

BANKA E SHQIPËRISË

MATJA E EFEKTIT BALASSA-SAMUELSON: RASTI I SHQIPËRISË

SHTATOR, 2007

EVELINA ÇELIKU, RAJNA HOXHOLLI*



PËRMBAJTJA

<i>Abstrakt</i>	5
1. <i>Hyrje</i>	7
2. <i>Kuadri teorik Balassa – Samuelson dhe hipotezat bazë</i>	8
3. <i>Modeli Balassa – Samuelson</i>	12
4. <i>Zgjedhja dhe përpunimi i bazës së të dhënave</i>	20
5. <i>Faktet dhe hipotezat teorike bazë të fenomenit BS: Rasti i Shqipërisë</i>	27
6. <i>Vlerësimi i efektit Balassa – Samuelson në ekonominë shqiptare</i>	33
7. <i>Përfundime</i>	42
8. <i>Literatura</i>	47
9. <i>ANEKS</i>	49
<i>Shënime</i>	72

Autorët falenderojnë kolegët e Departamentit të Politikës Monetare dhe të Departamentit të Kërkimeve, për komentet dhe sugjerimet e tyre gjatë diskutimit të këtij materiali. Një falenderim të veçantë për z. Dubravko Mihaljek (BIS) dhe z. Marc Klau (BIS) për mbështetjen me të dhëna të përpunuara nga Eurozona dhe për inkurajimin e dhënë gjatë punimit të këtij studimi.

ABSTRAKT

Ky material synon të verifikojë praninë e efektit Balassa – Samuelson si dhe ta masë atë në rastin e ekonomisë shqiptare, gjatë periudhës 1998-2006. Eksplorimi i efektit Balassa-Samuelson, përbën një aspekt të rëndësishëm për politikën monetare të ndjekur nga bankat qendrore, sepse ai i vë theksin lidhjes midis produktivitetit relativ të sektorit të tregtueshëm të një ekonomie të vogël të hapur në terma të sektorit të patregtueshëm të saj, me çmimet relative të këtyre dy sektorëve. Teorikisht, prania e një lidhjeje pozitive do të mbështeste faktin që inflacioni ndikohet nga rritja e produktivitetit relativ. Në këtë material, me ndihmën e modeleve ekonometrike, është vlerësuar efekti i brendshëm dhe i jashtëm Balassa-Samuelson mbi inflacionin. Për kryerjen e vlerësimeve, u përdorën të dhënat e vlerës së shtuar dhe numrit të të punësuarve për gjashtë sektorë të ekonomisë. Nëpërmjet tyre u llogaritën përafrime të ndryshme për produktivitetin në sektorët e tregtueshëm dhe të patregtueshëm të ekonomisë. Përafrime të ndryshme për çmimet relative dhe klasifikime të ndryshme të sektorëve të ekonomisë u ndëruan për të testuar në mënyrë më të plotë efektin Balassa - Samuelson. Rezultatet tregojnë se për periudhën e marrë në studim, ekziston një lidhje pozitive ndërmjet produktivitetit relativ dhe çmimeve relative, fakt që mbështet studimin e efektit Balassa – Samuelson në rastin e ekonomisë tonë. Vlerësimet sasiore dëshmojnë se ky efekt ka patur një ndikim të moderuar mbi inflacionin. Materiali paraqet edhe rezultatet e një modelimi më specifik të këtij efekti mbi tendencat e kursit real të këmbimit. Përfundimet e analizës së kointegrimit ndërmjet REER dhe ndryshimit të produktiveteve relative, tregojnë se në periudhën afagjatë, implikimet janë më të dukshme mbi REER. Vlerësohet se goditje vetëm nga diferencat në produktivete çekuilibrojnë REER, i cili mund të rivendoset në gjendje ekuilibri pas një periudhe relativisht të gjatë, 2 vite. Rezultatet e studimit ndihmojnë në eksplorimin më të detajuar të modelit të ekuilibrit të përgjithshëm të kursit të këmbimit në Shqipëri.

Fjalët kyçe: Efekti Balassa-Samuelson, produktivete e çmime relative, kursi real i këmbimit.

1. HYRJJE

Një çështje e rëndësishme e diskutimit të gjerë për vendet në tranzicion, është ajo nëse inflacioni është një fenomen i pastër monetar, reflekton rritjen e diferencave të produktivitetit ndërmjet sektorëve të tregtueshëm dhe të patregtueshëm të ekonomisë apo është kombinim i të dy efekteve njëherësh. Sot problemi shtrohet në një plan më të gjerë: sa rritja e produktivitetit në ekonomi pasqyrohet në inflacion dhe në ecurinë e kursit real të këmbimit (REER)? Kjo çështje ka qenë në qendër të interesit të ekonomistëve, për të vlerësuar shkallën e përafrimit të vendeve në tranzicion, kandidatet për t'u anëtarësuar në Bashkimin Evropian. Zbatimi i politikave për ruajtjen e stabilitetit të çmimeve dhe në këtë kuadër, vënia nën kontroll e presioneve inflacioniste për përmbushjen e kriterëve të Maastricht-it, është konsideruar si një proces i rëndësishëm nga ana e bankave qendrore. Kjo sepse, ndjekja e politikave që synojnë në mënyrë të njëanshme reduktimin e inflacionit mund të ngadalësojë rritjen ekonomike dhe zhvillimin e ekonomisë në tërësi (Olters, 2005). Studime të ndryshme kanë përdorur teorinë Balassa-Samuelson (BS) për të vlerësuar mënyrën e përshtatjes së çmimeve në këtë proces.

Studimi i efektit BS është i rëndësishëm edhe për vendet e tjera në tranzicion, sepse ai implikon ngushtësisht mënyrën e zbatimit të politikës monetare. Rasti i rritjes së inflacionit dhe ai i mbiçmimit të qëndrueshëm të kursit të këmbimit si rezultat i rritjes së produktivitetit, nuk do të kërkonte marrjen e masave të rrepta nga ana e politikës monetare për frenimin e tij. E kundërta do të ndodhte nëse këto fenomene do të vërtetoheshin në mungesë të rritjes së produktivitetit relativ.

Në këtë aspekt, Shqipëria përbën një rast interesant për të studiuar lidhjen midis produktivitetit relativ dhe çmimeve relative duke përdorur kuadrin teorik të BS. Teorikisht, ekonomia shqiptare pritej të përjetonte një rritje shumë të madhe produktiviteti ndërsa lëvizte drejt ekonomisë së tregut. Niveli i përgjithshëm i zhvillimit qëndronte shumë më prapa atij të vendeve të zhvilluara, hendek që krijonte premisa për një potencial të lartë konvergjence të produktivitetit ndërmjet ekonomisë shqiptare dhe ekonomive

të avancuara. Eliminimi i shtrembërimeve të trashëguara nga ekonomia mëse e centralizuar dhe e mbyllur, pritej të sillte rritje të mëtejshme (shtesë) në termat e produktivitetit relativ, duke qenë se nën drejtimin e planifikimit shtetëror, niveli i prodhimit ishte mjaft më i ulët se ai i ekonomive të tjera.

Materiali është strukturuar si më poshtë: në seksionin 2, paraqiten bazat teorike dhe hipotezat mbi të cilat ngrihet prania e efektit BS. Në seksionin 3, shpjegohen lidhjet me anë të të cilave funksionon efekti i brendshëm dhe i jashtëm (ndërkombëtar) BS si edhe roli i tij në tendencat e kursit real të këmbimit. Variablat dhe rëndësia që merr zotërimi i një baze të besueshme të dhënash për studimin e fenomenit, veçanërisht në rastin e Shqipërisë, janë trajtuar në seksionin 4. Studimi i pranisë së hipotezave bazë, si parakushte për ekzistencën e efektit BS në rastin e ekonomisë shqiptare si edhe rezultatet e vlerësimeve nga modelet ekonometrike janë trajtuar përkatësisht në seksionet 5 dhe 6. Ndërsa në seksionin 7 jepen konkluzionet kryesore të këtij studimi.

2. KUADRI TEORIK BALASSA – SAMUELSON DHE HIPOTEZAT BAZË

Balassa dhe Samuelson (1964), zhvilluan në mënyrë të pavarur një koncept teorik, që pati për qëllim të shpjegojë lëvizjet e çmimeve relative dhe të kursit real të këmbimit (RER) të një vendi nga faktorë të krahut të ofertës. Në thelb, një rritje më e madhe e produktivitetit në vendet në tranzicion mund të çojë në një inflacion më të lartë në këto vende dhe në një mbiçmim të RER. Duke iu përmbajtur këtij koncepti, diferencat në rritjet e produktivitetit ndërmjet dy vendeve prekin RER nëpërmjet tendencës për të barazuar pagat ndërmjet sektorëve dhe ndryshimeve në çmimet relative. Ky fenomen njihet si teoria apo efekti Balassa – Samuelson (BS). Në formën më të thjeshtë, efekti BS mund të shpjegohet si një ndikim mbi nivelin e çmimeve të konsumit të një vendi të vogël, për shkak të rritjes së produktivitetit në sektorin e tregtueshëm (T). Rritja e produktivitetit nuk do të ulë çmimet në këtë sektor (supozohet një konkurrencë perfekte), sepse çmimet në sektorin e T janë të përcaktuara në tregun ndërkombëtar. Megjithatë, pagat reale në sektorin e T,

do të rriten si rrjedhojë të rritjes së produktivitetit. Për shkak të tendencës barazuese të pagave, duke supozuar që ka një lëvizje të lirë dhe perfekte të forcës së punës ndërmjet sektorëve në terma afatgjatë, çmimet në sektorin e patregtueshëm (PT), do të rriten për të përballuar kostot shtesë të rritjes së pagave në këtë sektor.

Studimet e dekadës së fundit mbi efektin BS në vende të ndryshme, kanë kontribuar në vlerësimin e modelit strukturor të inflacionit dhe në atë të ekuilibrit të kursit të këmbimit. Kuadri teorik i efektit BS përfshin vlerësimin dhe testimin e disa lidhjeve, ku secila përbën një shkallë të caktuar të studimit të efektit. Këto lidhje janë:

- a) lidhja midis ndryshimit në produktivitetin relativ të sektorit të T ndaj atij të PT të ekonomisë dhe ndryshimit në çmimet relative të mallrave për sektorët PT ndaj atyre në sektorin e T – brenda një vendi. Ky është efekti, që njihet me emrin efekti Baumol –Bowen (BB) apo kuadri i thjeshtë i efektit BS;
- b) lidhja ndërmjet ndryshimeve të produktiveteve relative të sektorit të T ndaj atij të PT midis një ekonomie dhe ekonomive të huaja dhe zhvillimeve në çmimet relative (PT/T) në kursin real të këmbimit. Kjo lidhje ka të bëjë me një kuadër më të plotë të efektit BS;
- c) lidhja afatgjatë ndërmjet zhvillimeve në kursin real të këmbimit dhe efektit BS. Zbulimi i kësaj lidhjeje kontribuon në studimin e ekuilibrit themelor të kursit real të këmbimit duke ndërtuar një model më të zgjeruar BS. Ky i fundit lejon përfshirjen e variablave të tjerë themelorë, si shpenzimet qeveritare, flukset e kapitalit dhe variabla të tjerë shpjegues.

Ky material përpiqet të zbulojë efektin BB dhe atë BS, nëpërmjet lidhjeve a dhe b. Lidhja e dytë, e cila kap efektin e BS në ekonominë e vendit në raport me ekonominë evropiane, është vlerësuar sipas dy përqsasjeve. E para mbështetet mbi modelin e trajtuar nga Mihajljek dhe Klau (2003), si edhe Égert (2002), ndërsa e dyta mbështetet mbi modelin e trajtuar nga Loko dhe Tuladhar (2005), nëpërmjet së cilës synohet të vlerësohet roli i efektit BS në tendencat vlerësuese të REER. Trajtimet e mësipërme hedhin dritë, fillimisht, mbi faktin nëse ka pasur një efekt të brendshëm dhe të jashtëm BS në ekonominë shqiptare gjatë periudhës 1998 – 2006. Në një hap

më të avancuar, përfundimet e nxjerra nga aplikimi i lidhjes së dytë, janë përdorur për të hulumtuar në terma më afatgjatë rolin e efektit BS, në tendencat e kursit real të këmbimit. Përfundimet e nxjerra nga ky model mbështesin verifikimin e njëjës prej hipotezave të rëndësishme për studimin e nivelit ekuilibër të kursit të këmbimit në Shqipëri.

Efekti i brendshëm BS (a), zbulon marrëdhënien ndërmjet diferencës së produktivitetit sipas sektorëve të T dhe të PT me çmimet relative të mallrave të PT në terma të mallrave të T të një vendi. Në mënyrë skematike kjo lidhje mund të jepet:

$$\frac{prod_T}{prod_{PT}} \Rightarrow \frac{\zeta m_{PT}}{\zeta m_T} \quad (2.1)$$

ku: T- sektori i mallrave të tregtueshëm; PT – sektori i mallrave të patregtueshëm; prod – produktiviteti total i faktorëve të prodhimit; ζm – niveli i çmimeve.

Studiues të ndryshëm (Coricelli dhe Jazbec, 2001; Halpern dhe Wyplosz, 2001), janë përpjekur të modelojnë RER, duke përdorur efektin e brendshëm BS. Por, një modelim i tillë gjeneron rezultate të deformuara. Kjo sepse, çmimet relative të mallrave të PT në terma të çmimeve të mallrave të T ndikojnë vetëm mbi alokimin e brendshëm të faktorëve në ekonominë e vendit, duke e konsideruar këtë të fundit pothuaj të izoluar nga marrëdhëniet e saj me jashtë.

Për të plotësuar këtë “hendek”, vjen në ndihmë studimi i efektit të jashtëm nëpërmjet lidhjes (b), ku në “lojë” hyn edhe RER. Në literaturë prezantohen dy mundësi për të realizuar studimin e kësaj lidhjeje. Më e thjeshta është përdorur nga Colinelli dhe Orsi (2001) për të modeluar inflacionin në vendet kandidatë për t’u anëtarësuar në BE. Sipas saj lidhja midis diferencave të produktiveteve ndërmjet vendeve dhe kursit real të këmbimit mund të vlerësohet sipas relacionit:

$$\frac{prod_T}{prod_{PT}} \div \frac{prod_T^*}{prod_{PT}^*} \Rightarrow RER \quad (2.2)$$

ku, shenja (*) përdoret për variablat përkatës të vendeve të huaja.

Sipas kësaj metode ekziston rreziku i arritjes në konkluzione jo të sakta, sepse ajo konsideron si të shkrirë në një lidhje të vetme, relacionin ndërmjet produktiviteve dhe çmimeve relative tek RER. Për të evituar këtë problem, Égert (2002), prezantoi një metodë më të përpunuar. Sipas saj, lidhja midis produktivitetit dhe çmimeve relative dhe ajo midis çmimeve relative dhe kursit real të këmbimit të mund studiohen në mënyrë më të detajuar, bazuar në relacionin në vijim:

$$\frac{prod_T}{prod_{PT}} \div \frac{prod_T^*}{prod_{PT}^*} \Rightarrow \frac{\zeta_m(T)}{\zeta_m(NT)} \div \frac{\zeta_m(T^*)}{\zeta_m(NT^*)} \Rightarrow RER \quad (2.3)$$

Vlerësimi i kuadrit të thjeshtë dhe më të plotë të efektit BS i shprehur në lidhjet (a dhe b) bëhet në kushtet kur disa hipoteza bazë janë verifikuar apo supozohet *apriori* se janë të vërteta. Hipotezat apo kushtet bazë mund të grupohen si më poshtë:

- ekonomia e një vendi konsiderohet e ndarë në dy sektorë; sektori (T) dhe sektori (PT) që prodhojnë përkatësisht mallra të T dhe të PT¹;
- kushti i Paritetit të Fuqisë Blerëse (PFB) absolute dhe relative përmbushet për mallrat e T. Si pasojë e integritit tregtar, çmimet e mallrave të tregtueshëm supozohet të përcaktohen në tregjet ndërkombëtare të mallrave. Integrimi tregtar nënkupton mungesën e barrierave tregtare në formën e kufizimeve administrative dhe sasiore. Rrjedhimisht, pagat në sektorin e T janë të lidhura me nivelin e produktivitetit në këtë sektor;
- rritja mesatare e produktivitetit në sektorin e T të ekonomisë duhet të jetë më e lartë se sa ajo e sektorit të PT. Diferencat në produktivite bëhen bazë për ndryshimin zinxhir të pagave dhe të çmimeve nga njëri sektor në tjetrin;

- pagat supozohen të jenë afërsisht të njëjta në të dy sektorët ose të paktën, paraqesin prirje barazuese në një periudhë afatgjatë. Një prej faktorëve që nxit barazimin e pagave midis sektorëve është lëvizja e lirë e forcës së punës brenda dhe jashtë vendit. Një tjetër faktor që nxit përafrimin e pagave midis sektorëve është prania e rolit aktiv dhe proaktiv të sindikatave në ekonomi, në strukturimin e pagave dhe në të tregut të punës.

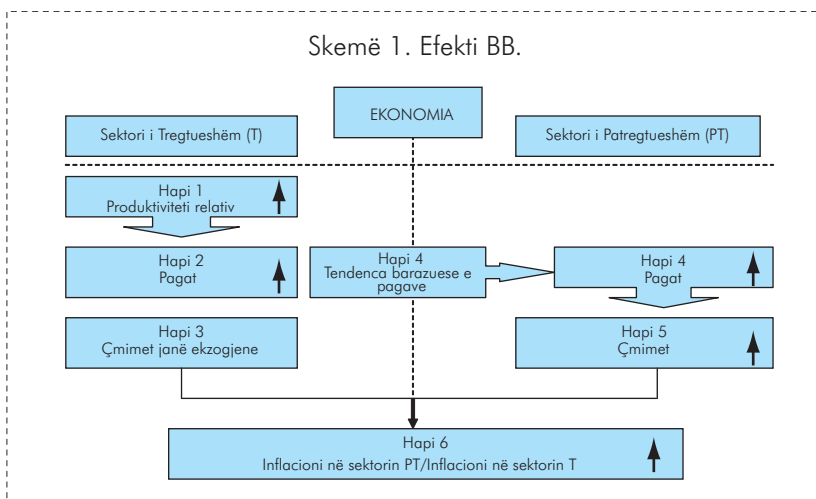
3. MODELI BALASSA – SAMUELSON

3.1 EFEKTI I BRENDSHËM BS.

Modeli strukturor i inflacionit mund të studiohet në kuadrin e BS. Kjo teori përpiket të lidhë ndryshimet në nivelin e përgjithshëm të çmimeve me ndryshimet në faktorët totalë të prodhimit në sektorin e mallrave të T dhe në atë të mallrave të PT². Produktiviteti në sektorin e mallrave të T rritet më shpejt se në sektorin tjetër, duke qenë se sektori i mallrave të T përdor më intensivisht kapitalin dhe është më i ekspozuar ndaj konkurrencës. Rritja e produktivitetit në këtë sektor do të sillte rritjen e pagës reale. Në terma afatgjatë, pagat më të larta në sektorin e mallrave të T do të shërbejnë si nxitës për të tërhequr forcën e punës në drejtim të këtij sektori. Prodhuesit e sektorit të mallrave të PT, duke dashur të ruajnë forcën e punës janë të imponuar të rrisin pagat në këtë sektor. Por, kjo rritje pagash mbart elemente artificiale, sepse nuk është plotësisht e justifikuar nga rritja e produktivitetit në sektorin e PT të ekonomisë. Kjo përbën një kosto shtesë, që do të pasqyrohet në çmimet përfundimtare të mallrave të sektorit të PT. Duke qenë se “ligji i një çmimi” vepron në rastet e ekonomive të vogla të hapura³, niveli i përgjithshëm i çmimeve në vend do të rritej.

