

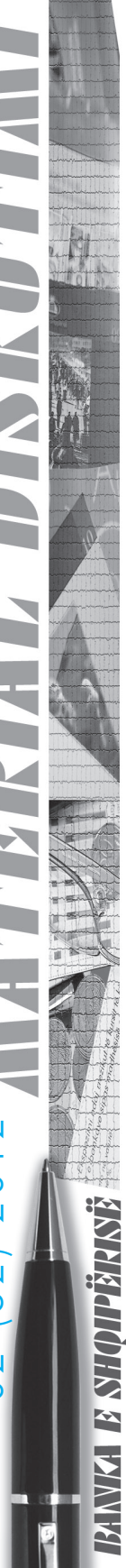
NIVELI OPTIMAL I  
REZERVAVE VALUTORE  
NJË VLERËSIM EMPIRIK NË  
RASTIN E SHQIPËRISË

Gerti Shijaku\*

02 (52) 2012

MATERIALI DISKUTIMI

BANKA E SHQIPËRISË



*\*Gerti Shijaku, Departamenti i Kërkimeve, Banka e Shqipërisë,  
e-mail: gshijaku@bankofalbania.org*

*Mendimet e shprehura janë të autorit dhe nuk përfaqësojnë domosdoshmërisht  
ato të Bankës së Shqipërisë*

*Falënderoj Departamentin e Kërkimeve për sugjerimet dhe komentet shumë të  
dobishme, veçanërisht z. Altin Tanku, z. Kliti Ceca dhe znj. Vasilika Kota. Gjithashtu  
i jam mirënjohës znj. Olta Manjani, Departamenti i Politikës Monetare në Bankën  
e Shqipërisë, për komentet në formë recense prezantuar në Workshop-in e IV-rtë  
mbi Kërkimet Ekonomike për vendet e Evropës Juglindore.*

## PËRMBAJTJA

<i>Abstrakt</i>	5
<i>1. Hyrje</i>	7
<i>2. Modelimi i rezervave valutore të mbajtuara</i>	10
<i>3. Zbatimi i modelit buffer-stock: Rasti i Shqipërisë</i>	13
<i>4. Përfundime</i>	30
<i>Literaturë</i>	32
<i>Shtojca</i>	36



## ABSTRAKT

*Ky material diskutimi analizon ndryshueshmërinë e rezervës valutore dhe elementët përcaktues të saj, si dhe vlerëson nivelin optimal të saj, nga pikëpamja e kostos oportune. Materiali mbështetet mbi modelin Buffer-Stock, i cili supozon se rezerva optimale ndikohet nga luhatshmëritë në shpenzimet dhe të ardhurat në bilancin e pagesave dhe se rezerva shërben si amortizues për të zbuluar luhatjet në transaksionet e jashtme. Fokusi i modelit është vlerësimi i rezervës optimale me qëllim sigurimin e mundshëm kundrejt goditjeve të jashtme ose “kriza”, si rezultat i ndërprerjeve të flukseve të kapitaleve të huaja dhe remitançave. Volatiliteti i ndryshimit të rezervës valutore është matur nëpërmjet përjasjes Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH), ndërsa modeli Buffer-Stock është vlerësuar me metodën ARDL. Rezultatet paraqesin një lidhje negative të rezervës valutore me volatilitetin e ndryshimeve në transaksionet ndërkombëtare, negative me koston oportune, si dhe pozitive ndaj volumit të importeve. Rezultatet sugjerojnë se rezerva optimale është më tepër e ndjeshme ndaj ndryshimeve në bilancin e llogarisë korente se sa ndaj kostos oportune të mbajtjes së saj.*

*Fjalët Kyçe: Rezerva valutore, modeli Buffer-Stock, EGARCH-ARMA, përafrimi ARDL.*

*Klasifikimi JEL: E11, E52, E58, E59, F31, F41*



## 1. HYRJE

Rezerva valutore e një vendi është bashkësia e të gjithë mjeteve likuide në monedhë të huaj që mbahen nga banka qendrore si një garanci për të mundësuar pagesat e detyrimet që rrjedhin nga transaksionet tregtare e ato financiare. Ajo përfaqëson një aset publik që mund dhe duhet të përdoret për të garantuar vazhdimin e aktivitetit ekonomik dhe stabilitetin financiar të ekonomisë kryesisht gjatë krizave, si formë garancie në rastet ekstreme. Në kushte normale rezervat e mbajtura në formën e valutave të forta ose metaleve në formë të monetarizuar ose monetare, mund të investohen në tregjet e parasë dhe kapitalit në forma shumë të sigurta investimesh për të gjeneruar fitime. Nga vetë përkufizimi i rezervës, motivi i sigurisë predominon motivin e të ardhurave, për pasojë, rritja e nivelit të rezervave ka një kosto oportune të lartë.

Gjithsesi, përkufizimi i përgjithshëm përshtatet dhe ndryshon në varësi të zgjedhjeve që ekonomitë bëjnë për të qenë të hapur apo jo, bazuar në veçoritë e sektorit të jashtëm, modelin ekonomik dhe regjimin e kursit të këmbimit. Rezervat luajnë një rol më aktiv në vendet me regjim fiks të kursit të këmbimit ose në ekonomitë që përdorin kursin si një vegël për të ruajtur avantazhet krahasuese në industritë eksportuese, ose për të balancuar efektet negative të prurjeve të paqëndrueshme të valutave. Në këto raste rezerva mund të shërbejë; së pari, si një mjet për arritjen e politikës monetare në kushtet e kufizimeve në lëvizjet e kapitalit; së dyti për të mbështetur politikat e tregtisë së jashtme dhe për të shmangur vështirësitë në pagesat ndërkombëtare, si pasojë e mungesës së likuiditetit në valutë të huaj; së treti, për t'u vetë-siguruar kundrejt paqëndrueshmërisë së flukseve monetare të huaja, kryesisht remitancave dhe investimeve të huaja direkte, si dhe për të zbutur efektet negative ndaj sezonalitetit, goditjeve spekulative dhe efekteve të deficitit të llogarisë korente të shkaktuar nga sektori publik dhe privat.

Përgjithësisht globalizimi ka sjellë disa tendenca të reja në lidhje me ecurinë e rezervave. Fillimisht ky fenomen u shfaq në zhvendosjen e prodhimit drejt vendeve në zhvillim dhe atyre në tranzicion, duke nxitur flukse të konsiderueshme investimesh të

huaja dhe rritje të flukseve tregtare ndërmjet vendeve në zhvillim dhe atyre të zhvilluara. Këto fenomene sollën një rritje të suficiteve tregtare dhe një rritje të konsiderueshme të rezervave valutore të vendeve në zhvillim. Rezervat janë rritur gjithashtu edhe në ekonomitë në tranzicion, të cilat kanë regjistruar deficite të larta korente të nxitura nga flukse të larta të investimeve të huaja direkte. Këto tendenca janë vërejtur edhe në ekonomitë e vogla të Evropës Juglindore, të cilat kanë akumuluar rezerva të mëdha krahasuar me madhësinë relative të ekonomisë së tyre. Në dallim nga këto vende, Shqipëria ka akumuluar rezerva valutore me një shpejtësi më të ulët, në kushtet e një kursi këmbimi fleksibël dhe të një llogarie kapitale të liberalizuar, e shoqëruar kjo edhe me deficite korente persistente.

Shqipëria e nisi tranzicionin me një nivel mjaft të ulët rezervash valutore rreth 2 milionë dollarë, kjo pasi një pjesë e tyre u përdorën për të siguruar mjetet e konsumit në kolapsin e ekonomisë së planifikuar. Gjithashtu, në kuadrin e marrëveshjeve të FMN-së që ka patur Shqipëria, akumulimi i rezervave valutore është përcaktuar në programin monetar si një nivel dysheme i mjaftueshëm për të mbuluar 4 muaj importe, nivel ky që vazhdohet dhe respektohet edhe sot.

