

# **ESTIMAREA EFECTULUI BALASSA-SAMUELSON ÎN ROMÂNIA**

**Lucrare prezentată în cadrul conferinței „Tinerii economiști”,  
organizată de Banca Națională a României  
București, 17 septembrie 2004**

**Drd. Adrian Codirlaşu  
Drd. Nicolaie Alexandru-Chideşciuc**

## REZUMAT

În cazul țărilor din Europa Centrală și de Est (inclusiv al României) s-a observat o tendință de apreciere în termeni reali a cursului valutar. Există mai mulți factori care au determinat această evoluție, însă lucrarea investighează măsura în care această apreciere reală este explicată de efectul Balassa-Samuelson, adică de creșterea superioară a productivității muncii în România comparativ cu zona euro în sectorul bunurilor *tradables* (implicată de procesul de *catching-up*).

Lucrarea testează existența efectului Balassa-Samuelson pentru economia României și, în plus, încearcă să cuantifice dimensiunea acestui efect. Concluzia este aceea că diferențialul de productivitate dintre România și zona euro explică o parte însemnată din aprecierea cursului real (între 1,4 și 2,9 puncte procentuale pe an în perioada 1995 – 2003); în plus, după 1999, conform rezultatelor empirice, s-a înregistrat o accentuare a acestui efect.

**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 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:

- 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* => cursul valutar este determinat de nivelul prețurilor bunurilor *tradables* din țară și din străinătate;
- piața muncii este competitivă: salariile se egalizează între sectorul *tradables* și sectorul *non-tradables*; creșterea salariilor reale din sectorul *tradables* este determinată de creșterea productivității muncii în acest sector.

În aceste condiții, creșterea mai rapidă de productivitate în sectorul *tradables* decât în 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 creșterea cheltuielilor de producție și implicit a prețului bunurilor *non-tradables*. Ca urmare, o creștere a productivității în sectorul *tradables* conduce la o majorare a prețurilor în sectorul *non-tradables*, a prețurilor relative<sup>1</sup> și implicit a prețurilor de consum (pe baza prețurilor *non-tradables*).

În cazul în care creșterea de productivitate în țară este mai mare decât cea 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 teoretic este prezentat în Anexa I.

---

<sup>1</sup> raportul dintre prețurile produselor *non-tradables* și cele ale produselor *tradables*

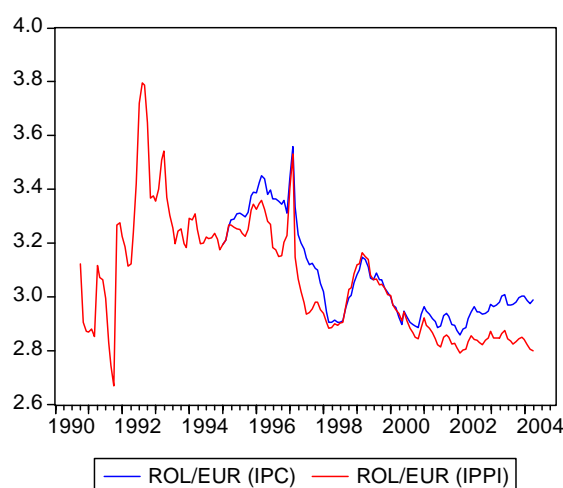
**Testarea existenței efectului Balassa-Samuelson în România** a fost realizată în două etape.

1. Verificarea ipotezelor modelului (Anexa II):

- paritatea puterii de cumpărare pentru cursul leu/euro;
- competitivitatea pieței muncii;
- mobilitatea capitalului.

Conform rezultatelor econometrice, în cazul 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.

