

# MPRA

Munich Personal RePEc Archive

## Balassa-Samuelson effect in Romania

Dumitru, Ionut

2008

Online at <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/18611/>  
MPRA Paper No. 18611, posted 13. November 2009 / 23:34

# EFFECTUL BALASSA-SAMUELSON ÎN ROMÂNIA – ROLUL PREȚURILOR REGLEMENTATE

**Ionuț Dumitru<sup>1</sup>**

## **ABSTRACT:**

Această lucrare evaluează efectul Balassa-Samuelson în România, utilizând tehnica cointegrării. Principala concluzie a studiului este aceea că în perioada 1998-2006 inflația medie anuală generată de efectul Balassa-Samuelson în România a fost cuprinsă între 0,11% în 2005 și 0,9% în 2000 în cazul modelului clasic (0,4% în medie); în modelul extins, pe care îl considerăm mai potrivit în cazul României, impactul asupra inflației este mai mare și este cuprins între 0,69% în 2005 și 4,76% în 2000 (medie 2,18% în perioada 1998-2006). De asemenea, rezultatele obținute în cadrul lucrării arată că aprecierea reală a cursului de schimb cauzată de efectul Balassa-Samuelson a fost cuprinsă între 0,24% și 1,94% (medie 0,87%) în cazul modelului clasic și între 0,73% și 5,06% în cazul modelului extins (medie 2,31% în perioada 1998-2006). Acest studiu scoate în evidență, de asemenea, faptul că prețurile reglementate și convergența prețurilor joacă un rol important în manifestarea efectului Balassa-Samuelson în România.

**Cuvinte-cheie:** efect Balassa-Samuelson, convergența, prețuri relative, prețuri reglementate

Clasificare **JEL:** E31, F31, C15, F15

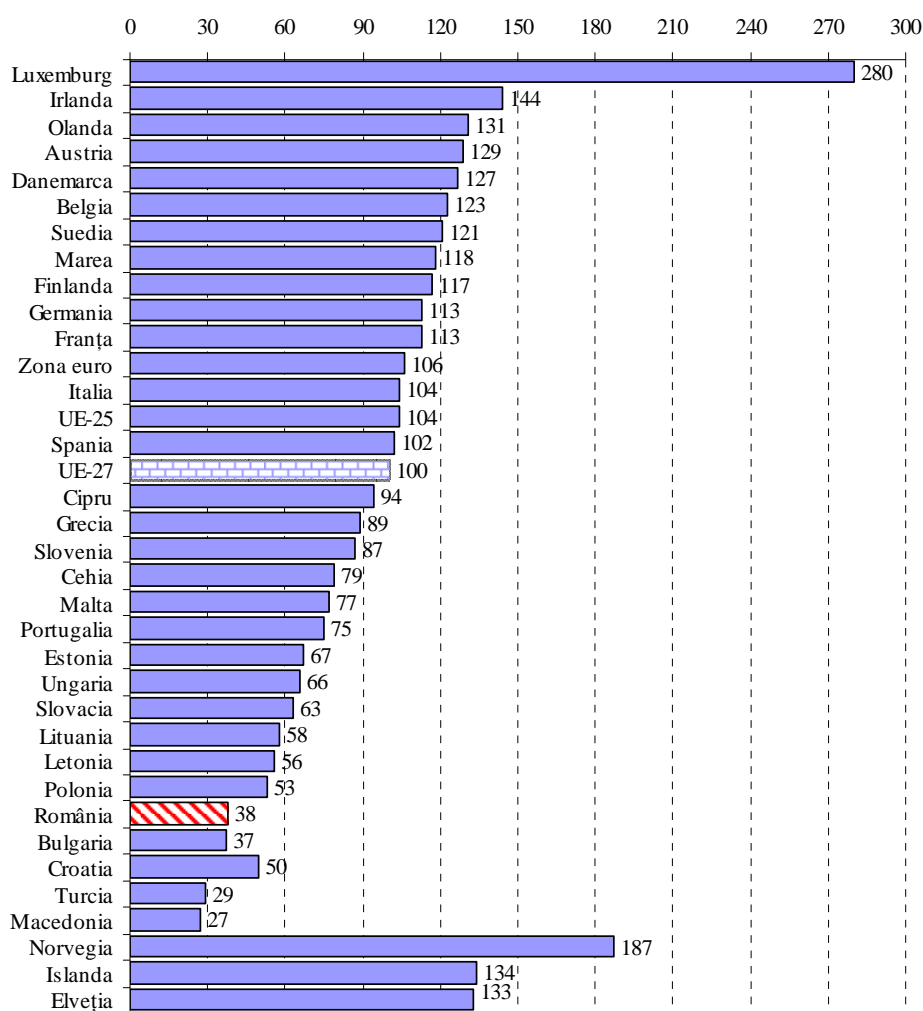
---

<sup>1</sup> Lector în cadrul ASE București, Facultatea de Finanțe, Asigurări, Bănci și Burse de Valori și Economist-șef la Raiffaisen Bank România. Lucrarea a beneficiat de discuțiile avute de autor în cadrul Școlii Doctorale de Finanțe Bănci (DOFIN, [www.dofin.ase.ro](http://www.dofin.ase.ro)) condusă de Prof. univ. dr. Moisă Altăr. Autorul mulțumește domnilor Moisă Altăr, Ciprian Necula, Nicolae Covrig, Dan Bucșa, Nicolae Alexandru Chidesciuc pentru sugestiile foarte utile. Eventualele erori rămase sunt în responsabilitatea autorului.

## 1. Introducere

Distanța mare care separă România de Uniunea Europeană în termeni de PIB pe locuitor (figura 1) necesită creșteri rapide de productivitate pentru a accelera procesul de convergență reală. În procesul de tranziție către o economie de piață, țările din Europa Centrală și de Est au înregistrat creșteri însemnate de productivitate, în special în industrie. Totuși, această evoluție a fost însoțită de creșteri de prețuri mai mari în sectorul „nontradable” decât în sectorul „tradable” și de o apreciere a cursului de schimb.

**Figura 1 – PIB pe locuitor la PPS, (UE-27=100, 2006)**

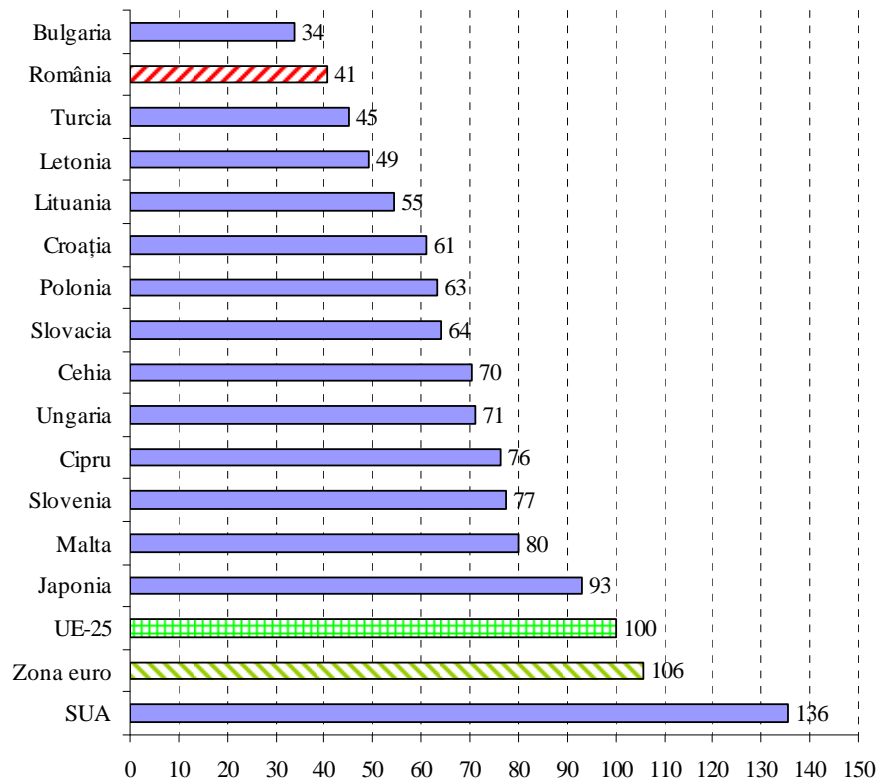


Sursa: EUROSTAT

Fenomenul descris mai sus corespunde cu ceea ce Balassa (1964) și Samuelson (1964) au prezentat în lucrările lor și cu ceea ce este cunoscut în literatura de specialitate

ca fiind efectul Balassa-Samuelson<sup>2</sup>. La modul general, într-o economie în tranziție sau chiar într-o economie dezvoltată, creșterea productivității în sectorul „tradable” este mai mare decât în sectorul „nontradable”. Diferența mare între nivelul de productivitate din România și cel din Uniunea Europeană este principalul motor al convergenței în ceea ce privește productivitatea (figura 2), fiind un motiv pentru a considera efectul Balassa-Samuelson ca un factor potențial care ar putea explica rata relativ ridicată a inflației și aprecierea cursului de schimb în România. În acest sens, este important de știut cum vor influența creșterile viitoare de productivitate, necesare convergenței reale, rata inflației și aprecierea cursului de schimb.

**Figura 2** – Productivitatea muncii (PIB la PPS raportat la numărul de salariați)  
(UE-25=100, 2005)



Sursa: EUROSTAT

Datorită unui proces de egalizare a salariilor, creșterea de productivitate în sectorul *tradable* va determina majorarea salariilor în toată economia și, astfel, o creștere a

<sup>2</sup> Efectul Balassa-Samuelson este cunoscut și ca efectul Harrod-Balassa-Samuelson.

prețurilor relative în sectorul *tradable*. Dacă productivitatea în sectorul *tradable* într-o țară va crește mai rapid decât în țările partenerilor săi comerciali, rata inflației va fi mai mare decât în țările partenere și, în consecință, cursul de schimb se va aprecia în termeni reali.