Koncepti i sipërm i përcaktimit të rezervave përballet me dy sfida kryesore. Së pari, gjatë viteve të fundit politika monetare, ka pësuar ndryshime të rëndësishme, duke u larguar nga format e shënjestrimit monetarë drejt inflacionit të shënjestruar [Fullani, (2009)]. Së dyti, nëse i referohemi strategjisë së politikës monetare të Bankës së Shqipërisë, ashtu si edhe në rastin e Bankës Qendrore Evropiane (ECB), paraja do të vazhdojë të luajë një rol të rëndësishëm indikativ në politikën monetare në afatin e gjatë por parashikimi dhe pritjet për inflacionin kanë tashmë rolin kryesor në përcaktimin e politikës në afatin e shkurtër dhe të mesëm. Së fundmi, edhe politika operationale u zhvendos nga shënjestrimi i parasë në shënjestrimin e normave në afatin e shkurtër të interesit.

Nga ana tjetër, ndryshe nga ekonomitë e suksesshme në tranzicion, Shqipëria nuk ka përfituar flukse të larta investimesh të huaja të ngjashme me nivelin e vërejtur në ekonomitë e Evropës



Qendrore. Gjithsesi, Shqipëria ofron potenciale të mëdha në fusha të caktuara si turizmi, infrastruktura, energjitika, agrobiznesi etj., që e bëjnë atë një mundësi të mirë investimi, për tregjet kapitale. Hyrja e një ose disa projekteve të mëdha të krahasueshme me ato të vendeve të Evropës Qendrore përbën një sasi të konsiderueshme valute për ekonominë e vogël shqiptare. Në këndvështrimin e politikës së kursit fleksibël të këmbimit, investime të tilla mund të shkaktonin një vlerësim të konsiderueshëm të monedhës vendase dhe rrjedhimisht një humbje të konkurrueshmërisë. Pyetja lind se si duhet të veprojë Banka e Shqipërisë në një ambient të tillë?

Banka e Shqipërisë do të duhet të administrojë këto flukse zhvillimi dhe efektet e tyre mbi ekonominë, si nga këndvështrimi makroekonomik, ashtu edhe nga këndvështrimi i stabilitetit financiar. Pra pyetja shtrohet a duhet ndërhyrë për të rritur rezervën valutore? Ose në çfarë mase duhet të rriten rezervat pa diktuar kursin e këmbimit? Në një aspekt tjetër, rritja e shpejtë e deficitit fiskal në tre vitet e fundit ka ndikuar në rritjen e borxhit publik të vendit dhe të kostos së borxhit të jashtëm që ndikon në akumulimin e rezervave valutore.

Ky material diskutues synon të vlerësojë empirikisht rezervat valutore në Shqipëri në terma të nivelit optimal të saj. Në të njëjtën kohë, përpjekje bëhen për të kuptuar më mirë natyrën e lidhjes ndërmjet dinamikës së zhvillimeve në llogarinë korente e kapitale, të shprehur nëpërmjet luhatshmërisë së transaksioneve ndërkombëtare dhe kostos financiare të mbajtjes së rezervave. Qëllimi është të shqyrtohet ndikimi i ndryshimeve në transaksionet ndërkombëtare në rezervën e mbajtur dhe të vlerësohet rezerva optimale nga pikëpamja e kostos oportune të mbajtjes së saj.

Materiali është organizuar si vijon: seksioni 2 trajton modelin Buffer-Stock për vlerësimin e rezervës. Në seksionin 3 analizohen rezultatet në rastin e Shqipërisë dhe së fundi, materiali mbyllet me rekomandime dhe konkluzione përkatëse.

## 2. MODELIMI I REZERVAVE VALUTORE TË MBAJTUARA

Rezerva valutore është një tregues makroekonomik i rëndësishëm dhe shërben si një garanci për balancimin e goditjeve në sektorin e jashtëm. Sa më i lartë niveli i tyre aq më e mbrojtur është ekonomia. Nga ana tjetër, akumulimi i rezervave ka një kosto financiare ekonomike të shprehur në të ardhurat e munguara nga investimi dhe në rritjen e borxhit të jashtëm të qeverisë. Rrjedhimisht, është i domosdoshëm vlerësimi i një niveli optimal që kënaq këto dy kritere. Kjo është një detyrë me të cilën ballafaqohen autoritetet monetare të një vendi. Frenkel and Jovanovic (1981) propozuan modelin Buffer-Stock. Ky model i përshkruan rezervat si një proces ekzogjen Wiener të vazhdueshëm, i cili matematikisht shprehet si:

$$dIR(t) = -\mu dt + \sigma dW(t) \quad (1)$$

Ku,  $IR(t)$  përfaqëson nivelin e rezervave të mbajtur në momentin e periudhës  $t$  dhe  $W(t)$  është një proces Wiener standard, i ngritur mbi një proces të thjeshtë të tipit “bredhje e rastit”, me mesatare  $\mu$  dhe variancë  $\sigma$ . Ndryshimi në nivelin e rezervave përgjatë një intervali të shkurtër kohe  $IR(t)$  është një madhësi me shpërndarje normale, e cila në çdo moment kohe përcaktohet si:

$$IR(t) = IR^* - \mu t + \sigma W(t) \quad (2)$$

Ku,  $IR^*$  përfaqëson nivelin optimal të rezervave,  $\mu$  përfaqëson pjesën e përcaktuar (konstanten) të ndryshimit në rezerva dhe  $\sigma$  përfaqëson devijimin standard të ndryshimit në rezerva që vjen nga pjesëza Wiener.

Në model rezervat aktuale  $R(t)$  paraqiten si një variabël stokastik i komanduar nga flukset e të ardhurave dhe shpenzimeve në bilancin e pagesave dhe ndryshimi i nivelit të mbajtur është një proces rasti me pritje normale  $-\mu \Delta t$  dhe me variancë  $\sigma \Delta W(t)$ . Pra, në periudhën  $t$ ,  $IR(t)$  është një variabël rasti dhe shprehet si:

$$IR(t) = IRO - \mu t + \sigma W(t) \quad (3)$$

dhe

$$IR(t) \sim N (IRO - \mu t; + \sigma^2 t) \quad (4)$$

Ku  $IR_0$  përfaqëson stokun fillestar të rezervave (i supozuar që është njëkohësisht niveli optimal). Duke menduar se bilanci i pagesave është në ekuilibër, Frenkel dhe Javanovic (1981) supozojnë se  $\mu=0$ . Nëse gjithashtu supozojmë se përgjithësisht rezervat valutore janë në nivelin e tyre optimal, me fjalë të tjera mesatarisht çdo vit rezervat janë afër nivelit optimal, konstantia e zhvendosjes  $\mu$  është e barabartë me zero e rrjedhimisht produkti  $\mu t$  është i barabartë me zero. Kështu procesi stokastik, që shkakton ndryshimet në rezerva është pa drejtim (*drift*). Ndërsa për vendet në zhvillim  $\mu$  është një variabël kushtëzues, e cila kërkon një diskutim të mëtejshëm. Gjithsesi, vlen të përmendet se shumë autorë, të cilët janë bazuar në këtë model e kanë përshtatur këtë supozim, si më poshtë.

