

ROLI I KURSIT TË KËMBIMIT  
NË MODELET E TREGTISË  
NDËRKOMBËTARE:  
A PLOTËSOHET KUSHTI  
MARSHALL-LERNER NË RASTIN E  
SHQIPËRISË?

Bledar Hoda\*

MATERIAL DISKUTIM

13 (72) 2013

BANKA E SHQIPËRISË



*\* Bledar Hoda, Departamenti i Kërkimeve, Banka e Shqipërisë  
e-mail: bhoda@bankofalbania.org*

*Lutemi të mos citoni pa konfirmimin e Bankës së Shqipërisë.*

*Mendimet e shprehura në këtë material janë të autorit dhe jo domosdoshmërisht reflektojnë pikëpamjet e Bankës së Shqipërisë.*

## PËRMBAJTJA

<i>Abstrakt</i>	5
<i>Hyrje</i>	6
<i>1. Bazat ekonomike: Modeli i Zëvendësimit Jo të Përsosur</i>	8
<i>2. Rishikimi i literaturës</i>	13
<i>3. Zgjedhja e variablave dhe metodologjia</i>	18
<i>4. Specifikimet e modelit dhe rezultatet</i>	28
<i>5. Kushti M-L dhe implikimet e politikave</i>	41
<i>Bibliografi</i>	44
<i>Shtojca 1. Tabela dhe grafikë</i>	48
<i>Shtojca 2. Përshkrimi i të dhënave</i>	56



## ABSTRAKT<sup>1</sup>

Elasticitetet e të ardhurave dhe çmimeve janë faktorë përcaktues të madhësisë së transmetimit të aktivitetit real ndërmjet partnerëve tregtarë. Ngadalësimi i aktivitetit ekonomik në ekonomitë e zhvilluara gjatë viteve të fundit është kthyer në një shqetësim për normën e rritjes në vendet me ekonomi në zhvillim. Me interes të veçantë është roli i eksporteve si burim i nxitjes ekonomike. Vlerësimi i elasticiteteve të të ardhurave dhe çmimeve të vëllimeve të tregtisë reale mundëson vlerësimin e shkallës së kësaj marrëdhënieje dhe të kushtit Marshall-Lerner. Rezultatet tregojnë se ndërsa të ardhurat përbëjnë nxitësin kryesor të flukseve tregtare në Shqipëri, kursi i këmbimit luan një rol të rëndësishëm në nxitjen e rritjes së eksporteve dhe në zëvendësimin e importeve. Seksioni i parë dhe e dytë i këtij materiali paraqesin një përshkrim teorik dhe empirik të literaturës. Seksioni i tretë trajton çështje të lidhura me të dhënat dhe metodologjinë, ndërkohë që seksioni i katërt raporton rezultatet. Seksioni i pestë dhe i fundit rishikon kushtin Marshall-Lerner për vendet me raport të ulët të mbulimit të importeve nga eksportet.

*Fjalë kyç:* Elasticiteti i tregtisë, kushti Marshall-Lerner, kursi i këmbimit.

*Klasifikimi JEL:* F11, F14, F31

---

<sup>1</sup> Autori falenderon Departamentin e Statistikës për ofrimin e të dhënave historike të disagreguara.

## HYRJE

Në ekonomitë me shkallë të konsiderueshme të hapjes ekonomike, transmetimi ndërkombëtar i ndryshimeve në aktivitetin ekonomik dhe në çmime luan një rol të rëndësishëm në politikat e brendshme. Elasticitetet e tregtisë përfaqësojnë një instrument me interes të veçantë, duke mundësuar interpretimin e sjelljes së flukseve tregtare dhe, më tej, përkthimin e analizës tregtare në rekomandime të dobishme për hartimin e politikave në ekonomisin ndërkombëtar. Një ilustrim shumë i zakonshëm lidhur me këtë është kushti Marshall-Lerner, i cili shpjegon ndikimin e ndryshimeve të kursit të këmbimit në rregullimin e llogarisë së jashtme.

Shqyrtimi i kësaj çështjeje është me rëndësi për analizën e qëndrueshmërisë së llogarisë korrente. Në thelb, kushti M-L vlerëson se një llogari korrente e zbalancuar, deficit ose tepicë, zgjerohet pafundësisht në sajë të elasticiteteve asimetrike, nëse çmimet relative nuk rregullohen gradualisht që të shmangin këtë zgjerim. Në një botë ideale ku dy vende karakterizohen nga norma të ngjashme të inflacionit dhe të rritjes ekonomike, një asimetri e tillë do të shkaktonte zbalancime të jashtme.<sup>2</sup> Për këtë arsye, lind dhe nevoja për rregullim.

Edhe në rastet e elasticiteteve simetrike, normat vazhdimisht më të larta të rritjes ekonomike në disa vende (kryesisht në ato me ekonomi në zhvillim), në krahasim me ato të partnerëve tregtarë, do të çonin në përkeqësimin e bilancit tregtar. Normat relativisht më të larta të rritjes në vendin importues përkthehen në importe më të larta në krahasim me eksportet, në deficit tregtar më të zgjeruar dhe, për rrjedhojë, në presione për rregullimin e çmimeve relative. Në kuptimin më tradicional, rregullimi i çmimeve relative për hir të korigjimit të zbalancimit tregtar identifikohet me tendencat e kursit të këmbimit.

Së fundi, edhe pas konsiderimit të dy situatave të mësipërme, supozimit të normave të ngjashme të rritjes dhe të elasticiteteve simetrike, financimi i pjesshëm i bilancit tregtar përmes remitancave,

---

<sup>2</sup> Kjo çështje u ngrit fillimisht nga Johnson (1958), ndonëse është një rezultat i qartë aritmetik.

me një marzh të konsiderueshëm në disa ekonomi në zhvillim, kërkon burime alternative, duke qenë se remitancat në ato vende nuk do të mund të rriten pafundësisht me të njëjtën ritëm rritjeje sa dhe vetë ekonomitë (Grafik 1.4, Shtojca 1).

Argumenti i fundit thekson rolin e eksporteve në vendet me ekonomi në zhvillim si një burim thelbësor i rritjes në procesin e gjatë të përafrimit me vendet më të zhvilluara. Ndërsa faktorët e tjerë si remitancat dhe investimet e huaja direkte (IHD) janë të rëndësishme për një ekonomi, eksportet nuk përbëjnë vetëm një burim të të ardhurave nga jashtë, por ato gjithashtu shërbejnë si sinjal i rritjes së produktivitetit, i cili tërheq më shumë IHD. Lewis (1980) argumenton në mënyrë të shkëlqyer se rritja më e ngadaltë ekonomike në ekonomitë e zhvilluara do të ulë ritmin e zhvillimit edhe në vendet me ekonomi në zhvillim, në rast se në këto të fundit nuk nxitet një burim tjetër rritjeje. Ai propozon që ky rol mund të merret përsipër nga tregtia ndërmjet vetë ekonomive në zhvillim. Argumenti i mësipërm sfidohet nga roli i konkurrencës së çmimeve, për shkak të pjerrësisë në rënie të kurbës së kërkesës për eksporte, duke nxitur politika reciproke zhvlerësuese (Riedel, 1984). Megjithatë, kjo do të vlente vetëm nga pikëpamja e një vendi të vetëm, ndërkohë që argumenti i Lewis i referohet rastit të shumë vendeve (Faini, Fernando, & Senhadji, 1992). I gjithë debati thekson rëndësinë e vlerësimit të elasticiteteve të të ardhurave dhe çmimeve. Të dyja janë thelbësore për vlerësimin e politikave ekonomike alternative, të cilat krijojnë një ekuilibër midis rregullimit të deficitit tregtar dhe nxitjes së rritjes ekonomike.

Vlerësime të besueshme dhe të qëndrueshme të këtyre elasticiteteve janë më të dobishme për vlerësimin e shfaqjes së mundshme të një zhbilancimi tregtar në rritje, si dhe të masës së rregullimit të nevojshëm në variablat përkatës, me qëllim arritjen e ekuilibrit. Ndryshe nga mjetet e tjera të financimit, rritja e eksporteve konsiderohet një burim i qëndrueshëm rritjeje afatgjatë për ekonomitë në zhvillim përgjatë procesit të përafrimit, mjaft më i qëndrueshëm sesa IHD-të.

## 1. BAZAT EKONOMIKE: MODELI I ZËVENDËSIMIT JO TË PËRSOSUR

Identifikimi i variablave që ndikojnë mbi flukset e importeve dhe eksporteve bazohet në teorinë klasike të kërkesës, duke e konsideruar ofertën të pafundme. Përjasja tipike teorike supozon që elasticiteti i ofertës së importeve dhe eksporteve është infinit. Për rrjedhojë, flukset tregtare janë një funksion negativ i çmimeve dhe një funksion pozitiv i të ardhurave, ku këto të fundit janë faktorë ekzogjenë ndaj procesit.

Për trajtimin e elasticiteteve të tregtisë ekzistojnë dy modele teorike: Modeli i Zëvendësimit të Përsosur (MZP), kur konsiderojmë mallrat e tregtuar për afërsisht të zëvendësueshëm nga njëri-tjetri (nëse jo plotësisht); dhe Modeli i Zëvendësimit Jo të Përsosur (MZJP) për tregtinë e mallrave të ndryshëm (Goldstein & Khan, 1982).<sup>3</sup> Kjo analizë empirike mbështetet në bazën teorike të modelit të dytë MZJP (Goldstein & Kahn (1985); Marquez (1988); Senhadji (1998)). Një supozim i rëndësishëm i këtij modeli është që as eksportet e as importet nuk janë zëvendësues të përsosur të prodhimit të brendshëm. Supozimi bazë është që nëse e kundërta do të ishte e vërtetë, atëherë një vend do të ishte ose tërësisht importues, ose tërësisht eksportues i vetëm një malli ku ka avantazh konkurrues. Literatura empirike në mbështetje të këtij argumenti bazohet në mjaft evidencë empirike që tregojnë se diferenciali i çmimeve mund të jetë jashtëzakonisht i lartë për të njëjtët produkte në vende të ndryshme (Frenkel (1981), Lipsey (1978)). Në praktikë, mallrat vendas dhe të huaj mund të jenë bashkë-ekzistues në tregje. Kjo evidencë mund të mbështetet nga tendenca e konsumatorëve për të diversifikuar produktet, si një mënyrë për rritjen e dobishmërisë.

MZJP-ja e ndërtuar mbi ekuacionet e kërkesës dhe të ofertës mundëson njohjen e marrëdhënive të njëkohshme midis çmimeve dhe sasive. Pjesa më e madhe e punimeve empirike mbi vlerësimet e import-eksportit i kanë konsideruar çmimet si variabla ekzogjenë, duke supozuar anën e ofertës. Kështu, fillimisht, vetëm ekuacionet e kërkesës për importe dhe eksporte janë vlerësuar përmes

<sup>3</sup> Të dyja modelet mund të shërbejnë gjatë vlerësimit të elasticiteteve të variablave të disa grupave ose të një produkti të vetëm.



metodologjive standarde, pa u shqetësuar për natyrën endogjene të çmimeve për shkak të ndikimit nga ana e ofertës. Metodologjia e kointegrimit ka mundësuar trajtimin e aspektit të simultanitetit në një fazë të mëvonshme.

## 1.1 MODELI EMPIRIK

Përfaqsjë pragmatiste në modelimin e funksioneve të import-eksportit është atëherë kur, në trajtimin e elasticiteteve të variablave agregatë, MZJP përshtatet më mirë. Literatura dëshmon se pjesa më e madhe e hulumtuesve zbatojnë përfaqsjën e MZJP-së, duke qenë se të dhënat mbi import-eksportet janë të agreguara, të paktën deri në një masë të caktuar (Goldstein & Kahn (1985); Marquez (1988); Senhadji (1998)). MZJP-ja e import-eksporteve të një vendi me vendet e tjera paraqitet si më poshtë:

$$M_d = \gamma(Y, PM, P) \quad \gamma_1 > 0, \gamma_3 > 0, \gamma_2 < 0 \quad (1)$$

$$X_d = \pi(Y^f * e, PX, P^f * e) \quad \pi_1 > 0, \pi_3 > 0, \pi_2 < 0 \quad (2)$$

$$M_s = \phi(PM^f (1+S^f), P^f) \quad \phi_1 > 0, \phi_2 < 0 \quad (3)$$

$$X_s = \xi(PX(1+S), P) \quad \xi_1 > 0, \xi_2 < 0 \quad (4)$$

$$PM = (PX)^f (1+T) * e \quad (5)$$

$$PM^f = PX(1+T^f)/e \quad (6)$$

$$M_d = M_s * e \quad (7)$$

$$X_d = X_s * e \quad (8)$$

ku,

$M_d$ : përfaqëson sasinë e importeve të kërkuara nga një vend;

$X_d$ : përfaqëson sasinë e eksporteve të kërkuara nga vendet e tjera;

$M_s$ : përfaqëson sasinë e importeve të përfuara nga vendet e tjera;

$X_s$ : përfaqëson sasinë e eksporteve të vendit drejt vendeve të tjera;

$PM$  dhe  $PM^f$ : përfaqësojnë çmimet në monedhën vendase të paguara nga importuesit vendas dhe ata të huaj;

PX dhe  $PX^f$ : përfaqësojnë çmimet në monedhën vendase të paguara ndaj eksportuesve vendas dhe atyre të huaj;

Y dhe  $Y^f$ : përfaqësojnë nivelin e të ardhurave nominale në vend dhe jashtë (partneri tregtar);

P dhe  $P^f$ : përfaqësojnë çmimet e produkteve vendase të prodhuara brenda vendeve përkatëse (IÇP-të);

T dhe  $T^f$ : përfaqësojnë tarifat proporcionale;

S dhe  $S^f$ : përfaqësojnë subvencionet për import-eksportet;

e: përfaqëson kursin e këmbimit, i përkufizuar si monedha vendase për njësi të monedhës së huaj.<sup>4</sup>

Për përfitimin e ekuacioneve përfundimtarë të tregtisë nevojiten disa llogaritje të mëtejshme.<sup>5</sup> Vëllimi real i import-eksporteve si funksion i faktorëve të kërkesës dhe ofertës paraqitet si më poshtë:

$$M = \gamma' \left( \frac{Y}{P}, \frac{PM}{P}, \frac{PM^f \cdot e}{P^f} \right) \quad \gamma'_1 > 0, \gamma'_2 < 0, \gamma'_3 > 0 \quad (1'')$$

$$X = \pi' \left( \frac{Y^f \cdot e}{P^f \cdot e}, \frac{PX}{P^f \cdot e}, \frac{PX_s}{P} \right) \quad \pi'_1 > 0, \pi'_2 < 0, \pi'_3 > 0 \quad (2'')$$

ku,

$\left[ \frac{Y}{P} \right]$  dhe  $\left[ \frac{Y^f \cdot e}{P^f \cdot e} \right]$  përfaqësojnë të ardhurat reale në vend dhe jashtë;

$\left[ \frac{PX}{P^f \cdot e} \right]$  përfaqëson çmimin relativ të eksporteve kundrejt çmimit të mallrave të prodhuar në tregun e huaj;

$\left[ \frac{PM}{P} \right]$  përfaqëson indeksin e çmimeve relative të importeve kundrejt çmimit të mallrave të prodhuara në vend.

Duke qenë se në një treg konkurrues, elasticiteti i çmimeve të import-eksporteve konsiderohet infinit, atëherë  $\left[ \frac{PX}{P} \right]$  dhe  $\left[ \frac{PM^f \cdot e}{P^f} \right]$  konsiderohen të vjetruara. Çdo efekt mbi koston e rritur marxhinale të eksporteve për shkak të presionit për të prodhuar në vend mallra më të eksportueshëm mund të reflektohet nga një variabël

<sup>4</sup> Marquez dhe McNeilly (1988) përdorin vlerën e dollarit për kursin e këmbimit në vendet me ekonomi në zhvillim. Algieri (2004) përdor kursin real.

<sup>5</sup> Supozohet homojenitet i shkallës 0 të kërkesës ndaj çmimeve në vend dhe ekuilibër  $X_d = X_s = X$ . Nuk konsiderohen subvencione.

i kapacitetit të prodhimit në vend, ndërkohë që elasticiteti infinit i ofertës së importeve supozohet në mënyrë konvencionale.<sup>6</sup> Çështja tjetër që lidhet me simultanitetin është subjekt i metodologjisë.

