prin influențarea averii nete a țării (activele externe nete) creând astfel presiuni inflaționiste suplimentare în sectorul non-tradables.

Comment [U5]: Care este paper-ul????????

În finalul argumentației de mai sus este important să evidențiem că **efectul HBS este un fenomen de echilibru pe termen lung**, nu unul tranzitoriu și nu trebuie reacționat prin diferite politici împotriva creșterii de inflație și apreciere reală datorate efectului HBS. Cele două consecințe pot fi contracarate pe termen scurt prin două modalități: prima este deprecierea nominală care să compenseze creșterea inflației și cea de-a doua este prin controlul unor prețuri din sectorul non-tradables. Prima modalitate este total nedorită pentru că presupune doar eliminarea aprecierii reale nu și a inflației datorate efectului HBS; în plus, deprecierea ar putea să conducă la o inflație și mai mare în viitor. Cea de-a doua modalitate nu face decât să distorsioneze anumite echilibre din economie și să întârzie majorările de prețuri administrate; rezultatul ei este un **efect HBS reprimat**, însă, după momentul liberalizării, **efectul HBS va crește în intensitate**.

Comment [U6]: Sa precizez ca hbs nu implica apreciere nominala; vezi Egert pentru ce implicații are aprecierea nominală

Demn de notat este și că aprecierea reală a cursului de schimb este un canal care duce la creșterea standardului de viață și a gradului de convergență reală – cresc salariile exprimate în euro, crește PIB *per capita* exprimat în euro – apropiindu-ne astfel de economiile avansate.

3.2.2.1 Câteva puncte slabe ale studiilor efectului HBS

Mai jos sunt evidențiate o serie de neajunsuri ale literaturii ce studiază efectul HBS și pe care vom încerca să le evităm în partea aplicativă a lucrării:

³⁰ Prețurile relative vor fi constante (efectul BB va fi neutralizat).

³¹ Efectul HBS nu mai este singurul care explică aprecierea cursului intern real și a cursului de schimb real; mai mult, așa cum vom vedea în partea practică a studiului, e posibil să acționeze și alți factori (în afară de cerere) care explică aprecierea cursului real, diminuând astfel efectul HBS.

- folosesc aceeași definiție pentru sectoarele tradables, respectiv non-tradables pentru toate țările din panel, neținând cont de specificul fiecărei țări – ce impune o analiză mai detaliată a celor două sectoare.
- folosesc indicele prețurilor producției industriale (IPPI) ca *proxy* pentru prețurile din sectorul tradables și nu încearcă împărțirea produselor din coșul IPC în tradables și non-tradables așa cum ar fi fost normal având în vedere modul de calcul al cursului real folosit în studii (prin IPC). Datorită utilizării, în general, a IPPI pentru piața externă și internă și nu doar a IPPI pentru piața externă rezultă o și mai mare îndepărtare de conceptul de tradables fiindcă IPPI pentru piața internă este influențat de cererea din țară și poate avea o evoluție cu totul diferită față de IPPI extern – a se vedea cazul României în capitolul 4.3;
- folosesc IPC pentru servicii ca *proxy* pentru prețurile din sectorul non-tradables și presupun că ponderea IPC servicii ar fi egală cu cea din țara de referință (de exemplu, în România ponderea IPC servicii este cca. 15%, iar în zona euro este cca. 40%); prin urmare, se impune estimarea nerestricționată în studiile respective pentru a obține coeficienți care nu sunt *biased*.

3.2.3 Cursul fundamental de echilibru – *FEER*

Ca și abordarea HBS, conceptul *FEER* recunoaște explicit existența deviațiilor de la teoria PPC, diferența dintre ele fiind dată însă de termenul la care se referă. Astfel, efectul HBS ia în considerare cursul de echilibru pe termen lung pe când *FEER* este mai degrabă un echilibru pe termen mediu (prin însăși modul de construcție). *FEER* poate fi extins și pentru termenul lung, însă va fi vorba de altă definiție a acestuia, și anume cea consistentă cu echilibrul stoc-flux. Pe termen mediu, chiar dacă economia a atins atât echilibrul intern cât și cel extern, stocul de active poate să-și continue traiectoria de ajustare către echilibrul pe termen lung; această nuanță este surprinsă de *NATREX*.

Williamson a definit *FEER* ca fiind acel nivel al cursului de schimb „consistent cu performanțe macroeconomice ideale” (Williamson 1994), iar Wren-Lewis (1992) ca

„metodă de calcul a cursului real de schimb consistent cu echilibrul macroeconomic pe termen mediu”. Abordarea *FEER*, inițiată de Williamson în 1983, are în vedere identificarea cursului de schimb care asigură atingerea concomitentă a echilibrului intern (*NAIRU* sau *output gap zero*) și a celui extern.

Prin echilibru intern se înțelege acel nivel al PIB ce este consistent cu nivelul șomajului dat de *NAIRU* (Y – nivel PIB în țară și Y^* – nivel PIB afară, ambele în potențial), iar prin echilibru extern atingerea unui nivel sustenabil (sau a unui nivel normal) pe termen mediu al soldului contului curent (*CA*) și/sau un nivel sustenabil al datoriei externe³². În cazul unei economii dezvoltate atunci când ne referim la echilibrul extern, se ia în calcul, de regulă, numai soldul sustenabil al contului curent; în cazul unei economii în dezvoltare contează și nivelul sustenabil al datoriei externe. Aceasta prezintă o relevanță deosebită datorită implicațiilor viitoare pe care un nivel ridicat le-ar avea asupra cursului de schimb și, implicit, asupra economiei.

FEER reprezenta cea mai utilizată metodă de calcul a cursului de echilibru până în jurul anului 2000, după care metodologia *BEER* a început să câștige tot mai mult teren datorită ușurinței mai mari de punere în practică.

Pentru aplicarea metodei *FEER* trebuie calculat nivelul potențial al PIB și elasticitatea PIB-ului intern și a celui extern, precum și a balanței comerciale (sau contului curent) față de cursul de schimb. Modelul presupune scrierea contului curent (sau a balanței comerciale) în forma de mai jos:

$$CA = f(Q, Y, Y^*, Z) = S - I,$$

unde *CA* este contul curent sustenabil, *Q* este cursul real de schimb de echilibru și *Z* reprezintă alte variabile fundamentale aflate la echilibru pe termen lung și care determină evoluția contului curent, *S* sunt economiile și *I* investițiile.

În ceea ce privește nivelul normal sau sustenabil al contului curent există multiple abordări. Prima consideră deficitul de cont curent ca fiind sustenabil dacă soldul este zero și prin intermediul ei se calculează deprecierea necesară pentru echilibrarea contului

³² Noțiunea de curs de echilibru legat de sustenabilitatea externă a apărut în lucrările lui Nurske (1945) și a fost dezvoltată de Artus (1978) – vezi Egert (2004) pentru detalii.

curent. Această abordare este cea mai restrictivă, mai ales din punctul de vedere al unei economii în dezvoltare și implicațiile ei ar fi, în general, un curs de schimb mult depreciat față de valoarea curentă a acestuia.

Este important de precizat că pentru o țară aflată în proces de convergență către UE (cum este România) echilibrului pe termen lung nu îi corespunde un sold zero al contului curent, ci un deficit de cont curent privit ca sustenabil cel puțin pe termen mediu. Acest deficit de cont curent este, în special, rezultatul importurilor de tehnologie pe care țara în dezvoltare le face, inclusiv pentru susținerea exporturilor. Dacă nivelul dorit al deficitului de cont curent este plasat mult sub nivelul efectiv, se poate vorbi de o constrângere a sustenabilității, care ar implica o depreciere semnificativă a monedei naționale. Însă, așa cum am văzut în cazul efectului HBS, câștigurile de productivitate din țara în dezvoltare față de cea dezvoltată justifică un curs de echilibru mai apreciat fără pierdere de competitivitate. Chiar dacă economia nu este la echilibru este posibil ca și *FEER* să nu reprezinte nivelul optim. De exemplu, o supraevaluare temporară este utilă prin efectul pe care îl are asupra reducerii așteptărilor inflaționiste, pe când o rată subevaluată este benefică atunci când economia este în recesiune prin efectul pe care îl are asupra exporturilor.

Cea de-a doua abordare definește ca sustenabil deficitul contului curent dacă este acoperit prin fluxuri de capital pe termen lung, în special prin investiții străine directe, și dacă stabilizează ponderea datoriei externe în PIB la un anumit nivel considerat acceptabil (de exemplu, maxim 60% pentru țările care vor să adere la UE); această abordare este mai potrivită unei țări în tranziție, însă are și ea neajunsurile ei.

În practică sunt întâlnite trei modalități principale de calcul a *FEER*:

- Prima se fundamentează pe modele macroeconomice mari ce surprind economia în întregul său – se poate să fie vorba și de modele care surprind interacțiunile între mai multe economii și se urmărește atingerea echilibrelor în fiecare din ele (cursul de echilibru este acea rată care permite eliminarea dezechilibrelor din economie/economii); reprezentativ pentru această abordare sunt modelul *NiGEM*, precum și modelul *MultiMod* al FMI; această metodă este rar utilizată în practică pentru că devine foarte grea surprinderea tuturor legăturilor și influențelor din economie;

- A doua este abordarea prin balanța macroeconomică a FMI³³; metoda este similară *FEER*, însă diferă de aceasta din urmă în ceea ce privește obținerea nivelului țintă (sustenabil) al balanței contului curent. Acesta rezultă, în special pe baze empirice, prin estimarea de ecuații pentru investiții (I) și economii (S). Estimările se fac, de obicei, pe date anuale de tip panel și ca variabile explicative sunt folosite deficitul bugetar, creșterea populației, etc. Valorile ajustate astfel obținute atât pentru investiții cât și pentru economii sunt utilizate pentru nivelului pe termen mediu al contului curent ($CA = S - I$). Pentru detalii vezi Anexa I.
- A treia pornește de la modele de echilibru parțial (sunt modele axate pe o singură țară) – acestea implică doar estimarea unei părți a economiei, și anume, cea legată de comerțul exterior sau cea legată de economii și investiții; reprezintă modalitatea cel mai ușor de pus în practică pentru că nu necesită prea multe serii de timp;

Pentru punerea în practică a metodei *FEER* (de echilibru parțial, legată de comerțul exterior) trebuie respectați următorii pași:

1. trebuie estimat nivelul de echilibru al PIB atât în țară, cât și în afară, precum și nivelul sustenabil al contului curent/datoriei externe;
2. se estimează parametrii funcției f de mai sus (inclusiv elasticitățile comerțului din condiția Marshall-Lerner-Harberger³⁴);
3. având estimată funcția f , estimarea cursului de echilibru presupune rezolvarea unui sistem de ecuații în care valorile de echilibru ale variabilelor exogene au fost determinate la punctul 1.

Rezultatele obținute prin metoda *FEER* sunt senzitive la ipotezele privind *output gap*-ul și soldul normal/sustenabil al contului curent, însă o lipsă de acuratețe în estimarea ultimei variabile putând conduce la un curs de echilibru mult distorsionat în cazul obținerii unor elasticități față de contul curent semnificative ca magnitudine. În acest sens însuși Williamson a recunoscut că estimările cursului de echilibru pot fi eronate cu 15-20% ceea

³³ Pentru detalii vezi Isard și alții (2001)

³⁴ Marshall (1923), Lerner (1936), Harberger (1950) – au formalizat condițiile suficiente pentru ca devalorizarea cursului de schimb să îmbunătățească balanța comercială

ce l-a determinat să fie unul din cei mai puternici susținători ai regimului de curs de schimb tip *target band*.

FEER poate fi implementat și ca un concept pe termen scurt dacă după estimarea funcției f de mai sus nu se trece la eliminarea ciclicității, ci se utilizează valorile efective ale variabilelor fundamentale. În acest mod, *FEER* este apropiat de *BEER* însă cursul de echilibru obținut nu reprezintă un echilibru fiindcă, de exemplu, nu putem avea nici o certitudine că nivelul efectiv al contului curent utilizat este unul sustenabil. Cu toate acestea, calculul anterior este util pentru că vom putea ști cât anume din deviațiile de la *FEER* sunt datorate ciclicității din economie.

Faptul că România nu este inclusă în modelul multinațional *NiGEM*, realizat de *National Institute of Economic and Social Research* din Anglia (model care ia în considerare doar cinci țări aflate din Europa Centrală și de Est: Estonia, Ungaria, Polonia, Cehia și Slovenia) constituie un dezavantaj pentru efortul de estimare a cursului de echilibru al leului prin metoda *FEER*. Cursul de echilibru calculat prin *NiGEM* ar fi putut fi folosit ca benchmark pentru diverse modele *FEER* de echilibru parțial.

La fel ca și abordarea HBS, metoda *FEER* permite estimarea unui curs de echilibru variabil în timp, acesta fiind influențat de diferite variabile fundamentale (CA, Y, Y^*, Z) fiind în același timp și structurală, ceea ce o face mai ușor de înțeles – chiar dacă implementarea ei în practică se poate face și prin estimarea de ecuații în formă redusă. Totuși, metoda *FEER* ignoră manifestarea efectului HBS. Convergența productivității către nivelurile din țările Uniunii Europene este asociată, prin intermediul efectului HBS, cu o tendință de apreciere reală a cursului de schimb, în timp ce acumularea unor deficite de cont curent substanțiale induce o depreciere reală a cursului de schimb. Neluând în calcul impactul efectului HBS, metodologiile de tip *FEER* pot genera un curs de echilibru mult mai depreciat decât cel care ar corespunde unui model care include și acest efect.

Metoda are și alte dezavantaje. Al doilea dezavantaj al variantei clasice a abordării *FEER* este că, de obicei, elasticitățile estimate sunt relativ mici și imprecis estimate, ceea ce face ca nivelul de echilibru al cursului de schimb să fie insensibil la variațiile nivelului sustenabil al contului curent. Astfel, se poate întâmpla ca pentru atingerea nivelului optim să fie nevoie de o variație deosebit de puternică a cursului real de schimb.

Un alt dezavantaj a fost atins anterior și se referă la dificultatea estimării nivelului sustenabil al contului curent și a PIB-ului potențial, valori ce sunt foarte importante în calculul *FEER*.

3.2.3.1 Cursul de echilibru dorit³⁵ (*Desired Equilibrium Exchange Rate – DEER*)

În caz că nivelul sustenabil al *CA* (despre care s-a discutat mai sus) este definit ca o **țintă optimă** în termeni de politică monetară și/sau fiscală, modelul *FEER* ia denumirea de *DEER*. Bineînțeles, în acest caz se poate dezbate îndelung care este nivelul respectivei ținte optime și dacă ar trebui calculat sau stabilit *ad-hoc*.

Trebuie subliniat aici că *FEER* nu este neapărat un concept normativ chiar dacă Williamson folosea în expunerile sale termenul de „țintă de cont curent”; *DEER* este însă normativ prin definiție pentru că indică care ar trebui să fie cursul de schimb în contextul unui anume model ce presupune o anumită structură a economiei și în care s-a presupus o cale optimă (țintă) pentru unele variabile (ținta de cont curent, politica fiscală ce sunt alese arbitrar). În cazul *FEER* aceleași variabile pot fi specificate ca (i) „evoluția cea mai probabilă” a politicii fiscale sau a contului curent sau (ii) politica fiscală structurală ceea ce reprezintă o îndepărtare de conceptul normativ; *FEER* și *DEER* calculate astfel vor diferi doar în măsura în care valorile anterioare ale țintei pentru contul curent (sau politica fiscală) diferă de „evoluția cea mai probabilă”.

O ultimă precizare este că atât *FEER* cât și *DEER* nu implică și efortul de a vedea dacă cursul de schimb se va îndrepta, într-adevăr, către valoarea de echilibru determinată. Aceasta pentru că ambele sunt modele care calculează acel nivel al cursului de schimb ce permite eliminarea dezechilibrelor macroeconomice, însă nu încearcă să stabilească care sunt determinații cursului de schimb și dacă sunt motive ca în viitor cursul să se miște într-o anumită direcție. Prin urmare, s-ar putea ca nivelul curent al cursului de schimb să fie explicat de evoluția (valorile curente) unor variabile fundamentale, aspecte ce sunt surprinse de *ITMEER*, *BEER* și *NATREX*.

³⁵ Conceptul a fost introdus de Bayoumi și alții (1994), Artis și Taylor (1995)

3.2.4 Cursul natural de schimb – NATREX

Metodologia *NATREX* a fost introdusă de Stein (1994, 1995) și permite determinarea cursului de echilibru pe termen mediu și lung în cadrul unui model de echilibru general dinamic de dimensiuni relativ reduse, reprezentând într-o anumită măsură o extensie a procedurii *FEER*. Spre deosebire de abordările *FEER* sau *DEER* ce sunt concepte normative, *NATREX* este mai degrabă unul pozitiv, el fiind un benchmark pentru cursul de echilibru pentru termen mediu-lung.

Pe termen mediu echilibrul este definit ca și în cazul *FEER* (echilibru intern și extern simultan) doar că definiția echilibrelor diferă ușor. Astfel, prin echilibrul intern se înțelege că gradul de utilizare a capacităților din economie este la valoarea medie staționară, iar prin cel extern se înțeleg două lucruri:

- cursul real trebuie să ajusteze contul curent astfel încât să fie egal cu fluxurile de capital care nu sunt speculative;
- fluxurile de capital speculative, precum și modificarea rezervelor valutare sunt excluse din model.

Inițial Stein (1994) a definit *NATREX* ca fiind „cursul de schimb în situația inexistenței factorilor ciclici și speculativi simultan cu rata șomajului la nivel natural” fără să pună în vreun fel în practică această ultimă definiție a echilibrului intern; ulterior, ca urmare a criticilor lui Black (1994) și Clark (1995)³⁶, Stein (1995) a calibrat *NATREX* funcție de o măsură obiectivă a echilibrului intern, și anume deviația dintre gradul de utilizare a capacităților și media sa staționară.

Echilibrul pe termen lung trebuie să îndeplinească un alt set de criterii:

- activele externe nete să fie constante și, în cazul unei economii care nu crește, soldul contului curent trebuie să fie nul;
- convergența ratelor de dobândă reale pe termen lung. (adică $CA = S - I$);

³⁶ Black, Stanley (1994) – „On the Concept and Usefulness of the Equilibrium Rate of Exchange”, în „*Estimation of Equilibrium Exchange Rates*”; Clark, Peter (1995) – „Concepts of Equilibrium Exchange Rates”, *Journal of International and Comparative Economics*.