Nën supozimin e mësipërm, Frenkel dhe Jovanovic (1981) e përkufizojnë stokun optimal të rezervave, si atë stok që minimizon koston e përshtatjes. Kjo nënkupton koston që mund të rrjedhë nga përshtatja e nivelit aktual të rezervave, drejt nivelit optimal dhe koston oportune të mbajtjes së rezervave. Në rastin e koston së parë ajo mund të konsiderohet si niveli i parasë që duhet të hiqet nga qarkullimi në ekonomi për të mundësuar rritjen e rezervave valutore. Pra kjo kosto mat koston e blerjes së rezervave në rastet kur ajo ndodhet nën nivelin e vet optimal (me fjalë të tjera koston e nevojshme për përshtatjen reale që të mundësojë një bilanc pozitiv pagesash me jashtë). Kosto e dytë përfaqëson koston oportune të mbajtjes së rezervave. Pra, sa para humbasin nga mos akumulimi i interesave në rastin e investimit, ose sa para humbasin në formën e interesave në rastin e huamarrjes. Kosto e dytë mat koston për shoqërinë sa herë që niveli i rezervave është mbi nivelin optimal dhe duhet të përshtatet poshtë. Niveli optimal i rezervave është ai që minimizon njëkohësisht të dy këto kosto, pra që minimizon funksionin e humbjes.

Duke përdorur një përafrim të rendit të dytë sipas Taylor (2002) dhe më pas log për linearizimin e shprehjes së përfutur, niveli i rezervave optimale mund të shprehet si më poshtë:

$$\log(IR_t) = b_0 + b_1 \log(\sigma_t) + b_2 \log(r_t) + u_t \quad (5)$$

Ku,  $r$  përcakton koston e mbajtjes së rezervave valutore. Frenkel dhe Jovanovic (1981) vlerësuan ekuacionin e mësipërm për të matur vlerat e koeficienteve përkatës, të cilët më vonë mund të përdoren për të gjetur nivelin optimal të rezervave. Përparësitë e modeli *Buffer-Stock*, lidhen me paraqitjen e tij si një model i vazhdueshëm në kohë dhe mbështetet në vlerësimin e variablave të disponueshëm dhe lehtësisht të gjenerueshëm. Ne do të përqijemi të vlerësojmë të njëjtin ekuacion për të gjetur vlerat e përafërta të koeficienteve përkatës, ku variablat e përfshirë në ekuacionin (5) janë shprehur në vlerë nominale.

### 3. ZBATIMI I MODELIT BUFFER-STOCK: RASTI I SHQIPËRISË

Studime empirike supozojnë se niveli optimal i rezervave valutore është funksion i qëndrueshëm i një grupi të caktuar variablash shpjegues [Prabheesh (2009), Ramachandran (2006) Edwards (1985)]. Kështu, me qëllim vlerësimin e modelit Buffer-Stock nga këndvështrimi i kostos financiare ekonomike si dhe duke marrë parasysh faktin se në Shqipëri niveli i rezervave është mbajtur në raport me muaj importe më mirë i përshtatet modeli i mëposhtëm i vlerësuar nga Frenkel dhe Jovanovic (1981):

$$\log(IR_t) = b_0 + b_1 \log(\sigma_t) + b_2 \log(r_t) + b_3 \log(IM_t) + u_t \quad (6)$$

Ku,  $IM_t$  përfaqëson vëllimin e importeve mujore të një vendi. Përfshirja e informacionit mbi importet justifikohet për shkak se ky tregues shërben si një faktor shkalle dhe presioni në bilancin e pagesave të një vendi [Silva and Silva (2004)]. Në vijim, ekuacioni (6) shërben si pikë orientimi në vlerësimin empirik për rastin e Shqipërisë. Fillimisht u vlerësua volatiliteti i pagesave dhe i të ardhurave në bilancin e pagesave sipas ekuacionit (5) dhe më pas vlerësimi i modelit Buffer-Stock sipas përafrimit ARDL. Së fundmi, do të gjeni analizën dhe interpretimin e rezultateve empirike.

#### A. LLOGARITJA E VOLATILITETIT TË REZERVËS, KURSIT REAL DHE NOMINAL TË KËMBIMIT, KOSTOS OPORTUNE DHE DINAMIKËS NË LLOGARINË KORENTE

Bazuar në motivet parandaluese, si dhe në kushtet e rritjes së lëvizjes së lirë të kapitalit dhe të transaksioneve ndërkombëtare, integrimi financiar i vendeve në zhvillim rrit ekspozimin ndaj luhatshmërisë të flukseve në monedhë të huaj [Aizenman dhe Marion, (2002) dhe Calvo, (1998)]. Ndërkohë, sipas motiveve merkantiliste, rezerva mund të shërbejë për të promovuar eksportet dhe kanalizuar investimet direkte vendase dhe të huaja në industrinë eksportuese [Aizenman dhe Lee, (2005)]. Në afatin e

shkurtër, Banka e Shqipërisë ka ndërhyrë në tregun valutor për të reduktuar luhatshmërinë e lartë, ose për të frenuar nënçmimin dhe mbiçmimin e kursit të këmbimit, por jo për të diktuar tendencën e tij në afatin e gjatë [Vika, (2008)]. Prandaj, në këtë material u testuan motivet parandaluese dhe merkantiliste nëpërmjet vlerësimit të luhatshmërisë së pagesave dhe të ardhurave në bilancin e pagesave në varësi të luhatshmërisë së ndryshimit të rezervave valutore të mbajtura<sup>1</sup> dhe kursit nominal dhe real të këmbimit, si dhe vlerësimit të shmangies së kursit të këmbimit nga prirja në afatin e gjatë.

Të dhënat kohore mbi ( $R_t$ ) përfaqësojnë stokun e rezervave valutore dhe paraqitet si shuma e vlerës së arit, vlerës së transheve të monedhave në valutë të huaj dhe të drejtave të veçanta të tërheqjes (SDR). Të dhënat janë në milionë euro. Norma e kursit të këmbimit shprehet si njëسيا e monedhës vendase ndaj njësisë së monedhës së huaj. Rritja në kursin e këmbimit shpreh mbiçmim dhe një rënie tregon nënçmim të monedhës vendase (ALL). Luhatshmëria e këtyre variablave mbulon periudhën 1996 M1–2010 M12. Të dhënat mbi stokun e rezervave valutore dhe kursin e këmbimit janë marrë nga Banka e Shqipërisë.

Modelimi i dinamikës së luhatshmërisë së  $IR_t$ ,  $REER_t$  dhe  $NEER_t$  u vlerësua me metodën Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) për shkak se testi diagnostik ARCH-LM sugjeron se seritë kohore vuajnë nga efektet ARCH. Kështu, u testuan specifikime të ndryshme ARCH, GARCH, EGARCH, TGARCH, PARCH dhe C-ARCH, me qëllim vlerësimin e volatilitetit të pagesave dhe të ardhurave në bilancin e pagesave. Vlerësimet u bazuan në specifikimet sipas Ramachandran (2006) dhe Silva dhe Silva (2004), të shprehur matematikisht:

---

<sup>1</sup> Përgjithësisht, luhatshmëria e pagesave dhe të ardhurave në bilancin e pagesave matet me devijimin standard nga prirja në afatin e gjatë të ndryshimeve në stokun e rezervës për një periudhë të dhënë kohore [shih: Prabheesha, et. al., (2009), Ramachandran, (2006), Ford dhe Huang, (1994), Landell-Mills, (1989), Frenkel dhe Jovanovic, (1981)]. Por, kjo metodë prodhon një vlerësim të njëanshëm më të madhe (rritës) për shkak të riakumulimit të rezervave dhe më të vogël (rënës) për shkak të rënies së shpejtë të rezervave përgjatë kohës së krizave financiare [Flood dhe Marion, (2002)]. Për të shmangur këtë, ndryshimi i stokut të rezervave dhe kursit nominal dhe real të këmbimit u përshtatën me qëllim gjenerimin e një treguesi përafërues për matjen e luhatshmërisë së pagesave dhe të ardhurave në bilancin e pagesave [Ramachandran (2006), Silva and Silva (2004)].