Sipas Kuzmina dhe Lobakovs (2004), efekti BB mund të paraqitet në mënyrë skematike si më poshtë:

Skemë 1. Efekti BB.



Lidhja midis ndryshimit në diferencën e produktivitetit dhe ndryshimit në çmimet relative mund të nxirret nëpërmjet funksionit të prodhimit me të ardhura konstante Cobb-Douglas për të dy sektorët:

$$Y_T = A_T L_T^{(1-\gamma)} K_T^\gamma \quad (3.1.1)$$

$$Y_{PT} = A_{PT} L_{PT}^{(1-\delta)} K_{PT}^\delta \quad (3.1.2)$$

Ku A , L dhe K përfaqësojnë përkatësisht: produktivitetin total të faktorëve të prodhimit (PTFP); punën; kapitalin në sektorin e (T) dhe në atë të (PT). Bilanci tregtar supozohet të jetë zero, fakt që mund të jetë i vërtetë në periudhë afatgjatë.

Duke qenë se supozohet konkurrencë e plotë, faktorët dhe çmimet e prodhimit merren si të përcaktuar paraprakisht. Kështu, firmat zgjedhin kapitalin dhe punën në mënyrë që të maksimizojnë fitimet. Çmimet e faktorëve barazohen midis dy sektorëve, pasi supozohet se kemi lëvizje të lirë të kapitalit dhe punës midis tyre. Problemi i maksimizimit të fitimit për një firmë shtrohet:

$$\Pi_T = A_T L_T^{(1-\gamma)} K_T^\gamma - WL_T - RK_T \quad (3.1.3)$$

$$\Pi_{PT} = P_{PT} A_{PT} L_{PT}^{(1-\delta)} K_{PT}^\delta - WL_{PT} - RK_{PT} \quad (3.1.4)$$

Ku W janë pagat dhe R është qiraja e paguar për kapitalin. Shënojmë $k = K/L$ dhe gjejmë derivatin e parë:

$$A_T (1 - \gamma) (k_T)^\gamma = W \quad (3.1.5)$$

$$P_{PT} A_{PT} (1 - \delta) (k_{PT})^\delta = W \quad (3.1.6)$$

$$A_T \gamma (k_T)^{(\gamma - 1)} = R \quad (3.1.7)$$

$$P_{PT} A_{PT} \delta (k_{PT})^{(\delta - 1)} = R \quad (3.1.8)$$

Në bazë të supozimit për lëvizje të lirë të kapitalit, R është variabël ekzogjen duke qenë se përcaktohet nga qiraja për kapitalin në botë. Ekuacionet (3.1.5) - (3.1.8) përfaqësojnë një sistem me katër ekuacione dhe 4 të panjohura (P_{PT} , W , k_{PT} , K_T).

Për të zgjidhur këtë sistem shprehim ekuacionin (3.1.7) në varësi të k_T :

$$k_T = \left(\frac{\gamma A_T}{R} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (3.1.9)$$

Më pas gjejmë pagën duke zëvendësuar ekuacionin (3.1.9) tek (3.1.5):

$$W = (1 - \gamma) A_T^{\frac{1}{1-\gamma}} \left(\frac{\gamma}{R} \right)^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} \quad (3.1.10)$$

Duke zëvendësuar (3.1.10) tek (3.1.6) marrim:

$$k_{PT} = \left[\frac{(1 - \gamma) A_T^{\frac{1}{1-\gamma}} \left(\frac{\gamma}{R} \right)^{\frac{\gamma}{1-\gamma}}}{(1 - \delta) P_{PT} A_{PT}} \right]^{\frac{1}{\delta}} \quad (3.1.11)$$

Për të gjetur çmimet relative të mallrave të PT në terma të mallrave të T, zëvendësojmë (3.1.11) tek (3.1.8):

$$P_{PT} = \frac{A_T^{\frac{(1-\delta)}{(1-\gamma)}}}{A_{PT}} C R^{\frac{(\delta-\gamma)}{(1-\gamma)}} \quad (3.1.12)$$

ku, C është një konstante pozitive.

Duke i transformuar në logaritme termat e ekuacionit dhe duke aplikuar kushtin e të ardhurave konstante të shkallës, marrim ekuacionin në vijim:

$$P_{PT} = (a_{PT} - a_T) + c \quad (3.1.13)$$

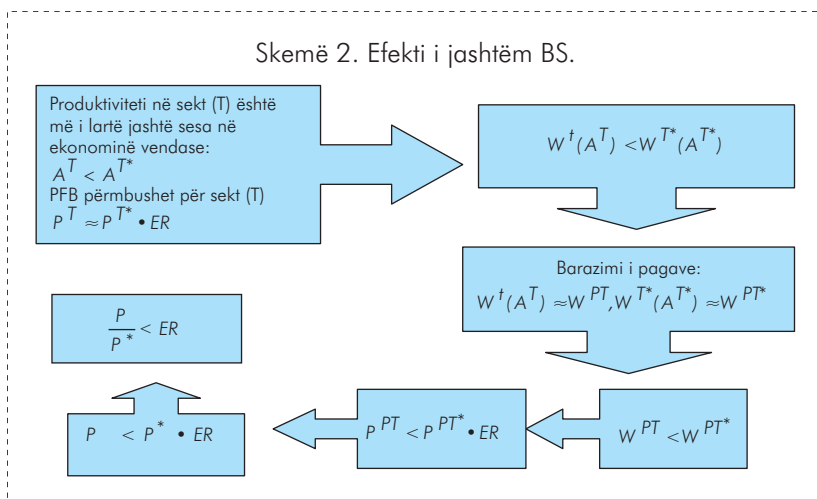
ose

$$(p_{PT} - p_T) = f(a_T - a_{PT}) \quad (3.1.13/a)$$

Ky relacion përfaqëson formën përfundimtare të efektit të brendshëm BS. Megjithatë, përgjatë kohës, zhvillimet në çmimet relative të mallrave të PT varen më së shumti nga përparimet në teknologji.

3.2 EFEKTI I JASHTËM I BS: LIDHJA MIDIS PRODUKTIVITETEVE RELATIVE NDËRMJET VENDEVE DHE ZHVILLIMEVE NË KURSIN E KËMBIMIT.

Efekti BS për një vend të caktuar, merr një kuptim më të plotë ekonomik kur përfshihen në vlerësim dhe marrëdhëniet me jashtë të atij vendi. Niveli i produktivitetit në sektorin e mallrave T është shumë më i ulët në vendet në zhvillim në krahasim me vendet e zhvilluara. Duke qenë se çmimet janë ekzogjene dhe pagat janë në funksion të nivelit të produktivitetit, rezultojnë se niveli i pagës që dominon në sektorin T të vendit në zhvillim është më i ulët sesa niveli i pagës së të njëjtit sektor të vendit të zhvilluar. Për shkak të procesit afatgjatë të prirjes barazuese të pagave midis sektorëve, pagat në sektorin e PT janë të krahasueshme me pagat në sektorin e T. Si rrjedhojë, niveli i çmimit të mallrave të PT do të jetë më i ulët në ekonominë në zhvillim sesa në atë të zhvilluarën prirje që do të reflektohej edhe në nivelin e përgjithshëm të çmimeve: në vendin në zhvillim ai do të ishte më i ulët se në vendin e zhvilluar. Në mënyrë të përmblodhur efekti i jashtëm BS mbështetur në skemën grafike të Egert (2003) jepet:



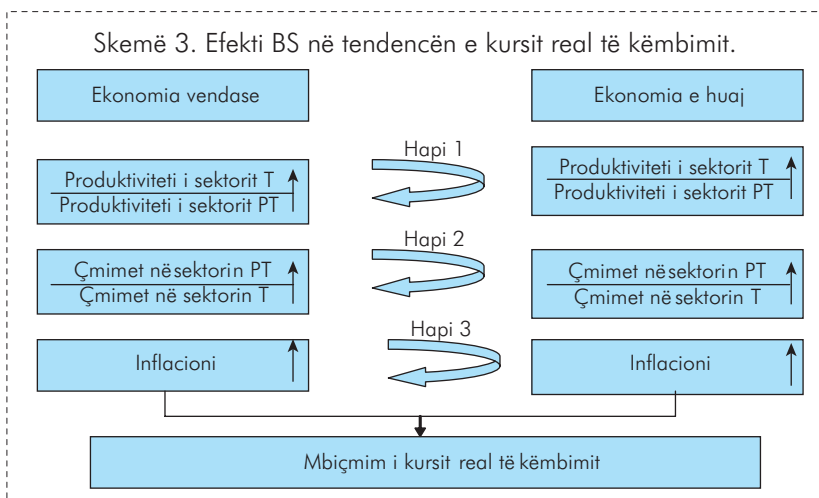
Nëse hipotezat kryesore të modelit përmbushen dhe ekuacioni (3.1.13) vërtetohet dhe për vendin e huaj, lidhja midis produktiviteteve relative dhe çmimeve relative mund të gjendet duke përdorur një variant tjetër të ekuacionit (3.1.13/a), i cili jepet nga relacioni:

$$(p_{PT} - p_T) - (p_{PT}^* - p_T^*) = f(a_T - a_{PT}) - (a_T^* - a_{PT}^*) \quad (3.2.1)$$

3.2.1 Efekti i jashtëm BS dhe prirja e kursit real të këmbimit.

Efekti i jashtëm BS, kontribuon në shpjegimin e prirjes vlerësuese të kursit real të këmbimit. Nëpërmjet tij demonstrohet se si rritja e produktiviteteve të përkthyer në presione të brendshme inflacioniste ndikon mbi kursin real të këmbimit në tregun ndërkombëtar. Dinamika e këtij efekti, sipas Kuzmina dhe Lobakovs (2004), paraqitet në skemën 3. Në përputhje me kuadrin teorik të efektit BS, ekonomia e brendshme pritet të jetë një ekonomi në zhvillim⁴, ndërsa ekonomia e huaj është ajo e një vendi të zhvilluar⁵. Nëse rritja e diferencialit të produktiviteteve (T/PT), është më e madhe në ekonominë e vendit se sa në atë të huaj, falë mekanizmit me të cilin vepron efekti i jashtëm BS çmimet relative të mallrave të PT, rriten në ekonominë e vendit krahasuar me një nivel *benchmark* të

tyre në ekonominë e huaj. Çmimet më të larta të mallrave të PT, transmetohen në inflacionin total të vendit dhe drejtojnë lëvizjet në IÇK duke shkaktuar forcim të kursit real të këmbimit të monedhës vendase, kur kushti i PFB është relativisht i plotësuar.



Mbështetja e supozimit mbi praninë e PFB për sektorin e tregtueshëm të mallrave, mund të verifikohet nëpërmjet një rruge të tërthortë. Për këtë fillimisht sqarohet përqasja që i bëhet teorisë së BS në marrëdhënien që krijon me REER nëpërmjet formulës së mëposhtme:

$$REER = E * \frac{\zeta m^*}{\zeta m} \quad (3.2.1)$$

Duke logaritmuar të dyja anët e (3.2.1) arrihet në shprehjen:

$$\log (REER) = \log \left(E * \frac{\zeta m^*}{\zeta m} \right) \quad (3.2.2)$$

Pas aplikimit të logaritimit, termat respektivë të shprehjes (3.2.2), do të jepen përkatësisht me gërmat e vogla: e, çm dhe çm* tek shprehja (3.2.3) e këtij nënseksioni.

$$q = e + \zeta m^* - \zeta m \quad (3.2.3)$$

Indeksi i çmimeve të konsumit për secilin vend mund të shprehet si:

$$\zeta m = \alpha \zeta m_T + (1 - \alpha) \zeta m_{PT} \quad (3.2.4)$$

$$\zeta m^* = \alpha^* \zeta m_T^* + (1 - \alpha^*) \zeta m_{PT}^* \quad (3.2.5),$$

ku, α është pjesa që zë sektori i T në shportën e mallrave dhe të shërbimeve të IÇK për vendet respektive. Duke zëvendësuar (3.2.4) dhe (3.2.5) tek (3.2.3), REER, mund të shprehet në funksion të çmimeve të mallrave dhe të shërbimeve ndarë sipas sektorëve, të T dhe të PT.

$$q = e + [\alpha^* \zeta m_T^* + (1 - \alpha^*) \zeta m_{PT}^*] - [\alpha \zeta m_T + (1 - \alpha) \zeta m_{PT}] \quad (3.2.6)$$

$$q = (e + \zeta m_T^* - \zeta m_T) + [(1 - \alpha)(\zeta m_T - \zeta m_{PT}) - (1 - \alpha^*)(\zeta m_T^* - \zeta m_{PT}^*)] \quad (3.2.7)$$

Shpesh, për të trajtuar më thjeshtë matjen e efektit BS, supozohet që $\alpha = \alpha^*$ dhe shprehja (3.2.7) reduktohet në,

$$q = (e + \zeta m_T^* - \zeta m_T) + \{(1 - \alpha)[(\zeta m_T - \zeta m_{PT}) - (\zeta m_T^* - \zeta m_{PT}^*)]\} \quad (3.2.8)$$

Në termat e ndryshimit (3.2.8) do të shprehej:

$$q' = (e' + \zeta m_T'^* - \zeta m_T') + \{(1 - \alpha)[(\zeta m_T' - \zeta m_{PT}') - (\zeta m_T'^* - \zeta m_{PT}'^*)]\} \quad (3.2.8')$$

Studimet e viteve të fundit (Mihaljek, Klaus, 2003) masin efektin BS, që merr në konsideratë peshat respektive të sektorit të T e të (PT) në shportën e mallrave, pra aplikojnë formën e plotë (3.2.7). Kjo, sepse për shporta me ndryshime të konsiderueshme të këtyre peshave, supozimi $\alpha = \alpha^*$, do të sillte vlerësime të diskutueshme të efektit BS. Edhe në trajtimin për rastin e Shqipërisë, do të konsiderohet $\alpha \neq \alpha^*$.

Në termat e ndryshimit, shprehja (3.2.7), do të shkruhej si më poshtë:

$$q' = (e' + \zeta m_T'^* - \zeta m_T') + [(1 - \alpha)(\zeta m_T' - \zeta m_{PT}') - (1 - \alpha^*)(\zeta m_T'^* - \zeta m_{PT}'^*)] \quad (3.2.7')$$

Në shprehjen (3.2.7') dhe në analoget me të, pjesa $(e' + \zeta m_T'^* -$

$\zeta m_T'$), përfaqëson çmimet relative të sektorit të mallrave të T të vendit ndaj atyre të huaja, që thjesht e quajmë si ndikimin në REER nga sektori i T.

Termi i mbetur, $[(1-\alpha)(\zeta m_T' - \zeta m_{PT}') - (1-\alpha^*)[(\zeta m_T^* - \zeta m_{PT}^*)]]$ përfaqëson diferencën e çmimeve relative sektoriale (T ndaj të PT), në ekonominë vendase dhe në atë të huaj. Ky term është pothuaj ekuivalent me diferencën e produktiviteteve relative dhe përpiqet të kapë efektin BS (Loko dhe Tuladhar, 2005). Për thjeshtësi, shprehja (3.2.7') mund të rishkruhet:

$$q_T' = q_T' + q_{BS}' \quad (3.2.9)$$

ku,

$$q_T' = (e' + \zeta m_T^* - \zeta m_T') \quad (3.2.10)$$

$$q_{BS}' = [(1-\alpha)(\zeta m_T' - \zeta m_{PT}') - (1-\alpha^*)[(\zeta m_T^* - \zeta m_{PT}^*)]] \quad (3.2.11)$$

Sipas Égert (2003), nëse gjykimi do të mbështetej mbi faktin që lëvizja e kapitalit është perfekte ndërmjet dy sektorëve (T dhe PT), normat e interesit supozohen të jenë ekzogjene, mund të tregohet se në diferencat e çmimeve relative sektoriale janë reflektuar diferencat e produktiviteteve relative sektoriale sipas shprehjes:

$$\zeta m_{PT}' - \zeta m_T' = \beta a_T' + a_{PT}' \quad (3.2.12)$$

ku,

β , përfaqëson pjesën që zë në produktivitetin e punës sektori i T ndaj atij të PT;

a_{PT}' , përfaqësojnë produktivitetet respektive të punës sipas sektorëve të T dhe të PT.

Në këtë mënyrë shprehja (3.2.11), mbi të cilën është fokusuar interesi i këtij materiali, mund të rishkruhet në funksion të diferencës së produktiviteteve relative sektoriale.

$$q_{BS}' = [(1-\alpha)(a_{PT}' - \beta a_T') - (\alpha^* - \beta a_T^*)] \quad (3.2.13)$$

Bazuar në ekuacionin (3.2.13), efekti BS mund të analizohet duke përdorur lëvizjet në diferencat e brendshme të REER (3.2.11) ose diferencat e produktiviteteve sektoriale (3.2.13). Kjo përbën edhe rrugën e tërthortë të matjes së efektit BS. Përsa kohë që të dhënat për produktivitetin sektorial janë të diskutueshme, mund të përdoret ekuacioni (3.2.11), i cili mat ndikimin në REER të ndryshimit të produktiviteteve sektoriale apo efektin BS. Një lidhje pozitive ndërmjet diferencave të produktiviteteve relative me REER shpjegon praninë e një efekti BS, nëse supozimi për praninë e PFB qëndron për sektorin e tregtueshëm të mallrave. Kjo do të thotë që $q_T' \cong 0$ dhe që lëvizjet në REER janë përcaktuar vetëm nga diferencat e produktiviteteve sektoriale. Nëse hipoteza mbi PFB do të qëndronte, atëherë nga shprehja (3.2.9), do të rezultonte që $q' \cong q_{BS}'$. Me fjalë të tjera do të pranohej që nëse do të kishte një fuqi blerëse të parasë të barabartë për mallrat në sektorin e T ndërmjet vendeve, normat e ndryshimit të REER do të përcaktoheshin vetëm nga diferenca e produktiviteteve relative sektoriale ndërmjet vendeve. Pranimi i hipotezës se $q_T' \cong 0$ e për rrjedhim, $q' \cong q_{BS}'$, konsiderohet një rast ideal në kuadrin e matjes së efektit BS për një vend.