Nga pikëpamja e një ekonomie të vogël e të hapur (EVH), supozimi i një elasticiteti infinit të ofertës është i vlefshëm vetëm për funksionin e ofertës së importeve. Kapaciteti i ofertës nga vendet e tjera është shumë më i madh sesa kërkesa maksimale nga një EVH për çdo rritje çmimi të këtyre importeve (eksporteve për shtetet e tjera), ndërkohë që e kundërta mund të mos jetë e vlefshme për eksportet. Në vijim të analizës nga pjesa më e madhe e autorëve të përmendur, ky material diskutimi supozon elasticitetin infinit të ofertës së importeve.

Në kundërshtim me argumentin e mësipërm, kapaciteti i vendit të origjinës për të eksportuar jashtë vendit kundrejt cilitdo çmimi është i kufizuar. Funksioni i ofertës së eksporteve (ekuacioni 4) thjesht si një funksion pozitiv i çmimit mund të jetë i vlefshëm vetëm për ndryshimet në çmimet marxhinale. Në periudhën afatmesme, oferta e eksporteve varet nga kapaciteti prodhues i vendit eksportues. Për një EVH, ky kufizim është mjaft përcaktues. Goldstein dhe Kahn (1978) propozuan përfshirjen e variablit të kapacitetit të prodhimit në funksionin e ofertës së eksporteve për të shpjeguar elasticitetin e përcaktuar të ofertës. Ky argument është logjik duke qenë se kostoja marxhinale e rritjes së eksporteve do të ishte funksion i koston marxhinale në rritje të kapitalit. Ata sugjerojnë përdorimin e stokut të kapitalit ose të PBB-së reale për frymë.

Disavantazhi në përdorimin e PBB-së reale qëndron në ambiguitetin në drejtim të shenjës së pritur. Kur PBB-ja rritet për shkak të goditjeve në anën e kërkesës, mund të pritet një shenjë negative, duke qenë se burimet u zhvendosën për plotësimin e kërkesës së brendshme (Kalecki, 1971). Kur rritja vjen si pasojë e goditjeve në produktivitet, atëherë pritet që shenja të jetë pozitive, duke qenë se eksportet mund të rriten për shkak të një disponueshmërie më të lartë të mallrave. Në mënyrë optimale, një variabël që nuk

---

<sup>6</sup> Në jetën reale, është e vështirë të shikosh tregje përsosmërisht konkurrues dhe, për rrjedhojë, elasticitete të ofertës infinite. Supozime të tilla janë të nevojshme në literaturën empirike. Vini re gjithashtu se duke qenë se  $M_d = M_s e$ , atëherë  $PM = PM' e$ .

preket nga luhatjet nga ana e kërkesës do t'i shërbente qëllimit të identifikimit të efekteve të ofertës në ekuacionin e eksporteve.

Ekuacionet në formën e shkurtuar si më lart mund të përftoheshin në një model dinamik optimizimi midis dy vendeve, ku agjentët e maksimizojnë dobinë e tyre në varësi të kufizimeve të buxhetit (Senhadji & Montenegro, 1999). Modeli supozon që familjet vendosin mbi nivelin dhe strukturën e konsumit që maksimizon dobinë e tyre, dhe më pas bëjnë shpërndarjen midis mallrave vendase dhe atyre të importuara.<sup>7</sup>

---

<sup>7</sup> Referojuni Reinhart (1995) për derivimin e problemit të optimizimit dinamik në një kohë të vazhdueshme.

## 2. RISHIKIMI I LITERATURËS

Në literaturën teorike, vlerësimi i elasticiteteve të tregtisë tërhoqi mjaft vëmendje kur Houthakker dhe Magee (1969) ngritën çështjen e asimetrisë së elasticiteteve si një burim i zhbalancimeve të jashtme. Teksa roli i ndjeshmërisë së çmimeve ishte i njohur në literaturën e mëparshme, ata trajtuan masën me të cilën një asimetri e tillë ishte burim shtesë për përkeqësimin e bilancit tregtar. Një vend me elasticitete të pafavorshme të të ardhurave për tregti do të ndikohej negativisht nga një rritje relativisht më e ulët ose do të përballej me përkeqësimin e bilancit të tij tregtar dhe zhvlerësimin e kursit të këmbimit.

Vlerësimi i elasticiteteve mori vrull në vitet '80, e përqendruar në tregtinë pa naftën (Riedel, 1984; Cline, 1984; Dornbusch, 1985). Teksa këto vlerësime përbënin elasticitete të importit për vendet e zhvilluara, ato përfaqësonin elasticitete të eksportit për ato në zhvillim. Rezultatet e elasticitetit të të ardhurave nga Riedel varionin nga niveli i ulët prej 0.9-1.3, në nivelin e lartë prej 2.4-4.7 në rastin e Dornbusch. Në disa raste, eksportet e vendeve më pak të zhvilluara (VPZH) drejt ekonomive të industrializuara ishin të pandjeshme ndaj ndryshimeve në çmime (Figurë 1).

Marquez dhe McNeilly (1988) shtrojnë të paktën tre çështje kur krahasojnë rezultatet e elasticitetit nga studime të ndryshme: mospërfshirja e variablave (që lidhet me përdorimin e variablave të ndryshëm përafres për të ardhurat dhe deflatorët e çmimeve), agregimi sipas vendeve ose grupmallrave, dhe simultaniteti. Ata i reduktuan kufizimet mbi agregimin e grupmallrave dhe u mbështetën në 2SLS (duke adresuar simultanitetin) për vlerësimin e elasticitetit të importeve, pa naftën, të pesë shteteve industriale, nga vendet në zhvillim në nivel individual dhe të agreguar (Figurë 1). Është interesant fakti që një elasticitet negativ prej -1.2 për importet e Japonisë mund të bashkërendohet me teorinë kur mallrat vendase janë zëvendësues të përsosur të mallrave të importuar. Magee (1975) ofron një shpjegim lidhur me ndjeshmërinë e të ardhurave tejet të ulëta ndaj mallrave të importuar. Një rritje e të ardhurave mund të nxisë prodhimin e mallrave të importit e, për rrjedhojë, të ulë elasticitetin e të ardhurave më tej në një interval negativ.

Për të njëjtat vende, Marquez & McNeilly (1988) identifikojnë një interval më të ngushtë të elasticitetit të të ardhurave. Rezultatet janë të krahasueshme, duke lidhur eksportet e vendeve në zhvillim (jo anëtare të OPEC) drejt atyre të zhvilluara, përmes përdorimit të së njëjtës metodologji.

Brenda BE-së, Banka e Spanjës (2003) raporton që elasticiteti i të ardhurave të eksporteve është nën 1 për pjesën më të madhe të Eurozonës, përveç Spanjës, elasticiteti i të ardhurave të së cilës është 1.4, dhe Austrisë, Holandës dhe Finlandës me nivel elasticiteti rreth 1. Elasticiteti i të ardhurave për vendet e reja anëtare të Evropës Qendrore dhe Lindore rezulton mbi 1.5 si për importet ashtu dhe eksportet, ndërkohë që elasticiteti i çmimeve varion gjerësisht (Figurë 1).

Në Shqipëri regjistrohen dy studime (Shtylla dhe Sojli, 2006; Vika, 2009), të cilat përqendrohen në elasticitetet e flukseve tregtare nominale. Prania e variablit të çmimeve në anën e majtë nxit anshmëri në gabimet standarde, thelbësore për cilësinë e rezultateve.

Figura 1 paraqet vlerësime të përfuara nga studime të ndryshme në kohë. Intervali i gjerë i vlerësimeve dëshmon për vlerësime jokonstante përgjatë viteve. Lind pyetja nëse elasticitetet asimetrike reagojnë ndaj normave të rritjes relative, me qëllim sigurimin e bilancit tregtar, ose anasjelltas. Krugman (1989) identifikoi një "rregull 45 gradë" lidhur me diferencat në elasticitetet e të ardhurave dhe normave të rritjes relative. Kur funksionon, marrëdhënia kërkon një rregullim më të vogël në çmimet relative (kursin e këmbimit), sesa në të kundërt. Për ta ilustruar, ndonëse Japonia u karakterizua nga norma shumë më të larta rritjeje sesa Mbretëria e Bashkuar dhe SHBA, ajo nuk u përball me presione në rënie të kursit të këmbimit, dhe as me mbiçmim të tij. Kjo nënkuptonte se elasticitetet nuk ishin të pavarura nga normat e rritjes relative.

Figurë 1. Elasticitetet e të ardhurave dhe çmimeve në Tregtinë Botërore: materiale diskutimi të zgjedhura.

	Elasticiteti i importeve		Elasticiteti i eksporteve		Vendi eksportues	Vendi importues
	Y	P	Y	P		
Houthakker & Magee (1969)	1.37	-0.89	1.65	-1.24	Grupi <sup>8</sup>	
Cline (1984)			3.1	0	Jo-naftë, VPZH	Industrial 1961-81
Riedel (1984)			0.9-1.3	0	Jo-naftë, VPZH	Industrial 1960-78
Dornbusch (1985)			2.4-4.7	-1.2	Jo-naftë, VPZH	Bota 1960-83
Marquez & McNeilly (1986)			1.3-1.6		Jo-naftë, VPZH	Ka, Gje, Jap, MB 1974-81
Senhadji (1988)*	1.45	-1.08			65 vende	Bota 1960-93
Senhadji & Montenegro (1999)*			1.47	-1.02	Bota	53 shtete 1960-93
Clarida (1992)	2.2	-0.95				SHBA 1967-90
Marquez (1988)			1.4-1.9* (0.02)-(3.13)		Jo-OPEC, VPZH	1974-84
- Kanada			1.87	-1.58	Jo-naftë, VPZH	Kanada 1974-84
- Gjermani			1.9	-0.78	Jo-naftë, VPZH	Gjermani 1974-84
- Japoni			-0.17	-3.13	Jo-naftë, VPZH	Japoni 1974-84
- MB			0.81	-0.02	Jo-naftë, VPZH	MB 1974-84
- SHBA			2.15	-0.71	Jo-naftë, VPZH	SHBA 1974-84
Reinhart (1995)*	<b>1.22</b>	<b>-0.53</b>	<b>2.05</b>	<b>-0.32</b>	VPZH	Industrial 1970-91
- Amerikë Latine	0.96	-0.36	2.07	-0.19		
- Azi	1.39	-0.40	2.49	-0.40		
- Afrikë	1.14	-1.36	1.25	-0.27		
Hooper <i>et al.</i> (2000)						1990-94
- Kanada	1.4	-0.9	1.1	-0.9		1990-94
- Francë	1.6	-0.4	1.5	-0.2		1990-94
- Gjermani	1.5	-0.06	1.4	-0.3		1990-94
- Itali	1.4	-0.4	1.6	-0.9		1990-94
- Japoni	0.9	-0.3	1.1	-1.0		1990-94
- MB	2.2	-0.6	1.1	-1.6		1990-94
- SHBA	1.8	-0.3	0.8	-1.5		1990-94
Shtetet e reja anëtare të BE					Partneri tregtar	Shteti
Tomšik (2000)	1.1	"ns"	5.29	"ns"	Bota	Rep. Çeke
Benáček <i>et al.</i> (2005)	3.08	0.23	1.55	0.14	Bota	Rep. Çeke
Vagač <i>et al.</i> (2001)	1.99	-1.39	-	-	Bota	Sllovaki
Wdowinski, Milo (2002)	1.87	-1.05	2.10	-0.85	Bota	Poloni
Bobić (2009)	2.22	-0.88	1.98	-0.58 <sup>9</sup>	Bota	Kroaci

\* Vlerësime të grupuara. "ns": Jo i rëndësishëm. \* Vlerësime afatgjata tërësisht të modifikuara: vlerat mesatare për 65 shtete. \* Vlerësime afatgjata tërësisht të modifikuara: vlerat mesatare për 53 shtete.

<sup>8</sup> Houthakker dhe Magee (1969) bëjnë një vlerësim individual të elasticiteteve të rreth 15 shteteve, sot shtete anëtare të OECD e, për rrjedhojë, vendet e industrializuara të asaj kohe (Tabelë 1, faqe 4). Në këtë material, për të gjitha vendet jepet një vlerësim i vetëm (për secilin elasticitet) (Tabelë 2, faqe 5 e materialit).

<sup>9</sup> Këtu është përfshirë një variabël shtesë i kursit të këmbimit. Elasticiteti i kursit të këmbimit të importeve është -0.926, ndërkohë që për eksportet nuk konsiderohet i rëndësishëm.

Në anën tjetër, elasticitetet e ulëta të çmimeve kishin ngjallur kritika dhe shpjegime alternative. Riedel (1984) sugjeronte se arsyeja mund të ishte neglizhimi i faktorëve të ofertës. Kështu, eksportet duhet që, gjithashtu, të jenë funksion i një faktori të ofertës. Riedel argumentonte që një vend i vogël mund t'i rrisë eksportet e tij përmes konkurrencës së çmimeve, për aq kohë sa ekziston kapaciteti për të prodhuar, i cili është një faktor i ofertës. Faktori nxitës i eksporteve mund të jetë funksion i kapacitetit të vendit eksportues për të prodhuar me çmime konkurruese.

Në vitin 2011, eksportet e mallrave, pa naftën, të Shqipërisë drejt BE-së vlerësoheshin në 12% të PBB-së, duke përbërë 0.025% të importeve të BE-së. Nuk ekziston një përgjigje e saktë se cili është niveli maksimal, ndonëse mesatarja e thjeshtë e raportit midis eksporteve dhe PBB-së të 10 shteteve të reja anëtare të BE-së në vitin 2004 kishte arritur në 39% në momentin e hyrjes.<sup>10</sup> Gjithashtu, raporti prej 42% i importeve (të mallrave) shqiptare ndaj PBB-së dëshmon për mungesën e barrierave në tregti. Kërkesa e shtuar për eksportet shqiptare mund të nxitet përmes zëvendësimit të eksporteve të vendeve të tjera drejt së njëjtës (Euro) zonë, kundrejt ruajtjes së PBB-së së vendit importues në nivel të pandryshuar. Kjo na çon në konkurrencën e çmimeve sipas Riedel, teorikisht e lidhur me produktivitetin dhe kostot marxhinale relative të kapitalit dhe punës.

Analiza e rregullimeve të zhbancimit tregtar gjatë viteve '90 synonte të lidhte kursin e këmbimit me llogarinë korrente, që nënkupton kurbën-J. Ajo e ka origjinën në "përqasjen e elasticitetit" ndaj rregullimit të jashtëm të nxitur nga ndryshimet në çmimet relative, me rregullin M-L si parakusht.<sup>11,12</sup> Duke qenë se ndryshimet strukturore në çmimet relative përfshijnë një proces më të gjatë dhe të vështirë, i cili kërkon rregullime të brendshme e të dhimbshme, ka një interes të veçantë në kursin e këmbimit nga këndvështrimi vendimmarrës. Evidenca empirike mbi kurbën-J është mikse, dhe madje kundërshtuese. Rezultatet e para nga Rose (1990), (1991) dhe Ostry dhe Rose (1992) treguan që zhvlerësimi i kursit real të

<sup>10</sup> Llogaritje e autorit bazuar në të dhënat e Eurostat.

<sup>11</sup> Teori të tjera mund të sugjerojnë kanale alternative të transmetimit të ndikimit të kursit të këmbimit në llogarinë korrente.

<sup>12</sup> Zhvlerësimi i supozuar çon në zhvlerësim real. Shkalla e zëvendësueshmërisë midis mallrave vendase dhe atyre të huaja luan rol gjithashtu.



këmbimit nuk pati ndikim të qenësishëm, ndërkohë që Marquez dhe McNeilly (1988) dhe Reinhart (1995) ishin pozitiv lidhur me gjetjet e tyre.

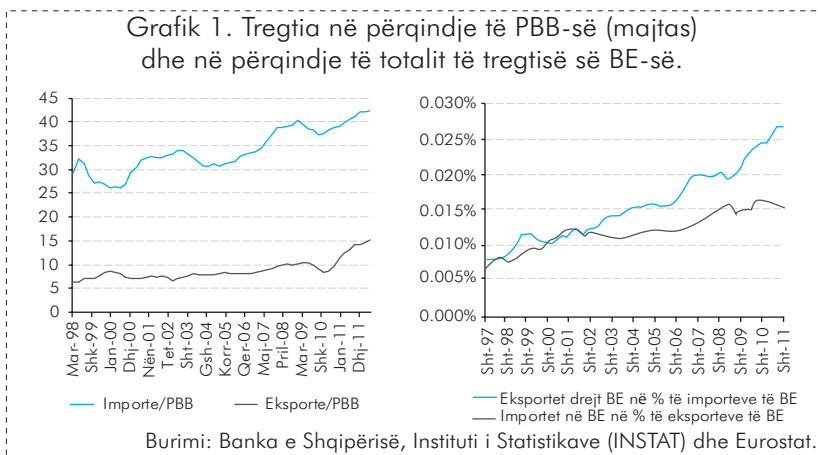
Kolapsi i madh tregtar që pasoi recesionin global të viteve 2007-2008 zgjoi interesin mbi elasticitetet për shkak të mungesës së vlerësimeve ekzistuese. Bussiere *et al.* (2011) paraqet një matje të intensitetit të rregulluar të importeve (IAD) të kërkesës agregate. Rezultatet nga një panel vendesh të OECD tregojnë një elasticitet pak më të vogël të bazuar në IAD (1.2 kundrejt 1.33 me PBB), në këmbim të një elasticiteti më të madh të çmimeve (-0.18 kundrejt -0.15). Për grupin e vendeve të G7, mospërputhjet ishin akoma më të mëdha.

