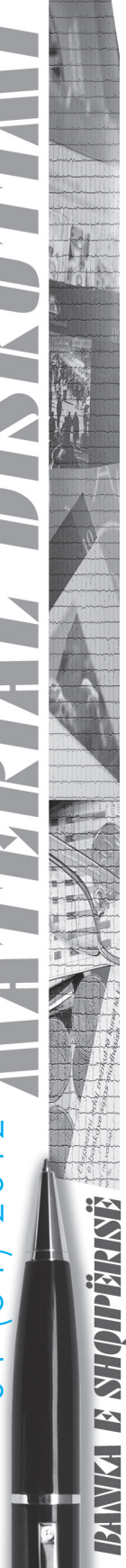


KURSI EKUILIBËR I
KËMBIMIT NË NJË
EKONOMI NË ZHVILLIM

Bledar Hoda*

04 (54) 2012

MATERIALI DISKUTIMI



BANKA E SHQIPËRSË

**Bledar Hoda, Departamenti i Kërkimeve, Banka e Shqipërisë.*

Pikëpamjet e shprehura në këtë material janë të autorit dhe ato nuk pasqyrojnë domosdoshmërisht pikëpamjet dhe politikën e Bankës së Shqipërisë.

Falënderoj Dr. L. Reinhorn nga Universiteti i Durhamit për udhëheqjen e tij në disertacion dhe Guvernatorin e Bankës së Shqipërisë z. Ardian Fullani për mbështetjen financiare gjatë përmbushjes së diplomimit.

Falënderoj Departamentin e Kërkimeve në Bankën e Shqipërisë për mbështetjen e tyre në marrjen e të dhënave dhe për komentet e tyre gjatë Seminarit të 5⁴⁶ të EJM që u mbajt në Tiranë, në nëntor 2011.

PËRMBAJTJE

<i>Abstrakt</i>	5
<i>1. Hyrje</i>	7
<i>2. Literatura teorike dhe zbatime</i>	9
<i>3. Të dhënat dhe metodologjia</i>	18
<i>4. Testet dhe rezultatet empirike</i>	25
<i>5. Përfundime</i>	36
<i>Literaturë</i>	38
<i>Shtojca I</i>	42
<i>Shtojca II. Përshkrimi i të dhënave dhe burimet</i>	44
<i>Shtojca III. Hapësirë informuese për efektin BS</i>	46

ABSTRAKT¹

Ky punim synon studimin e një modeli ekuilibër të kursit real të këmbimit për monedhën shqiptare. Për ekonomitë me rritje të lartë, faktorë të tillë si, efekti Balassa-Samuelson dhe kushtet e tregtisë, referuar ekuilibrit të brendshëm dhe të jashtëm në një ekonomi në zhvillim, luajnë rol të rëndësishëm në drejtimin e kursit ekuilibër. Punimi mbështetet në përjasjen e Ekuilibrit Statistikor (ang: Behavioural Equilibrium Exchange Rate, BEER) për të modeluar një lidhje afatgjatë midis kursit real RER, një treguesi të faktorit Balassa-Samuelson, kushteve të tregtisë dhe mjeteve të huaja neto, si dhe diferencës së normës reale të interesit. Seria e shkurtër kohore prej 13 vitesh kërkon përdorimin e një numri jo të madh të serive kohore në kontekstin e metodologjisë së përdorur. Studimi i kursit ekuilibër sipas kësaj përjasjeje përbën një alternativë modelimi, ndonëse mungesa e elementit normativ nuk garanton një balancë makroekonomike. Përfundimet e studimit sugjerojnë se kushtet e tregtisë dhe çmimet relative kanë ndikim më të madh në përcaktimin e ekuilibrit të kursit real, ndërsa diferenca e normës reale të interesit dhe mjetet e huaja neto kanë vetëm efekt marxhinal. Gjithashtu, janë kursi real dhe treguesi i çmimeve relative që reagojnë për ta rivendosur ekuilibrin pas një goditjeje.

Fjalë kyçe: Kursi ekuilibër i këmbimit, BEER, Balassa-Samuelson, kointegrim.

¹ Një version i ngjashëm dhe më i gjatë i këtij punimi është shkruar si temë për kualifikimin MS (Mjeshtër i Shkencave) në Ekonomi dhe Financë në Universitetin e Durhamit, Angli.

1. HYRJE

Elementi i pasigurisë gjendet në analizimin e çdo treguesi ekonomik ose financiar. Sjellja shoqërore ose individuale mbartet në ecurinë e një treguesi financiar duke e bërë analizën shumë më pak të besueshme. Studimi i kursit të këmbimit, në vetvete është pothuajse një sfidë, pasi është i lidhur ngushtë me treguesit makro të një ekonomie ndërsa mbart pasigurinë tipike të një treguesi financiar. Ndonëse kursi i këmbimit është studiuar herët, bazat bashkëkohore të vlerësimit të tij i atribuohen teorisë së Cassell-it (1928) për Paritetin e Fuqisë Blerëse (këtej e tutje do të shënohet si PFB). Megjithëse nocioni PFB nuk ka qenë i panjohur për ekonomistët më parë, ishte Cassell-i, i cili përcaktoi një kornizë teorike për modelimin e kursit të këmbimit duke deklaruar se çmimet në të gjitha ekonomitë duhet të jenë të njëjta kur shprehen në të njëjtën monedhë.

Regjimet më të shtrënguara të kursit të këmbimit kanë pasur përparësinë e minimizimit të pasigurisë, pas përcaktimit të kursit fiks të këmbimit. Kalimi në regjime më të luhatshme në gjysmën e dytë të shekullit të kaluar, i shtyu ekonomistët të përqendrohen në studimin e nivelit ekuilibër të kursit të këmbimit. Që atëherë, është formuluar një kornizë e gjerë teorike për studimin e tij, kryesisht bazuar në perspektivën makroekonomike. Megjithatë, elementët e pasigurisë në sajë të kuotimit financiar të kursit të pranishëm në një model makroekonomik, në dukje të suksesshëm, i bën këto modele të dështojnë. Megjithatë, studimi dhe përpjekja për të përcaktuar një çmim të drejtë të monedhës së huaj, ndihmon pozitivisht në përafrimin e një kursi ekuilibër të këmbimit.

Ky punim ka për qëllim hulumtimin e faktorëve që ndikojnë mbi kursin e këmbimit në një ekonomi në tranzicion dhe synon përcaktimin e një niveli ekuilibër bazuar në disa supozime mbi këta faktorë ndikues. Përfaqja ndaj kursit ekuilibër sipas Modelit të Ekuilibrit Statistikor (BEER) faktorizon rëndësinë e fenomeneve tipike për ekonomitë në zhvillim, sikurse efektin e rritjes së të ardhurave (për frymë kundrejt vendeve të zhvilluara) dhe përmirësimin e kushteve të tregtisë, ndërsa është shumë fleksibël në lidhje me domosdoshmërinë për seri afatgjata që përbën shqetësim në të tilla

raste. Materiali në pjesën e dytë trajton kuadrin teorik dhe zbatimet e kësaj përçasjeje, ndërsa në pjesën e tretë trajtohen të dhënat dhe çështje metodologjike. Rezultatet empirike dhe interpretimet trajtohen gjerësisht në pjesën e katërt. Përfundimet përmbliohen në pjesën e fundit.

2. LITERATURA TEORIKE DHE ZBATIME

2.1 PËRMBLEDHJE E LITERATURËS

Ekziston një supozim i rëndësishëm, që Ligji i Një Çmimi (*Law Of One Price: LOOP*), nga rrjedh hipoteza e Paritetit të Fuqisë Blerëse (në këtë material i referohemi PFB), zbatohet për mallrat e tregtuara midis vendeve. Si rrjedhim, kursi i këmbimit (nominal) midis dy vendeve duhet të jetë i barabartë me raportin e niveleve të çmimit të secilit vend. Në thelb të teorisë së PFB-së qëndron Ligji i Një Çmimi (ku raporti i çmimeve - i shumëzuar me kursin - është i barabartë me 1)². Një formë më pak strikte është PFB-ja me mesatare konstante, ku raporti i çmimeve luhatet rreth një konstanteje jo domosdoshmërisht 1 dhe merr parasysh ndikimin e kostove të transaksioneve, diferencën e normave të interesit, dhe faktorëve të tjerë me ndikim frenues ndaj kursit real të këmbimit për t'u rikthyer në ekuilibër³.

Është e natyrshme që PFB-ja të mos jetë i vlefshëm për vende jo të hapura për tregti. Faktorët institucionalë janë parë si pengesë ndaj tregtisë dhe si shpjegim i logjikshëm për dështimin e ligjit të një çmimi. Seritë kohore 700-vjeçare për çmimin e drithërave të tregtuara midis Holandës dhe Anglisë tregojnë se luhatshmëria e devijimeve nga ligji për një çmim është e dukshme dhe persistente (Froot, Kim, & Rogoff, 1995). Megjithatë, faktorët institucionalë nuk përbëjnë shpjegimin e vetëm për dështimin e PFB-së. Faktorë si kostot e transportit, tarifat dhe elemente të tjera duhet të merren parasysh në diskutimin për vlefshmërinë e PFB-së (Rogoff, 1996).

Kështu, kostot e transportit kontribuojnë në devijimin e çmimeve midis ekonomive. Gjithashtu, tarifat dhe pengesat jotarifore ndikojnë në diferencën midis çmimeve të mallrave të njëjta të vrotuara në dy vende të ndryshme. Engel & Rogers (1995) analizuan indekset e çmimeve të konsumit (të ndara sipas grupmallrave) për

² PFB absolute dhe LOOP janë konceptualisht të njëjtë, megjithëse PFB mund të zbatohet ndaj kurseve të këmbimit shumëpalësh, ndërsa LOOP është një koncept dypalësh.

³ PFB me mesatare konstante, supozon se kursi real i këmbimit jo domosdoshmërisht është 1, por luhatet rreth një mesatareje konstante (ang: *Mean-reverting PPP*).

23 qytete në SHBA dhe Kanada, dhe arritën në përfundimin se çmimi relativ i të njëjtit mall ishte funksion i largësisë midis qyteteve (përveç faktorëve të tjerë). Njëkohësisht, efekti i qyteteve në anë të ndryshme të kufirit (midis Kanadasë dhe SHBA-ve) pati ndikim në diferencën e çmimeve në madhësinë që do të kishte largësia prej rreth 2500-23000 milje midis qyteteve në të njëjtën anë të kufirit.

Një këndvështrim alternativ është se dështimi i PFB-së i është faturuar persistencës së çmimeve. Modeli i mbireagimit (*ang: overshooting model*) i zhvilluar nga *Dornbusch* (1976) tregoi se si përfshirja e një parametri persistence të çmimeve në një model sipas përqsasjes monetare të kursit të këmbimit mund të shpjegojë shmangiet e mëdha nga PFB-ja⁴. Persistenca e çmimeve në tregun e mallrave pengon rregullimin e menjëhershëm të çmimeve në përputhje me PFB-në, ndonëse PFB-ja mund të jetë e vlefshme në periudhën afatgjatë. Studimet që mbulojnë periudhën pas *Bretton-Woods* me kurse këmbimi të luhatshme, u përqendruan në modelet monetare. *Frenkel* (1978) gjeti mbështetje për PFB-në në të dhënat e ekonomive me hiperinflacion. Megjithatë, në ekonomitë me hiperinflacion, ku çmimet rriten disa herë në vit, persistenca e çmimeve ka pak ose aspak ndikim në konceptin e PFB-së. Pavarësisht suksesit fillestar, studimet me të dhënat nga ekonomi me stabilitet monetar hodhën poshtë PFB-në (*Frenkel*, 1981) (*Krugman*, 1978). *Meese & Rogoff* (1983) treguan se parashikimet e modeleve monetare të kursit të këmbimit, që në dukje konfirmojnë PFB-në, nuk mund të prodhonin parashikime të besueshme. Madje, edhe një koeficient i eliminimit të devijimit nga ekuilibri prej 15% në vit është shumë i vogël për të pretenduar një sukses të PFB-së në formën më pak strikte të saj sikurse PFB-ja me mesatare konstante (*Frankel & Rose*, 1995).