**Graficul 1. Cursul de schimb real ROL/EUR calculat pe baza IPC și IPPI**

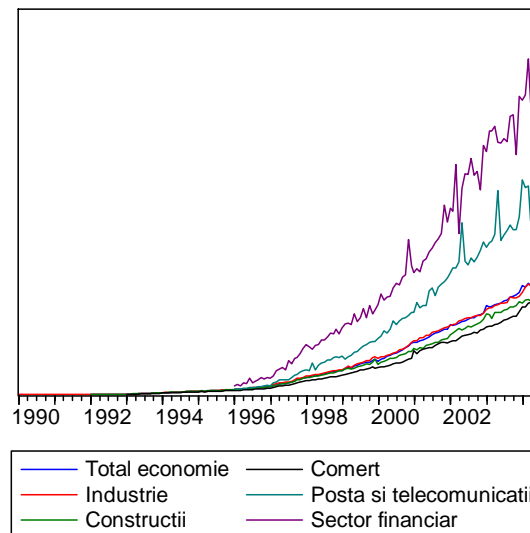


În privința pieței muncii, începând din anul 2000 se manifestă o tendință de egalizare a salariilor din comerț și construcții cu cele din industrie. Pentru evidențierea acestei evoluții au fost calculate salariile relative (ca raport între salariile din industrie și salariile din sectorul *non-tradables*), iar pe baza filtrului Hodrick-Prescott a fost surprins trendul acestora (Graficul nr. 3). 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).

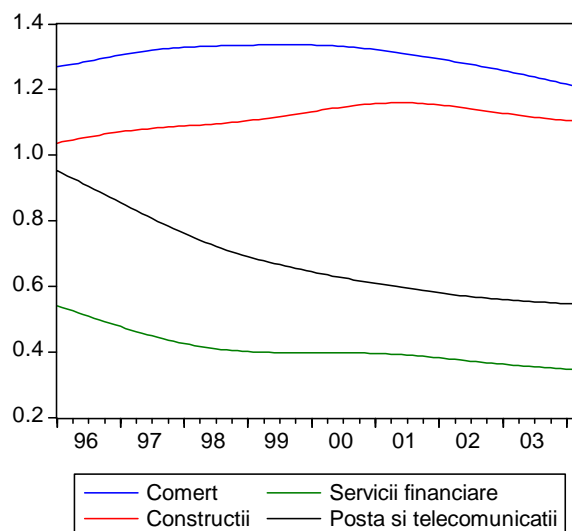
Pentru testarea transmiterii unei creșteri salariale din sectorul *tradables* în sectorul *non-tradables* s-a construit un model *VAR* pe baza salariilor nominale, ajustate sezonier, din cele cinci sectoare considerate pentru perioada aprilie 1996 – aprilie 2004 și s-au construit

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*.

**Graficul 2. Evoluția salariilor nominale**  
(serii ajustate sezonier)



**Graficul 3. Evoluția salariilor relative**



În ceea ce privește legătura dintre creșterea productivității și creșterea salariilor reale în industrie, nu a fost găsită o relație de cointegrare.

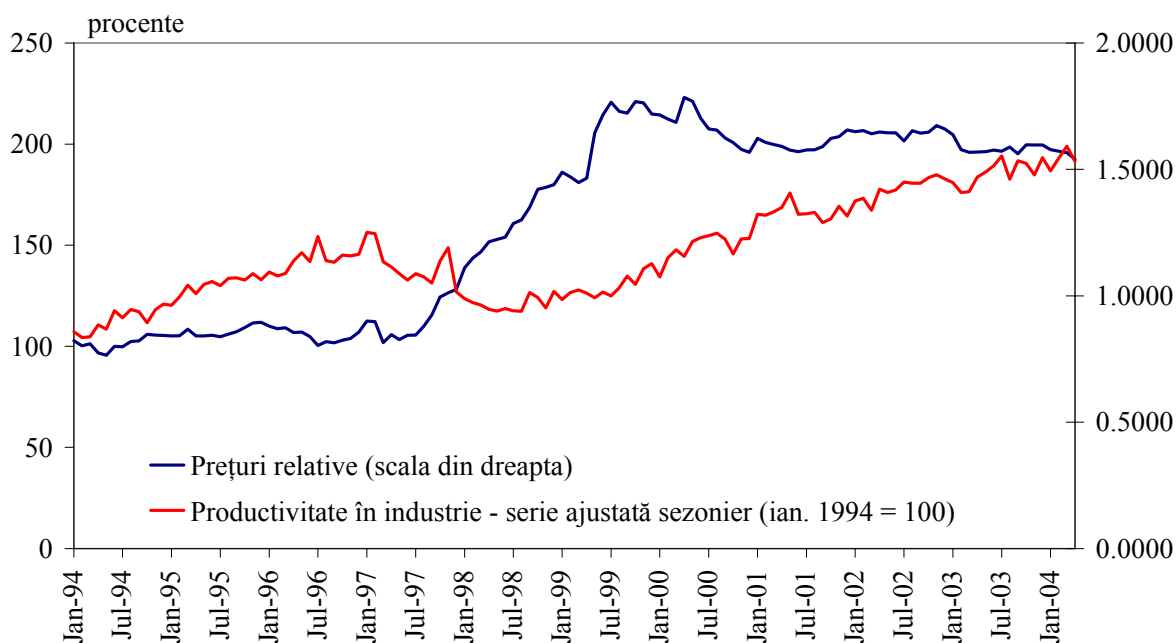
Cea de-a treia ipoteză – mobilitatea capitalului, este îndeplinită parțial datorită faptului că procesul de liberalizare a contului de capital a început în anul 2001.