4. ZGJEDHJA DHE PËRPUNIMI I BAZËS SË TË DHËNAVE

Përfundimet që gjenerohen nga vlerësimet empirike janë mjaft të varura nga cilësia e të dhënave. Kjo e fundit do të nënkuptonte: (i) numrin e domosdoshëm të treguesve bazë të nevojshëm për kryerjen e vlerësimeve; (ii) nivelin e pranueshëm të besueshmërisë për këta tregues; (iii) gjatësinë e mjaftueshme kohore të serive përkatëse që do të mundësonte aplikimin e metodave të ndryshme të vlerësimit ekonometrik. Në seksionet 2 dhe 3, paralelisht me trajtimet teorike mbi efektin BS dhe kanalet e ndryshme të veprimit të tij, zbulohen natyra e treguesve dhe fushat e hulumtimit për ndërtimin e përafresve të ndryshëm për ta, që do të mundësonin “kapjen” e efektit në fjalë.

Në parim baza minimale e të dhënave duhet të përmbajë tregues të tillë si: prodhimi ose vlera e shtuar, numri i të punësuarve apo në rastin më të mirë produktiviteti total i faktorëve të prodhimit;

indeksi i çmimeve të konsumit dhe ai i çmimeve të prodhimit; kursi nominal dhe ai real (efektiv) i këmbimit. Treguesit e produktivitetit dhe të çmimeve duhet të jenë të disponueshëm për vendin për të cilin kryhet studimi dhe për vendin (vendet) me të cilin (cilët) bëhet krahasimi. Për të evidentuar e matur efektin e produktiviteve relative mbi çmimet relative, kërkohet ndarja sipas sektorëve T dhe PT për treguesit respektivë. Studime të thelluara në këtë fushë⁶, tregojnë se ndarja sektoriale përbën një pikë sa të debatueshme aq edhe përcaktuese për procesin vlerësues.

Në këtë studim, janë shfrytëzuar të dhënat zyrtare mbi prodhimin, punësimin dhe çmimet në ekonominë shqiptare dhe në atë të Eurozonës (15 vende). Eurozona, është konsideruar si ekonomi e huaj me të cilën Shqipëria kryen këmbime tregtare. Procesi i konvergjencës është drejtpërdrejt i lidhur me përmbushjen e standardeve në kuadrin e Marrëveshjes së Stabilizim Asocimit (MSA) me Bashkimin Evropian (BE). Vendet candidate dhe për më tepër ato aspirante për të hyrë në BE (si Shqipëria), kanë si pika referimi treguesit ekonomikë të Eurozonës. Procesi i përafrimit me BE apo ngushtimi i hendekut ndërmjet vendit aspirant dhe vendeve të BE-së, pa dyshim që shoqërohet me ndryshime të rëndësishme strukturorë në ekonominë e vendeve pretendente për t'u bërë pjesë e këtij komuniteti. Referenca mbi Eurozonën, mesatarizon bazën krahasuese, duke mos e fokusuar analizën vetëm në disa vende të veçanta⁷. Perspektivat e zhvillimit të vendit në terma afatgjatë, lidhen me sfidat e integritit në BE. Studimi i efektit BS në këtë këndvështrim, vlerësohet premtues, sepse shfrytëzon një informacion më përfaqësues e simetrik, me vizion më të plotë për të ardhmen.

Vlerësimet për efektin BS, janë bërë në bazë të të dhënave me frekuencë tremujore për produktivitetin dhe çmimet sektoriale relative për Shqipërinë dhe për Eurozonën, për kursin nominal lekë/ euro dhe për kursin real efektiv të këmbimit (REER). Vlerësimet janë kryer mbi seritë kohore që shtrihen në periudhën T1:1998 deri në T4:2006.

4.1 PRODUKTIVITETI SEKTORIAL DHE RELATIV.

Aktualisht në Shqipëri nuk ka një tregues zyrtarisht të publikuar mbi produktivitetin total të faktorëve të prodhimit (PTFP). Për PTFP,

gjerësisht në literaturë është përdorur përafresi i produktivitetit të punës. Në pjesën më të madhe të studimeve është sqaruar se marrja e një përafresi të tillë, bëhet për shkak të vështirësisë deri në pamundësi për matjen e produktivitetit nga faktorët e tjerë të prodhimit (tokë dhe kapital).

Në rastin e Shqipërisë produktiviteti i punës sipas sektorëve të ekonomisë është llogaritur si raport i vlerës së shtuar për secilin sektor me numrin përkatës të të punësuarve. Të dhënat tremujore për vlerën e shtuar janë marrë nga vlerësimet paraprake të INSTAT (prill, 2007)⁸ për PBB-në tremujore, për periudhën T1: 2001 deri në T4: 2005. Për vitin 2006, u aplikua rritja mesatare për secilin sektor, në masën e pritshme të rritjes ekonomike të vendit për këtë vit⁹. Për periudhën T1:1998 deri T4: 2000, janë marrë të dhënat vjetore të vlerës së shtuar (INSTAT, 2004). Ato janë transformuar në tremujore duke i ndarë proporcionalisht sipas peshës mesatare vjetore të shitjeve për secilin sektor sipas tremujorëve¹⁰.

Të dhënat për të punësuarit sipas sektorëve janë marrë nga rezultatet e anketës strukturore të ndërmarrjeve ekonomike për periudhën 1998-2004 dhe janë të rishikuara pas daljes së rezultateve të vrojtimit mbi matjen e standardeve të jetesës (LSMS, INSTAT, 2004). Në mungesë të të dhënave për numrin e të punësuarve për vitet 2005 dhe 2006, mbi të dhënën e fundit zyrtare (2004) është aplikuar ritmi mesatar vjetor i rritjes për periudhën (2000-2004). Këtë supozim e mbështesin të dhënat mbi rënien mjaft graduale të normës së papunësisë nga njëri vit në tjetrin¹¹. Numri i të punësuarve për çdo tremujor të secilit vit është mbajtur i pandryshuar (i barabartë me numrin mesatar të të punësuarve në vitin përkatës). Produktiviteti sipas sektorëve është matur si:

Produktiviteti(i) = Vlera e shtuar(i) / Numri i të punësuarve(i), ku i – identifikon sektorin.

Për Eurozonën (15 vende), llogaritja përkatëse e produktivitetit është bërë sipas formulës së mësipërme, duke marrë të dhënat sektoriale me frekuencë tremujore për vlerën e shtuar dhe të punësuarit¹².

Ndërtimi i serive të produktiviteteve sipas sektorëve T dhe PT të aktivitetit ekonomik, përbën një element shumë të rëndësishëm. Studimet e fushës tregojnë se nuk ka një rregull teorik dhe plotësisht të përcaktuar për përfshirjen e një aktiviteti ekonomik në njërin sektor apo në tjetrin. Përvoja tregon se një ndarje e tillë varet: nga disponibiliteti (gjatësi kohore dhe frekuencë) e të dhënave të llogarive kombëtare; nga shkalla e disagregimit të tyre sipas sektorëve e nënsektorëve të ekonomisë, mbështetur në standardet ndërkombëtare të statistikave të llogarive kombëtare; nga karakteristikat e ekonomisë së vendit si, - zhvillimi i profilit sektorial, shkalla e hapjes së ekonomisë së vendit në drejtim të eksporteve, roli i kursit të këmbimit në ekonomi etj..

Nga ndarja sektoriale, në rastin e Shqipërisë është përjashtuar dega e bujqësisë, gjuetisë dhe e peshkimit. Së pari, të dhënat për këtë degë, sidomos ato që lidhen me numrin e të punësuarve konsiderohen "vulnerabël". Sipas statistikave zyrtare të tregut të punës për vite me rradhë (pas vitit '93 e në vijim), ky numër mbeti pothuaj i pandryshuar. Ky fakt nuk mund të justifikohet, nëse do të merret në konsideratë fenomeni i migrimit në masë të popullsisë rurale drejt zonave urbane dhe i emigrimit të popullsisë. Problemi i shifrës së dyshimtë të të punësuarve, do të ndikonte drejtpërdrejt në shifrën e produktivitëtit të degës së bujqësisë. Së dyti, Mihajljek dhe Klau (2003), japin një arsye ekonomike të fortë, në lidhje me mospërfshirjen e degës përkatëse në sektorin e T të ekonomisë. Tregtia e produkteve bujqësore e blegtorale (çmimet) është e deformuar nga Politika e Përbashkët Bujqësore (*Common Agricultural Policy*). Marrëveshjet e tregtisë së lirë ndërmjet vendeve¹³, kanë imponuar një politikë çmimesh thuajse të pavarur nga ndryshimet e produktiviteteve relative apo nga konkurrueshmëria. Në sektorin e PT nuk janë përfshirë sektori i administratës publike, mbrojtja dhe sektori i mbrojtjes sociale, për shkak të vështirësisë në interpretimin e treguesit të produktivitëtit të punës në këta sektorë.

Në ndarjen sektoriale (T dhe PT) është gjykuar mbi peshën e sektorit në eksporte dhe/apo sa konkurrentë janë në tregun e huaj sektorë të ndryshëm të aktivitetit ekonomik. De Gregorio, Giovannini dhe Wolf (1994), përcaktuan si sektorë të tregtueshëm ata sektorë që eksportnin më shumë se 10 për qind të prodhimit të tyre. Në këtë kriter u mbështet edhe Mihajljek dhe Klau (2003)

për ndarjen sektoriale të produktiviteteve. Zgjedhja e peshës kufi për eksportet përbën një pikë të diskutueshme dhe të ngarkuar me elemente subjektive. Në studime të ndryshme peshë e referencës mund të jetë më e lartë (20 për qind në rastin e Sllovenisë) apo edhe më e ulët. Për të gjykuar mbi një kriter të tillë në rastin e të dhënave të Shqipërisë, është marrë peshë mesatare e eksporteve në vlerën e shitjeve për periudhën T1:2001 – T4:2006 (shih tabelën 1).

Tabelë 1. Peshë mesatare e eksporteve në vëllimin e shitjeve sipas sektorëve.

Sektorët	Peshë e eksporteve në vlerën e shitjeve (%)
Industri	20.6
Ndërtim	1.2
Tregti, hotele dhe restorante	3.8
Transport dhe telekomunikacion	13.8
Shërbime të tjera	4.5
EKONOMIA ¹⁴	8.9

Janë përfshirë në sektorin e T degët: industri, transport dhe telekomunikacion, për shkak të peshës relativisht të lartë të eksporteve në vëllimin e shitjeve¹⁵. Po kështu në këtë sektor është përfshirë edhe sektori i ndërtimit, i cili për nga profili i eksporteve duhet të qëndrojë në sektorin e PT, por nisur nga nivelet e larta të çmimeve, relativisht të krahasueshme me ato jashtë, ai sillet si sektor T. Në sektorin PT, janë përfshirë kryesisht shërbimet: “tregti, hotele dhe restorante”; “shërbime të tjera”. Një pamje më të mirë mund ta japë ndarja e sektorëve në nëndegë, por disagregimi aktual për të gjithë treguesit njëherësh (sipas vlerës së shtuar, shitjeve dhe punësimit) është i padisponueshëm. Megjithatë, për të pasur një ide më të qartë mbi ndikimin e ndarjeve sektoriale në matjen e efektit BS, ashtu si Égert (2004) edhe në këtë studim janë dhënë disa variante apo kombinime të tjera të ndarjes sektoriale, krahas asaj të shpjeguar më lart e cila konsiderohet si ndarja bazë. Varianti bazë i klasifikimit, është i ngjashëm me atë që Mihajlljek dhe Klau (2003), Randveer dhe Tober (2002), Coricelli dhe Jazbec (2001), De Broeck dhe Slok (2001) aplikuan në studimet e tyre, për matjen e efektit BS (Gutsalyuk, 2004)¹⁶.

Duke konkluduar në këtë pikë, me gjithë problemet e ndeshura në klasifikimin e sektorëve, sidomos të atyre që kanë një natyrë

të ndërmjetme, evidentohet prirja e studiuesve për të thjeshtëzuar arsyetimin mbi ndarjen sektoriale.

Në bazë të ndarjeve sektoriale T dhe PT u llogaritën dy matje të produktivitetit për sektorin e T dhe tre matje të produktivitetit për sektorin e PT. Në tabelat 2 dhe 3 jepen përkatësisht matjet e produktivitetit të çdo sektori (në varësi të përfshirjes së sektorëve të ekonomisë) dhe matjet e produktiviteteve relative.

Tabelë 2. Ndarja e sektorëve dhe produktiviteti relativ.

Matja	Kodi për produktivitetin relativ	Sektori i T	Sektori i PT
1	$LP_1 = \text{Prod_T}/\text{Prod_PT_1}$	Prod_T: Industri, Ndërtim, Transport dhe Telekomunikacion	Prod_PT_1: Tregtia, Hotele e Restorante dhe Të tjera.
2	$LP_2 = \text{Prod_T}/\text{Prod_PT_2}$	Prod_T: Industri, Ndërtim, Transport dhe Telekomunikacion	Prod_PT_2: Tregtia, Hotele dhe Restorante
3	$LP_3 = \text{Prod_T_1}/\text{Prod_PT_3}$	Prod_T_1: Industri, Ndërtim,	Prod_PT_3: Transport dhe Telekomunikacion, Tregtia, Hotele e Restorante dhe Të tjera.

Tabelë 3. Ndarja e sektorëve dhe produktiviteteve relative midis Shqipërisë dhe Eurozonës.

Kodi për produktivitetet relative midis vendeve	Kodi për produktivitetin relativ Eurozonë	Sektori i T për Eurozonën	Sektori i PT për Eurozonën
$LP1_{ex} = LP_1/LP_{EU}$ $LP2_{ex} = LP_2/LP_{EU}$ $LP3_{ex} = LP_3/LP_{EU}$	$LP_{EU} =$ $\text{Prod_T_EU}/$ Prod_PT_EU	Prod_T_EU: Industri, Ndërtim,	Prod_PT_EU: Të gjitha të tjerat.
$LP4_{ex} = LP_1/LP_{EU_1}$ $LP5_{ex} = LP_2/LP_{EU_1}$ $LP6_{ex} = LP_3/LP_{EU_1}$	$LP_{EU_1} =$ $\text{Prod_T_EU_1}/$ Prod_PT_EU_1	Prod_T_EU_1: Industri	Prod_PT_EU_1: Të gjitha të tjerat.

4.2 ÇMIMET SEKTORIALE DHE RELATIVE.

Përafrimet më të përdorura në literaturë për çmimet janë deflatorët e PBB-së, Indeksi i Çmimeve të Prodhimit si përafrim për çmimet e mallrave të T dhe Indeksi i Çmimeve të Konsumit (IÇK) si përafrim i çmimeve të mallrave të PT. Një mënyrë më e saktë është shpërbërja

e IÇK-së në çmime mallrash të T dhe të PT, mënyrë e përdorur nga Mihaljek dhe Klau (2003) dhe Égert (2003). Në këtë studim është ndjekur metoda e sugjeruar nga autorët e lartpërmendur, sepse përdorimi i IÇP-së si indeks përafres i çmimeve të mallrave të T nuk rezultoi i përshtatshëm. Ndarja sektoriale e shportës së matjes së IÇK në rastin e Shqipërisë është rivlerësuar¹⁷ krahasuar me atë të trajtuar në studimet e paraardhëse¹⁸. Ky rishikim është bërë në bazë të informacionit të INSTAT në lidhje me peshën e importuar të 54 nëngrupeve të shportës për vitin 2004. Sipas këtij informacioni dhe gjykimit të ekspertëve të fushës mbi ndryshimet potenciale gjatë periudhës 2005-2006, u vlerësua që nëngrupet me peshë të importuar 50 për qind të përfshiheshin në sektorin e çmimeve të mallrave të T dhe pjesa që nuk e plotësonte këtë kusht, në atë të çmimeve të mallrave dhe shërbimeve të PT. Nga agregimi i IÇK-ve të ponderuara me peshat e normalizuara në vlerën 1 të nëngrupeve respektive, arrihet tek IÇK-të sipas sektorëve të mallrave të T dhe të PT. Mbështetur në këtë koncept, peshat e mallrave të T dhe të PT në shportën e IÇK-së rezultuan përkatësisht 54 dhe 46 për qind. Kjo ndarje vlerësohet të jetë më e saktë nga pikëpamja ekonomike se sa ato paraardhëset. Ajo shfrytëzon informacionin në lidhje me peshën e importuar të mallrave në shportën e IÇK-së, ndërkohë që matjet e tjera në mungesë të këtij informacioni, bënin ndarjen e kësaj shporte më shumë mbështetur në vetinë fizike të zhvendosjes së mallrave dhe të shërbimeve.

Ndërkohë që seritë e IÇK-ve të sektorit të T dhe të PT për Eurozonën, janë ato të matura dhe të përdorura nga Mihaljek dhe Klau (2003). Sipas tyre ndarja e shportës së IÇK për sektorët çmimeve të mallrave të T dhe të PT, është respektivisht rreth 59.5 dhe 40.5 për qind (shtojcë 9.1). Në bazë të matjeve të mësipërme më poshtë paraqiten alternativa të llogaritjeve të çmimeve relative.

Tabelë 4. Çmimet relative*.

Matja	Kodi i çmimeve relative	Çmime të mallrave të T	Çmime të mallrave të PT
1	$PR_1 = \frac{IÇK_{PT}}{IÇK_T}$	$IÇK_T$	$IÇK_{PT}$
2	$PR_2 = \frac{IÇK_{PT-1}}{IÇK_T}$	$IÇK_T$	$IÇK_{PT-1}$ Pa përfshirë çmimet e energjisë, ujit dhe qirasë.
3	$PR_3 = \frac{IÇK_{PT}}{IÇK_{T-1}}$	$IÇK_{T-1}$ Pa përfshirë çmimet e duhanit dhe naftës.	$IÇK_{PT}$

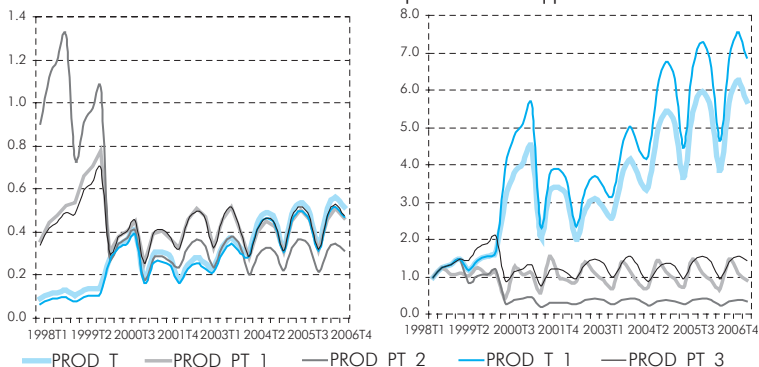
Shënim: (*) Në rastin e efektit ndërkombëtar BS, çmimet relative shënohen me PR_{ex} dhe maten me raportin e $I\check{C}K$ -së në vend ndaj $I\check{C}K$ -së së Eurozonës.