Në një studim tashmë të shumënjohur për kursin e këmbimit, *Rogoff* (1996) tregoi se edhe në periudhën afatgjatë, PFB-ja ose nuk konstatohet në realitet, ose në ato raste kur evidentohet, kërkon një kohë mjaft të gjatë që diferenca e çmimeve të neutralizohet në përputhje me PFB-në. Ai sugjeroi të paktën tre ndryshime të

⁴ Persistenca e çmimeve përkufizohet si një përafrim me realitetin e tregjeve ku çmimet nuk janë tërësisht fleksibël në sajë të forcave friksionale, sikurse janë detyrimet kontraktuale midis palëve për të respektuar një çmim të caktuar për një afat kohor të caktuar.

rëndësishme për teorinë e PFB-së, si efektin *Balassa-Samuelson* (referuar në material si *B-S*), tendencat në llogarinë korrente dhe rolin e shpenzimeve publike. Ndonëse jo të gjitha këto ndryshime ishin të panjohura në literaturë, ky i fundit njihet ndryshe si efekti nga ana e kërkesës i ngjashëm me efektin *B-S*.

HIPOTEZA BALASSA-SAMUELSON

Njohjes së faktorëve realë në përcaktimin e kursit real afatgjatë të këmbimit i është kushtuar vazhdimisht vëmendje në literaturën e mëparshme. Më i njohuri nga të gjithë përcaktuesit realë është efekti *Balassa-Samuelson*, një fenomen i prezantuar fillimisht në literaturë nga Balassa (1964) dhe Samuelson (1964)⁵. Efekti *B-S* parashikon se rritja relativisht më e shpejtë e çmimeve në sektorin e mallrave të patregtueshme në ekonomitë në zhvillim, në sajë të rritjes relativisht më të lartë të të ardhurave, ushtron presion në barazimin e pagave midis sektorëve dhe e përcjell këtë presion në mbiçmimin e kursit real të këmbimit.

Literatura është pasuruar me një gamë të gjerë metodash për të studiuar kursin e këmbimit. Kuadri më gjithëpërfshirës, modeli i bazuar në fundamentet makroekonomike (*FEER*) përfshin një kontribut gjykim i mbi një nivel të përshtatshëm të llogarisë kapitale dhe përcakton një ekuilibër të brendshëm dhe të jashtëm të ekonomisë (Williamson, 1983), (Ren-Lewis, 1992). Isard dhe Faruque (1998) prezantojnë variablat demografikë sipas një metode normative ndaj një pozicioni ekuilibri afatgjatë (*K-I*) kursimi-investimi, ndërsa Stein (1994) përdor preferencën kohore dhe gjendjen e kapitalit në ekonomi për të bërë dallimin midis balancës ekuilibër të kursimit-investimeve të ekonomive të ndryshme.

Të gjitha modelet e kursit të këmbimit të trajtuara në literaturë përdorin teorinë e PFB-së si një bllok ndërtimi. Përdorimi i metodës së fundamenteve makro (*FEER*) ka një kuptim normativ dhe kërkon seri të gjata kohore dhe të besueshme për sektorin real dhe të jashtëm, të cilat mungojnë për shumë ekonomi në zhvillim. Një metodë statistikore për modelimin e kursit të këmbimit që njeh rëndësinë e faktorëve realë është Modeli i Ekuilibrit Statistikor (ang:

⁵ Shtojca III, për përmbledhje teknike.

BEER). Kjo përjasje ka përparësinë e kombinimit të variablave që ndikojnë si në llogarinë kapitale dhe në atë korrente dhe konsiderohet si një metodë gjendje-flukse (ang. *Stock-flow*) (Clark & MacDonald, 1999), (Wadhvani, 1999). Për efekt të këtij studimi, gjykova më të përshtatshme përjasjen BEER, për të përafëruar një ekuilibër statistikor të kursit bilateral të këmbimit Euro/Lek për Shqipërinë. Ndërsa merr parasysh Paritetin e Normave të Interesave (ang: *Uncovered Interest Parity, UIP*) dhe efektin B-S, përjasja BEER nuk kushtëzohet nga ndonjë supozim për ekuilibrin makroekonomik (sikurse përjasja FEER).

2.2 PËRQASJA E EKUILIBRIT (STATISTIKOR) TË KURSIT TË KËMBIMIT (BEER)

Përjasja BEER e kursit ekuilibër ndjek metodën standarde të Clark dhe MacDonald (1999). Në themel të kësaj përjasjeje është blloku i paritetit të normave të interesave (UIP) sikurse në ekuacionin (2.1), e formuluar në terma realë dhe e modifikuar me një faktor rreziku⁶:

$$\Delta q_{t+k}^e = -(r_t - r_t^*) + \omega_t \quad (2.1)$$

Ekuacioni (2.1) mund të rishkruhet si më poshtë:

$$q_t = q_{t+k}^e + (r_t - r_t^*) - \omega_t \quad (2.2)$$

ku q_t është kursi aktual i këmbimit në terma realë (RER) dhe

$$\omega_t = \mu + \lambda_t + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

ku ω_t është gabimi me mesatare-zero dhe λ_t është një tregues i primit të rrezikut i ndryshueshëm në kohë. Përgjithësisht, shprehet si funksion pozitiv i raportit të borxhit publik të ekonomisë vendase ndaj asaj të huaj.

$$\lambda_t = f^+ \left(\frac{f^s}{f^{s*}} \right) \quad (2.4)$$

⁶ BEER në përgjithësi zbatohet ndaj Kursit Real Efektiv të Këmbimit.

Termi q^e_{t+k} mund të shihet si komponent afatgjatë ose sistematik i RER (\bar{q}_t), duke supozuar se agjentët formojnë pritshmëri racionale. Mund të shprehet si funksion i disa variablove sikurse kushtet e tregtisë, çmimet relative (ose produktiviteti relativ) ndërmjet ekonomive, dhe pozicionit valutor neto (ek. 2.5).

$$\bar{q}_t = f(\text{tot}_t, \text{tnt}_t, \text{nfa}_t) \quad (2.5)$$

Në përfundim, norma aktuale e RER shprehet si funksion:

$$q_t = f(r_t - r_t^*, \text{tot}_t, \text{tnt}_t, \text{nfa}_t, \lambda_t) \quad (2.6)$$

ku tot janë kushtet e tregtisë dhe matin konkurrencën e ekonomisë, tnt është çmimi relativ i mallrave të tregtueshme ndaj mallrave të patregtueshme si njësi matëse e efektit *Balassa-Samuelson*. Në këtë mënyrë shprehim kursin aktual në funksion të variablove gjendje dhe atyre flukse (*ang: stock-flow approach*). Duke menduar se kursi real i këmbimit dhe termat e tjerë janë të integruar në diferencë të parë (I_1), një marrëdhënie kointegrimi do të ndihmonte në shpjegimin e ecurisë së kursit real të këmbimit. Treguesi kryesor shpjegues, raporti i çmimeve relative *TNT*, është gjithmonë i integruar në nivel të parë (I_1) në vendet në zhvillim për shkak të rritjes më të shpejtë të të ardhurave sesa norma e rritjes globale; po kështu është edhe kursi real i këmbimit.

2.3 ZBATIME

Zbatimi i modeleve të ekuilibrit në vende të ndryshme merr parasysh qëllimin e studimit dhe specifikat e vendit. Në literaturë mbizotërojnë studimet që synojnë vlerësimin e një niveli ekuilibër të kursit me një perspektivë normative, një perspektivë shumëpalëshe ekuilibri (midis kurseve të disa vendeve njëkohësisht) ose vlerësim të ndikimit të një variabli të caktuar makroekonomik mbi kursin e këmbimit.

Modelet BEER (nga vetë emri) kanë fleksibilitet në përfshirjen e treguesve të ndryshëm makroekonomikë, përveç treguesve bazë të përmendur më sipër, në varësi të dukurive dominuese në një ekonomi të caktuar. Kështu, Elbadawi (1994) formuloi një model

të ekuilibrit afatgjatë të kursit duke përdorur kushtet e tregtisë, shkallën e hapjes, hyrjet kapitale neto, shpenzimet qeveritare neto dhe normën e rritjes së eksporteve si variabla shpjegues. Wadhvani (1999) e modifikon modelin standard BEER (shih ekuacionin 2.2) me normën e papunësisë, për të shpjeguar llogarinë e pritshme korrente, ose për të kapur presionet nga kahu i ofertës, pasi një nivel i ulët i papunësisë i bën IHD-të më tërheqëse. Prania e një termi që kap efektin *Balassa-Samuelson* njihet në mënyrë të pashmangshme në modelin BEER, ndonëse ndikimi i tij është kapur nga tregues të ndryshëm makroekonomikë në modele të tjera (MacDonald, 2000). Në vendet e zhvilluara, ka një zbatim më të madh të modeleve të bazuara në fundamentet makroekonomike, të tilla si *FEER*, *NATREX*, *IEB*, pasi këto modele mbështeten nga seri kohore më të gjata dhe të besueshme që kapin fenomenet makro.

ZBATIME NË VENDET NË ZHVILLIM

Modelimi i kursit ekuilibër të këmbimit në përputhje me paritetin e fuqisë blerëse (PFB) në ekonomitë në tranzicion është më i ndërlikuar për shkak të zhvillimeve specifike të këtyre ekonomive. *Burgess et. al.* (2003) dhe *Egert et. al.* (2005) evidentojnë të paktën tre aspekte në lidhje me kursin e këmbimit në kontekstin e *Balassa-Samuelson*.

Së pari, dështimi i PFB-së, madje dhe në sektorin e të tregtueshmeve, implikon faktorë, të cilët janë të ndryshëm nga efekti i *B-S*, të tillë si prania e kostove dukshëm më të larta të transaksioneve, zhvlerësimi fillestar i kursit pas kalimit në regjim fleksibël (*Halpern & Wyplosz*, 1997) si dhe diferenca e inflacionit në çmimet e mallrave të tregtueshme (*Burgess, Fabrizio, & Xiao*, 2003) që çon në tendenca të caktuara jo të lidhura me efektin *B-S* ose me ndonjë variabël bazë të parashikuar në teorinë standarde. Lidhja ndërmjet kursit të këmbimit nominal dhe atij real e vërejtur gjatë një regjimi me kurs të luhatshëm të monedhës është interpretuar si tregues se kursi real i këmbimit në sektorin e të tregtueshmeve mbizotëron të gjitha lëvizjet e kursit real të këmbimit (*Mussa*, 1986), (*Engle C.*, 1993)⁷.

⁷ Literaturë e gjerë dhe evidencë empirike ekziston për dështimin e PPP-së në sektorin e të tregtueshmeve. Faktorë shtesë mund të lidhen me shmangie brenda vendit dhe dallime ndërkombëtare të çmimit.