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.

Conform rezultatelor econometrice (Anexa III), 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.

**Grafic 4. Productivitatea muncii în industrie și prețurile relative**



**Estimarea efectului Balassa-Samuelson** în România asupra cursului valutar și a diferențialului de inflație a fost realizată pe baza celor două metodologii utilizate în testarea acestuia.

În perioada 1995 – 2003, impactul efectului Balassa-Samuelson asupra diferențialului de inflație dintre România și zona euro a fost între 1,7 și 2,4 puncte procentuale pe an (Anexa IV).

Comparativ cu statele ce au aderat la Uniunea Europeană în primul val, efectul Balassa-Samuelson asupra cursului valutar este mai ridicat în România (Tabelul nr. 1). 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 (Anexa IV). Începând cu anul 1999, se constată o majorare a acestui efect, valorile medii<sup>2</sup> (utilizând mai multe metodologii de calcul) fiind cuprinse între 2,7 și 3,8 puncte procentuale pe an.

**Tabelul 1. Estimări ale efectului Balassa-Samuelson pentru țări din Europa Centrală și de Est pentru anii '90 față de Germania**

|                | Apreciere reală anuală | Valoarea estimată a efectului Balassa-Samuelson |                      |
|----------------|------------------------|---|----------------------|
|                |                        | Calculată                                       | Estimată econometric |
| Republica Cehă | 4,9                    | 1,6   | 0,1                  |
| Ungaria        | 2,4                    | 1,9   | 1,0 – 2,0            |
| Polonia        | 5,8                    | -   | 1,2 – 1,5            |
| Slovacia       | 4,3                    | 1,0 - 2,0                                       | -                    |
| Slovenia       | 2,2                    | 0,7 – 1,4                                       | 1,0 - 2,0            |

**pentru perioada 1999 – 2003 față de zona euro**

|         |      |   |           |
|---------|------|---|-----------|
| Romania | 0,52 | - | 2,7 – 3,8 |
|---------|------|---|-----------|

Sursa: Mihaly Andras Kovacs, NBH Working Paper 2002/5, p.3; estimări BNR

Această valoare ridicată comparativ cu țările din primul val de aderare la Uniunea Europeană (Tabelul nr. 1) se datorează ritmului mai alert al procesului de convergență a economiei românești în situația în care condițiile inițiale au fost mai nefavorabile. Astfel, creșterea rapidă a productivității muncii, în special în sectorul *tradables*, va conduce la presiuni inflaționiste (datorită majorării prețurilor relative) și la aprecierea reală a monedei naționale.

În acest context, **politica de curs de schimb** a băncii centrale nu trebuie să contracareze efectul Balassa-Samuelson, ci trebuie să permită o apreciere în termeni reali a monedei naționale echivalentă cu acest efect. Datorită creșterii superioare a productivității muncii în sectorul *tradables*, acesta va fi în măsură să suporte această apreciere a monedei naționale, fără a pierde competitivitate externă.

<sup>2</sup> pe perioada 1999 - 2003

În plus, pe lângă creșterea susținută a productivității muncii, îmbunătățirea situației macroeconomice și randamentele scăzute pe plan internațional vor conduce și la majorarea volumului intrărilor de capital, creând astfel presiuni suplimentare pentru aprecierea reală a monedei naționale. În aceste condiții, în vederea menținerii echilibrului macroeconomic, pe lângă politica de curs de schimb a băncii centrale, este necesară și o politică fiscală adecvată.

O **politică fiscală restrictivă** în timpul influxurilor de capital ajută la restrângerea cererii agregate și la atenuarea creșterii prețurilor, poate limita aprecierea reală a cursului valutar (în special atunci când cea mai mare parte a cheltuielilor guvernamentale se datorează bunurilor *non-tradables*), poate limita deficitul contului curent, poate descuraja influxuri suplimentare (prin reducerea ratei dobânzii) și poate spori gradul de economisire.