$$\Delta IR_t = \delta_{0(\text{reserves})} + \sqrt{h_{t(\text{reserves})}} * u_{(\text{reserves})} \quad (7)$$

$$\Delta REER_t = \delta_{0(\text{REER})} + \sqrt{h_{t(\text{REER})}} * u_{(\text{REER})} \quad (8)$$

$$\Delta NEER_t = \delta_{0(\text{NEER})} + \sqrt{h_{t(\text{NEER})}} * u_{(\text{NEER})} \quad (9)$$

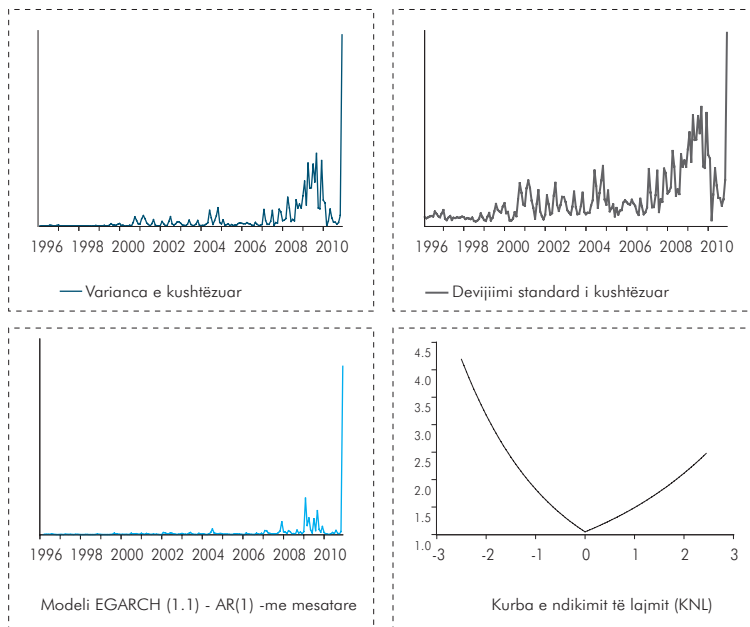
Ku,  $\delta_0$  është konstante;  $h_t$  është varianca e kushtëzuar e variablit përkatës dhe  $v_t$  variabël i rastit (*random variable*). Përdorimi i alternativave të metodologjisë ARCH synon shpjegimin e luhatshmërisë që shfaqin këto tregues veçanërisht përgjatë periudhës së krizës ekonomike që përfshiu Shqipërinë në fund të vitit 2008 dhe fillim të vitit 2009.

Modeli më i mirë, ndër specifikimet e mësipërme, u përzgjedh mbi bazë të kriterit statistikor Akaike Info Criterion (AIC) dhe testeve diagnostike *Q-statistic* dhe *ARCH LM-test*. Kështu, specifikimi *EGARCH(1,1)-AR(1)-me mesatare* u përzgjedh si modeli më i mirë për gjetjen e luhatshmërisë së ndryshimit në stokun e rezervave, *EGARCH(1,1)-me mesatare* dhe *EGARCH(1,2)-AR(12)-me mesatare* mbi ndryshimin e *REER* dhe *NEER*. Testet diagnostike mbi modelet e vlerësuar nuk paraqesin probleme në lidhje me korrelacionin serial dhe efektet ARCH mbi mbetjen e gabimit. Specifikimet '*EGARCH*' janë më të mirë për të kapur volatilitetin e të dhënave financiare [Brooks, (2008) dhe Enders, (2010)]. Më tej, variabli i matjes së ndryshueshmërisë së transaksioneve në bilancin e pagesave ( $\sigma$ ) në njërën anë pasqyron vëllimin e flukseve në monedhë të huaj, në anën tjetër paraqitet si një karakteristikë e mundësisë së lëvizjes së lirë të kapitalit në një vend [Flood dhe Nancy, (2002)]. Duke qenë se përqasja *EGARCH* nuk imponon kufizime mbi shenjen e koeficienteve, modelet mund të vlerësohen të rëndësishëm dhe paraqesin disa informacione me vlerë të shtuar (Tabelën 4a).

Rezultatet e vlerësuar (Tabela 4a) sugjerojnë se devijimi standard i kushtëzuar është i rëndësishëm statistikiisht, duke nënkuptuar ndikimin e saj në luhatshmërinë e rezervave të mbajtura. Termi *AR(1)* është i rëndësishëm dhe përmirëson testin statistikor *Q-square*. Koeficienti i *shock*-ut të kushtëzuar  $c(5)$  është statistikiisht i rëndësishëm dhe ka vlerë pozitive. Kjo nënkupton që *shock*-u i

kushtëzuar rrit luhatshmërinë e kushtëzuar të rezervave të mbajtura. Koeficienti  $c(6)$  ka shenjë negative, ndonëse është statistikisht i parëndësishëm. Kjo tregon se goditjet kanë efekte asimetrike në paqëndrueshmërinë e rezervave të mbajtura. Madhësia e koeficientit, ndonëse statistikisht i parëndësishëm, konfirmon se shock-et pozitive reagojnë pozitivisht duke ulur luhatshmërinë. Ndërkohë, luhatshmëria diktohet më tepër në përgjigje të një shock-u negativ. Ky rezultat (Grafiku 2) rikonfirmohet edhe nëpërmjet kurbës së ndikimit të lajmit (KNL)<sup>2</sup>. Madhësia dhe rëndësia e koeficienti  $c(7)$  sugjeron se shkalla e ndikimit të *shock-eve* është e lartë. Kjo tendencë vërehet përgjatë të gjithë formave të specifikimit të përfaqësjes ARCH. Kjo konfirmon se ndikimi i *shock-eve* në rezervat

Grafik 1. Luhatshmëria e rezerva valutore të mbajtura bazuar në modelin EGARCH(1,1)-AR(1)-in-mean.



Burimi: Llogaritje të autorit.

<sup>2</sup> Angl: News Impact Curve (NIC)

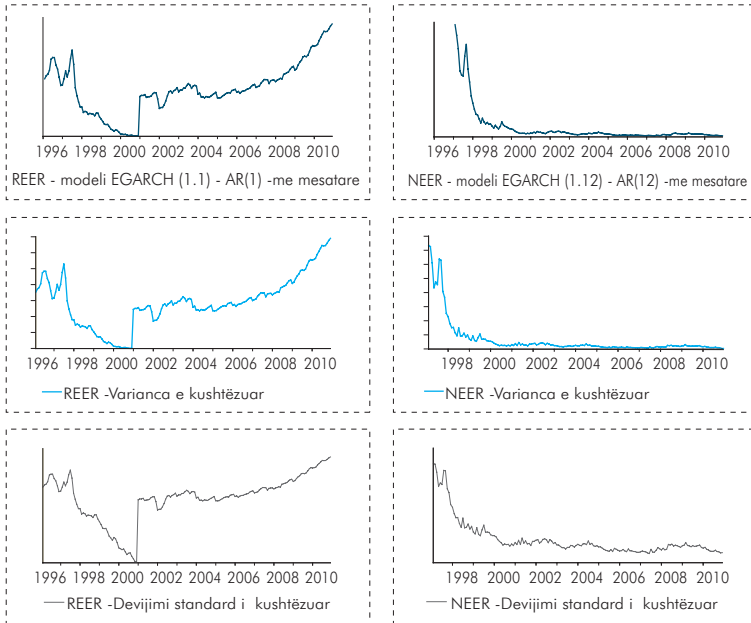


e mbajtura janë të vazhdueshëm dhe kanë efekt afatgjatë.