Përveç kësaj, kuadri *B-S* mund të zgjerohet për të kapur rolin e faktorëve të kërkesës ndaj çmimit relativ të të patregtueshmeve (mallrave të patregtueshme). Një model ku për përcaktimin e çmimit relativ, modeli mund të modifikohet gjithashtu me raportin kapital – punë, sugjeruar nga *Bhagwati* (1984), ose faktorë të kahut të kërkesës, si konsumi i sektorit publik, do të kapte efekte të tilla. Një rezultat i tillë do të bazohej në supozimin se për shkak të elasticitetit të të ardhurave më të larta të kërkesës për mallra të patregtueshme, rritjet në të ardhura të disponueshme për frymë dhe rritja e konsumit mund të bëjnë që mallrat e patregtueshme të nxisin rritjen e çmimeve. *Lee et. al.* (2008) e gjejnë këtë evidencë në një studim panel për pjesën më të madhe të ekonomive të vendeve të Evropës Qendrore dhe Lindore⁸.

Për më tepër, literatura bën dallimin ndërmjet efektit *B-S* dhe efektit *Baumol-Bowen* (*Baumol & Bowen*, 1965). Ndërsa efektet janë të ngjashme, roli i çmimeve të rregulluara (të administruara) ndikon *RER* për arsye që lidhen me rregullimet me çmimet e tregut. Madje edhe midis ekonomive me të njëjtën shkallë zhvillimi, që nënkupton mungesë të efektit *B-S* midis tyre, një peshë më e lartë e *IÇK*-së së shërbimeve në një vend jep efekte të konsiderueshme të trendit në kursin real të këmbimit të bazuar në *IÇK*. Pësha e çmimeve të rregulluara në shportën e *IÇK*-së varion nga 10% në 46% në vendet e Evropës Qendrore dhe Lindore gjatë viteve '90 (*Egert et. al.* (2005)). Mosnjohja dhe mosfaktorizimi i këtyre faktorëve shtesë mund të mbivlerësojë rolin e efektit *Balassa-Samuelson*.

Përdorimi i një shumëllojshmërie treguesish të tjerë themelore është i zakonshëm në një studim empirik të *BEER* (tabela 1.1, f.42). Në studimet panel, prania e çmimeve të administruara /kontrolluara (sikurse çmimet tavan ose ato dysHEME) janë domethënëse në shpjegimin e devijimit të çmimeve nga vlera e tregut në shumë vende në tranzicion. *Lee et. al.* (2008) përdorin indeksin e kufizimeve të tregtisë si variabël ndihmës për të kapur një ndikim të mundshëm mbi çmimet më të larta para liberalizimit të tregtisë. Rëndësia e efektit të çmimit relativ të të tregtueshmeve ndaj të patregtueshmeve është dokumentuar në pothuajse të gjitha vendet në zhvillim, ndonëse rezultatet variojnë shumë ndërmjet tyre (Tabela 2.1).

⁸ Të dhënat në formatin panel janë seri kohore për disa ekonomi (që vlerësohen njëkohësisht).

Tabelë 2.1. Përmbledhje e rezultateve të koeficientëve afatgjatë në vendet në tranzicion.

		a) prod rel	b) hap. tregt	c) mjet val net	d) dif. e interes	e) term e tregt	f) ihd	g) ex- port	h) invest	i) koefic i reagimit (MKGV)	j) gjysmë jetë-gjatësi (në trem)
Spanjë '75-98	Alberola (2003)	-0.42		-0.31						--	
Republika Çeke	Melecky & Komarek (2008)	-2.17			0.026 *		-0.17			-0.103	3.89
Poloni	Rawdanowicz (2003)	-1.32			-2.221	-1.028				--	
Estoni	Filippozi (2000)	0.44*						1.42	0.78*	--	
Estoni	Hinnossar (2005)	1.71				7.578				--	
Lituani	Alonso-Gamo (2002)									--	
Lituani	Vetlov (2002)	-1.91	1.22		0.005					-0.46	1.08
Vlerësim në grup: EEC & Balltik	De Broeck and Sløk (2001)	(-0.4) deri në (-0.7)							-0.6 (vjet mesatarisht)		
	Frait et al (2006)										
Republika Çeke		-3.03				-0.85	-0.09			-0.44	1.1
Hungari		-2.25	-0.30							-0.64	0.8
Poloni		-0.79	0.61							-0.48	1.0
Slllovakia		-1.18								-0.28	2.1
Sllloveni		-0.21								-0.66	0.8

a) Produktiviteti relativ; b) hapja tregtare; c) mjetet valutore neto; d) diferenca e normave të interesave; e) termat e tregtisë; f) investimet e huaja direkte; g) eksportet; h) investimet; i) koeficienti i reagimit ndaj goditjes në mekanizmin e korrektimit; j) koha e duhur për të korrektuar gjysmën e çekuilibrit (në tremujorë).

* Koeficientë jodomethënës.

EEC: Ekonomi të Evropës Lindore.

Përdorimi i një game të gjerë të variablave të ekuilibrit, si rrjedhojë e rezultateve për variablat shpjegues përkatës, shpesh pasqyron përvojat e vendeve të ndryshme me regjimin që mbajnë për tregtinë, llogarinë kapitale, tregun e kursit të këmbimit, tregjet e punës si dhe për tregun e mallrave. Zgjedhja dhe përfshirja e variablave shtesë në modelin e bazuar në paritetin

e fuqisë blerëse, kushtëzohet nga rëndësia e këtyre faktorëve në funksionimin e tregjeve dhe, si rrjedhim, ndikojnë me intensitete të ndryshme në kursin ekuilibër të këmbimit. Kështu, intervali i gjerë i koeficientëve të vlerësuar që kapin efektin *Balassa-Samuelson* në studimet e mësipërme (Tabela 2.1) dhe koeficienti shumë i lartë i rikthimit në ekuilibër të kursit real (RER) pas një goditjeje në sistem, mund të jetë pasqyrim i këtyre veçantive të ekonomive në zhvillim si dhe i serive të shkurtra kohore në studimet përkatëse. Ky argument mbështetet nga rezultatet e modeleve me të dhëna panel, të cilat japin rezultate më të rëndësishme dhe koeficientë të rikthimit në ekuilibër më pranë atyre të vërejtur në literaturën e ekonomive të përparuara. Kjo për shkak edhe të sasisë më të madhe të informacionit në studimet panel, sikurse janë edhe më të besueshëm për të njëjtën arsye. Autorët e kanë shprehur rolin e të dhënave panel për marrjen e rezultateve domethënëse, duke nënkuptuar se evidenca mund të jetë më e vështirë për t'u gjetur në të dhënat e serive kohore {Bayoumi dhe MacDonald (1999), MacDonald (1995)}. Megjithatë, studimet me seri kohore kanë përparësinë e rëndësishme që u japin problemeve specifike të vendit.

3. TË DHËNAT DHE METODOLOGJIA

3.1 NDËRTIMI I SERIVE

Seritë kohore për këtë studim janë përftuar nëpërmjet llogaritjeve të autorit ose treguesve të përafërt të përdorur në vend të treguesve të nevojshëm⁹. Për kursin real të këmbimit është përdorur kursi nominal i deflatuar me Indeksin e Çmimeve të Konsumit të Shqipërisë kundrejt atij të Eurozonës. Kursi nominal i këmbimit është shprehur si monedhë e huaj për njësi të monedhës vendase (Eur/Lek).

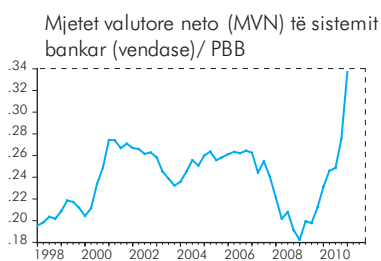
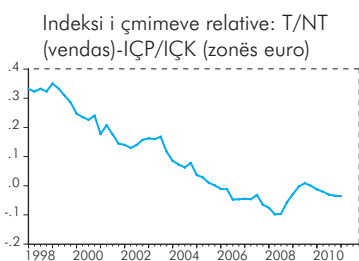
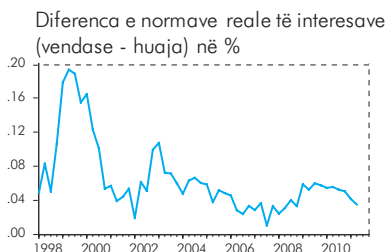
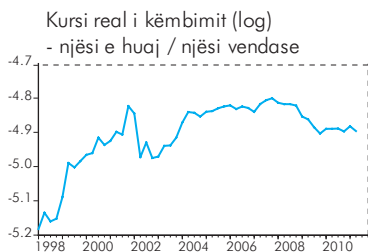
Raporti të tregtueshme/ të patregtueshme (*tnt*) është diferenca e raportit të çmimeve të tregtueshmeve ndaj të patregtueshmeve në Shqipëri kundrejt të njëjtit raport për Eurozonën. Ky është një tregues që synon të kapë kryesisht efektin *Balassa-Samuelson*¹⁰. Kushtet e tregtisë maten si raport i indeksit të çmimeve të eksportit ndaj indeksit të çmimeve të importit. Mjetet valutore neto të sistemit bankar në përqindje të PBB-së përfaqësojnë mjetet valutore neto të ekonomisë. Diferenca e normës reale të interesave ($r-r^*$) matet si diferencë e normës reale të interesit të bonove të thesarit me afat 1-vjeçar dhe *yield*-it Euribor 1-vjeçar, të dyja normat të deflatuara nga IÇK-të përkatëse. Primi i rrezikut, është përfruar nga diferenca e borxhit publik të Shqipërisë dhe Eurozonës. Disa prej të dhënave shkojnë pas në kohë deri në vitin 1995, ndërsa disa prej tyre fillojnë nga viti 1998 deri në tremujorin e parë të vitit 2011. Në këtë studim përfshihet intervali kohor 1998-2010 (shih Shtojcën II. Përshkrimi i të dhënave)¹¹.

⁹ Burimet kryesore janë: www.bankofalbania.org dhe www.instat.gov.al.

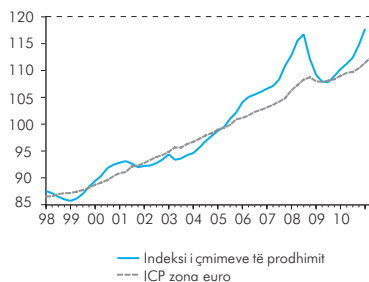
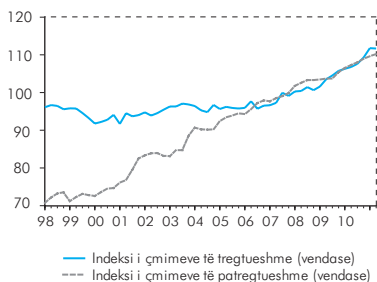
¹⁰ E meta e kësaj njësie matëse është se nuk dallon efektin B-S ndaj efektit të faktorëve nga ana e kërkesës.

¹¹ Burimi: faqja e internetit të Bankës së Shqipërisë, Institutit të Statistikave të Shqipërisë (www.bankofalbania.org dhe www.instat.gov.al) dhe Eurostat. Disa seri janë ndërtuar për qëllime specifike të këtij materiali dhe nuk janë publikisht të disponueshme.

Grafik1. Hulumtimi grafik i variablave kryesore.



Grafik 2. Treguesit e çmimit.



3.2 METODOLOGJIA

3.2.1 ANALIZIMI I SERIVE PËR STACIONARITET

Analiza ekonometrike bazohet në ngritjen e hipotezave konsistente me parashikimet teorike. Analizimi i procesit gjenerues të serisë së të dhënave në studim është kritik për një hulumtim të mirëfilltë të marrëdhënies hipotetike mes treguesish ekonomikë (financiarë). Një nga cilësitë më domethënëse të një serie të dhënash nga këndvështrimi ekonomik është prirja luhatëse afër vlerës mesatare, e cila statistikiqsh emërtohet stacionaritet. Mungesa e kësaj cilësie konfirmon praninë e rrënjës njësi në procesin e gjenerimit të të dhënave të një serie.