În ultimii ani, multe lucrări au estimat efectul Balassa-Samuelson utilizând tehnici econometrice pentru țările în tranziție. Cu toate acestea, doar câteva studii includ România, în special lucrări care utilizează date panel (Taylor and Sarno, 2001, Begg et al., 1999, Corriceli-Jazbec, 2001 și alții).

Această lucrare este structurată după cum urmează. Secțiunea 2 conține modelul teoretic. Secțiunea 3 conține rezultatele estimărilor pentru România, testând mai întâi ipotezele modelului teoretic. De asemenea, sunt estimate econometric cele două mecanisme, intern și extern, prin care acționează efectul Balassa-Samuelson. Secțiunea 4 prezintă unele comentarii legate de implicațiile asupra participării României la Mecanismul Cursului de Schimb 2 (ERM2) și asupra procesului de convergență, iar în secțiunea 5 sunt prezentate concluziile.

## **2. Modelul Balassa-Samuelson**

În varianta sa originală, modelul Balassa-Samuelson încerca să explice evoluția cursului de schimb real în țările în curs de dezvoltare. În prezent, acest model este utilizat, de asemenea, pentru a explica componenta structurală a inflației.

Modelul teoretic are o serie de ipoteze fundamentale. În primul rând, economia este împărțită în două sectoare: *tradable* și *nontradable*. În al doilea rând, prețurile în sectorul *tradable* sunt determinate pe piața internațională datorită integrării piețelor, ceea ce înseamnă că versiunea absolută și relativă a PPP este validă pentru sectorul *tradable*. În al treilea rând, ultima ipoteză este aceea că salariile se vor egaliza în cele două sectoare. Dacă salariile din sectorul *tradable* sunt corelate cu productivitatea, o creștere a productivității în acest sector conduce la o majorare a salariilor. Datorită mobilității forței de muncă și puterii de negociere a uniunilor sindicale, salariile din sectorul *nontradable* vor crește și ele deși productivitatea din acest sector nu justifică acest lucru. În consecință, pentru a asigura echilibrul financiar, prețurile din sectorul *nontradable* vor crește. Mai mult, inflația totală va crește prin majorarea prețurilor *nontradable*.

Putem scrie funcția de producție în cele două sectoare utilizând o funcție Cobb-Douglas:

$$\begin{aligned} Y^T &= A^T \times (L^T)^\gamma \times (K^T)^{1-\gamma} \\ Y^{NT} &= A^{NT} \times (L^{NT})^\delta \times (K^{NT})^{1-\delta} \end{aligned} \quad (1)$$

A – factorul total de productivitate (TFP)  
L – forța de muncă  
K – capitalul  
T și NT reprezintă sectoarele tradable și nontradable

Funcțiile de profit pentru cele 2 sectoare sunt:

$$\begin{aligned} G^T &= P^T \times Y^T - R \times K^T - W \times L^T \\ G^{NT} &= P^{NT} \times Y^{NT} - R \times K^{NT} - W \times L^{NT} \end{aligned} \quad (2)$$

P – nivelul prețurilor  
G – profitul  
R – rata dobânzii  
W – salariul

Înlocuind relația 1 în relația 2, obținem:

$$\begin{aligned} G^T &= P^T \times \left( A^T \times (L^T)^\gamma \times (K^T)^{1-\gamma} \right) - R \times K^T - W \times L^T \\ G^{NT} &= P^{NT} \times \left( A^{NT} \times (L^{NT})^\delta \times (K^{NT})^{1-\delta} \right) - R \times K^{NT} - W \times L^{NT} \end{aligned} \quad (3)$$

Maximizarea profitului va implica egalizarea produsului marginal al muncii și al capitalului cu salariul, respectiv cu rata dobânzii:

$$\begin{aligned} \frac{\partial G^T}{\partial L^T} &= P^T \times A^T \times \gamma \times \left( \frac{K^T}{L^T} \right)^{1-\gamma} = W & \frac{\partial G^T}{\partial K^T} &= P^T \times A^T \times (1-\gamma) \times \left( \frac{L^T}{K^T} \right)^\gamma = R \\ \frac{\partial G^{NT}}{\partial L^{NT}} &= P^{NT} \times A^{NT} \times \delta \times \left( \frac{K^{NT}}{L^{NT}} \right)^{1-\delta} = W & \frac{\partial G^{NT}}{\partial K^{NT}} &= P^{NT} \times A^{NT} \times (1-\delta) \times \left( \frac{L^{NT}}{K^{NT}} \right)^\delta = R \end{aligned} \quad (4a) \quad (4b)$$

Împărțind relațiile (4a) și (4b) cu nivel prețurilor (P), obținem:

$$\begin{aligned} A^T \times \gamma \times \left( \frac{K^T}{L^T} \right)^{1-\gamma} &= \frac{W}{P^T} & A^T \times (1-\gamma) \times \left( \frac{L^T}{K^T} \right)^\gamma &= \frac{R}{P^T} \\ A^{NT} \times \delta \times \left( \frac{K^{NT}}{L^{NT}} \right)^{1-\delta} &= \frac{W}{P^{NT}} & A^{NT} \times (1-\delta) \times \left( \frac{L^{NT}}{K^{NT}} \right)^\delta &= \frac{R}{P^{NT}} \end{aligned} \quad (5a) \quad (5b)$$

Aplicând logaritm la relațiile (5a) și (5b) și normalizând prețurile la prețurile tradable ( $P^T=1$ ), obținem (literele mici sunt variabilele în logaritmi):

$$\begin{aligned} w &= \ln \gamma + a^T + (1-\gamma) \times (k^T - l^T) \\ w &= p^{NT} + \ln \delta + a^{NT} + (1-\delta) \times (k^{NT} - l^{NT}) \\ r &= \ln(1-\gamma) + a^T - \gamma \times (k^T - l^T) \\ r &= p^{NT} + \ln(1-\delta) + a^{NT} - \delta \times (k^{NT} - l^{NT}) \end{aligned} \quad (6)$$

Aplicând operatorul diferențial în relația (6), obținem:

$$\frac{\Delta W}{W} = \frac{\Delta \gamma}{\gamma} + \frac{\Delta A^T}{A^T} + (1-\gamma) \times \frac{\Delta \left( \frac{K^T}{L^T} \right)}{\frac{K^T}{L^T}} \quad (6a) \quad \frac{\Delta W}{W} = \frac{\Delta P^{NT}}{P^{NT}} + \frac{\Delta \delta}{\delta} + \frac{\Delta A^{NT}}{A^{NT}} + (1-\delta) \times \frac{\Delta \left( \frac{K^{NT}}{L^{NT}} \right)}{\frac{K^{NT}}{L^{NT}}}$$

$$\frac{\Delta R}{R} = \frac{\Delta(1-\gamma)}{1-\gamma} + \frac{\Delta A^T}{A^T} - \gamma \times \frac{\Delta \left( \frac{K^T}{L^T} \right)}{\frac{K^T}{L^T}} \quad (6b) \quad \frac{\Delta R}{R} = \frac{\Delta P^{NT}}{P^{NT}} + \frac{\Delta(1-\delta)}{1-\delta} + \frac{\Delta A^{NT}}{A^{NT}} - \delta \times \frac{\Delta \left( \frac{K^{NT}}{L^{NT}} \right)}{\frac{K^{NT}}{L^{NT}}}$$

Cu  $\Delta R = 0$  și  $\Delta \gamma = \Delta \delta = \Delta(1-\gamma) = \Delta(1-\delta) = 0$ , și utilizând notațiile  $w$ ,  $p$ ,  $a$  și  $m$  pentru

$\frac{\Delta W}{W}$ ,  $\frac{\Delta P}{P}$ ,  $\frac{\Delta A}{A}$ ,  $\frac{\Delta \left( \frac{K}{L} \right)}{\frac{K}{L}}$ , ecuațiile (6a) și (6b) pot fi rescrise ca:

$$w = a^T + (1-\gamma) \times m^T \quad (7)$$

$$w = p^{NT} + a^T + (1-\delta) \times m^{NT} \quad (8)$$

$$a^T = \gamma \times m^T \quad (9)$$

$$a^{NT} = \delta \times m^T - p^{NT} \quad (10)$$

Înlocuind ecuația (9) în (7), obținem:

$$w = \gamma \times m^T + (1-\gamma) \times m^T = m^T \quad (11)$$

Utilizând (11) în ecuația (9) obținem:

$$w = \frac{a^T}{\gamma} \quad (12)$$

Înlocuind ecuația (10) în ecuația (8), obținem:

$$w = p^{NT} + \delta \times m^{NT} - p^{NT} + (1-\delta) \times m^T = m^T \quad (13)$$

Ecuația (13) este folosită în (8) și ecuația (12) este utilizată în (14), conducând la:

$$w = p^{NT} + a^{NT} + (1-\delta) \times w \quad (14)$$

$$\frac{a^T}{\gamma} = p^{NT} + a^{NT} + (1-\delta) \times \frac{a^T}{\gamma} \quad (15)$$

$$p^{NT} = \frac{\delta}{\gamma} \times a^T - a^{NT} \quad (16)$$

Ecuația (16) reprezintă mecanismul de transmisie internă a efectului Balassa-Samuelson, reprezentând relația dintre diferențialul de productivitate și prețurile relative. Cu alte

cuvinte, ecuația (16) prezintă impactul creșterii de productivitate asupra inflației în sectorul nontradable. În estimările empirice, ecuația (16) este testată sub forma următoare:

$$(p^{NT} - p^T) = f(a^T - a^{NT}) \quad (16a)$$

Dacă toate cele 3 ipoteze sunt valide și ecuația (16a) este, de asemenea, validă pentru țara de referință, creșterea în diferențialul de productivitate și modificarea prețurilor relative ar trebui să fie legate:

$$(p^{NT} - p^T) - (p^{NT*} - p^{T*}) = (a^T - a^{NT}) - (a^{T*} - a^{NT*}) \quad (17)$$

