

Modele de determinare a cursului valutar

Adrian Codirlaşu*

Bucureşti, Februarie 2005

* Lucrarea a fost susţinută ca referat în cadrul programului meu de doctorat, coordonat de dl. Prof. Univ. Dr. Moisa Altar. Pentru sugestii şi comentarii mă puteţi contacta la adresa de e-mail: adicodirlasu@yahoo.com.

Cuprins

REZUMAT	3
I. INTRODUCERE	4
II. TEORIA PARITĂȚII PUTERII DE CUMPĂRARE	7
III. EFECTUL BALASSA-SAMUELSON	10
III.1. MODELUL TEORETIC	10
III.2. TESTAREA EXISTENȚEI EFECTULUI BALASSA-SAMUELSON ÎN ROMÂNIA	13
III.3. ESTIMAREA EFECTULUI BALASSA-SAMUELSON ÎN ROMÂNIA	21
IV. MODELUL BEER	22
IV.1. MODELUL TEORETIC	22
IV.2. ESTIMAREA CURSULUI VALUTAR REAL DE ECHILIBRU PENTRU ROMÂNIA	26
V. CONCLUZII	33
BIBLIOGRAFIE	34
ANEXA I	38
ANEXA II	40

Rezumat

Lucrarea de față își propune trecerea în revistă a diverselor modele de determinare a cursului valutar real și aplicarea acestor metodologii pentru analiza evoluției cursului real ROL/EUR. În acest context este testată aplicabilitatea teoriei parității puterii de cumpărare (*PPP*) pentru determinarea cursului valutar pe termen lung ROL/EUR și teoria alternativă a acesteia – efectul Balassa-Samuelson. De asemenea lucrarea încearcă o estimare a cursului valutar real de echilibru ROL/EUR prin modelul *Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER)* utilizând atât un model structural redus, cât și metodologia *Vector Error Corection (VEC)*.

Conform rezultatelor econometrice obținute, în România în perioada 1995 – 2003, efectul Balassa-Samuelson asupra cursului real leu/euro, a avut o valoare medie cuprinsă între 1,4 și 1,6 puncte procentuale pe an. Începând cu anul 1999, se constată o majorare a acestui efect, valorile medii (utilizând mai multe metodologii de calcul) fiind cuprinse între 2,7 și 3,8 puncte procentuale pe an.

Conform analizei evoluției cursului real de echilibru, în perioada 1997 – 1998 s-au înregistrat dezechilibre între cursul valutar real ROL/EUR și variabilele macroeconomice fundamentale. Ulterior, aceste dezechilibre s-au atenuat, cursul valutar real variind în jurul valorii sale de echilibru. Dacă se analizează evoluția cursului valutar real funcție de valorile de echilibru ale variabilelor macroeconomice fundamentale, perioada de dezechilibru se extinde la 1997 – semestrul I 2001.

I. Introducere

Înțelegerea factorilor determinanți ai cursului valutar este importantă în conducerea politicii monetare, evaluarea impactului macroeconomic al evoluției cursului valutar depinzând de sursa șocului ce a generat-o. În mod special, este important, deși nu este ușor de evaluat, în ce măsură cursul valutar este determinat de diversele variabile macroeconomice fundamentale. În acest scop, mai multe metodologii econometrice alternative sunt utilizate pentru estimarea determinanților cursului valutar real.

Deși estimările cursului de echilibru bazate de teoria parității puterii de cumpărare (*PPP*) sunt larg utilizate în estimarea impactului cursului valutar asupra variabilelor macroeconomice, validitatea acestei teorii este pusă sub semnul întrebării în special pe orizonturi de timp medii și lungi. Cea mai larg utilizată alternativă la *PPP* este modelul Harrod-Balassa-Samuelson dezvoltat de către Harrod (1933), Balassa (1964) și Samuelson (1964). De asemenea, în literatura de specialitate au fost propuse diverse abordări de determinare a cursului de echilibru, mai importante fiind metodologia „cursului natural real de echilibru” (*Natural Real Exchange Rate – NATREX*) dezvoltată de Stein în 1994, metodologia „cursului comportamental de echilibru” (*Behavioral Equilibrium Exchange Rate – BEER*) propusă de Clark și MacDonald (1999) și metodologia „cursului fundamental de echilibru” (*Fundamental Equilibrium Exchange Rate – FEER*) dezvoltată de Williamson în 1994.

Conform modelului Balassa-Samuelson, creșterea superioară a productivității în sectorul *tradables* față de sectorul *non-tradables* conduce la creșterea salariilor în primul sector. Datorită competitivității pieței muncii, salariile în sectorul *non-tradables* vor tinde să se egalizeze cu cele din sectorul *tradables*, conducând la o creștere a cheltuielilor de producție și implicit a prețului bunurilor *non-tradables*. În consecință, o creștere a productivității în sectorul *tradables* conduce la o creștere a prețurilor în sectorul *non-tradables*, a prețurilor relative (calculate ca raport între prețurile produselor *non-tradables* și cele ale produselor *tradables*) și implicit o majorare a prețurilor de consum (considerând că acestea sunt o medie ponderată între prețurile din cele două sectoare ale economiei). În cazul în care creșterea de productivitate în țară este superioară celei din

străinătate, rata inflației va fi mai ridicată în țară decât în străinătate și ca urmare cursul valutar real (calculat pe baza *IPC*) se va aprecia în termeni reali.

Metodologia *NATREX* încearcă să determine cursul valutar real pe baza unui set de variabile economice fundamentale care explică economisirea, investițiile și contul curent. Modelul *NATREX* este bazat pe modelarea interacțiunilor dintre variabilele stoc și variabilele flux într-un model de creștere macroeconomică. În cadrul acestui model se face distincție între echilibrul pe termen mediu (care presupune echilibrul intern și echilibrul extern) și echilibrul pe termen lung (care presupune un nivel constant al datoriei externe nete și un stoc de capital aflat la nivelul corespunzător *steady state*). În metodologia *NATREX*, fluxurile nete de capital sunt determinate de diferența dintre economisire și investiții iar cotul de capital este explicat de productivitate și economisire și acesta influențează cursul real de schimb prin evoluția contului curent.

Conceptul *FEER* se bazează pe noțiunea de balanță macroeconomică (echilibru macroeconomic), care are atât o dimensiune internă cât și una externă. Balanța internă (echilibrul intern) este identificată cu acel nivel al output-ului consistent atât cu angajarea totală, în particular cu acel nivel al șomajului dat de *NAIRU* cât și cu un nivel redus și sustenabil al ratei inflației. Balanța externă (echilibrul extern) este caracterizată ca acel flux, dorit și sustenabil, de resurse între țări atunci când acestea sunt în echilibru intern. Deoarece această abordare are în vedere calcularea cursului valutar pe baza unui set de condiții macroeconomice, acest model face abstracție de condițiile ciclice pe termen scurt și de factorii temporari și pune accent pe fundamentele economice, care sunt acele condiții sau variabile care vor persista pe termen mediu. Aceste condiții pot să nu apară în viitor, ci, mai degrabă sunt condiții dezirabile, care pot să nu se realizeze niciodată. Ca urmare, cursul *FEER* este o măsură normativă, care corespunde, conform lui Williamson (1994) „condițiilor ideale din economie”.

Modelul *BEER*, formalizat de Clark și MacDonald (1999), a fost dezvoltat ca o alternativă la modelul *FEER* și implică modelarea cursului valutar real, în formă redusă, pe baza relațiilor de cointegrare. Acest curs de echilibru este consistent cu valorile efective ale variabilelor macroeconomice fundamentale. Cursul real de echilibru obținut

prin metodologia *BEER* este consistent cu valorile obținute utilizând modelul *FEER*, dacă este consistent cu valorile de echilibru ale variabilelor fundamentale (este determinat pe baza valorilor de echilibru ale acestor variabile utilizând relațiile de cointegrare determinate pe baza valorilor efective ale acestora).

II. Teoria parității puterii de cumpărare

Articulat de către Scoala din Salamanca în secolul al XVI-lea și formalizat de către Gustav Cassel în 1921, teoria parității puterii de cumpărare (*PPP*) afirmă faptul că, odată convertite într-o monedă comună, nivelele prețurilor naționale ar trebui să fie egale (versiunea absolută a *PPP*). Această egalitate între nivelele prețurilor este impusă de arbitrajul pe piața bunurilor.

Formal, această teorie poate fi scrisă :

$$P_{i,t} = S_t P_{i,t}^*, i = 1, 2, \dots, N$$

unde:

$P_{i,t}$ reprezintă prețul bunului i în moneda națională la momentul t ;

$P_{i,t}^*$ – prețul bunului i în moneda străină, la momentul t ;

S_t – cursul valutar nominal exprimat ca prețul în moneda națională a unei unități de monedă străină, la momentul t .

Însumând această relație pentru toate bunurile tranzacționate din fiecare țară, versiunea absolută a *PPP* devine:

$$\sum_{i=1}^N \alpha_i P_{i,t} = S_t \sum_{i=1}^N \alpha_i P_{i,t}^*,$$

unde ponderile fiecărui bun în coșul de consum (α_i) satisfac relația: $\sum_{i=1}^N \alpha_i = 1$.

Versiunea relativă a *PPP* implică:

$$\frac{P_{i,t+1}^* S_{t+1}}{P_{i,t+1}} = \frac{P_{i,t}^* S_t}{P_{i,t}}, i = 1, 2, \dots, N.$$

Presupunând că indicii de preț sunt construiți pe baza unei medii geometrice, logaritmand și însumând această relație pentru toate bunurile tranzacționate din fiecare țară rezultă:

$$\sum_{i=1}^N \gamma_i P_{i,t} = S_t + \sum_{i=1}^N \gamma_i P_{i,t}^*,$$

unde ponderile din media geometrică satisfac relația $\sum_{i=1}^N \gamma_i = 1$, iar literele mici reprezintă diferențe de logaritmi între momentul t și momentul $t-1$.

Dacă nivelele prețurilor din țară și din străinătate sunt P_t și P_t^* , sau, exprimate în logaritmi, p_t și p_t^* , atunci condiția de existență a *PPP* absolut este:

$$s_t = p_t - p_t^*.$$

Din această relație rezultă faptul că cursul valutar real (q_t),

$$q_t = s_t - p_t + p_t^*,$$

poate fi privit ca o măsură a deviației față de *PPP*.

Testarea empirică a existenței *PPP* implică testarea existenței unei relații de cointegrare între cursul valutar nominal și nivelele prețurilor în cele două țări ceea ce implică verificarea staționarității cursului valutar real. Testarea empirică a *PPP* pentru România este tratată în Capitolul III.

În privința verificării în practică a acestei teorii, părerile sunt împărțite, în literatura de specialitate existând opinii divergente.

Conform estimărilor statistice, Taylor, Peel și Sarno (2001) nu găsesc suficiente evidențe statistice în favoarea existenței *PPP* pe termen lung, în special în perioada post Bretton Woods (primul *PPP puzzle*).

Pe de altă parte, cercetătorii care susțin existența *PPP*, de exemplu Huizinga (1987) susțin faptul că cursul real de schimb tinde către valoarea implicată de *PPP* doar pe termen foarte lung, viteza de convergență fiind foarte lentă[†] (deviațiile părănd a se atenua în proporție de până 15 la sută pe an). În plus, deviațiile pe termen scurt sunt ridicate și volatile. În acest context, Rogoff (1996) formulează cel de-al doilea *PPP puzzle* „cum poate fi reconciliată volatilitatea enormă pe termen scurt a cursului valutar real cu rata extrem de lentă cu care șocurile par a se atenua?”.

[†] Conform lui Rogoff (1996), perioada de înjumătățire a deviațiilor față de *PPP* este de aproximativ 3 – 5 ani.

Dintre factorii care contribuie la diviațiile față de *PPP*, Rogoff (1996) menționează: segmentarea piețelor internaționale de bunuri, fricțiunile existente pe aceste piețe datorate costurilor de transport, barierelor tarifare și netarifare, costurilor informaționale, lipsei de mobilitate a forței de muncă.

Pentru modelarea deviațiilor față de *PPP*, cea mai populară abordare este modelul Harrod-Balassa-Samuelson (Harrod, 1933; Balassa, 1964; Samuelson, 1964), prezentat în capitolul următor.