5. FAKTET DHE HIPOTEZAT TEORIKE BAZË TË FENOMENIT BS: RASTI I SHQIPËRISË

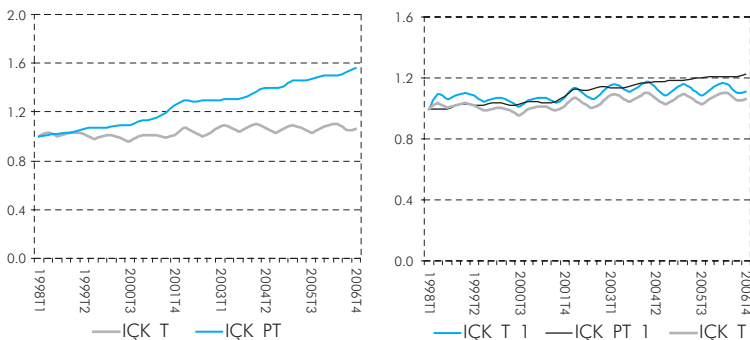
5.1 FAKTE NGA EKONOMIA SHQIPTARE.

Panorama e të dhënave sektoriale të produktivitetit dhe çmimeve relative ndihmon për të krijuar një ide paraprake mbi praninë e fenomenit BS në Shqipëri për periudhën në studim.

Grafik 1. Produktiviteti i punës në Shqipëri*.



Grafik 2. Çmimet e mallrave të tregtueshëm dhe të patregtueshëm**.



Shënime: (*) Në grafikun 1 paraqitet produktiviteti i punës në vlerë absolute (majtas) dhe me bazë tremujorin e parë të vitit 1998 (djathtas); (**) Në grafikun 2 paraqiten çmimet e mallrave të T dhe të PT bazuar në disagregimin e $I\check{C}K$ -së (majtas) dhe me bazë tremujorin e parë të vitit 1998 (djathtas).

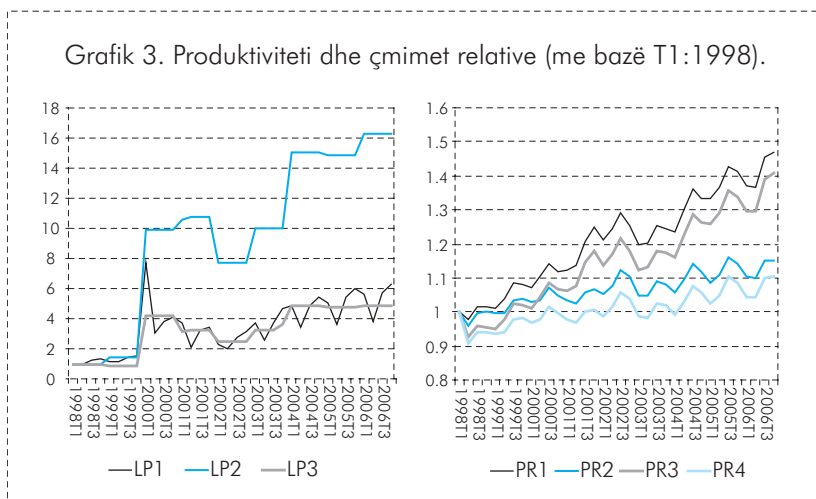
Produktiviteti i punës (Prod_T dhe Prod_T_1) është rritur më shpejt në sektorin e T krahasuar me atë të sektorit të PT të ekonomisë. Ashtu siç sugjeron dhe teoria, rritja e produktivitetit në sektorin e T do të çojë në rritjen e çmimeve të mallrave të PT, fakt lehtësisht i dukshëm në grafikun 2 - ku çmimet e mallrave të PT janë më të larta se ato të mallrave të T. Diferenca midis tyre është më e vogël në rastin kur nga llogaritja e indeksit të çmimeve të mallrave të T përjashtohen çmimet e naftës dhe të duhanit (IÇK_T_1) dhe në rastin kur nga llogaritja e indeksit të çmimeve të mallrave të PT përjashtohen çmimet e qirasë, energjisë dhe ujit (IÇK_PT_1).

5.2 HIPOTEZAT TEORIKE BAZË.

5.2.1 Sjellja e produktiveteve sektoriale.

Thelbi i hipotezës së produktivitetit qëndron në rritjen paralele të çmimeve relative të mallrave të PT me rritjen relative të produktivitetit të sektorit të T. Kjo marrëdhënie (në të gjitha kombinimet e mundshme) pasqyrohet në grafikun e mëposhtëm. Rezultoni se:

(i) në të gjitha kombinimet sektoriale, produktiviteti në sektorin e T paraqitet më i lartë në nivele dhe në ritme rritjeje vjetore se sa në sektorin e PT; (ii) si grafiksht ashtu edhe nga llogaritjet normat vjetore të rritjes së produktivitetit relativ të sektorit T reflektohen në



mënyrë të pjesshme në rritjen vjetore të çmimeve relative të mallrave të PT. Normat e rritjes së produktivitetit relativ janë mesatarisht më të larta se ato të çmimeve relative. Normat mesatare vjetore¹⁹ të rritjes së produktivitetit rreth 25 për qind, ndërsa ato për çmimet relative janë vetëm 3 për qind.

5.2.2 Lëvizja e lirë e forcës së punës ndërmjet sektorëve.

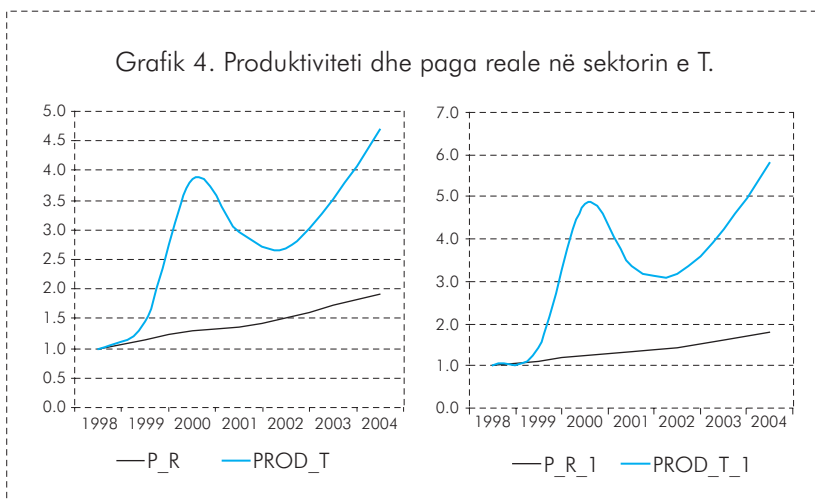
Reformat e liberalizimit të tregut pas vitit '90, kanë prekur edhe tregun e punës. Lëvizja nga njëri sektor në tjetrin është diktuar nga faktorë që kanë të bëjnë fillimisht me reformën e privatizimit. Në fillim të këtij procesi, lëvizja e forcës së punës nga njëri sektor i ekonomisë në tjetrin, ishte pak a shumë kaotike dhe e diktuar nga nevoja e gjetjes së një vendi të përshtatshëm pune, ku paga mund të ishte njëri prej variablave që ndihmonin vendimin e punëkërkuarit, por jo më i rëndësishmi. Me zhvillimin e marrëdhënieve punëdhënës – punëkërkuar - punëmarrës dhe hapjen e mëtejshme të tregut të punës, lëvizja nga njëri sektor në tjetrin e forcës së punës, gjykohet të ketë pasur për motiv edhe presionin në rritje, për paga më të larta. Fakti që rreth 62 për qind²⁰ e të punësuarve në sektorin privat, nuk kanë kontrata të rregullta pune me punëdhënësin, tregon se lëvizja në tregun e punës nuk është e kushtëzuar nga elemente kontraktuale (juridike), madje ajo mund të konsiderohet 'e çliruar' nga një kusht i tillë. Të punësuarit, mund të kalojnë nga njëri sektor në tjetrin, pa iu nënshtruar detyrimeve. Nga ana e tyre edhe punëdhënësit nuk vendosen përballë presionit të lartë nga të punësuarit për të kërkuar rritje të pagave, sepse edhe në këtë rast mungojnë detyrimet kontraktuale. Ky argument përforcohet edhe më shumë në kushtet kur roli i sindikatave në mbrojtje të të drejtave të të punësuarve vlerësohet ende i zbehtë në Shqipëri (Nasto, Çeliku 2005). Rreth ½ e të punësuarve shprehen se nuk kanë fuqi negociuese në procesin e vendosjes dhe rishikimit të pagave²¹. Nga sa u prezantua më lart, duket se në marrëdhënien e punësuar - punëdhënës, rolin përcaktues e luan ky i fundit. Faktorët ekonomikë, si ai i nivelit të ulët të pagave në Shqipëri në raport me atë të vendeve të BE, si edhe vlerësimet për praninë e emigracionit ekonomik nga ana e shqiptarëve, mbështetin idenë se motivi për të arritur një pagë mjaft më të lartë shoqëruar kjo me kushte më të mira jetese, është deri-diku i mjaftueshëm për të lëvizur nga tregu i brendshëm i punës në atë të jashtëm.

Shkalla e hapjes është pothuaj e njëanshme, pra vetëm në aspektin e brendshëm barrierat nuk ekzistojnë. Ndërkohë që në aspektin e jashtëm ato janë ende të forta. Supozimi për lëvizjen e lirë të forcës së punës nga njëri sektor në tjetrin është më shumë i mbështetur brenda ekonomisë së vendit, se sa në planin e jashtëm.

5.2.3 Prirja barazuese e pagave sektoriale.

Prirja barazuese e pagave sektoriale apo konvergjenca drejt pagave më të larta të sektorit të T, është një supozim relativisht i vështirë për t'u verifikuar, sidomos me argumente empirike. Në rastin e Shqipërisë, problemi ndërlikohet në kuadrin e të dhënave të kufizuara dhe me nivel të ulët besueshmërie mbi tregun e punës dhe të pagave (FMN, Maj 2006), për shkak të nivelit të lartë të informalitetit në këtë treg. Të dhënat për pagat sipas sektorëve të ekonomisë janë vjetore dhe shtrihen në harkun kohor 1997 – 2004. Përdorimi i burimeve të ndryshme të informacionit dhe ndryshimi i metodologjive matëse në pjesën më të madhe gjeneron mospërputhje dhe ndërprerje strukturore të serive.

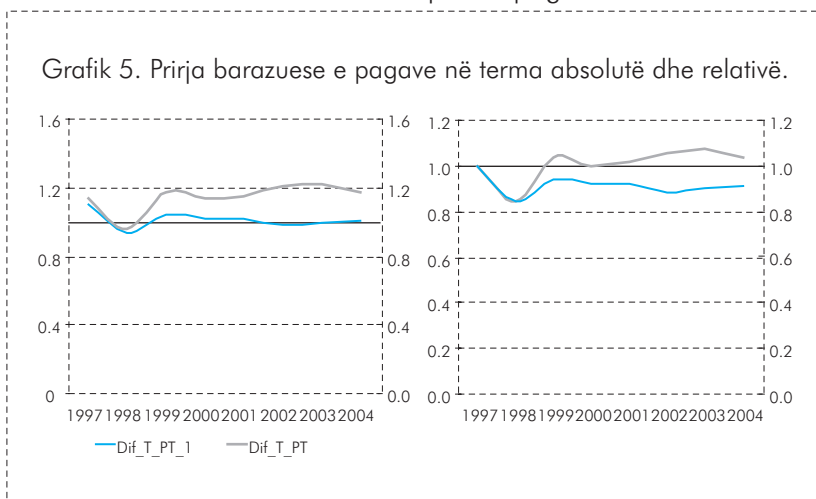
Synimi në këtë pikë është që (i) të analizohet nëse ka lidhje ndërmjet pagës reale dhe produktivitetit në sektorin e T dhe (ii) të vërtetohet prirja barazuese e pagave nominale midis dy sektorëve. Në përpjekje për të vërtetuar këtë supozim, është përdorur metodologjia sugjeruar nga Égert (2003). Sipas kësaj metodologjie, paga reale



(P_R) gjendet duke indeksuar pagën nominale të sektorit të T të ekonomisë me indeksin e çmimeve të mallrave të T matur nga IÇK-ja (IÇK_T). Ndërsa matja e përdorur për përafrimin e produktivitetit në këtë sektor përdoret si indeksi i produktivitetit real të sektorit. Llogaritjet janë bërë për të dyja mënyrat e klasifikimit të sektorit të T të ekonomisë (Prod_T dhe Prod_T_1) dhe vetëm për mënyrën e parë të llogaritjes së indeksit të çmimeve të mallrave të T.

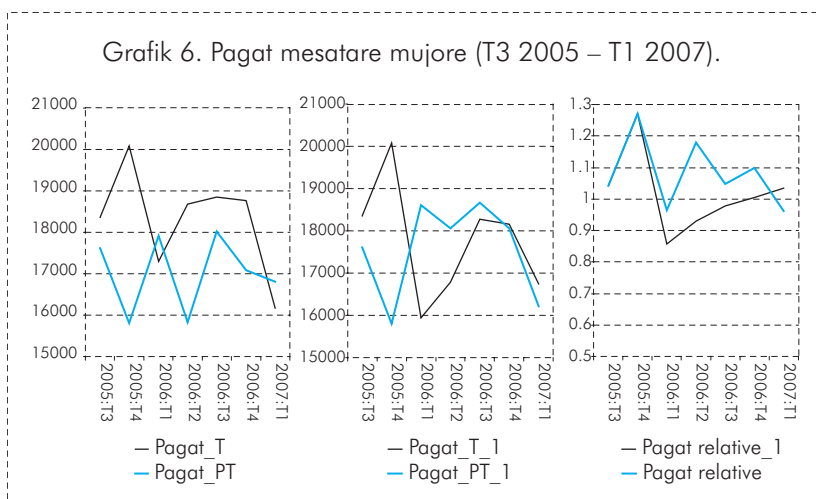
Në përgjithësi për sektorin e T, rezulton që produktiviteti dhe paga reale kanë të njëjtën prirje. Kjo mbështet, të paktën me të dhënat e disponueshme, praninë e lidhjes midis pagës reale dhe zhvillimeve në produktivitetin e sektorit T.

(ii) Hapi tjetër është eksplorimi i prirjes së pagave nominale ndërmjet dy sektorëve. Rezulton se ky proces funksionon në drejtim të prirjes barazuese të pagave të dy sektorëve. Këto të fundit, kanë vlera që përafrohen gjithnjë e më shumë në kohë. Ashtu siç pritej edhe teorikisht, paga nominale në sektorin e T të ekonomisë është më e lartë se ajo në sektorin e PT, fakt që rezulton jo vetëm në ndarjen bazë të sektorëve, por edhe në kombinimet e tjera të ndarjes sektoriale²². Përafrimi thuajse absolut midis pagave të të dy sektorëve, megjithëse si i tillë (barazim) përbën një rast ekstrem në sistemin sektorial të pagave për një ekonomi, arrihet më mirë në ndarjen e dytë të sektorëve të T dhe të PT²³. Nëse i kthehemi të dhënave relative rezulton se raporti i pagave është relativisht i



qëndrueshëm në kohë dhe është i pavarur nga mënyrat e ndarjes së sektorëve të ekonomisë në të T apo të PT.

Për periudhën 2005 e në vijim, në mungesë të të dhënave zyrtare mbi pagat sektoriale, është studiuar prirja barazuese e pagave ndërmjet sektorëve sipas vërtimit të degëve të Bankës së Shqipërisë pranë bizneseve nëpër rrethe²⁴. Diferencat sektoriale ndërmjet pagave mesatare, luhaten nga 5 mijë në 25 mijë lekë. Ndonëse seria aktualisht është mjaft e shkurtër për të konkluduar, duket se ekziston një prirje përafëruese ndërmjet pagave mesatare të sektorit të T dhe të PT për periudhën në vijim. Kjo prirje del më dukshëm në rastin kur në sektorin e PT, përfshihet sektori i transportit (varianti Pagat_T_1 dhe Pagat_PT_1). Treguesi i pagës relative i shprehur në paga të sektorit të PT, në të dyja rastet tenton drejt vlerës 1.



Përtej analizës përshkruese të tendencave në tregun e pagave, rezultatet e testit të Granger-Causality, tregojnë se është niveli i pagave si edhe rritjet e tyre në sektorin e T që “drejtojnë” apo shkaktojnë me disa periudha vonesë, nivelin dhe rritjet vjetore të pagave në sektorin e PT (shtojcë 9.2). Sinjalet për përcaktimin e nivelit të pagave kalojnë nga sektori T tek ai PT, me jo më pak se gjashtë muaj vonesë. Me vonesa më të mëdha se 4 tremujorë, drejtimi i shkakësisë është gjithmonë statistikisht i rëndësishëm nga

T → PT. Perceptimi mbi rritjet vjetore, transmetohet në të njëjtin drejtim, por me një vonesë kohore jo më të ulët se 2 vjet.

Faktet dhe analizat mbi praninë e disa prej hipotezave bazë të efektit BS në Shqipëri, tregojnë se ekzistojnë argumente që mbështesin vërtetësinë e tyre të pjesshme. Megjithatë, baza jo e plotë e të dhënave, problemet me shkallën e besueshmërisë së saj, bëjnë të domosdoshme nevojën që përfundimet të konsiderohen me kujdes.

6. VLERËSIMI I EFEKTIT BALASSA – SAMUELSON NË EKONOMINË SHQIPTARE

6.1 EFEKTI I BRENDSHËM BS.

Në këtë seksion do të studiohet lidhja ndërmjet produktivitetit relativ (T/PT) dhe çmimeve relative (PT/T) brenda ekonomisë shqiptare, nëpërmjet formës më të thjeshtë Balassa - Samuelson. Relacioni (3.1.13/a) mund të zhvillohet më tej në termat e indekseve të çmimeve dhe të produktiveteve sektoriale sipas ekuacionit në vijim:

$$\log\left(\frac{Index_çmimesh_{t,T}^{PT}}{Index_çmimesh_t}\right) = \beta_0 + \beta_1 \log\left(\frac{Index_çmimesh_{t,T}^{PT}}{Index_çmimesh_{t,T}}\right) + \beta_2 [\log(LP^T) - \log(LP^{PT})] + \varepsilon_t \quad (6.1.1)$$

Nëpërmjet këtij ekuacioni jepet lidhja midis çmimit relativ të mallrave të PT në terma të mallrave të T të shportës së konsumit (ana e majtë) dhe produktivitetit relativ të sektorit të T në terma të sektorit të PT të ekonomisë (ana e djathtë). Në këtë fazë, vlerësimi i një lidhjeje të tillë synon të masë se: (i) sa përcaktues është produktiviteti relativ në çmimet relative të konsumit në ekonomi, pra sa e fortë është lidhja produktivitet - inflacion; (ii) sa shtohen presionet inflacioniste në ekonomi për shkak të rritjes së diferencës ndërmjet produktiveteve sektoriale. Përgjigjet mbi çështjet e mësipërme zgjerojnë gjykimin mbi implikimet e tyre në politikën monetare të ndjekur nga banka qendrore. Një rast perfekt i veprimit

të efektit BS do të ishte atëherë kur rritja e produktivitetit relativ të përkthehej plotësisht në rritje të çmimeve relative.