Për më tepër, rezultatet e marra (Grafiku 2) sugjerojnë se luhatshmëria në ndryshimet e rezervave të mbajtura është më i lartë në periudhën 2008 M01-2010 M02 dhe në fund të vitit 2010. Kjo luhatshmëri vjen si reflektim i krizës globale financiare në ekonominë shqiptare, shfaqur gjatë periudhës 2008 M01-2010 M02. Kështu në këtë aspekt, luhatshmëria diktohet nga rënia e kërkesës së brendshme përgjatë kësaj periudhe dhe administrimit të rezervave valutore ndaj muaj importe të mbuluara. Së dyti, niveli i rezervave dhe për pasojë luhatshmëria u diktua nga vendimi i Bankës së Shqipërisë për të ndërhyrë në stabilizimin e çmimit të monedhës vendase 'ALL' në afatin e shkurtër dhe vendimet për pagesat e borxhit publik. Rritja e luhatshmërisë së rezervës valutore në fund të vitit 2010 lidhet me disbursimin e huamarrjes së jashtme nga Ministria e Financave.

Në vijimësi, rezultatet e vlerësuara (Tabela 4b dhe 4c) dëshmojnë se devijimi standard i kushtëzuar është i rëndësishëm statistikisht në rastin e REER-it. Koeficienti i *shock*-ut të kushtëzuar  $c(5)$  është statistikisht i rëndësishëm dhe për REER (NEER) ka shenjë negative (pozitive). Kjo nënkupton se *shock*-u i kushtëzuar e zvogëlon (rrit) luhatshmërinë e kushtëzuar mbi REER (NEER). Koeficienti  $c(5)$  (Tabela 4b) ka shenjë pozitive, ndërsa koeficienti  $c(7)$  (Tabela 4c) ka shenjë negative. Kjo sugjeron se *shock*-et kanë efekte asimetrike mbi luhatshmërinë e NEER dhe jo mbi REER, ndonëse të parëndësishëm statistikisht. Kështu, madhësia dhe shenja e koeficientit, diktojnë se luhatshmëria e REER (NEER) rritet më tepër si pasojë e *shock*-ëve pozitive (negativë). Modelet paraqesin se shkalla e ndikimit të *shock*-ëve është e lartë dhe e vazhdueshme, ndonëse e pa rëndësishme në rastin e NEER. Për më tepër, rezultatet e vlerësuara (Grafiku 2) tregojnë se luhatshmëria në ndryshimet në NEER është më i lartë gjatë periudhës 1997-1998, duke u normalizuar në vijimësi. Më tej, luhatshmëria në ndryshimet e REER është më i lartë gjatë periudhës 1997-1998 dhe pëson rritje që nga viti 2001, duke reflektuar më tepër ndryshimet në çmimet relative.

Grafik 2. Luhatshmëria e REER-it dhe NEER-it, bazuar në modelin EGARCH-*in-mean*

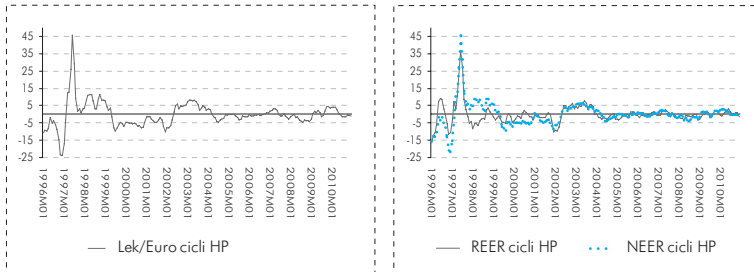


Burimi: Llogaritje të autorit.

Më tej, gjenerimi i një treguesi për kapjen e dinamikës të shmangies së NEER, REER dhe Lek/Euro<sup>3</sup> nga prirja në afatin e gjatë me qëllim analizimin e motiveve merkantiliste u bazua në metodën HP-filter. Kështu, sipas këtij përafrimi përgjatë periudhës së analizimit shmangia e NEER, REER dhe Lek/Euro nga prirja në afatin e gjatë (Grafiku 3) mbart vlera pozitive dhe negative, duke sugjeruar se kursi i këmbimit ka qenë i mbiçmuar dhe i nënçmuar kundrejt monedhave të tjera.

<sup>3</sup> Vendet e Bashkimit Evropian (BE) janë partnerët kryesorë tregtarë me Shqipërinë. Pra, një sasi e madhe e transaksioneve në këmbimin valutor zhvillohet midis monedhës vendase ALL dhe monedhës Euro. Për këtë arsye, në analizë u përfshi edhe shmangia e kursit nominal të këmbimit Lek/Euro.

Grafik 3. Shmangia e REER, NEER dhe Lek/Euro me metodën HP-filter



Burimi: Llogaritje të autorit.

Edhe vlerësime të tjera mbi modelimin e rezervave<sup>4</sup>, kanë treguar se kostot oportune të mbajtjes së rezervave luajnë një rol të rëndësishëm në nivelin e rezervave. Kosto oportune përkufizohet si diferenca ndërmjet produktivitetit marxhinal më të lartë të mundshëm të munguar (*forgone*) nga një investim alternativ i asetëve fikse dhe i të ardhurave (*yield-it*) nga rezerva në monedhë të huaj [Ben-Bassat dhe Gottlieb (1992)]. Ky tregues mund të përcaktohet si diferencë midis interesit të paguar për shërbimin e borxhit publik dhe normës së kthimit nga investimi i rezervave [Edwards (1985)]. Për vendet në zhvillim kostot oportune duhet të paraqesin një ndërthurje të kostove të brendshme dhe të jashtme, për shkak se këto kosto ndryshojnë shumë nga norma e kthimit të investimit të rezervës [Silva dhe Silva (2004)]. Pra, variabli i koston oportune<sup>5</sup> shpreh diferencën e mesatares së ponderuar të normave

<sup>4</sup> Shih: Heller (1996); Clark (1970); Frenkel dhe Jovanovic (1981); Edwards (1983, 1984, 1985); Ben-Bassat dhe Gottlieb (1992); Wijnholds dhe Kaptyn (2001); Silva dhe Silva (2004); Ramachandran (2004); Jeanne dhe Ranciere (2006) dhe Jeanne dhe Ranciere (2009)].

<sup>5</sup> Shqipëria, ashtu si shumica e vendeve në zhvillim, merr hua në tregjet financiare ndërkombëtare në mënyrë të rregullt, duke rritur likuiditetin në monedhë të huaj. Por, kosto e huamarrjes ndryshon mjaft si pasojë e aftësisë kredimarrëse, llojit dhe kohëzgjatjes së maturimit të huasë. Ndërkohë, rezerva valutore investohet nga Banka e Shqipërisë me një normë më të ulët se sa norma e koston së shërbimit të borxhit, për shkak se objektivi i saj është investimi në instrumenta kthimi të sigurtë. Prandaj, llogaritja e variablit të koston oportune synon gjetjen e një treguesi që optimizon karakteristikat e Shqipërisë dhe kënaq përkufizimin teorik nga ana tjetër.