Abordarea *NATREX* încearcă să lege cursul real de schimb de un set de variabile fundamentale prin intermediul unui model de echilibru general complet specificat al economiei care explică simultan determinanții economiilor, investițiilor, precum și contul curent atât în țară cât și în afară. În model nu există agent reprezentativ care să descrie o țară sau ale cărui decizii la momentul zero vor determina evoluția consumului și economiilor pe orizont infinit. Există însă un mecanism al pieței care, prin intermediul cursului real de schimb, egalizează *ex post* contul curent cu diferența între economii și investiții. În cazul unei economii mari, investițiile sunt determinate de q al lui Tobin – aproximat prin creșterile de productivitate în țară și afară – iar economiile sunt determinate de înclinația de a economisi (atât privat cât și public, în țară și afară). Aceste două variabile fundamentale sunt exogene în model. În cazul unei economii mici, la cele două variabile menționate anterior se adaugă și raportul de schimb, dar și rata reală a dobânzii din afară³⁷. Optimizarea se bazează pe faptul că agenții știu că ei nu cunosc și nu pot cunoaște evoluția variabilelor fundamentale și nu cunosc nici structura economiei. Celelalte ecuații – ce întregesc structura economiei – sunt: (i) ecuația consumului, (ii) egalitatea ratelor reale de dobândă pe termen lung, (iii) determinării stocului de capital și (iv) evoluția datoriei externe. Optimizarea presupune simularea și rezolvarea modelului pentru obținerea cursului de echilibru care să permită atingerea soluției pe termen lung al modelului („steady-state”). Pentru detalii suplimentare vezi Anexa III.

NATREX se distinge și prin faptul că are la bază o modelare riguroasă a interacțiunilor stoc-flux în cadrul unui model de creștere macroeconomic. Astfel, el deosebește echilibrul pe termen mediu – ce poate fi considerat echivalent cu abordarea prin balanța macroeconomică – de echilibrul pe termen lung cu stocul de active externe nete constant și cu stocul de capital la echilibru.

Conform literaturii de specialitate *NATREX* presupune obținerea cursului de echilibru prin modele cu corecție a erorilor cu o singură ecuație (în formă redusă) sau prin mai multe ecuații (model structural)³⁸. Cel mai important avantaj al metodei bazate pe echilibrul dinamic general este forma sa structurală ce permite înțelegerea mecanismului

Comment [U7]: de vazut daca ramane

³⁷ Vezi Lim și Stein (1995) – „The Dynamics of the Real Exchange Rate and Current Account in a Small Open Economy: Australia” în „Fundamental Determinants of Exchange Rates”, Clarendon Press

³⁸ Detken și alții (2002) estimează *NATREX* folosind metode structurale.

care determină cursul de schimb. Contribuția NATREX constă în explicarea modului în care echilibrul pe termen mediu se deplasează către cel pe termen lung.

Un alt avantaj derivă din distincția între efecte pe termen mediu și cele pe termen lung. Dacă *FEER* permite doar calcularea cursului de echilibru pe termen scurt sau mediu, prin *NATREX* se poate obține și rata de echilibru pe termen lung (abordarea HBS permite și ea același lucru, însă prin alt mecanism). Astfel, în cazul *NATREX*, atât creșterea înclinației spre consum cât și cea a productivității (q al lui Tobin) duc pe termen mediu la aprecierea cursului real³⁹. Aprecierea cursului real va determina deteriorarea contului curent. Pe termen lung însă, creșterea înclinației spre consum va determina creșterea datoriei externe (ca urmare a existenței unui cont curent deteriorat), aceasta din urmă exercitând presiuni de depreciere a cursului real (și îmbunătățirea ulterioară a contului curent). Efectul pe termen lung al creșterilor lui q este ambiguu: poate duce la scăderea datoriei – ca urmare a creșterii averii – care va exercita presiuni de apreciere, însă determină și creșterea PIB, deci și creșterea importurilor, adică deprecierea cursului real.

Ironic, dar marele dezavantaj al metodologiei este dat tocmai de faptul că se bazează puternic pe teoria economică și pe disponibilitatea și calitatea datelor; ori, tocmai acestea sunt o problemă pentru o economie în tranziție. Un asemenea model pentru o țară în dezvoltare ce trece prin puternice schimbări structurale ridică semne de întrebare serioase legate de specificarea modelului și de stabilitatea parametrilor. Acest tip de model poate fi foarte util după o perioadă în care și-a dovedit utilitatea prin surprinderea celor mai importante evoluții dintr-o anumită economie.

Pentru a depăși acest neajuns, în practică se estimează o singură ecuație de cointegrare (în formă redusă) care nu necesită același consum de resurse ca și un model structural, însă interpretarea rezultatelor se face având în minte modelul structural. Atunci când limitările rezultate din inexistența datelor sunt severe, metodele *FEER* sau *BEER* sunt de preferat față de metoda *NATREX*.

³⁹ Cursul real de schimb se apreciază pentru a reduce excesul de cerere.

3.2.5 Estimarea prin *VAR* structural (*SVARs*)

Se distinge de modelele din familia *BEER* fiindcă cercetătorul trebuie să aibă o imagine a modului în care se transmit șocurile în economie, fără să forțeze existența unei relații de cointegrare.

Estimarea cursului de echilibru prin *VAR* structural (*SVAR*) încearcă să explice care este efectul unui șoc asupra cursului de schimb și de ce se îndepărtează cursul de nivelul său de echilibru.

Tehnica se pune în practică prin estimarea unui *SVAR* – bivariat sau trivariat – în care identificarea șocurilor se face prin Cholesky sau Blanchard și Quah – *BQ* (ultima presupune impunerea de restricții pe termen lung, în sensul că anumite șocuri sunt temporare). Este dificilă construirea nivelului cursului de echilibru pentru că trebuie ales un punct de pornire (ce se alege arbitrar) care poate să reprezinte sau nu echilibrul la momentul respectiv.

Clarida și Gali (1994) au propus o asemenea metodă de descompunere a ratei reale în componente permanente și tranzitorii. Ei au presupus existența a trei tipuri de șocuri: de ofertă, de cerere și nominale și au arătat, folosind *BQ*, ce putere are fiecare din acestea în a explica variația ratei reale. Există și alte studii care au aplicat procedura Clarida și Gali (1994) pe diferite perioade de timp sau schimbând definiția șocurilor (vezi Astley și Garratt – 1998, MacDonald și Swagel – 2000).

3.2.6 Modele de echilibru general dinamic și stocastic (*DSGE*)

Modelele *DSGE* au devenit tot mai atractive după lucrarea lui Obstfeld și Rogoff (1995) – „Exchange Rate Dynamics Redux” care a reprezentat începutul literaturii denumită noua macroeconomie a economiei deschise (*NOEM*)⁴⁰. *NOEM* reprezintă o clasă de teorii ce îmbină competiția imperfectă cu rigiditățile nominale într-un cadru de echilibru dinamic general, fiind modele cu microfundații solide.

Acest tip de modele necesită, de regulă, deviația curentă față de nivelul de echilibru al cursului de schimb ca dată de intrare, fiindcă sunt specificate ca deviații față de trend⁴¹. Chiar dacă au anumite neajunsuri, aceste modele sunt deosebit de utile pentru a studia răspunsul cursului de schimb la diferite șocuri din economie, precum și modul în care acesta influențează diferite variabile.

⁴⁰ Vezi Lane (2001) pentru o prezentare a întregii literaturi NOE.

⁴¹ Această caracteristică derivă din modul de rezolvare a modelelor ce impune determinarea punctului de echilibru (*steady-state*) și apoi aproximarea log-liniară în jurul acestuia.

3.3 Metode axate pe condiții de arbitraj

3.3.1 Paritatea neacoperită a ratelor dobânzii – (*Uncovered interest parity – UIP*)⁴²

Condiția *UIP*⁴³ are o importanță analitică deosebită deoarece ea apare în majoritatea modelelor de determinare a cursului de schimb din ziua de azi. Majoritatea modelelor înseamnă nu numai micile modele folosite în analiza teoretică, ci și modele econometrice atent specificate folosite de organizațiile internaționale și de băncile centrale. Este o condiție de arbitraj care egalizează deprecierea anticipată a cursului de schimb cu diferențialul de dobândă nominală ajustat cu o primă de risc:

$$E_t(s_{t+1}) - s_t = i_t - i_t^* - rp_t \quad (13)$$

$$\text{deci: } s_t = E_t(s_{t+1}) - (i_t - i_t^*) + rp_t \quad (14)$$

unde s_t este cursul de schimb nominal (logaritmat) exprimat în număr unități monetare locale pe o unitate externă, i (i^*) este rata nominală a dobânzii pentru obligațiuni (depozite) în țară (afară), rp este prima de risc ce poate varia în timp și E_t este operatorul de anticipare.

Ideea condiției *UIP* este foarte apropiată de ipoteza piețelor eficiente în sensul că nu trebuie să existe oportunități de arbitraj pe o piață eficientă. Astfel, să presupunem că dobânda pentru lei este de 10 la sută pe an, iar cea pentru euro este de 2 la sută pe an⁴⁴. Ținând cont de *UIP* vom avea o situație de echilibru doar dacă investitorii anticipează o depreciere a leului de 8 la sută (peste 1 an dacă dobânzile avute în vedere sunt anuale).

⁴² Pentru o prezentare detaliată a subiectului însoțită de teste econometrice pe cazul României vezi Chideșciuc (2001) – <http://www.dofin.ase.ro>.

⁴³ Termenul „*uncovered*” (neacoperită) se referă la faptul că riscul asociat cu incertitudinea legată de cursul spot viitor nu a fost eliminat prin utilizarea unui contract forward sau a altui instrument de acoperire a riscului.

⁴⁴ În cele ce urmează vom ignora prima de risc pentru o înțelegere facilă a conceptului; astfel, investitorii considerați sunt risc neutrali.

Dacă ei nu se așteaptă la depreciere, atunci vor împrumuta euro cu 2 la sută pe an și vor da cu împrumut lei cu 10 la sută pe an; acest mecanism va crește puternic oferta de euro simultan cu creșterea cererii de lei ceea ce înseamnă că leul se va aprecia în termeni nominali. De asemenea, se va exercita presiune în sensul creșterii pe dobânda la euro și în sensul scăderii pe cea la lei. Acest proces va continua până când diferențialul de rata dobânzii în scădere va fi egal de deprecierea anticipată a leului care acum va exista având în vedere că nivelul anterior al cursului leu-euro era unul mai depreciat.

Pentru că suntem interesați și de cursul real de schimb, condiția (13) poate fi exprimată în termeni reali (prin scăderea diferențialului anticipat de inflație din ambii membri ai ecuației 13):

$$E_t(q_{t+1}) - q_t = r_t - r_t^* - rp_t \quad (15)$$

$$\text{sau: } q_t = E_t(q_{t+1}) - (r_t - r_t^*) + rp_t \quad (16)$$

unde q_t este cursul de schimb real (logaritmat), r (r^*) este rata reală *ex-ante* a dobânzii pentru obligațiuni în țară (afară). Prin rezolvarea ecuației diferențiale 16 se obține cursul real depinzând de anticipările privind evoluția diferențialului de rata dobânzii și a primei de risc, precum și de valoarea pe termen foarte lung a cursului real:

$$q_t = E_t(q_{t+n}) - \sum_{i=0}^{n-1} E_t(r_{t+i} - r_{t+i}^*) + \sum_{i=0}^{n-1} E_t(rp_{t+i}) \quad (17)$$

Așa cum s-a văzut în expunerea de mai sus, condiția *UIP* nu poate oferi un nivel al cursului de echilibru, ea indicând calea de ajustare a cursului de schimb către nivelul său de echilibru. În general, în studiile efectuate s-a concluzionat că *UIP* nu a reușit nici măcar să indice clar direcția în care se va mișca rata de schimb (Froot și Thaler – 1990). Aceasta se datorează în principal primei de risc⁴⁵, intervențiilor băncii centrale pe piața valutară

⁴⁵ Modelul neoclastic al lui Lucas subliniază că agenții cu adversitate la risc trebuie să primească o primă de risc pentru a intra în contracte forward cu valute.

(McCallum – 1992) și existenței anticipărilor iraționale (deși o asemenea ipoteză este greu de testat și este foarte greu de conceput că agenții se comportă irațional). Rezultate favorabile condiției *UIP* s-au obținut în cazul studiilor pe termen lung (Meredith și Chinn – 1998).

Orice bancă centrală (și nu numai) are nevoie de o prognoză a cursului de schimb pentru modelele macroeconomice folosite și rezultatele obținute sunt foarte sensibile în funcție de ipoteza considerată; în general, ipoteza este de curs constant sau bazat pe *UIP* (ajustat cu o primă de risc). În cele de mai jos voi prezenta o serie de modele care încearcă să îmbunătățească abordările anterioare și să apropie prognoza cursului de cea ce **piața percepe ca fiind un nivel de echilibru** și care poate diferi foarte mult de valoarea „corectă”, bazată doar pe variabilele fundamentale.

3.3.2 Cursul de echilibru bazat pe PPC și *UIP* (Capital enhanced equilibrium exchange rate – CHEERs)

Metoda care combină PPC cu condiția *UIP* pentru a explica persistența cursului real de schimb a fost denumită de MacDonald drept *CHEER*. Ideea în cazul acestei abordări dezvoltată de Juselius (1991, 1995) este că în timp ce PPC poate explica evoluția pe termen lung a cursului real, acesta se poate îndepărta de echilibru datorită existenței diferențialului de dobândă; în plus, acesta din urmă poate fi necesar pentru finanțarea contului de capital.

Utilizând condiția *UIP* (însă fără primă de risc) și PPC pe termen lung se estimează o relație de cointegrare între diferențialul de prețuri, diferențialul de dobândă nominală și cursul de schimb nominal prin intermediul căreia se poate obține nivelul cursului de echilibru. Pe termen lung, după ce diferențialul de dobândă devine nul, cursul real de echilibru va fi dat doar de PPC și va fi o constantă. În consecință, *CHEERs* este un concept de echilibru pe termen mediu și poate fi foarte util dacă nu există date pentru activele externe nete.

Pentru rezultate folosind *CHEER* vezi Johansen și Juselius (1992) și Juselius și MacDonald (2000). Cu ajutorul acestei metode s-a putut „bate” prognoza banală a unui *random-walk* chiar și la orizonturi de doar două luni (MacDonald și Marsh – 1997).

3.3.3 Curs de echilibru pe termen scurt-mediu (Intermediate-term model-based equilibrium exchange rate – ITMEERs)

ITMEER este un concept de curs de echilibru sugerat de Wadhvani (1999) ce poate fi interpretat ca o generalizare a condiției *UIP*⁴⁶; modelul îmbunătățește condiția *UIP* prin faptul că permite variabilelor ca șomajul sau creșterea PIB să influențeze direct cursul de schimb și nu doar prin intermediul dobânzii.

Printre avantajele acestei abordări menționăm următoarele:

1. nu trebuie specificat un model complet pentru prima de risc din moment ce este foarte greu de specificat; soluția aleasă este utilizarea de variabile *proxy* ce încearcă să explice (i) deviațiile cursului de schimb de la nivelul de echilibru prin riscul perceput de piață, respectiv (ii) mișcările cursului de schimb prin rentabilitatea altor active – acțiuni și obligațiuni.
2. abordarea reprezintă o combinație de *FEER* și *BEER* în sensul că se estimează o relație în formă redusă pentru cursul de schimb simultan cu specificarea unui model structural în stilul *FEER*. Prin urmare, cursul de echilibru poate fi scris astfel:

$$q_t = f(CAD, URD, NFAD, RP) \quad (18)$$

unde *CAD* este diferența între ponderile contului curent în PIB, *URD* este diferența între ratele de șomaj, *NFAD* este diferența între ponderile activelor externe nete în PIB și *RP* reprezintă prețurile relative (tradables față de non-tradables – *proxy* pentru efectul BB).

3. atât PPC cât și *FEER* pot fi obținute ca și cazuri particulare.

⁴⁶ Acest fapt, ca și modalitatea de punere în practică, îl apropie foarte mult de conceptul *BEER* – vezi MacDonald (2000).

3.4 Metode eclecticice

Sunt metode care se bazează pe identificarea determinanților cursului de schimb, au ca punct de plecare ideea conform căreia variabilele reale explică slaba reversibilitate la PPC observată în date (vezi Obstfeld și Rogoff – 1996) și sunt independente de specificarea unui model teoretic.

3.4.1 Cursul comportamental de echilibru – *BEER*

Metoda se regăsește în lucrările lui Elbadawi (1994), Faruqee (1994), Clark și MacDonald (1998), precum și MacDonald (2000). Aceștia au estimat ecuații în formă redusă ale unor modele ce descriu relația dintre rata reală de schimb și o serie de variabile macroeconomice; apoi, au folosit ecuația rezultată din estimare la calculul ratei de echilibru pe termen scurt sau mediu. *BEER* reprezintă metoda de preferat în caz că modelele structurale nu prezintă credibilitate fiindcă surprind mișcările ratei reale de schimb în timp și nu doar cele pe termen mediu sau lung.

Punctul de plecare este tot condiția *UIP* (exprimată în termeni reali și ajustată pentru prima de risc variabilă în timp) și permite modelarea cursului real efectiv sau a celui bilateral. Astfel, folosind *UIP*, cursul real (q_t) exprimat ca prețul în monedă locală al unei unități externe poate fi scris:

$$q_t = \bar{q}_t - (r_t - r_t^*) + rp_t \quad (19)$$

unde \bar{q}_t reprezintă componenta sistematică (pe termen lung) a cursului real de schimb⁴⁷. Aceasta poate fi scrisă pe baza modelului stoc-flux al lui Frankel și Mussa (1986) astfel:

$$\bar{q}_t = f(NFA, TOT, RP) \quad (20)$$

unde *TOT* semnifică raportul de schimb și celelalte variabile au fost specificate anterior. Ca și în cazul abordării *FEER* pentru estimarea cursului de echilibru, variabila *NFA* este determinată de deciziile de economisire, respectiv investire, precum și de factori demografici sau fiscali – conform Masson și alții (1993).

În ceea ce privește prima de risc, Clark și MacDonald (1998) presupun că este funcție de datoria guvernamentală relativă (în țară față de afară). Bineînțeles, aici se pot aplica și alte abordări așa cum am văzut la modelul *ITMEER* a lui Wadhvani.

Deși Clark și MacDonald (1998) au plecat de la *UIP* în abordarea *BEER*, au apărut o mulțime de studii (în special ale FMI) care ignoră partea legată de *UIP* și se concentrează doar pe ecuația 18. Această simplificare este de preferat pentru țările în dezvoltare sau tranziție ținând cont de faptul că acestea nu au (sau nu au avut) contul de capital liberalizat și tocmai punctul de plecare al *BEER* nu era respectat. În orice caz, *BEER*-ul determinat astfel nu are nimic de suferit față de cel al Clark și MacDonald (1998) în ceea ce privește estimarea și determinarea cursului de echilibru.