Vlerësimet në bazë të ekuacionit (6.1.1) do të kryhen për katër kombinimet e serive të çmimeve relative (PR1 - PR4) dhe për tre kombinimet e serive të produktivitetit relative (LP1 - LP3). Paraprakisht seritë janë testuar për stacionaritetin me anë të kriterit ADF. Në rastin kur ato kanë rezultuar stacionare në nivel, ekuacioni i mësipërm është vlerësuar me anën e metodës OLS. Në rast të kundërt, vlerësimi i efektit të brendshëm BS është arritur me anën e metodës VECM²⁵.

Rezultatet e testimit të stacionaritetit²⁶, tregojnë se përveç dy serive (PR3 dhe LP1), të gjitha të tjerat rezultojnë stacionare në nivel (shtojcë 9.3). Për seritë stacionare²⁷, metoda e përdorur për vlerësimin e ekuacionit (6.1.1) është OLS dhe rezultatet mbi koeficientët e regresit, interpretohen drejtpërdrejt si elasticitete. Rezultatet e marra nga regreset janë raportuar në shtojcën 9.5.1. Lidhje pozitive midis produktivitetit relativ dhe çmimeve relative vërtetohet në çdonjërin nga kombinimet ($\beta_2 > 0$), duke mbështetur praninë e efektit BS. Ky efekt vlerësohet të jetë i dobët, fakt që mbështetet nga vlerat e ulëta të koeficientit të regresit β_2 . Koeficienti më i lartë $\beta_2 = 0.03$ rezultoi nga lidhja midis PR4 me LP3 me $R^2_{adj} = 0.65$.

Për dy përafrimet e produktivitetit relativ LP2 dhe LP3, koeficienti β_2 varion në një interval relativisht të ngushtë nga 0.02-0.03. Kjo do të thotë se sektorët (transport dhe telekomunikacion) që u klasifikuan një herë si të T e një herë si të PT apo sektorët që nuk u përfshinë fare në llogaritje (si 'të tjera') nuk kanë ndikim përcaktues në rezultatin përfundimtar.

Duke interpretuar vlerat e rezultuara, nëse produktivitetet relative LP2 dhe LP3 do të rriteshin mesatarisht me 10 për qind, çmimet relative matur nga PR1, PR2 dhe PR4 do të rriteshin mesatarisht me rreth 0.2 dhe 0.25 për qind pas një tremujori.

Pra, mund të konkludohet se ndikimi i diferencave në produktivitetet sektoriale mbi çmimet relative është relativisht i dobët në rastin e

Shqipërisë. Vlera β_2 , konsiderohet e ulët edhe nëse krahasohet me rezultate vlerësimesh për vende të ndryshme (shih tabelë 4).

Tabelë 4. Tabelë krahasuese²⁸ e masës së efektit BS.

Vendi	Koeficienti β
Kroaci	0.57
Republika Çeke	0.07
Hungari	0.9
Poloni	1.2
Sillovakia	0.4
Silloveni	0.2
Shqipëri	0.03

Në këtë pikë e rëndësishme është të vlerësohet sesa do të ndikohej niveli i përgjithshëm i çmimeve në vend nga ndryshimet në produktivitet. Kjo do të na lejojë të vlerësojmë presionin shtesë që produktiviteti mund të shkaktojë në inflacion. Për të matur ndikimin e ndryshimit të produktivitetit në nivelin e përgjithshëm të çmimeve është zbatuar metodologjia e Mihaljek dhe Klau (2003). Sipas saj një kombinim i vlerës së koeficientit , i rritjes mesatare të produktivitetit në vend dhe i peshës së mallrave të PT në shportën e mallrave të konsumit do të jepte ndryshimin mesatar të nivelit të çmimeve (në pp) kur produktiviteti relativ është rritur me 1 pp për periudhën e marrë në studim (6 vite) (shih kolona e fundit, tabelë 5)²⁹.

Tabelë 5. Vlerësimi i efektit të brendshëm BS.

Matje produktiviteti	Ekuacioni 6.1.1		Efekti i brendshëm BS
	Diferencialet e rritjes së produktivitetit	Kontributi i diferencialeve të produktivitetit në rritjen e çmimeve relative	
	Mesatare e koeficientëve β_2		
LP2	0.019	0.02	0.01
LP3	0.023	0.01	0.01
		Mesatarisht	0.01

Përfundimet e nxjerra në këtë seksion, i referohen rastit kur ekonomia e vendit konsiderohet e veçuar duke abstraguar nga lidhjet ekonomike, kryesisht ato tregtare të saj me vende të tjera.

Ky përbën një trajtim “naiv” të efektit BS, në kushtet kur ekonomitë po hapen gjithnjë e më shumë dhe kur procesi i globalizimit po avancon me hapa mjaft të shpejtë. Parë në këtë këndvështrim, ky përbën vetëm fazën e parë të studimit të efektit BS në rastin e ekonomisë shqiptare.

6.2 EFEKTI I JASHTËM BS: METODOLOGJIA PËR STUDIMIN E LIDHJES NDËRMJET PRODUKTIVITETEVE RELATIVE TË VENDEVE DHE ÇMIMEVE RELATIVE.

Për të kapërcyer, problemin e studimit në kushtet e një ekonomie të izoluar zhvillohet modeli më i zgjeruar Balassa-Samuelson për inflacionin e vendit. Studimi i marrëdhënies së produktiviteve relative dhe çmimeve relative ndërmjet Shqipërisë dhe Eurozonës, e vendos analizën e efektit BS, në një shtrat realist. Efektet e diferencialeve të produktiviteve ndërmjet dy ekonomive në fjalë, përkthehen në diferenca çmimesh relative. Këto të fundit mund të amplifikohen nëpërmjet zhvillimeve në kursin real të këmbimit. Ashtu si tek studimi i Mihaljek dhe Klau (2003), këto efekte synohen të kapen nëpërmjet ekuacioni (6.2.1). Rezultatet mbi koeficientët e regresit do të ndihmojnë në vlerësimin sasior të efektit BS dhe të ndikimit të kursit të këmbimit. Ekuacioni 3.2.1 merr formën e mëposhtme:

$$\log\left(\frac{I\check{C}K}{HCPI_EU}\right) = c + \beta_0 \log\left(\frac{I\check{C}K}{HCPI_EU}_{t-1}\right) + \beta_1 (\log(ER_t/ER_{t-1})) + \beta_2 [(1-\alpha)(\log(LP^{Shqipëri}) - (1-\alpha') \log(LP^{Eurozone}))]$$

(6.2.1/a)

$$D\log\left(\frac{I\check{C}K}{HCPI_EU}\right) = c + \beta_0 D\log\left(\frac{I\check{C}K}{HCPI_EU}_{t-1}\right) + \beta_1 (D(\log(ER_t/ER_{t-1}))) + \beta_2 [(1-\alpha)(d\log(LP^{Shqipëri}) - (1-\alpha') d\log(LP^{Eurozone}))]$$

(6.2.1/b)

ku, HCPI_EU është indeksi i harmonizuar i çmimeve të konsumit për Eurozonën, ER është kursi nominal i këmbimit lekë/euro; $LP^{Shqipëri}$ është indeksi i produktivitetit relativ në vend dhe $LP^{Eurozone}$ është indeksi i produktivitetit relativ në Eurozonë.

Për të vlerësuar efektin e jashtëm BS është ndjekur e njëjta procedurë ekonometrike si në rastin e matjes së efektit të brendshëm. Në shtojcën 9.5 janë paraqitur rezultatet e plota të

testeve të stacionaritetit dhe regreseve sipas varianteve të ndryshme. Ndaj serive stacionare është zbatuar metoda OLS, ndërsa seritë jostacionare janë përfshirë në një model VEC.

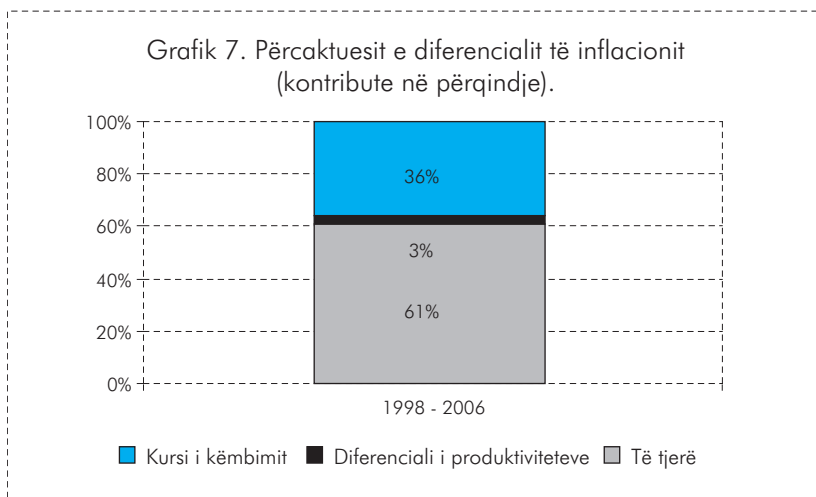
Tabelë 6. Vlerësimi i efektit të jashtëm BS.

Matje produktiviteti	Ekuacioni 6.2.1/A		Ekuacioni 6.2.1/B		Efekti i jashtëm BS
	$\log(ER_t/ER_{t-1})$	Diferencialet e rritjes së produktivitetit	$(D(\log(ER_t/ER_{t-1})))$	Ndryshimi i diferencialeve të rritjes së produktivitetit	
	β_1	β_2	β_1	β_2	
LP2_ex	0.38	0.010	0.18	0.012	0.01
LP3_ex	0.39	0.013	0.20	0.014	0.01
LP5_ex	0.38	0.011	0.17	0.011	0.01
				Mesatarisht	0.01

Ndikimi i ndryshimeve të produktiveteve relative ndërmjet dy ekonomive mbi çmimet relative vlerësohet të ketë qenë i ulët përgjatë periudhës së marrë në studim. Nga kolona e tretë e tabelës 6 rezulton se rritja e diferencialit të produktivitetit me 1 pikë përqindje do të shoqërohej me rritjen e diferencialit të inflacionit mesatarisht me 0.01³⁰ pp. E njëjtë do të ishte rritja mesatare³¹ e inflacionit relativ (të vendit ndaj atij të Eurozonës), nëse diferenciali i produktivitetit në Shqipëri do të rritej me 1 pikë përqindje më shpejt se në Eurozonë.

Nga krahasimi i përfundimeve për efektin e brendshëm dhe atë të jashtëm BS, rezulton se në të dyja rastet efekti BS ka vepruar në mënyrë mjaft të zbutur. Ky efekt arrin të ndikojë inflacionin e vendit mesatarisht me 0.01 pp në të dyja rastet. Për shkak të kufizimeve në lëvizjen e lirë të krahut të punës nga ekonomia e vendit në atë evropiane, si edhe për shkak të konkurrueshmërisë së ulët në eksporte dhe në teknologji të ekonomisë shqiptare, nuk evidentohet ndonjë ndryshim ndërmjet efektit të jashtëm dhe atij të brendshëm BS. Duket dhe rezulton që diferenciali i inflacionit ndërmjet vendeve ndikohet ndjeshëm nga kursi i këmbimit lek/euro. Koeficienti i regresit β_1 (kolona e dytë, tabela 6), shpreh ndikimin e kursit të këmbimit në çmimet relative (Shqipëri kundrejt atyre të Eurozonës). Vlerat e këtij koeficienti janë disa herë më të larta se sa ato të koeficientëve β_2 . Mesatarja e tyre është rreth 0.4.

Gjatë periudhës së marrë në studim rezulton se në diferencialin e inflacionit *vis-à-vis* Eurozonës (0.3 për qind) rreth 61 për qind kontribuon kursi i këmbimit; vetëm 3 për qind kontribuon ndryshimi i produktiveteve ndërmjet vendeve (efekti i jashtëm BS) dhe pjesa tjetër shpjegohet nga faktorë të tjerë, me natyrë monetare dhe jomonetare.

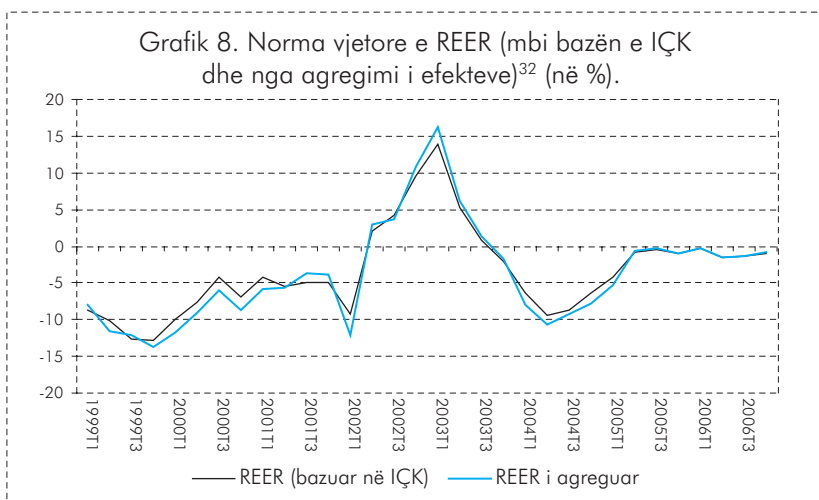


6.3 NJË ALTERNATIVË TJETËR PËR MATJEN E EFEKTIT BS DHE NDIKIMIT AFATGJATË TË TIJ NË TENDENCËN E KURSIT REAL TË KËMBIMIT.

Një mënyrë tjetër për matjen e efektit BS është ajo që ofrohet pas shpërbërjes së REER sipas formulës bazë (3.2.6). Ky trajtim, eliminon nevojën e disponimit të serive të produktiveteve sipas sektorëve, e cila përbën një pikë të debatueshme, sidomos kur niveli i disagregimit të të dhënave është i ulët (rasti i Shqipërisë). Vlerësimet mund të jenë sensitive ndaj ndarjeve sektoriale (Egert, 2003). Duke pasur të njohur serinë e REER, bazuar në vlerësimin e tij sipas IÇK-ve (Vika, 2006) dhe indekset e çmimeve të mallrave të T dhe të PT për Shqipërinë dhe për Eurozonën, të cilët janë më pak të kontestueshëm për nga mënyra e ndërtimit të tyre, mund të vlerësohen pjesët përbërëse të formulës (3.2.6). Më pas do të analizohet ndikimi i secilit përbërës në normën e rritjes së REER, për

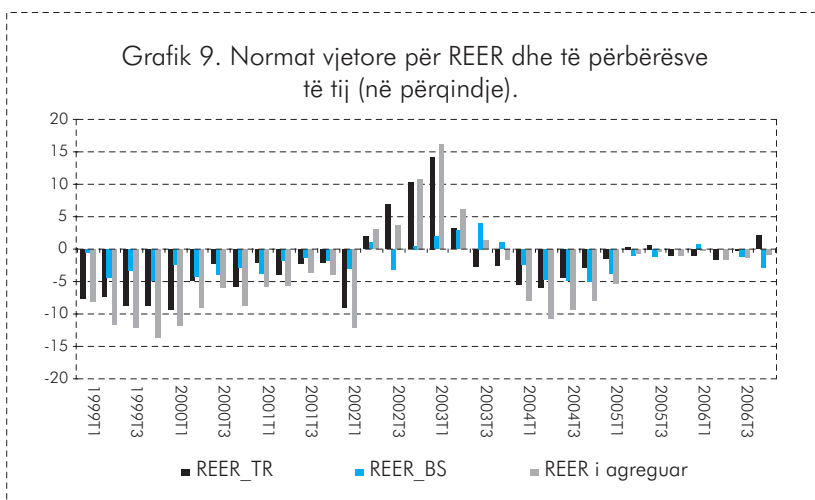
të konkluduar nëse është apo jo i pranishëm një efekt BS në REER dhe nëse marrëdhënia e tij me REER, përbën apo jo një faktor që pritet të ndikojë në një periudhë afatgjatë.

Në llogaritjen e REER-it, monedha evropiane zë rreth 80 përqind të shportës së monedhave të huaja. Partnerët tregtarë më të rëndësishëm të Shqipërisë evidentohen Italia, Greqia, Gjermania, Turqia dhe në tre vitet e fundit edhe Kina. Nga llogaritjet për shpërbërjen e REER, rezulton se përafrimi më i mirë me vlerën reale të REER, arrihet kur përdoren informacionet në lidhje me indekset sektoriale të çmimeve të konsumit për Shqipërinë dhe për Eurozonën. Ndërkohë që përqasja bazuar në indekset e çmimeve të prodhimit dhe të çmimeve të konsumit, për të përfaqësuar përkatësisht sektorët e T dhe të PT, për Shqipërinë dhe për Eurozonën, rezulton me devijime më të larta krahasuar me llogaritjen e REER bazuar në IÇP (Vika, 2006).



Duke përjashtuar periudhën 2002-2003, ecuria e normave vjetore të REER, dëshmon për vlerësim të vijueshëm të monedhës vendase, ndaj shportës së monedhave të huaja³³. Rezultatet paraqesin devijime të lehta për shkak se vlerësimet sipas relacioneve (3.2.10 – 3.2.11) dhe më pas shuma e tyre, kanë marrë në konsideratë vetëm treguesit e çmimeve sektoriale për Eurozonën dhe jo ato të

vendeve të tjera të përfshira në llogaritjen e REER³⁴. Megjithatë, prirja e të dyja matjeve është e njëjtë dhe normat mesatare vjetore për vlerësimet janë mjaft pranë njëra-tjetrës.



Vlerësimet tregojnë se për periudhën e marrë në studim, rezultojnë një lidhje mjaft e fortë pozitive ndërmjet matjes së REER dhe përbërëses së tij q_T' , e cila përcaktohet nga ndryshimi i çmimeve relative të T, të Eurozonës me ato të vendit. Kjo lidhje vlerësohet nga korrelacioni 0.9 dhe është e njëkohshme. Ndërkohë që, përbërësja e diferencës së produktiviteteve sektoriale ndërmjet Shqipërisë dhe Eurozonës (q_{BS}'), paraqet një korrelacion më të ulët rreth 0.7, me vlerën e faktuar të REER. Kjo lidhje forcohet më tej për normat vjetore përkatëse, kur aplikohet një vonesë prej 1 tremujori për normën vjetore REER_BS. Rezultatet tregojnë se për periudhën e marrë në studim, efekti BS ka ndihmuar apo ka nxitur fenomenin e vlerësimit të monedhës vendase, mesatarisht me 1.4 pp. Ndërkohë që, përbërësja tjetër që jep ndryshimin e çmimeve relative të mallrave të T të Eurozonës ndaj atyre të Shqipërisë, rezultojnë me një efekt më të lartë, rreth 2 pp duke treguar se kjo e fundit ka qenë më përcaktuese në ecurinë e REER.

Duke shkuar më tej, shkalla e lartë pozitive e korrelacionit dhe peshja që zë faktori q_T' tek ndryshimet vjetore të REER, tregojnë se

supozimi mbi praninë e kushtit teorik të PFB për sektorin e T të mallrave e shprehur në relacionin $q_T' \cong 0$, nuk mund të verifikohet plotësisht për ekonominë shqiptare.