Inflația totală poate fi scrisă ca:

$$p = \alpha \times p^T + (1 - \alpha) \times p^{NT} \quad (18)$$

Înlocuind relația (18) în (16a) și (17), rata inflației și diferențialul de inflație date de efectul Balassa-Samuelson sunt:

$$p = p^T + (1 - \alpha) \times (a^T - a^{NT}) \quad (19)$$

$$p - p^* = (p^T - p^{T*}) + [(1 - \alpha) \times (a^T - a^{NT}) - (1 - \alpha^*) \times (a^{T*} - a^{NT*})] \quad (20)$$

Aplicând relația (18) pentru economia internă și pentru economia luată ca referință, obținem:

$$q = e + \alpha^* \times p^{T*} + (1 - \alpha^*) \times p^{NT*} - (\alpha \times p^T + (1 - \alpha) \times p^{NT}) \quad (21a)$$

$$q = e + \alpha^* \times p^{T*} + (1 - \alpha^*) \times p^{NT*} - \alpha \times p^T - (1 - \alpha) \times p^{NT} \quad (21b)$$

$$q = e + p^{T*} - p^T - (1 - \alpha^*) \times p^{T*} + (1 - \alpha^*) \times p^{NT*} - (1 - \alpha) \times p^T - (1 - \alpha) \times p^{NT}, \quad (21c)$$

$$- (1 - \alpha^*) \times p^{T*} + (1 - \alpha^*) \times p^{NT*} = - (1 - \alpha^*) (p^{T*} - p^{NT*})$$

$$(1 - \alpha) \times p^T - (1 - \alpha) \times p^{NT} = (1 - \alpha) (p^T - p^{NT}) \quad (21d)$$

Utilizând relația (21d) în relația cursului de schimb real  $q = e + p^* - p$  obținem:

$$q = e + p^{T*} - p^T + (1 - \alpha) (p^T - p^{NT}) - (1 - \alpha^*) (p^{T*} - p^{NT*}) \quad (22)$$

Din ecuațiile (17) și (22) reiese că atunci când diferențialul de productivitate este mai mare decât cel din țara de referință, o inflație mai mare în sectorul tradable se va translata într-o inflație mai mare decât în țara parteneră, iar cursul de schimb se va aprecia în termeni reali.

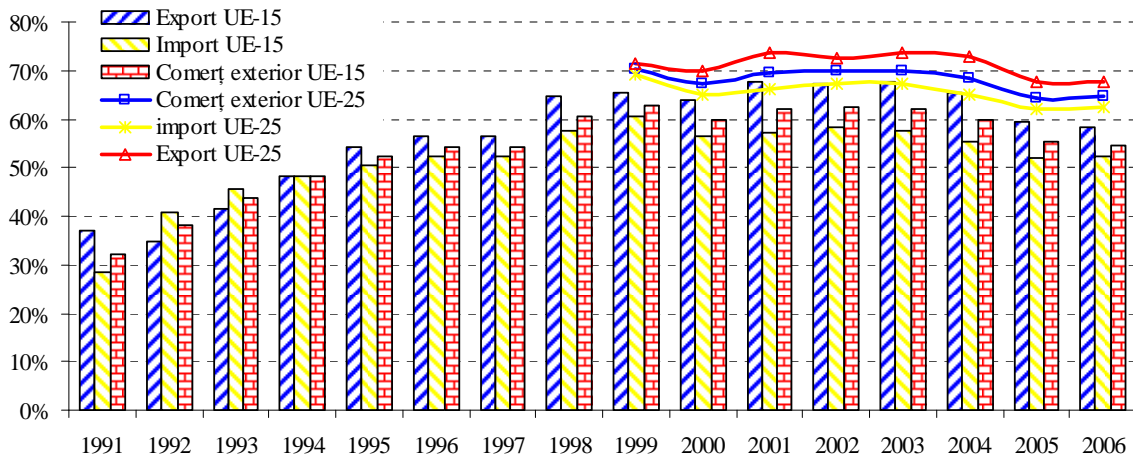


### 3. Rezultatele obținute

#### 3.1 Datele utilizate

Țara de referință în estimări este zona euro. Acest lucru se datorează faptului că cea mai mare parte a comerțului exterior al României este cu Uniunea Europeană și zona euro. Ponderea comerțului cu UE în totalul comerțului internațional al României a crescut de la un nivel de circa 30% la începutul tranziției la peste 60% în 2006 (figura 3). Alegerea zonei euro drept referință este motivată, de asemenea, de interesul României de a converge către această zonă, ca parte strategică a dezvoltării sale economice.

**Figura 3** – Ponderea importurilor și exporturilor cu UE-15 în total comerț exterior al României



Sursa: INS

Notă: comerțul exterior este definit ca export+import

Distincția dintre sectorul tradable și nontradable în România, ca de altfel pentru orice țară, nu este o decizie ușoară. Dacă ar fi posibil, împărțirea în tradable și nontradable ar trebui să fie realizată analizând fiecare categorie de bunuri. O analiză comprehensivă în acest sens este realizată de Knight și Johnson (1997). Unele studii<sup>3</sup> utilizează ponderea fiecărui sector economic în exporturi ca un indicator pentru determinarea caracterului tradable al sectorului. Conform lui Wyplosz și Halpern (2001), dacă mai mult de 10% din producția unui sector este exportată, acel sector poate fi considerat tradable.

<sup>3</sup> De exemplu Giovannini, De Gregorio (1994).

În obținerea seriilor de productivitate, datorită faptului că majoritatea produselor exportate de România sunt bunuri industriale, am considerat sectorul industrial ca fiind sectorul tradable și sectorul serviciilor ca fiind nontradable. Această împărțire este larg utilizată în studiile empirice care estimează efectul Balassa-Samuelson.

În concordanță cu modelul clasic Balassa-Samuelson, sectorul tradable și nontradable ar trebui să conțină doar prețuri libere, prețuri determinate prin mecanismele pieței. Acesta este rezultatul faptului ca agenții stabilesc prețurile în funcție de obiectivul lor de maximizare a profiturilor. Am utilizat două abordări pentru prețurile nontradable în România:

- În prima abordare considerăm prețuri nontradable prețurile serviciilor libere (servicii fără prețuri administrate) și prețuri tradable prețurile celorlalte componente ale IPC, excluzând prețurile administrate.
- A doua abordare se bazează pe încorporarea prețurilor administrate în prețurile nontradable (prețurile nontradable sunt prețurile serviciilor și alte prețuri administrate ale bunurilor alimentare și nealimentare), iar prețurile tradable vor fi prețurile celorlalte componente ale IPC.

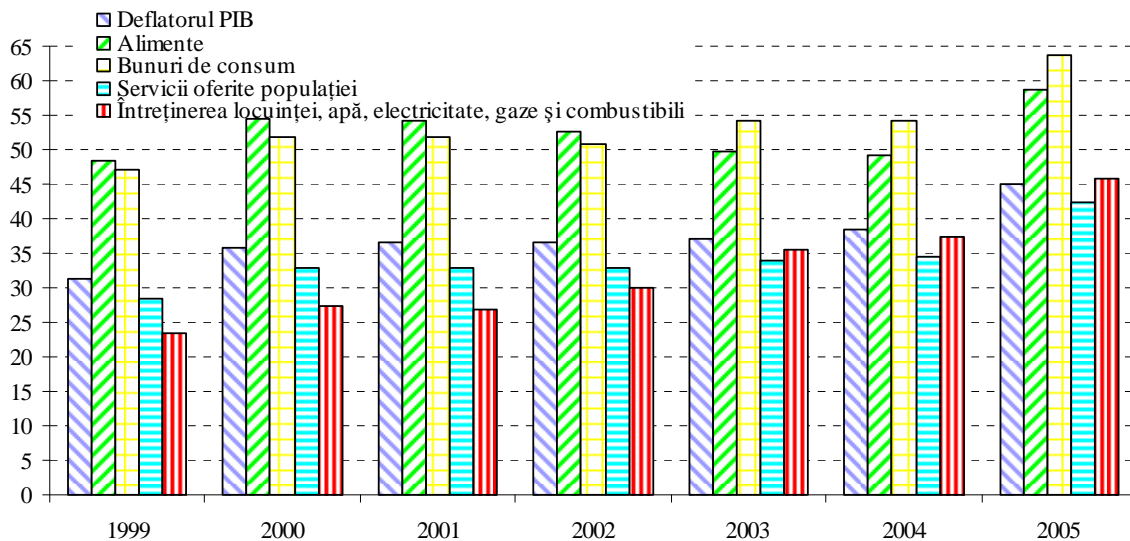
În continuare vom face câteva comentarii legate de prețurile nontradable și tradable în România. În prima abordare avem un model Balassa-Samuelson clasic, iar în a doua abordare avem un model „extins”. Considerăm a doua abordare ca fiind mai potrivită în cazul României din perspectiva integrării europene. Prețurile administrate, reprezentând în prezent 21% din coșul IPC, sunt pe un trend de creștere în România atât ca urmare a unui proces de convergență către nivelul din UE<sup>4</sup>, nivelul prețurilor din România fiind în ansamblu mult mai mic decât cel din UE (figura 4), dar și pentru a acoperi costurile de producție. Dacă prețurile administrate ar fi prețuri libere, acestea ar crește și mai mult și mai repede și, în consecință, dacă am ignora aceste prețuri, efectul Balassa-Samuelson ar fi subestimat<sup>5</sup>. Mai mult, în viitor prețurile administrate vor fi prețuri libere și ca urmare vor deveni prețuri nontradable.

---

<sup>4</sup> De exemplu, conform negocierilor cu Comisia Europeană, România trebuie să crească până la sfârșitul anului 2008 prețul la gazele naturale din producția internă până la nivelul prețului de import și să crească prețul la energie pentru a acoperi costurile de producție.

<sup>5</sup> Prețurile administrate sunt cel mai probabil prețuri nontradable.

**Figura 4** – Deflatorul PIB și nivelul prețurilor în România (UE-25=100)



Sursa: EUROSTAT

Pentru zona euro, dată fiind ponderea redusă a prețurilor administrate în IAPC, pe acestea le vom ignora și vom considera prețuri nontradabile prețurile serviciilor și prețuri tradabile prețurile celorlalte componente ale HICP.