Literatura empirike mbi elasticitetet e tregtisë është përcaktuar ngushtë nga specifikimi standard, siç përshkruhet në kuadrin teorik. Ndryshimet midis gjetjeve konsistojnë në drejtim të elasticiteteve asimetrike të të ardhurave për vendet në zhvillim, si dhe të rolit të ndikimit të çmimeve. Krugman (1989) njihet për analizimin e korrelacionit të normave të rritjes relative dhe ndryshimeve të elasticitetit të të ardhurave. Punimi më i fundit teorik dhe empirik që trajton zbalancimet e jashtme në një kuadër të përgjithshëm të ekuilibrit është ai nga Obstfeld dhe Rogoff (1996). Ky kuadër trajton, gjithashtu, në një mënyrë gjithëpërfshirëse, çështjet metodologjike të përmendura më lart.

### 3. ZGJEDHJA E VARIABLAVE DHE METODOLOGJIA

#### 3.1 TË DHËNAT

Disa nga variablat e përdorur në këtë studim janë të disponueshëm, ndërkohë që disa të tjerë përdoren si variabla përafërues. Në rastin e Shqipërisë, disponohen vetëm vlerat e importeve, eksporteve, si dhe të zbrërthimit të tyre sektorial. Klasifikimi sipas origjinës, në bazë vjetore, tregon se Eurozona dominon importet shqiptare. Gjatë viteve 1996-2003, importet nga Eurozona përfaqësonin rreth 77% të mesatares së përgjithshme, duke rënë për periudhën e mbetur në 58%. Importet nga të gjitha vendet e BE-së, që karakterizohen nga të njëjtat çmime tregu (në përqindje të totalit të importeve), janë rreth 8% më të larta sesa ato nga Eurozona. Rënia në peshën e importeve nga vendet e BE-së është kompensuar nga Turqia dhe Kina, me përkatësisht rreth 6-7% të totalit gjatë viteve 2004-2011. Pësha e eksporteve drejt Eurozonës dhe BE-së është akoma më e lartë, përkatësisht rreth 80% dhe 90%.



Informacioni i mësipërm përdoret për të llogaritur deflatorët e fluksit të tregtisë, bazuar në indeksat e vlerës për njësi të flukseve tregtare të Eurozonës, të disponueshme nga BQE. Identifikohen tre

grupe të tregtisë: tregtia e industrisë përpunuese (SITC 5-9); lëndë djegëse dhe produkte të ngjashme (SITC 3); dhe zërat e tjerë, të cilët konsistojnë në ushqime dhe materiale të papërpunuara (SITC 0-2, 4). Bazuar në sa më lart, identifikohen deflatorët e mëposhtëm të tregtisë.

**PM<sub>t</sub><sup>e</sup>: Indeksi i çmimit të importeve në monedhë të huaj.**

Indekset e vlerës për njësi të eksporteve të Eurozonës përdoren për të deflatuar secilin nëngrup të përmendur më lart. Këto indekse janë të disponueshme për eksportet e përgjithshme, si dhe për dy nëngrupet: naftë (SITC 3) dhe mallra të përpunuara (SITC 5-9). Për të deflatuar grupin e ushqimeve dhe të materialeve të papërpunuara (SITC 0-2, 4), përdorim vlerën për njësi të eksporteve të përgjithshme (UVX) (Burimi: BQE). Indeksi i çmimit të importeve në monedhë të huaj paraqitet si më poshtë:

$$PM_t^e = \sum_{i=1}^3 (UVX_t^{X_{i,eu}}) * w_t^{M_{i,al}} \quad \forall i=f,p,m \quad (4.1)$$

ku,  $UVX_t^{X_{i,eu}}$  është indeksi i vlerës për njësi të eksporteve të Eurozonës për grupin "i"<sup>13</sup>,

**PX<sub>t</sub><sup>e</sup>: Indeksi i çmimit të eksporteve në monedhë të huaj.**

Ë njëjta përfaqëse përdoret për të përfutur vëllimin real të eksporteve dhe deflatorin e eksporteve (në monedhë të huaj), duke përdorur indekset e vlerës për njësi të importeve të Eurozonës.

$$PX_t^e = \sum_{i=1}^3 (UVX_t^{M_{i,eu}}) * w_t^{X_{i,al}} \quad \forall i=f,p,m \quad (4.2)$$

ku,  $UVX_t^{M_{i,eu}}$  është indeksi i vlerës për njësi të importeve të Eurozonës për grupin "i".

Qëllimi kryesor është verifikimi i elasticitetit të importeve, pa naftën. Nisur nga natyra e eksporteve shqiptare të produkteve të industrisë prodhuese, elasticiteti i tregtisë së këtyre produkteve mund të jetë gjithashtu me interes (Marquez & McNeilly, 1988).

<sup>13</sup> "f" përfaqëson nëngrupin e ushqimeve dhe të materialeve të papërpunuara (SITC 0-2, 4), "p" naftën dhe energjinë (SITC 3), dhe "m" mallrat e përpunuara (SITC 5-9).

Eurozona është një treg i madh për vendet e tjera të BE-së dhe për ato kandidatë potenciale, si dhe përcaktues në vendosjen e çmimit të mallrave të tregtueshëm në rajon. Produktet e industrisë prodhuese përbëjnë 60-70% të importeve të përgjithshme. Duke qenë se një përafres i tillë nuk konsideron peshën individuale të secilit produkt të importuar, por atë të secilit nëngrup, ai bazohet në supozimin se çmimet e mallrave të secilit nëngrup janë mjaft të korreluar e, për rrjedhojë, mospërputhjet për shkak të peshave të ndryshme (nga ato në shportën e eksporteve të BE-së) janë të vogla ose të pakonsiderueshme.

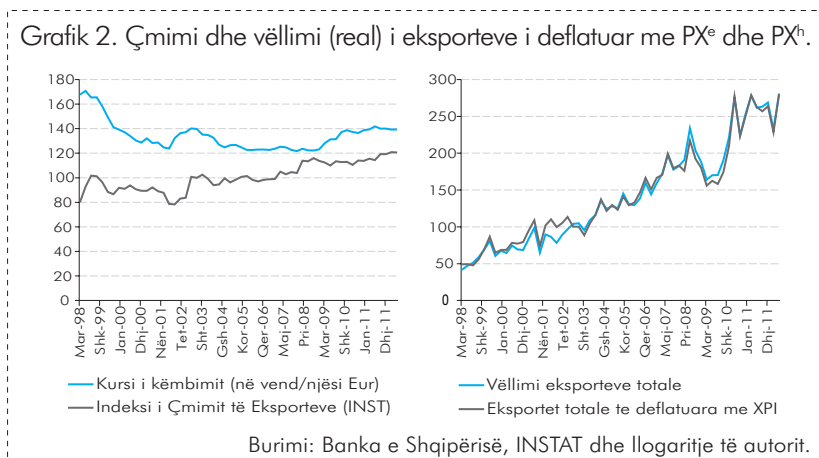
### **PX<sup>h</sup>, Indeksi i çmimit të eksporteve i matur në vend.**

Një indeks alternativ i çmimit të eksporteve (në monedhën vendase) matet nga Instituti i Statistikave në Shqipëri (INSTAT). Për shkak se ky indeks ka pak kohë që ndërtohet, për vrojtimit që mungojnë në indeksin e çmimit të eksporteve të INSTAT (PX<sup>h</sup>), përdoren normat e rritjes së Indeksit të Çmimeve të Prodhimit vendas.

Duke qenë se ekuacionet tona të import-eksportit ndërtohen mbi bazën e teorisë klasike të kërkesës e, për rrjedhojë, ndërtohen si ekuacione të kërkesës, nevojitet kujdes gjatë ndërtimit të të dy indekseve, duke qenë se ai nga INSTAT mund të përmbajë informacion mbi kostot e produkteve, duke vlerësuar kështu efektet e ofertës dhe jo presionet nga ana e kërkesës, me të cilat përballen eksportuesit në treg. Gjithashtu, indeksi i çmimit të eksporteve mund të përfshijë ndikimin e ndryshimeve në kursin e këmbimit, në varësi të faktit nëse të dhënat përfaqësojnë kostot e punës për njësi në vend ose çmimet e importit. Prania e efekteve të kursit të këmbimit në indeksin e çmimeve mund të jetë burim anshmërie. Në këtë fazë të diskutimit, një supozim i tillë është disi hipotetik. Kjo çështje trajtohet duke i marrë të dyja alternativat në konsideratë.

Duke qenë se PX<sup>e</sup> ndërtohet duke përdorur indeksin e çmimit të importeve për importet e Eurozonës, ai është njëkohësisht indeksi i çmimit të eksporteve të atyre vendeve që eksportojnë drejt Eurozonës. Në thelb, ky është çmimi me të cilat përballat konsumatori evropian i produkteve të importuara. Në një treg kaq

konkurrues për zëvendësimin e produkteve të eksportuesve të tjerë me eksportet shqiptare, këto të fundit janë vetëm çmim-marrëse dhe pranojnë ato çmime eksporti që mbizotërojnë në tregun e eksporteve.<sup>14</sup>



Megjithatë, ekziston një ndryshim konceptual thelbësor midis PX<sup>e</sup> dhe PX<sup>h</sup>. PX<sup>e</sup> ka përparësinë e të qenurit tërësisht ekzogjen ndaj sjelljes së kursit të këmbimit. Kështu, ai ofron mundësinë e përfutimit të një vlerësimi më të qëndrueshëm të elasticitetit të çmimeve të ndarë në ndikimin e kursit të këmbimit, dhe kjo për shkak të indeksit të çmimeve relative që mbizotërojnë në tregun e eksporteve.

Seritë që korrespondojnë me variablat në ekuacionet e import-eksportit ndjekin përkufizimet standarde dhe përftohen respektivisht. Figura 2 paraqet listën e përkufizimeve të variablave.

Figurë 2. Përkufizimi i variablave të përdorur.

$PM_t^e$	Indeksi i çmimit të importeve në monedhë të huaj
$PX_t^e$	Indeksi i çmimit të eksporteve në monedhë të huaj
$PX_t^h$	Indeksi i çmimit të eksporteve i matur në vend

<sup>14</sup> Është sfiduese dhe e dëmshme për një ekonomi që të ruajë një kurs këmbimi real të mbiçmuar për një kohë të gjatë (për shkak të përmirësimeve në produktivitet), e për rrjedhojë, kjo pasohet dhe nga një mbiçmim nominal.

$X_{all_t}$	Vëllimi real i eksporteve të përgjithshme
$X_{fm_t}$	Vëllimi real i eksporteve, pa naftën
$X_{m_t}$	Vëllimi real i eksporteve të produkteve të industrisë prodhuese
$M_{all_t}$	Vëllimi real i importeve të përgjithshme
$M_{fm_t}$	Vëllimi real i importeve, pa naftën
$M_{m_t}$	Vëllimi real i importeve të produkteve të industrisë prodhuese
$Y_t$	Kërkesa agregate e brendshme (Përthithja_al)
$Y_t^f$	Kërkesa agregate e huaj ( $Y_{eu}$ )
$P_t$	Çmimet e prodhimit në vend (IÇP_al)
$P_t^f$	Çmimet e huaja të prodhimit (IÇP_BE)
$K_t$	PBB/frymë me çmime konstante: Variabli i kapacitetit të prodhimit si një faktor i ofertës në ekuacionin e eksporteve
$RPX_t$	$PX_t^h / (e_t * P_t^f)$ Indeksi i çmimeve relative të eksporteve i matur në vend
$RPX_t^*$	$PX_t^h / P_t^f$
$RPM_t^e$	$PM_t^e * e_t / P_t$ Indeksi i çmimeve relative të importeve
$RPM_t$	$PM_t^e / P_t$
$RPX_t^e$	$PX_t^e * e_t / P_t^f$ Indeksi i çmimeve relative të eksporteve
$RPX_t^*$	$PX_t^e / P_t^f$

## 3.2 METODOLOGJIA

### 3.2.1 KARAKTERISTIKAT E TË DHËNAVE

Variablat në këtë material diskutimi janë vëllimi i import-eksporteve, niveli i të ardhurave në vend dhe jashtë (PBB), niveli i çmimeve të import-eksportit, si dhe indekset e çmimeve të prodhimit në vend dhe jashtë. Të gjithë variablat janë kryesisht të llojit stokastik, bazuar në veçoritë e tyre makroekonomike. Testi *Augmented Dickey Fuller* përdoret për testimin statistikor të veçorive të tyre. Ky test konsiston në kryerjen e një regresioni mbi diferencën e parë të serisë për  $t'$  u testuar si vijon:

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

ku,  $x$  përfaqëson një "konstante" ose "konstante dhe trendi", termi  $\alpha = \rho - 1$  përmban termin e rrënjës njësi, ndërkohë që hipotezat zero dhe alternative janë:

$$H_0: \alpha = 0$$

$$H_a: \alpha < 0$$

Vlerat e vonuara të  $\Delta y_t$  shtohen për të kontrolluar korrelacionin në seri të mbetjeve, për të siguruar që këto të fundit të jenë zhurmë të bardha. Kryerja e testit pa vlerat e vonuara është e vlefshme vetëm për një proces AR(1). Vlerat kritike për testimin e rrënjëve njësi nuk janë vlerat kritike të zakonshme të shpërndarjes-t të Studentit, por ato përftohen nga Dickey & Fuller (1979) dhe më pas shtohen nga McKinnon (1991)(1996).

Në të gjitha rastet, rezultatet e testit ADF për stacionaritet konfirmojnë se ato janë stacionare në nivelin e parë, me vetëm një konstante (Shtojca 1. Tabelë 1.1).<sup>15</sup> Këtu përjashtohen eksportet (dhe eksportet pa naftën dhe energjinë), të cilat janë gjithashtu stacionare në nivel kur përfshihet një trend. Nisur nga numri i vogël i vrojttimeve, një stacionaritet i tillë i trendit është i mundur për variabla jostacionarë natyrorë.

Problemi me rezultatet e testit të rrënjës njësi është se ai konsideron vetëm 56 vrojttime të të gjithë serisë, të cilat mund të përafrohen gjithashtu nga një trend linear. Njohja e një trendi kaq linear si cilësi e serisë nënkupton se vetë eksportet janë të pavarura nga çdo proces makroekonomik. Seritë më të gjata e kundërshtojnë këtë përfundim kaq të parakohshëm, duke nënkuptuar se vetë trendi është në fakt pjesë e një procesi më të gjatë stokastik. Ajo për çfarë interesohemi është mënyra se si zhvillohet trendi stokastik, i vrojtuar në seritë më të gjata, dhe masën me të cilën ndikojnë faktorët kryesorë nxitës mbi të. Juselius (2006) bën një diskutim të hollësishëm mbi arsyen pse jostacionariteti duhet të konsiderohet më shumë si një cilësi e serive ekonomike sesa si një proces statistikor. Rasti është shumë më i fortë kur numri i vrojttimeve është relativisht i vogël (më pak se 70) dhe mbulon një periudhë të shkurtër kohore (vetëm 14 vjet).

---

<sup>15</sup> Këtu përjashtohen vetë eksportet (dhe eksportet, pa naftën dhe energjinë), të cilat janë gjithashtu stacionare në nivel kur përfshihet një trend. Këto çështje shfaqen gjatë testimit të vëllimit të import-eksporteve të produkteve të industrisë prodhuese, ndonëse ato raportohen vetëm për qëllime krahasimi. Vrojtimi vëren se seritë kanë një tendencë të qartë në rritje. Numri i vogël i vrojttimeve dhe luhatjet e mëdha rreth kësaj tendence ndikojnë në rezultatet e rrënjës. Rezultatet për këtë seri tregojnë gjithashtu probleme të vogla me diagnostikat e tjera.