III. Efectul Balassa-Samuelson

III.1. Modelul teoretic

Modelul Balassa-Samuelson a fost creat ca o alternativă la modelul de determinare pe termen lung a cursului de schimb (paritatea puterii de cumpărare) care a stat la baza majorității modelelor teoretice ale macroeconomiei internaționale. Conform lui Harrod (1933), Balassa (1964) și Samuelson (1964), cursul valutar al țărilor în curs de dezvoltare este subevaluat comparativ cu cel sugerat de teoria parității puterii de cumpărare. În plus, o dată cu procesul de convergență către nivelul de dezvoltare economică a țărilor industrializate, cursul lor valutar real se va aprecia în termeni reali.

Ipotezele modelului:

- Economia este formată din două sectoare: cel al bunurilor *tradables* și cel al bunurilor *nontradables*;
- Mobilitatea capitalului în cadrul celor două sectoare din economie și între țări ceea ce implică faptul că rata dobânzii este exogenă;
- Paritatea puterii de cumpărare se verifică numai pe sectorul de bunuri *tradables* ceea ce implică faptul că cursul valutar este determinat de nivelul prețurilor bunurilor *tradables* din țară și din străinătate;
- Piața muncii este competitivă. Ca urmare salariile se egalizează între sectorul *tradables* și sectorul *non-tradables*; creșterea salariilor reale din sectorul *tradables* fiind determinată de creșterea productivității muncii în acest sector.

În aceste condiții, creșterea superioară a productivității în sectorul *tradables* față de sectorul *non-tradables* conduce la creșterea salariilor în primul sector. Datorită competitivității pieței muncii, salariile în sectorul *non-tradables* vor tinde să se egalizeze cu cele din sectorul *tradables*, conducând la o creștere a cheltuielilor de producție și implicit a prețului bunurilor *non-tradables*. În consecință, o creștere a productivității în sectorul *tradables* conduce la o creștere a prețurilor în sectorul *non-tradables*, a prețurilor relative (calculate ca raport între prețurile produselor *non-tradables* și cele ale produselor

tradables) și implicit o majorare a prețurilor de consum (considerând că acestea sunt o medie ponderată între prețurile din cele două sectoare ale economiei).

În cazul în care creșterea de productivitate în țară este superioară celei din străinătate, rata inflației va fi mai ridicată în țară decât în străinătate și ca urmare cursul valutar real (calculat pe baza *IPC*) se va aprecia în termeni reali.

Modelul poate fi formalizat teoretic după cum urmează:

Fie funcțiile de producție, cu randamente de scară constante, pentru sectorul *tradables* (Y^T) și *non-tradables* (Y^{NT}):

$$Y^T = A^T (L^T)^{\theta^T} (K^T)^{1-\theta^T}$$

$$Y^{NT} = A^{NT} (L^{NT})^{\theta^{NT}} (K^{NT})^{1-\theta^{NT}}$$

unde:

θ^T, θ^{NT} - elasticitățile factorului de producție muncă în cele două sectoare.

Corespunzător celor două sectoare se pot scrie funcțiile de profit (G):

$$G^T = P^T \cdot Y^T - R \cdot K^T - W \cdot L^T$$

$$G^{NT} = P^{NT} \cdot Y^{NT} - R \cdot K^{NT} - W \cdot L^{NT}$$

Maximizarea profitului în cele două sectoare implică egalitatea dintre prețul muncii (salariul) și produsul marginal al muncii, respectiv prețul capitalului (rata dobânzii) și produsul marginal al capitalului:

$$W = P^T \frac{\partial Y^T}{\partial L^T}, \quad W = P^{NT} \frac{\partial Y^{NT}}{\partial L^{NT}}$$

$$R = P^T \frac{\partial Y^T}{\partial K^T}, \quad R = P^{NT} \frac{\partial Y^{NT}}{\partial K^{NT}}$$

sau

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = A \cdot \theta \cdot L^{\theta-1} \cdot K^{1-\theta} = \frac{W}{P}$$

$$\frac{\partial Y}{\partial K} = A \cdot (1-\theta) \cdot L^\theta \cdot K^{-\theta} = \frac{R}{P}$$

Pentru o economie mică și deschisă, rata dobânzii este impusă de către piețele financiare internaționale, ca urmare, pe termen scurt aceasta poate fi considerată constantă. Logaritmând cele două relații (notând cu literă mică logaritmul), scriind ecuațiile salariului și ratei dobânzii pentru cele două sectoare la momentul t și momentul $t-1$ și scăzându-le una din alta rezultă:

$$\begin{aligned}\dot{w} &= a^T + (1 - \theta^T) \cdot (k^T - l^T) \\ \dot{w} &= p^{NT} + a^{NT} + (1 - \theta^{NT}) \cdot (k^{NT} - l^{NT}) \\ a^T - \theta^T (k^T - l^T) &= 0 \\ p^{NT} + a^{NT} - \theta^{NT} (k^{NT} - l^{NT}) &= 0\end{aligned}$$

unde $\dot{x} = \ln(X_t) - \ln(X_{t-1})$

Din cele patru ecuații se pot obține relațiile:

$$\begin{aligned}\left(k^{NT} - l^{NT}\right) &= \left(k^T - l^T\right) = \dot{w} = \frac{a^T}{\theta^T} \\ p^{NT} &= \frac{\theta^{NT}}{\theta^T} \cdot a^T - a^{NT}\end{aligned}$$

Conform ultimei relații, denumită mecanismul intern de transmitere al efectului Balassa-Samuelson, prețurile relative vor crește o dată cu creșterea superioară a productivității în sectorul *tradables* comparativ cu sectorul *non-tradables*. În plus, faptul că sectorul *non-tradables* depinde în mai mare măsură de forța de muncă decât sectorul *tradables* (în general, $\theta^{NT} > \theta^T$) conduce la accentuarea acestei tendințe.

Extinzând modelul pentru cazul cu două țări și aplicând același raționament în cazul țării partenere (notată cu *), între creșterea diferențialului de productivitate și modificarea prețurilor relative ar trebui să existe o relație de forma:

$$\left(p^{NT} - p^T\right) - \left(p^{NT*} - p^{T*}\right) = \left(a^T - a^{NT}\right) - \left(a^{T*} - a^{NT*}\right).$$

Relația anterioară se poate obține prin exprimarea inflației în prețuri *tradables* și *non-tradables* și calculul diferențialul de preț:

$$\dot{p} - \dot{p}^* = \left(\dot{p}^T - \dot{p}^{T*} \right) + (1 - \alpha) \left(\dot{a}^T - \dot{a}^{NT} \right) - (1 - \alpha^*) \left(\dot{a}^{T*} - \dot{a}^{NT*} \right)$$

unde α (α^*) indică ponderea bunurilor *tradables* în coșul *IPC* în țară, respectiv în străinătate.

Pentru a se determina legătura dintre diferențialul prețurilor relative și cursul real calculat pe baza *IPC*, se înlocuiește *IPC* (atât din țară cât și din străinătate) din formula cursului de schimb real cu $\dot{p} = \alpha \cdot \dot{p}^T + (1 - \alpha) \cdot \dot{p}^{NT}$, respectiv $\dot{p}^* = \alpha^* \cdot \dot{p}^{T*} + (1 - \alpha^*) \cdot \dot{p}^{NT*}$ obținându-se:

$$\dot{q} = \dot{e} + \dot{p}^{T*} - \dot{p}^T - (1 - \alpha) \left(\dot{p}^{NT} - \dot{p}^T \right) + (1 - \alpha^*) \left(\dot{p}^{NT*} - \dot{p}^{T*} \right).$$

Presupunând în continuare că structura celor două coșuri de consum, din țară și străinătate, este similară și că versiunea relativă a *PPP* se verifică pentru bunurile din cadrul sectorului *tradables*, relația anterioară se simplifică la:

$$\dot{q} = -(1 - \alpha) \left[\left(\dot{p}^{NT} - \dot{p}^T \right) - \left(\dot{p}^{NT*} - \dot{p}^{T*} \right) \right].$$

Din această relație și o serie de rezultate obținute anterior putem deduce legătura directă între diferențialul de productivitate și cursul de schimb real calculat pe baza *IPC*:

$$\dot{q} = -(1 - \alpha) \left[\left(\frac{\theta^{NT}}{\theta^T} \cdot \dot{a}^T - \dot{a}^{NT} \right) - (1 - \alpha^*) \left(\frac{\theta^{NT*}}{\theta^{T*}} \cdot \dot{a}^{T*} - \dot{a}^{NT*} \right) \right].$$

III.2. Testarea existenței efectului Balassa-Samuelson în România

Testarea existenței efectului Balassa-Samuelson în România a fost realizată în două etape.

1. Verificarea ipotezelor modelului

- paritatea puterii de cumpărare pentru cursul leu/euro;

- competitivitatea pieței muncii;
- mobilitatea capitalului.

2. Testarea existenței efectului Balassa-Samuelson pe baza ecuațiilor de cointegrare: transmiterea creșterii productivității din sectorul *tradables* către prețurile relative, inflație și apreciere reală a monedei naționale.

Testarea ipotezei parității puterii de cumpărare (*PPP* se verifică numai pe sectorul de bunuri *tradables* – ca urmare, cursul valutar este determinat de prețurile bunurilor *tradables* din țară și din străinătate).

$$S_t = P_t - P_t^* + \varepsilon_t,$$

unde:

S_t – cursul valutar nominal;

P_t – nivelul prețurilor în țară (*IPC/IPPI*);

P_t^* – nivelul prețurilor în străinătate (*IPC/IPPI*);

ε_t – termen rezidual (cursul valutar real).

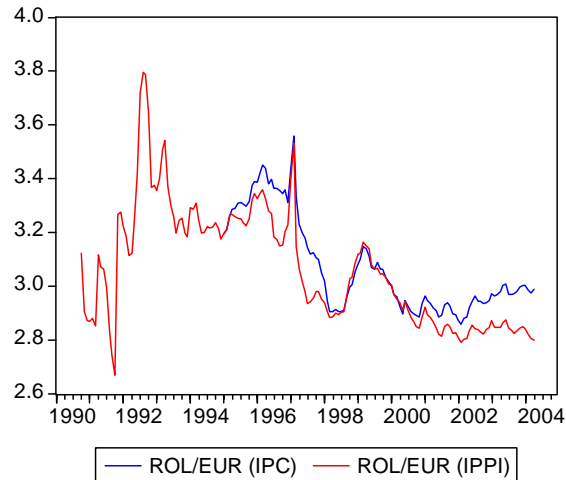
Întrucât cursul valutar nominal și nivelul prețurilor din țară și străinătate sunt serii nestacionare, pentru ca *PPP* să se verifice (să existe o relație de cointegrare între cele trei variabile), cursul valutar real trebuie să fie staționar. Prin urmare, verificarea *PPP* se realizează fie prin testarea staționarității cursului valutar real, fie prin testarea existenței unei relații de cointegrare între cele trei variabile și punând restricții asupra coeficienților nivelului prețurilor din țară și din străinătate.

Pentru verificarea acestei ipoteze, a fost folosit ca *proxy* pentru prețurile *tradables* indicele prețurilor producției industriale.

Conform rezultatelor econometrice, în cazul testării testării *PPP* pentru cursul de schimb real leu/euro calculat pe baza indicelui prețurilor producției industriale testul *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* confirmă staționaritatea cursului valutar real (la 5 la sută nivel de relevanță), testul *Phillips-Perron (PP)* respingând-o. În cazul testării *PPP* pentru cursul real calculat pe baza indicelui prețurilor de consum, cele două teste au respins ipoteza

staționarității seriei. Faptul că nu poate fi demonstrată respectarea ipotezei că paritatea puerii de cumpărare pentru bunuri *tradables* este verificată indică faptul că efectul Balassa-Samuelson nu este singurul determinant al cursului valutar real.