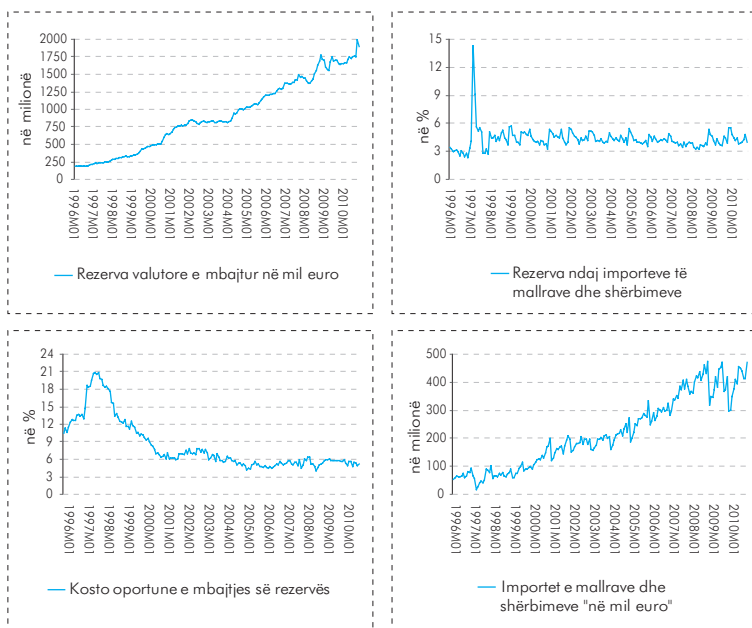
të bonove 3, 6 dhe 12 mujore dhe normës së eurobondeve 10 vjeçare mujore kundrejt normës së kthimit nga investimi i rezervës e matur nëpërmjet indeksit 1-3 vjeçar të emetimeve të bonove të thesarit gjermanë. Të dhënat mbi normën e Eurobond-eve u morën nga faqja zyrtare e Bankës Qendrore Evropiane (BQE). Të dhënat mbi normën e bonove të thesarit dhe indeksit u morën nga Banka e Shqipërisë. Të dhënat për importet shprehin vlerën e volumit të importeve të mallrave dhe shërbimeve në milionë euro. Koeficientët e vlerësuar shprehin elasticitetet e dinamikës ndikuese të variablave shpjegues ndaj variablit të varur.

Zhvillimi i teknologjisë moderne dhe instrumenteve të reja financiare si dhe mungesa e një mekanizmi kontrollues e ekspozon vendin ndaj vështirësive për të kontrolluar daljen e kapitalit, veçanërisht përgjatë periudhave të krizave. Lulahshmëria e lartë në stokun e rezervave nënkupton se niveli i tyre arrin shpesh në pikët më të ulëta të detyrueshme. Pra, bankat qendrore duhet të mbajnë gjendje më të mëdha të rezervave, ndonëse ekspozohen ndaj kostove oportune të mbajtjes së rezervave më të larta. Kjo do të mundësonte marrjen e kostove të rikapitalizimit më rrallë [Flood dhe Nancy (2002)]. Sipas Elbadawi (1990) koeficienti i lulahshmërisë ( $b_1$ ) vlerësohet si një përafres i konceptit teorik i riskut dhe pasigurive. Ndërkohë, një vlerë pozitive e NEER\_hp\_cycle, REER\_hp\_cycle dhe Euro\_hp\_cycle sugjeron një nënçmim të monedhës vendase ALL kundrejt monedhave të tjera të huaja dhe për pasojë niveli i rezervave valutore të mbajtura do të rritet [Prabheesh (2009)]. Pra, do të supozohet se në afatin e gjatë rezerva varet pozitivisht nga madhësia e lulahshmërisë të transaksioneve në bilancin e pagesave ( $b_1 > 0$ ). Më tej, stoku i rezervave valutore ekspozohet ndaj kostove oportune, e shprehur nëpërmjet të ardhurave të munguara (forgone earnings). Kështu, sa më e ulët të jetë kosto oportune alternative aq më e lartë do të jetë kërkesa për rezerva ( $b_2 < 0$ ) për shkak se alternativat investuese mbartin më pak vlerë të shtuar.

Së fundi, ndikimi i vëllimit të importeve të mallrave dhe shërbimeve LM, mbetet i papërcaktuar [Elbadawi (1990)]. Nga njëra anë, përafrimi Keynesian që mbështetet mbi ripërshtatjen e prodhimit do të sugjeronte një lidhje negative midis stokut të

rezervave dhe volumit të importeve. Por, teoria alternative e mekanizmit të përshtatjes, e cila vlerëson rolin e çmimeve relative do të sugjeronte një ndikim pozitiv. Ndonëse mbetet një pyetje empirike, duke u mbështetur në strategjinë e administrimit të rezervave valutore të ndjekur nga Banka e Shqipërisë dhe tendencës drejt liberalizimit gradual të lëvizjes së lirë të kapitalit, supozohet se zhvillimet në llogarinë korente e kapitale luajnë një rol të rëndësishëm në mbajtjen dhe akumulimin e rezervës në rastin e Shqipërisë. Sa më e lartë të jetë ndryshueshmëria e transaksioneve të pagesave me jashtë, aq më i lartë do të jetë niveli i rezervave të mbajtura dhe sa më i madh të jetë volumi i importeve në vlerë monetare aq më i lartë do të jetë niveli i rezervave ( $b_3 > 0$ ).

Grafik 4. Rezerva valutore dhe variablat shpjegues.



Burimi: Banka e Shqipërisë dhe ECB.

## B. MODELI BUFFER-STOCK DHE PËRAFRIMI ARDL

Në rastin e Shqipërisë modeli *Buffer-Stock* u vlerësua sipas përafrimit ARDL të zhvilluar nga Pesaran et al (2001). Së pari, kjo metodë është e përshtatshme për shkak të numrit të kufizuar të të dhënave kohore. Së dyti, kjo metodë lejon në specifikimin e modelit të një marrëdhënie bashkëintegruese në afatin e gjatë. Së treti, metoda mund të zbatohet pa marrë parasysh nivelin e rendit  $I(0)$  ose  $I(1)$  të variablave të përfshira në model, të cilat mund të jenë të kointeguara në afatin e gjatë. Një tjetër tipar i rëndësishëm është se metoda e një ekuacioni të vetëm ofron më shumë shkallë lirie (degree of freedom) krahasuar me përfaqshjen e Vector Autoregressive Regression (VAR) dhe Vector Error Correction Mechanism (VECM) të zhvilluar nga Johansen dhe Jeselius (1990). Matematikisht, modeli *Buffer-Stock* i vlerësuar shprehet, si më poshtë:

$$\begin{aligned} \Delta \log IR_t = & \alpha_0 + \beta_1 \log IR_{t-1} + \beta_2 \log \sigma_{t-1} + \beta_3 \log r_{t-1} + \beta_4 \log IM_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta \log IR_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_i \Delta \log \sigma_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_i \Delta \log r_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_i \Delta \log IM_{t-i} \quad (10) \\ & + \delta_i T_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Ku,  $\log IR_t$  shpreh 'log-un' (normë ritje) të rezervave valutore;  $\log \sigma_t$  shpreh 'log-un' e luhatshmërisë së rezervave valutore;  $\log r_t$  shpreh 'log-un' e kostos oportune;  $\log IM_t$  shpreh 'log-un' e volumit të importeve të mallrave dhe shërbimeve në milion euro;  $\beta_i$  shpreh koeficientët në afatin e gjatë;  $\alpha_i$  shpreh konstanten ose koeficientin e drejtimit (*drift*);  $\Delta$  shpreh treguesin e diferencës së parë;  $T_t$  shpreh trend-in kohor.