Pentru a evalua efectul Balassa-Samuelson în România, am utilizat date statistice privind evoluția productivității muncii<sup>6</sup>, prețurile relative ale bunurilor nontradabile și cursul real de schimb. Datele utilizate sunt cu frecvență trimestrială și acoperă perioada 1997:T1 – 2006:T4<sup>7</sup>. Toate seriile utilizate sunt în logaritm și sunt ajustate sezonier utilizând X-12 ARIMA.

Sursa datelor este Institutul Național de Statistică și Banca Națională a României pentru datele referitoare la România și Banca Centrală Europeană și EUROSTAT pentru datele referitoare la zona euro.

### 3.2 Testarea empirică a ipotezelor teoretice ale modelului Balassa-Samuelson

În acest subcapitol am testat ipotezele de bază ale modelului Balassa-Samuelson, înainte de a estima econometric relațiile necesare.

<sup>6</sup> Ca *proxy* pentru factorul total de productivitate (TFP). Productivitatea muncii a fost calculată ca raport între valoarea adăugată brută în termeni reali și numărul de salariați din sectorul respectiv.

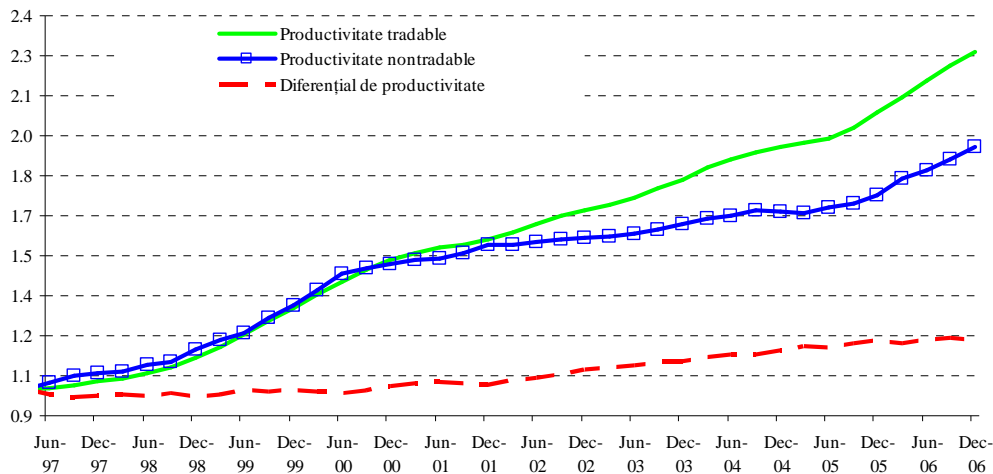
<sup>7</sup> Alegerea perioadei este motivată în principal de disponibilitatea datelor din conturile naționale.

În ceea ce privește ipoteza circulației libere a capitalului între țări, din anul 1998 România are convertibilitate deplină de cont curent conform art. VIII din Statutul FMI. Începând cu 1999 fluxurile de capital pe termen mediu și lung au fost liberalizate și progresiv, până în septembrie 2006, toate fluxurile de capital au fost liberalizate.

Referitor la libera circulație a forței de muncă, dacă salariile sunt corelate cu productivitatea în sectorul tradable, o creștere mai rapidă a productivității și prin urmare a salariilor în acest sector va fi urmată de o migrare a forței de muncă din sectorul nontradable (servicii) în tradable (industrie). În România, acest proces a fost distorsionat. Numărul salariaților din industrie a scăzut continuu, iar în același timp numărul salariaților din servicii a crescut. Reducerea forței de muncă din industrie a fost rezultatul procesului de restructurare din acest sector și al migrației forței de muncă în exterior<sup>8</sup>. Mai mult, mecanismele pieței muncii din România nu funcționează ca într-o piață dezvoltată, având încă unele imperfecțiuni.

Ipoteza creșterii mai rapide a productivității în sectorul tradable decât în cel nontradable este testată empiric în figura 5. După cum se poate observa din grafic, această ipoteză este validată.

**Figura 5** – Productivitatea muncii în România (indice cu bază fixă, 1997 T1 = 1)



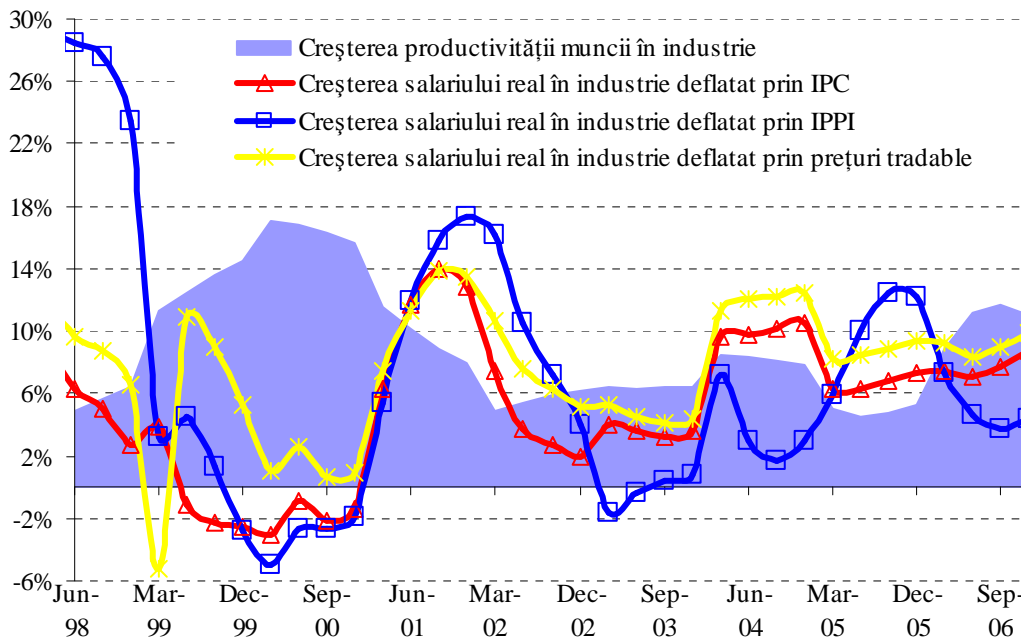
Sursa: INS, calcule ale autorului

<sup>8</sup> În prezent, unele estimări arată că circa 2 milioane de romani muncesc în străinătate.

Pentru a studia mecanismul de transmisie dintre productivitatea în sectorul tradable și prețurile în sectorul nontradable, analizăm mai întâi relația dintre salariile reale<sup>9</sup> și productivitatea în sectorul tradable. În acest sens, am calculat salariul real în industrie pe baza a 3 indici de preț: indicele prețurilor producției industriale (IPPI), indicele prețurilor tradable și indicele prețurilor de consum.

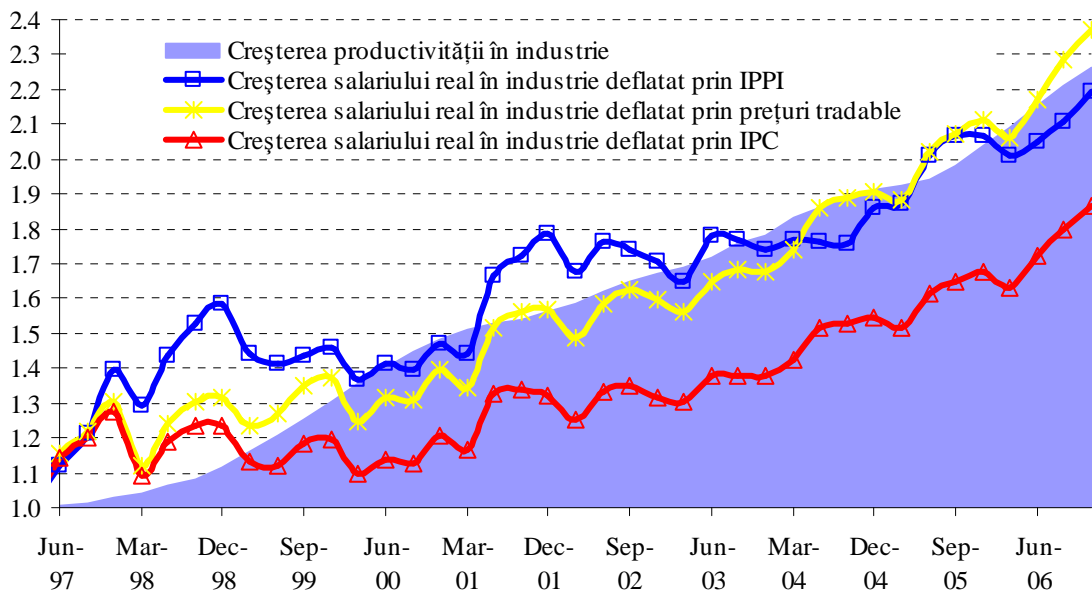
După cum se poate observa din figura 6, salariul real în industrie și productivitatea au avut o evoluție similară în perioada analizată. Câștiguri de productivitate față de anul anterior printr-o creștere mai mică a salariilor față de productivitate au fost înregistrate în 1999, 2000, 2003 și 2006, ceilalți ani consemnând în general pierderi de competitivitate. Cu toate acestea, la nivelul anului 2006, creșterea de productivitate cu bază fixă (1997 T1 = 1) este mai mare decât creșterea salariului real, arătând astfel un avantaj competitiv al produselor românești exportate.

**Figura 6 – Evoluția productivității și a salariilor reale în industrie**



*Nota: Ratele de creștere sunt în procente și sunt cumulate de la începutul anului în comparație cu aceeași perioadă a anului anterior*

<sup>9</sup> Salariile nominale din servicii sunt calculate ca o medie ponderată a salariilor din fiecare sector al serviciilor utilizând numărul de salariați pentru ponderare.