Cursul de schimb real ROL/EUR calculat pe baza IPC și IPPI



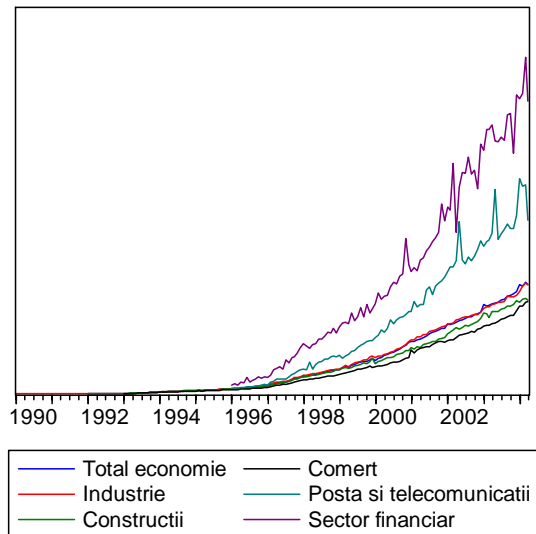
Rezultatele testelor de staționaritate

	ADF		Phillips-Perron	
	t-statistic	prob. asoc.	t-statistic	prob. asoc.
ROL/EUR real (IPC) - nivel	-2.124	0.237	-1.356	0.592
ROL/EUR real (IPC) - prima diferență	-3.064	0.040	-5.007	0.000
ROL/EUR real (IPPI) - nivel	-4.091	0.015	-2.782	0.212
ROL/EUR real (IPPI) - prima diferență	-3.891	0.005	-6.291	0.000

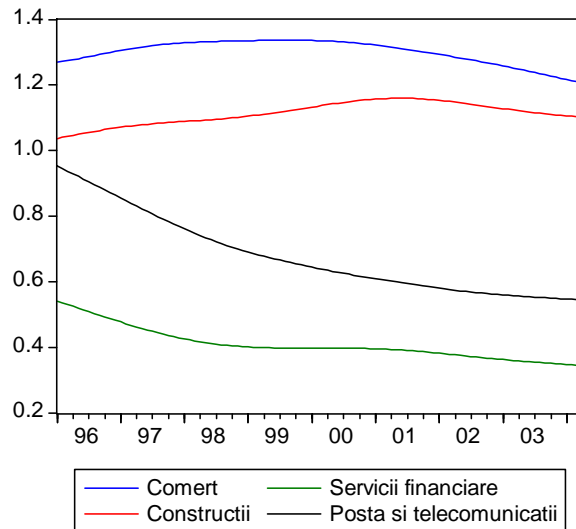
În privința **ipotezei privind piața muncii**, începând din anul 2000 se manifestă o tendință de egalizare a salariilor din comerț și construcții cu cele din industrie. Pentru evidențierea acestei evoluții au fost calculate salariile relative (ca raport între salariile în industrie și salariile în sectorul *non-tradables*), iar pe baza filtrului *Hodrick-Prescott* a fost surprins trendul acestora. Evoluțiile divergente ale salariilor pe anumite sectoare sunt datorate restricțiilor (de exemplu, studiile necesare) în ceea ce privește accesul la o anumită profesie (sectorul poștă și telecomunicații, sectorul financiar-bancar).

Evoluția salariilor nominale

(serii ajustate sezonier)

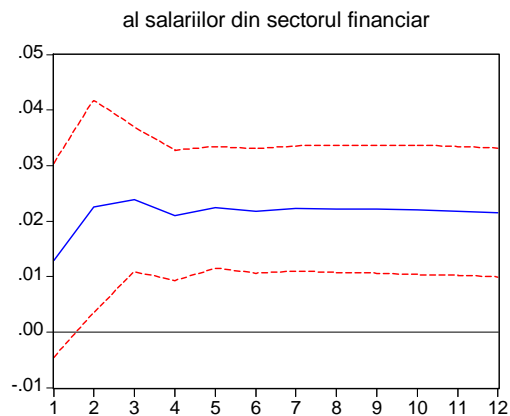
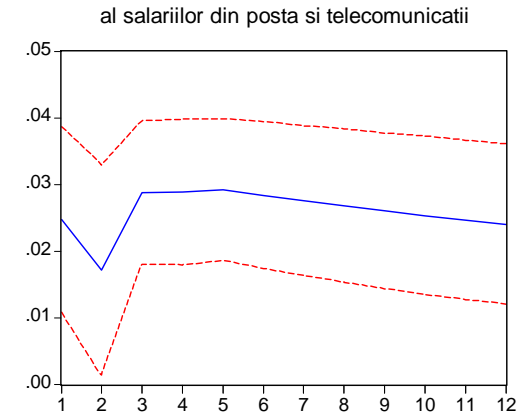
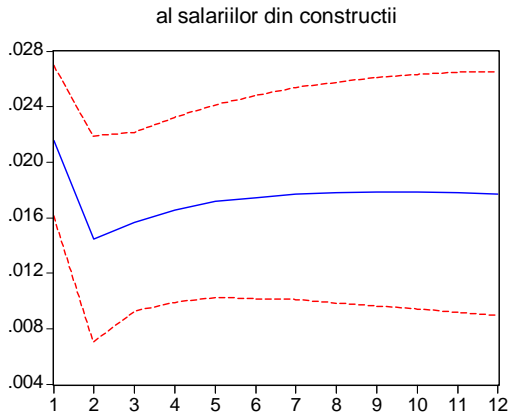
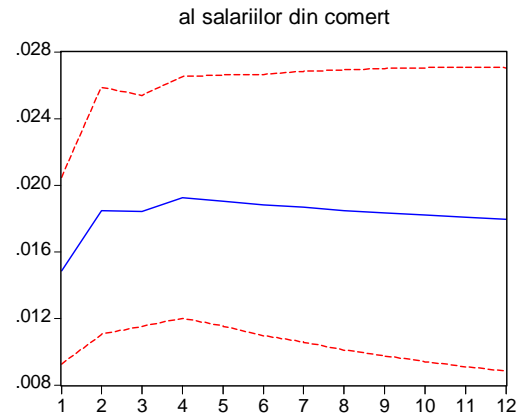
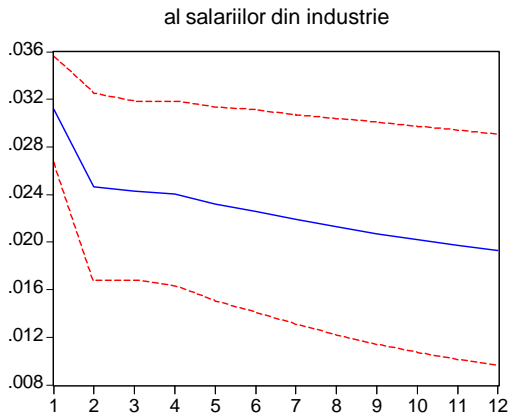


Evoluția salariilor relative



Pentru testarea transmiterii unei creșteri salariale din sectorul *tradables* în sectorul *non-tradables* s-a construit un model *VAR* pe baza salariilor nominale, ajustate sezonier, din cele cinci sectoare pentru perioada aprilie 1996 – aprilie 2004 și s-au construit funcțiile de impuls-răspuns al unui șoc al salariului nominal în industrie asupra celorlalte salarii. Conform rezultatelor funcțiilor de impuls-răspuns salariile nominale din celelalte sectoare *non-tradables* răspund la un șoc al salariilor din sectorul *tradables*.

**Răspunsul salariilor nominale din sectorul serviciilor
la un șoc al salariului nominal în industrie**



În ceea ce privește legătura dintre evoluția productivitate și salariile reale în industrie, nu a fost găsită o relație de cointegrare. În schimb, a fost găsită doar o relație de cointegrare între productivitate și salariile nominale.

Cea de-a treia ipoteză – **mobilitatea capitalului**, este îndeplinită parțial datorită faptului că procesul de liberalizare al contului de capital a început în anul 2001.

A doua etapă constă în **testarea existenței efectului Balassa-Samuelson** pe baza ecuațiilor de cointegrare: transmiterea creșterii productivității din sectorul *tradables* către prețurile relative, inflație și apreciere reală a monedei naționale.

Pentru testare se parcurg următoarele etape:

- Testarea mecanismului intern de transmisie al efectului Balassa-Samuelson: existența unei relații de cointegrare între prețurile relative (raportul dintre prețurile bunurilor *non-tradables* și cele ale bunurilor *tradables*) și productivitatea muncii. Între aceste două serii ar trebui să existe o relație pozitivă, în sensul că o creștere a productivității muncii conduce la o creștere a prețurilor relative.
- Testarea mecanismului extern de transmisie: existența unor relații de cointegrare între diferențialul de productivitate a muncii, diferențialul prețurilor relative și cursul valutar real (calculat pe baza indicelui prețurilor de consum), în sensul că o creștere mai rapidă a productivității în țară față de străinătate conduce la creșterea diferențialului prețurilor relative, iar aceasta va determina aprecierea în termeni reali a monedei naționale.

Ca *proxy* pentru prețurile relative a fost utilizat raportul dintre *IPC* pentru servicii și *IPPI*. Ca *proxy* pentru productivitate a fost utilizată productivitatea în industrie.

Staționaritatea tuturor seriilor utilizate a fost testată utilizând metodologia *ADF* și *Phillips-Perron*. Conform ambelor teste seriile sunt $I(1)$.

Conform testului de cointegrare *Johansen*, pentru România, în perioada trim. I 1994 – trim. I 2004, există o relație de cointegrare între prețurile relative și productivitatea muncii în industrie (mecanismul intern), iar coeficientul productivității muncii este pozitiv.

Ecuția de cointegrare între productivitatea muncii în industrie și prețurile relative

Cointegrating Eq:	CointEq1
REL_PR_RO(-1)	1.000000
L_PROD_RO_SA(-1)	-3.146349 (0.45231) [-6.95613]
C	15.45004

În vederea testării mecanismului extern de transmisie a efectului Balassa-Samuelson dintre România și zona euro, au fost utilizate două metodologii pentru perioada trim. I 1995 – trim. IV 2003:

- Construirea unui model *VEC* (conform metodologiei dezvoltată de Johansen (1995)), cu următoarele variabile: diferențialul de productivitate dintre România și zona euro, diferențialul prețurilor relative dintre România și zona euro și cursul real leu/euro (deflatat pe baza *IPC*);
- Testarea, prin modele *VEC* bivariate, a relațiilor de cointegrare dintre: diferențialul de productivitate și diferențialul prețurilor relative, diferențialul prețurilor relative și cursul valutar real, diferențialul de productivitate și cursul valutar real.

Conform modelului *VEC* multivariat, există două relații de cointegrare ce corespund mecanismului de transmisie a efectului Balassa-Samuelson: o relație între diferențialul de productivitate și diferențialul prețurilor relative, și o relație de cointegrare între diferențialul prețurilor relative și cursul valutar real.

Vectorii de cointegrare ai modelului *VEC*

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
RER_EUR(-1)	1.000000	0.000000
DIFF_PROD_RO_EU(-1)	0.000000	-5.362524 (1.58659) [-3.37991]
DIFF_RELPR_RO_EU(-1)	0.682498 (0.05330) [12.8042]	1.000000
C	-3.193838	0.341596

Conform celei de-a doua metodologii, există relații de cointegrare între diferențialul de productivitate și diferențialul prețurilor relative și între diferențialul prețurilor relative și cursul valutar real.

Tabelul III.3. Ecuțiile de cointegrare bivariate

Cointegrating Eq:	CointEq1
DIFF_RELPR_RO_EU(-1)	1.000000
DIFF_PROD_RO_EU(-1)	-6.646758 (1.35573) [-4.90271]
C	0.479721
Cointegrating Eq:	CointEq1
RER_EUR(-1)	1.000000
DIFF_RELPR_RO_EU(-1)	0.603496 (0.09672) [6.23939]
C	-3.178460

În concluzie, conform rezultatelor econometrice, în România, în perioada ianuarie 1994 – aprilie 2003, s-a înregistrat prezența efectului Balassa-Samuelson. Acesta a fost pus în evidență pe baza ecuației de cointegrare între productivitatea muncii în industrie și prețurile relative (mecanismul intern de transmisie) și a ecuațiilor de cointegrare între diferențialul productivității muncii, diferențialul prețurilor relative și cursul valutar real (mecanismul extern de transmisie). De asemenea, pe baza unui model cu vectori de corecție a erorilor (*VEC*), a fost pus în evidență faptul că o creștere mai rapidă a productivității în România față de zona euro conduce la o apreciere în termeni reali a leului față de euro.