În practică, conform lui Bercuson și Koenig (1993), majoritatea țărilor emergente (cu excepția Indoneziei și Thailandeii) nu au implementat politici fiscale restrictive în timpul influxurilor de capital, în condițiile în care aceste măsuri nu s-au bucurat de suficient suport politic. În plus, presiunile de creștere a cheltuielilor guvernamentale se pot intensifica în situația în care guvernul are acces facil la surse externe de finanțare.



## BIBLIOGRAFIE

1. Balassa, Bela, 1964, „The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal”, *Journal of Political Economy* 72, p 584 - 596
2. Bercuson, Kenneth B. și Koenig, L. M., 1993, „The Recent Surge in Capital Inflows to Three ASEAN Countries: Causes and Macroeconomic Impact,” *Occasional Paper No. 15*, The South East Asian Central Banks, Kuala Lumpur, Malaysia
3. 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
4. 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*
5. 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
6. Faria, Joao Ricardo și Miguel Leon-Ledesman, 2000, „Testing the Balassa-Samuelson Effect: Implications for Growth and PPP”
7. Golstein, Morris, 1995, „Coping with Too Much of a Good Thing; Policy Responses for Large Capital Inflows in Developing Countries”, *World Bank Policy Research Working Paper 1507*
8. 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*
9. Mark, Nelson C., 2001, „International Macroeconomics and Finance – Theory and Econometric Methods”, *Blackwell Publishers*
10. Obstfeld, Maurice și Keneth Rogoff, 1996, „Foundations of International Economics”, *MIT Press*
11. Rogoff, Kenneth, 1996, „The Purchasing Power Parity Puzzle”, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIV, June

12. Samuelson, Paul A., 1964, „Theoretical Notes on Trade Problems” Review of Economics and Statistics 46, p 145 - 154
13. Sarno, Lucio și Mark Taylor, 2002, „The Economics of Exchange Rates”, Cambridge University Press

## MODELUL TEORETIC AL EFECTULUI BALASSA-SAMUELSON

### I. Caz general

Fie o economie mică cu două sectoare, *tradables* și *non-tradables*, și funcțiile de producție corespunzătoare celor două sectoare:

$$Y^T = A^T \cdot F(K^T, L^T)$$

$$Y^{NT} = A^{NT} \cdot G(K^{NT}, L^{NT})$$

unde:

$A^T, A^{NT}$  reprezintă productivitatea agregată a factorilor de producție (*total factor productivity*) pentru sectorul *tradables* și respectiv *non-tradables*;

$L^T, L^{NT}$  – forța de muncă ocupată în cele două sectoare;

$K^T, K^{NT}$  – capitalul utilizat în cele două sectoare.

Valoarea actualizată a profiturilor la nivelul celor două sectoare exprimată în prețuri *tradables* este:

$$\sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \left[ A_s^T F(K_s^T, L_s^T) - W_s \cdot L_s^T - \Delta K_{s+1}^T \right]$$

$$\sum_{s=t}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s-t} \left[ p_s \cdot A_s^{NT} G(K_s^{NT}, L_s^{NT}) - W_s \cdot L_s^{NT} - \Delta K_{s+1}^{NT} \right]$$

unde:

$p$  – prețurile relative;

$W$  – salariul nominal.

Prin aplicarea condițiilor de ordinul întâi în vederea maximizării profiturilor din cele două sectoare, obținem:

$$A^T f'(k^T) = R, \quad A^T [f(k^T) - f'(k^T) \cdot k^T] = W$$

$$p \cdot A^{NT} g'(k^{NT}) = R, \quad p \cdot A^{NT} [g(k^{NT}) - g'(k^{NT}) \cdot k^{NT}] = W$$

unde:

$R$  – rata dobânzii nominale externe,  $k^T = \frac{K^T}{L^T}$ ,  $k^{NT} = \frac{K^{NT}}{L^{NT}}$  și  $F(K, L) = f(k)$ ,  
 $G(K, L) = g(k)$ .