Dacă în urma testelor de staționaritate se obține un curs real nestaționar, înseamnă că există o serie de variabile fundamentale care trebuie să fie și ele nestaționare și explică evoluția cursului real de schimb. În consecință, tehnica cointegrării (Engle-Granger, Johansen, *ARDL*)⁴⁸ ce permite testarea legăturii pe termen lung dintre mai multe variabile nestaționare este cadrul conceptual cel mai potrivit (având în vedere evoluția pe termen mediu și lung). Un set de variabile cointegrate poate evolua diferențiat temporar, însă va converge în timp către relația identificată pe termen mediu și lung. Prin estimarea ecuației de cointegrare se obțin parametrii variabilelor ce determină cursul real. În scopul determinării relației pe termen lung variabilele fundamentale cel mai des utilizate sunt (unele au fost deja reliefate):

- prețurile relative (*RP*),
- diferențialul de productivitate (*DIFW*),

⁴⁷ Prin scrierea în acest mod a așteptărilor cursului de schimb se poate pune în practică *UIP*.

⁴⁸ Clark și MacDonald folosesc cointegrarea Johansen ce permite estimarea mai multor vectori de cointegrare (nu doar unul ca în cazul celorlalte metode).

- diferențialul prețurilor relative (*DIFRP*),
- diferențialul real al ratei dobânzii (*DIFRIR*),
- activele externe nete ca pondere în PIB (*NFA*),
- soldul contului curent (*CA*),
- cheltuielile guvernamentale (*G*),
- raportul de schimb – *terms of trade* – (*TOT*),
- gradul de deschidere al economiei (*OPEN* – calculat, de regulă, ca sumă a importurilor și exporturilor raportată la PIB).

În esență, metodologia *BEER* presupune următoarele etape:

1. Selectarea unui grup de variabile cu potențial de determinare a cursului de schimb, denumite variabile fundamentale (explicative) – de regulă, variabile nestaționare;
2. Determinarea relației dintre rata reală și variabilele care o influențează prin diferite tehnici econometrice;
3. Implică estimarea valorilor de echilibru ale variabilelor fundamentale – o componentă pe termen mediu și una pe termen scurt cu ajutorul filtrului Hodrick-Prescott, Kalman, *Band Pass* sau al altor procedee statistice sau structurale;
4. Pe baza valorilor curente, a celor considerate sustenabile pe termen mediu sau a celor determinate anterior prin proceduri statistice și cu ajutorul relației obținută la punctul 2 se calculează cursul real de echilibru pe termen scurt, respectiv mediu; prin intermediul valorilor calibrate la nivelul sustenabil pe termen mediu se obține un curs de echilibru *BEER* pe termen mediu ce este similar celui estimat prin *FEER*;
5. Se compară rata reală cu rata de echilibru estimată, obținându-se deviația de la echilibru (deviația temporară, deviația pe termen mediu, precum și deviația totală).

Principalul neajuns al *BEER* a fost evidențiat de Stein (1999) ca fiind faptul că nu specifică modelul teoretic de la care se pornește, testându-se doar anumite variabile macroeconomice cu scopul găsirii unei relații pe termen lung între ele și cursul real de

schimb. Al doilea neajuns ține de puterea scăzută a testelor în cazul estimării pe eșantioane mici, în sensul că e foarte dificil să concluzionezi dacă o anumită serie de timp este sau nu nestaționară⁴⁹. Un alt dezavantaj al abordării este legat de dificultatea estimării componentei de echilibru a variabilelor fundamentale fiindu-se știut că abordările statistice, pe lângă faptul că nu surprind nici un fel de legături macroeconomice, au și anumite probleme specifice (de exemplu, la începutul și sfârșitul eșantionului, adică exact unde avem nevoie de mai multă precizie).

Principalul avantaj al acestei abordări este însă faptul că nu necesită cunoștințe despre mecanismul de transmisie al economiei – specificarea fiind ușor *ad hoc* comparativ cu *FEER* – și, de regulă, mai puține serii de timp decât *FEER* sau *NATREX*.

Comparativ cu metodologia *FEER*, în cazul *BEER* există posibilitatea ca variabilele fundamentale să nu fie la nivelul de echilibru pe termen lung, ci să devieze temporar, obținându-se astfel un curs de echilibru pe termen scurt. Pentru obținerea cursului de echilibru pe termen mediu abordarea *FEER* calibrează variabilele fundamentale la valori ce corespund echilibrului intern și extern, iar abordarea *BEER* poate fi și ea implementată în aceeași manieră calibrând variabilele la valori de echilibru, dar obținute prin aplicarea unor structuri normative (contul curent la nivel sustenabil, activele externe nete la nivel sustenabil, etc). În acest fel se obține o măsură a deviației pe termen mediu în locul deviației temporare (pe termen scurt), unde diferența dintre valorile *de facto* ale ratei reale și cele ajustate include și deviația valorilor fundamentale pe termen mediu (nivelul sustenabil). Deviația totală se obține prin calculul diferenței între cursul real și *BEER* calculat prin aplicarea de filtre statistice asupra variabilelor fundamentale. Acest tip de modele sunt mai adecvate pentru țările în curs de dezvoltare decât pentru țările industrializate.

3.4.2 Cursul permanent de echilibru – *PEER* (sau *APEER*)

Reprezintă un concept definit de Clark și MacDonald (2000); este un set de modele foarte apropiate ca abordare de *BEER*, fiind de fapt un derivat al acestora, distincția

⁴⁹ Această problemă prezintă o relevanță ridicată în cazul României. O soluție în acest caz ar fi să ne ghidăm după rezultate standardizate deja în literatură și/sau teorie în situația în care testele de rădăcină unitară nu sunt concludente.

principală constând în modul de calculare a componentei de echilibru (permanente). Astfel, *PEER* descompune cursul de schimb într-o componentă tranzitorie și una permanentă folosind diverse tehnici econometrice. Astfel, *PEER* este o metodă ateoretică ce nu încearcă în nici un fel să măsoare nivelul de echilibru al variabilelor fundamentale explicative, ci descompune direct cursul de schimb sau variabilele fundamentale folosind tehnici statistice tip Gonzalo-Granger sau Beveridge-Nelson.

3.4.2.1 Metode bazate pe descompunerea directă a cursului de schimb

Tehnica cea mai „brută” de estimare a cursului de echilibru este dată de abordarea *APEER* (*PEER* ateoretic). Aceasta presupune tehnici axate pe proprietățile statistice ale cursului de schimb (real sau nominal). Cursul de echilibru se poate obține prin aplicarea directă asupra cursului de schimb de filtre – Hodrick-Prescot, Kalman sau Band Pass – sau prin descompunerea Beveridge-Nelson (BN). Descompunerea BN (univariată sau multivariată) a fost aplicată de Huizinga (1987), Cumby și Huizinga (1990) și de Clarida și Gali (1994). Metodele univariate tind să arate o persistență foarte ridicată a cursului de schimb, însă prin folosirea celor multivariate imaginea devine alta reprezentând astfel un mesaj clar de utilizare și a altor variabile ca determinanți ai cursului de schimb și, totodată, de scepticism referitor la metodele univariate și/sau ateoretice.

3.4.2.2 Metodologia Gonzalo-Granger

Cursul de echilibru calculat conform acestei metodologii se obține direct din *BEER*, prin separarea factorilor permanenți de cei tranzitorii. Cursul de echilibru astfel calculat este mult mai puțin volatil dacă îl comparăm cu *BEER* fiindcă factorii permanenți identificați surprind trendul comun al variabilelor fundamentale integrate de ordinul unu.

Pentru detalii suplimentare vezi Anexa II.

3.4.3 Cursul virtual de echilibru (*Virtual Exchange Rates – VER*)

Este utilizat în estimarea cursului de echilibru în țările mai puțin dezvoltate și anume acolo unde există raționalizări ale încasărilor valutare, încasări ce merg direct la rezerva oficială a țării, control al comerțului și a accesului pe piața valutară. Rezultatul acestora este existența cursurilor duale: un curs al pieței „negre” și cursul oficial. Prin definiție, VER este cursul de schimb ce permite egalarea cererii nerestricționate de importuri cu constrângerile impuse de raționalizarea valutară.

Metodologia folosită în estimare este tot cea a cointegrării, articolul ce propune VER folosind procedura ARDL a lui Pesaran și Shin (1998)⁵⁰.

⁵⁰ Pesaran, H.M. și Y. Shin, (1998) – „An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration Analysis”, cap. 11 în S. Storm (Ed) „The Econometrics and Economic Theory in the 20th Century” (Cambridge, Cambridge University Press).

4. Datele utilizate și estimarea econometrică

Modelarea cursului de schimb este foarte dificilă și, în general, estimările cursului de echilibru sunt însoțite de un grad ridicat de incertitudine ca urmare a neobservabilității acestuia. Observația este și mai relevantă în cazul unei țări ca România unde seriile de timp sunt scurte și au o calitate slabă; pentru a depăși aceste probleme în cele de mai jos am estimat cursul de echilibru prin mai multe din metodele prezentate în capitolul anterior utilizând totodată și o multitudine de proceduri de estimare a echilibrului pe termen mediu-lung (relațiile de cointegrare). Totuși, estimările de mai jos trebuie interpretate cu precauție ținând cont de neajunsurile menționate.

O primă problemă e reprezentată de împărțirea economiei și a IPC în cele două sectoare: tradables și non-tradables. O tratare exhaustivă a distincției între sectoarele tradable și non-tradable în România nu este scopul acestei lucrări, însă majoritatea literaturii (Wyplosz și Halpern – 2001, Menzie D. Chinn – 1998) consideră industria ca tradables și serviciile ca non-tradables. Ca *proxy* pentru sectorul tradables am considerat industria, restul economiei reprezentând sectorul non-tradables⁵¹. Această primă împărțire este necesară pentru calcularea productivității aferente sectorului tradables.

Referitor la împărțirea produselor din coșul de consum în tradables și non-tradables se poate spune că abordarea utilizată este una „ad-hoc”. Astfel, am considerat ca tradables orice produs ce poate fi obiectul concurenței din exterior și în același timp, prețul său este stabilit liber pe piață. Prin urmare, în cazul României componenta non-tradables a IPC include serviciile și produsele cu prețuri reglementate, iar cea tradables restul coșului IPC (mărfuri alimentare și nealimentare, exclusiv cele cu prețuri reglementate); în cazul zonei euro serviciile au fost considerate non-tradables, iar restul HICP ca tradables – prețurile reglementate au o pondere mică și au fost ignorate.

⁵¹ Ce am inclus în sectorul non-tradables din România nu prezintă relevanță în cadrul acestei lucrări, din moment ce la estimare vom presupune că diferențialul de productivitate dintre România și zona euro este zero.

Variabilele utilizate în cadrul analizei econometrice sunt:

- *S_R* – cursul de schimb real leu-euro, medie trimestrială, calculat utilizând indicele prețurilor de consum atât din România (CPI) cât și zona euro (HICP). Creșterea *S_R* indică depreciere, iar scăderea apreciere;
- *WI_RO97* – productivitatea în industrie din România, sursa INS și calcule proprii. Baza fixă este decembrie 1996;
- *WI_EUR97* – productivitatea în industrie din zona euro, sursa Eurostat și calcule proprii. Baza fixă este decembrie 1996;
- *RP1_RO97* – prețul relativ al bunurilor din sectoarele non-tradable și tradable din România. Baza fixă este decembrie 1996;
- *RP_EUR97* – prețul relativ al bunurilor din sectoarele non-tradable și tradable din zona euro. Baza fixă este decembrie 1996;
- *NFA* – nivelul activelor externe nete (exprimate în EUR). Importanța activelor externe ca determinant al ratei reale de schimb a fost recent evidențiată de Lane și Milesi-Ferretti (2000). O țară cu un nivel ridicat al activelor externe nete poate finanța mai ușor un deficit de cont curent și poate suporta o pierdere a competitivității asociată cu o rată reală de schimb mai apreciată. Variabila este ajustată sezonier;
- *NFA_GDP* - ponderea activelor externe nete în PIB exprimat în moneda națională, în prețuri de piață; variabila s-a calculat ca pondere a stocului de la sfârșitul perioadei în PIB;
- *NFA_XM* - ponderea activelor externe nete în exporturi și importuri exprimate în EUR, în prețuri de piață; variabila s-a calculat ca pondere a stocului de la sfârșitul perioadei în suma importurilor și exporturilor;
- *OPEN* – gradul de deschidere a economiei, calculate ca raport între suma importurilor și exporturilor în PIB, seria este ajustată sezonier; această variabilă este un indicator al gradului de liberalizare a comerțului aproximând și influența tarifelor la import. După cum se știe o reducere a tarifelor de import este însoțită de o creștere a variabilei *OPEN*, deci în cadrul analizei teoretice efectul unei creșteri a variabilei *OPEN* va fi deprecierea cursului real de echilibru (o creștere a tarifelor are efectul invers, adică aprecierea ratei reale de echilibru).

- *NFABS* – nivelul activelor externe nete ale sistemului bancar (exprimate în EUR). Variabila surprinde evoluția fluxurilor de capital, inclusiv a celor cu caracter speculativ; este ajustată sezonier;
 - *NFABS_GDP* – ponderea activelor externe nete ale sistemului bancar în PIB;
- Testele de rădăcină unitară sunt standard (ADF, PP și KPSS) și au reliefat că toate variabilele de mai sus sunt nestaționare.

4.1 Metodologia folosită la estimarea cursului de echilibru

4.1.1 Abordarea printr-o singură ecuație

Eșantioanele mici limitează posibilitatea estimării prin sisteme (în special VAR) ca urmare a numărului foarte mare de parametri de estimat (pentru VAR cu 4 variabile, lag și constantă, 20 de parametri). Problema mărimii eşantionului este rezolvată parțial, dacă variabilele sunt cointegrate.

Prin estimarea bazată pe o singură ecuație numărul de parametri de estimat este sensibil redus, însă abordarea (i) impune stabilirea variabilelor slab exogene, pe baza cărora se va condiționa modelul și (ii) nu permite identificarea mai multor relații de cointegrare.

Engle, Hendry și Richard (1983) au arătat că se poate realiza o estimare eficientă chiar și condiționat de anumite variabile, dacă acestea sunt slab exogene⁵² pentru parametrii estimați. Dacă se stabilește că variabilele sunt integrate de ordinul unu I(1), testele de cointegrare pot fi utilizate pentru a stabili relația pe termen lung (în sens econometric) dintre rata reală și variabilele explicative prin rularea *OLS*.

⁵² O variabilă z_t dintr-un model este definită ca slab exogenă pentru estimarea unui set de parametri λ dacă inferența pentru λ condiționată de z_t nu implică pierderea de informații (nu este necesară specificarea exactă a densității lui z_t pentru analiza în cauză).

Cea mai simplă metodă de abordare printr-o singură ecuație este Engle-Granger (1987) – metodă în două etape. Prima etapă presupune estimarea prin *OLS* a ecuației (2) și testarea staționarității reziduurilor acestei ecuații, iar cea de-a doua etapa impune estimarea modelului cu corecție a erorii.

Modelul ECM are forma generală:

$$\Delta q_t = \alpha(q_{t-1} - \beta' \cdot Z_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \mu_i \cdot \Delta q_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \cdot \Delta Z_{t-i} + \theta \cdot D_t + \varepsilon_t \quad (21)$$

unde paranteza surprinde relația de cointegrare, α reprezintă viteza de ajustare către relația de echilibru pe termen lung, μ , γ și θ sunt parametri obținuți din estimare, p numărul de laguri, D_t include variabile dummy, iar ε este un șoc aleator.

Cu ajutorul ecuației 21 se poate determina rata reală de echilibru ca o funcție neobservată a variabilelor explicative, în jurul căreia rata reală din perioada analizată oscilează în timp. Se observă că dinamica pe termen scurt nu este puternic restricționată (cum se întâmplă în cazul celei pe termen lung), din moment ce reprezintă un model autoregresiv (*Autoregresiv Distributed Lag*) de ordin p , la care se adaugă și restricția de staționaritate.

Pentru că abordarea Engle-Granger prezintă o serie de probleme:

1. testul de cointegrare poate avea putere scăzută față de teste alternative;
2. estimatorii relației pe termen lung prezintă deviație de la medie;
3. semnificația statistică a parametrilor modelului static (t-statistic) poate fi ambiguă;

se folosesc alte metode de estimare care înlătură problemele anterioare: Engle și Yoo (1991) și *FMOLS* introdusă de Phillips-Hansen (1990). Engle și Yoo au propus o metodă în trei etape, care încearcă să diminueze neajunsurile de la punctele 2 și 3. Presupunând existența vectorului de cointegrare și exogeneitatea slabă a variabilelor din membrul drept din modelul EC, al treilea pas implică o corecție a estimatorilor din primul pas și asigurarea normalității distribuției acestora. Procedura *FMOLS* corectează bias-ul de endogeneitate care apare având în vedere că variabilele din membrul drept al ecuației nu

sunt strict exogene; în plus, estimarea FMOLS folosește proceduri non-parametrice pentru a corecta distribuția reziduurilor.

4.1.2 Abordarea prin VECM

Metodologia de cointegrare Johansen presupune că măcar o parte (nu neapărat toate) variabilele din vectorul de cointegrare nu sunt staționare și permite identificarea uneia (sau a mai multor) relații pe termen mediu și lung între serii ce sunt nestaționare (combinația liniară obținută fiind staționară). O prezentare detaliată a metodologiei Johansen nu este scopul acestei lucrări.

4.1.3 Abordarea prin filtrul Kalman

Permite estimarea ratei reale în cadrul unui model cu parametri variabili în timp, unde algoritmul de estimare are la bază filtrul Kalman respectând astfel într-o oarecare măsură critica lui Lucas.

Estimarea se face pe baza unei singure ecuații sau în cadrul unui sistem, parametrii estimați fiind variabili în timp (și caracterizați, de regulă, de reversibilitate la medie). Astfel, coeficienților variabilelor fundamentale ce determină rata reală li se permite să devieze de la media pe eșantion în timp, rata reală nefiind necesar să fie în echilibru stabil în perioada studiată. O asemenea formulare permite urmărirea efectelor schimbătoare ale diferitelor variabile macro asupra ratei reale de schimb.

Se pot defini mai multe procese pentru parametrii variabili în timp ai modelului (coeficienți recursivi, cu medie constantă, proces aleator cu și fără constantă, etc). Modelul (cu reversibilitate la medie) are forma:

$$s_t = x_t' \cdot \beta_t + v_t$$
$$\beta_{t+1} - \bar{\beta} = \Gamma(\beta_t - \bar{\beta}) + u_{t+1}$$

unde în afară de cele definite anterior, x_t este un vector ($n \times 1$) cu regresorii, Γ este o matrice ($n \times n$); v_t și u_t reprezintă șocuri. A doua ecuație este ecuația de stare și arată că deviația coeficienților de la media lor (valoarea de echilibru) descrie un proces autoregresiv (AR).

Tot în cadrul estimării prin filtrul Kalman se poate defini și cursul real de schimb de echilibru ca proces autoregresiv obținându-se astfel nu doar variabilitatea coeficienților în timp, ci și a cursului real.

4.2 Estimarea prin PPC

După cum se poate observa în graficul 1, în perioada 1998-2004, cursul real calculat conform versiunii absolute a PPC este puternic subevaluat, însă se încadrează pe un ușor trend descendent (de apreciere) către nivelul de echilibru dat de PPC absolut. Acest nivel nu va fi atins decât atunci când prețurile din România le vor egala pe cele din zona euro⁵³ și/sau cursul nominal se va aprecia substanțial, astfel încât cursul real de schimb să tindă către valoarea dată de PPC. Această tendință se va manifesta pe o perioadă foarte lungă (zeci, poate chiar sute de ani) și va fi întărită de procesul de convergență reală și nominală către zona euro.