Në rastin kur konsiderohet një periudhë më afatgjatë, rezultatet e testit të rrënjës njësi për eksportet konfirmojnë praninë e një trendi stokastik në seri. Në të vërtetë, prania e një trendi stokastik është ajo çfarë supozon dhe teoria ekonomike, duke qenë se eksportet nxiten kryesisht nga niveli i të ardhurave të partnerit të huaj tregtar, ku ky i fundit është vetë jostacionar. Për qëllime të këtij studimi, seria e eksporteve konsiderohet në testimin e kointegrimit, ndonëse shumë konsideratë i jepet edhe gjatë analizimit të marrëdhënies kointegruese. Stacionariteti i trendit trajtohet duke ndjekur rregulla teorike strikte për përcaktimin e numrit të vektorëve të kointegrimit dhe të atij të termave përcaktues (deterministikë) të përfshirë, siç trajtohet gjërësisht në seksionet e mëposhtme mbi metodologjinë.

### 3.2.2 METODA

#### Elasticitetet afatgjata

Një qasje klasike për vlerësimin e elasticiteteve është ajo nga Johansen (1988) (1991). Trendi stokastik i pranishëm në të dhënat kërkon një analizë kointegrimi në vlerësimin e elasticiteteve. Kjo qasje propozon një Mekanizëm të Korrigjimit të Vektorit të Gabimit (që këtej e tutje VECM) për përcaktimin e marrëdhënies kointegruese dhe vlerësimin e koeficientëve afatgjatë të ekuilibrit përmes metodës ML. Metoda gëzon veçori të pëlqyeshme në drejtim të gjenerimit të një ekuilibri afatgjatë, krahas trajtimit të dinamikave të tij afatshkurtra, dhe zgjidh problemin e simultanitetit ndërmjet variablave. Përfaqësimi VECM Johansen kryen testimin si më poshtë:

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

ku,

$Z_{i,t}$  është vektori i të gjithë variablave endogjenë "N" në sistem,

$\Gamma_{i,t-j}$  është matrica e koeficientëve afatshkurtër (N variabla x N ekuacione) që nxisin procesin,



$$\Pi = \alpha\beta' = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \dots & \alpha_{1N} \\ \dots & \dots & \dots \\ \alpha_{N1} & \dots & \alpha_{NN} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \dots & \beta_{N1} \\ \dots & \dots & \dots \\ \beta_{1N} & \dots & \beta_{NN} \end{pmatrix}$$

është matrica e koeficientëve të variablave N në nivele të kointegruara, e cila është produkt i shpejtësive të rregullimeve ( $\alpha$ 's) dhe i koeficientëve afatgjatë ( $\beta$ 's),

$\Phi$  është vektori i koeficientëve afatshkurtër për termat deterministikë në modelin VAR, i cili mund të jetë i barabartë ose i ndryshëm nga zero.

$\varepsilon_{i,t}$  është vektori i termave të gabimit i.i.d me mesatare zero dhe variancë të përcaktuar.

Testimi për kointegrim ndërmjet variablave në  $Z_{i,t}$  kryhet duke përdorur testin e gjurmimit LR (*trace test*). Ai teston hipotezën zero që gjendet në pjesën më të madhe të vektorëve kointegruar "r", duke përdorur statistikën "trace":

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

ku  $\lambda_i$  është vlera eigen më e madhe e matricës  $\Pi$ . Vlerat kritike asimtotike përftohen nga MacKinnon-Haug-Michelis (1999).<sup>16</sup> Kushti i duhur i radhitjes për identifikimin e secilit vektor kointegruar konsiderohet për variabla potencialisht dhe pamjaftueshmërisht ekzogjenë. Johansen (1995) paraqet kushtet nën të cilat kufizime të tilla janë përgjithësisht identifikuese.

## Konstantja e parametrin

Testimi për konstanten e parametrin bën të nevojshëm krahasimin e sjelljes së mbetjeve të vlerësimit në nënkampionë të ndryshëm. Për parametrat e qëndrueshëm, veçoritë e mbetjeve në nënkampionë nuk duhet të ndryshojnë. Këto testime janë aplikuar në ekuacionet

<sup>16</sup> Vlerat kritike të MHM të përdorura nga paketa Eviews ndryshojnë nga ato të raportuara nga Johansen dhe Juselius (1990).

e kointegrimit afatgjatë.<sup>17</sup> Testimet zbatohen për kampionin e periudhës 1998-T2 2010. Si rregull i përgjithshëm, pika e ndërprerjes vendoset në përqindjen e 85 të numrit të vrojttimeve. Pjesa më e madhe e evidencës nga raportet periodike sugjeron se ngadalësimi në aktivitetin ekonomik si pasojë e krizës globale ndodhi pas vitit 2009 (Raporti Vjetor, 2010).

### 3.3 TESTIMI

Gjatë testimit për kointegrim ndërmjet variablave makro-ekonomikë me një numër të vogël vrojtimesh (përgjithësisht në intervalin 50-70 vrojttime), dalin disa çështje për diskutim. Numri i vogël i vrojttimeve ngre pikëpyetje jo vetëm mbi qëndrueshmërinë e vlerësimeve, por dhe mbi testimin për kointegrim. Juselius (2006) sugjeron atë që konsideron teorinë ekonomike dhe rezultatet e testit të rrënjës njësi, si bazë për numrin e vektorëve kointegrues dhe të termave deterministikë (Shtojca 1. Tabelë 1.1). Megjithatë, siç dokumentohet dhe në seksionin e mëparshëm, numri i vogël i vrojttimeve ngre pyetje të ngjashme edhe për rezultatet e rrënjës njësi. Kështu, është e rëndësishme të kemi një mbështetje të fortë teorike për llojin e ekuacioneve të regresuar dhe t'i interpretojmë këto rezultate në mënyrën e duhur duke u bazuar në teorinë ekonomike.

Përgjithësisht, gjatë testimit për kointegrim ndërmjet vëllimit tregtar, të ardhurave dhe çmimeve, pritet që të ekzistojë vetëm 1 marrëdhënie kointegrimi, ku vëllimi tregtar i përgjigjet të ardhurave dhe çmimeve. Testimi në kampionë të vegjël mund të sugjerojë më shumë ose më pak se 1 vektor kointegrimi, duke qenë se statistikat e testimit për kointegrim ndikohen mjaft nga numri i vrojttimeve dhe i informacioneve mbi këta kampionë të vegjël. Zhvillimi i vlerave kritike të reja (shiko Reihnsel dhe Ahn (1992), Johansen (2002)) është një mënyrë se si mund të trajtohet kjo çështje.

Ky material mbështetet më shumë në teorinë ekonomike, e cila sugjeron se ekziston vetëm një marrëdhënie kointegrimi ndërmjet

---

<sup>17</sup> Është mjaft tunduese që këto aplikime të bëhen në bazë sistemi, ndonëse pjesa më e madhe e variablave të tjerë janë pak ekzogjenë ndaj procesit. Rezultatet e testit paraqiten në Shtojcën 1.

këtyre variablove. Rezultatet e testit standard të kointegrimit të modelit të kërkesës për importe dhe eksporte konfirmojnë unikalitetin e këtij vektori të kointegrimit (CV). Me qëllim zgjedhjen e numrit të termave deterministikë në vektorin e kointegrimit, në këtë material supozohen vetëm konstantet në CV dhe sistemin VAR, të bazuara në rezultatet e testit të rrënjës njësi. Kështu, konsiderohet një VAR i kointegruar vetëm me një konstante në CV dhe VAR (shiko Shtojca 1. Tabelë 1.2, Tabelë 1.3, Tabelë 1.4). Gjithashtu, gjatë testimit me më shumë se tre variabla, testet mund të sugjerojnë 2 CV, duke qenë se shkalla e lirisë bie ndjeshëm. Mospërputhje të tilla janë shumë të zakonshme në rastin kur në VAR shtohen variabla të tjerë dhe kur numri i vrojtimeve është i vogël. Duke u bazuar në Juselius (2006) mbi kointegrimin në rastin kur numri i vrojtimeve është i vogël, numri i CV-ve është kufizuar vetëm në 1, me përjashtim të rasteve kur justifikohet nga teoria ekonomike.<sup>18</sup>

Për testimin e elasticiteteve për vëllimin tregtar në Shqipëri shfaqen të paktën tre mangësi:

- Së pari, disa prej variablove nuk janë të disponueshëm, kështu që ato ndërtohen ose plotësohen pjesërisht për qëllim të këtij studimi (si për shembull, indekset e çmimeve). Kjo mund të çojë në anshmëri për shkak të vlerësimit nga ana e autorit.
- Së dyti, numri i vrojtimeve është i vogël për intervalin e pranueshëm për këto lloj testesh, duke përbërë gjithashtu burim anshmërie.
- Së fundi, vëllimet tregtare nuk janë homogjene ndërmjet nëngrupeve të tyre. Disa mallra kanë një peshë shumë të ndryshme në vëllimin e përgjithshëm të tregtisë në Eurozonë, kundrejt peshës së tyre në fluksin e tregtisë në Shqipëri, ndërkohë që çmimet e tyre mund të ndryshojnë në mënyrë të konsiderueshme nga indeksi i çmimeve agregate të të gjithë grupit.

Duke qenë se jo të gjitha këto mangësi mund të trajtohen në këtë material, seksioni në vijim konsideron disa prej tyre pjesërisht.

---

<sup>18</sup> Për diagnostika të mëtejshme testimi, shiko Shtojca 1. Tabela dhe Grafikë. Disa nga rezultatet e testit bëhen të disponueshme vetëm me kërkesë pranë autorit.

## 4. SPECIFIKIMET E MODELIT DHE REZULTATET

### 4.1 SPECIFIKIMI I EKUACIONEVE

Me qëllim trajtimin e pjesshëm të disa prej çështjeve më lart, në këtë material testohen disa specifikime alternative të ekuacioneve të import-eksporteve.

#### (i) Ekuacioni i eksporteve

Ekuacioni kryesor formulohet si në specifikimin teorik të përshkruar në Seksionin 2.1, me vetëm një variabël të të ardhurave dhe çmimeve. Specifikimet alternative përfaqësojnë nëngrupet e tregtisë së eksporteve, pa naftën, ("X\_fm") dhe eksporteve të industrisë prodhuese ("X\_m").<sup>19</sup>

Duke ndjekur Marquez dhe McNeilly (1988), elasticitetet për nëngrupet e vëllimeve tregtare konsiderohen duke u bazuar në klasifikimin SITC të përmendur më lart. Klasifikimi për tregtinë, pa naftën, është me interes të veçantë për shkak të peshës së madhe të vëllimeve tregtare të naftës si një produkt i vetëm. Një elasticitet më i lartë (nëse konsiderohet si një mall luksi) ose më i ulët (nëse konsiderohet si një mall i domosdoshëm për ekonominë) mund të ndikojë mbi mesataren e elasticitetit (të të ardhurave dhe çmimeve) të vëllimeve tregtare. Mjaft autorë të shquar i kanë kushtuar interes tregtisë, pa naftën (Dornbusch 1985; Cline, 1984; Riedel, 1984). Ekuacioni i eksporteve, duke përfshirë nëngrupet, përkufizohet si më poshtë:

$$X_{i_t} = \Pi \left( \frac{Y_t^f}{P_t}, \frac{PX_t^h}{e_t * P_t} \right) \quad \forall i = \text{all, fm, m} \quad (5.10-5.12)$$

Çmimi relativ i eksporteve (RPX<sub>i</sub>) jepet si raport i çmimit të eksporteve (në monedhën vendase) dhe produktit të çmimeve të huaja të prodhimit dhe kursit të këmbimit.

---

<sup>19</sup> Eksportet e industrisë prodhuese përfshijnë zërat 5-9 të SITC (Klasifikimi Ndërkombëtar Standard i Tregtisë).

Një specifikim alternativ ka për qëllim identifikimin e rolit të kursit të këmbimit në rëndësinë e elasticitetit të çmimeve të eksporteve. Kështu, ekuacioni formulohet si më poshtë (duke përfshirë rastet për nëngrupet):

$$X_{i_t} = \Delta_i \left( \frac{Y_t^f}{P_t^f}, \frac{PX_t^h}{P_t^f}, e_t \right) \quad \forall i = \text{all, fm, m} \quad (5.20-5.22)$$

Ndarja e variablit të çmimeve në tre terma të ndryshëm mund të jetë tunduese, por nisur nga numri i vogël i vrojtimeve, një eksperiment i tillë do të kërkonte shumë kujdes në ndërtimin e një rasti të qëndrueshëm.

#### (ii) Specifikimi alternativ i ekuacionit të eksporteve

Një specifikim alternativ ndërtohet duke përdorur deflatorin e eksportit  $PX^e$ , që çon në një çmim relativ të eksporteve në monedhë të huaj  $RPX^e$  (Figurë 2). Një variabël i tillë vlerëson ndryshimet në çmimet relative, të cilat nuk vijnë as nga ndryshimet në kursin e këmbimit e as nga ato në kostot e punës për njësi në vend. Kursi i këmbimit reflekton luhatje në indeksin e çmimeve relative për shkak të luhatjeve të tij.<sup>20</sup> Ky specifikim është po aq i mirë sa dhe supozimi se vëllimi i eksporteve i deflatuar nga  $PX^h$  i matur në vend është i njëjtë me vëllimin e eksporteve i deflatuar nga  $PX^e$  (Grafik 2).

Për sa i përket specifikimit bazë (ekuacioni 5.20) të paraqitur më lart, modeli i ri shkruhet si më poshtë:

$$X_{i_t} = \Delta_i \left( Y_t^f, \frac{PX_t^e}{P_t^f}, e_t \right) \quad \forall i = \text{all, fm, m} \quad (5.30 - 5.32)$$

ku,  $(PX_t^e)$  është indeksi i ri i çmimit të eksporteve i bazuar në indekset e vlerës për njësi të importeve të Eurozonës, dhe të gjithë variablat e tjerë si në ekuacionin (5.20).

<sup>20</sup> Një bashkëndim alternativ me kuadrin teorik mund të ishte përdorimi i kursit real të këmbimit. Për arsye pragmatike, çmimi relativ i eksporteve mund të konsiderohet si deflator për përfitim të kursit real të këmbimit. Vlerësimet alternative duke përdorur RER në të njëjtin specifikim prodhoi rezultate shumë të ngjashme. Rezultatet bëhen të disponueshme me kërkesë pranë autorit.

### (iii) Elasticiteti i ofertës në ekuacionin e eksporteve

Mangësia e mundshme teorike e përqasjes standarde është që ajo mund të mos arrijë të reflektojë elasticitetin e ofertës së eksporteve, duke çuar kështu në vlerësime të anshme. Një mënyrë e tërthortë për trajtimin e këtij aspekti është që rënie në kostot e punës për njësi ta konsiderojmë ekuivalente me rritjen e produktivitetit. Për shkak të kostove relativisht më të ulëta të punës për njësi, çka ndihmon eksportet, rritja e produktivitetit duhet që gjithashtu të kishte kontribuar në rritjen e ekonomisë në tërësi me një ritëm më të shpejtë. Kjo na kthen në argumentimin e Riedel (1984) lidhur me praninë e faktorëve të ofertës, ndonëse ndryshimet në çmimet relative mund të rezultojnë për shkak të faktorëve të ndryshëm nga thjesht rënia e kostove të punës për njësi.

Pjesa më e madhe e autorëve sugjerojnë përfshirjen e PBB-së në vend si faktor i ofertës, domethënë produktivitetin e punës që çon në rritjen e kapacitetit të prodhimit për një çmim të caktuar, duke e bashkërenduar me propozimin e Goldstein dhe Khan (1978). Por në rastin e një numri të vogël vrojtimesh, seria e rregullt tremujore e PBB-së ka disavantazhin e të qenurit nën ndikimin e fortë të faktorëve të kërkesës. Këto luhatje mund të mbizotërojnë tendencën e përgjithshme brenda një kohe të shkurtër. Ideja e zgjerimit të kapacitetit të prodhimit ose rritjes së produktivitetit supozon një tendencë zgjerimi të zbutur dhe graduale, e cila mund të ndikojë mbi rritjen e eksporteve përtej çmimeve të eksporteve dhe kërkesës.

Për trajtimin e kësaj mangësie, PBB-ja vjetore për frymë me çmime konstante interpolohet në mënyrë lineare në të dhëna tremujore. Kjo ka përparësinë e neutralitetit ndaj rritjes për shkak të rritjes së popullsisë dhe, për rrjedhojë, ofron një matje më të mirë të produktivitetit dhe stokut të kapitalit në periudhën afatmesme dhe atë afatgjatë. Transformimi linear në të dhëna tremujore gëzon gjithashtu veçorinë e zbutjes, që e sterilizon atë nga çdo korrelacion me PBB-në e huaj, për shkak të cikleve të biznesit dhe ndërlydhjes së ekonomisë shqiptare me atë të Eurozonës. Megjithatë, një korrelacion i tillë në bazë vjetore mund të ndikojë mbi vlerësimin e elasticitetit të të ardhurave. Gjithashtu, variabli mund të vlerësojë efektet e akumulimit të mëtejshëm të kapitalit ose përmirësimit të teknologjisë dhe aftësive.