Në ekonomi dhe financë, treguesit që përshkruajnë gjendje janë përgjithësisht jostacionarë, ndërsa flukset janë stacionare. Megjithatë, stacionariteti i flukseve mund të ndryshojë në varësi të harkut kohor që mbulon seria e të dhënave në dispozicion. Si shembull tipik, seria e inflacionit në një hark kohor 100-vjeçar është stacionare, por në dekada të ndryshme të saj seria mujore mund të jetë jostacionare. Juselius (2006) e shikon cilësinë e stacionaritetit më tepër si cilësi statistikore sesa si veçori të paracaktuar të treguesit ekonomik. Megjithatë, në varësi të kësaj cilësie përcaktohet edhe metodologjia ekonometrike dhe interpretimi i rezultateve të mundshme ekonomike. Përtej pritshmërive teorike dhe vrojtimeve, janë testet statistikore ato që përcaktojnë formalisht praninë e kësaj cilësie në një tregues ekonomik ose financiar.

Përkufizim. Një proces *stokastik* përkufizohet si proces stacionar nëse plotëson tre cilësi: (a) mesatare konstante, (b) variancë konstante joinfinit në vlerë, (c) kovariancë konstante midis vrojtimeve¹. Statistikisht:

$$(a) E[y_t] = \text{konstante } \forall t,$$

$$(b) \text{Var}[y_t] = \text{konstante } \forall t,$$

$$(c) \text{Covar}[y_t, y_{t+n}] = \text{konstante } \forall t,$$

¹ Termi stokastik nënkupton praninë e zhurmës statistikore në një seri. (Harris & Sollis, 2003).

Në rastin e një procesi gjenerimi të dhënash (p.g.d), ku treguesi y_t gjenerohet nga procesi autoregresiv i rendit të parë (AR1):

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Ku vlera aktuale y_t varet nga vlera e mëparshme y_{t-1} plus një zhurmë statistikore ε_t e përbërë nga T numra rasti të një shpërndarjeje normale me mesatare zero dhe variancë σ^2 , (ndryshe e emërtuar shpërndarje identike dhe e pavarur ose sh.i.p). Treguesi y_t është stacionar nëse $|\rho| < 1$; kur $|\rho| = 1$, y_t është jostacionar, ose ndryshe mbart rrënjë njësi në zhvillimin e serisë².

² Kur $|\rho| > 1$, y_t seria është jostacionare dhe eksplozive drejt $\pm\infty$.

Testi i stacionaritetit (ose rrënjës njësi) konsiston në testimin e regresionit në diferencë të parë si më poshtë:

$$\Delta y_t = \alpha \Delta y_{t-1} + x'd + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \beta_q \Delta y_{t-q} + e_t$$

ku, x përfaqëson “konstante” ose “konstante plus trend”, $\alpha = \rho - 1$, ndërsa hipoteza zero dhe ajo alternative janë $H_0: \alpha = 0$ dhe $H_a: \alpha < 0$. Prania e vlerave të shkuara (Δy_{t-q}) në regresion shërben për pastrimin e korrelacionit midis mbetjeve e_t dhe pastrimin e tyre në zhurmë të pastër statistikore¹².

Vlerat kritike të testit të rrënjës njësi nuk janë ato të shpërndarjes së *Studentit-t*, por janë përpunuar nga Dickey & Fuller (1979) dhe më pas axhustuar nga McKinnon (1991) (1996), prej nga rrjedh emërtimi i testit ADF.

3.2.2 KOINTEGRIMI DHE PËRQASJA JOHANSEN

Fenomeni i kombinimit linear të disa variablave jostacionarë në një proces stacionar u emërtua “kointegrim” nga Granger (1981), i cili kontribuoi me këtë koncept në shërbim të modelimit të një marrëdhënieje ekuilibri afatgjatë të treguesve ekonomikë. Engle dhe Granger (1987) zhvilluan një teori statistikore për testimin

¹² Testet standarde të përdorur në *Eviews 6.0*.

e hipotezës së kointegrimit dhe vlerësimin e parametrave të një sistemi linear të kointegruar. Ata testuan hipotezën bazë nëse një marrëdhënie lineare afatgjatë midis variablave I(1) është një marrëdhënie kointegruese me mbetje stacionare (zhurmë të pastër statistikore), përkundrajt hipotezës alternative të mungesës së potencialit kointegrues të faktorizuar në mbetje jostacionare, nëpërmjet një metodologjie të Minimizimit të Katrorit të Gabimeve (ang. OLS; në këtë material të emërtuar MKG)¹³. Fuqia dhe saktësia e testeve për rrënjë njësi të mbetjeve janë kritike për besueshmërinë e rezultateve të kointegrimit. Kuadri bazë i fenomenit të kointegrimit është Teorema e Transformimit të Granger¹⁴.

Krahas metodës së Engle dhe Granger, Johansen (1988) (1991) avancoi në një gjeneratë të dytë përfaqëse nga këndvështrimi ekonometrik, e cila tashmë përdoret gjerësisht në modelimin e ekuilibrave afatgjatë ekonomikë, e emërtuar Përfaqësja Johansen. Përfaqësja e transformimit të Mekanizmit të Korrektimit të Vektorit të Gabimeve (në këtë material emërtuar MKVG ose në versionin anglisht VECM) nga Johansen ndërtohet si më poshtë¹⁵:

$$\Delta Z_{i,t} = \sum_{j=1}^4 \Gamma_{i,j} * \Delta Z_{i,t-1} + \Pi * Z_{i,t-1} + \Phi d_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

ku, $Z_{i,t}$ është vektori i "N" variablave endogjenë në sistem; $\Gamma_{i,t-j}$ është matrica e koeficientëve të dinamikës afatshkurtër ($N \times N$) që ndihmojnë procesin; Π është matrica e koeficientëve të N variablave në nivel që janë të kointegruar, produkt i shpejtësisë së axhustimit (α) dhe koeficientëve afatgjatë (β); Φ është vektori i koeficientëve afatshkurtër të termave deterministikë në modelin VAR të cilët mund jenë të barabartë ose të ndryshëm nga zero; dhe $\varepsilon_{i,t}$ është vektori i koeficientëve të gabimeve sh.i.p me mesatare zero dhe variancë konstante joinfinit.

Johansen kontribuoi në dy aspekte të modelit VAR të kointegruar (këtu i referohemi me termin CVAR). Së pari, vlerësimi i vektorit të

¹³ Termit "mbetje" dhe "gabime" janë fjalë alternative të termit "zhurmë statistikore", kjo e fundit i referohet "zhurmës së pastër statistikore".

¹⁴ Një provë matematikore rigoroze e Teoremës së Transformimit të Granger (ang. Granger Representation Theorem) gjendet tek (Engle & Granger, 1987).

¹⁵ Termi original i MKVG është VECM (ang: Vector Error Correction Mechanism), (Johansen (1988)).

kointegrimin (CV) dhe përcaktimi i rendit të kointegrimin (CR) me anë të testit statistikor LR (ang: *Likelihood Ratio test*). Së dyti, vlerësimi i vektorit β me anë të metodës ML (ang: *Maksimum Likelihood*), i ndryshëm nga vlerësuesi me anë të MKG (Minimizimi i Katrorit të Gabimeve).

Zbatimi i Përqaşjes Johansen, me të dhëna jostacionare, bazohet në:

- Përcaktimin e VAR të pakufizuar, duke siguruar se $\varepsilon_{i,t}$ janë zhurmë e pastër statistikore.
- Testimin për rendin e reduktuar të matricës Π dhe për të vendosur për përfshirjen e termave përcaktues (deterministik). Testimi për kointegrim ndër variabla në Z_i kryhet duke përdorur statistikën "tr" (ang: *trace*) të testit LR (ang: *Likelihood Ratio*). Ai teston hipotezën zero se ka në një numër maksimal prej "r" vektorësh kointegrimi (CV) duke përdorur statistikën "trace" si më poshtë:

$$LR_{TR}(r|k) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i)$$

ku λ_i është vlera eigen më e lartë e matricës Π . Vlerat kritike asimptotike janë përpunuar nga *MacKinnon-Haug-Michelis* (1999)¹⁶.

- Testimi nëse Vektori i Kointegrimin (CV) është unik dhe për ekzogjenitetin e pjeshëm të variablave të përdorur.

Zbatimi i Përqaşjes Johansen me tregues makroekonomikë të ekonomive në tranzicion është disi më sfidues. Cilësia e të dhënave dhe frekuenca e shkurtër kohore e tyre ngrenë pikëpyetje mbi cilësinë e testeve diagnostikuese dhe të parametrave të vlerësuar. Ndërsa nuk ka një përgjigje të prerë për numrin minimal të vrojtimeve të nevojshme për të arritur rezultate asimptotikisht cilësore në aplikimet VECM, preferohen seri sa më të gjata kohore me përmbajtje informative për të vlerësuar statistikisht hipotezën bazë nga ajo alternative në modelet me seri kohore (Juselius, 2006). Nëse një seri kohore është e gjatë ose e shkurtër nuk varet vetëm nga numri i vrojtimeve, por edhe nga përmbajtja informative

¹⁶ Vlerat e rëndësishme të MHM të përdorura nga *Eviews* ndryshojnë nga ato të prodhuara tek Johansen & Juselius (1990).

e serisë. Johansen (2002) zhvilloi korrektime të vlerave kritike për seritë e shkurtra (50-70 vrojtime). Gjithashtu, Reihnsel dhe Ahn (1992) sugjeruan një formulë më të thjeshtë korrektuese të vlerave kritike për seritë e shkurtra. Ndërsa paketa ekonometrike Eviews 6.0 përdor vlerat kritike të *Mackinnon-Haug-Michelis* (1999).

4. TESTET DHE REZULTATET EMPIRIKE

4.1 TESTI I STACIONARITETIT

Testimi për rrënjën njësi (stacionaritet) të serive kohore tremujore në intervalin kohor 1998- 2010 u krye me anë të testit ADF¹⁷. Treguesit u rregulluan paraprakisht për efektin e sezonalitetit, ndërsa zgjedhja automatike e vonesës kohore me anë të kriterit SIC¹⁸.

Të gjithë treguesit rezultuan jostacionarë. Testet e rrënjës njësi të treguesve nuk e rrëzuan hipotezën e pranisë së rrënjës njësi në nivel, por jo në diferencë të parë¹⁹. Prania e kufizave deterministike, e konstantes dhe e trendit, nuk i ndryshuan rezultatet e testeve ADF. Në diferencë të parë, treguesit nuk devijojnë nga mesatarja historike konstante (jozero). Vonesat kohore janë 4 ose më pak për të gjithë treguesit. Ndonëse në intervale të ndryshme kohore, testet e rrënjës njësi mund të japin rezultate të ndryshme, një inspektim grafik i tyre konfirmon praninë e persistencës në nivel tek secili tregues (Grafiku1, f. 19).

4.2 REZULTATET EMPIRIKE

4.2.1 MODELI VAR DHE TESTI I RENDIT TË REDUKTUAR TË MATRICËS □

Testimi i modelit VAR (ang: *Vector Autoregressive Model*) të pakufizuar u realizua me një maksimum prej 5 vonesash kohore, e motivuar nga frekuenca tremujore e të dhënave dhe vonesa kohore prej 4, në maksimum, e rezultateve të testeve individuale të rrënjës njësi. Testet e vonesës kohore të Schwarz-Criterion dhe Hannan-Quin rezultuan në 1 vonesë kohore të modelit VAR (në këtë material modeli VAR me një vonesë kohore emërtohet VAR-1), ndërsa teste të tjera të vonesës kohore sugjerojnë maksimumi 4-5 vonesa kohore.