Prin logaritmare și diferențiere se obțin relațiile:

$$\hat{A}^T = \frac{W \cdot L^T}{Y^T} \hat{W} \text{ și } \hat{p} + \hat{A}^{NT} = \frac{W \cdot L^{NT}}{p \cdot Y^{NT}} \hat{W}$$

din care rezultă mecanismul intern de transmisie a efectului Balassa-Samuelson:

$$\hat{p} = \frac{\frac{W \cdot L^{NT}}{p \cdot Y^{NT}} \cdot \hat{A}^T - \hat{A}^{NT}}{\frac{W \cdot L^T}{Y^T}} \text{ (unde } \hat{X} = \frac{dX}{X} \text{)}$$

Așa cum se poate observa, creșterea mai rapidă a productivității în sectorul *tradables* față de cel *non-tradables* va determina presiuni inflaționiste în acesta din urmă ca urmare a creșterilor salariale. Presiunile sunt cu atât mai mari cu cât forța de muncă din sectorul *non-tradables* este mai mare față de cea din sectorul *tradables*.

Se presupune că nivelul prețurilor este o medie geometrică a prețurilor din sectoarele *tradables* și *non-tradables*, cu ponderile  $\gamma$  și  $1-\gamma$ . Nivelul prețurilor din sectorul *tradables* este normalizat la 1.

$P = p^{1-\gamma}$  și  $P^* = (p^*)^{1-\gamma}$ , unde  $P$  și  $P^*$  reprezintă nivelul prețurilor din țară și din străinătate.

Din această relație rezultă mecanismul extern de transmisie a efectului Balassa-Samuelson:

$$\hat{P} - \hat{P}^* = (1 - \gamma) \left[ \frac{\frac{W \cdot L^{NT}}{p \cdot Y^{NT}}}{\frac{W \cdot L^T}{Y^T}} (\hat{A}^T - \hat{A}^{T*}) - (\hat{A}^{NT} - \hat{A}^{NT*}) \right].$$

## II. Caz particular – output determinat de o funcție de producție de tip Cobb-Douglas

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:

$\theta^T, \theta^{NT}$  - 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. Logaritmand 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:

$$\dot{w} = \dot{a}^T + (1-\theta^T) \cdot \left( \dot{k}^T - \dot{l}^T \right)$$

$$\dot{w} = \dot{p}^{NT} + \dot{a}^{NT} + (1-\theta^{NT}) \cdot \left( \dot{k}^{NT} - \dot{l}^{NT} \right)$$

$$\dot{a}^T - \theta^T \left( \dot{k}^T - \dot{l}^T \right) = 0$$

$$p^{\dot{NT}} + a^{\dot{NT}} - \theta^{NT} \left( k^{\dot{NT}} - l^{\dot{NT}} \right) = 0$$

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

Din cele patru ecuații se pot obține relațiile:

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

Conform ultimei relații, denumită mecanismul intern de transmitere a 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:

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

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

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

unde  $\alpha$  ( $\alpha^*$ ) 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  $\dot{p} = \alpha \cdot p^{\dot{T}} + (1 - \alpha) \cdot p^{\dot{NT}}$ , respectiv  $\dot{p}^* = \alpha^* \cdot p^{\dot{T}^*} + (1 - \alpha^*) \cdot p^{\dot{NT}^*}$  obținându-se:

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

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:

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

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

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

## TESTAREA IPOTEZELOR MODELULUI BALASSA-SAMUELSON PENTRU ECONOMIA ROMÂNESCĂ

1. 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 din țară (*IPC/IPPI*);

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

$\varepsilon_t$  – termen rezidual (cursul valutar real).

Întrucât cursul valutar nominal și nivelul prețurilor din țară și din 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.

În cazul testării *PPP* prin indicele prețurilor producției industriale pentru intervalul 1995 trim. I – 2004 trim. I, testul *ADF* confirmă staționaritatea cursului valutar real (la 5 la sută nivel de relevanță), testul *Phillips-Perron* respingând-o. Staționaritatea cursului real leu/euro calculat pe baza indicilor prețurilor de consum, pe același interval este infirmată de cele două teste de staționaritate (Tabelul nr. II.1.). Faptul că nu poate fi demonstrată respectarea ipotezei că paritatea puterii de cumpărare pentru bunuri *tradables* este verificată arată că efectul Balassa-Samuelson nu este singurul determinant al cursului valutar real.