Duke vijuar me specififikimin e ekuacionit (5.30) dhe atë teorik në ekuacionin (2') në kuadrin teorik në seksionin 1.1, modeli i ri i ekuacionit të eksporteve formulohet si më poshtë:

$$X_{i_t} = \Delta_i \left( \frac{Y_t^f}{P_t^f}, \frac{PX_t^e}{P_t^*}, e_t, k_t \right) \quad \forall i = \text{all, fm, m} \quad (5.40-5.42)$$

ku,  $(k_t)$  është PBB-ja për frymë në vend me çmime konstante, dhe pjesa tjetër si në ekuacionin (5.30).

#### (iv) Ekuacioni i importeve

Analiza e mësipërme shërben si bazë për ekuacionin e importeve. Kërkesa për importe do të varet nga kërkesa e brendshme agregate dhe çmimi relativ i importeve. Si përafres për kërkesën për importe, në literaturë është i zakonshëm përdorimi i PBB-së (përfshirë ose përjashtuar eksportet), kërkesës së brendshme agregate ose prodhimit industrial.<sup>21</sup> Variabli i çmimeve është raporti i çmimit të importeve në monedhën vendase ndaj indeksit të çmimeve të prodhimit në vend. Ekuacionet kryesore teorike specifikohe për vëllimin e importeve, si dhe për dy nëngrupet, importet, pa naftën, dhe produktet e industrisë së prodhimit (SITC 5-9).<sup>22</sup> Tre ekuacionet kryesore formulohen si më poshtë:

$$M_{i_t} = f \left( \frac{Y_t}{P_t}, \frac{PM_t^e * e_t}{P_t} \right) \quad \forall i = \text{all, fm, m} \quad (5.50-5.52)$$

ku,  $(PM_t^e)$  është çmimi i importeve në euro,  $(e_t)$  është kursi nominal i këmbimit,  $P_t$  është indeksi i çmimeve të prodhimit në vend, ndërkohë që  $P_t^*$  është variabli i PBB-së reale në vend. Deflatori i PBB-së nuk është i njëjtë me indeksin e çmimeve të prodhimit, me qëllim shmangien e çrregullimeve të mundshme.<sup>23</sup>

<sup>21</sup> Brussiere *et al.* (2011) konsideron përafresen e intensitetit të rregulluar të importeve, e cila konsiston në elementë përbërës të PBB-së me pesha të ndryshme.

<sup>22</sup> Seria e importeve, përjashtuar naftën dhe prodhimin industrial (SITC 0-2.4), që përfshin ushqimet dhe materialet e papërpunuara, është shumë e luhatshme në krahasim me mesataren e saj. Për arsye pragmatike, në këtë material është zgjedhur testimi i rëndësisë së saj për importet e prodhimit industrial.

<sup>23</sup> Për këtë qëllim, përafresi i kërkesës agregate është deflatuar me inflacionin e çmimeve të konsumit.

Për të verifikuar ekzogjenitetin potencial të kursit të këmbimit ose çmimit relativ të importeve, specifikimi me një variabël të veçantë të kursit të këmbimit është si vijon:

$$M_{i_t} = \Omega_i \left( \frac{Y_t}{P_t}, \frac{PM_t^e}{P_t}, e_t \right) \quad \forall i = \text{all, fm, m} \quad (5.60-5.62)$$

Çmimi i importeve është, në një shkallë të ulët, ekzogjen ndaj procesit për shkak të fillësës së tij, ndërkohë që kursi i këmbimit është potencialisht endogjen dhe, si rezultat, mund të jetë një përcaktues kryesor i çmimit relativ të tregtisë. Një argument i dytë është interesi i veçantë në të si një faktor korrigjues i bilancit tregtar.<sup>24</sup>

Diagnostikat kryesore të testit dhe rezultatet e tij lidhur me numrin e vektorëve kointegruës në të gjitha specifikimet e mësipërme paraqiten në Shtojcën 1.

## 4.2 REZULTATET

### 4.2.1 ELASTICITETET E EKSPORTEVE

Rezultatet e testit për ekuacionet (5.10-5.12) dhe (5.20-5.22), duke përdorur indeksin e çmimit të eksporteve të matur në vend, paraqiten në Figurën 3. Rezultatet tregojnë elasticitetet të lartë të të ardhurave dhe çmimeve të eksportit, ku eksportet rriten me 3.68% për çdo 1% rritje të PBB-së jashtë, dhe ulen me 1.6% për çdo 1% rritje në çmimin relativ të eksporteve (Figura 3). Përgjithësisht, prania e eksporteve të naftës mund t'i nënvlerësojë këto elasticitete për shkak të elasticiteteve potencialisht të ndryshme të të ardhurave dhe çmimeve (duke qenë se vendi eksportues është i vogël dhe çmim-marrës). Nëse shikojmë mënyrën se si ndryshon elasticiteti i të ardhurave përgjatë nëngrupeve të eksporteve, vërejmë se elasticitetet e të ardhurave janë të ngjashme.<sup>25</sup>

<sup>24</sup> Në këtë material konsiderohet një deflator alternativ i çmimeve përkatëse për secilin nëngrup të tregtisë (përjashtuar naftën dhe prodhimin industrial). Rezultati kryesor nuk paraqet ndryshime, ndërkohë që synimi është ruajtja e rezultateve të krahasueshme përgjatë specifikimeve.

<sup>25</sup> Duke qenë se secili nëngrup është i grupuar, është e pamundur të arrihet në përfundime të qëndrueshme.



Figurë 3. Elasticitetet nga ekuacioni i eksporteve.

Eksporte	Total	Eksporte, pa naftën	Industri prodhuese	Eksporte	Total	Eksporte, pa naftën	Industri prodhuese
	(5.10)	(5.11)	(5.12)		(5.20)	(5.21)	(5.22)
Y	3.68	<b>3.60</b>	3.39	Y	3.95	<b>3.79</b>	3.58
(s.e)	(-0.193)	<b>(-0.215)</b>	(-0.209)	(s.e)	(-0.117)	<b>(-0.153)</b>	(-0.188)
RPX	-1.60	<b>-1.81</b>	-1.16	RPX*	-1.01	<b>-1.36</b>	-1.79
(s.e)	(-0.387)	<b>(-0.422)</b>	(-0.420)	(s.e)	(-0.292)	<b>(-0.374)</b>	(-0.471)
				E	1.47	<b>1.64</b>	1.20
				(s.e)	(-0.218)	<b>(-0.284)</b>	(-0.349)

Gabimi standard në kllapa. I konsiderueshëm në nivelin 1%, me përjashtim të rasteve kur shprehet ndryshe. (\*) I konsiderueshëm në nivelin 5%. (\*\*) I konsiderueshëm në nivelin 10%. (\*\*\*) Jo i konsiderueshëm.

\* Referojuni specifikimeve të modelit në ekuacionin (5.10) dhe (5.20) për përkufizimin e variablit të indeksit të çmimeve relative (RPX) në ekuacionin (5.10) dhe (5.20).

Elasticiteti i lartë i të ardhurave të eksporteve është në intervalin e gjetjeve për vendet në zhvillim (Figurë 1). Norma mesatare e rritjes në Shqipëri luhatet në 6% për periudhën e konsideruar, ndërkohë që për BE-në luhatet në intervalin 2-3% (Burimi: Eurostat). Këto norma mesatare rritjeje janë në linjë me elasticitetin e të ardhurave të vëllimit të eksporteve, i cili është konsiderueshëm më i lartë sesa raporti korrespondues prej rreth 2. Duke shtuar faktin që raporti midis eksporteve të përgjithshme dhe PBB-së u rrit nga rreth 7% në vitin 1998 në rreth 14-15% në vitin 2011, është e sigurt që vlerësimet për elasticitetin e të ardhurave për specifikime të ndryshme të funksionit të eksporteve luhaten brenda një intervali në linjë me raportin më lart.

Nuk ka një dakordësi të përcaktuar qartë lidhur me intervalin e elasticitetit të çmimit të eksporteve. Gjetjet variojnë në mënyrë të konsiderueshme nga zero në 2, ose madje dhe në 3 (Figurë 1). Vlerësimet për elasticitetin e çmimeve bien në kufirin e sipërm të këtij intervali, duke u luhatur nga 1.6 për eksportet e përgjithshme në 1.8 për eksportet, pa naftën, dhe 1.16 për eksportet e produkteve industriale. Duke qenë se indeksi i çmimeve relative është raporti i dy indekseve të çmimit (dhe kursit të këmbimit), mund të jetë e

dobishme që të identifikohet ndikimi i kursit të këmbimit në indeksin e çmimeve relative. Arsyeja është se nisur nga seria e shkurtër e indeksit të çmimit të eksporteve në monedhën vendase dhe shtesave të bëra (shiko Shtojcën 2 për përshkrimin e të dhënave), dhe duke qenë se rezultatet varen jashtëzakonisht shumë nga cilësia e të dhënave, nga pikëpamja e politikëbërjes, do të ishte me interes njohja e ndikimit relativ të kursit të këmbimit mbi një ekuilibër të tillë.

Rezultatet konfirmojnë se, kur konsiderohet si një variabël i veçantë, kursi i këmbimit i përket marrëdhënies afatgjatë që përcakton vëllimin e eksporteve (Figura 3, ekuacionet 5.20-5.22), ndonëse është, në nivel të ulët, ekzogjen ndaj procesit (Shtojca 2, Tabelë 1.5).

#### 4.2.2 ELASTICITETI I ÇMIMIT TË EKSPORTEVE DHE KURSI I KËMBIMIT

Vlera e lartë e elasticitetit të kursit të këmbimit dhe çmimi në vend i eksporteve në ekuacionin (5.20) ngre pikëpyetje mbi cilësinë e tyre. Në vend të tij, përdoret një indeks alternativ i çmimeve ( $PX^e$ ), duke përfituar nga ekzogjeniteti i tij ndaj procesit dhe nga fakti se ai nuk ndërvepron me kursin e këmbimit.

$$X_{-i_t} = \Delta_i \left( \frac{Y_t^*}{P_t^*}, \frac{PX_t^e}{P_t^*}, e_t \right) \quad \forall i = \text{all, fm, m} \quad (5.30 - 5.32)$$

Rezultatet e testit të ekuacionit të mësipërm jepen në Figurën 4. Rezultatet sugjerojnë se avantazhi në çmim i eksporteve shqiptare reflektohet më mirë nga kursi i këmbimit, ndërkohë që koeficienti i variablit të çmimeve relative të eksportit (në monedhë të huaj) nuk ndryshon statistikisht nga zero. Vlerësimet për elasticitetin e të ardhurave nuk ndryshojnë shumë nga ato në specifikimin e mëparshëm të funksionit të kërkesës për eksporte (ekuacionet (5.20) – (5.22) në Figurën 3). Komenti i fundit i atribuohet vlerësimeve të elasticitetit të kursit të këmbimit.

Ndër koeficientët e vlerësuar, ekziston një që të tërheq vëmendjen. Elasticitetet e kursit të këmbimit në këtë specifikim janë pothuajse

sa gjysma e atyre në ekuacionet (5.20)-(5.22) në seksionin e mëparshëm, të vlerësuara duke përdorur indeksin e çmimit të eksporteve të matur në vend. Elasticiteti i kursit të këmbimit të vëllimit të eksporteve të përgjithshme në ekuacionin (5.20) është 1.47, ndërkohë që në ekuacionin (5.30) është 0.88. Diferenca është akoma më e madhe në rastin e ekuacioneve të eksportit, pa naftën.

Figurë 4. Elasticitetet e të ardhurave dhe çmimeve të eksportit ( $PX^e$  bazuar në indekset e vlerës për njësi të importeve të Eurozonës).<sup>26</sup>

	Total(5.30)	Jo-naftë(5.31)	Industri prodhuese (5.32)
Yf	3.79 (-0.119)	<b>3.59</b> <b>(-0.126)</b>	3.50 (-0.194)
RPX <sup>e</sup>	0.27(***) (-0.324)	<b>0.19(***)</b> <b>(-0.342)</b>	0.61(***) (-0.524)
E	0.88 (-0.195)	0.63 (-0.206)	0.17(***) (-0.316)

Gabimi standard në kllapa. Të gjitha vlerësimet të konsiderueshme në nivelin 1%, me përjashtim të rasteve kur shprehet ndryshe.

(\*) E konsiderueshme në nivelin 5%. (\*\*) E konsiderueshme në nivelin 10%. (\*\*\*) Jo e konsiderueshme.

Ekziston një argument potencial që mund të shpjegojë hendekun midis dy grupeve të vlerësimeve. Indeksi i çmimeve relative të eksportit i përdorur në ekuacionin (5.20) mund të reflektojë luhatjet në kursin e këmbimit dhe të ndërveprojë me të në atë ekuacion. Në rastin e përdorimit të indeksit të çmimit të eksporteve në monedhë të huaj ( $PX^e$ ), indeksi i çmimeve relative ( $RPX^e$ ) nuk është statistiki i rëndësishëm dhe, për rrjedhojë, vlerësimi i elasticitetit të kursit të këmbimit mund të jetë i pastruar nga çdo ndërveprim me të. I gjithë argumenti mbështet mënyrën se si matet indeksi i çmimit të eksporteve në vend dhe përmbajtjen e kursit të këmbimit në serinë e përfutur.

Një gjetje e dytë është që elasticitetet e të ardhurave iu afrohen vlerësimeve të mëparshme. Ato nuk përputhen me elasticitetin

<sup>26</sup> Rezultatet e elasticitetit për një specifikim ku kursi i këmbimit është pjesë e termit "Çmimi Relativ i Eksporteve", domethënë ( $RPX^e = \frac{PX^e * e}{P_i}$ ), jepen në Shtojcën 1, Tabelë 1.10.

e pritur të të ardhurave në periudhën afatgjatë prej rreth 1 të supozuar në literaturën teorike. Por një gjetje e tillë teorike kërkon supozime mjaft të forta në drejtim të rritjes ekonomike relative të të dy partnerëve tregtarë. Një vend në zhvillim rritet të paktën 2-3 herë më shpejt sesa një vend i zhvilluar. Në mënyrë që raporti i eksporteve ndaj PBB-së të rritet, ashtu siç supozohet për një vend në zhvillim në procesin e përafrimit, nevojitet një koeficient më i lartë, nëse rritja e eksporteve nuk subvencionohet nga një monedhë e zhvlerësuar ose produktivitet i lartë. Ndërkohë që një produktivitet më i lartë do të çonte, në mënyrë të ngjashme, në rritjen e PBB-së në vend. Një rast i tillë trajtohet në seksionin në vijim.

Testet e stabilitetit për secilin nga ekuacionet e kointegrimit afatgjatë jepen në Shtojcën 1. (Tabelë 1.8 dhe Tabelë 1.9).

#### 4.2.3 ELASTICITETI I OFERTËS SË EKSPORTEVE

Një mangësi e mundshme teorike e përqaqjes së përmendur më lart është që ajo mund të mos arrijë të reflektojë rritjen e eksporteve për shkak të asaj pjese të rritjes së produktivitetit ose rënies së kostove të punës për njësi që nuk reflektohet në ecurinë e kursit të këmbimit si një variabël çmimi. Kështu, është e logjikshme të pyesim se si do të reagoje vëllimi i eksporteve ndaj një rënieje të pagave në ekonominë në vend, domethënë kur kostoja marxhinale e prodhimit rritet.

Për të reflektuar të gjithë faktorët e ofertës, në këtë material ndiqet propozimi me kapacitetin e prodhimit të sugjeruar nga Goldstein dhe Khan (1978) dhe i shpjeguar në seksionin 4.1. Ekuacioni është:

$$X_{-i_t} = \Delta_i \left( \frac{Y_t^*}{P_t^*}, \frac{PX_t^e}{P_t^*}, e_t, k_t \right) \quad \forall i = \text{all, fm, m} \quad (5.40-5.42)$$

ku,  $(k_t)$  është PBB-ja për frymë në vend, me çmime konstante.