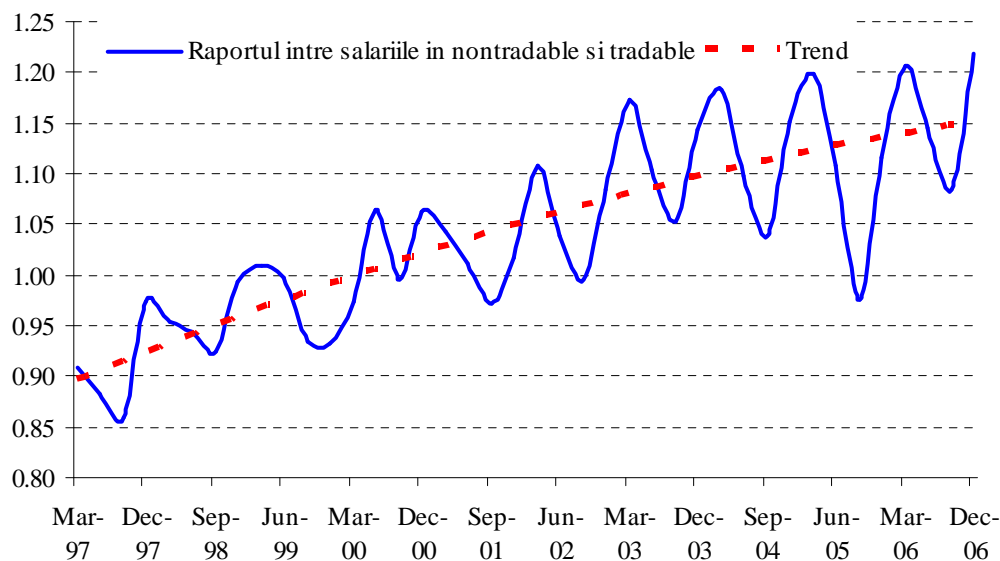


Notă: Indice cu bază fixă, 1997 T1=1

Sursa: INS, calcule ale autorului

Următorul pas constă în observarea modului în care salariile din cele două sectoare se egalizează. După cum se poate vedea în figura 7, salariile nominale brute în servicii, după ce au fost mai mici fata de cele din industrie, au crescut mai rapid și în prezent sunt mai mari decât cele din industrie. Cea mai mare creștere s-a înregistrat în sectorul serviciilor de intermediere financiară. Dacă eliminăm acest sector, procesul de egalizare este mai evident, salariile relative fiind în prezent aproape de 1.

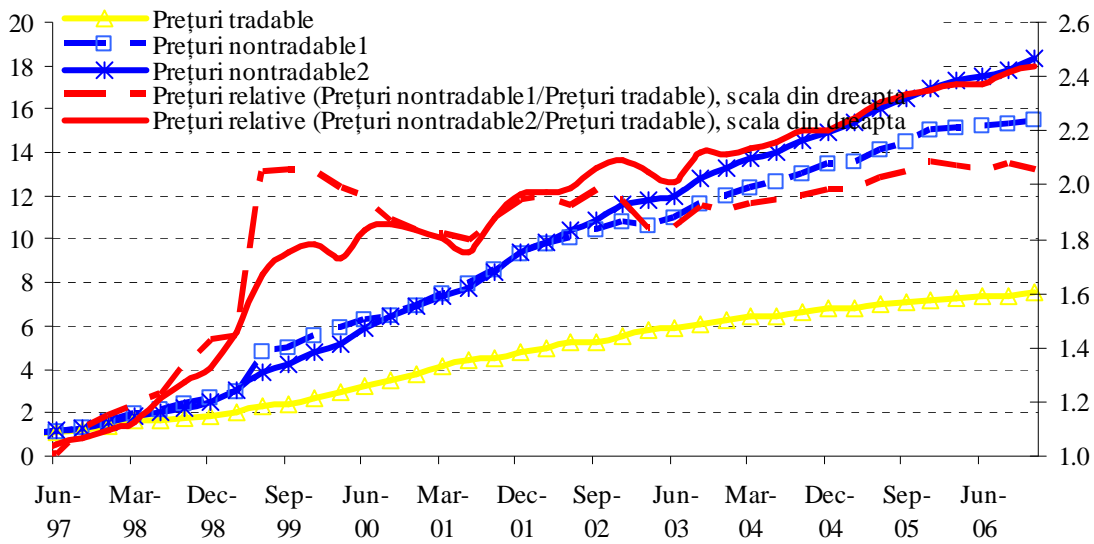
**Figura 7 – Procesul de egalizare a salariilor**



Sursa: INS, calcule ale autorului

În ceea ce privește ipoteza de creștere a prețurilor relative în sectorul nontradable, figura 8 validează acest lucru. În ambele sectoare, nivelul prețurilor a înregistrat o creștere ridicată, diferența dintre ele accentuându-se începând cu 1998. Aceasta se datorează faptului că prețurile în sectorul nontradable au crescut mai rapid decât cele din sectorul tradable (figura 9). Creșterea productivității în sectorul tradable a permis majorări ale salarii în acest sector, iar creșterea de salarii în sectorul nontradable a necesitat majorări de prețuri pentru a se putea păstra marjele de profit.

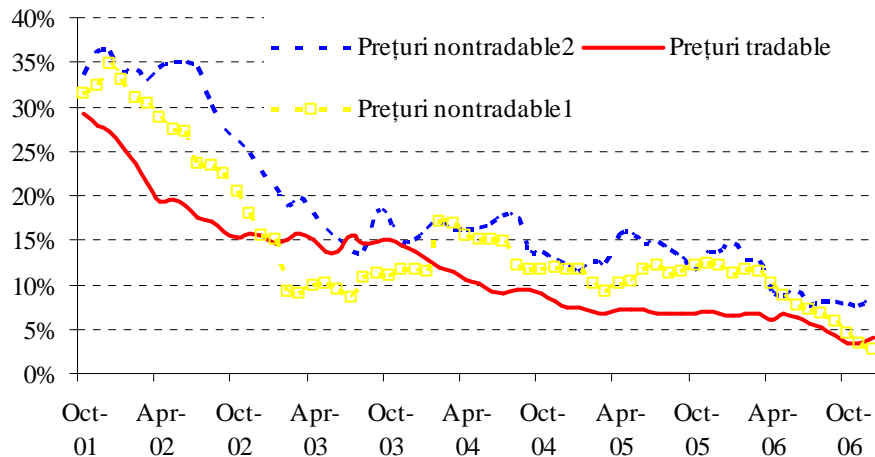
**Figura 8** – Prețurile relative în România – prețuri nontradable / prețuri tradable (1997 T1 = 1)



Sursa: INS, calcule ale autorului

Notă: prețuri nontradable1= servicii cu prețuri libere; prețuri nontradable2= servicii+prețuri administrate

**Figura 9** – Creșterea anuală a prețurilor tradable și a celor nontradable



Sursa: INS, calcule ale autorului

Notă: prețuri nontradable1= servicii cu prețuri libere; prețuri nontradable2= servicii+prețuri administrate

### 3.3 Rezultatele econometrice

Testele de rădăcină unitară indică faptul că seriile sunt nestaționare în nivel și staționare în prima diferență, ceea ce înseamnă că sunt integrabile de ordinul I (procese I(1)) (testele au fost efectuate utilizând ADF, Philips-Perron și KPSS)<sup>10</sup>. Acest lucru justifică utilizarea procedurii Johansen de cointegrare pentru a identifica o relație de cointegrare existentă între variabilele analizate.

Estimările au fost efectuate într-un număr de pași utilizând o metodologie similară celei prezentate de Egert (2002). Mai întâi, am estimat relația dintre diferențialul de productivitate între sectorul tradable și nontradable și prețurile relative (prețuri nontradable/prețuri tradable), adică mecanismul de transmisie internă, conform ecuației (16a). Apoi, dacă există o relație de cointegrare între cele două variabile, testăm relația dintre diferențialul de productivitate și cursul real de schimb (mecanismul de transmisie externă). Acest lucru va fi realizat în 2 pași, primul constând în estimarea relației dintre diferența de diferențiale de productivitate dintre România și zona euro și diferența în prețurile relative (conform ecuației (17)). Al doilea pas îl reprezintă estimarea relației dintre diferența de prețuri relative între România și zona euro și cursul real de schimb.

<sup>10</sup> Testele de rădăcină unitară sunt disponibile la cerere.



Prima relație de cointegrare<sup>11</sup> estimată este mecanismul de transmisie internă, rezultatele fiind prezentate în tabelul 1. Conform tabelului 1, o creștere a productivității în România atrage o majorare a prețurilor relative ale bunurilor nontradabile. Vectorul de cointegrare este normalizat la 1 pentru prețurile relative. Coeficientul diferențialului de productivitate este semnificativ statistic la un prag de încredere de 1% pentru ambele măsuri de prețuri nontradabile. Testul de cointegrare arată că între cele două variabile poate fi identificat un vector de cointegrare (pe baza testului de cointegrare Johansen – a se vedea anexa).

**Tabel 1** – Vector Error Correction pentru mecanismul de transmisie internă

Vector Error Correction Estimates		Vector Error Correction Estimates	
Sample (adjusted): 1997Q4 2006Q4		Sample (adjusted): 1997Q4 2006Q4	
Standard errors în ( ) & t-statistics în [ ]		Standard errors în ( ) & t-statistics în [ ]	
Cointegrating Eq:	CointEq1	Cointegrating Eq:	CointEq1
LDIFP1_RO(-1)	1	LDIFP2_RO(-1)	1
LDIFW_RO(-1)	<b>-0.699226</b> -0.2342 [-2.98561]	LDIFW_RO(-1)	<b>-1.122561</b> -0.13999 [-8.01860]
C	-0.322974	C	-0.187929
Error Correction:	D(LDIFP1_RO)	Error Correction:	D(LDIFP2_RO)
CointEq1	-0.274955 -0.09801 [-2.80534]	CointEq1	-0.210706 -0.0786 [-2.68078]
Chi-square(1)	3.377241	Chi-square(1)	1.656332
Probability	0.066103	Probability	0.198099

Impunând restricția ca valoarea coeficientului diferențialului de productivitate în vectorul de cointegrare să fie 1, testul Chi-square arată că ipoteza nulă nu poate fi respinsă. Aceasta înseamnă că diferențialul de productivitate este complet translatat în prețurile relative. Coeficientul egal cu 1 sau mai mare decât 1 este rezonabil în cazul României, pentru că salariile din servicii au fost mai mici decât în industrie până în 2003, devenind mai mari în 2006, iar prețurile serviciilor au crescut mai repede atunci când productivitatea a sporit cu 1%.