Interesant de notat aici este faptul că rata reală de schimb calculată prin prețurile bunurilor de consum este în mod sensibil mai apreciată comparativ cu cea calculată cu prețurile serviciilor. Astfel, ne putem aștepta ca în viitor, datorită procesului de *catching-up*⁵⁴ precum și manifestării efectului HBS, prețurile serviciilor să crească mult mai mult comparativ cu prețurile bunurilor de consum – existând un decalaj foarte mare (în prezent) între prețurile serviciilor și cele corespunzătoare din zona euro⁵⁵ (a se vedea graficele 2 și 3 cu nivelul prețurilor față de UE15). Prin urmare, creșterile de prețuri ale serviciilor se vor

⁵³ Am luat ca proxy pentru zona euro primele 15 țări ale UE (UE15)

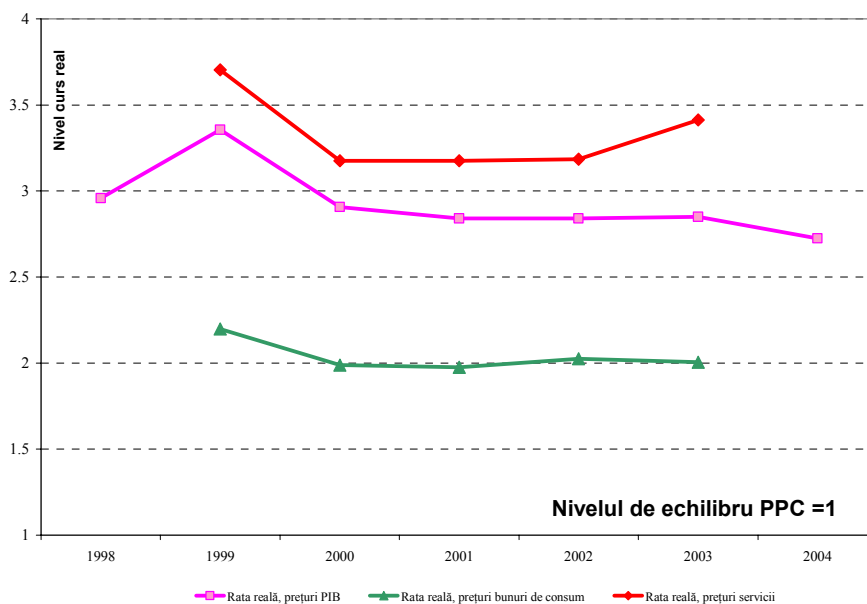
⁵⁴ În acest context, procesul de *catching-up* implică și creșteri de prețuri administrate prin alinierea acestora la nivelul din UE.

⁵⁵ Vezi și capitolul referitor la efectul HBS

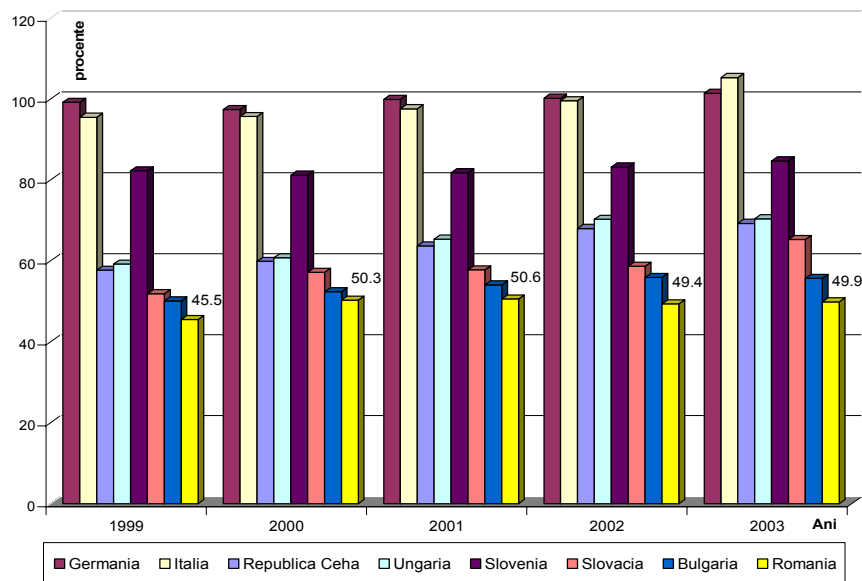
situa peste cele ale bunurilor de consum inducând presiuni inflaționiste suplimentare la nivelul IPC agregat.

Cum prețurile în România sunt de cca. 3 ori mai mici decât cele din zona euro, versiunea absolută a PPC implică și un curs nominal de schimb mult depreciat față de nivelul de echilibru corespunzător. O tendință normală ar fi ca simultan cu creșterea prețurilor să se manifeste și fenomenul de apreciere nominală a cursului de schimb; din perspectiva PPC, această apreciere pe termen lung este una de echilibru.

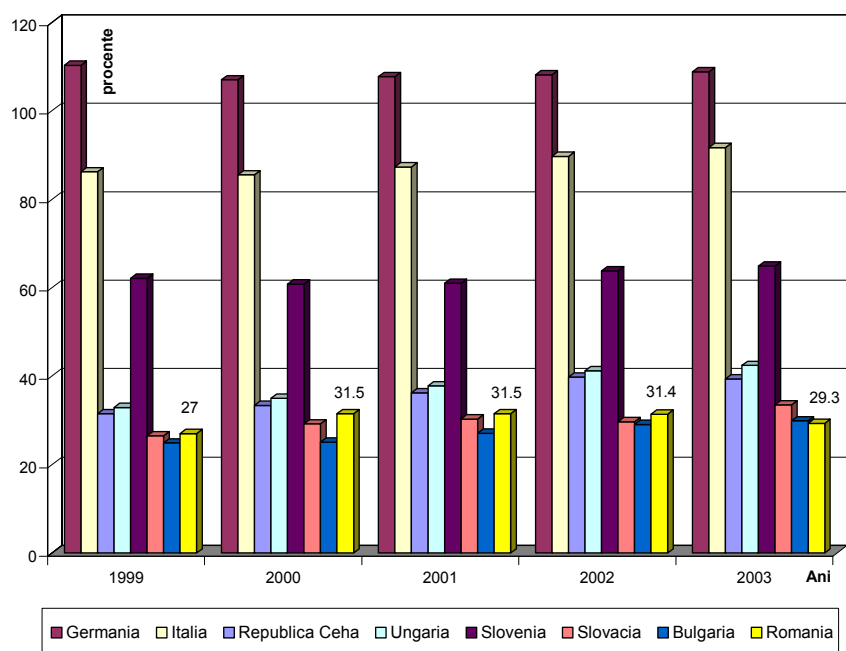
Grafic 1 Cursul de schimb real – PPC, versiunea absolută (România față de UE15)



Grafic 2 Comparație a nivelului prețurilor pentru bunurile de consum (UE15=100)



Grafic 3 Comparație a nivelului prețurilor pentru servicii (UE15=100)



Referitor la versiunea relativă a PPC, în cazul României cursul real de schimb calculat prin IPC nu este constant – nici măcar staționar după cum se poate observa în tabelul 1 –, ci prezintă un trend clar de apreciere în perioada 1997–2005 (trendul de apreciere este mult mai evident dacă studiem cursul real începând cu anul 1991 – vezi și graficul 8). Prin urmare, nici versiunea relativă a PPC nu se verifică în România. Explicațiile pentru invalidarea versiunii relative a PPC au fost oferite în prezentarea teoretică, ele fiind valabile și în cazul României. Ar mai fi de adăugat aici faptul că testele de staționaritate sau de cointegrare pentru a testa validitatea PPC se fac pe perioade lungi de timp, aceste serii nefiind disponibile în cazul României. După cum se poate observa și în tabelul 1 puterea testelor de rădăcină unitară a crescut prin adăugarea perioadei 1991-1996.

Atât în capitolul următor, cât și în cel de estimare a cursului prin metodologia *BEER* vor fi oferite explicații suplimentare referitoare la trendul de apreciere reală a cursului de schimb RON/EUR.

Tabel 1 Teste de staționaritate a cursului real de schimb RON/EUR (S_R)

Serii lunare	1997 - 2005					1991 - 2005				
	ADF	Prob.	PP	Prob.	KPSS	ADF	Prob.	PP	Prob.	KPSS
S_R nivel	-2.43	0.14	-2.51	0.12	0.63**	-2.15	0.23	-2.13	0.23	1.09*
S_R prima diferență	-8.96	0.00	-8.99	0.00	0.11	-4.11	0.00	-15.49	0.00	0.19
Serii trimestriale										
S_R nivel	-2.73	0.08	-2.73	0.08	0.53**	-2.10	0.25	-2.15	0.23	0.77*
S_R prima diferență	-5.78	0.00	-5.78	0.00	0.15	-8.99	0.00	-8.91	0.00	0.07

** indică relevanță la nivel de 5%

* indică relevanță la nivel de 1%

O altă explicație a deviațiilor de la PPC (relativă sau absolută) este dată de existența prețurilor administrate, care au o pondere ridicată în coșul de consum (în 1998 ponderea era de 9 la sută, iar în 2005 a ajuns la 22 la sută – media este de cca. 17 la sută pe toată perioada). După cum am evidențiat deja în graficele 1 și 3 prețurile serviciilor sunt mult mai mici decât cele din zona euro în condițiile în care acestea sunt reglementate în proporție de 50% în coșul de consum al IPC. Până în prezent, procesul de integrare în UE a fost acompaniat de creșteri substanțiale ale prețurilor administrate pentru a permite alinierea la prețurile din UE sau acoperirea costurilor.

Cu certitudine, dacă aceste prețuri ar fi lăsate libere creșterea lor ar fi (fost) mult mai rapidă și aprecierea cursului real de schimb ar fi fost mult mai accentuată.

4.3 Estimarea prin HBS extins

În cele ce urmează, chiar dacă vom studia **modelul HBS extins**, nu ne propunem să studiem efectul cererii asupra cursului real de schimb, ci să estimăm efectul HBS pentru România din perspectiva integrării în UE și a procesului de convergență în desfășurare, convergență ce va continua și după integrarea în UE (sau UEM).

Înainte de a trece la estimarea propriu-zisă a efectului HBS, trebuie testate ipotezele pe care se bazează fenomenul în cazul României. Așa cum am menționat și la prezentarea teoretică a mecanismului HBS, cea mai importantă ipoteză este cea legată de egalizarea salariilor între cele două sectoare ale economiei (este suficient și ca decalajul dintre salariile din cele două sectoare să fie staționar).

4.3.1 Testarea ipotezelor modelului HBS

Prima ipoteză (și anume cea referitoare la creșterea mai rapidă a productivității în tradables decât în non-tradables) nu a mai fost studiată aici deoarece am presupus că productivitatea din sectorul non-tradables crește cu același ritm atât în România cât și în zona euro și, în acest caz, tot ce ne mai interesează este diferențialul de productivitate dintre sectoarele tradables ale celor două țări. Deși ipoteza aceluiasi ritm este destul de dură, în realitate nu am avut de ales datorită lipsei datelor de productivitate în sectorul non-tradables al României la o frecvență mai mare decât anuală.

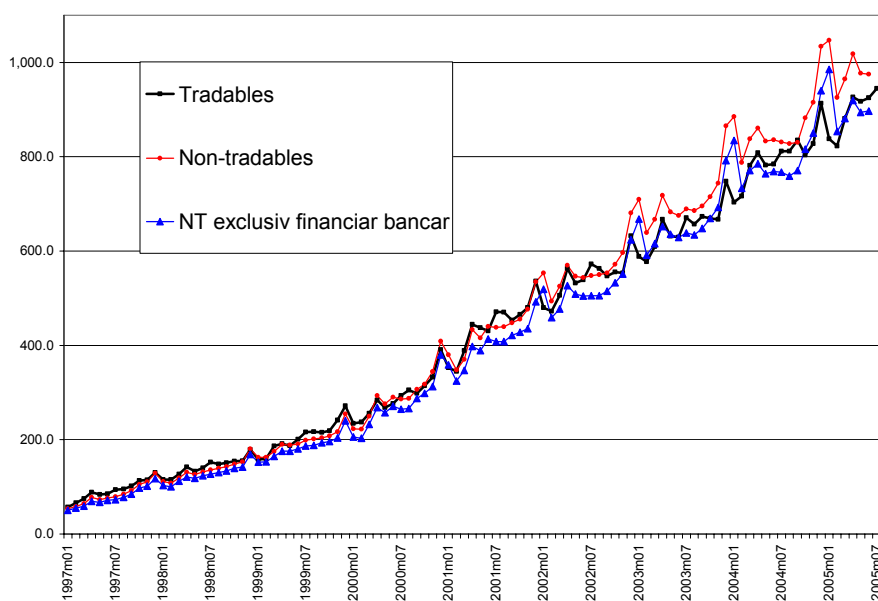
Referitor la competitivitatea pieței muncii trebuie spus încă de la început că există motive destul de serioase ce ar justifica o îndepărtare de la această ipoteză, și anume:

- Fiecare din cele două sectoare necesită anumite calificări pentru a accede în ele (îndemânări specifice fiecărui sector);
- În perioada de tranziție, România a trecut prin modificări structurale considerabile, prin urmare mecanismul pieței încă nu funcționează așa cum ar trebui.

Ținând cont de limitările anterioare am calculat două tipuri de salarii medii corespunzătoare sectorului non-tradables: (i) cel conform definiției din această lucrare și (ii) unul care exclude din definiția anterioară salariile sectorului financiar-bancar; acestea din urmă au avut cea mai accelerată dinamică în perioada studiată. Ritmul de creștere mult mai accentuat al salariilor din domeniul financiar-bancar este datorat în special restricțiilor (studii superioare în domeniul economic) în ceea ce privește accesul la profesii din acest domeniu. Dinamica salariilor din financiar-bancar s-a accelerat începând cu 2001, adică odată cu creșterea puternică a creditului către sectorul privat (în special populație), deci se poate să existe creșteri semnificative de productivitate ce au permis măriri salariale (având în vedere și creșterea profiturilor). Dacă aceasta a fost evoluția, atunci creșterile de productivitate din sectorul bancar contribuie la deprecierea cursului real prin faptul că nu fac presiuni asupra prețurilor. Totodată, serviciile bancare pot fi excluse din sectorul non-tradables pentru că ponderea lor în coșul IPC este foarte mică, eventualele câștiguri de productivitate putând fii ignorate ca urmare a lipsei vreunui efect asupra IPC.

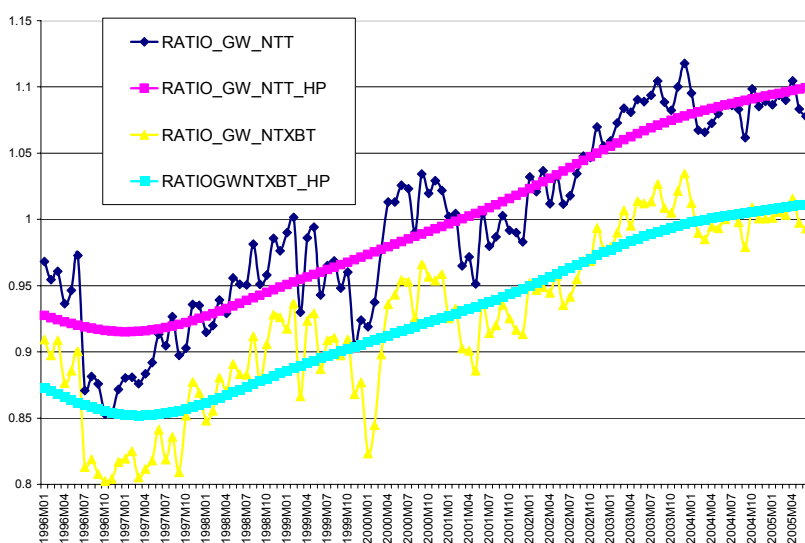
În graficul 4 se observă o tendință de egalizare a salariilor din sectorul tradables cu cele din sectorul non-tradables (tendința este mai pronunțată dacă excludem serviciile financiar-bancare din non-tradables).

Grafic 4 Evoluția salariilor nominale brute din sectoarele economiei, serii neajustate sezonier

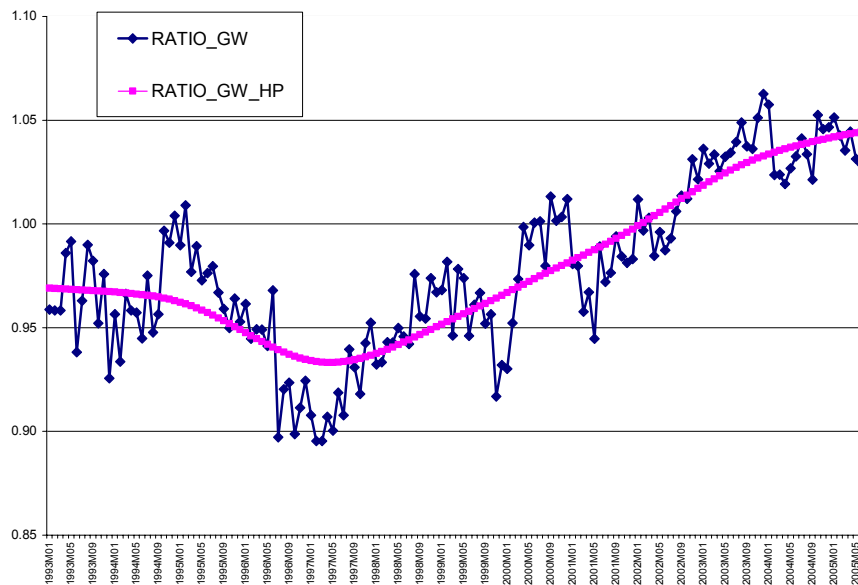


O abordare relativ simplă ce permite testarea tendinței de egalizare a salariilor din cele două sectoare este și testarea staționarității diferențialului inter-sectorial de salarii – spre deosebire de inspecția vizuală realizată anterior. Însă, datorită faptului că în cea mai mare parte în cadrul perioadei analizate salariile din non-tradables s-au situat sub cele din tradables, testarea staționarității nu mai este procedura de dorit pentru că ne așteptăm să existe o creștere mai accelerată a salariilor din non-tradables care să permită recuperarea decalajului și să evidențieze egalizarea. Această tendință este reliefată prin calcularea salariilor relative (raportul dintre salariile din non-tradables față de cele din tradables, etc) – vezi graficele 5 și 6.