Duket se lëvizjet në REER, sidomos drejt vlerësimit të tij, i dedikohen në pjesën më të madhe diferencave të çmimeve relative të sektorit të T të mallrave të Eurozonës ndaj atyre vendas. Me fjalë të tjera edhe diferencat e produktiviteteve relative në REER, transmetohen në pjesën më të madhe nëpërmjet sektorit të T, fakt që tregon se supozimi i bërë për PFB nuk mund të verifikohet për ekonominë tonë. Duke iu referuar rezultateve të mësipërme mund të konkludohet se rasti i ekonomisë shqiptare përshtatet më shumë me kushtet e prezantuara në kolonën 2 (tabelë 8).

Tabelë 8. Hipoteza PFP dhe ekonomia shqiptare*.

Ekonomia shqiptare, nëse hipoteza mbi PFB për T, do të verifikohet. (1)	Ekonomia shqiptare, kur hipoteza alternative mbi PFB për T, verifikohet. (2)
$q_T' > 0$	$q_T' < 0$
$q_{BS}' < 0$	$q_{BS}' < 0$
$q' < 0$	$q' < 0$

Shënim: * Vlerat negative të ndryshimeve vjetore nënkuptojnë vlerësim të monedhës vendase.

Një PFB e paverifikuar për ekonominë shqiptare do të thotë që mallrat e T të vendit nuk mund të zëvendësojnë në mënyrë të plotë ata të huaj nga pikëpamja e fuqisë blerëse të monedhës. Konkurrueshmëria e ulët në tregun e huaj e mallrave shqiptarë, e shprehur në një performancë të ulët të eksporteve dhe prania e diferencave të dukshme në teknologji, ku teknologjia e ulët në ekonominë tonë nuk nxit rritje të larta të produktivitetit të punës, mbështesin mospërmbushjen e kriterit të PFB në rastin tonë. Ndonëse përpjekje pozitive janë ndërmarrë në këtë aspekt, përsëri duket se ekonomia vendase nuk është ende e aftë të arrijë standardet evropiane, sidomos nëpërmjet kanalit të rritjes së produktivitetit, i cili do të nënkuptonte edhe një lëvizje të lirë të krahut të punës nga njëri sektor në tjetrin nga Shqipëria drejt vendeve të Eurozonës.

Megjithatë, rezultatet e kësaj përqsajeje tregojnë se diferencat në produktivitetet sektoriale (T/PT) ndërmjet Shqipërisë dhe Eurozonës,

kanë ndikuar në periudhat e vlerësimit të monedhës vendase duke ruajtur një ekuilibër të kënaqshëm të saj, sidomos pas vitit 2003. Duke çuar më tej analizën, synohet të eksplorohet nëse një efekt i tillë (BS), pritet të luajë një rol më të plotë në termat e ekuilibrave afatgjatë të REER. Për këtë paraprakisht seritë e indekseve të REER dhe të REER_BS janë testuar në lidhje me stacionaritetin (shtojcë 9.6.1). Ato rezultojnë jostacionare në nivele dhe stacionare në diferencat e para. Mungesa e stacionaritetit në nivele, hap mundësinë e testimit për praninë apo jo të një vektori të kointegruar (shtojcë 9.6.2). Rezultatet tregojnë se marrëdhënia kointegruese ekziston dhe për më tepër mund të verifikohet një ekuilibër afatgjatë ndërmjet REER dhe efektit BS, falë diferencave në produktivitetet relative. Rezultati mbi koeficientin e përshtatjes (-0.12) tregon se goditjet që mund t'i shkaktohen REER për shkak vetëm të diferencave në produktivitetet relative, mund të ekuilibrohen pas rreth 8 tremujorësh apo pas 2 vitesh. Ky rezultat është i krahasueshëm me rastin e Estonisë dhe atë Lituanisë (Loko dhe Tuladhar, 2005). Rezultatet e mësipërme në lidhje me marrëdhënien ndërmjet diferencës së produktiviteve (pranisë së efektit BS) dhe kursit real të këmbimit, përbëjnë njërin nga fundamentet makroekonomike që do të ndihmonte ndërtimin e një modeli të zgjeruar për studimin e ekuilibrit afatgjatë të kursit të këmbimit në Shqipëri.

7. PËRFUNDIME

Për të përmbushur qëllimin e studimit mbi hulumtimin e pranisë së efektit BS në ekonominë shqiptare gjatë periudhës 1998 – 2006 dhe vlerësimin e tij, u eksploruan këto aspekte themelore: (i) prania dhe matja e fortësisë së lidhjes ndërmjet produktivitetit relativ dhe çmimeve relative; (ii) presioni shtesë në nivelin e përgjithshëm të çmimeve si rezultat i rritjes së produktivitetit relativ. Të dyja këto aspekte u studiuan në kuadrin e efektit BB dhe BS si edhe të efektit e kursit nominal të këmbimit; (iii) lidhja ndërmjet produktiviteve relative midis vendeve dhe zhvillimeve në kursin real të këmbimit (REER) në rastin e Shqipërisë, duke hedhur dritë mbi ndërtimin e modelit të ekuilibrit të kursit të këmbimit.

Gjetjet më të rëndësishme, bazuar në aplikime ekonometrike konsistojnë:

- në faktin se ndryshimet në produktivitetin e sektorit të mallrave të T në terma të mallrave të PT janë të lidhura pozitivisht me zhvillimet në çmimet e mallrave të PT në terma të mallrave të T. Thënë ndryshe, efekti i brendshëm (BB) dhe ai i jashtëm BS verifikohen. Megjithatë, fortësia e lidhjes midis produktivitetit relativ dhe çmimeve relative brenda ekonomisë së vendit dhe ndërmjet saj dhe ekonomisë së Eurozonës, në çdo rast nuk rezulton e lartë;
- nga pikëpamja sasiore duke krahasuar përfundimet për efektin e brendshëm dhe të jashtëm BS, rezulton se në të dyja rastet efekti BS ka vepruar në mënyrë të zbutur, me 0.01 pp. Shkaqet kryesore lidhen me: ekzistencën e kufizimeve në lëvizjen e lirë të krahut të punës nga ekonomia e vendit në atë evropiane; konkurrueshmërinë e ulët në eksporte dhe në teknologji të ekonomisë shqiptare. Kjo bën që ndryshimet ndërmjet efektit të brendshëm dhe atij të jashtëm BS të jenë thuajse të parëndësishme;
- për të gjykuar mbi praninë e efektit BS dhe për të arritur matjen e tij, u ndërtua një bazë e plotë të dhënash që do të mundësonte analizën ekonomike të faktorëve dhe të hipotezave bazë të efektit BS në rastin e Shqipërisë. U kryen vlerësimet sasiore në lidhje me efektin BS në bazë të alternativave të ndryshme të ndërtimit të përfruesve, për matjen e produktiveteve relative dhe të çmimeve relative, të rekomanduara edhe nga literatura e kësaj fushe. Nga puna mbi bazën e të dhënave, nënvizohet se mungesa e të dhënave në llojshmëri treguesish dhe në frekuenca më të shpeshta se vjetore - sidomos të të dhënave bazë nga sektori real i ekonomisë, si prodhimi sipas degëve, tregu i punës dhe i pagave – aktualisht, nuk krijon hapësira për studime më të thella dhe mund të sjellë probleme në interpretimin e rezultateve të arritura;
- për arsyen e mësipërme, janë bërë përpjekje për të vlerësuar efektin BS, sipas alternativave të ndryshme të kompozimit të

sektorëve T dhe PT të ekonomisë. Kështu, sektori transport dhe telekomunikacion u përfshi një herë në sektorin T dhe një herë në sektorin NT. Modeli BS u testua për të treja matjet e produktivitetit relativ. Në secilin rast lidhja midis produktivitetit relativ dhe çmimeve relative rezultoi pozitive, duke dëshmuar për qëndrueshmëri në rezultate;

- përafrimi për çmimet u bazua në disagregimin e indeksit të çmimeve të konsumit për Shqipërinë dhe për Eurozonën. U ndërtuan disa seri alternative për çmimet e mallrave të tregtueshëm dhe të patregtueshëm. Në alternativën IÇK_T_1 u përjashtuan nga llogaritja çmimi i duhanit dhe i naftës, sepse ata ndikohen shumë nga ndryshimet në politikën e taksave dhe ndryshimet e çmimeve në tregjet botërore. Në alternativën IÇK_NT_1, nga llogaritja e indeksit të çmimeve të mallrave të patregtueshëm u përjashtuan çmimet e energjisë, ujit, si çmime të administruara dhe çmimi i qirasë³⁵, sepse ky i fundit nuk lidhet direkt me efektin BS;
- supozimet përsa i përket lëvizjes së lirë të forcës së punës, lidhjes midis ndryshimeve në produktivitet dhe pagës reale në sektorin e T gjejnë mbështetje empirike. Forca e punës lëviz lirisht midis dy sektorëve brenda ekonomisë së vendit, duke qenë se pagat nominale midis sektorëve paraqesin prirje barazuese. Gjithashtu, tendenca e pagës reale në sektorin e T rezultoi të kishte të njëjtin drejtim me produktivitetin në këtë sektor;
- ndonëse në lidhjet e thjeshta që studiojnë efektin e brendshëm dhe të jashtëm BS, rezultoi se ky i fundit ka vepruar në mënyrë jo të plotë, në eksplorimin e lidhjes së ndryshimit të produktiveteve relative me REER, masa e ndikimit është relativisht e lartë. Mbiçmimi i REER në terma vjetorë është përcaktuar në masën rreth 40 për qind nga ndryshimet në produktivitetet relative të sektorëve ndërmjet Shqipërisë dhe Eurozonës dhe pjesa tjetër është transmetuar nëpërmjet çmimeve të sektorit të tregtueshëm të mallrave. Ky i fundit evidentohet si një kanal i fortë, që ka amplifikuar më tej prirjen mbiçmuese të mondedhës vendase ndaj shportës së

monedhave të huaja gjatë periudhës së marrë në studim. Në këtë kuptim, fenomeni i pranisë së paritetit të fuqisë blerëse, për Shqipërinë nuk mund të verifikohet. Kjo është e shpjgueshme me konkurrueshmërinë e ulët në tregun e huaj të mallrave shqiptarë, e shprehur në një performancë të ulët të eksporteve dhe të pranisë së teknologjisë së ulët, e cila nuk arrin të japë nxitjet e duhura për rritje të larta në produktivitetin e punës;

- përfundimet e nxjerra vlerësohen në kuadrin e implikimeve për politikën monetare të Bankës së Shqipërisë. Vlerësimi i madhësisë së efektit BS na shtyn të konkludojmë që ky efekt nuk është aq i fortë sa për të përcaktuar inflacionin në terma afatshkurtër dhe afatmesëm. Pra, rritja e produktivitetit –faktor nga ana e ofertës – nuk ka shkaktuar një rritje të lartë dhe të vijueshme të nivelit të çmimeve në Shqipëri;
- në një këndvështrimin më afatgjatë, implikimet janë më të dukshme për kursin real të këmbimit. Megjithëse rezultatet nënkuptojnë se ka pak presione mbiçmuese në kursin real të këmbimit nga ana e ofertës, vlerësohet se goditje vetëm nga diferencat në produktivete mund çekuilibrojnë kursin real efektiv të këmbimit, i cili mund të rivendoset në gjendje ekuilibri vetëm pas 2 vitesh;
- një studim i posaçëm në fushën e ekuilibrit të kursit të këmbimit mbetet një fushë për t’u eksploruar. E rëndësishme është që në ndërtimin e një modeli të posaçëm mbi ekuilibrin afatgjatë të kursit të këmbimit, të konsiderohet prania e efektit BS, megjithë vlerat e tij të moderuara në terma afatshkurtër.

Efektin BS, është një tregues që matet në vijimësi dhe përfundimet e mësipërme, duhet të konsiderohen në një perspektivë më afatgjatë. Probabiliteti i ndikimit të rritjes së produktivitetit në nivelin e përgjithshëm të çmimeve ka shumë gjasa të rritet në të ardhmen. Procesi i konvergjencës vlerësohet të jetë më dinamik në ekonominë e vendit në kuadrin e përmbushjes së MSA. Pasurimi i bazës së të dhënave dhe ndryshimi i kushteve ekonomike për efekt të procesit të përafrimit të standardeve të ekonomisë së vendit me ato të vendeve të BE, pritet të sjellin ndryshime relative edhe në vlerësimin e efektit

BS, krahasuar me periudhat paraprake. Për arsyet e trajtuara më lart, efekti BS është e nevojshme të rivlerësohet kohë pas kohe: ai është njëri nga matësit sasiorë të dinamikës së procesit ekonomik të integritimit në BE, të vendeve anëtare të reja, kandidatave apo edhe aspirante për t'u anëtarësuar.

8. LITERATURA

Balassa B, (1964) "The Purchasing Power Parity Doktrine: a Reappraisal", *Journal of political economy*, 72.

Burgess, R, Fabrizio, S. & Xiao, Y. (2003) "Competitiveness in the Baltics in the Run-Up to EU Accession," *IMF Country Report No. 03/114*.

Çeliku, E., Nasto, R., (2005) "Sinjalet e Bankës së Shqipërisë, Inflacioni i pritur nga publiku përballë atij të faktuar për vitin 2004", *Buletini Ekonomik*, Vëll. 8, Nr. 1, 2005, Banka e Shqipërisë.

Égert, B (2001) *Does the Balassa-Samuelson Effect Matter for Central Europe's Transition Economies During the Run-Up to EMU?*

Égert, B (2002) *Nominal and Real Convergence in Estonia: The Balassa-Samuelson (Dis)connection Tradable Goods, Regulated Prices and Other Culprits*

Égert B, Drine I, Lommatzsch K, Rault Ch, (2003) *The Balassa-Samuelson Effect in Central and Eastern Europe: Myth or Reality?*

Égert, B, (2003) "Assessing Equilibrium Exchange Rates in CEE Acceding Countries: Can Ëe Have DEER With BEER Without FEER? A Critical Survey of the Literature", *Focus on Transition*, ONB, No. 2.

Égert, B., (2004) "Equilibrium Exchange Rates in Southeastern Europe, Russia, Ukraine and Turkey: Healthy or (Dutch) Diseased?", *ONB*, No, 2

Gutsalyuk, O., (2004) "The Relationship between productivity and prices: the case of Ukraine", *NU "KMA"*.

Olters J-P, (2005) "A është tepër i ulët inflacioni në Shqipëri? Themelet makroekonomike dhe zhvillimi ekonomik-shoqëror", *Konferenca V, BSh*.

IMF, May 15, (2006) "Statement by IMF Staff at the Conclusion of the Article IV Consultation and the PRGF-EFF Revieë Mission to

Albania", www.imf.org.

Kuznima I, Lobakovs, (2004) "The impact of labor productivity differentials on inflation and real Exchange rate: An estimation of Balassa-Samuelson S effect in Latvia"

Loko, B., Tuladhar., A, (2005) "Labor Productivity and RER: the Balassa-Samuelson Disconnect in the FYRoM ", IMF, WP/05/113.

MacDonald, R.& Ricci, L. (2001) "PPP and the Balassa Samuelson Effect: The Role of the Distribution Sector," IMF WP 01/38.

Mihaljek, D., Klau. M., (2003) "The Balassa-Samuelson effect in CE: a disaggregated analysis", BIS, EP 143.

Samuelson P, (1964) "Theoretical notes on trade problems", *Review of Economics and Statistics* 46: fq 145 -54.

Vika I., (2006) "Kursi real efektiv i këmbimit në Shqipëri konceptet dhe matja e tij", *Material Diskutimi*, Nr. 2(18), 2006, Banka e Shqipërisë.

9. ANEKS

9.1 NDARJA E SHPORTËS SË MALLRAVE TË KONSUMIT NË MALLRA ME ÇMIME TË T DHE TË PT.

Eurozona*:

T (mallra dhe shërbime)	Pesha	Peshat (në%)
Ushqime	156	15.6
Pije	39.2	3.92
Veshje	74.6	7.46
Pajisje	77.6	7.76
Transport	151.5	15.15
Hotele dhe restaurante	96.2	9.62
Totali i sektorit të T	595.1	59.51
PT (mallra dhe shërbime)	Pesha	Peshat (në%)
Strehim	149.2	14.92
Shëndeti	40	4
Kulturë	28.9	2.89
Edukim	95.7	9.57
Shërbime të tjera	91.1	9.11
Totali i sektorit të PT	404.9	40.49
TOTALI I SHPORTËS	1000	100

Shënim: *Sipas Mihaljek dhe Klau, 2003.

9.2 REZULTATET E TESTIT GRANGER-CAUSALITY (NIVEL DHE RRIJJE VJETORE PAGASH).

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1998T1 2004T4			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
Pagat T does not Granger Cause Pagat PT	28	53.4005	2.3E-09
Pagat N does not Granger Cause Pagat T		0.33356	0.71978
Lags: 4			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
Pagat T does not Granger Cause Pagat PT	28	3.51270	0.02620
Pagat PT does not Granger Cause Pagat T		1.46951	0.25065
Lags: 8			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
Rritja vjetore Pagat T does not Granger Cause Rritje vjetore Pagat PT		6.72803	0.07232
Rritja vjetore Pagat NT does not Granger Cause Rritje vjetore Pagat T	20	4.13122	0.20532

9.3 TESTIMI I SERIVE PËR STACIONARITET DUKE PËRDORUR TESTIN ADF.

PËR SERITË (PR₁)

Null Hypothesis: PR1 has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.591368	0.0471
Test critical values:	1% level		-4.284580	
	5% level		-3.562882	
	10% level		-3.215267	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Null Hypothesis: PR2 has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.676949	0.0003
Test critical values:	1% level		-4.284580	
	5% level		-3.562882	
	10% level		-3.215267	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Null Hypothesis: PR3 has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.993932	0.1498
Test critical values:	1% level		-4.284580	
	5% level		-3.562882	
	10% level		-3.215267	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Null Hypothesis: PR4 has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.291783	0.0098
Test critical values:	1% level	-4.284580	
	5% level	-3.562882	
	10% level	-3.215267	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

PËR SERITË (LP_j)

Null Hypothesis: LP1 has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.828690	0.1987
Test critical values:	1% level	-4.296729	
	5% level	-3.568379	
	10% level	-3.218382	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

Null Hypothesis: LP2 has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.922611	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.323979	
	5% level	-3.580623	
	10% level	-3.225334	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

Null Hypothesis: LP3 has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.456636	0.0001
Test critical values:	1% level	-4.323979	
	5% level	-3.580623	
	10% level	-3.225334	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

9.4 REZULTATE TË VLERËSIMEVE TË LIDHJES NDËRMJET ÇMIMEVE RELATIVE DHE PRODUKTIVITETIT RELATIV: MEKANIZMI I TRËNSMETIMIT TË BRENDSHËM.

9.4.1 Me anë të metodës së (OLS).

Varianti I. Testohet lidhja midis PR1 dhe LP2, LP3.