Astfel, se poate aprecia că, în condițiile manifestării efectului Balassa-Samuelson, procesul de *catching up* va conduce și în viitor la o apreciere în termeni reali a monedei naționale. În plus, datorită creșterii probabile a ponderii sectorului *non-tradables* în PIB și implicit în coșul *IPC*, acest efect va fi accentuat.

III.3. Estimarea efectului Balassa-Samuelson în România

Efectul Balassa-Samuelson a fost calculat pentru fiecare dintre cele două metodologii utilizate pentru testarea sa, pe baza seriilor de date pentru diferențialul de productivitate și trendul acestora (calculat pe baza filtrului *Hodrick-Prescott*) și ponderea bunurilor *tradables* în indicele prețurilor de consum. În cuantificarea acestui efect s-a ținut cont de ponderea prețurilor bunurilor *non-tradables* în coșul *IPC* (media pe perioada analizată fiind de 13,5 la sută).

Efectul Balassa-Samuelson asupra cursului valutar

Perioada	Efectul Balassa-Samuelson		Efectul Balassa-Samuelson (pe baza filtrului Hodrick-Prescott)	
	<i>VEC</i> multivariat	<i>VEC</i> bivariat	<i>VEC</i> multivariat	<i>VEC</i> bivariat
1995	-2.843	-3.116	-0.312	-0.342
1996	-2.664	-2.919	0.039	0.043
1997	3.938	4.316	0.402	0.440
1998	5.679	6.224	0.030	0.032
1999	-2.468	-2.705	-0.988	-1.083
2000	-3.297	-3.614	-2.316	-2.538
2001	-7.175	-7.864	-3.261	-3.574
2002	-4.302	-4.715	-3.443	-3.773
2003	0.067	0.073	-3.447	-3.778
Total	-10.646	-11.668	-11.754	-12.882
Medie anuală	-1.452	-1.591	-2.691	-2.949

Astfel, în perioada 1995 – 2003, efectul Balassa-Samuelson asupra cursului real leu/euro, a avut o valoare medie cuprinsă între 1,4 și 1,6 puncte procentuale pe an. Începând cu anul 1999, se constată o majorare a acestui efect, valorile medii (utilizând mai multe metodologii de calcul) fiind cuprinse între 2,7 și 3,8 puncte procentuale pe an. Această valoare relativ ridicată comparativ cu țările din primul val de aderare la Uniunea Europeană (unde efectul Balassa-Samuelson a fost de până la 2 puncte procentuale pe an) se datorează ritmului mai alert al procesului de convergență a economiei românești în situația în care condițiile inițiale au fost mai nefavorabile.

IV. Modelul BEER

IV.1. Modelul teoretic

Unul din motivele pentru care metodologia *FEER* poate fi preferată este faptul că ratele de schimb au fost volatile și impredictibile, iar, conform lui Meese și Rogoff (1983 și 1984) și Frankel și Rose (1995), în literatura de specialitate, evoluțiile cursului valutar au fost dificil de explicat. În particular, anumite modele econometrice care au folosit date pentru un singur curs valutar, nu au reușit să pună în evidență legături semnificative din punct de vedere statistic între cursurile de schimb și variabile economice fundamentale (cum ar fi diferențialul între ratele de dobândă reale). Dar, conform lui Chinn (1996), Chinn și Johnson (1996), MacDonald (1996) și MacDonald, Marsh și Nagayasu (1996), utilizând serii de timp lungi sau metodologia *panel*, comportamentul cursului valutar nominal și real poate fi explicat pe baza fundamentelor economice pe baza unor ecuații econometrice în formă redusă[‡].

Astfel, o alternativă potențială la utilizarea *FEER* în analiza evoluției cursului valutar o reprezintă estimarea unei ecuații reduse care explică comportarea cursului real de schimb. Conform lui Clark și MacDonald, o asemenea formă redusă, care explică cursul de schimb în funcție de variabile fundamentale și variabile tranzitorii poate fi reprezentată după cum urmează:

$$q_t = \beta_1' Z_{1,t} + \beta_2' Z_{2,t} + \tau' T_t + \varepsilon_t$$

unde:

q_t reprezintă cursul valutar;

Z_1 – vector al variabilelor fundamentale care se așteaptă a avea un efect persistent pe termen lung asupra cursului valutar;

Z_2 – vector al variabilelor fundamentale care vor avea impact pe termen mediu asupra cursului valutar (și care pot coincide, de exemplu, cu ciclul economic);

β_1, β_2 - vectorii coeficienților;

T – vectorul factorilor tranzitorii care au impact pe termen scurt asupra cursului valutar

[‡] Clark și MacDonald, 1998

τ - vectorul coeficienților;

ε_t - termen de eroare.

În acest context, cursul *curent* de echilibru, q' , este:

$$q_t' = \beta_1' Z_{1,t} + \beta_2' Z_{2,t}$$

și reprezintă nivelul cursului valutar determinat de valorile curente ale celor două seturi de variabile fundamentale.

Deviația *curentă* față de echilibru, cm_t , este diferența dintre cursul real efectiv și cursul dat de valorile curente ale variabilelor fundamentale:

$$cm_t = q_t - q_t' = q_t - \beta_1' Z_{1,t} - \beta_2' Z_{2,t} = \tau' T_t + \varepsilon_t.$$

Deoarece valorile curente ale variabilelor fundamentale sunt diferite de valorile dezirabile sau sustenabile ale acestor variabile, este util de definit deviația *totală* a cursului valutar față de echilibru, tm_t , ca diferența dintre valoarea actuală a ratei de schimb și valoarea dată de valorile sustenabile sau pe termen lung ale variabilelor fundamentale, notate cu $\overline{Z}_{1,t}$ și $\overline{Z}_{2,t}$:

$$tm_t = q_t - \beta_1' \overline{Z}_{1,t} - \beta_2' \overline{Z}_{2,t}.$$

Adăugând și scăzând q_t' din partea dreaptă a ecuației, deviația totală poate fi descompusă în două componente:

$$tm_t = (q_t - q_t') + [\beta_1'(Z_{1,t} - \overline{Z}_{1,t}) + \beta_2'(Z_{2,t} - \overline{Z}_{2,t})].$$

Primul termen reprezintă deviația curentă iar cel de-al doilea arată efectul deviației valorilor curente ale variabilelor fundamentale față de valorile lor sustenabile sau pe termen lung. Ținând cont de faptul că $q_t - q_t' = \tau' T_t + \varepsilon_t$, ecuația deviației totale poate fi scrisă:

$$tm_t = \tau' T_t + \varepsilon_t + [\beta_1'(Z_{1,t} - \overline{Z}_{1,t}) + \beta_2'(Z_{2,t} - \overline{Z}_{2,t})].$$

Astfel, prin modelul *BEER*, deviația totală a cursului valutar, în orice moment, poate fi descompusă în efectul factorilor tranzitori și în efectul datorat deviației variabilelor fundamentale față de valorile sustenabile ale acestora. În timp ce modelul *FEER* se referă exclusiv la un orizont pe termen mediu spre lung, modelul *BEER* este mai general, în sensul că poate fi utilizat pentru explicarea evoluțiilor ciclice ale cursului valutar real.

Punctul de plecare al modelului *BEER* dezvoltat de Clark și MacDonald (1999) este condiția parității ratei dobânzii cu prima de risc:

$$E_t[\Delta s_{t+k}] = -(i_t - i_t^*) + \pi_t,$$

unde:

s_t reprezintă valoarea unei unități de monedă națională în unități de monedă străină;

i_t – rata nominală a dobânzii;

$\pi_t = \lambda_t + k$ reprezintă prima de risc care are o componentă variabilă, λ_t ;

Δ reprezintă operatorul prima diferență;

E_t – operatorul de așteptări condiționate;

$t + k$ reprezintă orizontul de maturitate al obligațiunilor.

Ecuția de mai sus poate fi convertită într-o relație în termeni reali scăzând din cursul valutar nominal și din diferențialul ratelor nominale ale dobânzii valoarea așteptată a diferențialului de inflație, $E_t(\Delta p_{t+k} - \Delta p_{t+k}^*)$ și rearanjând termenii:

$$q_t = E_t[q_{t+k}] + (r_t - r_t^*) - \pi_t,$$

unde $r_t = i_t - E_t(\Delta p_{t+k})$ reprezintă rata reală a dobânzii *ex ante*. Această ecuație descrie valoarea curentă a cursului de echilibru ca fiind determinată de trei componente: așteptările privind valoarea cursului real de schimb în perioada $t + k$, diferențialul ratelor de dobândă reale cu maturitatea $t + k$ și prima de risc. Semnul minus al primei de risc indică faptul că o creștere a primei de risc necesită o depreciere a cursului valutar real, ceea ce generează, datorită structurii modelului, așteptarea unei aprecieri reale (Meese și Rogoff, 1988).

Presupunând că componenta variabilă în timp a primei de risc este o funcție a ofertei relative de titlul de stat naționale față de cele străine,

$$\lambda = g(gdebt_t^+ / gdebt_t^*),$$

o creștere în oferta relativă de instrumente de debit naționale față de cele străine, va avea ca efect majorarea primei de risc naționale, ceea ce va necesita o depreciere a valorii curente a cursului de echilibru (Giorgianni, 1997).

Presupunând că valoarea așteptată, neobservabilă, a cursului valutar, $E_t[q_{t+k}]$, este determinată exclusiv de către valorile pe termen lung ale variabilelor fundamentale, Z_t , și notând cursul de echilibru pe termen lung cu \hat{q}_t , atunci,

$$\hat{q}_t = E_t[q_{t+k}] = E_t[\beta_1' Z_{1,t}] = \beta_1' Z_{1,t}.$$

Clark și MacDonald (1999), iau în considerare trei variabile pentru determinarea cursului de echilibru pe termen lung:

$$\hat{q}_t = f(tot_t^+, tnt_t^+, nfa_t^+),$$

unde:

tot reprezintă *terms of trade*;

tnt – efectul Balassa-Samuelson (prețurile relative calculate ca raport între prețurile *non-tradables* și prețurile *tradables*);

nfa – activele externe nete.

Semnul pus deasupra variabilelor din partea dreaptă a ecuației reprezintă derivata parțială.

Conform lui Masson, Kremers și Horne (1993), activele externe nete sunt determinate de factorii determinanți ai economisirii și investițiilor, în particular de structura demografică și deficitul bugetar.

Ca urmare, cursul de echilibru în modelul *BEER* este determinat de următoarele variabile:

$$BEER = f(r - r^*, gdebt / gdebt^*, tot, tnt, nfa),$$

comparativ cu modelul *FEER*, în care cursul de echilibru este determinat de:

$$FEER = f(-\overline{KA}, \overline{y_d}, \overline{y_f}),$$

unde:

\overline{KA} reprezintă nivelul de echilibru pe termen mediu al contului de capital;

$\overline{y_d}$, $\overline{y_f}$ - nivelul de echilibru pe termen mediu al *output*-ului sau cererii agregate în țară și respectiv în străinătate.

Una dintre diferențele principale dintre modelul *FEER* și *BEER* este faptul că în cadrul modelului *FEER*, cursul real este asociat cu un nivel de echilibru al contului de capital

specificat independent împreună cu setarea *output*-ului intern și extern la nivelul lor potențial, în timp ce modelul *BEER* este estimat utilizând valorile actuale ale variabilelor fundamentale determinante ale cursului de schimb real. Ca urmare, asigurarea comparabilității între cele două modele implică calcularea cursului *BEER* cu setarea determinanților acestuia la valorile corespunzătoare unui nivel de angajare totală a forței de muncă (*output*-ul se află la nivelul său potențial). În aceste condiții, variațiile valorii de echilibru al contului de capital pot fi capturate de evoluția valorilor calibrate ale activelor externe nete, valorii relative a datoriei guvernamentale și diferențialului ratelor dobânzilor.

Metodele econometrice utilizate în estimarea *BEER* se bazează în principal pe metodologia *VEC* (*Vector Error Correction*) dezvoltată de Johansen (1995). Unul dintre avantajele acestei metodologii, în contrast cu alte metode, constă în faptul că permite atât testarea cointegrării dintre variabile, cât și determinarea numărului de relații de cointegrare.