Për zbatimin e përafrimit ARDL u ndoqën tre hapa të rëndësishëm. Fillimisht, modeli *Buffer-Stock* u vlerësua duke u bazuar në përafrimin empirik të MZKV-së, (Metodës) së Zakonshme të Katrorëve më të Vegjël. Më pas, u shtjellua testi statistikor *F-test* mbi rëndësinë e përbashkët të koeficienteve të vonesës kohore

---

<sup>6</sup> Në modelet e tjera ( $\log \sigma$ ) përfaqësohet me  $\log REER$  dhe  $\log NEER$ , të cilët shprehin luhatshmërinë e REER dhe NEER, si dhe me REER\_hp\_cycle, NEER\_hp\_cycle and Lek/Euro\_hp\_cycle, të cilët përfaqësojnë shmangien e kursit nga prirja në afatin e gjatë me metodën HP-filter.

(one lag) të variablave në nivel. Vlerësimi i tij shërbën si tregues paraprak i ekzistencës së marrëdhënies bashkëintegruese. Së dyti, marrëdhënia kointegruese në afatin e gjatë midis nivelit të rezervave dhe variablave të tjerë shpjegues u specifikua duke u bazuar në ekuacionin (10):

$$\log IR_t = c_0 + \sum_{i=1}^p \beta_1 \log IR_{t-i} + \sum_{i=0}^{q=1} \beta_2 \log n \sigma_{t-i} + \sum_{i=0}^{q=2} \beta_3 \log r_{t-i} + \sum_{i=0}^{q=3} \beta_4 \log IM_{t-i} \quad (11)$$

$$\beta_5 T_t + \varepsilon_t$$

Ku, variabli i varur dhe ato të pavarur janë shpjeguar më sipër. Në specifikimin e përafritimit ARDL vonesa kohore e variablave u bazua tek kriteri statistikor (AIC)<sup>7</sup>. Së treti, koeficientët e dinamikës së përshtatjes në afatin e shkurtër u vlerësuan me metodën e kthimit në ekuilibër (korrigjimit të gabimit), si më poshtë:

$$\Delta \log IR_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta \log IR_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_2 \Delta \log \sigma_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_3 \Delta \log r_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_4 \Delta \log IM_{t-i} \quad (12)$$

$$+ \lambda_i ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ku,  $\lambda$  shpreh koeficientin e shpejtësisë së përshtatjes së nivelit të rezervave drejt ekuilibrit;  $\delta_{1234}$  shprehin koeficientët e dinamikës së përshtatjeve në afatin e shkurtër;  $ECM_{t-1}$  shpreh funksionin e kthimit në ekuilibër në ekuacionin (10) me një vonesë kohore;

$$ECM_t = \log IR_t - \alpha_0 - \sum_{i=1}^p \beta_1 \log IR_{t-i} + \sum_{i=0}^{q=1} \beta_2 \log \sigma_{t-i} + \sum_{i=0}^{q=2} \beta_3 \log r_{t-i} + \sum_{i=0}^{q=3} \beta_4 \log IM_{t-i} \quad (13)$$

Shenja negative dhe treguesi i rëndësisë statistikore (t-statistik) i normës së kthimit në ekuilibër ( $ECM_{t-1}$ ) paraqiten si një mundësi alternative për vlerësimin e marrëdhënies bashkëintegruese në afatin e gjatë. Këto tregues shërbëjnë si një mënyrë e mirë për të treguar se midis variablit të varur dhe variablave të pavarur ekziston një marrëdhënie kointegruese në afatin e gjatë [Kremers, et al (1992)].

<sup>7</sup> AIC është i njohur për përzgjedhjen e vonesave kohore maksimale përkatëse. Në modelet ekonometrike me të dhëna mujore vonesa kohore optimale është 12 - 24 [Pesaran et al (2001)], ndonëse rezultatet e testit statistikor *F-test* varen nga numri i vonesave kohore të vendosura mbi diferencën e variablave [Bahmani-Oskooee dhe Rehman (2005)].

## C. REZULTATET EMPIRIKE DHE DISKUTIMI

Përafrimi ARDL për vlerësimin e marrëdhënies bashkëintegruese në afatin e gjatë ofron një kornizë analitike dhe statistikore. Pavarësisht kësaj, supozimi mbi rendin e integritit të variablave dhe testimi për rrënjën janë të nevojshëm për të kuptuar së pari, karakteristikat e tyre dhe së dyti, për  $t'$  u siguruar nëse përafrimi ARDL është i përshtatshëm. Testimi për rrënjën u bazua në testin Augmented Dickey-Fuller (ADF) dhe Phillips Perron (PP). Rezultatet e gjetura (Tabela 5) dëshmojnë se variablat janë të integruara të rendit  $I(0)$  ose  $I(1)$ . Kjo konfirmon se zbatimi i përafrimit ARDL është i përshtatshëm, ndërsa në ekuacionin vlerësues u përfshi edhe një trend kohor.

Ekuacioni (10) u vlerësua me metodën empirike MZKV. Për të plotësuar kushtin e njëshkakësisë, çdo variabël u vlerësua si variabël i varur në krahun e majtë të ekuacionit (10)<sup>8</sup>. Vlerat kritike të testit statistikor  $F$ -test paraqiten në Tabelën 4<sup>9</sup>. Vonesa kohore optimale që maksimizon kriterin (AIC) dhe plotëson kushtin e endogjenitetit është 12 (ek. 8) në modelet për të kapur motivet parandalues (merkantiliste dhe parandaluese). Vlerat kritike e  $F$ -test për kufizimet e vëna mbi koeficientët e testuar si dhe rëndësia statistikore respektive paraqiten në Tabelën 6a-deri-6f. Rezultatet e paraqitura sugjerojnë se në rastin e Shqipërisë ndërmjet rezervës valutore dhe variablave të tjerë shpjegues ekziston një marrëdhënie unike kointegruese. Analiza empirike sipas përafrimit ARDL vërtetoi se midis nivelit të rezervës dhe variablave të tjerë shpjegues (të pavarur) ekziston një lidhje lineare në afatin e gjatë.

Pas këtij konfirmimi, në vijim të procedurës së përafrimit ARDL, ekuacioni (11) u vlerësua me synim analizimin e lidhjes në afatin e gjatë. Vonesa kohore optimale që maksimizon kriterin (AIC) paraqiten në Tabelën 7a-deri-7b. Rezultatet e marra nga vlerësimi i modelit Buffer-Stock janë tepër informuese. Të dhënat sugjerojnë

---

<sup>8</sup> Shih: Pesaran et al (2001) për detaje të mëtejshme mbi testin të kufijve të metodës ADRL.

<sup>9</sup> Vlerat e përafërta kritike të  $F$ -test u morën nga Narayan (2004), i cili ka rivlerësuar vlerat kritike të kufirit të poshtëm  $I(0)$  dhe sipërme  $I(1)$  me qëllim vlerësimin e koeficientëve të përshtatshëm me një numër të vogël vëzhgimesh.



se në afatin e gjatë  $\log KOSTO$  dhe  $\ln MP$  shfaqin shenjën e pritur teorikisht dhe janë statistikisht të rëndësishëm. Ndërsa,  $\log REER$  ka shenjën pozitive të pritur, por statistikisht të parëndësishëm. Elasticiteti i  $\log KOSTO$  ka shenjë negative dhe tregon se rritja e kostove financiare dhe ekonomike do të diktojë nevojën për të reduktuar nivelin e stokut të rezervave. Madhësia dhe rëndësia statistikore rikonfirmojnë konkluzionet nga Edwards (1985) dhe Ben-Bassat dhe Gottlieb (1992) se metodologjia e përafëruar për matjen e treguesit të kostos oportune është e saktë duke gjeneruar një koeficient të pritur teorikisht. Rezultatet e marra tregojnë se elasticiteti i koeficientit të importeve të mallrave dhe shërbimeve është pozitiv. Pra, niveli i rezervave do të ndryshojë mesatarisht nga -0.30 % deri në -0.38 % në përgjigje të ndryshimit me 1 % të kostos oportune dhe nga 0.30 % deri në 0.54 % në përgjigje të ndryshimit me 1 % të vëllimit të importeve. Kjo nënkupton se në rastin e Shqipërisë, procesi i vendimmarrjes është orientuar drejt politikave për reduktimin e shpenzimeve<sup>10</sup>, ku çdo tentativë për përmirësimin e deficitit në llogarinë korente është realizuar përmes orientimit të politikave drejt uljes së shpenzimeve. Shenja pozitive e koeficientit të elasticitetit të importeve konfirmon, sipas Clark (1970), se akumulimi dhe administrimi i rezervave valutore është diktuar nga doktrina anglo-amerikane, ndërsa akumulimi në rritje ka shërbyer si instrument për të shmangur likuidimin e kushtueshëm të projekteve afatgjatë në momentin kur ekonomia është e ndjeshme ndaj goditjeve të papritura të flukseve të kapitalit në monedhë të huaj, si dhe për të mbështetur politikat e tregtisë dhe monetare.