<sup>11</sup> Testele de cointegrare sunt prezentate în anexă.

Pentru a testa relația cu țara de referință, am estimat relația dintre diferența de diferențiale de productivitate dintre România și zona euro și diferența de prețuri relative (tabel 2). Rezultatele din tabelul 2 arată că coeficientul diferenței de diferențiale de productivitate este semnificativ statistic la 1% grad de încredere pentru ambele măsuri de prețuri nontradabile. Impunând un test de valoare unitară pentru acest coeficient în vectorul de cointegrare, testul Chi-square arată că ipoteza nulă este respinsă.

**Tabel 2** – Vector Error Correction pentru mecanismul de transmisie externă pasul 1

Vector Error Correction Estimates		Vector Error Correction Estimates	
Sample (adjusted): 1997Q4 2006Q4		Sample (adjusted): 1997Q4 2006Q4	
Standard errors în ( ) & t-statistics în [ ]		Standard errors în ( ) & t-statistics în [ ]	
Cointegrating Eq:	CointEq1	Cointegrating Eq:	CointEq1
LDIFP1(-1)	1	LDIFP2(-1)	1
LDIFW(-1)	<b>-1.575319</b> -0.17462 [-9.02152]	LDIFW(-1)	<b>-2.181579</b> -0.10038 [-21.7331]
C	-0.125372	C	0.01498
Error Correction:	D(LDIFP1)	Error Correction:	D(LDIFP2)
CointEq1	-0.397151 -0.14378 [-2.76226]	CointEq1	-0.002029 -0.1422 [-0.01427]
Chi-square(1)	9.521412	Chi-square(1)	9.519269
Probability	0.002031	Probability	0.002033

În final este estimată relația dintre cursul de schimb și diferențialul de prețuri relative (tabel 3). Coeficientul estimat este semnificativ din punct de vedere statistic. Combinând coeficienții estimați în tabelul 2 și tabelul 3, putem concluziona că atunci când diferența de diferențial de productivitate între România și zona euro crește cu 1%, cursul se apreciază în termeni reali cu 1,51% în cazul abordării cu nontradabile 1 ( $1,575319 * 0,962013$ ) în modelul clasic și cu 1,19% în cazul abordării cu nontradabile 2 ( $2,181579 * 0,547098$ ) în modelul extins.

**Tabel 3** – Vector Error Correction pentru mecanismul de transmisie externă pasul 2

Vector Error Correction Estimates	Vector Error Correction Estimates
Sample (adjusted): 1997Q4 2006Q4	Sample (adjusted): 1997Q4 2006Q4
Standard errors în ( ) & t-statistics în [ ]	Standard errors în ( ) & t-statistics în [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	Cointegrating Eq:	CointEq1
L_RER(-1)	1	L_RER(-1)	1
LDIFP1(-1)	<b>0.962013</b> -0.18721 [ 5.13875]	LDIFP2(-1)	<b>0.547098</b> -0.09729 [ 5.62336]
C	-0.23046	C	-0.013865
Error Correction:	D(L_RER)	Error Correction:	D(L_RER)
CointEq1	-0.07832 -0.04846 [-1.61624]	CointEq1	-0.172422 -0.07524 [-2.29175]
Chi-square(1)	0.009496	Chi-square(1)	2.715049
Probability	0.92237	Probability	0.099406

Coeficientul obținut este un pic mai mare decât coeficientul unitar sugerat de modelul teoretic. Explicația poate fi legată de ponderile diferite pe care le au bunurile nontradabile și tradabile în IPC în România și în zona euro și de faptul că în România nu numai prețurile nontradabile cresc, ci și cele tradabile.

Un alt mod de a estima mecanismul de transmisie externă este prezentat în tabelul 4. Utilizând două relații de cointegrare, obținem rezultate similare celor obținute prin abordarea anterioară cu ecuații separate.

**Tabel 4** - Vector Error Correction pentru mecanismul de transmisie externă

Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 1997Q4 2006Q4 Standard errors în ( ) & t-statistics în [ ]			Vector Error Correction Estimates Sample (adjusted): 1997Q4 2006Q4 Standard errors în ( ) & t-statistics în [ ]		
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
L_RER(-1)	1	0	L_RER(-1)	1	0
LDIFP1(-1)	<b>0.972304</b> -0.16117 [ 6.03285]	1	LDIFP2(-1)	<b>0.500044</b> -0.09539 [ 5.24212]	1
LDIFW(-1)	0	<b>-1.302029</b> -0.1789 [-7.27816]	LDIFW(-1)	0	<b>-2.226151</b> -0.08564 [-25.9942]
C	-0.23617	-0.199895	C	0.013422	0.027134
Error Correction:	D(L_RER)	D(LDIFP1)	Error Correction:	D(L_RER)	D(LDIFP2)
CointEq1	-0.213361	-0.152965	CointEq1	-0.238556	-0.145305

	-0.08133 [-2.62349]	-0.11085 [-1.37993]		-0.08471 [-2.81599]	-0.0677 [-2.14631]
Chi-square(1)	0.005339	6.103464	Chi-square(1)	4.204471	15.27945
Probability	0.941751	0.013492	Probability	0.040318	0.000093

### 3.4 Inflația generată de efectul Balassa-Samuelson în România

Așa cum am văzut în secțiunile anterioare, impactul efectului Balassa-Samuelson în România depinde de diferențialul de productivitate, de ponderea bunurilor nontradabile în IPC și de coeficientul estimat pentru relația dintre diferențialul de productivitate și prețurile relative.

Tehnicile de cointegrare utilizate în această lucrare au condus la concluzia că în perioada 1998-2006 inflația medie anuală generată de efectul Balassa-Samuelson în România a fost în cazul modelului clasic între 0,1% în 2005 și 0,9% în 2000. În cazul modelului extins, pe care îl considerăm mai adecvat, impactul asupra inflației este mai mare și este cuprins între 0,69% în 2005 și 4,76% în 2000. În medie, în cazul modelului clasic, efectul asupra inflației a fost de 0,4%, iar în cazul modelului extins de 2,18% (tabel 5).

**Tabel 5** – Inflația medie anuală generată de efectul Balassa-Samuelson în România

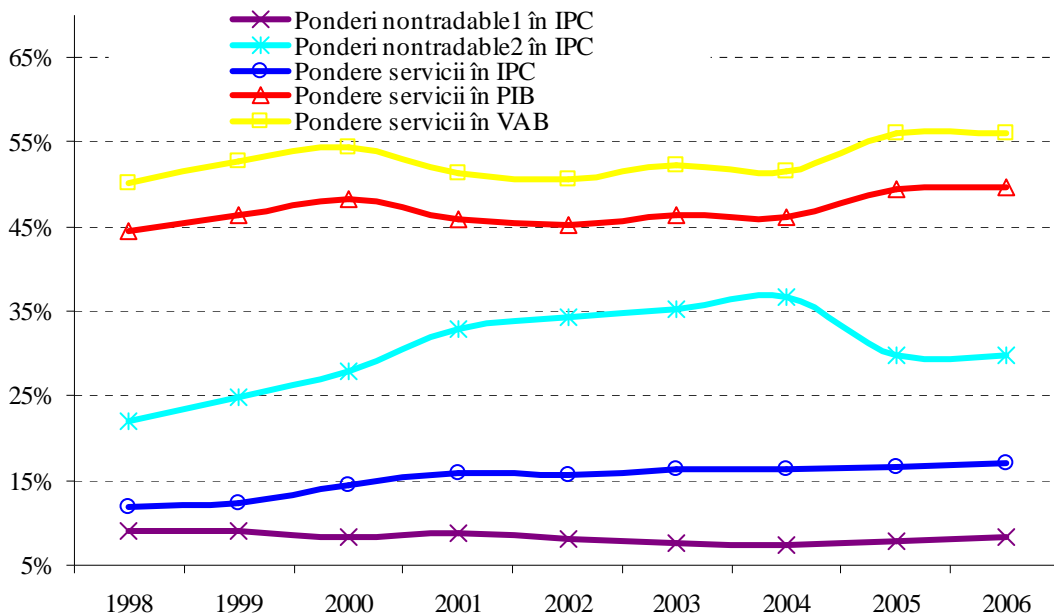
Anul	Inflația medie anuală generată de efectul Balassa-Samuelson – modelul clasic (%)	Inflația medie anuală generată de efectul Balassa-Samuelson – modelul extins (%)	Inflația medie anuală (%)
1998	0,42	1,66	59,1
1999	0,80	3,58	45,8
2000	0,90	4,76	45,7
2001	0,32	1,94	34,5
2002	0,19	1,26	22,5
2003	0,12	0,94	15,3
2004	0,21	1,71	11,9
2005	0,11	0,69	9,0
2006	0,53	3,05	6,6
Medie anuală 1998-2006	0,40	2,18	28,4

Indiferent de modelul luat în considerare, în 2005 se poate observa o încetinire a manifestării efectului Balassa-Samuelson asupra inflației în România, în principal ca

urmare a încetinirii creșterii productivității muncii. În 2006, datorită unei noi creșteri puternice a productivității, se poate observa o accentuare a efectului Balassa-Samuelson.

Credem că impactul efectului Balassa-Samuelson asupra inflației în viitor se poate accentua datorită faptului că ponderea serviciilor în coșul IPC este de așteptat să crească. În prezent, ponderea serviciilor în IPC este de 3 ori mai mică decât în formarea PIB (figura 10). Pe de altă parte, și ponderea serviciilor în PIB este de așteptat să crească în viitor ca urmare a procesului de convergență. Acesta va fi rezultatul creșterii averii populației și al schimbării comportamentului de consum către mai multe servicii decât bunuri alimentare, în prezent bunurile alimentare reprezentând 38,9% în coșul IPC iar serviciile doar 17,5%. În plus, datorită unei ponderi mai mari a serviciilor în PIB, putem afirma că impactul efectului Balassa-Samuelson este mai mare asupra deflatorului PIB decât asupra IPC.