IV.2. Estimarea cursului valutar real de echilibru pentru România

Pentru România, pentru determinarea cursului de schimb de ecilibru, a fost construit, pe baza unui eșantion de date trimestriale pe perioada trim. I 1997 – trim. I 2004, atât un model *BEER* cât și un model structural, cu ecuațiile de echilibru obținute pe baza metodologiei de cointegrare Johansen.

Modelul *BEER* de determinare a cursului de echilibru a fost construit utilizând metodologia *VEC* și are ca variabile:

- cursul real ROL/EUR ($L_ERR_EUR_SA$);
- diferențialul prețurilor relative dintre România și zona euro ($DIFF_REL_PR$);
- productivitatea muncii în industrie în România ($L_PRODUCTIV_RO_SA$);
- ponderea activelor externe nete din sistemul bancar calculate ca procent în *PIB* (NFA_GDP_SA);
- consumul final, calculat în prețuri constante, ($L_CONS_RO_R_SA$);
- diferențialul ratelor reale ale dobânzilor pe piața monetară cu scadența la 3 luni, între România și zona euro ($DIFF_INT_R$).

Pentru eliminarea factorilor sezonieri, toate seriile au fost ajustate sezonier pe baza metodologiei *X12*.

Modelul a fost restricționat de trei relații de cointegrare:

– ecuația diferențialului prețurilor relative:

$$DIFF_REL_PR = 0.68*L_PRODUCTIV_RO_SA - 2.84*L_CONS_RO_R_SA + 1.03$$

– ecuația activelor externe nete:

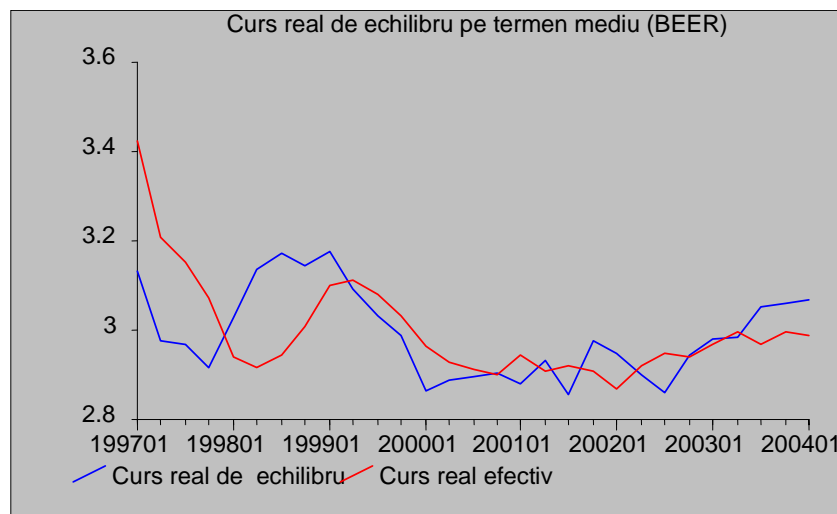
$$NFA_GDP_SA = 0.39*L_PRODUCTIV_RO_SA - 0.62*L_CONS_RO_R_SA \\ + 0.02*DIFF_INT_R + 0.19$$

– ecuația cursului valutar real:

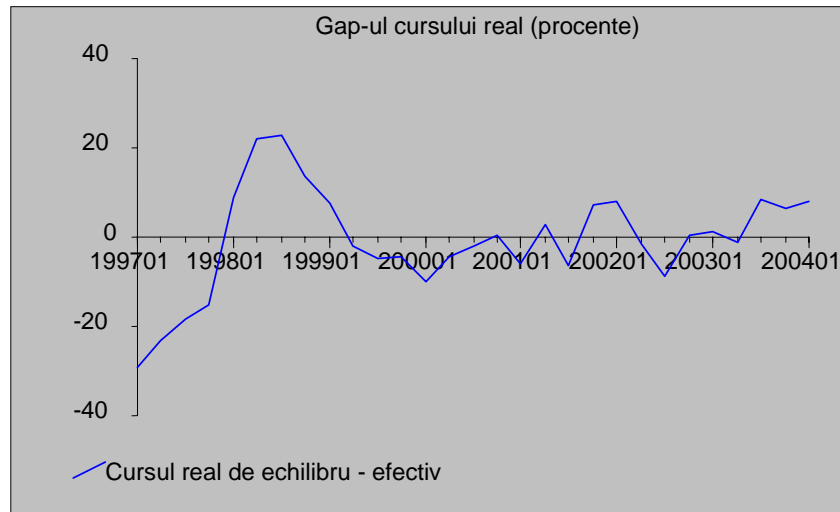
$$L_ERR_EUR_SA = - 0.41*DIFF_REL_PR - 0.82*NFA_GDP_SA + 0.02*DIFF_INT_R \\ + 3.23$$

Estimarea modelului *VEC* este prezentată în Anexa 1.

Cursul valutar real de echilibru ROL/EUR pe termen mediu (definit ca acel nivel al cursului valutar consistent cu valorile efective ale variabilelor economice fundamentale), determinat pe baza celor trei ecuații de cointegrare, este prezentat în graficul următor:



Iar *gap*-ul (abaterea cursului de echilibru față de cursul efectiv) în perioada analizată este prezentat în graficul de mai jos:



(+ apreciere/- depreciere)

Modelul structural pe baza căruia s-a estimat cursul de echilibru este construit pe baza următoarelor ecuații, obținute pe baza metodologiei de cointegrare Johansen:

1. Ecuația echilibrului intern (din care rezultă prețurile relative) – relație de cointegrare între prețurile relative ($L_REL_PR_RO_SA$), productivitatea muncii în industrie ($L_PRODUCTIV_RO_SA$) - canalul intern de transmisie al efectului Balassa-Samuelson și consumul final, calculat în prețuri constante, ($L_CONS_RO_R_SA$):

$$L_REL_PR_RO_SA = 1.25 * L_PRODUCTIV_RO_SA - 1.67 * L_CONS_RO_R_SA + 0.47$$

Într-o economie mică și deschisă echilibrul intern este atins atunci când prețurile relative ale bunurilor *non-tradables* determină echilibrul pieței. Ele sunt determinate de productivitate și cerere (consum). O creștere a productivității, datorită efectului Balassa-Samuelson, conduce la o majorare a prețurilor relative ale bunurilor *non-tradables*. O majorare a consumului de asemenea va conduce la o majorare a prețurilor relative, dacă creșterea consumului se bazează în principal pe creșterea cererii de bunuri *non-tradables*.

2. Ecuația exporturilor – relație de cointegrare între exporturile României în prețuri constante ($L_EXP_RO_R_SA$), PIB-ul Uniunii Europene, calculat în prețuri constante, ($L_GDP_EU_R$) – utilizat ca *proxy* pentru cererea externă, cursul valutar real ROL/EUR ($L_ERR_EUR_SA$) și productivitatea în industrie ($L_PRODUCTIV_RO_SA$):

$$L_EXP_RO_R_SA = 1.54 * L_GDP_EU_R + 0.52 * L_ERR_EUR_SA$$

$$+ 1.12*L_PRODUCTIV_RO_SA - 13.94$$

3. Ecuația importurilor – relație de cointegrare între importurile României în prețuri constante ($L_IMP_RO_R_SA$), exporturile României, calculate în prețuri constante, ($L_EXP_RO_R_SA$), cererea internă, calculată în prețuri constante, ($L_DD_RO_R_SA$) și cursul valutar real ROL/EUR ($L_ERR_EUR_SA$).

$$L_IMP_RO_R_SA = 0.53*L_EXP_RO_R_SA + 1.25*L_DD_RO_R_SA \\ - 0.90*L_ERR_EUR_SA + 1.84$$

4. Ecuația echilibrului extern (din care rezultă nivelul activelor externe nete din sistemul) – relația de cointegrare între active externe nete, calculate ca procent în PIB (NFA_GDP_SA), exporturile relative ($L_EXP_RO_R_SA-L_IMP_RO_R_SA$), venituri și transferuri, calculate ca procent în PIB ($VEN_TRANSF_GDP_SA$) și diferențialul rețelor reale de dobândă cu scadența de trei luni, pe piața monetară, între România și zona euro ($BUBOR_3M_R-EURIBOR_3M_R$):

$$NFA_GDP_SA = 0.57*(L_EXP_RO_R_SA-L_IMP_RO_R_SA) \\ + 4.54*VEN_TRANSF_GDP_SA - 0.02*(BUBOR_3M_R-EURIBOR_3M_R) + 0.08$$

Conform acestei ecuații, nivelul activelor externe nete din sistemul bancar depinde de balanța comercială, veniturile și transferurile nete și diferențialul real al ratelor dobânzii dintre România și zona euro.

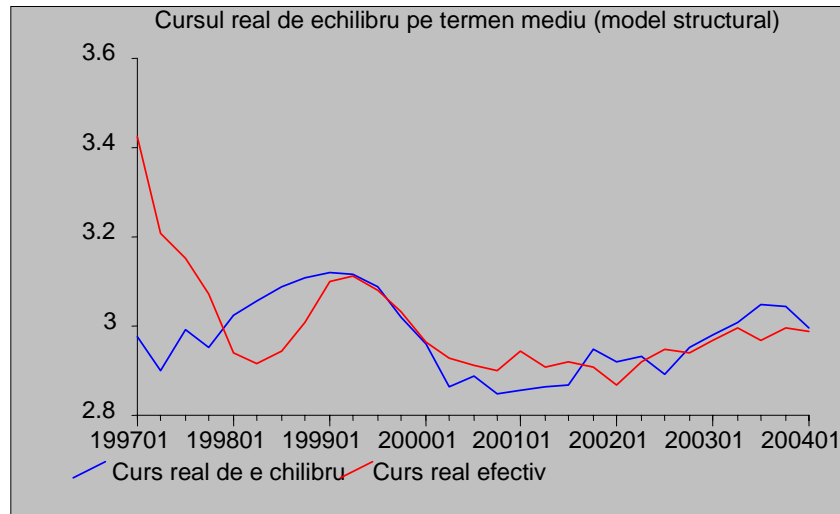
5. Ecuația cursului real ROL/EUR – relația de cointegrare între cursul valutar real ROL/EUR ($L_ERR_EUR_SA$), active externe nete (NFA_GDP_SA), diferențialul prețurilor relative dintre România și zona euro ($L_REL_PR_RO_SA-L_REL_PR_EU_SA$) – canalul extern de transmisie al efectului Balassa-Samuelson și diferențialul dobânzilor reale dintre România și zona euro ($BUBOR_3M_R-EURIBOR_3M_R$):

$$L_ERR_EUR_SA = -1.09*NFA_GDP_SA - 0.17*(L_REL_PR_RO_SA- \\ L_REL_PR_EU_SA) + 0.07*(BUBOR_3M_R-EURIBOR_3M_R) + 3.30$$

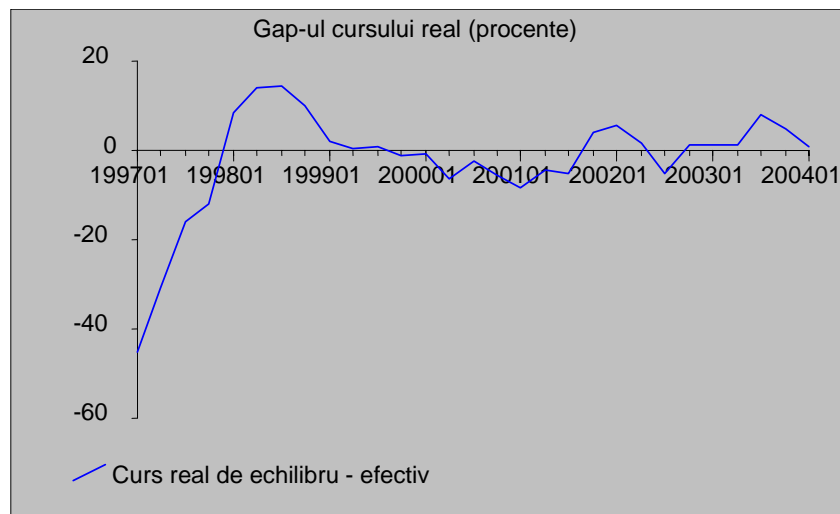
Conform acestei ecuații își pune amprenta prețurile relative (echilibrul intern), nivelul activelor externe nete (echilibrul extern) și diferențialul ratelor reale ale dobânzii dintre România și zona euro (*proxy* pentru paritatea neacoperită a ratei dobânzii)

Modelele *VEC* pe baza cărora s-au determinat relațiile de cointegrare sunt prezentate în Anexa II.