¹⁷ *Augmented Dickey Fuller Test.*

¹⁸ SIC: ang: *Schwartz Info Criterion.*

¹⁹ Testet e diagnostikimit nuk janë paraqitur për arsye hapësire, por janë të disponueshme me kërkesë.

Testet diagnostike të modelit VAR-1 plotësuan kushtet e autokorrelacionit dhe normalitetit në të gjitha vonesat kohore, përveç vonesës 1 të mbetjeve të testeve. Ndërsa normaliteti u refuzua në sajë të treguesit të primit të rrezikut (λ). Modelet VAR me vonesa më të gjata nuk japin rezultate të përmirësuara për të gjithë testet. Simulimet me VAR kanë treguar se besueshmëria e interferencave statistikore është vulnerabël ndaj mbetjeve (rezidualeve) të korreluara në kohë, asimetrisë së shpërndarjes së mbetjeve (ang: *skewness*), si dhe stabilitetit të parametrave, por jo ndaj gradës së përqendrimit (ang: *kurtosis*) dhe heteroskedasticitetit të mbetjeve (Juselius, 2006)²⁰. Përderisa, shkalla dhe fuqia e testeve ndikohen nga numri i vrojtimeve të serive kohore, dhe rritja e vonesës kohore të VAR nuk përmirëson diagnostikën e vet, atëherë është optimale të ruhen shkallët e lirisë dhe të operohet me modelin VAR-1. Ulja e shkallës së lirisë në kushtet aktuale (duke rritur vonesën kohore të VAR) nuk e rrit besueshmërinë e rezultateve finale.

Interpretimi ekonomik i modelit teorik BEER supozon të paktën një marrëdhënie ekuilibri afatgjatë (kointegruese) midis Kursit Real të Këmbimit (RER) dhe variablove të tjerë bazë (jostacionarë) të përfshirë në BEER, referuar si kointegrim (dy nëse rezulton pozitive një marrëdhënie e Paritetit të Pambuluar të Interesit ndaj Kursit). Përcaktimi i rendit të matricës Π dhe i numrit të kufizave deterministike testohet njëkohësisht nëpërmjet metodologjisë Johansen. Rezultatet e testit të kointegrimit sugjerojnë vetëm një marrëdhënie kointegruese, pavarësisht kufizave deterministike.

Megjithëse testet e kointegrimit sugjerojnë praninë e konstantes dhe trendit në CV, testet e stacionaritetit të treguesve nuk dëshmojnë praninë e trendit. Juselius (2006) propozon një model vetëm me konstante në vektorin kointegrues, sikurse edhe sugjerohet nga testet e rrënjës njësi²¹. Duke qenë se seria e të dhënave është e shkurtër, u gjykua e arsyeshme t'i jepej peshë argumentit të Juselius përkundrejt procedurës standarde, duke mos përfshirë trend në vektorin kointegrues. Megjithatë, përfshirja e

²⁰ (Hendry & Juselius, 2000).

²¹ Përveç rastit kur testet e rrënjës njësi përjashtojnë edhe konstanten, duke sugjeruar modelin 1 të Johansen.

konstantes në dinamikën afatshkurtër merr parasysh përmirësimin e rezultateve diagnostikuese të modelit. Është e qartë se rendi i sugjeruar i kointegrimit nga procedura ekonometrike mund të mos jetë i njëjtë me numrin e marrëdhënieve të sugjeruara nga modeli teorik makroekonomik (Juselius, 2006). Një model i thjeshtë teorik sugjeron dy marrëdhënie ekuilibri afatgjatë, që sugjerohen përkatësisht nga pariteti i normave të interesave (UIP) i axhustuar me primin e rrezikut dhe nga blloku i paritetit të fuqisë blerëse (PFB) i modifikuar me efektin *Balassa-Samuelson*, kushtet e tregtisë dhe tregues të tjerë makroekonomikë.

4.2.2 VLERËSIMI DHE IDENTIFIKIMI

Në vlerësimin e ekuilibrit midis variablave është supozuar se pariteti i diferencës së interesave ndaj kursit të këmbimit (UIP) nuk mund të shërbejë si një marrëdhënie ekuilibër më vete (rrjedhimisht një CV e dytë), në një seri kaq të shkurtër kohore, prej 13 vjetësh. Kjo u konfirmua edhe nga testet paraprake dhe nga koeficienti afatgjatë që sugjeron -0.548% ndryshim në kursin real për çdo 1% ndryshim në diferencën e normave të interesave. Të gjithë koeficientet e ekuilibrit afatgjatë janë të rëndësishëm sipas testit me shpërndarje Studenti, ndonëse jo të gjithë koeficientët- α plotësojnë kushtin e stabilitetit (Tabela 4.1.). Testet diagnostike të autokorrelacionit dhe normalitetit tek mbetjet janë të suksesshme, ndërsa testi i heteroskedasticitetit tek mbetjet dështoi.

Tabelë 4.1. Dekompozimi vektorial i matricës afatgjatë (të pakufizuar) Π .

	Kursi real (RER)	RR_DIF (diferenca e interesave)	MVN/PBB	Raporti i çmimeve relative (TNT)	Kushtet e tregtisë (TOT)	Borxhi relativ (lambda)	Konstante
Koeficientët e ekuilibrit afatgjatë	1	-0.5484	0.3148	1.2398	-0.5257	-0.528715	5.6488
		[-4.02391]*	[1.33567]	[19.1758]*	[-9.66391]*	[-4.98103]*	
Koeficientët e reagimit	-0.367282	0.11623	-0.005659	-0.25886	0.276248	-0.021861	
	[-2.47995]*	[1.03814]	[-0.10526]	[-2.74134]*	[1.00944]	[-0.15600]	

* statistika t jepet në kllapa katrore.

(I) Identifikimi i vektorit eigen

Statistika e testit *LR* rezultoi e rëndësishme për të gjithë treguesit, me përjashtim të treguesit të mjeteve valutore neto në ekuilibrin afatgjatë.

Tabelë 4.2. Identifikimi i vektorit të kointegritit.

ho: Testimi i kufizimit $\beta(1, k)=0$	RER	RR-Dif	NFA/GDP	TNT	TOT	lambda
Vlera e testit (Chi-square)	[12.658*]	[10.272*]	[1.6489]	[17.417*]	[19.015*]	[14.547*]

(*) e rëndësishme te 5 %

(II) Ekzogjeniteti i treguesve kundrejt ekuilibrit

Procedura për testimin e hipotezës së ekzogjenitetit realizohet me anë të testit LR (Johansen S., 1995). Hipoteza në testim është se një tregues ka influencuar ecurinë stokastike afatgjatë të treguesve të tjerë në sistem.

Tabelë 4.3. Testimi për ekzogjenitet.

ho: Testimi i kufizimit $\alpha(k, 1)=0$	$\alpha_{d(\text{rer})} \chi^2_{(1)}$	$\alpha_{d(\text{r_diff})} \chi^2_{(1)}$	$\alpha_{d(\text{nfa})} \chi^2_{(1)}$	$\alpha_{d(\text{tnt})} \chi^2_{(1)}$	$\alpha_{d(\text{tot})} \chi^2_{(1)}$	$\alpha_{d(\text{lambda})} \chi^2_{(1)}$
Vlera e testit (Chi-square(1))	5.172471	0.979017	0.014521	6.400073	0.20597	0.025266
Vlera kritike (95 %)	{ 3.841 }	{ 3.841 }	{ 3.841 }	{ 3.841 }	{ 3.841 }	{ 3.841 }

(*) e rëndësishme te 5 %

Testet individuale konfirmojnë ekzogjenitetin e katër treguesve në modelin CVAR (0). Testet e njëkohshme të parametrave konfirmojnë këtë gjetje, duke çuar në konkluzionin se është kursi real dhe raporti relativ i çmimeve të të trëgtueshmeve ndaj të patregtueshmeve (*tnt*) që reagojnë për të rivendosur ekuilibrin në rast të ekspozimit të sistemit ndaj goditjeve²².

²² Ekzogjeniteti (rird, nfa dhe lambda) konfirmohet edhe nga testet e kauzalitetit Granger.

Tabelë 4.4. Kufizimi nga Joint tests ndaj ekzogjenitetit dhe kufizimet strukturore.

	$\chi^2(4)$ testim i koeficientëve α	$\chi^2(5)$ testim i koeficientëve α dhe β e NFA
Vlera e testit $\chi^2_{(df)}$	[1.5036]	[3.6742]
Vlera kritike $\chi^2_{(df)}$	{ 9.488 }	{ 11.070 }

Koeficientet e ekuacionit afatgjatë të treguesve makroekonomikë mbartin shenjë e duhur në vektorin e kointegrimit, ndryshe nga treguesi që përfaqëson primin e rrezikut. Një rritje e indeksit të çmimeve të patregtueshme, duke shkaktuar rënie të treguesit *tnt*, do të shkaktonte vlerësim të kursit real të këmbimit. Madhësia e mbiçmimit prej 1.16 % për çdo 1 % rritje të indeksit të çmimeve të patregtueshme është relativisht më e lartë se vlerësimi prej rreth 0.4-0.7 i gjetur në studimet me panel të De Broeck dhe Sløk (2001) për një grup vendesh në tranzicion, por gjithsesi në të njëjtën madhësi me gjetjet e studimeve të tjera për ekonomitë e vendeve të Evropës Lindore me seri kohore (Tabela 2.1, fq 16). Koeficienti i kushteve të tregtisë është pozitiv. Një rritje prej 10% e çmimeve të importeve do të shkaktonte një mbiçmim prej 4.8% të kursit real për periudhën afatgjatë.

Tabelë 4.5. Dekompozimi i matricës afatgjatë Π .

Koeficientët e ekuilibrit afatgjatë (β 's); [statistika-t]						
RER	RR_Dif	NFA / GDP	TNT	TOT	lambda	konstante
1.00	-0.451	0.319	1.160	-0.470	-0.497	5.572
	[-3.62325]	[1.48281]	[19.6583]	[-9.45884]	[-5.13270]	
Koeficientët e reagimit (α); [statistika-t]						
RER	RR_Dif	NFA / GDP	TNT	TOT	lambda	
-0.46691	-	-	-0.31273	-	-	
[-3.04410]	NA	NA	[-3.02576]	NA	NA	

Pariteti i diferencës së normave të interesave (UIP) sugjeron se monedha vendase duhet të zhvlerësohet kur diferenca e normës së interesit në ekonominë vendase ndaj normës së interesit të një

ekonomie të huaj rritet. Rrjedhimisht, një monedhë e vlerësuar në kohën e tashme (t_0), kur diferenca e interesave është pozitive në favor të monedhës së vlerësuar, është në përputhje me pritshmërinë e një zhvlerësimi në të ardhmen. Paralelisht, teoria e alokimit të portofoleve sugjeron lidhje pozitive që nënkupton një kërkesë më të madhe për monedhën me normën më të lartë të interesit. Megjithatë, koeficienti i reagimit është relativisht i vogël. Një ndryshim prej vetëm 0.45% në kursin real shkaktohet nga 1% rritje në diferencën e normave reale të interesave.