Rezultatet e testeve sugjerojnë një çështje mjaft interesante. Vlerësimet e elasticitetit të kursit të këmbimit janë statistikisht të njëjta, ndërkohë që përfshirja e një faktori të ofertës në marrëdhënien

afatgjatë ndikon (në rënie) vetëm elasticitetet e të ardhurave (Figurë 5). Ajo që mund të deduktohet nga rezultatet është që kursi i këmbimit, nga ana e tij, reflekton një peshë të madhe të konkurrueshmërisë së çmimeve të vëllimit të eksporteve. Gjithashtu, elasticitetet më të ulëta të të ardhurave konfirmojnë ndërhyrjen e faktorit të ofertës në të dhe ndikimin potencial, në rastin kur përdoret PBB-ja në vend për të reflektuar faktorët e ofertës.

Figurë 5. Elasticitetet e të ardhurave dhe çmimit të eksporteve me elasticitetin e faktorit të ofertës.

Ekuacioni	X	X_fm	X_m
	-5,4	-5,41	-5,42
Yf	2,32 (-0.84)	1.94 (*) (-0.86)	1.19 (***) (-1.07)
RPX_e	-	-	-
E	0,86 (-0.16)	0,58 (-0.17)	0.07 (***) (-0.21)
PBB/frymë	0.99 (**) (-0.60)	1.14 (**) (-0.62)	1.40 (**) (-0.77)

Gabimi standard në kllapa. Të gjitha vlerësimet të konsiderueshme në nivelin 1%, me përjashtim të rasteve kur shprehet ndryshe. (\*) E konsiderueshme në nivelin 5%. (\*\*) E konsiderueshme në nivelin 10%. (\*\*\*) Jo e konsiderueshme.

Këtu vlen të diskutohen tre çështje me rëndësi. Është një deduksion mjaft logjik fakti që nëse një reduktim në kostot e punës për njësi do të kishte pasur një efekt të ndërsjellë pozitiv përmes një avantazhi të çmimit të eksporteve shqiptare, atëherë me kalimin e kohës, ai do të kishte një efekt të ndërsjellë pozitiv edhe mbi PBB-në për frymë, gjithashtu. Por lind pyetja se si një gjë e tillë përshtatet me uljen e masës së elasticitetit të të ardhurave. Një shpjegim alternativ është roli potencial i investimeve në PBB-në për frymë dhe në eksporte. Investimet rriten jo vetëm për shkak të produktivitetit, por dhe të stokut më të lartë të kapitalit.

Megjithatë, kjo nuk përjashton faktin që rritja e produktivitetit ka peshë në eksporte, por që ai nuk ndikon mbi koeficientin e

kursit të këmbimit. Ky përfundim vlen nëse nuk do të merrnim në konsideratë gabimin standard relativisht të lartë të koeficientit të PBB-së për frymë, që çon në një *t-statistics* në kufirin prej 1.85 për eksportet, pa naftën, dhe për eksportet e industrisë së prodhimit.

Çështja e dytë lidhet me efektet e mundshme shkakësore midis kursit të këmbimit dhe kostove të punës për njësi. Ndërkohë që zhvlerësimi do të çonte në rritjen e eksporteve, ai mund të nxiste kosto më të larta të punës për njësi, një çështje kjo që nuk trajtohet në këtë material. Në rastin e një rregullimi të plotë, është e vështirë që ai të konsiderohet si një instrument mbështetës për eksportet. Në ekstremin tjetër, mosrregullimi i kostove do ta bënte atë një instrument mjaft të mirë për atë qëllim. Me shumë mundësi, efekti neto do të varej nga gjendja e ekonomisë.

#### 4.2.4 ELASTICITETET E IMPORTIT

Vlerësimet e elasticitetit për vëllimin e importeve ndjekin specifikimet e ekuacionit (5.50) dhe (5.60), siç specifikohet në seksionin 4.1. Rezultatet e testit për elasticitetet e të ardhurave janë mjaft të konsiderueshme, me shenjën e duhur dhe të qëndrueshme për të gjitha nëngrupet e importeve (Figurë 6). Për çdo rritje 1% në kërkesën e brendshme agregate, vëllimi i importeve të përgjithshme do të rritej me rreth 1.5%. Diferencat e pakonsiderueshme për të gjitha vlerësimet sugjerojnë se elasticiteti është i ngjashëm për të gjitha nëngrupet.<sup>27</sup> Vlerësime të ngjashme në intervalin 1.5% konfirmohen dhe për ekonomitë e vendeve të Evropës Lindore (Figurë 1). Pritet që elasticiteti i të ardhurave të jetë më i lartë se njësia, ku pesha e importeve në raport me PBB-në rritet në mënyrë të qëndrueshme, aktualisht në rreth 42%.

Në pamje të parë, rezultatet lidhur me elasticitetet e çmimeve nuk janë shumë bindëse. Kur indeksi i çmimit relativ të importeve përkufizohet si në specifikimin (5.50), elasticiteti i çmimit të importeve të përgjithshme nuk është i konsiderueshëm, përveç importeve pa

---

<sup>27</sup> Megjithatë, ky pohim mbarë rrezik, duke qenë se nëngrupet e importeve konsiderohen të grupuara e, për këtë arsye, gabimet standarde përkatëse nuk mund të jenë të krahasueshme.

naftën. Për çdo rritje 1% në çmimin relativ të importeve, vëllimi real i importeve, pa naftën, bie me 0.25%. Për produktet industriale, rënia është akoma më e madhe në rreth 0.35%, duke sugjeruar një ndjeshmëri më të vogël të importeve të produkteve ushqimore ndaj çmimit.

Figurë 6. Elasticitetet e të ardhurave dhe çmimeve të importeve (PM<sup>e</sup> bazuar në indekset e vlerës për njësi të eksporteve të Eurozonës).

Importe	Total	Jo-naftë	Industri prodhuese		Total	Jo-naftë	Industri prodhuese
	(5.50)	(5.51)	(5.52)		(5.60)	(5.61)	(5.62)
Y	1.52	1.52	1.55	Y	1.50	1.50	1.64
(s.e)	(-0.075)	(-0.049)	-0.12	(s.e)	(-0.055)	(-0.042)	(-0.062)
RPM <sub>e</sub> <sup>28</sup>	-0.14	-0.25	-0.35 (*)	RPM	0.11 (***)	-0.03 (***)	0.07 (***)
(s.e)	(-0.116)	(-0.077)	(-0.16)	(s.e)	(-0.104)	(-0.080)	(-0.105)
				E	-0.56	-0.59	-0.84
				(s.e)	(-0.134)	(-0.103)	(-0.120)

Gabimi standard në kllapa. E konsiderueshme në nivelin 1%, me përjashtim të rasteve kur shprehet ndryshe. (\*) E konsiderueshme në nivelin 5%. (\*\*\*) E konsiderueshme në nivelin 10%. (\*\*\*) Jo e konsiderueshme.

Kombinimi i çmimeve të importit, çmimeve në vend dhe kursit të këmbimit në një variabël mund të zbehë ndikimin individual të kursit të këmbimit mbi importet. Hipotetikisht, indeksi i çmimeve në vend që përdoret si emërues mund ta kompensojë ndikimin e tij, ndërkohë që çmimet e importeve janë ekzogjenë për nga ndërtimi. Më tej, ndërtohet një specifikim alternativ si në ekuacionet (5.60-5.62), ku kursi i këmbimit është një variabël i veçantë. Rezultatet konfirmojnë ekzogjenitetin e çmimeve relative ndaj procesit afatgjatë, ndërkohë që gabimet standard të kursit të këmbimit janë mjaft të vogla (ekuacionet 5.60-5.62 në Figurën 6). As mosvendosja e kufizimeve në çmimet relative, për të izoluar efektet mbi kursin e këmbimit, nuk i ndryshoi rezultatet.

Rezultatet sugjerojnë se kursi i këmbimit reflekton, në një masë të madhe, elasticitetin e çmimeve të importit, ndërkohë që elasticiteti i të ardhurave është i njëjtë si në specifikimin e mëparshëm (ekuacioni 5.50). Për një rritje prej 1% në çmimet relative, e cila

<sup>28</sup> Variabli i çmimeve relative të importit përkufizohet si  $(RPM = \frac{PM_i^n}{P_i^n})$ .

në këtë kontekst vjen si pasojë e zhvlerësimit të kursit të këmbimit, vëllimi i importeve pa naftën bie me 0.59%. Një vlerësim i ngjashëm prej 0.84% rezulton për importet e produkteve industriale. Me përjashtimin e importeve të naftës, produkteve ushqimore dhe materialeve të papërpunuara, elasticiteti më i lartë i kursit të këmbimit për importet mund të sugjerojë vetëm se ato janë më pak elastike ndaj ndryshimeve në çmim.<sup>29</sup> Një përfundim i tillë është i pranueshëm teorikisht, duke qenë se materialet e papërpunuara konsiderohen të domosdoshme ose më pak të zëvendësueshme në periudhën afatmesme. Testet e stabilitetit për secilin nga ekuacionet e kointegrimit afatgjatë të importeve paraqiten në Shtojcën I. (Tabelë 1.8 dhe Tabelë 1.9).

---

<sup>29</sup> Mund të sugjerojë madje dhe mungesën e elasticitetit të çmimeve për të dyja nëngrupet, ndonëse është e pamundur të arrihet në një përfundim nga këto vlerësime.



## 5. KUSHTI M-L DHE IMPLIKIMET E POLITIKAVE

Çështja kryesore e ngritur në këtë material ishte nëse plotësohej kushti Marshall-Lerner (M-L), duke e vlerësuar nga thjeshtësia e përfaqjes së elasticiteteve. Kushti M-L mundëson vlerësimin e rolit të kursit të këmbimit në flukset tregtare. Formulimi klasik dhe standard i kushtit M-L, që shpreh se shumica e elasticiteteve duhet të jetë më e madhe se njëzia, mbështetet në dy supozime kryesore:

- a. Ekonomia karakterizohet nga llogari tregtare të balancuara (ose pothuajse të balancuara), dhe
- b. Çmimi i flukseve tregtare kuotohet në monedhën e vendit të origjinës.

Në Shqipëri, eksportet përfaqësojnë rreth 1/3 të importeve. Në mungesë të ekuilibrit në bilancin tregtar, kushti M-L modifikohet për shkak të hendekut të këtij bilanci sikurse më poshtë<sup>30</sup>:

$$\eta_{X_e} \left( \frac{X}{M} \right) - \eta_{M_e} > 1$$

ku,  $\left( \frac{X}{M} \right)$  është raporti i mbulimit të importeve nga eksportet (kur  $X=M$  dhe  $X/M=1$ , atëherë mund të aplikohet formula standarde e kushtit M-L). (i)

Nisur nga elasticitetet e kursit të këmbimit në ekuacionet e eksportit (5.30-5.32) dhe të importit (5.60-5.62), shumica e këtyre elasticiteteve, bazuar në kushtin e mësipërm M-L, është më pak se njëzia për të tre rastet, duke përfshirë nëngrupet.

---

<sup>30</sup> Derivimi i kushtit M-L është vetëm një veprim aritmetik. Formula e mësipërme (i) reflekton ndikimin e elasticiteteve në eksportet neto në përqindje të PBB-së, në monedhën vendase (efekti i zëvendësimit dhe i të ardhurave). Për përcaktimin e ofertës neto të kursit të këmbimit në tregun valutor (bilanci i pagesave), kushti M-L është  $\eta_{X_e} \cdot \eta_{M_e} \left( \frac{M}{X} \right) > 1$  (vetëm për shkak të efektit të zëvendësimit).

Tabelë 5.1 Vlerësimi i Kushtit M-L, duke marrë në konsideratë hendekun në bilancin tregtar.

	Total	Jo-naftë	Industri prodhuese
$\eta_{X_e}$	0.88	0.63	0.17 (***)
$\eta_{M_e}$	-0.56	-0.59	-0.84
X/ Q	35.9%	34.2%	35.7%
$\eta_{X_e} \left( \frac{X}{M} \right) - \eta_{M_e}$	0.88	0.81	0.84

Qëllimi i kësaj analize nuk është që të provojë nëse supozimi i dytë bazë plotësohet ose jo, por që të konsiderojë pasojat në këtë rast. Në rast se eksportet shqiptare kuotohen në euro dhe çmimet e tyre janë në monedhë të huaj, atëherë kushti M-L duhet të modifikohet. Kështu, nëse do të konsiderohej efekti i monedhës së huaj për shkak të eksporteve të kuotuar në një monedhë të huaj (analoge me efektin e monedhës së huaj për importet), derivimi i M-L prodhon kushtin e mëposhtëm:

$$\left( \frac{X}{M} \right) (\eta_{X_e} + 1) - \eta_{M_e} > 1 \quad (\text{ii})$$

Analiza më lart mbështetet fuqimisht në supozimin se zhvlerësimi i monedhës prodhon një efekt pozitiv të monedhës (të ardhurat), për shkak të kuotimit të eksporteve në monedhë të huaj dhe jo në atë vendase, siç supozohet nga kushti bazë M-L. Nën një supozim të tillë, elasticitetet e kursit të këmbimit vlerësohen si më të larta se njësia (Tabelë 5.2). Rezultatet në këtë rast do të ishin në mbështetje të përdorimit të kursit të këmbimit si një instrument për përmirësimin e bilancit tregtar.

Tabelë 5.2 Vlerësimi i Kushtit M-L; për ekonomitë me eksporte të shprehura në monedhë të huaj.

	Total	Jo-naftë	Industri prodhuese
$\eta_{X_e}$	0.88	0.63	0.17 (***)
$\eta_{M_e}$	-0.56	-0.59	-0.84
X/ M	35.9%	34.2%	35.7%
$(1 + \eta_{X_e}) \left( \frac{X}{M} \right) - \eta_{M_e}$	1.24	1.15	1.20

\*\*\* Jo e rëndësishme statistikisht.

Një implikim i dytë vjen nga elasticitetet e të ardhurave. Duke qenë se raporti i importeve ndaj PBB-së është rreth 42%, është e kuptueshme të pyesësh nga pikëpamja e politikëbërjes se si një stimul tipik mbi kërkesën agregate do të përkthehej në rritje ekonomike.

Më specifikisht, është mjaft e drejtpërdrejtë të thuash se një stimul tipik mbi ekonominë do të synojë nxitjen e investimeve ose konsumit, ose të të dyjave bashkë. Çdo politikë që do të arrijë të rrisë kërkesën agregate me 1%, do të rrisë gjithashtu dhe vëllimin e importeve me 1.5%, nëse çdo gjë tjetër do të mbetet e pandryshuar. Në mënyrë të natyrshme, një stimul mbi kërkesën agregate në masën 10% (duke supozuar që inflacioni nuk pëson rritje) do të përkthehej vetëm në rritjen e importeve me 6.3% në përqindje të PBB-së, ku pjesa tjetër prej 3.7% do të ishte rritja e PBB-së, nisur nga raporti i importeve ndaj PBB-së prej 42%. Nisur nga ky argument i thjeshtë aritmetik, atëherë lind pyetja se sa i vlefshëm do të ishte stimuli mbi kërkesën agregate në masën 10%, i cili do të rezultonte në përkeqësimin e bilancit tregtar me 6.3% të PBB-së dhe në një rritje të PBB-së neto me 3.7%? Përgjigja e kësaj pyetjeje shkon përtej qëllimit të këtij materiali diskutimi. Megjithatë, ajo mbështet argumentin se për të përfituar maksimalisht nga një stimul në drejtim të rritjes së PBB-së, kërkohet gjithashtu ofrimi i një "avantazhi të çmimeve", me qëllim që stimuli të synojë rritjen ekonomike në vend dhe jo përkeqësimin e llogarisë së jashtme.

Çështja e fundit lidhet me vijën 45-gradë të Krugman, e cila lidh elasticitetet me normat relative të rritjes. Në këtë kontekst, lind pyetja nëse janë normat relative të rritjes ato që janë endogjene ndaj procesit, apo vlerësimet e elasticitetit. Në periudhën afatgjatë, të dyja ndoshta mund të jenë endogjene dhe të rregulluara, siç sugjeron dhe argumenti i Krugman, por të dhënat në analizë konsiderohen vetëm për një periudhë 14-vjeçare. Gjatë periudhës afatmesme, variablat mund ta kenë më të lehtë për t'u rregulluar sesa koeficientët e elasticitetit, në veçanti për një ekonomi në zhvillim.

## BIBLIOGRAFI

Algieri, B. (2004). *Price and Income Elasticities for Russian Exports*. *The European Journal of Comparative Economics*, 1 (2), 175-193.

Banka e Shqipërisë (2010). *Raporti Vjetor*. Banka e Shqipërisë.

Bank of Spain. (2003). *Monthly Economic Bulletin*.