**Tabelul II.1. 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       |

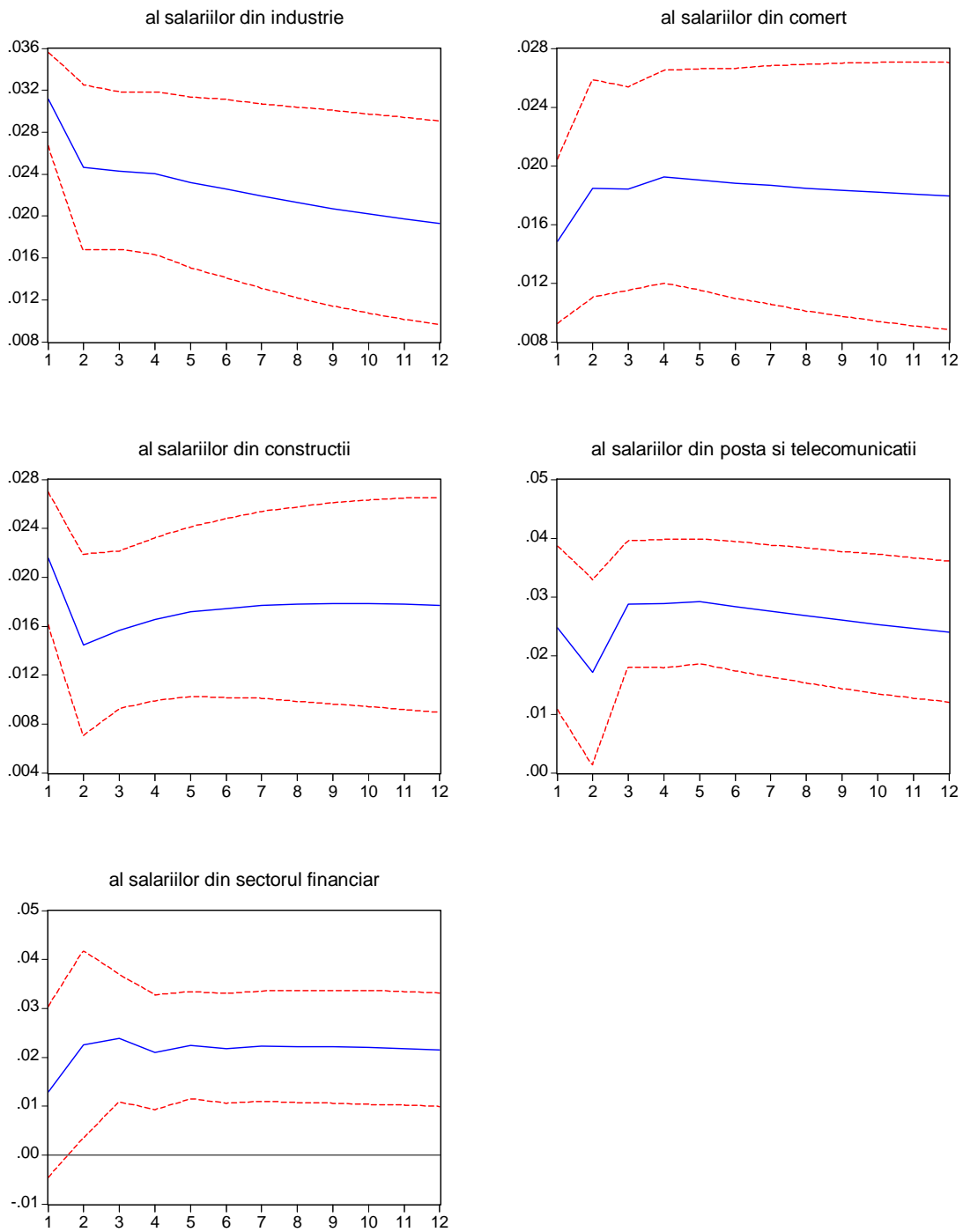
2. Testarea ipotezei competitivității pieței muncii (salariile se egalizează între sectorul *tradables* și sectorul *non-tradables*).

În vederea testării acestei ipoteze, pentru salariile din sectorul *tradables* au fost utilizate ca *proxy* salariile din industrie, iar pentru salariile din sectorul *non-tradables* au fost considerate salariile din construcții, poștă și telecomunicații, comerț și sectorul financiar-bancar.

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 real în industrie asupra celorlalte salarii.