Përkundrajt këtij koeficienti të diferencës së interesave, kursi real i këmbimit reagon më fort me rreth 0.5 ndaj borxhit relativ, si matës i primit të rrezikut, ndonëse me shenjë e kundërt nga ajo e pritur teorikisht. Shenja pozitive e diferencës së borxheve publike (përfaqëson primin e rrezikut) është në kundërshtim me intuitën teorike, e cila sugjeron se rritja e primit të rrezikut shkakton zhvlerësim. Një shpjegim i mundshëm i shenjës pozitive është se borxhi relativ publik mund të jetë tregues i aftësisë huamarrëse të ekonomisë vendase, i cili reagon negativisht ndaj primit të rrezikut. Me rënien e primit të rrezikut rritet edhe aftësia huamarrëse e një ekonomie. Njëkohësisht, ulja e primit të rrezikut mundëson vlerësimin e monedhës vendase. Duke qenë të dyja negativisht të lidhura me primin e rrezikut, ato janë të lidhura pozitivisht me njëra-tjetrën.

Për ilustrim, borxhi i brendshëm publik në vitin 1998 ishte rreth 37-38%, ndërsa Shqipëria sapo kishte lënë pas trazirat e vitit 1997. Në vitin 2000, kur ekonomia ishte stabilizuar dhe primi i rrezikut kishte rënë, borxhi i brendshëm ishte rritur në 43-45%, ndërsa borxhi total në rreth 61%²³. Nga kjo mund të konkludohet se madhësia relative e borxhit publik duhet të jetë e lidhur negativisht me primin e rrezikut, dhe rrjedhimisht e lidhur pozitivisht me variablin endogjen RER.

²³ Në këtë rast borxhi i brendshëm është tregues më i mirë i aftësisë huamarrëse, pasi borxhi i jashtëm është marrë me kushte koncesionare në formë ndihme dhe jo me terma tregtarë.

4.3 INTERPRETIMI EKONOMIK

Nga konkluzionet e mësipërme dhe mënyra e ndërtimit të serive kohore, nuk është i filtruar plotësisht efekti *Balassa-Samuelson*. Raporti i çmimeve relative (*tnt*) është një tregues përafres që synon të kapë efektin *B-S* të produktivitetit relativ (krahas efektit të faktorëve të kërkesës). Efektet e kërkesës mund të prekin ndikimin e shpenzimeve publike në çmimet e mallrave të patregtueshme. Gjithashtu, një rritje persistente e dërgesave nga emigrantët në rreth 10-14% të PBB-së (ritëm vjetor të rritjes sa PBB-ja nominale) gjatë intervalit kohor në studim, me efekt të dyanshëm në të ardhurat për frymë (rrjedhimisht produktivitet) dhe çmimet e mallrave të patregtueshme mund të kapet nga ky tregues (*tnt*).

Përdorimi i matjes relative të produktivitetit do të bënte të mundur që të diferencoheshin efektet *B-S* nga efekti i kërkesës së shpenzimeve publike, megjithëse të dhënat për punësimin janë mjaft dyshuese pasi një e treta e të punësuarve janë punësuar në sektorin bujqësor, dhe të dhënat për këtë sektor janë jo fort të besueshme²⁴.

Në këtë fazë, përfundimet aktuale sugjerojnë dy variabla endogjenë që ia dalin të sjellin ekuilibrin, *RER* dhe *tnt* (dmth kursin real dhe çmimet relative). Dy vrojtime të diskutueshme lënë vend për interpretim. Koeficienti i reagimit të kursit real (α -*RER*) është tepër i lartë (rreth 0.46), që do të thotë se gjysma e disekuilibrit rregullohet në më pak se dy tremujorë, një mekanizëm rregullues shumë i shpejtë. Një shpjegim paraprak për një shpejtësi kaq të lartë rregulluese është që ekuilibri i nënkuptuar është statistikor, jo normativ dhe makroekonomik. Ndonëse pranohet në mënyrë të heshtur se raporti i çmimit relativ i të tregtueshmeve/të patregtueshmeve (*tnt*) rregullohet në nivel në përputhje me ekuilibrin e brendshëm të ekonomisë, jo domosdoshmërisht ndodh kështu. Ekuilibri drejt të cilit rregullohet, më shumë se makroekonomik është një ekuilibër statistikor, që modeli nënkupton nëpërmjet një vektori të kointegruar.

²⁴ Një përpjekje për të përfshirë produktivitetin relativ (PBB/punësimi krahasuar me Eurozonën) nuk dha rezultate të rëndësishme edhe kur u përfshinë variablat e të tjerë (rezultatet nuk janë dhënë).

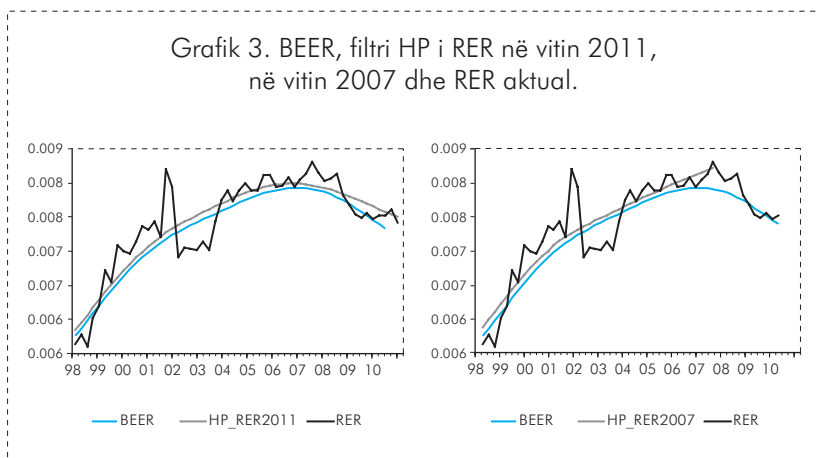
Koeficienti i lartë i rregullimit ndaj tnt mund të përshtatet brenda një skenari të tillë testues, i cili ngre çështjen e dytë. Raporti relativ i çmimit (tnt) ka parametër të lartë rregullimi (rreth 0.3). Duke pranuar se tendenca stokastike e këtij termi dominohet nga ecuirat e indeksit të çmimit të të patregtueshmeve në vend, mund të arrihet në përfundimin se disekuilibri i kursit real (RER) korrigohet shpejt për shkak të rregullimit të indeksit të çmimit të të patregtueshmeve në vend dhe jo të kursit nominal. Që ky përfundim të jetë i vërtetë duhet të kërkojmë që çmimet e të patregtueshmeve në Shqipëri të jenë mjaft fleksibël, të tillë që të ulen me lehtësi si dhe të mbyllin hendekun e disekuilibrit relativisht shpejt. Kështu, hendeku i disekuilibrit Balassa-Samuelson që mbyllet nga kursi nominal i këmbimit, bëhet më i vogël. Një skenar i tillë duhet të ekzistojë në praninë e pohimeve mjaft të lehta. Më kryesori është që, edhe sikur sistemi i ekuacioneve të rivendosë ekuilibrin e kursit real, nuk ka asnjë garanci se e gjithë ekonomia do të arrijë ekuilibrin. Çfarë ndodh është se të dy variablat, kursi real i këmbimit dhe raporti i çmimit relativ (tnt), përshtaten me ekuilibrin e tyre (statistikor) njëkohësisht.

4.3.1 NIVELI EKUILIBËR I KURSIT TË KËMBIMIT

Është e mundur të ndërtohet kursi i këmbimit ekuilibër sipas modelit të sjelljes (BEER) duke përdorur ekuacionin afatgjatë. Më pas, gjendet ekuilibri i mundshëm i të gjithë variablave, përveç RER. Duke përdorur koeficientët " β " të periudhës së marrëdhënies afatgjatë llogaritet niveli ekuilibër i kursit real (RER). Kontrollon që variabli tjetër endogjen (tnt) të jetë në përputhje me këtë ekuilibër.

Ekziston një supozim i rëndësishëm për vlerësimin e këtij ekuilibri statistikor (BEER), se nivelet e ekuilibrit të përfuara nëpërmjet filtrimit me anë të filtrit Hodrick- Prescott (këtej e tutje i referohemi HP) për variablin endogjen tnt dhe variabla të tjerë shpjegues supozohet të jenë në përputhje me ekuilibrin e brendshëm që teorikisht përfaqësojnë. Kjo është arsyeja përse modeli BEER është më shumë një ekuilibër statistikor se sa normativ makroekonomik. Megjithatë, mund të japë informacione të vlefshme. Tendanca ekuilibër e vlerësuar me anë të modelit BEER qëndron nën tendencën aktuale gjatë periudhës 1999-2001, që nënkupton mbivlerësim. Zhvlerësimi që ndodhi në vitin 2002 ka çuar kursin real aktual përtej ekuilibrit, ndërsa gjatë periudhës

2004- 2007 (tremujori i parë) kursi real rezulton afër ekuilibrit ndonëse lehtësisht i mbiçmuar i ndjekur më pas nga mbivlerësimi në periudhën 2007-2008. Zhvlerësimi nominal që ndodhi në vitin 2009 e solli RER më pranë vlerësimit tonë të ekuilibrit (Grafiku 3).



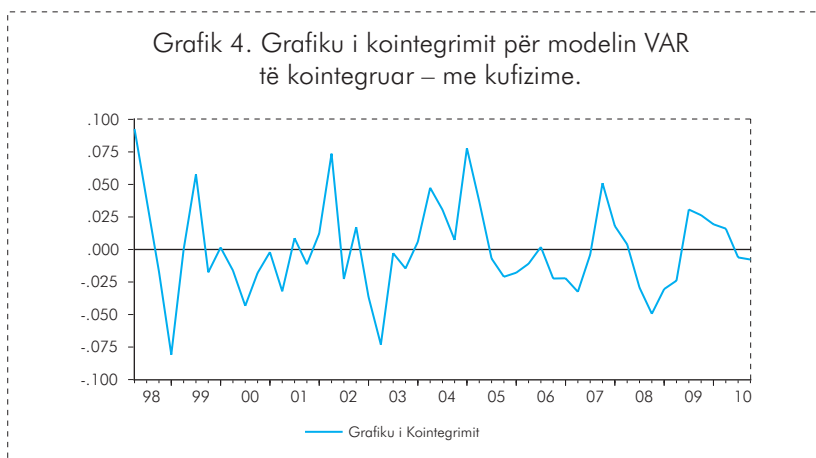
Për qëllime krahasimi është paraqitur një ekuilibër i mundshëm i kursit real i arritur nëpërmjet modelit (BEER) kundrejt tendencës mesatare të kursit aktual (HP-REER) si dhe kundrejt kursit real aktual të këmbimit. Ndërsa madhësia e hendekut mbi- ose nën-ekuilibër mund të jetë subjekt interpretimi, prirja ekuilibër e vlerësuar me anë të modelit duket se i paraprin tendencës mesatare të thjeshtë, duke qenë më informativ mbi kahun e mëtejshëm të mundshëm të kursit real.

4.3.2 PROBLEMET ME MODELIN BEER

Mekanizmi i Korrektimit të Vektorit të Gabimeve në thelb është një sistem ekuacionesh, i cili (ECM) nënkupton se variablat në model kanë qenë në ekuilibër në fillim të procesit (periudhës së studiuar) dhe në fund të tij. Në fakt, nuk ka asnjë garanci se ekonomia ka qenë në ekuilibër në këto dy momente të periudhës së marrë në studim në këtë material. Në vitin 1998, ekonomia ka qenë në proces rimëkëmbjeje nga trazirat shoqërore-politike të vitit 1997, ndërsa në vitin 2010 rritja ekonomike rezultoi nën mesataren e saj historike.²⁵

²⁵ Banka e Shqipërisë (Raporti Vjetor 2010).