Dependent Variable: LOG(PR1)				
Sample (adjusted): 1998Q2 2006Q4				
Included observations: 35 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005713	0.006061	0.942642	0.3529
LOG(PR1 (-1))	0.846672	0.063460	13.34190	0.0000
LOG(LP2(-1))	0.017215	0.006663	2.583779	0.0145
R-squared	0.944328	Mean dependent var		0.193075
Adjusted R-squared	0.940848	S.D. dependent var		0.114022
S.E. of regression	0.027731	Akaike info criterion		-4.250689
Sum squared resid	0.024609	Schwarz criterion		-4.117374
Log likelihood	77.38706	F-statistic		271.3962
Durbin-Watson stat	1.817969	Prob(F-statistic)		0.000000
Dependent Variable: LOG(PR1)				
Sample (adjusted): 1999Q1 2006Q4				
Included observations: 32 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PR1 (-1))	0.850237	0.063135	13.46698	0.0000
LOG(LP3(-4))	0.020571	0.009737	2.112645	0.0434
C	0.021636	0.005551	3.897920	0.0005
R-squared	0.928140	Mean dependent var		0.210780
Adjusted R-squared	0.923184	S.D. dependent var		0.102234
S.E. of regression	0.028335	Akaike info criterion		-4.200389
Sum squared resid	0.023283	Schwarz criterion		-4.062976
Log likelihood	70.20622	F-statistic		187.2801
Durbin-Watson stat	1.797403	Prob(F-statistic)		0.000000

Varianti II. Testohet lidhja midis PR2 dhe LP2, LP3.

Dependent Variable: LOG(PR2)				
Sample (adjusted): 1998Q2 2006Q4				
Included observations: 35 after adjustments				

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PR2(-1))	0.579294	0.140379	4.126646	0.0002
LOG(LP2(-1))	0.016210	0.006575	2.465296	0.0192
C	-0.001105	0.009229	-0.119766	0.9054
R-squared	0.743789	Mean dependent var		0.066147
Adjusted R-squared	0.727776	S.D. dependent var		0.047170
S.E. of regression	0.024611	Akaike info criterion		-4.489413
Sum squared resid	0.019383	Schwarz criterion		-4.356098
Log likelihood	81.56473	F-statistic		46.44864
Durbin-Watson stat	1.657679	Prob(F-statistic)		0.000000
Dependent Variable: LOG(PR2)				
Sample (adjusted): 1998Q2 2006Q4				
Included observations: 35 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PR2(-1))	0.646635	0.135387	4.776209	0.0000
LOG(LP3(-1))	0.019331	0.009640	2.005281	0.0535
C	0.006424	0.008064	0.796643	0.4315
R-squared	0.729162	Mean dependent var		0.066147
Adjusted R-squared	0.712234	S.D. dependent var		0.047170
S.E. of regression	0.025304	Akaike info criterion		-4.433892
Sum squared resid	0.020489	Schwarz criterion		-4.300576
Log likelihood	80.59310	F-statistic		43.07588
Durbin-Watson stat	1.682963	Prob(F-statistic)		0.000000

Varianti III. Testohet lidhja midis PR4 dhe LP2, LP3.

Dependent Variable: LOG(PR4)				
Sample (adjusted): 1998Q2 2006Q4				
Included observations: 35 after adjustments				
Neëey-Ëest HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PR4(-1))	0.460417	0.151516	3.038737	0.0047
LOG(LP2(-1))	0.023369	0.008301	2.815169	0.0083
C	-0.039084	0.015851	-2.465787	0.0192
R-squared	0.697176	Mean dependent var		0.008736
Adjusted R-squared	0.678250	S.D. dependent var		0.050037
S.E. of regression	0.028382	Akaike info criterion		-4.204287
Sum squared resid	0.025778	Schwarz criterion		-4.070971
Log likelihood	76.57502	F-statistic		36.83604
Durbin-Watson stat	1.486964	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: LOG(PR4)				
Sample (adjusted): 1998Q2 2006Q4				
Included observations: 35 after adjustments				
Ëhite Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PR4(-1))	0.522668	0.132069	3.957545	0.0004
LOG(LP3(-1))	0.029948	0.012406	2.414073	0.0217
C	-0.024671	0.013895	-1.775510	0.0853
R-squared	0.670244	Mean dependent var		0.008736
Adjusted R-squared	0.649635	S.D. dependent var		0.050037
S.E. of regression	0.029618	Akaike info criterion		-4.119085
Sum squared resid	0.028070	Schwarz criterion		-3.985770
Log likelihood	75.08399	F-statistic		32.52077
Durbin-Watson stat	1.479982	Prob(F-statistic)		0.000000

9.4.2 Me anën e metodës VECM.

Duke qenë se për seritë jostacionare PR3 dhe LP1, nuk është korrekt zbatimi i metodës OLS, vlerësimi i efektit BS matur me anë të këtyre kombinimeve, do të arrihet nga aplikimi i metodës VECM. Për seritë jostacionare fillimisht do të zbatohet testi i kointegrimit Johansen me këto specifitime: supozohet një trend linear deterministik dhe konstantja përfshihet në ekuacionin e kointegrimit. Rezultatet raportohen më poshtë:

9.4.2.1 Testi i kointegrimit Johansen.

LP1

Sample (adjusted): 1998Q3 2006Q4				
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: PR1 LP1				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.410945	28.69469	25.87211	0.0217
At most 1	0.270011	10.70065	12.51798	0.0988

Trace 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				

Sample (adjusted): 1998Q3 2006Q4				
Included observations: 34 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: PR2 LP1				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.608330	41.31217	25.87211	0.0003
At most 1	0.242498	9.442797	12.51798	0.1548
Trace 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				

Sample (adjusted): 1998Q3 2006Q4				
Included observations: 34 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: PR3 LP1				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.381897	27.50164	25.87211	0.0311
At most 1	0.279472	11.14422	12.51798	0.0839
Trace 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				
Sample (adjusted): 1998Q3 2006Q4				
Included observations: 34 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: PR4 LP1				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**

None *	0.568669	39.24204	25.87211	0.0006
At most 1	0.268968	10.65215	12.51798	0.1005
Trace 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				

PR3

Sample (adjusted): 1998Q3 2006Q4				
Included observations: 34 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: PR3 LP2				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.447427	25.42083	25.87211	0.0568
At most 1	0.143158	5.253061	12.51798	0.5605
Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Sample (adjusted): 1998Q3 2006Q4				
Included observations: 34 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: PR3 LP3				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.413230	24.54929	25.87211	0.0724
At most 1	0.172144	6.423141	12.51798	0.4085
Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

9.4.2.2 Modeli VEC.

Nga testi Johansen rezulton se seria LP1 ka marrëdhënie kointegruese me të gjitha matjet e çmimeve relative, ndërsa seria PR3 nuk e shfaq një marrëdhënie të tillë me dy prej matjeve të produktivitetit relative LP2 dhe LP3.

Si hap të dytë ndërtojmë modelin VEC. Vlerësohet vetëm ekuacioni që modelon çmimet relative si variabël të varur ndaj produktivitetit relativ. Pranohen vetëm koeficientët statistikisht të rëndësishëm. Modeli VEC ka formën:

$$\Delta Y_t = \alpha [Y_{t-1} - c - \beta \cdot X_{t-1}] + \lambda_1 \cdot \Delta Y_{t-1} + \delta_1 \Delta X_{t-1} + w_t$$

Ku Y dhe X janë variablat, Δ është operatori i ndryshimit, $\alpha, \beta, \lambda, \delta$ janë parametrat dhe w_t termi i gabimit.

Koeficientët e rëndësishëm në modelin VEC janë treguesi i shpejtësisë së kthimit α dhe koeficienti i marrëdhënies afatgjatë β . Treguesi i shpejtësisë së kthimit shpreh në pikë përqindje masën me të cilën çmimet relative kthehen në nivelin ekuilibër, në periudhën pasardhëse, në rast devijimi nga ky nivel. Pra, α duhet të jetë negative, më e vogël se 1. Ndërsa, koeficienti i marrëdhënies afatgjatë shpreh elasticitetin e çmimeve relative në terma të produktivitetit relativë në afat të gjatë.

-Lidhja midis PR1 dhe LP1 jepet nga ekuacioni i mëposhtëm.

$$D(\text{LOG}(\text{PR1})) = C(1) * (\text{LOG}(\text{PR1}(-1)) - 0.009 * \text{LOG}(\text{LP1}(-1))) - 0.009 * @\text{TREND}(98\text{Q1}) + 0.001 + C(2) * D(\text{LOG}(\text{PR1}(-1))) + C(4) * D(\text{LOG}(\text{PR1}(-4))) + C(9) * D(\text{LOG}(\text{LP1}(-5))) + C(10)$$

System: SYS_PR1_LP1				
Estimation Method: Least Squares				
Sample: 1999Q3 2006Q4				
Included observations: 30				
Total system (balanced) observations 30				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

C(1)	-0.626964	0.131329	-4.773993	0.0001
C(2)	0.420961	0.124368	3.384799	0.0024
C(4)	0.466169	0.123497	3.774724	0.0009
C(9)	-0.018493	0.008049	-2.297453	0.0302
C(10)	0.002547	0.003730	0.682994	0.5009
Determinant residual covariance		0.000238		
R-squared	0.718756	Mean dependent var	0.011512	
Adjusted R-squared	0.673757	S.D. dependent var	0.029615	
S.E. of regression	0.016916	Sum squared resid	0.007154	
Durbin-Watson stat	1.893514			

Nga ekuacioni i vlerësuar rezulton se ekziston një lidhje afatgjatë midis çmimeve relative dhe produktivitetit relativ. Në këtë rast, koeficienti i kthimit në ekuilibër C(1) (-0.62) tregon se, në rast devijimi nga niveli ekuilibër, çmimet relative do të ktheheshin në këtë nivel brenda tremujorit pasardhës në masën 62 për qind. Gjithashtu, në afat të gjatë çmimet relative do të ndikoheshin me 0.09 për qind nga një rritje 10 për qind e produktivitetit relativ.

Në afat të shkurtër, çmimet relative do të reagonin me 42 dhe 47 për qind ndaj një goditjeje pozitive të këtyre çmimeve në periudhat paraardhëse, ndërsa do të uleshin me 2 për qind ndaj një goditjeje në produktivitetin relativ. Sjellja afatshkurtër e çmimeve relative formohet kryesisht nga ecuria e tyre në periudhat e kaluara, sesa nga produktiviteti relativ.

- Lidhja midis PR2 dhe LP1 jepet nga ekuacioni i mëposhtëm.

$$D(\text{LOG}(\text{PR2})) = C(1) * (\text{LOG}(\text{PR2}(-1)) - 0.002 * \text{LOG}(\text{LP1}(-1))) - 0.004 * \text{@TREND}(98\text{Q1}) + 0.005 + C(2) * D(\text{LOG}(\text{PR2}(-1))) + C(3) * D(\text{LOG}(\text{PR2}(-4))) + C(9) * D(\text{LOG}(\text{LP1}(-5))) + C(10)$$

System: SYS_PR_2_LP1		
Sample: 1999Q3 2006Q4		
Included observations: 30		
Total system (balanced) observations 30		

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.884130	0.137238	-6.442302	0.0000
C(2)	0.534851	0.097529	5.484013	0.0000
C(3)	0.456375	0.097244	4.693085	0.0001
C(9)	-0.009933	0.005260	-1.888601	0.0706
C(10)	0.000599	0.002083	0.287764	0.7759
Determinant residual covariance		9.42E-05		
R-squared	0.868929	Mean dependent var		0.004754
Adjusted R-squared	0.847958	S.D. dependent var		0.027272
S.E. of regression	0.010634	Sum squared resid		0.002827
Durbin-Watson stat	1.638364			

Elasticiteti i produktivitetit relativ ndaj çmimit relativ PR2 është 0.02. Kjo do të thotë se një rritje me 10 për qind e LP1 do të rrisë PR2 me 0.2 për qind. Koeficienti i kthimit në ekuilibër -0.88 tregon se rregullim drejt ekuilibrit ndodh shpejt. Ndërkohë që përgjigjet e çmimeve relative PR2 ndaj goditjeve në ecurinë e mëparshme të tyre dhe në produktivitetin relativ merren nga koeficientët C(2), C(3) dhe C(9).

- Lidhja midis PR3 dhe LP1 jepet nga ekuacioni i mëposhtëm.

$$D(\text{LOG}(\text{PR3})) = C(1) * (\text{LOG}(\text{PR3}(-1)) + 0.04 * \text{LOG}(\text{LP1}(-1))) - 0.01 * @\text{TREND}(98\text{Q1} + 0.03) + C(2) * D(\text{LOG}(\text{PR3}(-1))) + C(3) * D(\text{LOG}(\text{PR3}(-3))) + C(9) * D(\text{LOG}(\text{LP1}(-1))) + C(10)$$

System: SYS_PR3_LP1				
Estimation Method: Least Squares				
Sample: 1999Q1 2006Q4				
Included observations: 32				
Total system (balanced) observations 32				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.652063	0.153452	-4.249287	0.0002
C(2)	0.634032	0.207025	3.062579	0.0049
C(3)	0.405133	0.175891	2.303321	0.0292
C(9)	-0.012777	0.011170	-1.143855	0.2627
C(10)	0.001049	0.005646	0.185780	0.8540

Determinant residual covariance		0.000482	
R-squared	0.500306	Mean dependent var	0.012075
Adjusted R-squared	0.426277	S.D. dependent var	0.031556
S.E. of regression	0.023902	Sum squared resid	0.015425
Durbin-Watson stat	1.928874		

Ekziston një lidhje afatgjatë midis PR3 dhe LP1. Në këtë rast, koeficienti i kthimit në ekuilibër (-0.65) tregon se, në rast devijimi nga niveli ekuilibër, çmimet relative do të ktheheshin në nivelin ekuilibër brenda tremujorit pasardhës në masën 65 për qind. Gjithashtu në afat të gjatë, një rritje me 10 për qind në produktivitetin relativ do të sillte një rritje çmimesh relative me 0.4 për qind.

- Lidhja midis PR4 dhe LP1 jepet nga ekuacioni i mëposhtëm.

$$D(\text{LOG}(\text{PR4})) = C(1) * (\text{LOG}(\text{PR4}(-1))) + 0.02 * \text{LOG}(\text{LP1}(-1)) - 0.004 * @\text{TREND}(98\text{Q1}) + 0.05 + C(2) * D(\text{LOG}(\text{PR4}(-1))) + C(4) * D(\text{LOG}(\text{PR4}(-3))) + C(5) * D(\text{LOG}(\text{PR4}(-4))) + C(9) * D(\text{LOG}(\text{LP1}(-4))) + C(10)$$

System: SYS_PR4_LP1				
Estimation Method: Least Squares				
Sample: 1999Q2 2006Q4				
Included observations: 31				
Total system (balanced) observations 31				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.958674	0.105158	-9.116545	0.0000
C(2)	0.830331	0.157688	5.265662	0.0000
C(4)	0.465488	0.154901	3.005071	0.0060
C(5)	0.400795	0.067238	5.960826	0.0000
C(9)	0.012001	0.005652	2.123129	0.0438
C(10)	-0.002705	0.002569	-1.052942	0.3024
Determinant residual covariance		0.000104		
R-squared	0.877317	Mean dependent var		0.005303
Adjusted R-squared	0.852780	S.D. dependent var		0.029559

S.E. of regression	0.011341	Sum squared resid	0.003216
Durbin-Watson stat	1.510430		

Ekziston një marrëdhënie afatgjatë midis çmimit relativ matur nga PR4 dhe produktivitetit relativ matur nga LP1. Treguesi i matjes së shpejtësisë së kthimit C(1) tregon se, çmimet relative do të mbyllin hendekun ndaj nivelit ekuilibër në periudhën pasardhëse me 96 për qind. Në periudhë afatgjatë, rritja me 10 për qind e produktivitetit relativ do të sillte rritjen me 0.2 për qind të çmimeve relative.

Në periudhë afatshkurtër, përgjigjja e çmimeve relative ndaj një goditjeje pozitive të çmimeve relative në periudhat e kaluara - PR4(-1), PR4(-3) dhe PR4(-4) - do të ishte një rritje përkatësisht 83, 46 dhe 40 për qind. Ndërsa një rritje e LP1 me 10 për qind do të sillte rritjen e çmimeve relative me 0.12 për qind. Siç mund të shihet qartë, sjellja afatshkurtër e çmimeve relative formohet kryesisht nga ecuria e tyre në periudhat paraardhëse, sesa nga produktiviteti relativ.