Grafic 5 Evoluția salariilor relative din sectoarele economiei (calculate din serii ajustate sezonier)



Grafic 6 Raportul salariilor din economie/industrie (calculate din serii ajustate sezonier)

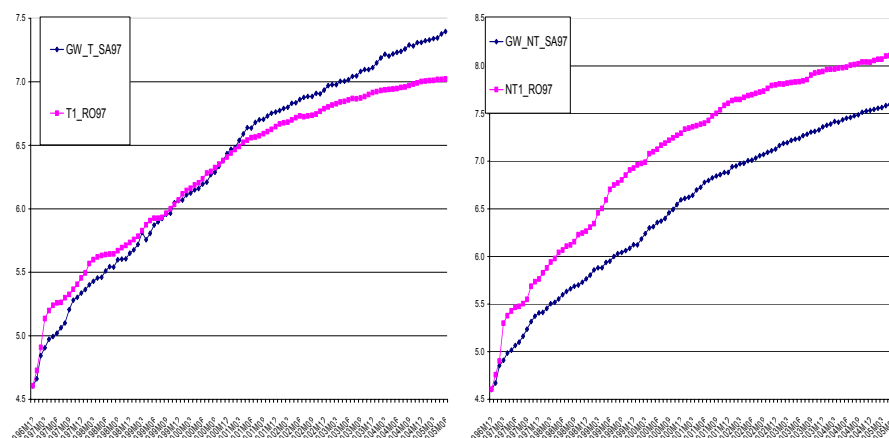


În graficul 6 a fost calculat raportul dintre salariile din economie și cele tradables pentru a surprinde mai bine evoluția salariilor din sectoarele tradables, respectiv non-tradables⁵⁶ (am considerat salariile din economie ca medie ponderată a salariilor din cele două sectoare). Astfel, se observă că în perioada 1993-2000 salariile din non-tradables erau, de regulă, mai mici decât cele din tradables, cea mai mare diferență între ele înregistrându-se la sfârșitul anului 1996 și începutul lui 1997; începând cu anul 2000 salariile se egalizează, pentru ca din 2003 cele din non-tradables să le întrecă pe cele din tradables.

Chiar dacă am observat că în perioada analizată s-a manifestat o tendință de egalizare a salariilor din tradables, respectiv non-tradables, trebuie să vedem și în ce măsură creșterile salariale din sectorul non-tradables au dus la creșterea prețurilor din acest sector. Această ipoteză o vom testa cu ajutorul graficului 7.

⁵⁶ Am apelat la această modalitate datorită lipsei de date referitoare la salariile din non-tradables începând cu anul 1993.

Grafic 7 Salariile și prețurile din tradables (stânga), respectiv non-tradables (dreapta) – în logaritm



Analiza grafică ne arată că salariile din tradables au crescut într-un ritm mult mai alert decât prețurile tradables, tocmai pentru că sporurile de productivitate înregistrate în acest sector au permis asemenea evoluții. În sectorul non-tradables nu a avut loc aceeași evoluție, datorită faptului că agenții din acest sector au fost nevoiți să mărească prețurile cel puțin în același ritm cu salariile pentru a-și menține *mark up*-ul.

Pentru a stabili dacă cursul de schimb nominal RON/EUR este determinat doar de prețurile bunurilor tradables vom studia staționaritatea ratei reale calculată cu prețuri tradables. Deși testele de rădăcină unitară a cursului real de schimb RON/EUR calculat cu T1 (din tabelul 2) indică staționaritatea acestuia, confirmând astfel verificarea PPC pentru bunurile tradables, rezultatele obținute trebuie interpretate cu precauție având în vedere seria scurtă de date avută la dispoziție pentru efectuarea testelor și, implicit, puterea scăzută a testelor de rădăcină unitară.

Tabel 2 Teste de staționaritate a cursului real de schimb RON/EUR (calculat cu T1)

	1997 - 2005				
Serii lunare	ADF	Prob.	PP	Prob.	KPSS
S_R nivel	-5.68	0.00	-3.38	0.01	0.06
S_R prima diferență	-9.67	0.00	-9.98	0.00	0.16
Serii trimestriale					
S_R nivel	-2.68	0.09	-4.06	0.00	0.07
S_R prima diferență	-5.42	0.00	-5.39	0.00	0.15

** indică relevanță la nivel de 5%

* indică relevanță la nivel de 1%

4.3.2 Scurt comentariu privind aprecierea cursului de schimb calculat prin prețuri tradables

Lommatzsch și Tober (2002), Egert și alții (2003) și Egert (2004) evidențiază faptul că în țările în tranziție se constată un trend de apreciere reală nu doar în cazul cursului de schimb calculat prin IPC (S_R), ci și în cazul celui calculat prin IPPI – S_IPPI_R (se presupune că evoluția IPPI este puternic legată de prețurile mondiale, acest indice fiind deseori luat ca proxy pentru prețurile bunurilor tradables). Efectul HBS nu poate explica aprecierea cursului de schimb real calculat prin IPPI din două motive: (i) pentru că PPC pentru bunurile tradables trebuie să se verifice – ceea ce implică staționaritatea cursului real calculat prin IPPI și (ii) pentru că mecanismul de transmisie al HBS se face prin intermediul prețurilor non-tradables, neafectând astfel cursul real de schimb calculat prin prețurile tradables.

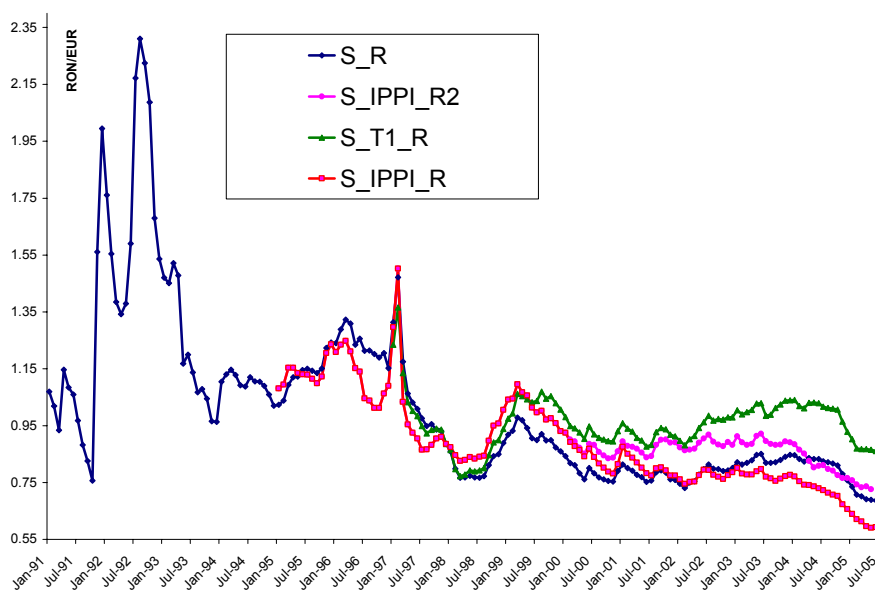
Egert (2004) și Egert și Lommatzsch (2003) menționează ca explicații ale acestui fenomen următoarele:

- a) Existența unei subevaluări puternice a cursului real deflatat cu prețuri tradables la începutul tranziției către economia de piață;
- b) Câștigurile de productivitate din tradables duc la creșterea cererii externe și interne pentru acestea, ceea ce va permite producătorilor creșterea prețurilor;
- c) Aprecierea cursului de schimb nominal bazată pe așteptări privind câștiguri de productivitate viitoare.

Spre deosebire de Egert (2004) aș sublinia că este foarte importantă și distincția între IPPI pentru piața internă/externă; în acest sens e mai mult decât sugestiv cazul României unde dispunem de date (după anul 2000) pentru ambele tipuri de piețe și se poate observa clar o apreciere mult mai redusă a cursului real de schimb calculat cu IPPI pentru piața externă (S_IPPI_R2). În plus, trendul de apreciere este aproape inexistent în cazul cursului real de schimb calculat cu prețurilor tradables T1 (din coșul IPC) utilizate în prezenta lucrare pentru estimări.

În concluzie, este important și ce măsură a prețurilor tradables se ia în considerare în formularea ipotezelor și testarea mecanismului HBS.

Grafic 8 Cursul real de schimb calculat cu diverși deflatori



Tabel 3 Teste de staționaritate a cursului real de schimb RON/EUR (calculat cu IPPI intern și extern – S_IPPI_R)

Serii lunare	1997 - 2005					1995 - 2005				
	ADF	Prob.	PP	Prob.	KPSS	ADF	Prob.	PP	Prob.	KPSS
S_R nivel	-2.26	0.19	-2.00	0.29	1.02*	-1.59	0.49	-1.23	0.66	1.17*
S_R prima diferență	-8.72	0.00	-10.63	0.00	0.06	-10.67	0.00	-11.49	0.00	0.06
Serii trimestriale										
S_R nivel	-1.72	0.41	-1.57	0.49	0.72**	-0.75	0.82	-1.20	0.67	0.74*
S_R prima diferență	-3.39	0.02	-6.94	0.00	0.05	-3.45	0.02	-7.51	0.00	0.06

** indică relevanță la nivel de 5%

* indică relevanță la nivel de 1%

4.3.3 Rezultatele estimării efectului HBS extins

Estimarea efectului HBS s-a făcut prin testarea de relații de cointegrare pentru ambele mecanisme (atât cel intern, cât și cel extern). Testarea mecanismului intern de

transmisie (efectul BB) presupune existența unei relații de cointegrare între productivitatea muncii din tradables și prețurile relative. Între aceste două serii ar trebui să existe o legătură pozitivă, în sensul că o creștere a productivității muncii ar trebui să determine majorarea prețurilor relative. Relația obținută prin procedura *Johansen* este prezentată mai jos (ecuația 22). Deși, în funcție de specificarea vectorului de cointegrare și numărul de lag-uri ales de diferite criterii, coeficientul variază între 0.9 și 1.5 mai jos am ales relația în care coeficientul este 1.2 deoarece prin aplicarea procedurii Engle-Granger se obține același coeficient. O verificare în plus a robusteții estimării a fost realizată prin estimarea relațiilor pe serii cu frecvență lunară, obținându-se rezultate foarte apropiate.

$$\text{LOG}(\text{RP1_RO97}) = 1.2 * \text{LOG}(\text{WI_RO97}) + 0.34 \quad (22)$$

Imposibilitatea respingerii ipotezei cum că majorările de productivitate se translatează complet în creșteri ale prețurilor relative e indicată de testul *Chi-square*(1)=1.91 (probabilitate de 0.17). Coeficientul unitar sau supraunitar al productivității muncii în industrie este plauzibil în cazul României, fiindcă așa cum am văzut la testarea ipotezelor HBS, salariile din non-tradables au fost mai mici decât cele tradables în perioada 1997-2001 și tendința de egalizare implică manifestarea efectului de *catch-up* – majorării productivității muncii din tradables corespunzându-i o creștere mai puternică a prețurilor sectorului non-tradables.

Testarea mecanismului extern de transmisie presupune următoarele: o creștere mai rapidă a productivității în țară față de zona euro conduce la creșterea diferențialului prețurilor relative⁵⁷, care, la rândul lui va determina aprecierea în termeni reali a monedei naționale. Testarea mecanismului se face:

- prin căutarea a două relații de cointegrare – una între diferențialul de productivitate a muncii și cel al prețurilor relative și alta între diferențialul prețurilor relative și cursul real de schimb (S_R) sau

⁵⁷ Diferențialul e calculat pe relația dintre România și zona euro.

- Direct, ca în majoritatea studiilor, prin căutarea unei relații de cointegrare –
 - (i) între diferențialul de productivitate a muncii și cursul real de schimb sau
 - (ii) între diferențialul prețurilor relative și cursul real de schimb.

Într-o primă fază am testat versiunea externă a HBS prin estimarea unui model *VECM* (procedura Johansen) și căutarea a două relații de cointegrare (procedura Engle-Granger nu s-a putut utiliza pentru verificarea robusteții fiindcă aceasta nu permite estimarea mai multor vectori de cointegrare); rezultatele sunt prezentate în tabelul 4⁵⁸ și ele confirmă prezența efectului HBS în cazul României.

Tabel 4 Versiunea externă a efectului HBS în cadrul unui model VEC trivariat

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
LOG(S_R(-1))	1	0
LOG(RP1_RO97(-1))-LOG(RP_EUR97(-1))	0.54 (0.10)	1.00
LOG(WI_RO97(-1))-LOG(WI_EUR97(-1))	0.00	-1.19 (0.11)
C	-0.23	-0.73

*testele Trace și Max Eig detectează 2 relații de cointegrare la nivel de 1%

Coeficienții obținuți sunt plauzibili din punct de vedere teoretic și semnificativi statistic. În contextul modelului, testul $Chi-square(1)=0.8$ (probabilitate asociată de 0.4) ne indică că nu putem respinge ipoteza că diferențialul de prețuri relative se translatează complet în apreciere de echilibru a cursului de schimb; cu toate acestea în cele ce urmează vom utiliza coeficientul din tabelul 4. Referitor la coeficientul diferențialului de productivitate (supraunitar) rămâne valabilă discuția de la ecuația 22.

În cea de-a doua fază am testat dacă există o influență directă a celor două diferențiale asupra cursului real de schimb prin relații de cointegrare bivariate. De regulă, majoritatea studiilor folosesc unul din aceste două diferențiale ca *proxy* pentru efectul HBS atunci când se estimează cursul de echilibru. Prin estimarea relațiilor de cointegrare am încercat să vedem și în ce măsură utilizarea unor asemenea variabile ca *proxy* este posibilă în cazul României. Au fost găsite relații de cointegrare atât prin procedura Engle-Granger,

⁵⁸ Același model a fost estimat și pe serii lunare rezultând coeficienți apropiați ca valoare.

cât și prin procedura Johansen pentru ambele variante⁵⁹. Coeficienții obținuți prin EG sunt relativ apropiați de cei rezultați din estimarea Johansen, însă ultimii ar fi de preferat pentru că probabilitatea ca primii să devieze de la medie este mai mare. Ar mai fi de precizat aici și faptul că relația dintre cursul de schimb și diferențialul prețurilor relative nu este atât robustă precum este cea dintre curs și diferențialul de productivitate; procesul de liberalizare a prețurilor de la începutul anului 1997 ar putea fi una dintre explicații.

Este foarte probabil ca, pentru relațiile de cointegrare bivariate, estimarea să sufere de problema variabilei omise (deoarece există și alți determinanți ai cursului de schimb) și, prin urmare, coeficienții estimați să fie *biased*.

Tabel 5 Versiunea externă a efectului HBS în cadrul unor modele bivariate

Coeficientul diferențialului de	Rezultat prin estimare		Media
	Johansen	EG	
productivitate	-0.56	-0.32	-0.44
prețuri relative	-0.25	-0.29	-0.27

Pentru detalii referitoare la cuantificarea efectului HBS în cazul României, a se vedea Anexa IV.

4.3.4 Cursul de echilibru corespunzător efectului HBS extins

Relațiile de cointegrare identificate mai sus permit și calcularea cursului de echilibru; astfel, vom calcula următoarele nivele de echilibru:

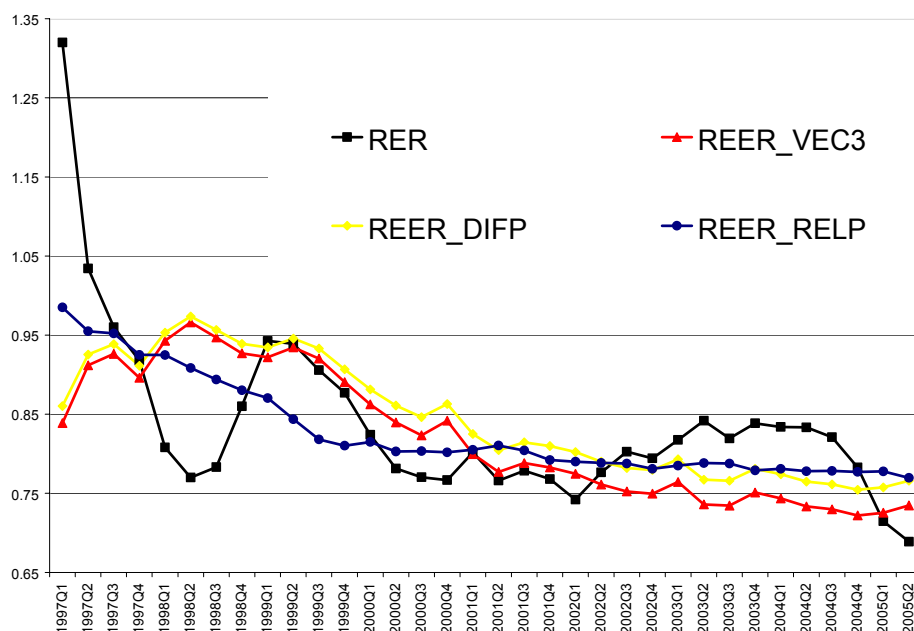
1. rezultat din modelul VECM trivariat cu două relații de cointegrare (REER_VEC3)
2. rezultat din relația directă dintre cursul de schimb și diferențialul de productivitate (REER_DIFP)
3. rezultat din relația directă dintre cursul de schimb și diferențialul de prețuri relative (REER_RELP)

⁵⁹ În tabelul 5 sunt prezentați coeficienții rezultați prin estimare.

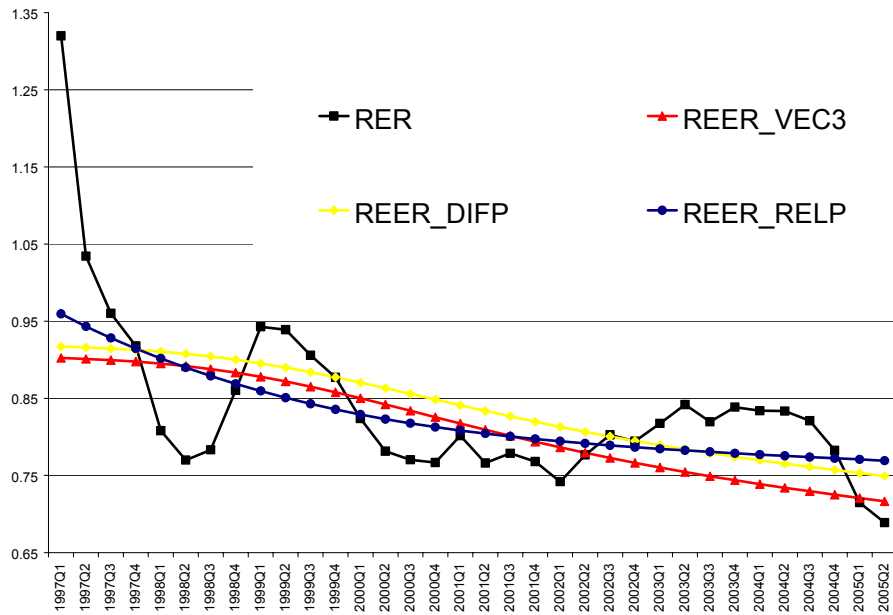
Cele trei nivele de echilibru definite anterior vor fi calculate atât pe termen scurt, cât și pe termen lung (vezi definițiile din cap. 2.3, precum și graficele 9 și 10). Pentru a vedea care este evoluția trendului pe termen mediu am utilizat filtrul Hodrick-Prescott. Variabilele fundamentale includ atât componente permanente cât și tranzitorii. Componentei permanente îi corespunde un trend stocastic de bază pe care l-am determinat cu ajutorul filtrului Hodrick-Prescott, însă trebuie avut în vedere faptul că acesta este o procedură mecanică ce nu corespunde neapărat și echilibrului intern. La construirea în acest mod a curbei se presupune că parametrilor estimați nu li se aplică critica lui Lucas și se folosesc valorile netezite ale variabilelor explicative.