Benáček, V., Podpiera, J., & Prokop, L. (2005). *Determining Factors of Czech Foreign Trade: A Cross-Section Time Series Perspective*. Czech National Bank, WP Series 3.

Bobić, V. (2009). *Income and Price Elasticities of Croatian Trade: A Panel Approach*. 15th Dubrovnik Economic Conference. Dubrovnik: Croatian National Bank.

Bussiere, M., Callegari, G., Ghironi, F., & Sestieri, G. (2011). *Estimating Trade Elasticities: Demand Composition and the Trade Collapse 2008-09*.

Catão, L., & Falcetti, E. (2002). *Determinants of Argentina's External Trade*. *Journal of Applied Economics*, Vol. 5, No. 1 (May 2002), 19-57.

Cline, W. (1984). *International Debt*. Cambridge: Mit Press.

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.

Faini, R., Fernando, C., & Senhadji, A. (1992). *The Fallacy of Composition Argument: Is It Relevant for LDCs' Manufactures Exports?* *European Economic Review*, Vol. 36 (May), 865-82.

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

Goldstein, M., & Khan, M. (1982). *Effects of Slowdown in Industrial Countries on Growth in Non-Oil Developing Countries*. IMF Occasional Paper, No. 12 (Washington: International Monetary Fund).

Goldstein, M., & Khan, M. (1985). Income and Price Effect in Foreign Trade. In R. Jones, & P. Kenen, *Handbook of International Economics*. Amsterdam: North Holland.

Goldstein, M., & Khan, M. S. (1978). The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, No. 2 (April), 275-286.

Hooper, P., Johson, K., & Marquez, J. (2000). Trade Elasticities for the G-7 Countries. *Princeton Studies in International Economics*, No. 87 (August).

Houthakker, H. S., & Magee, S. P. (1969). Income and Price Elasticities in World Trade. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 51, No. 2 (May, 1969), 111-125.

Imbs, J., & Mejean, I. (2010). Trade Elasticities: A Final Report for the European Commission. *European Economy - Economic Papers 432, Directorate General Economic and Monetary Affairs, European Commission*.

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. (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.

On Foreign Trade and Domestic Exports. In M. Kalecki (1971), *Selected Essays on the Dynamics of the Capitalist Economy 1933-1970*. London: Cambridge University Press.

Kravis, I. B., & Robert, L. E. (1978). Price Behavior in the Light of Balance of Payments Theories. *Journal of International Economics*, Elsevier, Vol. 8, No. 2, 193-246.

- Krugman, P. (1989). *Income Elasticities and the Real Exchange Rates*. *European Economic Review*, Vol. 33, 1031-1054.
- Lewis, A. (1980). *The Slowing Down of the Engine of Growth*. *American Economic Review*, Vol. 70 (September), 555-64.
- Lipsey, R. (1978). *Price Behaviour in the Light of Balance of Payments Theories*. *Journal of International Economics*, Vol. 8, NBER Reprint No. 26, 193-246.
- 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.
- Marquez, J., & McNeilly, C. (1988). *Income and Price Elasticities for Exports of Developing Countries*. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70 (February), 306-14.
- Muscatelli, V. A. (1990). *Demand and Supply Factors in the Determination of NIE Exports: A Simultaneous Error-Correction Model for Hong Kong*. *The Economic Journal*, Vol. 102, No. 415 (Nov. 1992), 1467-1477.
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. Massachusetts: MIT Press.
- Ostry, J. D., & Rose, A. K. (1992). *An Empirical Evaluation of the Macroeconomic Effects of Tariffs*. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, Vol. 11, No. 1 (February), 63-79.
- Reinhart, C. (1995). *Devaluation, Relative Prices, and International Trade: Evidence from Developing Countries*. *IMF Staff Papers*, Vol. 42, No. 2 (June 1995), 290-312.

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.

Riedel, J. (1984). Trade as the Engine of Growth in Developing Countries, Revisited. *Economic Journal*, Vol. 94, 56-73.

Rose, A. K. (1990). Exchange Rates and the Trade Balance: Some Evidence from Developing Countries. *Economic Letters*, 271-75.

Rose, A. K. (1991). The Role of Exchange Rates in a Popular Model of International Trade: Does the Marshall-Lerner Condition Hold? *Journal of International Economics*, 301-316.

Senhadji, A. S. (1998). Time Series Analysis of Import Demand Equations: A Cross-Country Analysis. *IMF Staff Papers*, Vol. 45, No. 2.

Senhadji, A., & Montenegro, C. (1999). Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis. *IMF Working Paper*, Vol. 46, No. 3.

Shtylla, D., & Sojli, E. (2006). Parashikimi i Bilancit të Pagesave. *Material Diskutimi i Bankës së Shqipërisë*, (17) 06.

Tomšik, V. (2000). Analysis of Foreign Trade in the Czech Republic. *Eastern European Economics*, Vol. 38, No. 6, 43-68.

Vagač, L., Palenik, V., Kvetan, V., & Krivanska, K. (2001, May). Sectoral Analysis of Slovak Foreign Trade. Retrieved October 2012, from Center for Economic Development, (CED): [www.cphr.sk/english/publications\\_phare2001b.pdf](http://www.cphr.sk/english/publications_phare2001b.pdf)

Vika, I. (2009). Matja e Funksioneve të Import-Eksportit në Shqipëri. *Material Diskutimi i Bankës së Shqipërisë*, 2009.

Wdowinski, P., & Milo, W. (2002). EU Enlargement and Trade Balance Effects in the Polish Economy: Simulations with the Model of Regional Trade. In P. V. Karadeloglu, *Enlarging the EU: The Trade Balance Effects* (pp. 124-146). New York: Palgrave Macmillan.

## SHTOJCA 1.TABELA DHE GRAFIKË

Tabelë 1.1 Rezultatet ADF për testin e rrënjës njësi.

Deterministic terms	Level			First difference			Level			First difference		
	Lags	t-statistics	Lags	t-statistics	Lags	t-statistics	Lags	t-statistics	Lags	t-statistics	Lags	t-statistics
-	1	-3.173943	0	-2.071769*	0	3.089242	0	-7.864178*				
Constant	1	-1.613122	0	-3.583171*			0	-1.655699	Y	0	-9.709618*	
Constant & Trend	1	-2.594521	0	-4.166142*			0	-1.452255		0	-10.29653*	
-	0	2.019457	0	-8.677508*			0	2.906743		0	-2.60959*	
Constant	4	-2.041211	0	-9.60495*			0	-2.047809	M	0	-9.65078*	
Constant & Trend	0	-4.6935*	0	-9.60495*			0	-1.480742		0	-10.4309*	
-	2	-3.163967	1	-8.884736*			1	-0.526242		0	-5.12115*	
Constant	2	-1.803358	1	-8.929955*			1	-1.462978	PM <sup>e</sup> /PPI	1	-5.10683*	
Constant & Trend	0	-2.589227	1	-9.113713*			0	-0.155805		0	-5.28578*	
-	0	-2.9050*	0	-7.722111*			0	-0.650742		0	-4.88087*	
Constant	0	-2.88281	0	-7.674672*			0	-1.014296	PM <sup>e</sup> / PPI	0	-4.83718*	
Constant & Trend	0	-2.89088	0	-7.681162*			0	-1.057655		0	-4.764416*	
-	0	-0.387226	2	-7.722111*			1	-0.605912		0	-5.397196*	
Constant	0	-0.940066	2	-7.674672*			1	-2.858355	E <sup>(98-01)</sup>	0	-5.383684*	
Constant & Trend	2	0.654007	1	-7.681162*			1	-2.341013		0	-5.703463*	
-	0	1.965851	0	-8.806885*			0	2.934651		2	-2.284831*	
Constant	1	-1.910721	0	-9.659529*			1	-2.909624	M <sub>non-oil</sub>	0	-10.09223*	
Constant & Trend	0	-4.0527*	0	-9.795718*			1	-0.431283		0	-11.13836*	
-	4	1.871497	0	-8.408041			0	2.810489		2	-2.343166*	
Constant	4	-2.8476**	0	-9.122896			1	-3.04742*	M <sub>manuf</sub>	0	-9.47092*	
Constant & Trend	0	-3.3671**	0	-9.338483			1	-0.583442		0	-10.57202*	

(\*) E konsiderueshme në nivelin 5%; (\*\*) E konsiderueshme në nivelin 10%.

Shiko seksionin e të dhënave për përkufizimin e variablave.



Tabelë 1.2 Testet “trace” për ekuacionet e eksportit (5.10-5.12);  
(të bazuara në  $PX^h$ ).

Selected (0.05 level\*) Number of Cointegrating Relations by Model at lag 1.

Data trend		None	C	C
L-R CV		c	c	C
L-R CV		No -Trend	No-Trend	Trend
$X_{all} = f(Y_f, RPX)$	eq (5.10)	1	1	2
$X_{non-oil} = f(Y_f, RPX)$	eq (5.11)	1	1	1
$X_{manuf} = f(Y_f, RPX)$	eq (5.12)	3	1	1
$X_{all} = f(Y_f, RPX_e, e)$	eq (5.20)	2	1	2
$X_{non-oil} = f(Y_f, RPX_e, e)$	eq (5.21)	2	2	2
$X_{manuf} = f(Y_f, RPX_e, e)$	eq (5.22)	2	2	3

\*Vlerat kritike të bazuara në MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Tabelë 1.3 Testet “trace” për ekuacionet e eksportit (5.30-5.32);  
të bazuara në  $PX^e$ .

Selected (0.05 level\*) Number of Cointegrating Relations by Model at lag 1.

Data trend		None	C	C
L-R CV		c	c	C
L-R CV		No -Trend	No-Trend	Trend
$X_{all} = f(Y_f, RPX_e, e)$	eq (5.30)	1	1	1
$X_{non-oil} = f(Y_f, RPX_e, e)$	eq (5.31)	2	1	1
$X_{manuf} = f(Y_f, RPX_e, e)$	eq (5.32)	2	1	1
$X_{all} = f(Y_f, RPX_e, e, Y)$	eq (5.40)	1	1	0
$X_{non-oil} = f(Y_f, RPX_e, e, Y)$	eq (5.41)	1	1	0
$X_{manuf} = f(Y_f, RPX_e, e, Y)$	eq (5.42)	1	1	1

\*Vlerat kritike të bazuara në MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Tabelë 1.4 Testet “trace” për ekuacionet e importit (5.50-5.52).

Selected (0.05 level\*) Number of Cointegrating Relations by Model at lag 1.

Data trend		None	C	C
L-R CV		c	c	C
L-R CV		No -Trend	No-Trend	Trend

$M_{all} = f(Y, RPM)$	eq (5.50)	2	1**	0
$M_{non-oil} = f(Y, RPM)$	eq (5.51)	2	1**	0
$M_{manuf} = f(Y, RPM)$	eq (5.52)	2	1	1
$M_{all} = f(Y, RPM_e, e)$	eq (5.60)	2	1	1
$M_{non-oil} = f(Y, RPM_e, e)$	eq (5.61)	2	1	0
$M_{manuf} = f(Y, RPM_e, e)$	eq (5.62)	2	1	0

\* Vlerat kritike të bazuara në MacKinnon-Haug-Michelis (1999). (\*\*) E konsiderueshme në përkatësisht 6% dhe 7.5%.

*Tabelë 1.5 Testimi për ekzogjenitet të dobët me çmimet e eksportit të matura në vend (teste të përbashkëta).*

	eq. (5.10)	(5.11)	(5.12)		(5.20)	(5.21)	(5.22)
$\Delta X$	-0.395	-0.295	-0.352	$\Delta X$	-0.465	-0.281	-0.263
(s.e)	<b>(-0.096)</b>	<b>(-0.090)</b>	<b>(-0.086)</b>	(s.e)	<b>(-0.108)</b>	<b>(-0.098)</b>	<b>(-0.080)</b>
$\Delta Y^f$	-	-	-	$\Delta Y^f$	-	-	-
(s.e)	-	-	-	(s.e)	-	-	-
$\Delta RPX$	-0.142	-0.148	-0.125	$\Delta RPX$	-0.219	-0.219	-0.155
(s.e)	<b>(-0.035)</b>	<b>(-0.035)</b>	<b>(-0.032)</b>	(s.e)	<b>(-0.044)</b>	<b>(-0.044)</b>	<b>(-0.033)</b>
$\Delta e$				$\Delta e$	-	-	-
(s.e)				(s.e)	-	-	-
Joint $\chi^2_{(1)}$	0.680179	1.087849	0.509191	Joint $\chi^2_{(2)}$	2.7335	2.2069	2.9188
$\chi^2_{(k)}$ critical <sub>(95%)</sub>	3.841	3.841	3.841	$\chi^2_{(2)}$ critical <sub>(95%)</sub>	5.991	5.991	5.991

\* Shiko ekuacionet përkatëse për përfaqësimin e variablave.

*Tabelë 1.6 Testimi për ekzogjenitet të dobët në ekuacionet e eksportit (5.30-5.32) (teste të përbashkëta).*

	Eq. (5.30)	(5.31)	(5.32)		Eq.(5.40)	(5.41)	(5.42)
$\Delta X$	-0.648	-0.631	-0.459	$\Delta X$	-0.760	-0.700	-0.598
(s.e)	<b>(-0.112)</b>	<b>(-0.119)</b>	<b>(-0.097)</b>	(s.e)	<b>(-0.128)</b>	<b>(-0.122)</b>	<b>(-0.099)</b>
$\Delta Y^f$	-	-	-	$\Delta Y^f$	-	-	-
(s.e)	-	-	-	(s.e)	-	-	-

$\Delta$ RPX	-	-	-	$\Delta$ RPX	-	-	-
(s.e)	-	-	-	(s.e)	-	-	-
$\Delta$ e	-	-	-	$\Delta$ e	-	-	-
(s.e)	-	-	-	(s.e)	-	-	-
$\Delta$ Y/capita				$\Delta$ Y/capita	-	-	-
(s.e)				(s.e)	-	-	-
Joint $\chi^2_{(3)}$	2.319301	1.433382	1.197281	Joint $\chi^2_{(4)}$	6.1208	4.4789	4.7540
$\chi^2_{(3)}$ critical <sub>(95%)</sub>	7.815	7.815	7.815	$\chi^2_{(4)}$ critical <sub>(95%)</sub>	9.488	9.488	9.488

\* Referojuni specifikimeve të ekuacionit përkatës për përfaqësimin e variablave.

*Tabelë 1.7 Testimi për ekzogjenitet të dobët në ekuacionet e importit (teste të përbashkëta).*

$h_0: a(k,1)=0$	(5.50)	(5.51)	(5.52)		(5.60)	(5.61)	(5.62)
$\Delta$ X	-0.528	-0.847	-0.491	$\Delta$ X	-0.713	-0.954	-0.886
(s.e)	(-0.141)	(-0.180)	(-0.147)	(s.e)	(-0.149)	(-0.161)	(-0.159)
$\Delta$ Y	-	-	-	$\Delta$ Y	-	-	-
(s.e)	-	-	-	(s.e)	-	-	-
$\Delta$ RPX	-	-	-	$\Delta$ RPX	-	-	-
(s.e)	-	-	-	(s.e)	-	-	-
$\Delta$ e				$\Delta$ e	-	-	-
(s.e)				(s.e)	-	-	-
Joint $\chi^2_{(2)}$	2.768625	1.458385	2.644143	Joint $\chi^2_{(3)}$	0.6626	3.6324	1.4940
$\chi^2_{(2)}$ critical <sub>(95%)</sub>	5.991	5.991	5.991	$\chi^2_{(3)}$ critical <sub>(95%)</sub>	7.815	7.815	7.815

\* Referojuni specifikimeve të ekuacionit përkatës për përfaqësimin e variablave.

Tabelë 1.8 Testi Chow Breakpoint: T2 2010.

	F-statistics		F-statistics	
Total MEq (5.50)	0.640317	Total X Eq (5.30)	1.48063	
Non-oil M Eq (5.51)	0.789727	Non-oil XEq (5.31)	1.452563	
Manuf-M Eq (5.52)	0.556858	Manuf-X Eq (5.32)	2.055946	
F(7,42) critical value (5%)	2.23707	F(7,42) critical value (5%)	2.23707	

Tabelë 1.9 Testi i Parashikimit Chow: Parashikimi për T2 2010-T2 2012.