Përveç kësaj, modeli BEER imponon ekuilibër gjatë periudhës së serisë kohore edhe kur kursi i këmbimit të serive kohore të shkurtra mund të mos ketë qenë afër ekuilibrit. E thënë ndryshe, kjo lidhet ngushtë me shkallën e “informimit” të serisë kohore, një koncept i trajtuar nga Juselius (2006). Me një gjysmë-jete prej rreth 4 vjetësh për të tilla modele, që është gjetje mesatare në shumë studime në ekonomitë e avancuara, procesi aktual makroekonomik i korrigjimit të gabimit do të kryhej vetëm pak herë në një seri kohore prej 13 vjetësh që përfshin ky material. Por, metoda Johansen njih një vektor kointegrimi (CV) kur lidhja është e qëndrueshme me shumë ndërprerje në linjën horizontale, kështu që mekanizmi i korrigjimit të gabimeve (MKVG) do ta ketë forcuar RER shumë herë për të arritur ekuilibrin (Grafiku 4). Kjo bie në kundërshti me kthimin mesatar të ngadaltë (ndaj ekuilibrit) të kursit të këmbimit që trajtohet në përgjithësi në të gjithë literaturën.



Fakti që më tepër se gjysma e hendekut ndaj ekuilibrit mbyllet në më pak se 2 tremujorë (i njohur në literaturë si koncepti i gjysmë-jetës), një periudhë mjaft e shkurtër, mund të interpretohet si një përshtatje e sforcuar e modelit ndaj serive të shkurtra kohore. Ky pohim alternativ mund të ndihmohet nga interpretimi se të dy koeficientet e rregullimit mund të kapin efektin e të njëjtit variabël,

i cili është ndryshimi në indeksin e çmimit të të patregtueshmeve.²⁶ Kështu, për çdo rënie 1% në afatin e tnt (si rrjedhim një rritje prej 1% në çmimet e të patregtueshmeve në vend), norma e kursit real të këmbimit rritet (vlerësohet) me 1.16%. Nëse ndodh ndonjë goditje ndaj çdo variabli tjetër në vektorin e kontegrimin, atëherë përthithet njëkohësisht nga indeksi i çmimit të të patregtueshmeve që kapet pjesërisht nga rregullimi në kursin real (RER). Ky skenar përshtatet mirë me supozimin për çmime shumë fleksibël të të tregtueshmeve, supozim që në një vend të vogël në tranzicion me sektor të madh bujqësor, pra, një ekonomi pjesërisht jo të formalizuar, ka jo pak gjasa të gjejë evidenca konkrete.

²⁶ Raporti i mallrave të patregtueshme dhe shërbimeve në shportën e IÇK (Shqipëri) zë rreth 60 %.

5. PËRFUNDIME

Ky studim analizon kursin ekuilibër të këmbimit në Shqipëri. Ndërtimi i modelit të kursit ekuilibër të këmbimit ka në themel të tij Paritetin e Fuqisë Blerëse, si një bllok bazë të modifikuar me tregues makroekonomikë të rëndësishëm në sjelljen ekuivale të kursit. Në këtë studim, përdoret Modeli i Ekuilibrit Statistikor (BEER) pasi është më fleksibël në kushtet e mungesës së të dhënave që kërkohen nga modelet alternative sidhe përdoret gjerësisht në seritë kohore të modelimit të kursit ekuilibër të këmbimit për ekonomitë në zhvillim. Treguesi më i njohur lidhur me përcaktimin e kursit real të këmbimit është faktori *Balassa-Samuelson*, ndonëse efektet nga ana e kërkesës për shkak të shpenzimeve publike ose variabla të tjera mund të ndërhyjnë në këtë të parin dhe të çojnë në vlerësime të deformuara të tij. Meqenëse, si kursi real i këmbimit dhe treguesi i përafërt për efektin *B-S* shfaqen jostacionarë, ne e përqasëm problemin me metodën e kointegritit të Johansen. Seri të shkurtra kohore të dhënash ndikojnë fuqinë dhe madhësinë e testeve, ndaj u përqendruam në versionin standard të modelit BEER, që përfshijnë një bllok bazë të Paritetit të Normave të interesave (ang: *UIP*) dhe tre variabla shpjegues, një tregues i çmimeve relative, termat e tregtisë si dhe mjetet e huaja neto. Shtimi i numrit të variablave shpjegues u shmang pasi do të mund të çonte në një rend kointegrimi jo të besueshëm, në prani të numrit të vogël të vrojttimeve prej 52, dhe në vlerësime të dyshimta për shkak të kësaj të fundit.

Rezultatet empirike konfirmuan praninë e një marrëdhënieje afatgjatë ndërmjet kursit real dhe treguesve të mësipërm. Kursi real i këmbimit dhe raporti i çmimeve të tregtueshmeve/ të patregtueshmeve (*tnt*), i cili kap efektin *Balassa-Samuelson*, rezultuan endogjenë në rivendosjen e ekuilibrit me përkatësisht 46% dhe 33% çdo tremujor. Elasticiteti i kursit real kundrejt raportit të çmimeve të tregtueshme ndaj të patregtueshmeve (*tnt*) si dhe kundrejt termave të tregtisë (*tot*) është përkatësisht 1.16 dhe 0.47%, duke qenë variablat kryesorë që përcaktojnë kursin real afatgjatë. Megjithatë, efekti neto i *Balassa-Samuelson* nuk është i qartë, pasi treguesi i çmimeve relative (*tnt*) mund të reflektojë edhe ndikimin e faktorëve të tjerë të kahut të kërkesës.

Reagimi i kursit real në rregullimin e hendekut ndaj ekuilibrit prej 0.46 (ose më pak se 2 tremujorë për gjysmën e hendekut) rezulton mjaft e shpejtë përkundrejt një mesatareje gjysmë jetëgjatësie prej 4 vitesh të konstatuar në ekonomitë e zhvilluara. Një shpjegim i mundshëm vjen nga përdorimi i raportit relativ të çmimit, në vend të produktivitetit relativ, për të analizuar efektin B-S si dhe tendenca e modelit për të vendosur ekuilibrin në një seri kohore të shkurtër. Të dyja këto mund të zmadhojnë efektin BS dhe shpejtësinë e reagimit duke imponuar një interpretim të kujdesshëm të rezultateve. Kjo përbën më shumë se një problem në rastin e ekonomisë në tranzicion, ku faktorë të tjerë mund të jenë pjesë e procesit, të tillë si: zhvlerësimi fillestar, tendenca e vlerësimit dhe efekti i çmimeve të administruara. Për aq kohë sa prania e këtyre faktorëve nuk identifikohet në mënyrë specifike në ekuacion si dhe të jenë zgjatuar seritë kohore të disponueshme për periudha më të gjata kohore, vlera e vërtetë e ekuilibrit të kapur nga një proces statistikor duhet të interpretohet me kujdes.

LITERATURA

Balassa, B. (1964). *The Purchasing Power Parity Doctrine: A reappraisal*. *Journal of Political Economy*, Vol.72, No.6 , 584-596.

Banka e Shqipërisë. (2011). *Raporti Vjetor 2010*. Marrë nga www.bankofalbania.org: http://www.bankofalbania.org/web/raporti__2010_6172_prgf2., fq 39, Tabela 1.

Baumol, W. J., & Bowen, W. G. (1965). *On the Performing Arts: The Anatomy of Their Economic Problems*. *American Economic Review*, Vol. 55, No. 1/2 , 495-502.

Bayoumi, T., & MacDonald, R. (1999). *Deviations of Exchange Rates from Purchasing Power Parity: A Story Featuring Two Monetary Unions*. *IMF Staff Papers*, Vol. 46, No. 1.

Bhagwati, J. N. (1984). *Why Are Services Cheaper in Poor Countries?* *Economic Journal*, Vol. 94, No.374 , 279-286.

Burgess, R., Fabrizio, S., & Xiao, Y. (2003). *Competitiveness in the Baltics in the Run-Up to EU Accession*. *IMF Country Report No.03/114*, pp. 25-36.

Cassell, G. (1928). *Post-War Monetary Stabilization*. New York: Columbia University Press.

Clark, P. B., & MacDonald, R. (1999). *Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs*. In R. MacDonald, & J. L. Stein, *Equilibrium Exchange Rates* (pp. 285-322). London: Kluwer Academic Publishers.

De Broeck, M., & Sløk, T. (2001). *Interpreting real exchange rate movements in transition countries*. *IMF Working Paper*, no. 56/01.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root*. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366 , 427 - 431.

Dornbusch, R. (1976). *Expectations and Exchange Rate Dynamics*. *Journal of Political Economy*, Vol. 84, No.6 , 1161-1176.

Égert, B., Halpern, L., & MacDonald, R. (2005). *Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies: Taking Stock of the Issues*. University

of Michigan: William Davidson Institute Working Paper Number 793.

Elbadawi, I. A. (1994). Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates. In J. Williamson, *Estimating Equilibrium Exchange Rates* (pp. 93-132). Institute For International Economics.

Engle, C. (1993). Real Exchange Rates and Relative Prices: An Empirical Investigation. *Journal of Monetary Economics*, Vol.32, No.1 , 35-50.

Engle, C., & Rogers, J. H. (1995). How Wide Is the Border. NBER Working Paper No.4829 .

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, Vol. 55, No.2 , 251-276.

Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1995). A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries. NBER Working Paper No. 5006.

Frenkel, J. A. (1978). Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s. *Journal of International Economics*, Vol.8, No.2 , 169-191.

Frenkel, J. A. (1981). The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970s. *European Economic Review*, Vol. 16, No.1 , 145-165.

Froot, K. A., Kim, M., & Rogoff, K. (1995). The Law of One Price over 700 Years. NBER Working Paper, No.5132.

Granger, C. W. (1981). Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, 121-130.

Halpern, L., & Wyplosz, C. (1997). Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies. *IMF Staff Papers*, Vol. 44, No.4.

Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. West Sussex, England: 2003 John Wiley & Sons Ltd,.

Hendry, D. F., & Juselius, K. (2000). *Explaining Cointegration Analysis: Part II. Discussion Papers*. Department of Economics: University of Copenhagen.

- Isard, P., & Faruquee, H. (1998). *Exchange Rate Assessment: Extensions of Macroeconomic Balance Approach*. IMF Occasional Paper No.167.
- Johansen, S. (2002). *A Small Sample Correction For the Test of Cointegrating Rank in the Vector Autoregressive Models*. *Econometrica*, Vol. 70, No. 5 , 1929-1961.
- Johansen, S. (1991). *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*. *Econometrica*, Vol. 59, No. 6 , 1551-1580.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Johansen, S. (1988). *Statistical analysis of cointegration vectors*. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol 12, Issue 2-3, 231-254.
- Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. Oxford: Oxford University Press.
- Krugman, P. (1978). *Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence*. *Journal of International Economics*, Vol. 8, No.3 , 397-407.
- Lee, J., Milesi-Ferretti, G. M., Ostry, J., Prati, A., & Ricci, L. A. (2008). *Exchange Rate Assessments: CGER Methodologies*. IMF Occasional Papers, No. 261.
- MacDonald, R. (2000). *Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rate: An Overview*. Marrë nga Deutsche Bundesbank: <http://www.bundesbank.de/download/volkswirtschaft/dkp/2000/200003dkp.pdf>
- MacDonald, R. (1995). *Long-Run Exchange Rate Modeling - A Survey of the Recent Evidence*. *IMF Staff Papers*, Vol. 42, No.3, , pp. 437-489.
- MacKinnon, J. G. (1991). *Critical Values for Cointegration Tests*. In R. F. Engle, & C. W. Granger, *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration* (pp. 266-276). New York: Oxford University Press.
- MacKinnon, J. G. (1996). *Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests*. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, No. 6 , 601-618.