Conform rezultatelor funcțiilor de impuls-răspuns, toate salariile nominale din sectoarele *non-tradables* răspund la un șoc al salariilor din sectorul *tradables* (Graficul nr. II.1.).

## Graficul II.1. Răspunsul la un șoc al salariului nominal în industrie



## TESTAREA MODELULUI BALASSA-SAMUELSON

Pentru testare se parcurg următoarele etape:

- Testarea mecanismului intern de transmisie a 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 productivitatea agregată a factorilor de producție (*total factor productivity*), a fost utilizată productivitatea în industrie.

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 (Tabelul nr. III.1.).

**Tabelul III.1. Ecuația 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<br>(0.45231)<br>[-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*, 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 (Tabelul nr. III.2.).

**Tabel III.2. 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<br>(1.58659)<br>[-3.37991] |
| DIFF_RELPR_RO_EU(-1) | 0.682498<br>(0.05330)<br>[ 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 nr. III.3.).

**Tabelul nr. III.3. Ecuțiile de cointegrare bivariate**

| Cointegrating Eq:    | CointEq1                             |
|----------------------|--------------------------------------|
| DIFF_RELPR_RO_EU(-1) | 1.000000                             |
| DIFF_PROD_RO_EU(-1)  | -6.646758<br>(1.35573)<br>[-4.90271] |
| C                    | 0.479721                             |

| Cointegrating Eq:    | CointEq1                            |
|----------------------|-------------------------------------|
| RER_EUR(-1)          | 1.000000                            |
| DIFF_RELPR_RO_EU(-1) | 0.603496<br>(0.09672)<br>[ 6.23939] |
| C                    | -3.178460                           |

## 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 (Tabelul nr. IV.1). 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).

**Tabelul nr. IV.1. Efectul Balassa-Samuelson asupra cursului valutar**

| Perioada     | Efectul Balassa-Samuelson |              | Efectul Balassa-Samuelson (pe baza filtrului Hodrick-Prescott) |              |
|--------------|---------------------------|--------------|--|--------------|
|              | VEC multivariat           | VEC bivariat | VEC multivariat  | VEC 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       |

Similar a fost calculat și impactul efectului Balassa-Samuelson asupra diferențialului de inflație dintre România și zona euro. Având în vedere faptul că ponderea prețurilor bunurilor *non-tradables* în coșul *IPC* este redusă, diferențialul de inflație explicat de efectul Balassa-Samuelson este între 1,7 și 2,4 puncte procentuale pe an, în perioada 1995 – 2003 (Tabelul nr. IV.2.).

**Tabelul nr. IV.2. Efectul Balassa-Samuelson asupra diferențialului de inflație**

| Perioada     | Diferențial inflație |                        | Diferențial inflație efectiv, explicat de: |                  | Diferențial inflație trend Hodrick-Prescott, explicat de: |                  |
|--------------|----------------------|------------------------|--|------------------|---|------------------|
|              | Efectiv              | Trend Hodrick-Prescott | Modelul VEC                                | Modelul bivariat | Modelul VEC   | Modelul bivariat |
| 1995         | 16.019               | 39.798                 | 4.165                                      | 5.163            | 0.457   | 0.566            |
| 1996         | 38.574               | 53.147                 | 3.903                                      | 4.837            | -0.058  | -0.071           |
| 1997         | 94.621               | 51.377                 | -5.770                                     | -7.151           | -0.589  | -0.730           |
| 1998         | 35.457               | 46.219                 | -8.321                                     | -10.314          | -0.043  | -0.054           |
| 1999         | 41.058               | 39.539                 | 3.617                                      | 4.483            | 1.448   | 1.794            |
| 2000         | 32.371               | 32.713                 | 4.831                                      | 5.988            | 3.393   | 4.206            |
| 2001         | 24.628               | 26.740                 | 10.513                                     | 13.031           | 4.778   | 5.922            |
| 2002         | 14.640               | 22.571                 | 6.304                                      | 7.813            | 5.044   | 6.252            |
| 2003         | 11.789               | 20.666                 | -0.098                                     | -0.122           | 5.051   | 6.260            |
| Total        | 309.158              | 332.770                | 15.599                                     | 19.334           | 17.221  | 21.346           |
| Medie anuală | 34.351               | 36.974                 | 1.733                                      | 2.148            | 1.913   | 2.372            |