Comment [U9]: Comentarii... pentru grafice

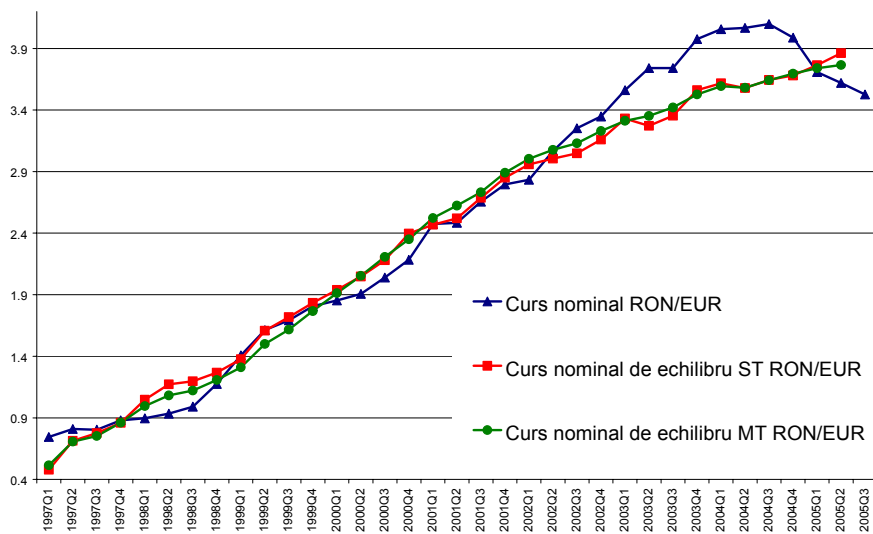
Grafic 9 Cursul real de echilibru pe termen scurt (conform HBS)



Grafic 10 Cursul real de echilibru pe termen lung (conform HBS)



Grafic 11 Cursul nominal de echilibru (conform HBS)



4.4 Estimarea prin BEER

În cazul modelului HBS prezentat anterior, singurii determinanți ai cursului de echilibru erau diferențialul de productivitate, precum și prețurile relative (acestea din urmă tot datorită diferențialului de productivitate). În cele ce urmează vom încerca să identificăm și alți determinanți ai cursului real de schimb și să vedem în ce măsură sunt relevanți pentru estimarea nivelului de echilibru al cursului de schimb.

Între valorile *de facto* ale ratei reale de schimb și variabilele fundamentale am estimat următoarea relație:

$$q_t = \beta' \cdot Z_t + u_t \quad (17)$$

unde q_t reprezintă cursul real, β este un vector cu parametrii modelului și Z setul de variabile explicative considerate, iar u_t un șoc aleator. Pentru determinarea cursului de echilibru este necesară estimarea vectorului β fie printr-o regresie simplă *OLS* a cursului real (cazul cu o singură ecuație) sau prin estimarea unui *VAR* (cazul *VECM*) și alegerea nivelului consistent cu evoluția pe termen lung al variabilelor din Z .

În cazul metodologiei *BEER* am estimat următoarele modele:

- modele pe baza unei singure ecuații: metodologia Engle-Granger (model de corecție a erorilor), metodologia Phillips-Hansen și metodologia *ARDL*;
- model cu vectori de corecție a erorilor (*VECM*).

Pe baza rezultatelor estimărilor a fost calculat atât cursul de echilibru pe termen scurt (pe baza valorilor efective ale variabilelor fundamentale Z) cât și cursul de echilibru pe termen mediu (utilizând valorile de echilibru – obținute pe baza filtrului Hodrick-Prescot – ale variabilelor fundamentale).

4.4.1 Metodologia Engle-Granger (EG)

Modelul a fost construit folosind date trimestriale, pentru perioada 1997, trim. I – 2005, trim. II. Testele pentru determinarea staționarității, arată că seriile utilizate sunt I(1). (variabilele fundamentale au fost alese pe criterii teoretice) Ponderea în PIB a activelor externe nete ale sistemului bancar este un proxy pentru intrările de capital și, implicit, pentru presiunea de pe piața valutară.

Rezultatele regresiei OLS din prima etapă sunt prezentate mai jos:

$$\text{LOG(S_R)} = -0.57 - 0.12 \cdot (\text{LOG(RP1_RO97)} - \text{LOG(RP_EUR97)}) + 0.01 \cdot \text{OPEN} - 0.08 \cdot \text{NFABS_GDP} \quad (18)$$

Reziduurile ecuației (18) sunt staționare conform rezultatelor din tabelul 6, ceea ce ne permite să concluzionăm că variabilele anterioare sunt cointegrate din moment ce o combinație liniară de variabile nestaționare devine staționară, relația acestora pe termen lung fiind dată chiar de ecuația anterioară.

Tabel 6 Teste de unit root pentru reziduurile ecuației EG

	Perioada 1997 - 2005					
	ADF	Prob.	PP	Prob.	KPSS	CV (la 10%)
ECT_BEER_OK nivel	-3.09*	0.00	-3.09*	0.00	0.06	0.35

** indică relevanță la nivel de 5%

* indică relevanță la nivel de 1%

Rezultatul estimării modelului cu corecție a erorii este:

Dependent Variable: D(LOG(S_R))				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ECT_BEER_OK(-1)	-0.52	0.14	-3.68	0.00
D(LOG(S_R(-2)))	0.28	0.13	2.27	0.03
D(NFABS_GDP)	-0.07	0.02	-4.18	0.00
D(OPEN)	0.01	0.00	4.22	0.00

Conform rezultatelor ecuației de cointegrare Engle-Granger obținem că la o modificare cu un procent a gradului de deschidere al economiei va avea loc o depreciere a ratei de echilibru de unu la sută, unei creșteri cu unu la sută a raportului între prețurile non-tradabile și prețurile tradabile (*proxy* pentru efectul HBS) îi corespunde o apreciere a ratei reale cu 0,12 la sută, iar o sporire cu un procent a ponderii în PIB a activelor internaționale nete ale sistemului bancar determină o apreciere a ratei de echilibru cu 8 la sută.

În graficul 12 este desenată rata de echilibru pe termen scurt (S_R_BEER_OK), iar în graficul 13 rata pe termen lung (trendul variabilelor fundamentale a fost determinat cu ajutorul filtrului Hodrick-Prescott).

Aceste valori ajustate reprezintă echilibrul, în sensul că ele reflectă ajustarea completă a ratei reale la setul de variabile fundamentale identificat și prin urmare, nivelul estimat al ratei reale este consistent cu variabilele economice fundamentale. Mișcările neexplicate ale ratei reale sunt o măsură a deviației de la echilibru, fiindcă reflectă “comportamentul” cursului real, ce nu poate fi explicat de variabilele fundamentale ci mai degrabă de factori temporari sau aleatori neobservați.

Viteza de ajustare către echilibrul pe termen mediu rezultat din relația de cointegrare (-0,52) este semnificativă din punct de vedere statistic și implică un timp de înjumătățire de 1,4 trimestre. Viteza de ajustare indică o convergență rapidă către echilibrul pe termen mediu-lung. Astfel, dacă variabilele fundamentale din perioada anterioară impun o rată reală mai mare (mai mică) decât cea observată, în perioada curentă rata reală va avea tendința de depreciere (apreciere) către rata de echilibru estimată prin intermediul vectorului de cointegrare.

4.4.2 Metodologiile Engle-Granger-Yoo, Phillips-Hansen și ARDL

Ecuția rezultată prin aplicarea procedurii Engle-Granger-Yoo (EGY) este:

$$\text{LOG(S_R)} = -0.4 - 0.11 * (\text{LOG(RP1_RO97)} - \text{LOG(RP_EUR97)}) + 0.007 * \text{OPEN} - 0.05 * \text{NFABS_GDP} \quad (19)$$

Se poate observa că relația obținută prin procedura EGY nu diferă foarte mult de cea rezultată din EG în ceea ce privește magnitudinea coeficienților; însă, dacă prin estimarea EG toți coeficienții obținuți erau semnificativi din punct de vedere statistic, prin EGY relevanța coeficientului diferențialului de prețuri relative scade (*t statistic* de 0,98) ca urmare a creșterii deviației standard.

Ecuția obținută prin FMOLS este:

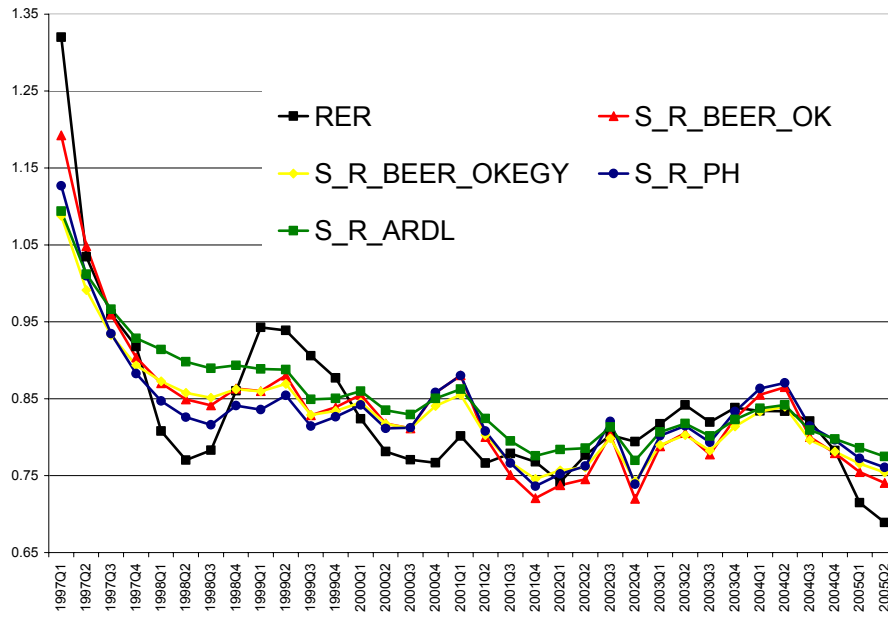
$$\text{LOG(S_R)} = -0.59 - 0.12 * (\text{LOG(RP1_RO97)} - \text{LOG(RP_EUR97)}) + 0.01 * \text{OPEN} - 0.06 * \text{NFABS_GDP} \quad (20)$$

iar cea obținută prin ARDL este:

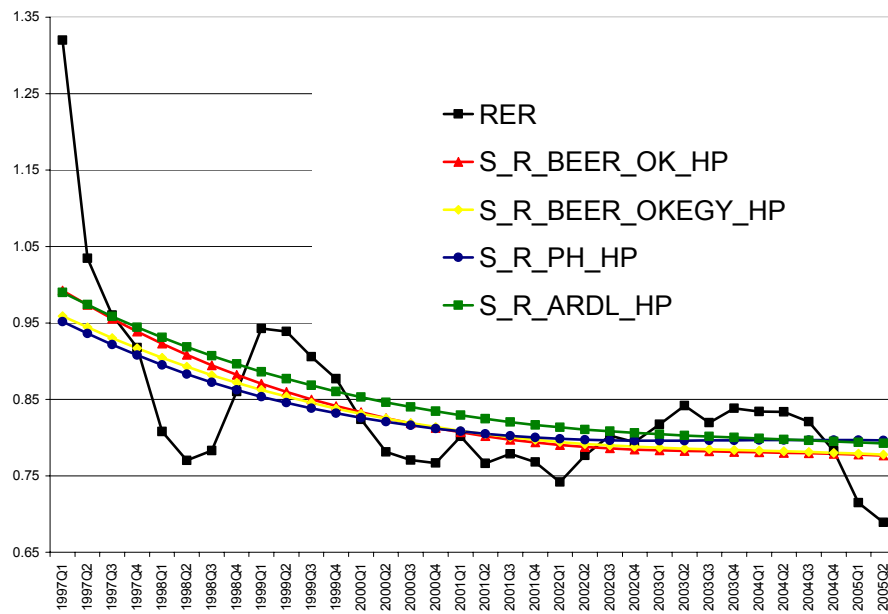
$$\text{LOG(S_R)} = -0.26 - 0.15 * (\text{LOG(RP1_RO97)} - \text{LOG(RP_EUR97)}) + 0.005 * \text{OPEN} - 0.04 * \text{NFABS_GDP} \quad (21)$$

Demn de remarcat pentru ecuațiile de mai sus sunt coeficienții variabilelor ce explică evoluția cursului de echilibru care sunt apropiați ca mărime. În același timp trebuie precizat și faptul că relațiile obținute nu sunt chiar atât de robuste cum ne-am fi dorit. Astfel, în cazul estimării recursive se poate întâmpla ca anumiți coeficienți să-și piardă relevanța. O explicație a acestui fenomen poate fi și faptul că prin estimare recursivă se pierd anumite observații, ceea ce reduce și mai mult numărul utilizat în estimare al acestora.

Grafic 12 Cursul real de echilibru pe termen scurt conform EGY, PH și ARDL



Grafic 13 Cursul real de echilibru pe termen mediu conform EGY, PH și ARDL



4.4.3 Metodologia Johansen

Testul de cointegrare Johansen aplicat pe relația dintre cursul real de schimb și cele trei variabile fundamentale de mai sus indică prezența unei singure ecuații de cointegrare doar în cazul utilizării de două lag-uri în VAR. În celelalte cazuri nu se reușește identificarea de relații de cointegrare.

Pentru că metodologia Johansen permite identificarea mai multor relații de cointegrare, în cele ce urmează vom adăuga setului de variabile folosit până acum și diferențialul de productivitate dintre România și zona euro așteptându-ne să găsim două relații de cointegrare: una care să surprindă primul pas al mecanismului HBS și alta care să-l surprindă pe cel de-al doilea, permițând însă și influența altor variabile. Numărul vectorilor de cointegrare variază semnificativ în funcție de lag-urile considerate la construirea VAR-ului; prin urmare vom impune relațiile care ne interesează și vom studia dacă pot fi acceptate sau nu.

Tabel 7

Cointegrating Eq:	LOG(S_R)	NFABS_GDP	LOG(RP1_RO97)- LOG(RP_EUR97)	OPEN	LOG(WI_RO97)- LOG(WI_EUR97)	C
CointEq1	1.00	0.01	0.49	-0.01	0.00	0.50
CointEq2	0.00	0.00	1.00	0.00	-1.30	-0.72

Asupra celor doi vectori de cointegrare au fost impuse două restricții. Validitatea acestora nu este respinsă decât la nivel de unu la sută, deoarece probabilitatea asociată testului LR care are distribuția asimptotică $\chi^2 = 6.8$ este de 0.03. Testele efectuate asupra termenilor reziduali arată că erorile nu sunt autocorelate conform corelogramei și testului LM și prezintă o distribuție apropiată de cea normală.

Prima relație de cointegrare arată că majorarea diferențialului de prețuri relative dintre România și zona euro și a activelor externe nete ale sistemului bancar determină o apreciere a cursului real de echilibru; gradul de deschidere a economiei, pe de altă parte, depreciază cursul real de echilibru.

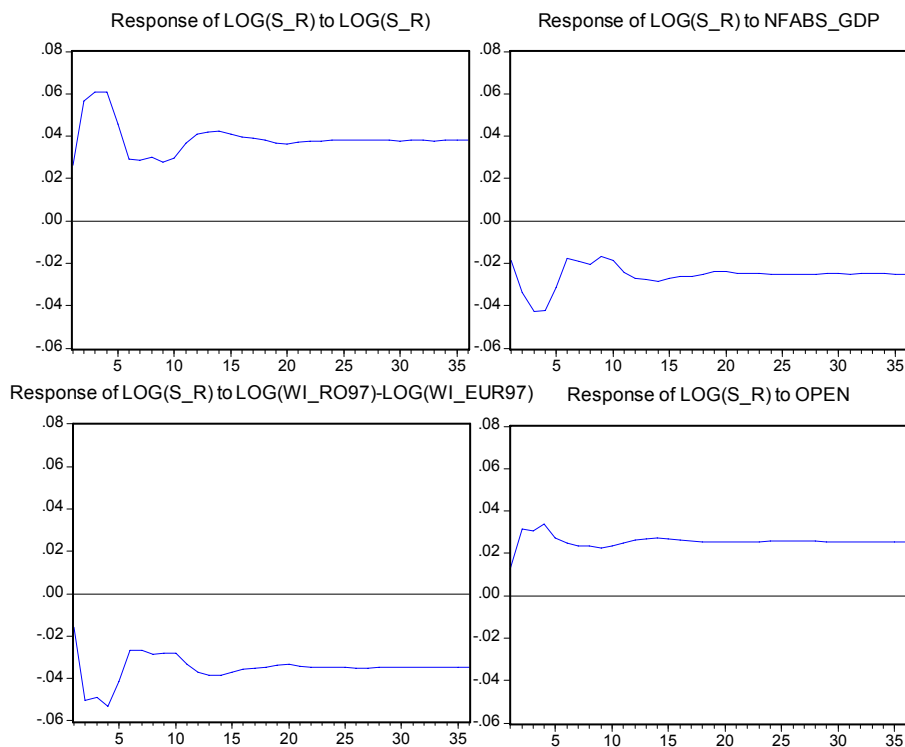
Cea de-a doua ecuație de cointegrare descrie relația dintre diferențialul de productivitate și cel al prețurilor relative.

Coefficientul de ajustare (-0.5) față de prima relație de cointegrare arată că rata de schimb reală se ajustează semnificativ la această relație, viteza de înjumătățire fiind de cca. 1.4 trimestre.