9.5 REZULTATE TË VLERËSIMEVE TË LIDHJES NDËRMJET ÇMIMEVE RELATIVE DHE PRODUKTIVITETIT RELATIV: EFEKTI I JASHTËM BS.

9.5.1 Testimi i serive për stacionaritet duke përdorur testin ADF.

Çmimet relative $PR_ex = ICK/H CPI$

Null Hypothesis: PR_EX has a unit root			
Exogenous: Constant, Linear Trend			
Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.018331	0.0203
Test critical values:	1% level	-4.339330	
	5% level	-3.587527	
	10% level	-3.229230	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

SERITË E PRODUKTIVITETIT RELATIV MIDIS VENDEVE $LP(i)_{EX}$

$$LP1_{EX} = LP1/LP1_{EU}$$

Null Hypothesis: $LP1_{EX}$ has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.763822	0.2205
Test critical values:	1% level		-4.296729	
	5% level		-3.568379	
	10% level		-3.218382	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

$$LP2_{EX} = LP2/LP1_{EU}$$

Null Hypothesis: $LP2_{EX}$ has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-7.995456	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.323979	
	5% level		-3.580623	
	10% level		-3.225334	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

$$LP3_{EX} = LP3/LP1_{EU}$$

Null Hypothesis: $LP3_{EX}$ has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-6.157469	0.0001
Test critical values:	1% level		-4.323979	
	5% level		-3.580623	
	10% level		-3.225334	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

$$LP4_EX = LP1/LP2_EU$$

Null Hypothesis: LP4_EX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.743953	0.2275
Test critical values:	1% level		-4.296729	
	5% level		-3.568379	
	10% level		-3.218382	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

$$LP5_EX = LP2/LP2_EU$$

Null Hypothesis: LP5_EX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-8.071023	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.323979	
	5% level		-3.580623	
	10% level		-3.225334	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

$$LP6_EX = LP3/LP2_EU$$

Null Hypothesis: LP6_EX has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.439063	0.3530
Test critical values:	1% level		-4.339330	
	5% level		-3.587527	
	10% level		-3.229230	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

9.5.2 Rezultatet e vlerësimeve të lidhjes ndërmjet çmimeve relative dhe produktivitetit relativ me anën e metodës OLS.

EKUACIONI 6.2.1/A

Dependent Variable: LOG(PR_EX)				
Sample (adjusted): 1999Q2 2006Q4				
Included observations: 31 after adjustments				
Neëy-ëest HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PR_EX(-1))	0.428418	0.065806	6.510345	0.0000
LOG(ER(-4))	0.380374	0.162543	2.340146	0.0269
LOG(LP2_EX)	0.010583	0.001423	7.438415	0.0000
C	-0.016271	0.003423	-4.753170	0.0001
R-squared	0.595991	Mean dependent var		0.007339
Adjusted R-squared	0.551101	S.D. dependent var		0.023595
S.E. of regression	0.015809	Akaike info criterion		-5.336589
Sum squared resid	0.006748	Schwarz criterion		-5.151558
Log likelihood	86.71713	F-statistic		13.27671
Durbin-Watson stat	1.837930	Prob(F-statistic)		0.000016

Dependent Variable: LOG(PR_EX)				
Sample (adjusted): 1999Q2 2006Q4				
Included observations: 31 after adjustments				
ëhite Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PR_EX(-1))	0.437259	0.087638	4.989372	0.0000
LOG(ER(-4))	0.394333	0.147788	2.668229	0.0127
LOG(LP3_EX)	0.013222	0.002839	4.657504	0.0001
C	-0.008288	0.004185	-1.980340	0.0579
R-squared	0.591135	Mean dependent var		0.007339
Adjusted R-squared	0.545706	S.D. dependent var		0.023595
S.E. of regression	0.015903	Akaike info criterion		-5.324643
Sum squared resid	0.006829	Schwarz criterion		-5.139612
Log likelihood	86.53196	F-statistic		13.01217
Durbin-Watson stat	1.825884	Prob(F-statistic)		0.000019

Dependent Variable: LOG(PR_EX)				
Sample (adjusted): 1999Q2 2006Q4				

Included observations: 31 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(PR_EX(-1))	0.427886	0.065177	6.564974	0.0000
LOG(LP5_EX)	0.010811	0.001472	7.345175	0.0000
LOG(ER(-4))	0.381291	0.161883	2.355347	0.0260
C	-0.016632	0.003637	-4.573105	0.0001
R-squared	0.600758	Mean dependent var		0.007339
Adjusted R-squared	0.556397	S.D. dependent var		0.023595
S.E. of regression	0.015715	Akaike info criterion		-5.348458
Sum squared resid	0.006668	Schwarz criterion		-5.163428
Log likelihood	86.90111	F-statistic		13.54270
Durbin-Watson stat	1.836793	Prob(F-statistic)		0.000014

EKUACIONI 6.2.1/B

Dependent Variable: DLOG(PR_EX)				
Sample (adjusted): 1999Q3 2006Q4				
Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PR_EX(-2))	-0.650882	0.111184	-5.854092	0.0000
DLOG(ER(-4))	0.183327	0.081312	2.254614	0.0328
DLOG(LP2_EX(-3))	0.012335	0.006924	1.781613	0.0865
C	-9.41E-05	0.002436	-0.038642	0.9695
R-squared	0.679444	Mean dependent var		0.000679
Adjusted R-squared	0.642457	S.D. dependent var		0.021434
S.E. of regression	0.012817	Akaike info criterion		-5.752593
Sum squared resid	0.004271	Schwarz criterion		-5.565767
Log likelihood	90.28890	F-statistic		18.36968
Durbin-Watson stat	2.036618	Prob(F-statistic)		0.000001
Dependent Variable: DLOG(PR_EX)				
Sample (adjusted): 1999Q3 2006Q4				
Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PR_EX(-2))	-0.666706	0.109854	-6.069005	0.0000
DLOG(ER(-4))	0.197766	0.078199	2.528994	0.0178
DLOG(LP3_EX(-3))	0.014277	0.007548	1.891522	0.0697
C	0.000315	0.002362	0.133317	0.8950
R-squared	0.683819	Mean dependent var		0.000679

Adjusted R-squared	0.647337	S.D. dependent var	0.021434
S.E. of regression	0.012729	Akaike info criterion	-5.766336
Sum squared resid	0.004213	Schwarz criterion	-5.579510
Log likelihood	90.49505	F-statistic	18.74380
Durbin-Watson stat	2.062238	Prob(F-statistic)	0.000001

Dependent Variable: DLOG(PR_EX)				
Sample (adjusted): 1999Q3 2006Q4				
Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(PR_EX(-4))	0.694379	0.095716	7.254598	0.0000
DLOG(LP5_EX(-3))	0.011433	0.006088	1.878116	0.0716
DLOG(ER(-4))	0.168811	0.071895	2.348015	0.0268
C	-0.000427	0.002146	-0.199024	0.8438
R-squared	0.751240	Mean dependent var	0.000679	
Adjusted R-squared	0.722537	S.D. dependent var	0.021434	
S.E. of regression	0.011290	Akaike info criterion	-6.006162	
Sum squared resid	0.003314	Schwarz criterion	-5.819335	
Log likelihood	94.09242	F-statistic	26.17277	
Durbin-Watson stat	2.528179	Prob(F-statistic)	0.000000	

9.5.3 Rezultatet e vlerësimeve të lidhjes ndërmjet çmimeve relative dhe produktivitetit relativ me anën e metodës VECM.

9.5.3.1 Testi i kointegrimit Johansen.

Sample (adjusted): 1998Q4 2006Q4				
Included observations: 33 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: PR_EX LP1_EX ER				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.655948	52.80032	42.91525	0.0039
At most 1	0.265706	17.59055	25.87211	0.3721
At most 2	0.200845	7.398628	12.51798	0.3048
Trace 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				

Sample (adjusted): 1998Q3 2006Q4				
Included observations: 34 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: PR_EX LP4_EX ER				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.712999	67.10177	42.91525	0.0000
At most 1	0.381125	24.66066	25.87211	0.0702
At most 2	0.217657	8.345695	12.51798	0.2247
Trace 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				

Sample (adjusted): 1998Q3 2006Q4				
Included observations: 34 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)				
Series: PR_EX LP6_EX ER				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.676067	60.32364	42.91525	0.0004
At most 1	0.355046	21.99826	25.87211	0.1409
At most 2	0.188143	7.086663	12.51798	0.3356
Trace 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				

9.5.3.2 Modeli VEC.

Duke qenë se seritë e produktivitetit relativ LP1_ex, LP4_ex dhe LP6_ex nuk rezultuan stacionare në nivel, për të vlerësuar efektin BS do të përdorim modelin VEC, si në rastin e vlerësimit të efektit të brendshëm BS.

- Lidhja LP1_Ex

$$D(\text{LOG}(\text{PR_EX})) = C(1) * (\text{LOG}(\text{PR_EX}(-1))) + 0.03 * \text{LOG}(\text{LP1_EX}(-1)) + 0.4 * \text{ER_R}(-1) - 0.003 * @\text{TREND}(98\text{Q1}) + 0.02) + C(2) * D(\text{LOG}(\text{PR_EX}(-1))) + C(3) * D(\text{LOG}(\text{PR_EX}(-4))) + C(4) * D(\text{LOG}(\text{LP1_EX}(-1))) + C(6) * D(\text{LOG}(\text{ER}(-4))) + C(8)$$

System: SYS_LP1_EX_R				
Estimation Method: Least Squares				
Sample: 1999Q3 2006Q4				
Included observations: 30				
Total system (balanced) observations 30				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.448739	0.151739	-2.957301	0.0069
C(2)	0.359008	0.134253	2.674108	0.0133
C(3)	0.517416	0.110240	4.693546	0.0001
C(4)	0.011412	0.005487	2.079594	0.0484
C(6)	0.208286	0.065928	3.159299	0.0042
C(8)	-0.000583	0.001972	-0.295811	0.7699
Determinant residual covariance		8.82E-05		
R-squared	0.801339	Mean dependent var		0.000679
Adjusted R-squared	0.759951	S.D. dependent var		0.021434
S.E. of regression	0.010502	Sum squared resid		0.002647
Durbin-Watson stat	2.547513			

Parametri i kthimit në ekuilibër është (-0.44), kështu 1 për qind devijim i çmimeve relative do të kthehej në nivelin ekuilibër brenda tremujorit pasardhës, në masën 44 për qind. Koeficienti i lidhjes afatgjatë tregon se rritja e produktivitetit relativ me 10 për qind do të përkthehej në rritje çmimesh relative me 0.3 për qind për këtë hark kohor. Nga analiza e dinamikës afatshkurtër rezulton se sjellja e çmimeve relative formohet kryesisht nga e kaluara e vetë serisë dhe nga zhvillimet në kursin e këmbimit (koeficienti përpara këtij variabli tregon se një nënçmim 10 për qind i kursit lek/euro, do të rriste çmimet relative me rreth 21 për qind brenda vitit). Ndërkohë, elasticiteti i produktivitetit relativ ndaj çmimeve relative është 0.01. Një rritje 10 për qind në produktivitetin relativ do të sillte një rritje 0.1 për qind të çmimeve relative në tremujorin pasardhës. Në mënyrë të ngjashme interpretohen ekuacionet që modelojnë lidhjen midis dy matjeve të produktivitetit relativ midis Shqipërisë dhe Eurozonës (LP4_ex dhe LP6_ex) dhe çmimeve relative matur nga PR_ex.

- Lidhja LP4_ex

$$D(PR_EX) = C(1)*(PR_EX(-1) + 0.02*LP4_EX(-1) + 0.5*ER_R(-1) - 0.004*@TREND(98Q1) - 0.9) + C(2)*D(PR_EX(-1)) + C(3)*D(PR_EX(-4)) + C(4)*D(LP4_EX(-1)) + C(6)*D(LOG(ER(-4))) + C(8)$$

System: SYS_LP4_EX_R				
Estimation Method: Least Squares				
Sample: 1999Q3 2006Q4				
Included observations: 30				
Total system (balanced) observations 30				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.271920	0.123132	-2.208358	0.0370
C(2)	0.281828	0.138202	2.039242	0.0526
C(3)	0.545584	0.116446	4.685286	0.0001
C(4)	0.003983	0.001797	2.216560	0.0364
C(6)	0.216704	0.070217	3.086209	0.0051
C(8)	-0.000333	0.002090	-0.159315	0.8748
Determinant residual covariance		0.000100		
R-squared	0.776052	Mean dependent var		0.000692
Adjusted R-squared	0.729397	S.D. dependent var		0.021493
S.E. of regression	0.011181	Sum squared resid		0.003000
Durbin-Watson stat	2.432465			

- Lidhja LP6_ex

$$D(PR_EX) = C(1)*(PR_EX(-1) + 0.01*LP6_EX(-1) + 0.5*ER_R(-1) - 0.004*@TREND(98Q1) - 0.9) + C(2)*D(PR_EX(-1)) + C(3)*D(PR_EX(-4)) + C(4)*D(LP6_EX(-3)) + C(6)*D(ER_R(-4)) + C(8)$$

System: SYS_LP6_EX_R				
Estimation Method: Least Squares				
Sample: 1999Q3 2006Q4				
Included observations: 30				
Total system (balanced) observations 30				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

C(1)	-0.303205	0.126437	-2.398081	0.0246
C(2)	0.245400	0.115216	2.129919	0.0436
C(3)	0.602479	0.100211	6.012123	0.0000
C(4)	0.005835	0.002869	2.033523	0.0532
C(6)	0.203518	0.066134	3.077353	0.0052
C(8)	-0.000539	0.001945	-0.276981	0.7842
Determinant residual covariance		8.63E-05		
R-squared	0.806740	Mean dependent var		0.000692
Adjusted R-squared	0.766477	S.D. dependent var		0.021493
S.E. of regression	0.010386	Sum squared resid		0.002589
Durbin-Watson stat	2.652232			

Rezultate të vlerësimeve të lidhjes ndërmjet çmimeve relative dhe produktivitetit relativ me anë të metodës së shpërbërjes së REER.

9.5.4 Testimi i serive për stacionaritet duke përdorur testing ADF.

Null Hypothesis: D(REER_BS) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.509760	0.0011
Test critical values:	1% level		-3.653730	
	5% level		-2.957110	
	10% level		-2.617434	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Null Hypothesis: D(REER) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=7)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-9.216127	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.653730	
	5% level		-2.957110	
	10% level		-2.617434	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

9.5.5. Testi i kointegrimit.

(Johansen Cointegration Test Summary)

Sample: 1998Q1 2006Q4					
Included observations: 34					
Series: REER REER_BS					
Lags interval: 1 to 2					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	2	0	0	0
Max-Eig	1	2	1	0	0
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					

Rezultatet për Vektorin e Kointegrimit.

Sample: 1999Q1 2006Q4				
Included observations: 34				
Trend assumption: No deterministic trend				
Series: REER REER_BS				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.232538	12.34441	12.32090	0.0495
At most 1	0.114052	3.875103	4.129906	0.0582
Trace 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				
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)				
REER	REER_BS			
1.000000	-0.020172			
	(0.03419)			
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)				
D(REER	-0.009003			
	(0.05682)			
D(REER_BS)	-0.11679			
	(0.04084)			

SHËNIME

* Evelina Çeliku dhe Rajna Hoxholli, Departamenti i Politikës Monetare, Banka e Shqipërisë.

Pikëpamjet e shprehura në këtë material janë të autorëve dhe nuk përfaqësojnë domosdoshmërisht ato të Bankës së Shqipërisë.

¹ *Terma analogë mund të jenë: të shkëmbyeshëm dhe të pashkëmbyeshëm.*

² *Sipas kësaj teorie, ekonomia e një vendi merret e ndarë në dy sektorë, në atë të mallrave të T dhe në atë të mallrave të PT.*

³ *Një rast i tillë është edhe Shqipëria.*

⁴ *Si për shembull vendet në tranzicion, ato kandidatë dhe aspirantë për t'u bërë pjesë e BE.*

⁵ *Njëri apo bashkësia e vendeve të BE-së.*

⁶ *Mihajljek et al., 2003; Egert, 2004; Rother, 2000; Coricelli et al., 2001 etj..*

⁷ *Studimi nuk është fokusuar vetëm në partnerët kryesorë tregtarë të Shqipërisë, por në partnerin strategjik, BE.*

⁸ *Vlerësime të papublikuara.*

⁹ *Në masën rreth 5% (BSh, Raporti Vjetor 2007).*

¹⁰ *Treguesi i shitjeve rezultojnë të jetë pozitivisht lart i korreluar me PBB tremujore (vlerësime nga të dhëna paraprake). Koeficientët mesatarë të përfutur për secilin tremujor janë përkatësisht: 20; 25; 26 dhe 29 %, me ndryshime të vogla nga njëri sektor i ekonomisë në tjetrin.*

¹¹ *Norma në rënie e papunësisë, sipas Konjunkturës, INSTAT, 2005, 2006, 2007.*

¹² *Faqja e internetit të Eurostat <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>.*

¹³ *Shqipëria, ka nënshkruar tashmë disa marrëveshje të rëndësishme në këtë fushë.*

¹⁴ *Shifra e eksporteve për ekonominë rezultojnë si mesatare e ponderuar e eksporteve me peshat e sektorëve.*

¹⁵ *Kjo peshë ka pësuar një rritje mjaft të shpejtë për periudhën 2005-2006 për aktivitetin e transportit dhe telekomunikacionit, 17.7 për qind.*

¹⁶ *Tabela 3.1, faqe 9.*

¹⁷ *Çeliku dhe Shtylla, tetor 2006 (material për përdorim të brendshëm).*

¹⁸ *Material Diskutimi i BSh, Çeliku, 2003; Lazar 2005, material i Misionit të FMN-së (material për përdorim të brendshëm); Çeliku 2005, rishikim i çmimeve të T dhe të PT (material për përdorim të brendshëm).*

¹⁹ Është marrë mesatarja e thjeshtë për të tre matjet e produktivitetit për periudhën 1998-2006.

²⁰ Banka e Shqipërisë: vërtetimi mbi "Mbi indeksin e besimit konsumator", Rubrika e Veçantë, shtator 2004.

²¹ Banka e Shqipërisë, vërtetimi mbi "Treguesit e besimit konsumator", tremujori parë, 2007.

²² Për të kujtuar lexuesin: në rastin e parë transporti dhe telekomunikacioni përfshihen në sektorin e T (Dif_T_NT) dhe në rastin e dytë në atë të PT (Dif_T_NT_1).

²³ Raporti midis pagave i përket vetëm periudhës 2000 – 2004. Të dhëna me frekuencë vjetore, INSTAT: ASN dhe LSMS (2004).

²⁴ Banka e Shqipërisë: vërtetimi rajonal mbi "Aktiviteti rajonal ekonomik i bizneseve" T3 – 2005 dhe T1 – 2007. Të dhënat janë tremujore dhe për tre tremujorët e parë janë rezultate të fazës testuese të vërtetimit përkatës, për këtë arsye ato janë më pak të krahasueshme me rezultatet e fazave pasardhëse.

²⁵ Vector Error Correction Model.

²⁶ Në testin ADF, periudhë-vonesat u zgjedhën që të minimizonin Akaike Information Criteria dhe në vlerësim u përfshinë trendi dhe intercepti, nisur nga paraqitja grafike e serive.

²⁷ Për seritë jostacionare, teknika vlerësuese është raportuar në Shtojcën 9.5.2.

²⁸ Të dhënat për vendet e tjera janë marrë nga studimi bërë nga Mihaljek dhe Klau (2003). Ato i përkasin një baze më të gjerë si në kohë ashtu edhe në llojshmërinë e të dhënave. Megjithatë, metodologjia e vlerësimit është e përafërt.

²⁹ Të dhënat në kolonën e fundit interpretohen kështu: nga një rritje prej një njësie në nivelin e përgjithshëm të çmimeve, x njësi shpjegohet nga ndryshimet në produktivitet. Ku x merret nga kolona e fundit e tabelës.

³⁰ Mesatarja e koeficientëve β të kolonës së tretë të tabelës 6.

³¹ Mesatarja e koeficientëve β të kolonës së gjashtë të tabelës 6.

³² Sipas relacionit 3.2.9

³³ Sipas përcaktimit një shenjë (-) në ritmin e ndryshimit të indeksit të REER nënkupton, vlerësim të monedhës vendase.

³⁴ REER_G5, merr parasysh edhe Turqinë e Kinën (këmbimet tregtare me të cilat kryhen me usd). Arsyet që mbështesin këtë tentavë të re llogaritjeje të efektit BS janë shpjeguar paraprkisht në material.

³⁵ Sipas Egert, 2003 çmimi i qirasë për vendet në tranzicion i nënshtrohet një procesi të ngadaltë përshtatjeje me çmimet e tregut.

CIP Katalogimi në botim BK Tiranë

Çeliku Evelina, Hoxholli Rajna
Matja e efektit Balassa-Samuelson: Rasti i Shqipërisë
/ Çeliku Evelina, Hoxholli Rajna - Tiranë:
Banka e Shqipërisë, nëntor, 2007

-76 f; 15.3 x 23 cm. (material diskutimi ..)

Bibliogr.
ISBN 978-99956-42-06-8

338.23(496.5) :336.74

Këtë publikim mund ta gjeni edhe në formë elektronike në adresën:

www.bankofalbania.org

Në qoftë se dëshironi të keni kopje të shkruara të tij mund t'i kërkonit në adresën:

*Banka e Shqipërisë
Sheshi "Skënderbej" Nr.1 Tiranë Shqipëri,
Tel.: +355-(0)4-2222152;
Faks: +355-(0)4-2223558
ose duke dërguar një e-mail në adresën:*

public@bankofalbania.org

Tirazhi: 1000 kopje