**Figura 10** – Ponderea sectorului nontradable în IPC, PIB și VAB



Sursa: INS, calcule ale autorului

Notă: *prețuri nontradable1* = prețurile libere din servicii; *prețuri nontradable2* = servicii+prețuri administrate

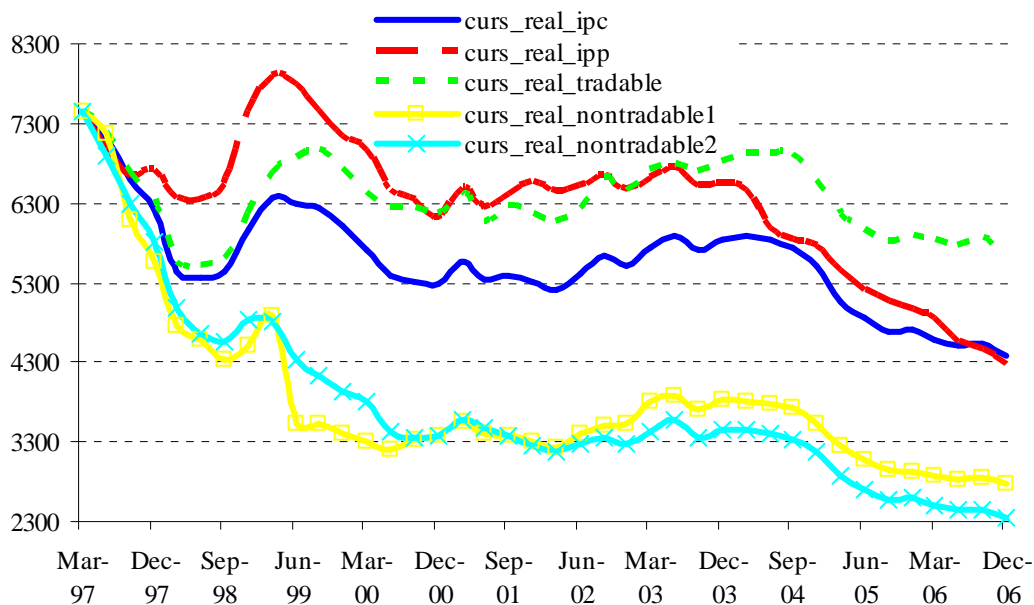
### 3.5 Aprecierea cursului de schimb real datorată efectului Balassa-Samuelson în România

Datorită faptului ca efectul Balassa-Samuelson creează o inflație mai mare în România decât în zona euro, cursul de schimb real al leului se apreciază. Modelul teoretic Balassa-Samuelson poate explica aprecierea mai mare a cursului real de schimb calculat pe baza prețurilor nontradabile decât aprecierea reală a cursului calculată pe baza prețurilor tradabile (figura 11). Dacă aprecierea reală a cursului de schimb ar fi explicată doar de efectul Balassa-Samuelson, paritatea puterii de cumpărare (PPP) ar trebui să se verifice pentru cursul real de schimb deflatat prin prețurile tradabile. Cu alte cuvinte, cursul real calculat pe baza prețurilor tradabile ar trebui să fie staționar fără trend. În concordanță cu testele efectuate, seria este nestaționară (tabel 6). În consecință, efectul Balassa-Samuelson nu poate explica în totalitate aprecierea reală a cursului de schimb, această concluzie fiind credibilă, date fiind numeroasele intervenții ale BNR în piața valutară, cursul fiind cu flotare controlată și fiind utilizat mult timp ca ancoră antiinflaționistă.

**Tabel 6** – Teste de rădăcină unitară pentru cursul real bazat pe prețurile tradabile

Null Hypothesis: l_exchange rate_real has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.406547	0.5658
Test critical values:	1% level		-3.670170	
	5% level		-2.963972	
	10% level		-2.621007	

**Figura 11** – Curs de schimb real EUR/ROL calculat pe baza prețurilor tradabile, a celor nontradabile și IPC (în prețurile anului 1997)



Sursa: BNR, INS, calculele autorului

În ceea ce privește impactul efectului Balassa-Samuelson asupra aprecierii reale a cursului de schimb, rezultatele sunt prezentate în tabelul 7. Pentru a evalua impactul, am utilizat creșterea anuală a productivității, coeficienții de elasticitate estimați și ponderea bunurilor nontradabile în IPC. Așa cum se poate observa din tabel, aprecierea reală a cursului de schimb datorată efectului Balassa-Samuelson a fost cuprinsă între 0,24% și 1,94% în cazul modelului clasic și între 0,73% și 5,06% în cazul modelului extins.

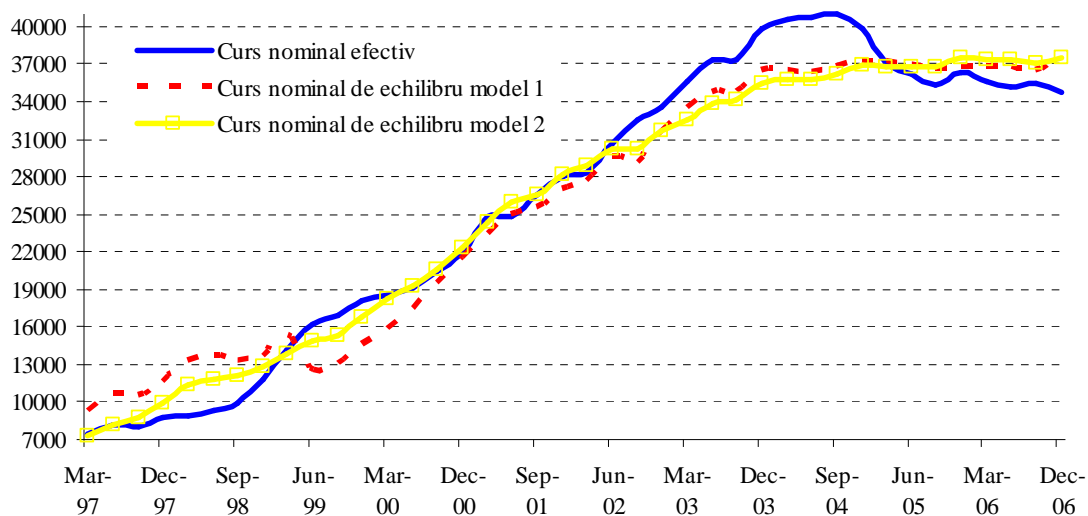
Pe baza rezultatelor obținute, putem estima de asemenea cursul de schimb de echilibru dat de manifestarea efectului Balassa-Samuelson (figura 12). În 2005, aprecierea nominală puternică a cursului de schimb a fost mai mare decât cea de echilibru datorită încetinirii puternice a creșterii productivității, iar cursul de schimb a început să fie supraevaluat.

**Tabel 7** – Aprecierea reală a cursului de schimb datorată efectului Balassa-Samuelson în România

Anul	Aprecierea reală medie anuală generată de efectul Balassa-Samuelson - modelul clasic (%)	Aprecierea reală medie anuală generată de efectul Balassa-Samuelson – modelul extins (%)	Aprecierea reală medie anuală (%)
1998	0,91	1,76	21,55
1999	1,73	3,80	-13,12
2000	1,94	5,06	14,18
2001	0,70	2,06	0,80
2002	0,40	1,34	-0,19

2003	0,27	0,99	-6,40
2004	0,46	1,82	1,53
2005	0,24	0,73	16,18
2006	1,15	3,25	8,91
<b>Medie anuală 1998-2006</b>	<b>0,87</b>	<b>2,31</b>	<b>4,83</b>

**Figura 12** – Cursul de schimb nominal EUR/ROL și cursul de schimb de echilibru



#### 4. Impactul manifestării efectului Balassa-Samuelson în România asupra politicii de curs de schimb și participării la ERM2

Manifestarea efectului Balassa-Samuelson sugerează un posibil conflict între aprecierea în termeni reali a cursului de schimb și inflația provocată în țările din UE și țările care aderă la UEM, pe de o parte, și criteriile de la Maastricht referitoare la inflație și stabilitatea cursului de schimb, pe de altă parte. În consecință, se pune întrebarea cum vor putea aceste țări să obțină o inflație sub limita impusă de criteriile de la Maastricht



(nu mai mult de 1.5 pp peste media celor mai performante 3 țări în materie de inflație din UE<sup>12</sup>) când numai efectul Balassa-Samuelson generează o inflație de peste 2%? Răspunsul poate fi o politică monetară foarte restrictivă chiar cu prețul unei încetiniri a creșterii economice, dar costurile în termeni de convergență reală sunt mari. Această observație creează o adevărată dilemă pentru autoritățile monetare, în special în cazul acelor cu curs de schimb fix. Pentru țările cu curs de schimb flexibil problema este mai puțin pronunțată și echilibrul se poate obține permițând o apreciere în termeni nominali a cursului de schimb, amenințând astfel criteriul privind stabilitatea acestuia. Cu toate acestea, efectul Balassa-Samuelson trebuie să fie relativ puternic pentru a se depăși banda de +/-15% din ERM2.

## 5. Concluzii

Această lucrare a estimat importanța efectului Balassa-Samuelson în România și impactul acestuia asupra inflației și asupra aprecierii cursului real de schimb. S-a arătat că ipotezele de bază ale modelului teoretic Balassa-Samuelson sunt îndeplinite în cazul României.