MacKinnon, J. G., Haug, A. A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, Issue 5 , 563-577.

Meese, R. A., & Rogoff, K. S. (1983). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample? *Journal of International Economics*, Vol. 14, Issues 1-2 , 3-24.

Mussa, M. (1986). Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. 25 (pp. 117-214). North-Holland.

Reinsel, G. C., & Ahn, S. K. (1992). Vector Autoregressive Models with Unit Roots and Reduced Rank Structure: Estimation, Likelihood Ratio Test, and Forecasting. *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 13, 353-375.

Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, Vol. 34, No. 2 , 647-668.

Samuelson, P. A. (1964). Theoretical Problems on Trade Problems. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 46, No. 2, , 145-154.

Stein, J. L. (1994). The Natural Real Exchange Rate of the US dollar and Determinants of Capital Flows. In J. Williamson, *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Washington: Institute for International Economics.

Stock, J. H. (1987). Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors. *Econometrica*, Vol. 55, No.5 , 1035-56.

Wadhvani, S. B. (1999). Currency Puzzles. Retrieved from Bank of England: <http://www.bankofengland.co.uk/publications/speeches/1999/speech53.pdf>

Williamson, J. (1983). *The Exchange Rate System*. Washington: Institute for International Economics.

Wren-Lewis, S. (1992). On the Analytical Foundations of the Fundamental Equilibrium Exchange Rate. In C. P. Heargraves, *Macroeconomic Modeling of the Long-Run* (pp. 75-94). Alderhost, UK: Edward Elgar Publishing.

SHTOJCA I.

Tabela 1.1 Variabla të përdorur në modelet e kursit të këmbimit.

	prod rel	shp. publike	hap. tregt	mjet val net	mjet val net	dif. e interes	term. e tregt.	invest	borxh l huaj	kons. priv.	cmim. Rregull.	ihd	nr i variab
STUDY	STUDY	PROD	GOV	OPEN	NFA	RIRD	TOT	INV	FD	PC (\$)	RP	FDI	nr i variab
Alberola (2003)	-			-/+									2
Alonso-Gamo et al. (2002)	-			+									2
Avallone and Lahrière-Révil (1999)	-	-	+			-			-				5
Begg et al. (1999)	-	-	-										3
Beguna (2002)	-	-	-								-		4
Bitans (2002)	-	+	+										3
Bitans and Tillers (2003)	-			-		+							3
Burgess et al. (2003)	-			+									3
Coricelli and Jazbec (2001)	-	-							-				3
Coudert (1999)	-												2
Csajbók (2003)	-	-	-	-		-		+					6
Darvas (2001)	-			-		-/+							3
De Broeck and Sjøek (2001)	-		+										2
Dobrinjsky (2003)	-	-											2
Égert and Lahrière-Révil (2003)	-												1
Égert and Lommatzsch (2003)	-		+			-		-/+			-		5
Filipozzi (2000)	-						-						2
Fischer (2002)	-	-			-/+	+							4
Frait and Komárek (1999, 2001)	-				+	-			-		-		4

SHTOJCA II. PËRSHKRIMI I TË DHËNAVE DHE BURIMET

- *Irer* – llogaritja e Kursit Real të Këmbimit: llogaritje e kursit të këmbimit Euro-Lek (monedhë e huaj për njësi të monedhës vendase) shumëfishuar nga raporti i dy treguesve të çmimit për Shqipërinë dhe Eurozonën. Të dhënat gjenden në adresën http://www.bankofalbania.org/web/Statistika_Hyrje_230_1.php. IÇK në adresën www.instat.gov.al. Për seri më të gjata kohore duhet të kontaktoni me Institutin e Statistikave.
- *tnt1* (*al_tnt* – *eu_tnt*): raporti i çmimit të të tregtueshmeve ndaj të patregtueshmeve i Shqipërisë krahasuar me Eurozonën.

Një rënie në *al_tnt* do të thotë një rritje relativisht më e shpejtë në indeksin e çmimit të patregtueshmeve në ekonominë vendase. Si rrjedhim, pritet një shenjë negative. Në disa studime, variabli *tnt* ndërtohet në mënyrë të anasjellë, që do të thotë, raporti i të patregtueshmeve ndaj të tregtueshmeve, me një pritshmëri për lidhje pozitive.

- *al_TNT* (raporti i çmimit të të tregtueshmeve me të patregtueshmeve) Shqipëri. Raporti i treguesit të çmimit të tregtueshmeve ndaj treguesit të çmimit të patregtueshmeve. Një matje e këtyre dy treguesve të çmimit është ndërtuar në Departamentin e Kërkimeve dhe është i vlefshëm vetëm për përdorim të brendshëm (periudha 1998 T1 – 2011 T2).

Treguesit e çmimit të tregtueshmeve dhe të patregtueshmeve për Shqipërinë nuk jepen për publikun, kështu që treguesit e ndërtuar për qëllime të brendshme mbulojnë periudhën pas vitit 1998. Disa vrojtme janë plotësuar nëpërmjet interpolimit ose regresit me të dhëna të pavazhduara.

- *eu_TNT* (raporti i çmimit të tregtueshmeve ndaj të patregtueshmeve) Eurozona. Raporti i PPI ndaj HCPI për Eurozonën. Të dy treguesit jepen në faqen zyrtare të internetit të BQE-së. Periodiciteti mbi baza mujore.
http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database

- *al_nfa*: mjete të huaja neto të sistemit bankar në Shqipëri. Mjetet e huaja neto të sistemit bankar si tregues i përafërt për mjetet e huaja neto të ekonomisë (matur si raport i PBB). I vlefshëm në baza mujore në faqen e internetit të Bankës së Shqipërisë:
http://www.bankofalbania.org/web/Statistika_Hyrje_230_1.php?evn=agregate_parent_sel&evb=agregate&Cgroups=1&periodha_id=5
- *Lambda1 (risk premium)*. Raporti i borxhit publik të Shqipërisë dhe borxhit publik të Eurozonës.
 - o *al_gdebt*: Borxhi publik si pjesë e PBB Shqipëri. Raporti i borxhit publik (i brendshëm dhe i jashtëm) si pjesë e PBB-së. I vlefshëm në faqen e internetit të Bankës së Shqipërisë në baza tremujore që prej vitit 2000. Seria e borxhit publik shtrihet deri në 1998 duke përdorur të dhëna vjetore dhe të interpoluara, duke përdorur normën tremujore të rritjes të borxhit publik të brendshëm për këtë periudhë.
 - o *eu_gdebt*: Borxhi publik si pjesë e PBB Eurozona – Borxhi publik si pjesë e PBB-së për Eurozonën jepet në baza tremujore deri në vitin 2000 në adresën:
http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database

Të dhënat vjetore të marra nga faqja e internetit janë përdorur për të marrë të dhëna tremujore për vitet 1998 dhe 1999 nëpërmjet tendencave të linjave të drejtpërdrejta. Seria është e rregulluar në mënyrë sezonale.

- *al_tot1*: Kushtet e Tregtisë – Raporti i indeksit të çmimit të eksporteve ndaj indeksit të çmimit të importeve (në të njëjtën monedhë). Të dy treguesit janë ndërtuar në Bankën e Shqipërisë për qëllime të brendshme përdorimi.

Tërësia e të dhënave të përdorura në këtë studim është ndërtuar pjesërisht nga autori ose mund të jepet për qëllime të brendshme brenda Bankës së Shqipërisë.

SHTOJCA III. HAPËSIRË INFORMUESE PËR EFEKTIN BS

Kursi Real i Këmbimit dhe Çmimi Relativ i mallrave të tregtueshme lidhen si më poshtë:

$$\dot{q} = \dot{s} + \dot{p} - \dot{p}^* \quad (2.0)$$

$$\dot{q}_T = \dot{s}_T + \dot{p}_T - \dot{p}_T^* \quad (2.1)$$

ku T e poshtëshënuar tregon mallrat e tregtueshme. Duke zbritur (2.0) nga (2.1), mund të shkruajmë RER si shumë e çmimit relativ të dy vendeve (\dot{q}_T) dhe diferencën e çmimeve relative në të gjithë ekonominë dhe sektorin e të tregtueshmeve të vërejtur në çdo vend.

$$\dot{q} = \dot{q}_T + [(\dot{p} - \dot{p}_T) - (\dot{p}^* - \dot{p}_T^*)] \quad (2.2)$$

Duke ditur se çmimi përfundimtar është një mesatare e ponderuar e çmimeve në dy sektorë:

$$\dot{q} = \dot{q}_T + [(\dot{p} - \dot{p}_T) - (\dot{p}^* - \dot{p}_T^*)] \quad (2.3)$$

Duke zëvendësuar për \dot{p} dhe \dot{p}^* në (2.2) marrim:

$$\dot{q} = \dot{q}_T + (1 - \alpha)[(\dot{p}_N - \dot{p}_T) - (\dot{p}_N^* - \dot{p}_T^*)] \quad (2.4)^1$$

Sipas disa pohimeve², çmimi relativ i mallrave të patregtueshme krahasuar me mallrat e tregtueshme (në vend dhe jashtë), referuar si “kursi i brendshëm i këmbimit”, është:

$$\begin{aligned} \dot{p}_N - \dot{p}_T &= \frac{\mu_N}{\mu_T} \dot{A}_T - \dot{A}_N \\ \dot{p}_N - \dot{p}_T &= \frac{\mu_N}{\mu_T} \dot{A}_T - \dot{A}_N \end{aligned} \quad (2.5)$$

ku, \dot{A}_T është ndryshimi në faktorin e produktivitetit total në sektorët

¹ Kur $\alpha \neq \alpha^*$, atëherë (2.4) ndryshohet me një afat $-(\alpha - \alpha^*)(\dot{p}_N - \dot{p}_T)$.

² Lëvizja e kapitalit ndërkombëtar dhe lëvizja e punësimit në sektorë, por jo në mënyrë ndërkombëtare.

përkatës, dhe μ_i është pesha e punës në secilin sektor ($i=N,T$). Për thjeshtëzim, pranojmë se këto pesha janë të njëjta si në vend dhe jashtë. Ekuacioni (2.5) thotë se çmimi relativ i mallrave të patregtueshëm (që do të thotë kursi i brendshëm i këmbimit) mbiçmohet me fitime relativisht më të shpejta të produktivitetit në sektorin e të tregtueshmeve $\frac{\mu_N}{\mu_T} \dot{A}_T > \dot{A}_N$.

Efeki më tej shumëfishohet, sa më e lartë është përqindja e punës në sektorin e mallrave të patregtueshme. Ky rezultat tregon se rritja më e shpejtë e produktivitetit midis mallrave të tregtueshme ndaj mallrave jo të tregtueshme në vend krahasuar me atë jashtë

$$\left(\frac{\mu_N}{\mu_T} \dot{A}_T - \dot{A}_N\right) > \left(\frac{\mu_N}{\mu_T} \dot{A}_T^* - \dot{A}_N^*\right), \text{ çon në vlerësim të RER.}$$

CIP Katalogimi në botim BK Tiranë

Bledar Hoda

Kursi Ekuilibër i Këmbimit në një Ekonomi në Zhvillim- /
/ Hoda Bledar - Tiranë:

Banka e Shqipërisë, 2012

-48 f; 15.3 x 23 cm.

Bibliogr.

ISBN: 978-99956-42-51-8.

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 "Avni Rustemi", Nr. 24, Tiranë, Shqipëri
Tel.: + 355 4 2419301/2/3; + 355 4 2419409/10/11
Faks: + 355 4 2419408
ose duke dërguar një e-mail në adresën:*

public@bankofalbania.org

Tirazhi: 500 kopje