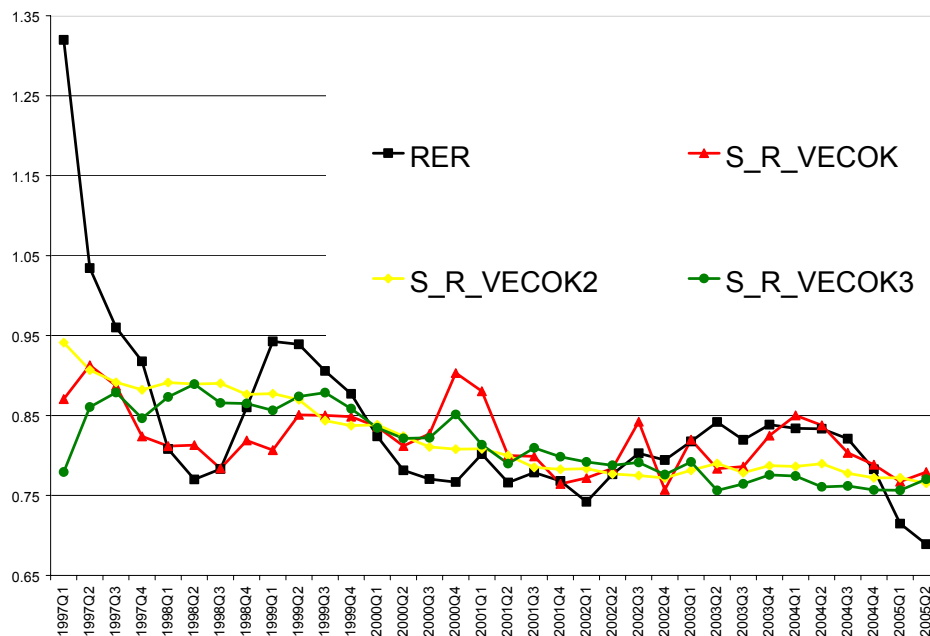
Funcțiile de impuls-răspuns confirmă concluziile pe termen lung obținute din ecuațiile de cointegrare.

Grafic 14 Funcțiile de răspuns la șoc ale cursului real de echilibru

Response to Generalized One S.D. Innovations



Grafic 15 Cursul de echilibru rezultat din modelul VEC ținând cont de influența pe termen scurt a variabilelor din model



4.5 Estimarea prin FEER

Pentru implementarea practică a metodologiei *FEER* de echilibru parțial trebuie îndeplinite, așa cum am precizat în cap. 3.2.3, cel puțin următoarele:

1. calcularea sau stabilirea nivelului sustenabil al soldului contului curent (CA_T) ca procent în PIB. Pentru formularea modelului *FEER* în cazul României am luat în considerare trendul deficitului comercial ca procent în PIB determinat prin filtrul Hodrick-Prescott.
2. estimarea de ecuații atât pentru exporturi (X_{SA}), cât și pentru importuri (M_{SA}).
3. calcularea nivelului de echilibru al PIB atât pentru România (\bar{Y}), cât și pentru zona euro (\bar{Y}^* - proxy pentru cererea externă); fiindcă printre

determinanții exporturilor se află și investițiile străine directe (*FDI_STOCK_SA*) este necesară și identificarea trendului acestora (*FDI_STOCK_HP*).

Cursul fundamental de echilibru ce este consistent cu echilibrul intern și extern rezultă din rezolvarea modelului anterior. Mai jos este prezentată structura unui asemenea model, coeficienții ecuațiilor de import, respectiv export fiind obținuți cu ajutorul procedurii Johansen.

Condiția de echilibru extern:

$$\frac{X_SA - M_SA}{Y_SA} * 100 = CA_T$$

Evoluția balanței comerciale:

$$\text{LOG}(M_SA) = 1.56 * \text{LOG}(Y_SA) + 0.46 * \text{LOG}(X_SA) - 0.83 * \text{LOG}(S_R) - 11.6$$

$$\text{LOG}(X_SA) = 1.9 * \text{LOG}(EU12Y) + 0.19 * \text{LOG}(S_R) + 0.46 * \text{LOG}(FDI_STOCK_SA) - 24$$

Condiții de echilibru intern:

$$Y_SA = \bar{Y}$$

$$EU12Y = \bar{Y}^*$$

unde *Y_SA* reprezintă nivelul PIB real din România, iar *EU12Y* nivelul PIB real din zona euro.

Modelul poate fi extins cu ușurință pentru a rezolva care este nivelul de echilibru al cursului real de schimb corespunzător unui nivel sustenabil al contului curent (și nu al balanței comerciale). În acest scop ar trebui să ținem cont și de volumul transferurilor; însă, datorită faptului că acestea sunt o variabilă exogenă – nu depind de nivelul cursului de schimb – rezultatele obținute sunt foarte apropiate.

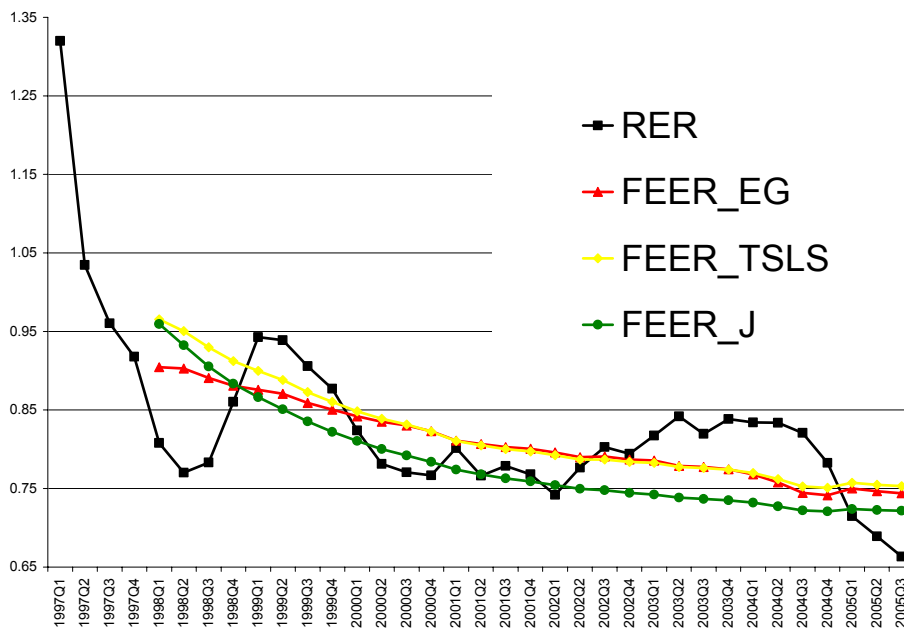
Având în vedere faptul că în estimarea ecuațiilor pentru import, respectiv export am utilizat variabile logaritmice, coeficienții obținuți pot fi interpretați ca elasticități. Notabilă este diferența dintre elasticitatea importurilor (0.8) și cea a exporturilor (0.2) la cursul de schimb, ceea ce indică o sensibilitate mult mai mare a importurilor la evoluțiile cursului real de schimb.

În cazul FEER este preferabilă utilizarea cursului real efectiv și nu doar a celui EUR/RON.

În figura 16 am reprezentat grafic mai multe estimări ale cursului real de echilibru fundamental (estimările sunt limitate la perioada 1998Q1 – 2005Q3 ca urmare a disponibilității datelor):

- a) FEER_EG – cursul de echilibru rezultat prin aplicarea procedurii de cointegrare Engle-Granger în scopul obținerii ecuațiilor de cointegrare pentru import, respectiv export;
- b) FEER_TSLS – cursul de echilibru rezultat din estimarea sistemului de ecuații prin TSLS;
- c) FEER_J – cursul de echilibru rezultat prin aplicarea procedurii Johansen pentru estimarea relațiilor pe termen mediu ale importului și exportului.

Grafic 16 Cursul real de echilibru (FEER)



4.6 Estimarea prin NATREX

Chiar dacă forma structurală a metodologiei *NATREX* poate fi pusă în practică și în cazul României, în cadrul prezentei lucrări am ales să folosim estimarea în formă redusă, în principal ca urmare a faptului că cea structurală este laborioasă și, prin urmare, necesită o abordare distinctă.

Estimările relațiilor de cointegrare de mai jos sunt bazate pe metoda Johansen. Au fost încercate și estimări prin ARDL și FMOLS obținându-se rezultate similare; prin urmare, pentru a ușura prezentarea rezultatelor acestea vor fi neglijate.

Mai jos sunt prezentate curbe de echilibru corespunzătoare următoarelor ecuații:

A. S_R_NATREX

$$\text{LOG(S_R)} = 0.11 \cdot \text{LOG(NFA)} - 0.87 \cdot (\text{LOG(WI_RO97)} - \text{LOG(WI_EUR97)}) - 1.2 \quad (22)$$

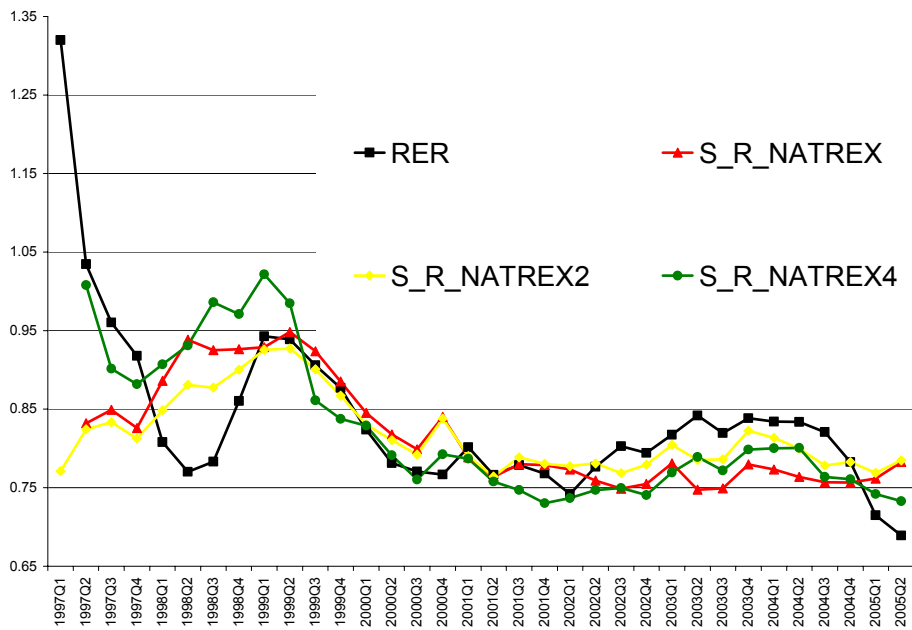
B. S_R_NATREX2

$$\text{LOG(S_R)} = -0.62 \cdot (\text{LOG(WI_RO97)} - \text{LOG(WI_EUR97)}) + 0.022 \cdot \text{NFA_GDP} - 0.3 \quad (23)$$

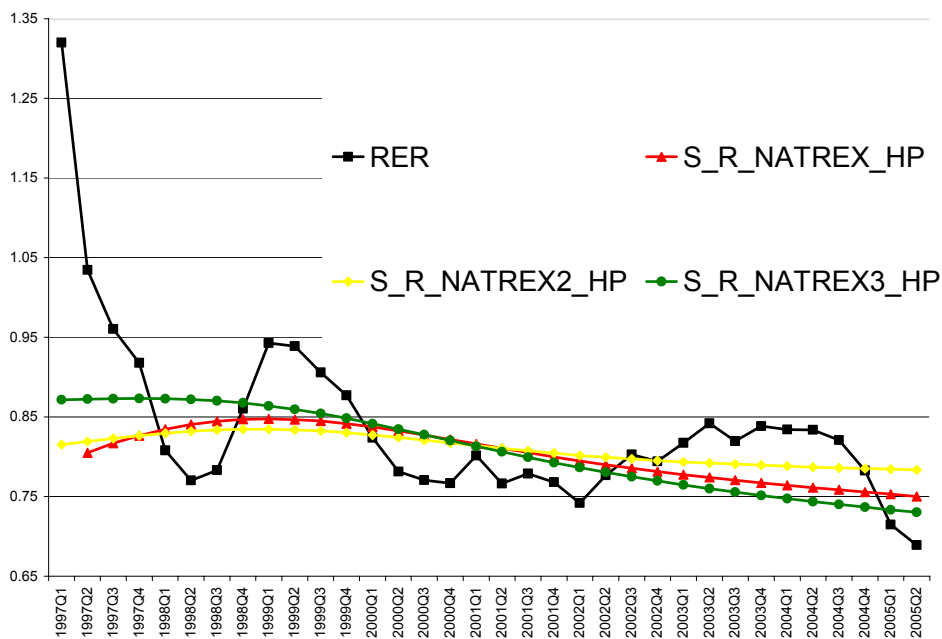
C. S_R_NATREX4

$$\text{LOG(S_R)} = -0.2 \cdot \text{LOG(NFABS)} + 0.002 \cdot \text{OPEN} - 0.18 \cdot (\text{LOG(RP1_RO97)} - \text{LOG(RP_EUR97)}) + 0.16 \cdot \text{LOG(NFA)} + 0.04 \quad (24)$$

Grafic 17 Cursul real de echilibru pe termen scurt (NATREX)



Grafic 18 Cursul real de echilibru pe termen mediu (NATREX)



5. Concluzii

Modelele estimate în lucrare fac parte din clasa celor în formă redusă. Nici unul din modele nu face nici un fel de presupuneri cu privire la natura politicii fiscale. Deși s-a încercat acest lucru, am fost nevoiți să renunțăm la variabilele legate de această parte a politicii economice, în principal, datorită lipsei rezultatelor concludente.

Așa cum s-a putut observa în cazul țărilor din Europa Centrală (Cehia, Ungaria, Polonia) succesul politicilor dezinflaționiste și perspectiva integrării în UE și apoi UEM au atras fluxuri semnificative de capital care au determinat, alături de alți factori, aprecierea monedei țărilor respective (atât în termeni reali, cât și în termeni nominali).

Este de așteptat ca același fenomen de apreciere reală (și eventual nominală) a leului să continue și în următorii ani; problema ce se pune este ca această apreciere să nu depășească excesiv nivelul de echilibru și, în ce măsură, se poate realiza și prin apreciere nominală. Având în vedere că procesul de apreciere reală a cursului de echilibru este determinat de variabile reale BNR este în fața unui compromis între limitarea aprecierii nominale și reducerea inflației. Aprecierea nominală dăunează competitivității produselor românești însă eliminarea acesteia în condițiile unui trend de apreciere a cursului real ar însemna permiterea unei inflații mai mari. Aprecierea nominală nu poate fi considerată ca fenomen de echilibru decât dacă este justificată de creșteri de productivitate (sau dacă se anticipează creșteri de productivitate) în sectorul tradable al economiei. Însă, după cum au evoluat lucrurile pe parcursul anului 2005, aceste sporuri de productivitate nu s-au materializat în cazul României spre deosebire de celelalte țări unde cursul nominal s-a apreciat. Dacă aprecierea nu va fi însoțită de câștiguri de productivitate aceasta se va dovedi nesustenabilă existând astfel, în viitor, riscul unei corecții semnificative. Ținând cont de aceste argumente este de preferat ca, măcar până la observarea unei evoluții favorabile a productivității, aprecierea nominală să fie una limitată.

Toate estimările din această lucrare indică, pe termen mediu, o supra-apreciere a cursului de schimb real (și nominal) în trimestrele doi și trei 2005 (valoarea medie a cursului nominal de schimb este de cca. 3.7 RON/EUR pentru trimestrul II 2005 și de 3.8 pentru trimestrul III 2005). Având în vedere că aceste estimări sunt însoțite și de un anumit grad de incertitudine, considerând o bandă de $\pm 10\%$ în jurul acestor valori ajungem la un

curs nominal de echilibru între 3.3 – 4.1 în trimestrul II, respectiv 3.4 – 4.2 în trimestrul III.

Totodată, vitezele de ajustare rezultate din estimare sunt cuprinse între -0.11 și -.62 (valoarea medie este de cca. -.35) ceea ce implică un timp de înjumătățire de aproximativ jumătate de an (minim un trimestru, maxim șase trimestre). Astfel, o eventuală derapare de la nivelul de echilibru pe termen mediu este anihilată, în medie, în proporție de peste 90 la sută în aproximativ doi ani.

O modalitate de testare a acurateții cursurilor de echilibru rezultate din modelele prezentate presupune testarea staționarității deviațiilor de la nivelul de echilibru (dacă deviațiile sunt staționare, orice abatere de la echilibru este temporară). De asemenea, perioada în care se înregistrează deviații nu trebuie să depășească termenul mediu⁶⁰. Conform testelor, pentru fiecare curbă de echilibru estimată deviațiile s-au dovedit a fi staționare.

⁶⁰ adică o perioadă de 5 – 10 ani, conform Wren-Lewis (2003)

Anexa I – Modelul balanței de plăți

Pentru o mai bună înțelegere a diferitelor aspecte tratate în această lucrare este utilă și prezentarea generală a modelului balanței de plăți.

Condiția de echilibru a balanței de plăți în cadrul unui regim de flotare controlată este dată de:

$$ca_t + ka_t = 0 \quad (1)$$

unde ca_t reprezintă contul curent iar ka_t contul de capital. Definițiile celor două componente ale balanței de plăți sunt date mai jos:

$$ca_t = nx_t + i'_t \cdot nfa_t + rem_t \quad (2)$$

$$ka_t = \mu(i_t - i_t^* - \Delta s_{t+k}^e) \quad (3)$$

$$nx_t = \alpha_1 (s_t + p_t^* - p_t) - \alpha_2 \cdot y_t + \alpha_3 \cdot y_t^* \quad (4)$$

unde:

- nx_t (cu $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3 > 0$) reprezintă exporturile nete, s_t este cursul de schimb nominal (exprimat ca prețul în moneda națională a unei unități de valută), p_t este nivelul intern al prețurilor, y_t este produsul intern brut al României⁶¹ și α_i sunt elasticități;
- $i'_t \cdot nfa_t$ sunt plățile de dobânzi către exterior corespunzătoare activelor externe nete;
- rem_t sunt transferurile curente;
- $i_t (i_t^*)$ este nivelul dobânzilor din țară, respectiv, străinătate;
- s_t^e este nivelul anticipat al cursului de schimb.

⁶¹ Asteriscul semnifică nivelul unui indicator din străinătate

Cursul real este o măsură a competitivității și este pozitiv corelată cu exportul net. De asemenea, o sporire a venitului național va conduce la diminuarea exportului net prin efectul pe care îl are asupra importurilor, pe când o mărire a venitului din străinătate va impulsiona exporturile naționale influențând pozitiv exportul net.

Contul de capital este o funcție de diferențialul ratelor dobânzii. Pentru o valoare a lui $\mu \rightarrow \infty$ se obține relația de paritate neacoperită a ratelor de dobândă.

Anexa II – Modelul PEER – descompunerea în componente permanente și tranzitorii utilizând metodologia Gonzalo-Granger

Fie un vector de variabile cu dimensiunea $(n \times 1)$, care are reprezentarea vector autoregresivă de forma:

$$x_t = \eta + \sum_{i=1}^p \Pi_i \cdot x_t + \varepsilon_t$$

unde η este un vector de termeni determinați cu dimensiunea $(n \times 1)$, iar ε este un vector de erori având dimensiunea $(n \times 1)$, media zero și matricea de covarianță Ω . Această expresie poate fi reparametrizată într-un model de corecție a erorilor, astfel:

$$\Delta x_t = \eta + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta x_{t-1} + \Pi \cdot x_{t-1} + \varepsilon_t$$

unde Φ_i este o matrice de coeficienți cu dimensiunea $(n \times n)$, iar $\Phi_i = - \sum_{j=i+1}^p \Pi_j$, Π

reprezintă o matrice cu dimensiunea $(n \times n)$, unde $\Pi = \sum_{i=1}^p \Pi_i - I$, al cărei rang determină

numărul de vectori de cointegrare. Dacă rangul matricei Π este r , unde $r < n$, atunci există $(n \times r)$ matrici α și β astfel încât $\Pi = \alpha \beta'$, unde β este o matrice ale cărei coloane reprezintă vectorii de cointegrare liniar independenți, iar α este o matrice de ajustare, care arată viteza cu care sistemul răspunde la o deviație de la nivelul de echilibru din perioada anterioară.