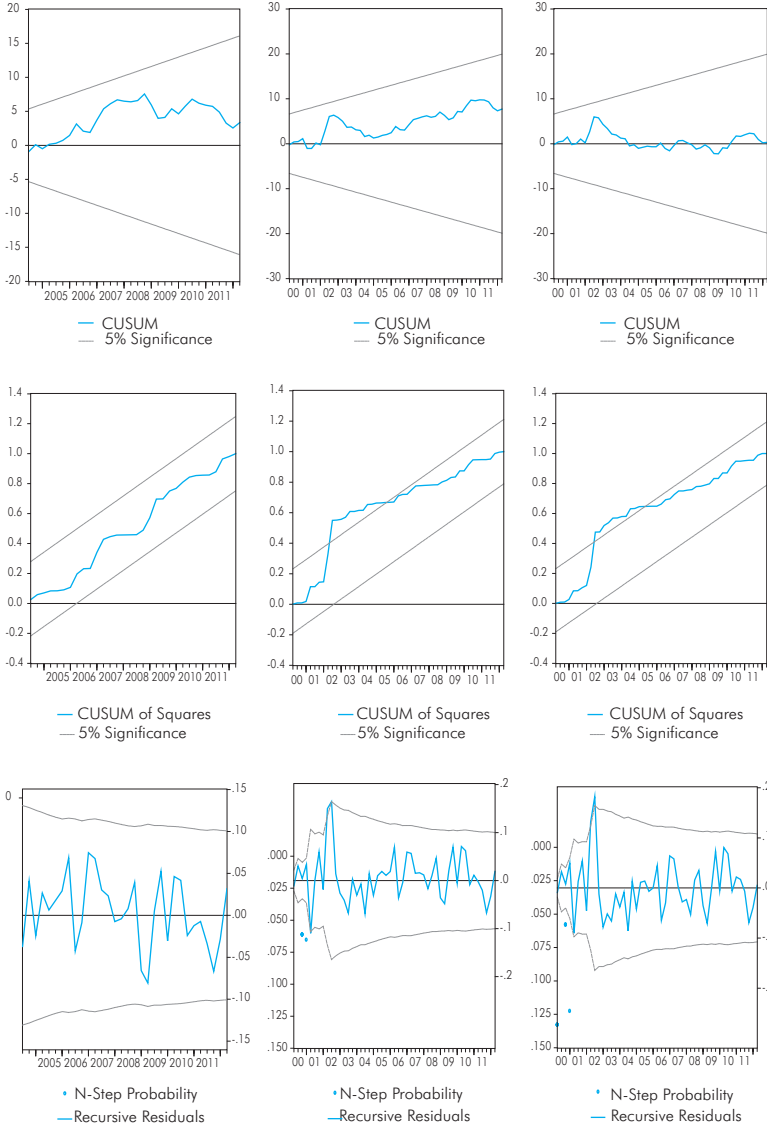
	F-statistics		F-statistics	
Total MEq (5.50)	0.498202	Total X Eq (5.30)	1.122758	
Non-oil M Eq (5.51)	0.63864	Non-oil XEq (5.31)	1.365776	
Manuf-M Eq (5.52)	0.659017	Manuf-X Eq (5.32)	1.807385	
F(9,40) critical value (5%)	2.12402926	F(9,40) critical value (5%)	2.12402926	

Tabelë 1.10 Rezultatet e testit për ekuacionet (5.30-5.32).

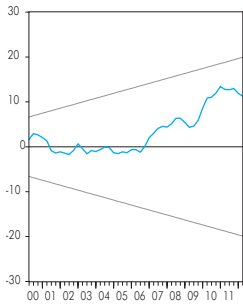
	X	X_Non-oil	X_manufactured
Y <sup>i</sup>	-3.83	<b>-3.60</b>	-3.48
(s.e)	(-0.120)	(-0.117)	(-0.183)
RPX*e	-0.71	<b>-0.46</b>	-0.33
(s.e)	(-0.134)	(-0.131)	(-0.205)

Gabimi standard në kllapa. Të gjitha vlerësimet janë të konsiderueshme në nivelin 1%, me përjashtim të rasteve kur shprehet ndryshe. (\*\*\*) Jo i konsiderueshëm.

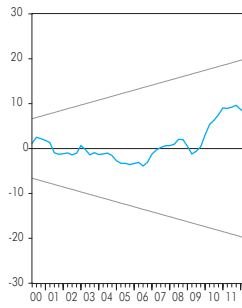
Grafik I.1 Testet e stabilitetit për ekuacionet e importit (5.50) – (5.52); ekuacioni i importit të përgjithshëm, kolona e parë.



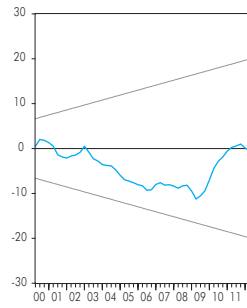
Grafik I.2 Testet e stabilitetit për ekuacionet e eksportit (5.30) – (5.32); ekuacioni i eksportit të përgjithshëm, kolona e parë



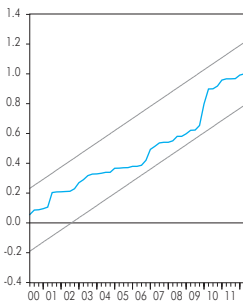
— CUSUM  
— 5% Significance



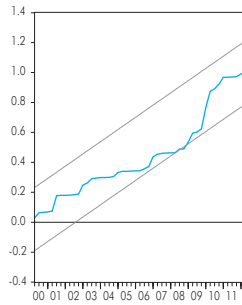
— CUSUM  
— 5% Significance



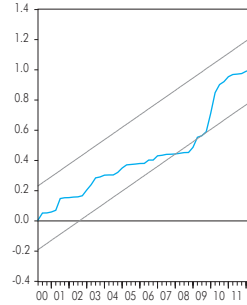
— CUSUM  
— 5% Significance



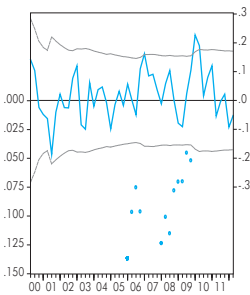
— CUSUM of Squares  
— 5% Significance



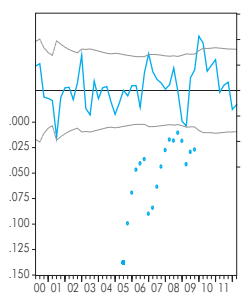
— CUSUM of Squares  
— 5% Significance



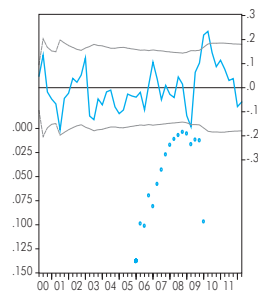
— CUSUM of Squares  
— 5% Significance



• N-Step Probability  
— Recursive Residuals

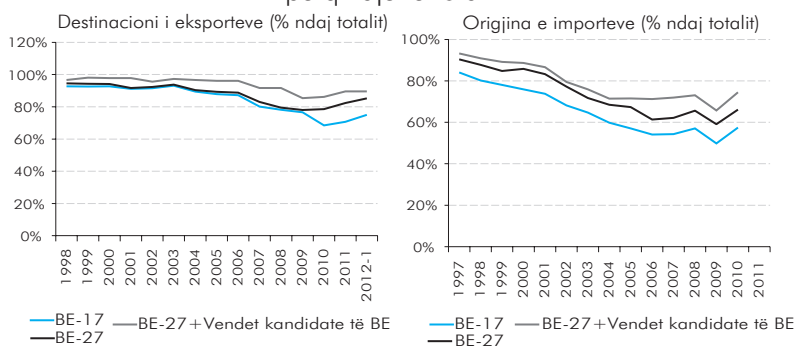


• N-Step Probability  
— Recursive Residuals



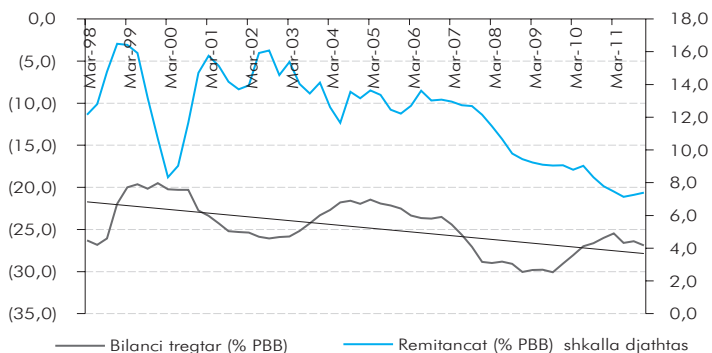
• N-Step Probability  
— Recursive Residuals

Grafik I.3 Peshë e import-eksporteve nga/drejt BE në përqindje të totalit



Burimi: INSTAT dhe Banka e Shqipërisë.

Grafik I.4 Remitancat në përqindje të PBB-së (shkalla djathtas) dhe bilanci tregtar (shkalla majtas)



## SHTOJCA 2. PËRSHKRIMI I TË DHËNAVE

Më poshtë, jepet një përshkrim i të dhënave të përdorura në këtë studim:

### **PM<sub>t</sub><sup>e</sup>: Indeksi i çmimit të importeve në monedhë të huaj.**

Për ndërtimin e deflatorit të importeve për importet shqiptare përdorim indekset e vlerës për njësi të eksporteve të Eurozonës. Duke qenë se kjo e fundit përfaqëson një treg të madh për vendet e tjera të BE-së dhe vendet candidate potenciale, ajo bëhet dhe përcaktuese e çmimit të mallrave të tregtueshme në mbarë rajonin. Indekset e vlerës për njësi të eksporteve të Eurozonës janë përdorur për të deflatuar secilin nëngrup siç paraqitet më lart. Këto indekse janë të disponueshme për eksportet e përgjithshme, si dhe për dy nëngrupet, karburante dhe produkte industriale (zëri 3 dhe 5-9 sipas SITC). Për deflatimin e grupit ushqime dhe materiale të papërpunuara (SITC 0-2, 4), në material përdoret vlera për njësi e eksporteve për të gjitha importet nga BE (Burimi: BQE).

Kështu, indeksi i çmimit të importeve i shprehur në monedhë të huaj formulohet si më poshtë:

$$PM_t^e = \sum_{i=1}^3 (UVX_t^{X_{i,eu}} * w_t^{M_{i,al}}) * e_t \quad \forall i=f,p,m \quad (II.1)$$

ku,  $UVX_t^{X_{i,eu}}$  është indeksi i vlerës për njësi të eksporteve të Eurozonës për grupin "i",

### **PX<sub>t</sub><sup>e</sup>: Indeksi i çmimit të eksporteve në monedhë të huaj.**

E njëjta përjasje ndiqet për të përfutur vëllimin e eksporteve dhe deflatorin e eksporteve (në monedhë të huaj) duke përdorur indekset e vlerës për njësi të importeve të Eurozonës (Burimi: BQE).<sup>31</sup>

$$PX_t^e = \sum_{i=1}^3 (UVX_t^{M_{i,eu}} * w_t^{X_{i,al}}) * e_t \quad \forall i=f,p,m \quad (II.2)$$

<sup>31</sup> Për të përfutur deflatorët në monedhën vendase, ato shumëzohen me kursin e këmbimit euro/lek.



ku,  $UVX_t^{M_{Leu}}$  është indeksi i vlerës për njësi të importeve të Eurozonës për grupin “i”.

“f” përfaqëson nëngrupet e ushqimeve dhe materialeve të papërpunuara (SITC 0-2, 4), “p” naftën dhe energjinë (SITC 3), dhe “m” produktet industriale (SITC 5-9).<sup>32</sup>

#### **PX<sub>t</sub><sup>h</sup> Indeksi i çmimit të eksporteve i matur në vend.**

Indeksi i çmimit të eksporteve (në monedhën vendase) llogaritet nga Instituti i Statistikave të Shqipërisë (INSTAT). Duke qenë se ekuacionet e import-eksporteve tona ndërtohen mbi bazën e teorisë klasike të kërkesës, pra ndërtohen si ekuacione të kërkesës, nevojitet kujdes për të dy indekset, pasi ai i llogaritur nga INSTAT mund të përmbajë informacione mbi kostot e produkteve, domethënë reflekton efektet e ofertës, dhe jo presionet nga ana e kërkesës me të cilat përballen eksportuesit në treg. Krahas kësaj, indeksi nuk është mjaftueshmërisht i gjatë për periudhën e marrë në konsideratë. Për të kompensuar vrojtimet që mungojnë, në indeksin e çmimit të eksporteve të INSTAT (PX0), përdoren normat e rritjes së indeksit të çmimeve të prodhimit në vend (Burimi: Instituti i Statistikave të Shqipërisë dhe llogaritje të autorit).

Seritë që korrespondojnë me variablat në ekuacionet e import-eksportit ndjekin përkufizimet standarde dhe përftohen respektivisht (më specifikisht, kërkesa e huaj dhe e brendshme agregate, indekset e çmimeve të prodhimit në vend dhe jashtë, dhe PBB e brendshme për frymë me çmime konstante, e cila përfaqëson kapacitetin e prodhimit). Në Shtojcën 2 jepet një përshkrim i hollësishëm i këtyre variablave.

#### **Y<sub>t</sub> Kërkesa e brendshme agregate (Abs\_al).**

Shuma e investimeve dhe e konsumit përdoret si përfrues për kërkesën agregate. Të dhënat vjetore janë

---

<sup>32</sup> Vlera për njësi e eksporteve e përdorur për të deflatuar grupin “f” është vlera për njësi e eksporteve totale të Eurozonës (përkatësisht, për eksportet dhe importet).

të disponueshme, ndërkohë që interpolimi linear në të dhëna tremujore kryhet duke përdorur të dhëna vjetore në përqindje të PBB-së në vend. Për të përftuar seritë tremujore të konsumit dhe investimeve, seria tremujore në përqindje të PBB-së shumëzohet me serinë e PBB-së tremujore në dispozicion. Ajo, gjithashtu, merr në konsideratë çdo ciklikalitet që përmban PBB-ja tremujore. Për të përftuar përthithjen reale, shuma e investimeve dhe e konsumit tremujor deflatohet nga IÇK (i matur nga INSTAT) (Burimi: INSTAT dhe baza e të dhënave të Bankës Botërore).

$Y_t^f$

#### **Kërkesa e huaj agregate ( $Y_{eu}$ ).**

Kjo shifër jepet nga Eurostat. Përdoret PBB me çmimet e vitit të kaluar. Teoretikisht, duhet të përdoret PBB minus eksportet. Modeli i optimizimit dinamik supozon dy vende që tregtojnë me njëri-tjetrin, por në një mënyrë të tillë që eksportet e njërit vend tregtar të jenë importe për vendin tjetër partner. Në këtë rast, eksportet shqiptare të mallrave përbëjnë vetëm 0.07% të importeve të mallrave të Eurozonës (BE-17). Në një rast të tillë, mund të jetë e pranueshme që të mos zbriten eksportet nga variabli i PBB-së së huaj (Burimi: Eurostat).

$P_t$

#### **Çmimet e prodhimit në vend ( $IÇP_{al}$ ).**

Indeksi i Çmimeve të Prodhimit përdoret si përafrues për çmimet e brendshme në Shqipëri në ekuacionin e importeve (Burimi: INSTAT).

$P_t^f$

#### **Çmimet e huaja të prodhimit ( $IÇP_{EU}$ ).**

Indeksi i Çmimeve të Prodhimit përdoret si përafrues për çmimet e huaja në Eurozonë në ekuacionin e eksporteve (Burimi: Eurostat).

$K_t$

#### **Variabli i kapacitetit të prodhimit si një faktor i ofertës në ekuacionin e eksporteve (PBB për frymë me çmime konstante).**

Të dhënat vjetore të PBB-së për frymë me çmime konstante në dollarë amerikanë (interpolim linear për të dhënat tremujore) përdoren si përafrues për prodhimin e kapacitetit

në vend (1997-2012). Argumenti për këtë interpolim linear është që ai nuk reflekton faktorët e kërkesës tremujore që mund të ndikojnë mbi PBB-në. Në fakt, interesi është vetëm në tendencën e rritjes së PBB-së për frymë në terma realë. Kapaciteti i prodhimit nuk është një tregues i luhatshëm, por relativisht i qëndrueshëm që pritet të ndikojë mbi ekonominë në periudhën afatgjatë (*World Economic Outlook 2012*).

CIP Katalogimi në botim BK Tiranë

Bledar Hoda

Roli i Kursit të Këmbimit në Modelet e  
Tregtisë Ndërkombëtare: A Plotësohet Kushti  
Marshall-Lerner në Rastin e Shqipërisë?

/ Hoda Bledar - Tiranë:  
Banka e Shqipërisë, 2013

-60 f; 15.3 x 23 cm.

Bibliogr.

ISBN: 978-99956-42-93-3.

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

[www.bankofalbania.org](http://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](mailto:public@bankofalbania.org)

*Tirazhi: 420 kopje*