Cursul valutar real de echilibru ROL/EUR (pe termen mediu), determinat pe baza modelului structural, este prezentat în graficul următor:



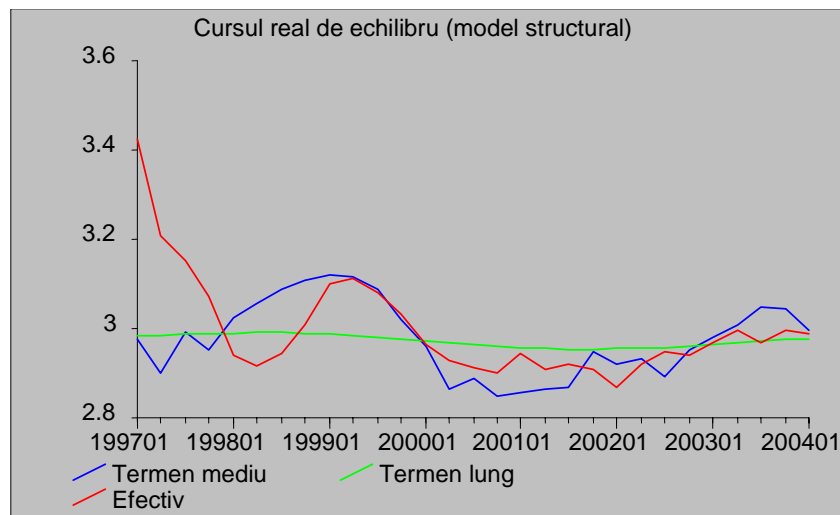
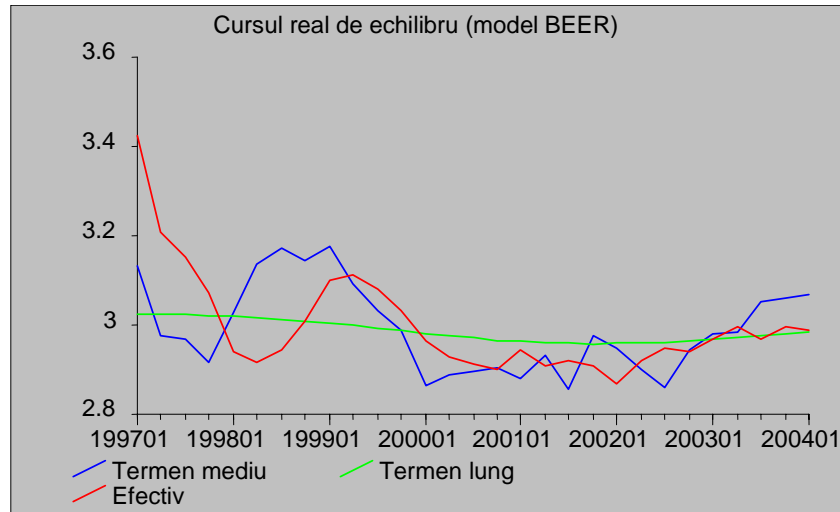
Iar *gap*-ul cursului valutar real este:



(+ apreciere/- depreciere)

Pentru estimarea valorii de echilibru pe termen lung (definită ca acea valoare a cursului valutar real consistentă cu valorile de echilibru ale variabilelor economice fundamentale) a cursului valutar și a obținerii unei valori a cursului de echilibru comparabilă cu cel

determinat de un model *FEER*, s-au estimat cele două modele (*BEER* și structural) utilizând valorile de echilibru (determinate pe baza unui filtru *Hodrick-Prescott*) ale variabilelor din cele două modele. Rezultatele sunt prezentate în graficele de mai jos.



Conform rezultatelor econometrice, atât modelul *BEER* cât și modelul structural semnalează două perioade de dezechilibru între cursul valutar real și variabilele macroeconomice fundamentale:

- în anul 1997, când pe fondul liberalizării pieței valutare cursul valutar s-a depreciat sub valoarea sa de echilibru;

- în anul 1998, când cursul valutar a fost supra-apreciat. Ulterior, în anul 1999, pe fondul reducerii activelor externe nete și existenței riscului de intrare în incapacitate de plăți, cursul a fost depreciat către valoarea sa de echilibru.

Începând din anul 1999, cursul real de echilibru (pe termen mediu) a evoluat în jurul valorii sale de echilibru.

Comparativ cu nivelul cursului de echilibru pe termen lung, rezultatele econometrice semnalează:

- de asemenea, o perioadă (1997) în care cursul valutar real a fost depreciat;
- extinde (pe lângă 1998) și la anul 1999 perioada de supra-apreciere a cursului valutar real;
- semnalează, în anii 2000 și semestrul I 2001 o perioadă în care cursul valutar a fost ușor depreciat.

V. Concluzii

În perioada 1995 – 2003, efectul Balassa-Samuelson asupra cursului real leu/euro, a avut o valoare medie cuprinsă între 1,4 și 1,6 puncte procentuale pe an. Începând cu anul 1999, se constată o majorare a acestui efect, valorile medii (utilizând mai multe metodologii de calcul) fiind cuprinse între 2,7 și 3,8 puncte procentuale pe an. Această valoare relativ ridicată comparativ cu țările din primul val de aderare la Uniunea Europeană (unde efectul Balassa-Samuelson a fost de până la 2 puncte procentuale pe an) se datorează ritmului mai alert al procesului de convergență a economiei românești în situația în care condițiile inițiale au fost mai nefavorabile.

Conform rezultatelor econometrice, atât modelul *BEER* cât și modelul structural semnaleză două perioade de dezechilibru între cursul valutar real și variabilele macroeconomice fundamentale:

- în anul 1997, când pe fondul liberalizării pieței valutare cursul valutar s-a depreciat sub valoarea sa de echilibru;
- în anul 1998, când cursul valutar a fost supra-apreciat. Ulterior, în anul 1999, pe fondul reducerii activelor externe nete și existenței riscului de intrare în incapacitate de plăți, cursul a fost depreciat către valoarea sa de echilibru.

Începând din anul 1999, cursul real de echilibru (pe termen mediu) a evoluat în jurul valorii sale de echilibru.

Comparativ cu nivelul cursului de echilibru pe termen lung, rezultatele econometrice semnaleză:

- de asemenea, o perioadă (1997) în care cursul valutar real a fost depreciat;
- extinde (pe lângă 1998) și la anul 1999 perioada de supra-apreciere a cursului valutar real;

semnaleză, în anii 2000 și semestrul I 2001 o perioadă în care cursul valutar a fost ușor depreciat.

Bibliografie

- [1] Alberola, Enrique și Humberto Lopez, 2001, „Internal and External Exchange Rate Equilibrium in a Cointegration Framework. An Application to the Spanish Peseta”, *Spanish Economic Review* 3, 23-40
- [2] Balassa, Bela, 1964, „The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal”, *Journal of Political Economy* 72, p 584 – 596
- [3] Barisone, Giacomo, Rebecca Driver și Simon Wren-Lewis, 2000, „Are our FEER’s justified?”, *School of Business and Economics, University of Exeter, Discussion Papers in Economics*
- [4] Clark, Peter B. și Ronald MacDonald, 2000, „Filtering the BEER: A Permanent and Transitory Decomposition”, *IMF Working Paper WP/00/144*
- [5] Clark, Peter B. și Ronald MacDonald, 1998, „Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs”, Capitolul 10 în „Equilibrium Exchange Rates”, R. MacDonald și J. L. Stein, editori, Kluwer Academic Publishers
- [6] Clark, Peter B. și Ronald MacDonald, 1998, „Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs”, *IMF Working Paper WP/98/67*
- [7] Codirlaşu, Adrian și Nicolaie Alexandru-Chidesciuc, 2004, „Estimarea Efectului Balassa-Samuelson pentru România”, lucrare prezentată în cadrul conferinței „Tinerii Economiști”, organizată de către Banca Națională a României, București, 17 septembrie 2004
- [8] 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”, *European Central Bank Working Paper No. 160*

- [9] Egert, Balazs, 2003, „Nominal and Real Convergence in Estonia: The Balassa-Samuelson (Dis)connection. Tradable Goods, Regulated Prices and Other Culprits”, William Davidson Institute, Working Paper No. 556
- [10] Egert, Balazs și Amina Lahreche-Revil, 2003, „Estimating the Fundamental Equilibrium Exchange Rate of Central and Eastern European Countries. The EMU Enlargement Perspective”, CEPII Working paper No. 2003 - 05
- [11] Egert, Balazs, 2002, „Investigating the Balassa-Samuelson Hypothesis in Transition: Do We Understand What We See?”, Discussion Paper No. 6, Institute for Economies in Transition, BOFIT, Bank of Finland
- [12] Egert, Balazs, 2001, „Estimating the Impact of the Balassa-Samuelson Effect on Inflation during the Transition: Does It Matter in the Run-Up to EMU? The case of the Czech Republic, Hungary, Poland, Slovakia and Slovenia”, East European Transition and EU Enlargement: a Quantitative Approach, Gdansk, 15 – 21 June, 2001
- [13] Faria, Joao Ricardo și Miguel Leon-Ledesman, 2000, „Testing the Balassa-Samuelson Effect: Implications for Growth and PPP”
- [14] Frankel, Jeffrey și Andrew Rose, 1995, „Empirical Research on Nominal Exchange Rates”, Capitolul 33 în G. Grossman și K. Rogoff, editori, „Handbook of International Economics”, Vol. 3, Elsevier Science B.V.
- [15] Gagnon, Joseph E., 1996, „Net Foreign Assets and Equilibrium Exchange Rates: Panel Evidence”, Board of Governors of Fed, International Finance Discussion Papers, No. 574
- [16] Giorgianni, Lorenzo, 1997, „Foreign Exchange Risk Premium: Does Fiscal Policy Matter? Evidence from Italian Data”, IMF Working Paper WP/97/39
- [17] Huizinga, John, 1987, „An Empirical Investigation of the Long-Run Behavior of Real Exchange Rates”, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 27, pp. 149-215
- [18] Johansen, Soren, 1995, „Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models”, Oxford University Press

- [19] Kovacs, Mihaly Andras, 2002, „On the Estimated Size of the Balassa-Samuelson Effect in Five Central and Eastern European Countries”, NBH Working Paper 2002/5
- [20] Maeso-Fernandez, Francisco, Chiara Osbat și Bernd Schnatz, 2001, „Determinants of the Euro Real Effective Exchange Rate: A BEER/PEER approach”, European Central Bank Working Paper No. 85
- [21] Mark, Nelson C., 2001, „International Macroeconomics and Finance – Theory and Econometric Methods”, Blackwell Publishers
- [22] Masson, Paul, Joroen Kremers și Jocelyn Horne, 1997, „The Relationship Between Real Exchange Rates and Real Interest Rates: A Panel Perspective”, ICMM Working Paper No. 43
- [23] Meese, Richard și Kenneth Rogoff, 1988, „Was It Real? The Exchange Rate – Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period”, The Journal of Finance, Vol. XLIII, No. 4
- [24] Meese, Richard și Kenneth Rogoff, 1984, „The Out-of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification?” în „Exchange Rates and International Macroeconomics”, editor Jacob A. Frenkel, University of Chicago Press, pp. 67 – 109
- [25] Meese, Richard și Kenneth Rogoff, 1983, „Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?”, Journal of International Economics, Vol. 14, pp. 3 – 24
- [26] Obstfeld, Maurice și Kenneth Rogoff, 1996, „Foundations of International Economics”, MIT Press
- [27] Rogoff, Kenneth, 1996, „The Purchasing Power Parity Puzzle”, Journal of Economic Literature, Vol. XXXIV, June
- [28] Samuelson, Paul A., 1964, „Theoretical Notes on Trade Problems” Review of Economics and Statistics 46, p 145 – 154