Una dintre problemele importante tratate în cadrul studiului a fost clasificarea sectoarelor tradable și nontradable. Au fost utilizate astfel două măsuri pentru prețurile nontradable. Prima măsură corespunde modelului clasic Balassa-Samuelson și utilizează ca prețuri nontradable doar prețurile libere (excluzând prețurile administrate), iar cea de-a doua măsură, care a fost încadrată în așa-numitul model Balassa-Samuelson extins include și prețurile administrate ca fiind prețuri nontradable. Considerăm cea de-a doua măsură mai potrivită în cazul României din perspectiva integrării europene, efectul Balassa-Samuelson fiind, și rezultatele lucrării confirmă acest lucru, mai degrabă un proces de convergență a prețurilor (libere și administrate) către nivelul din Uniunea Europeană. Prețurile administrate (stabilite de către Guvern), care reprezintă peste 20% din coșul indicelui prețurilor de consum, sunt pe un trend de creștere în România atât ca urmare a convergenței prețurilor către nivelul din UE, nivelul prețurilor în România fiind în ansamblu mult mai mic decât cel din UE, cât și ca o necesitate de a acoperi costurile de

---

<sup>12</sup> La momentul prezent, nu mai mult de 2,9%.

producție (mai ales în cadrul energiei). Dacă prețurile administrate ar fi prețuri libere, acestea ar crește și mai mult și mai repede și, în consecință, dacă am ignora aceste prețuri, efectul Balassa-Samuelson ar fi subestimat. Mai mult, în viitor prețurile administrate vor deveni prețuri libere și vor putea fi considerate ca prețuri nontradabile pe termen lung.

Tehnicile econometrice utilizate în cadrul lucrării au condus la concluzia că în perioada 1998-2006 inflația medie anuală generată de efectul Balassa-Samuelson în România s-a situat în cazul modelului clasic între 0.11% în 2005 și 0.9% în anul 2000. În cazul modelului extins, pe care îl considerăm mai potrivit, impactul asupra inflației este mai mare și este cuprins între 0.69% în 2005 și 4.76% în 2000. În medie, impactul asupra inflației a fost de 0.4% în cazul modelului clasic și de 2.18% în cazul celui extins. Indiferent de modelul considerat, anul 2005 a consemnat o încetinire puternică în manifestarea efectului Balassa-Samuelson asupra inflației în România, în principal datorită încetinerii semnificative a creșterii productivității în industrie. În 2006, datorită unei noi creșteri puternice a productivității, efectul Balassa-Samuelson s-a accentuat din nou.

În ceea ce privește impactul efectului Balassa-Samuelson asupra aprecierii reale a cursului de schimb, rezultatele lucrării arată faptul că aprecierea reală datorată acestui efect s-a situat între 0.24% și 1.94% (în medie 0.87%) în cazul modelului clasic și între 0.73% și 5.06% (în medie 2.31%) în cazul modelului extins.

Impactul relativ limitat al efectului Balassa-Samuelson în România poate fi explicat prin ponderea relativ mică a prețurilor nontradabile (în principal servicii) în IPC. Credem că impactul efectului Balassa-Samuelson în viitor se va accentua datorită creșterii ponderii serviciilor în coșul IPC ca urmare a procesului de convergență.



## Anexa – teste de cointegrare

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: Series: LDIFP1\_RO LDIFW\_RO

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.758172	98.39197	68.52	76.07
At most 1	0.412822	38.77183	47.21	54.46
At most 2	0.217102	16.40987	29.68	35.65
At most 3	0.134730	6.130258	15.41	20.04
At most 4	0.001245	0.052303	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.758172	59.62015	33.46	38.77
At most 1	0.412822	22.36196	27.07	32.24
At most 2	0.217102	10.27961	20.97	25.52
At most 3	0.134730	6.077955	14.07	18.63
At most 4	0.001245	0.052303	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LDIFP2\_RO LDIFW\_RO

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.758172	98.39197	68.52	76.07
At most 1	0.412822	38.77183	47.21	54.46
At most 2	0.217102	16.40987	29.68	35.65
At most 3	0.134730	6.130258	15.41	20.04
At most 4	0.001245	0.052303	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.758172	59.62015	33.46	38.77
At most 1	0.412822	22.36196	27.07	32.24
At most 2	0.217102	10.27961	20.97	25.52
At most 3	0.134730	6.077955	14.07	18.63
At most 4	0.001245	0.052303	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: LDIFP1 LDIFW  
 Lags interval (in first differences): 1 to 2  
 Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.873422	128.3799	68.52	76.07
At most 1	0.421584	41.57029	47.21	54.46
At most 2	0.248728	18.57690	29.68	35.65
At most 3	0.142334	6.565441	15.41	20.04
At most 4	0.002775	0.116716	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.873422	86.80963	33.46	38.77
At most 1	0.421584	22.99339	27.07	32.24
At most 2	0.248728	12.01146	20.97	25.52
At most 3	0.142334	6.448725	14.07	18.63
At most 4	0.002775	0.116716	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: LDIFP2 LDIFW  
 Lags interval (in first differences): 1 to 2  
 Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.861833	125.8122	68.52	76.07
At most 1	0.413947	42.68183	47.21	54.46
At most 2	0.284027	20.23933	29.68	35.65
At most 3	0.133573	6.206576	15.41	20.04
At most 4	0.004388	0.184705	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.861833	83.13032	33.46	38.77
At most 1	0.413947	22.44250	27.07	32.24
At most 2	0.284027	14.03276	20.97	25.52
At most 3	0.133573	6.021871	14.07	18.63
At most 4	0.004388	0.184705	3.76	6.65

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: L\_RER LDIFP1

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.488033	22.22314	15.49471	0.0042
At most 1	0.003925	0.129796	3.841466	0.7186

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.488033	22.09334	14.26460	0.0024
At most 1	0.003925	0.129796	3.841466	0.7186

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: L\_RER LDIFP2

Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.573570	25.52431	15.49471	0.0011
At most 1	0.027459	0.807434	3.841466	0.3689

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.573570	24.71688	14.26460	0.0008
At most 1	0.027459	0.807434	3.841466	0.3689

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

## Bibliografie

- Alberola, E. (2003), "Real Convergence, External Disequilibria and Equilibrium Exchange Rates in EU Acceding Countries", Banco de España
- Balassa, B. (1964), "The Purchasing-Power-Parity Doctrine: A Reappraisal", *Journal of Political Economy*, Vol. 72. No 6., December, pp. 584-596.
- Begg, D., L. Halpern and C. Wyplosz (1999), "Monetary and Exchange Rate Policies, EMU and Central and Eastern Europe", Forum Report on the Economic Policy Initiative No. 5, CEPR, London,
- Buiter, W., Grafe, C. (2002), „Anchor, float or abandon ship: exchange rate regimes for accession countries”, EBRD
- Coricelli, F. and B. Jazbec (2001), "Real Exchange Rate Dynamics in Transition Economies", Centre for Economic Policy Research, Discussion Papers Series No. 2869, July
- De Broeck, M. and T. Slok (2001), "Interpreting Real Exchange Rate Movements in Transition Countries", IMF Working Paper No. 56, May, Washington D.C.
- De Gregorio, J., A. Giovannini and T.H. Krueger (1994) „The behavior of nontradable-goods prices in Europe: Evidence and interpretation”, *Review of International Economics* 2, pp.284-305.
- Drine, I., K. Lommatzsch and C. Rault (2002), „The Balassa-Samuelson effect in Central and Eastern Europe: myth or reality?”, [William Davidson Institute Working Papers Series](#) 483
- Égert, B. (2002), "Equilibrium Real Exchange Rates in Central Europe's Transition Economies: Knocking on Heaven's Door", William Davidson Institute Working Paper No. 480
- Égert, B. (2002), "Investigating the Balassa-Samuelson Hypothesis in the Transition: Do We Understand What We See? A Panel Study", *Economics of Transition*, 10(2), July, pp. 1-36., and Bank of Finland BOFIT Discussion Paper No 6/2002

- Égert, B. (2002), “Nominal and real convergence in Estonia: The Balassa-Samuelson (dis)connection. Does disaggregation provide better understanding?”, National Bank of Estonia.
- Egert, B. (2004) “Equilibrium exchange rates in southeastern Europe, Russia, Ukraine and Turkey: Healthy or (Dutch) Diseased?”, Oesterreichische Nationalbank
- Égert, B., I. Drine, K. Lommatzsch and C. Rault (2002), “The Balassa-Samuelson effect in Central and Eastern Europe: Myth or Reality?”, William Davidson Institute Working Paper No. 483
- Favero, A. C., (2001), “Applied macro econometrics”, Oxford University Press
- Fischer, C. (2002), „Real currency appreciation in accession countries: Balassa-Samuelson and investment demand”, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank, Discussion paper 19/02.
- Grafe, C. and C. Wyplosz (1997) “The Real exchange rate in transition economies”, Paper presented at the Third Dubrovnik Conference on Transition Economies in Dubrovnik, Croatia;
- Halpern, L. and C. Wyplosz (2001) “Economic Transformation and real exchange rates in the 2000’s: the Balassa-Samuelson Connection”, UNECE working paper;
- Jazbec, B. (2002), “Balassa-Samuelson effect in transition economies: the case of Slovenia”, William Davidson Institute Working Paper No. 507
- Johansen S., Juselius K., (1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to Simultaneous Equations and Cointegration”, Journal of Econometrics, 69
- Knight G, Johnson L, (1997). „Tradables. Developing Output and Price Measures for Australia's Tradable and Non-tradable Sectors”, ABS Working Paper No. 97/1.
- Kovács, M. A. (ed.) (2002), “On the estimated size of the Balassa-Samuelson effect in five Central and Eastern European countries”, National Bank of Hungary Working Paper No. 5
- Rother, C. P. (2000), “The Impact of Productivity Differentials on Inflation and the Real Exchange Rate: An Estimation of the Balassa-Samuelson Effect in Slovenia”, IMF Country Report, Republic of Slovenia: Selected Issues, 00/56



- Samuelson, P. (1964), "Theoretical Notes on Trade Problems", *Review of Economics and Statistics*, 2, pp. 145-54.
- Taylor M.P. and Sarno L. (2001), "Real exchange rate dynamics in transition economies: a non-linear analysis", *Studies in Non-Linear Dynamics & Econometrics* vol. 5, issue 3, Article 1.
- Wolf, H. (2001), „Exchange rate regime choice and consequences”, NBER Working Paper
- Wyplosz, C. (1999), "Ten Years of transformation: macroeconomic lessons", Paper presented at the World Bank Annual Bank Conference on Development Economics, Washington