Reprezentarea sub forma medie mobilă a ecuației anterioare este următoarea (conform Johansen 1995):

$$x_t = C \cdot \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + C \cdot \eta \cdot t + C(L) \cdot (\varepsilon_t + \eta)$$

unde

$$C = \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} (I - \sum_{i=1}^{k-1} \Phi_i) \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp}$$

unde α_{\perp} și β_{\perp} reprezintă complementele ortogonale ale lui α și β ($\alpha'\alpha_{\perp} = 0$ și $\beta'\beta_{\perp} = 0$), și α_{\perp} determină vectorii care definesc spațiul trendurilor stochastice comune. Vectorul β_{\perp} determină seriile care sunt date de trendurile comune. Astfel, matricea C măsoară efectele combinate ale acestor componente ortogonale.

Dacă vectorul x are rang redus ($r < n$) atunci Gonzalo și Granger (1995) au arătat că elementele sale pot fi exprimate cu ajutorul a $(n - r)$ variabile integrate de ordinul unu $I(1)$, denumite factori comuni (f_t) plus componentele care sunt $I(0)$ și reprezintă elementele tranzitorii \tilde{x}_t :

$$x_t = A_1 \cdot f_t + \tilde{x}_t.$$

Identificarea factorilor comuni se poate obține după cum urmează. Dacă se presupune că factorii comuni f_t sunt o combinație liniară a variabilelor din x_t :

$$f_t = B_1 \cdot x_t$$

și dacă $A_1 \cdot f_t$ și \tilde{x}_t formează o descompunere permanent-tranzitoriu a lui x_t , atunci din reprezentarea modelului de corecție a erorilor, singura combinație liniară a lui x_t astfel încât \tilde{x}_t să nu aibă impact pe termen lung asupra lui x_t este:

$$f_t = \alpha'_{\perp} \cdot x_t.$$

Conform Gonzalo și Granger (1995) acestea reprezintă combinațiile liniare ale lui Δx_t care au "trăsătura comună" de a nu conține nivelele termenilor de corecție a erorilor. Se obține descompunerea permanent-tranzitoriu a lui x_t :

$$x_t = A_1 \cdot \alpha'_{\perp} \cdot x_t + A_2 \cdot \beta' \cdot x_t,$$

unde $A_1 = \beta_{\perp}(\alpha'_{\perp}\beta_{\perp})^{-1}$ și $A_2 = \alpha(\beta'\alpha)^{-1}$.

Clark și MacDonald (2000) au utilizat această descompunere pentru calculul a ceea ce ei au denumit *PEER*.

Anexa III – Modelul NATREX

Modelul este definit de următoarele ecuații comportamentale, precum și de următoarele identități:

- Ecuații comportamentale:

$$\frac{C}{Y} = f\left(\frac{K_r}{Y_r}, RSR, NLR, \frac{F}{Y}\right)$$

$$\frac{I}{Y} = f\left(\frac{K_r}{Y_r}, RLR, Q, TFP\right)$$

$$\frac{NX}{Y} = f\left(\frac{C}{Y}, \frac{C^*}{Y^*}, Q, TOT\right)$$

- UIP real și relația Fischer:

$$E(Q) - Q = RSR - RSR^*$$

$$NSR - NSR^* = (\pi - \pi^*) + (RSR - RSR^*)$$

- Echilibrul pe termen lung al variabilelor de stoc:

$$\frac{F}{Y} = f\left(\frac{CA}{Y}\right)$$

$$\frac{K_r}{Y_r} = f\left(\frac{I_r}{Y_r}\right)$$

- Identități:

$$\Delta F = -CA$$

$$K = (1 - \delta)K(-1) + I_r$$

$$\frac{C}{Y} + \frac{G}{Y} + \frac{I}{Y} + \frac{NX}{Y} + \frac{STO}{Y} = 1$$

unde:

C - consumul nominal, G - cheltuielile guvernamentale, I - investițiile, NX - exportul net, STO - stocurile, Y , Y_r - PIB-ul nominal (real), K_r - stocul de capital real, NSR , RSR - dobânda nominală (reală) pe termen scurt, NLR , RLR - dobânda nominală (reală) pe termen lung, F - stocul de datorie externă,

Anexa IV – Magnitudinea efectului HBS în cazul României

Tabel 8 Efectul HBS asupra cursului de schimb

Anul	Efectul HBS explică			Efectul HBS explică			din aprecierea efectivă
	VEC3	DIFP	REL P	VEC3	DIFP	REL P	
				serii filtrate cu HP			
1997	4.1	2.8	-	-0.6	-0.4	-	-16.5
1998	5.8	4.0	-6.0	-1.1	-0.8	-6.1	-26.4
1999	-3.1	-2.1	-8.2	-2.3	-1.6	-4.7	12.9
2000	-8.5	-5.9	-3.9	-3.5	-2.4	-3.4	-15.4
2001	-6.7	-4.6	-0.4	-3.9	-2.7	-2.4	-0.9
2002	-3.6	-2.4	-2.2	-3.7	-2.6	-1.6	0.0
2003	-1.7	-1.2	-0.2	-3.2	-2.2	-1.2	6.3
2004	-1.9	-1.3	-0.9	-2.8	-1.9	-1.0	-1.4
2005H1	-1.1	-0.8	-0.8	-2.6	-1.8	-0.9	-17.2
1997-2005H1	-1.9	-1.3	-2.8	-2.7	-1.8	-2.7	-6.5

Tabel 9 Efectul HBS asupra inflației

Anul	Efectul HBS explică	Efectul HBS explică	din inflația efectivă
		serie filtrată cu HP	
1997	-0.3	1.2	92.5
1998	-1.6	1.6	48.0
1999	2.0	2.3	37.3
2000	5.9	2.9	37.9
2001	4.2	3.0	29.8
2002	2.8	2.9	20.5
2003	1.8	2.6	14.2
2004	2.4	2.3	11.3
2005H1	1.4	2.2	9.0
1997-2005H1	2.1	2.3	33.4

Referințe bibliografice

- Alberola, E., S. G. Cervero, H. Lopez și A. Ubide, (1999) – ‘Global Equilibrium Exchange Rates: Euro, Dollar, “Ins,” “Outs,” and Other Major Currencies in a Panel Cointegration Framework’, IMF Working Paper 99/175 International Monetary Fund, Washington;
- Artus, J (1978) – „Methods of Assessing the Long-Run Equilibrium Value of an Exchange Rate”, *Journal of International Economics* 8, 277-299;
- Astley, M. și A. Garratt (1998) – „Exchange Rates and Prices: Sources of Sterling Real Exchange Rate Fluctuations 1973-94”, Bank of England working paper no.85;
- Balassa, Bela, 1964, „The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal”, *Journal of Political Economy* 72, p 584 – 596;
- Barisone, Giacomo, Rebecca Driver și Simon Wren-Lewis, 2000, „Are Our FEER’s Justified?”, *Discussion Papers in Economics*, School of Business and Economics, University of Exeter;
- Baumol, William J. și William G. Bowen, (1966) – „Performing Arts: The Economic Dilemma”, New York: Twentieth Century Fund;
- Bayoumi, Tamin, Peter Clark, Steve Symansky și Mark Taylor (1994) – „The Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies” în „Estimating Equilibrium Exchange Rates”, ed. de John Williamson, *Institute for International Economics*, Washington, D.C.;
- Bergstrand, Jeffrey H. (1991) – „Structural Determinants of Real Exchange Rates and National Price Levels: some Empirical Evidence”, *The American Economic Review*, Vol. 81, No. 1. (Mar., 1991), pp. 325-334;
- Bergstrand, Jeffrey H. (1992) – “Real Exchange Rates, National Price Levels, and the Peace Dividend”, *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 2, Papers and

- Proceedings of the Hundred and Fourth Annual Meeting of the American Economic Association. (May, 1992), pp. 55-61;
- Betts, C. și M. B. Devereux, (2000) – “Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing-To-Market”, *Journal of International Economics* 50, 215-244;
- Cervero, Susan G., (1999) – „An Eclectic Approach to Real Exchange Rate Determination”, Research note RN-99-6, Deutsche Bank AG;
- Clarida, R. și Jordi Gali (1994) – „Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 41, p.1-56;
- Clark, Peter B. și Roland MacDonald, (1998) – „Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs”, *IMF Working Paper WP/98/67*;
- Clark, Peter B. și Roland MacDonald, (2000) – „Filtering the BEER: A Permanent and Transitory Decomposition”, *IMF Working Paper WP/00/144*;
- Codirlaşu, Adrian și Nicolaie Alexandru-Chideșciuc (2005) – „Estimarea efectului Balassa-Samuelson în România”, în *Convergența reală și convergența nominală*, colecția Biblioteca Băncii Naționale;
- Crespo-Cuaresma, Jesus, J. Fidrmuc și M. A. Silgoner (2004) – „Exchange Rate Developments and Fundamentals in Four EU Accession and Candidate Countries: Bulgaria, Croatia, Romania and Turkey, Focus on European Economic Integration 2/04, Oesterreichische Nationalbank, 2004;
- Crespo-Cuaresma, Jesus, J. Fidrmuc și R. MacDonald (2003) – „The Monetary Approach to Exchange Rates in the CEECs. Panel Data Evidence for Selected CEECs”, Focus on Transition 2/2003, Oesterreichische Nationalbank;
- Cumby, R. și John Huizinga (1990) – „The Predictability of Real Exchange Rates Changes in the Short Run and in the Long Run”, NBER working paper no. 3468;

- Detken, C., A. Dieppe, J. Henry, C. Marin și F. Smets, (2002) „Model Uncertainty and the Equilibrium Value of the Real Effective Euro Exchange Rate”, *ECB Working Paper no. 160*;
- Devereux, M. și C. Engel, (2002) – “Exchange Rate Pass-through, Exchange Rate Volatility, and Exchange Rate Disconnect”, *Journal of Monetary Economics* 49, 913-940;
- Doisy, Nicolas și Karine Herve, 2001, „The Medium and Long-Term Dynamics of the Current Account Positions in the Central and Eastern European Countries: What are the Implications for their Accession to the European Union and the Euro Area?”, *CEPN Working Paper*, Université Paris Nord;
- Driver, Rebecca L. și Peter F. Westaway (2004) – „Concepts of Equilibrium Real Exchange Rates”, *Bank of England working paper no. 248*;
- Egert, Balazs (2004) – „Assessing Equilibrium Exchange Rates in CEE Acceding Countries: Can We Have DEER with BEER without FEER?”, *William Davidson Institute working paper no. 664*;
- Egert, Balazs, I. Drine, K. Lommatzsch și C. Rault (2003) – „The Balassa-Samuelson Effect in Central and Eastern Europe: Myth or Reality?”, *Journal of Comparative Economics* 31, 552-572;
- Egert, Balazs, și K. Lommatzsch (2003) – „Equilibrium Real Exchange Rates in Acceding Countries: How Large Is Our Confidence (Interval)?”, *Focus on Transition* 2/2003, Oesterreichische Nationalbank;
- Elbadawi, I., 1994. „Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates”, în *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, editor J. Williamson, *Institute for International Economics*, Washington, D.C.;
- Engel, Charles și John H. Rogers (1996) – „How Wide Is the Border?”, *The American Economic Review*, Vol. 86, No. 5. (Dec., 1996), pp. 1112-1125;
- Faruqee, Hamid, 1995, „Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Equilibrium Approach?”, *IMF Staff Papers*, Vol. 42, p 80 – 107;
- Finn, M. G., (1999) – „An Equilibrium Theory of Nominal and Real Exchange Rate Comovements”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, p. 453-475;

- Fischer, C. (2002), „Real Currency Appreciation in Accession Countries: Balassa-Samuelson and Investment Demand”, BOFIT Discussion Paper No. 8;
- Frankel, J. și Michael Mussa (1984) – „Assets Markets, Exchange Rates and the Balance of Payments”, NBER working paper 1287;
- Froot, K.A. și R. H. Thaler (1990) – „Anomalies: Foreign Exchange”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, no. 3, p. 179-192;
- Ghatak, Subrata și Jalal U. Siddiki, (2001) – „The Use of the ARDL Approach in Estimating Virtual Exchange Rates in India”;
- Hinkle, Lawrence și Peter J. Montiel, eds. (1999) – „Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurements for Developing Countries”, Oxford, Oxford University Press;
- Huizinga, John (1987) – „An Empirical Investigation of the Long-Run Behaviour of Real Exchange Rates”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 27, p.149-214;
- Isard, Peter (1977), – „How Far Can We Push the "Law of One Price"?", *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 5. (Dec., 1977), pp. 942-948;
- Isard, Peter, H. Faruquee, G. R. Kincaid și M. Fetherston (2001) – „Methodology for Current Account and Exchange Rate Assessments”, IMF Occasional Papers no. 209;
- Johansen, Soren și Katerina Juselius (1992) – „Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for the UK”, *Journal of Econometrics*, Vol. 53, p. 211-244;
- Kim, S., (2001) – „International Transmission of US Monetary Policy Shocks: Evidence from VARs”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 48, p. 339-372;
- Knetter, Michael M. (1993), – „International Comparisons of Pricing-to-Market Behavior”, *The American Economic Review*, Vol. 83, No. 3. (Jun., 1993), pp. 473-486;

- Lane, Philip și Gian Maria Milesi-Ferretti, (2000) – „The Transfer Problem Revisited: Net Foreign Assets and Real Exchange Rates”, *IMF working paper* 00/123;
- Lane, R. Philip, (2001) – „The New Open Economy Macroeconomics: A Survey,” *Journal of International Economics*, 54 (2), pp. 235–266;
- Lommatzsch, Kirsten și Silke Tober (2004) – „What is Behind the Real Appreciation of the Accession Countries’ Currencies? An Investigation of the PPI-based Real Exchange Rate”, *Economic Systems*, vol.28, p.383-403;
- MacDonald, Roland și Mark P. Taylor (1993) – „The Monetary Approach to the Exchange Rate: Rational Expectations, Long-Run Equilibrium and Forecasting”, *IMF Staff Papers* 40, p. 89-107;
- MacDonald, Roland, (1997) – „What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of it”, *IMF Working Paper* 97/21;
- MacDonald, Ronald (1995) – "Long-Run Exchange Rate Modeling - A Survey of the Recent Evidence," *IMF Working Papers* 95/14;
- MacDonald, Ronald (2000) – „Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: an Overview”, Deutsche Bundesbank, Discussion paper no.3.
- MacDonald, Ronald (2002) – „Modelling the Long-Run Real Effective Exchange Rate of the New Zealand Dollar”, *Australian Economic Papers*;
- MacDonald, Ronald și Cezary Wojcik (2003) – „Catching Up: the Role of Demand, Supply and Regulated Price Effects on the Real Exchange Rates of Four Accession Countries”, CESifo working paper no.899;
- MacDonald, Ronald și Ian W. Marsh (1997) – „On Fundamentals and Exchange Rates: A Casselian Perspective”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 4. (Nov., 1997), pp. 655-664;
- MacDonald, Ronald și P. Swagel (2000) – „Real Exchange Rates and the Business Cycle: Survey and Evidence”, IMF staff paper for World Economic Outlook;

- Maeso-Fernandez, Francisaco, Chiara Osbat și Berndt Schnatz, (2001) – „Determinants of the Euro Real Effective Exchange Rate: a BEER/PEER Approach”, *Australian Economic Paper* 41/2001;
- Mark, Nelson (1995) – „Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long Horizon Predictability”, *American Economic Review*, Vol. 85, p. 201-218;
- Mark, Nelson C., (2001), „International Macroeconomics and Finance – Theory and Econometric Methods”, *Blackwell Publishers*;
- Masson, Paul, Joroen Kremers și Jocelyn Horne (1993) – „Net Foreign Assets and International Adjustments: the United States, Japan and Germany”, IMF working paper 93/33;
- McCallum, Bennett T. (1992), – „A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship”, NBER working paper 4113;
- Meese, Richard și Kenneth Rogoff (1985) – „Was it Real- The Exchange Rate-Interest Differential Relation, 1973-1984”, NBER working paper 1732;
- Meredith, G. și Menzie D. Chinn (1998) – „Long-Horizon Uncovered Interest Parity”, NBER working paper no. 6797;
- Nurske, R. (1945) – „Conditions of International Monetary Equilibrium. Essays in International Finance”, Princeton University, Republished in the Theory of International Trade, Philadelphia: Blackisto, 1949, 3-34.
- Obstfeld, Maurice și Keneth Rogoff (1996) – „Foundations of International Economics”, *MIT Press*;
- Obstfeld, Maurice și Kenneth Rogoff (1995) – “Exchange Rate Dynamics Redux” *Journal of Political Economy*, 103 (3), pp. 624–660.
- Obstfeld, Maurice, și Keneth Rogoff (2000), – „The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?”, NBER working paper 7777;
- Officer, Lawrence H., (1982) – „Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Theory Evidence and Relevance”, Greenwich, JAI Press;

- Peter J. Montiel, (2003) – „Macroeconomics in Emerging Markets”, Cambridge University Press;
- Rogoff, Kenneth, (1996) – „The Purchasing Power Parity Puzzle”, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIV, June 1996;
- Samuelson, Paul A., (1964) – „Theoretical Notes on Trade Problems”, *Review of Economics and Statistics* 46, p. 145 – 154;
- Sarno, Lucio și Mark Taylor, (2002) – „The Economics of Exchange Rates”, *Cambridge University Press*;
- Stein, Jerome L. (1994) – „The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows” în „Estimating Equilibrium Exchange Rates”, Williamson, J. (ed.), *Institute for International Economics*, Washington, DC.;
- Stein, Jerome L. (1995) – „The Fundamental Determinants of the Real Exchange Rate of the US Dollar Relative to Other G7 Countries”, IMF working paper no. 81;
- Stein, Jerome L., (1999) – „The Evolution of the Real Value of the U.S. Dollar Relative to the G7 Currencies”, Capitolul 3 în Roland MacDonald și J.L. Stein (editori), *Equilibrium Exchange Rates*, Kluwer Academic Publishers
- Williamson, John, (1983) – „Exchange Rate Management”, *Economic Journal*, Vol. 103, p. 188-197;
- Williamson, John, (1985) – „The Exchange Rate System”, *Policy Analysis in International Economics*, *Institute for International Economics*, Washington;
- Williamson, John, ed. (1994) – „Estimating Equilibrium Exchange Rates”, *Institute for International Economics*, Washington D.C.;
- Wren-Lewis, Simon și Rebecca Driver, (1998) – „Real Exchange Rates for the Year 2000”, *Institute for International Economics*;