- [29] Sarno, Lucio și Mark Taylor, 2002, „The Economics of Exchange Rates”, Cambridge University Press
- [30] Stein, J., 1994, „The Natural Real Exchange Rate of the United States Dollar and Determinants of Capital Flows” in J. Williamson (ed), „Estimating Equilibrium Exchange Rates”, Institute for International Economics, Washington DC.
- [31] Stephens, Dominick, 2004, „The Equilibrium Exchange Rate According to PPP and UIP”, Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper 2004/03
- [32] Taylor, Alan M. și Mark P. Taylor, 2004, „The Purchasing Power Parity Debate”, NBER Working Paper 10607
- [33] Taylor, Mark P., David A. Peel și Lucio Sarno, 2001, „Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: Towards a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles”, *International Economic Review* 42, pp. 1015-42
- [34] Williamson, John, 1994, „Estimating Equilibrium Exchange Rates”, Institute for International Economics, Washington DC.
- [35] Williamson, John, 1994, „Estimates of FEER's” in J. Williamson (ed), „Estimating Equilibrium Exchange Rates”, Institute for International Economics, Washington DC.
- [36] Wren-Lewis, Simon și Rebecca Driver, 1998, „Real Exchange Rates for the Year 2000”, Institute for International Economics

Estimarea modelului *BEER* pentru România

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1997:3 2004:1

Included observations: 27 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1,B(1,3)=0,B(1,5)=0

B(2,1)=0,B(2,2)=1,B(2,4)=0,B(2,6)=0

B(3,1)=0,B(3,2)=0,B(3,4)=1

Maximum iterations (500) reached.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 3):

Chi-square(1) 2.191105

Probability 0.138810

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	CointEq3			
L_ERR_EUR_SA(-1)	1.000000	0.000000	0.000000			
DIFF_REL_PR(-1)	0.410482 (0.04578) [8.96630]	1.000000	0.000000			
L_PRODUCTIV_RO_SA(-1)	0.000000	-0.683914 (0.25000) [-2.73562]	-0.386519 (0.02524) [-15.3134]			
NFA_GDP_SA(-1)	0.816542 (0.25913) [3.15111]	0.000000	1.000000			
L_CONS_RO_R_SA(-1)	0.000000	2.839932 (0.65705) [4.32224]	0.616816 (0.07216) [8.54807]			
DIFF_INT_R(-1)	-0.022882 (0.01141) [-2.00585]	0.000000	-0.018311 (0.00363) [-5.04518]			
C	-3.228124	-1.032545	-0.187039			
Error Correction:	D(L_ERR_EUR_SA)	D(DIFF_REL_PR)	D(L_PRODUCTIV_RO_SA)	D(NFA_GDP_SA)	D(L_CONS_RO_R_SA)	D(DIFF_INT_R)
CointEq1	-0.623376 (0.20580) [-3.02910]	0.059513 (0.24836) [0.23963]	-0.228586 (0.28140) [-0.81232]	0.003684 (0.06571) [0.05607]	-0.389603 (0.21708) [-1.79475]	4.980178 (2.24261) [2.22071]

CointEq2	0.211085 (0.06682) [3.15888]	-0.115347 (0.08064) [-1.43035]	0.165659 (0.09137) [1.81303]	0.021824 (0.02134) [1.02287]	0.035368 (0.07049) [0.50176]	-2.885381 (0.72819) [-3.96243]
CointEq3	-0.174368 (0.57603) [-0.30271]	0.670070 (0.69515) [0.96392]	-0.661982 (0.78764) [-0.84046]	-0.101516 (0.18392) [-0.55195]	-1.410721 (0.60761) [-2.32176]	25.67929 (6.27710) [4.09095]
D(L_ERR_EUR_SA(-1))	0.278456 (0.16591) [1.67837]	-0.006143 (0.20022) [-0.03068]	0.220710 (0.22686) [0.97290]	-0.079847 (0.05297) [-1.50730]	0.361518 (0.17501) [2.06576]	0.226003 (1.80795) [0.12501]
D(DIFF_REL_PR(-1))	-0.425308 (0.13663) [-3.11275]	0.486694 (0.16489) [2.95161]	-0.178588 (0.18683) [-0.95589]	-0.007577 (0.04363) [-0.17368]	-0.132056 (0.14413) [-0.91625]	-1.202139 (1.48894) [-0.80738]
D(L_PRODUCTIV_RO_SA(-1))	-0.114865 (0.21076) [-0.54501]	0.132346 (0.25434) [0.52035]	-0.216281 (0.28818) [-0.75050]	0.043911 (0.06729) [0.65254]	-0.371697 (0.22231) [-1.67196]	0.898047 (2.29666) [0.39102]
D(NFA_GDP_SA(-1))	1.417446 (0.99059) [1.43091]	-1.267700 (1.19545) [-1.06044]	2.056101 (1.35450) [1.51797]	0.259230 (0.31629) [0.81960]	-0.322045 (1.04490) [-0.30821]	-26.26906 (10.7947) [-2.43351]
D(L_CONS_RO_R_SA(-1))	-0.336249 (0.18790) [-1.78951]	-0.355721 (0.22676) [-1.56872]	-0.188157 (0.25693) [-0.73233]	-0.005361 (0.06000) [-0.08935]	-0.026299 (0.19820) [-0.13269]	-3.151987 (2.04759) [-1.53936]
D(DIFF_INT_R(-1))	0.008119 (0.01710) [0.47471]	0.020540 (0.02064) [0.99511]	0.007841 (0.02339) [0.33527]	0.006509 (0.00546) [1.19193]	-0.002623 (0.01804) [-0.14540]	-0.148661 (0.18638) [-0.79760]
C	-0.001988 (0.00865) [-0.22974]	0.012509 (0.01044) [1.19783]	0.010363 (0.01183) [0.87581]	0.000565 (0.00276) [0.20441]	0.019688 (0.00913) [2.15687]	0.282180 (0.09430) [2.99239]
R-squared	0.779728	0.673359	0.395769	0.324220	0.490442	0.695232
Adj. R-squared	0.663113	0.500431	0.075881	-0.033546	0.220675	0.533885
Sum sq. resids	0.013264	0.019317	0.024799	0.001352	0.014758	1.575046
S.E. equation	0.027932	0.033709	0.038194	0.008919	0.029464	0.304384
F-statistic	6.686360	3.893877	1.237213	0.906236	1.818024	4.308907
Log likelihood	64.53939	59.46399	56.09139	95.36380	63.09817	0.049619
Akaike AIC	-4.039955	-3.663999	-3.414177	-6.323244	-3.933198	0.737065
Schwarz SC	-3.560015	-3.184060	-2.934237	-5.843305	-3.453258	1.217005
Mean dependent	-0.008081	0.019660	0.012616	0.004218	0.006088	0.107667
S.D. dependent	0.048124	0.047692	0.039731	0.008773	0.033376	0.445836
Determinant Residual Covariance		1.46E-18				
Log Likelihood		362.0490				
Log Likelihood (d.f. adjusted)		324.5765				
Akaike Information Criteria		-18.26493				
Schwarz Criteria		-14.52140				

Estimarea modelului structural de determinare a cursului de echilibru pentru România

Ecuția prețurilor relative (echilibrul intern)

Vector Error Correction Estimates
Sample(adjusted): 1997:4 2004:1
Included observations: 26 after adjusting endpoints
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:		CointEq1		
L_REL_PR_RO_SA(-1)		1.000000		
L_PRODUCTIV_RO_SA(-1)		-1.248529 (0.26772) [-4.66364]		
L_CONS_RO_R_SA(-1)		1.665489 (0.62582) [2.66127]		
C		-0.472672		
Error Correction:		D(L_REL_PR _RO_SA)	D(L_PRODU CTIV_RO_S A)	D(L_CONS_ RO_R_SA)
CointEq1		-0.039676 (0.05275) [-0.75218]	0.202287 (0.03102) [6.52082]	-0.034788 (0.04578) [-0.75991]
D(L_REL_PR_RO_SA(-1))		0.411835 (0.22713) [1.81320]	-0.396641 (0.13358) [-2.96938]	0.144208 (0.19712) [0.73157]
D(L_REL_PR_RO_SA(-2))		0.112127 (0.22880) [0.49005]	-0.444928 (0.13456) [-3.30652]	-0.264935 (0.19857) [-1.33419]
D(L_PRODUCTIV_RO_SA(-1))		-0.245682 (0.21488) [-1.14333]	-0.407120 (0.12637) [-3.22157]	-0.185864 (0.18649) [-0.99664]
D(L_PRODUCTIV_RO_SA(-2))		-0.279384 (0.19992) [-1.39745]	-0.391001 (0.11758) [-3.32551]	-0.117878 (0.17351) [-0.67938]
D(L_CONS_RO_R_SA(-1))		-0.340923 (0.23315)	-0.358061 (0.13712)	-0.148630 (0.20234)

		[-1.46225]	[-2.61136]	[-0.73454]
D(L_CONS_RO_R_SA(-2))	0.014386 (0.19998) [0.07194]	-0.271950 (0.11761) [-2.31233]	0.194840 (0.17356) [1.12263]	
C	0.015670 (0.01105) [1.41832]	0.044849 (0.00650) [6.90233]	0.014013 (0.00959) [1.46144]	
R-squared	0.580656	0.766971	0.294171	
Adj. R-squared	0.417578	0.676349	0.019681	
Sum sq. resids	0.026528	0.009175	0.019981	
S.E. equation	0.038390	0.022577	0.033318	
F-statistic	3.560600	8.463388	1.071702	
Log likelihood	52.64694	66.44904	56.33132	
Akaike AIC	-3.434380	-4.496080	-3.717794	
Schwarz SC	-3.047273	-4.108973	-3.330687	
Mean dependent	0.020565	0.014158	0.007053	
S.D. dependent	0.050304	0.039686	0.033651	
Determinant Residual Covariance		6.05E-10		
Log Likelihood		179.5923		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		165.2510		
Akaike Information Criteria		-10.63469		
Schwarz Criteria		-9.328208		

Ecuatia exporturilor

Vector Error Correction Estimates
 Sample(adjusted): 1997:3 2004:1
 Included observations: 27 after adjusting endpoints
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
L_EXP_RO_R_SA(-1)	1.000000			
L_GDP_EU_R(-1)	-1.538624			
	(0.53482)			
	[-2.87688]			
L_ERR_EUR_SA(-1)	-0.522807			
	(0.11056)			
	[-4.72865]			
L_PRODUCTIV_RO_SA(-1)	-1.123652			
	(0.13348)			
	[-8.41801]			
C	13.94039			
Error Correction:	D(L_EXP_R O_R_SA)	D(L_GDP_E U_R)	D(L_ERR_E UR_SA)	D(L_PRODU CTIV_RO_S A)
CointEq1	-0.832344	0.061793	-0.326490	0.367663
	(0.39654)	(0.03045)	(0.24353)	(0.21913)
	[-2.09901]	[2.02963]	[-1.34063]	[1.67784]
D(L_EXP_RO_R_SA(-1))	0.552937	0.001848	0.386305	0.124023
	(0.30549)	(0.02345)	(0.18761)	(0.16881)
	[1.81002]	[0.07877]	[2.05904]	[0.73468]
D(L_GDP_EU_R(-1))	0.646962	-0.073175	-1.237555	-0.761594
	(2.84585)	(0.21850)	(1.74777)	(1.57262)
	[0.22733]	[-0.33490]	[-0.70808]	[-0.48429]
D(L_ERR_EUR_SA(-1))	-0.175119	-0.004895	0.154698	0.190689
	(0.34559)	(0.02653)	(0.21225)	(0.19098)
	[-0.50672]	[-0.18447]	[0.72886]	[0.99850]
D(L_PRODUCTIV_RO_SA(-1))	-0.196970	0.018666	-0.555289	0.021657
	(0.42671)	(0.03276)	(0.26206)	(0.23580)
	[-0.46161]	[0.56977]	[-2.11894]	[0.09185]
C	0.007025	0.005758	0.003337	0.018950
	(0.02050)	(0.00157)	(0.01259)	(0.01133)
	[0.34270]	[3.65848]	[0.26509]	[1.67284]
R-squared	0.342461	0.322393	0.493024	0.397806
Adj. R-squared	0.185904	0.161058	0.372315	0.254427
Sum sq. resid	0.080937	0.000477	0.030527	0.024715
S.E. equation	0.062082	0.004766	0.038127	0.034306
F-statistic	2.187456	1.998282	4.084410	2.774498

Log likelihood	40.12265	109.4276	53.28578	56.13698
Akaike AIC	-2.527603	-7.661301	-3.502651	-3.713851
Schwarz SC	-2.239640	-7.373337	-3.214687	-3.425887
Mean dependent	0.016202	0.005583	-0.008081	0.012616
S.D. dependent	0.068806	0.005204	0.048124	0.039731
<hr/>				
Determinant Residual Covariance		6.56E-14		
Log Likelihood		270.1283		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		256.5573		
Akaike Information Criteria		-16.93017		
Schwarz Criteria		-15.58634		
<hr/>				

Ecuatia importurilor

Vector Error Correction Estimates
 Sample(adjusted): 1997:4 2004:1
 Included observations: 26 after adjusting endpoints
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
L_IMP_RO_R_SA(-1)	1.000000			
L_EXP_RO_R_SA(-1)	-0.529517			
	(0.07750)			
	[-6.83248]			
L_DD_RO_R_SA(-1)	-1.246454			
	(0.27641)			
	[-4.50951]			
L_ERR_EUR_SA(-1)	0.897303			
	(0.14191)			
	[6.32301]			
C	-1.842414			
Error Correction:	D(L_IMP_RO _R_SA)	D(L_EXP_R O_R_SA)	D(L_DD_RO _R_SA)	D(L_ERR_E UR_SA)
CointEq1	-0.795703	-0.558576	-0.188710	-0.488686
	(0.20940)	(0.25131)	(0.11409)	(0.11514)
	[-3.79993]	[-2.22264]	[-1.65409]	[-4.24444]
D(L_IMP_RO_R_SA(-1))	0.353138	0.452831	0.487678	0.191768
	(0.31632)	(0.37963)	(0.17234)	(0.17392)
	[1.11639]	[1.19281]	[2.82974]	[1.10259]
D(L_IMP_RO_R_SA(-2))	0.525594	0.767193	0.215136	0.337951
	(0.33969)	(0.40768)	(0.18507)	(0.18677)
	[1.54728]	[1.88185]	[1.16244]	[1.80941]
D(L_EXP_RO_R_SA(-1))	-0.136818	-0.242082	-0.312428	0.031575
	(0.30925)	(0.37115)	(0.16849)	(0.17004)
	[-0.44241]	[-0.65224]	[-1.85427]	[0.18569]
D(L_EXP_RO_R_SA(-2))	-0.091537	-0.416802	-0.132727	-0.467393
	(0.27810)	(0.33376)	(0.15152)	(0.15291)
	[-0.32915]	[-1.24880]	[-0.87599]	[-3.05666]
D(L_DD_RO_R_SA(-1))	-1.211374	-0.895851	-0.847003	-0.407583
	(0.64356)	(0.77237)	(0.35063)	(0.35385)
	[-1.88231]	[-1.15988]	[-2.41567]	[-1.15185]
D(L_DD_RO_R_SA(-2))	-0.985980	-0.957223	-0.350486	-0.374186
	(0.44029)	(0.52842)	(0.23988)	(0.24209)
	[-2.23939]	[-1.81150]	[-1.46107]	[-1.54566]
D(L_ERR_EUR_SA(-1))	0.161347	0.183135	0.032725	0.462272
	(0.28653)	(0.34388)	(0.15611)	(0.15755)

	[0.56311]	[0.53255]	[0.20963]	[2.93422]
D(L_ERR_EUR_SA(-2))	-0.114866 (0.27458) [-0.41833]	0.453211 (0.32954) [1.37528]	-0.047841 (0.14960) [-0.31979]	0.174603 (0.15098) [1.15650]
C	0.024320 (0.01397) [1.74038]	0.033034 (0.01677) [1.96973]	0.013007 (0.00761) [1.70839]	0.002384 (0.00768) [0.31024]
R-squared	0.533672	0.483352	0.407419	0.781681
Adj. R-squared	0.271362	0.192738	0.074093	0.658876
Sum sq. resids	0.041722	0.060095	0.012385	0.012614
S.E. equation	0.051065	0.061286	0.027822	0.028077
F-statistic	2.034511	1.663208	1.222283	6.365233
Log likelihood	46.76025	42.01654	62.54960	62.31167
Akaike AIC	-2.827712	-2.462811	-4.042277	-4.023975
Schwarz SC	-2.343829	-1.978927	-3.558394	-3.540091
Mean dependent	0.017777	0.019308	0.008404	-0.006217
S.D. dependent	0.059823	0.068211	0.028913	0.048073
Determinant Residual Covariance		1.18E-12		
Log Likelihood		234.7464		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		209.5000		
Akaike Information Criteria		-12.73077		
Schwarz Criteria		-10.60168		

Ecuatia activelor externe nete (echilibrul extern)

Vector Error Correction Estimates
 Sample(adjusted): 1997:4 2004:1
 Included observations: 26 after adjusting endpoints
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
NFA_GDP_SA(-1)	1.000000			
L_EXP_RO_R_SA(-1)- L_IMP_RO_R_SA(-1)	-0.568923 (0.12605) [-4.51359]			
VEN_TRANSF_GDP_SA(-1)	-4.537893 (0.67830) [-6.69009]			
BUBOR_3M_R(-1)- EURIBOR_3M_R(-1)	0.020378 (0.00703) [2.89867]			
C	-0.080787			
Error Correction:	D(NFA_GDP_SA)	D(L_EXP_RO_R_SA- L_IMP_RO_R_SA)	D(VEN_TRANSF_GDP_SA)	D(BUBOR_3M_R- EURIBOR_3M_R)
CointEq1	-0.032806 (0.09480) [-0.34606]	1.635343 (0.49744) [3.28754]	0.114539 (0.04711) [2.43155]	-5.190032 (4.25896) [-1.21861]
D(NFA_GDP_SA(-1))	0.156808 (0.25109) [0.62451]	1.585354 (1.31751) [1.20329]	0.076937 (0.12476) [0.61667]	-9.719940 (11.2803) [-0.86168]
D(NFA_GDP_SA(-2))	-0.099382 (0.22875) [-0.43447]	0.495017 (1.20028) [0.41242]	0.374532 (0.11366) [3.29517]	-3.835554 (10.2765) [-0.37323]
D(L_EXP_RO_R_SA(-1)- L_IMP_RO_R_SA(-1))	0.006939 (0.04080) [0.17009]	0.261411 (0.21408) [1.22106]	0.029758 (0.02027) [1.46785]	-1.537008 (1.83295) [-0.83854]
D(L_EXP_RO_R_SA(-2)- L_IMP_RO_R_SA(-2))	0.016334 (0.03878) [0.42123]	0.096452 (0.20347) [0.47404]	0.019331 (0.01927) [1.00329]	-2.587184 (1.74205) [-1.48514]
D(VEN_TRANSF_GDP_SA(-1))	0.274987 (0.58794) [0.46771]	8.875000 (3.08505) [2.87678]	-0.317994 (0.29214) [-1.08850]	-38.07774 (26.4136) [-1.44160]

D(VEN_TRANSF_GDP_SA(-2))	0.399412 (0.44525) [0.89705]	4.941253 (2.33632) [2.11497]	-0.029726 (0.22124) [-0.13436]	-22.58255 (20.0031) [-1.12895]
D(BUBOR_3M_R(-1)- EURIBOR_3M_R(-1))	0.003571 (0.00524) [0.68118]	-0.010472 (0.02751) [-0.38072]	-0.000305 (0.00260) [-0.11702]	0.192263 (0.23549) [0.81643]
D(BUBOR_3M_R(-2)- EURIBOR_3M_R(-2))	-0.005199 (0.00552) [-0.94212]	-0.030034 (0.02895) [-1.03729]	-0.007943 (0.00274) [-2.89686]	0.446423 (0.24790) [1.80080]
C	0.003445 (0.00244) [1.40950]	-0.009313 (0.01282) [-0.72623]	8.90E-05 (0.00121) [0.07327]	0.072435 (0.10979) [0.65975]
R-squared	0.228042	0.475048	0.773085	0.340366
Adj. R-squared	-0.206184	0.179763	0.645445	-0.030679
Sum sq. resids	0.001361	0.037470	0.000336	2.746696
S.E. equation	0.009223	0.048393	0.004583	0.414329
F-statistic	0.525169	1.608777	6.056765	0.917317
Log likelihood	91.25777	48.15776	109.4420	-7.672332
Akaike AIC	-6.250597	-2.935213	-7.649387	1.359410
Schwarz SC	-5.766714	-2.451329	-7.165503	1.843293
Mean dependent	0.003636	0.001531	0.001027	0.069848
S.D. dependent	0.008397	0.053433	0.007696	0.408116
Determinant Residual Covariance		3.49E-13		
Log Likelihood		250.5548		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		225.3084		
Akaike Information Criteria		-13.94680		
Schwarz Criteria		-11.81772		

Ecuatia cursului real ROL/EUR

Vector Error Correction Estimates
 Sample(adjusted): 1997:3 2004:1
 Included observations: 27 after adjusting endpoints
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
L_ERR_EUR_SA(-1)	1.000000			
NFA_GDP_SA(-1)	1.094808			
	(0.25089)			
	[4.36377]			
L_REL_PR_RO_SA(-1)- L_REL_PR_EU_SA(-1)	0.165666			
	(0.07126)			
	[2.32491]			
BUBOR_3M_R(-1)- EURIBOR_3M_R(-1)	-0.071632			
	(0.01049)			
	[-6.83024]			
C	-3.298017			
Error Correction:	D(L_ERR_EUR_SA)	D(NFA_GDP_SA)	D(L_REL_PR_RO_SA- L_REL_PR_EU_SA)	D(BUBOR_3M_R- EURIBOR_3M_R)
CointEq1	-0.600574	0.036888	0.124645	2.096305
	(0.14030)	(0.03764)	(0.15176)	(1.87228)
	[-4.28068]	[0.97990]	[0.82132]	[1.11965]
D(L_ERR_EUR_SA(-1))	0.223202	-0.024314	-0.117930	0.017386
	(0.11912)	(0.03196)	(0.12885)	(1.58966)
	[1.87375]	[-0.76070]	[-0.91523]	[0.01094]
D(NFA_GDP_SA(-1))	1.992807	0.041678	-0.603453	-5.847818
	(0.95369)	(0.25589)	(1.03161)	(12.7269)
	[2.08958]	[0.16287]	[-0.58496]	[-0.45948]
D(L_REL_PR_RO_SA(-1)- L_REL_PR_EU_SA(-1))	-0.541974	-0.000784	0.586318	-0.346940
	(0.16306)	(0.04375)	(0.17639)	(2.17608)
	[-3.32371]	[-0.01792]	[3.32406]	[-0.15943]
D(BUBOR_3M_R(-1)- EURIBOR_3M_R(-1))	0.016474	-0.000429	0.038338	0.375811
	(0.01505)	(0.00404)	(0.01628)	(0.20080)
	[1.09486]	[-0.10617]	[2.35545]	[1.87157]
C	-0.005738	0.003693	0.003875	0.094831
	(0.00824)	(0.00221)	(0.00892)	(0.11001)
	[-0.69602]	[1.66973]	[0.43452]	[0.86203]

R-squared	0.621505	0.179966	0.549066	0.214633
Adj. R-squared	0.531387	-0.015281	0.441701	0.027641
Sum sq. resids	0.022791	0.001641	0.026667	4.058792
S.E. equation	0.032944	0.008839	0.035635	0.439631
F-statistic	6.896568	0.921737	5.114006	1.147818
Log likelihood	57.23130	92.75183	55.11080	-12.72949
Akaike AIC	-3.794911	-6.426062	-3.637837	1.387370
Schwarz SC	-3.506947	-6.138098	-3.349873	1.675334
Mean dependent	-0.008081	0.004218	0.019660	0.107667
S.D. dependent	0.048124	0.008773	0.047692	0.445836
Determinant Residual Covariance		1.22E-11		
Log Likelihood		199.5606		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		185.9896		
Akaike Information Criteria		-11.70294		
Schwarz Criteria		-10.35911		