Shenja e koeficientit afatgjatë të vlerësuar, përveç  $\log REER$ , sugjeron se ekziston një marrëdhënie e kundërt midis mbajtjes së nivelit të rezervave dhe motiveve parandaluese dhe merkantiliste. Në kushtet e nivelit të lartë të rezervave valutore, një marrëdhënie negative vjen si pasojë e prirjes për të reduktuar luhatshmërinë në transaksionet e pagesave përmes përdorimit të rezervave valutore [Aizenman dhe Sun (2009)]. Megjithatë, ndonëse kjo përjasje mund të sjelli shterrimin e rezervave valutore, madhësia dhe rëndësia e koeficientit sugjerojnë se një politikë e tillë aktive ka ndikim të vogël dhe të parëndësishëm. Së pari, nën kuadrin e regjimit të

---

<sup>10</sup> Shih: Edwards (1985)

kursit të luhatshëm të këmbimit, kjo ndodh si rezultat i strategjisë së Bankës së Shqipërisë për të ndërhyrë në tregun valutor për të reduktuar luhatshmërinë e lartë, ose për të frenuar nënçmimin dhe mbiçmimin e kursit të këmbimit në afatin e shkurtër. Së dyti, strategjia e administrimit të rezervave valutore nuk mbështetet mbi të dhënat dhe treguesit informues të kursit nominal dhe real të këmbimit dhe as mbi luhatshmërinë e të ardhurave dhe pagesave në bilancin e pagesave.

Më tej, koeficienti i prirjes (*trend-it*) kohor është statistikisht i rëndësishëm dhe ka shenjë e pritur pozitive. Ky tregues sugjeron se në vijim, përmirësimi i mëtejshëm i aftësive administruese dhe investuese, do të çojnë rrjedhimisht në rritjen e rezervave të akumuluar nga Banka e Shqipërisë.

Koeficienti i elasticiteteve të vlerësuar sugjerojnë se në afatin e gjatë niveli i rezervave të mbajtura diktohet ndjeshëm dhe veçanërisht nga zhvillimet në llogarinë korente. Kjo nënkupton se strategjia e administrimit të stokut të rezervave nga Banka e Shqipërisë bazohet kryesisht në informacionin mbi volumin monetar të importeve të mallrave dhe shërbimeve. Kjo tregon përparësinë emotive parandaluese në akumulimin e rezerva në kushtet e deficitit persistent të llogarisë korente përgjatë periudhës së studimit. Ndërkohë, madhësia dhe rëndësia statistikore vënë në dukje se në rastin e Shqipërisë, stoku i rezervave është më pak i ndjeshëm ndaj treguesve që lidhen me motivet parandalues dhe merkantilist të luhatshmërisë. Kjo konfirmon se rezerva valutore nuk përdoret si instrument për ruajtjen e avantazheve konkurruese në industrinë eksportuese apo për të akomoduar efektet negative të flukseve në monedhë të huaj të paqëndrueshme, si në rastin e remitancave dhe investimeve të portofolit. Kështu, përshtatja e modelit Buffer-Stock sipas përafritimit ARDL dhe rezultatet e gjetura në rastin e Shqipërisë janë përkatësisht të përafërta me përfundimet e tjera empirike për ekonominë në zhvillim dhe në tranzicion, ku zhvillimet në llogarinë korente përcaktojnë nivelin e stokut të rezervave të mbajtura<sup>11</sup>.

Në vijimësi, ekuacioni (12) u vlerësua duke përdorur vonesat kohore të paracaktuara përgjatë vlerësimit të koeficientëve në

---

<sup>11</sup> Shih: Prabheesh (2007), Silva dhe Silva (2004) dhe Frenkel dhe Jovanovic (1981)

afatin e gjatë, ndërsa koeficientët në afatin e shkurtër të vlerësuar sipas përafrimit ARDL u përdorën për të formuluar normën e korigjimit të gabimit (ECM) të kthimit në ekuilibër. Në tabelat 8a-deri-8f paraqiten rezultatet e modeleve në afatin e shkurtër dhe testeve diagnostike mbi koeficientin e shpjeguesmërisë së modelit ( $R^2$ ), formën funksionale (*Ramsey Reset Test*), normalitetin (*Jacque-Bera*), efektet e korrelacionit serial (*Lagrange Multiplier test*) dhe heteroskedasticitetin në normën e gabimit dhe stabiliteti i koeficienteve të vlerësuar, bazuar në testet (CUSSUM) dhe (CUSSUMSQ)<sup>12</sup>.

Analizimi paraprak sugjeron se rezultatet e marrëdhënies në afatin e shkurtër janë të ndryshëm nga ato në afatin e gjatë. Nga pikëpamja e madhësisë një pjesë e elasticiteteve në afatin e shkurtër nuk kanë shenjë e pritur, ndërsa një pjesë e tyre nuk janë statistikisht të rëndësishëm. Në përgjithësi, ndonëse pjesërisht të rëndësishëm statistikisht, koeficientët e elasticitetit në afatin e shkurtër kanë shenjë e pritur. Në afatin e shkurtër, korigjimi i stokut të rezervave dhe dinamika e ripërshtatjes kanë ndikimin më të madh. Efekti i saj ndiqet për nga madhësia e koeficientit nga ndikimi në tërësi i kostos oportune, dinamikës së importeve dhe luhatshmërisë në stokun e rezervave. Variabli i luhatshmërisë ka përsëri ndikimin më të vogël. Megjithatë, analizimi i koeficientëve në afatin e shkurtër me një kohë vonesë sugjerojnë se variablat janë me shenjë e pritur dhe rezerva optimale është më tepër e ndikuar nga zhvillimet në llogarinë korente.

Për më tepër, shenja negative dhe rëndësia statistikore e normës së kthimit në ekuilibër (ECM) në 1 % nivel rëndësie është një tjetër tregues se në afatin e gjatë rezerva është e bashkëintegruar me variablat e tjerë shpjegues. Kjo konfirmon përafrimin teorik të paraqitur nga Frenkel dhe Jovanovic (1981) edhe në rastin e Shqipërisë. Së dyti, ekziston një efekt “shkakësie” në të paktën një drejtim [Granger (1986)]. Së treti, gjendet një mekanizëm i korigjimit të gabimit, e cila i sjell rezervat përsëri në nivelin ekuilibër, ndonëse procesi mund të cilësohet i ngadaltë. Kjo sugjeron se ekuilibri në afatin e gjatë është i mundshëm, por çdo

---

<sup>12</sup> Treguesit (S) diktojnë se marrëdhënia është e qëndrueshme dhe (U) se marrëdhënia është jo e qëndrueshme

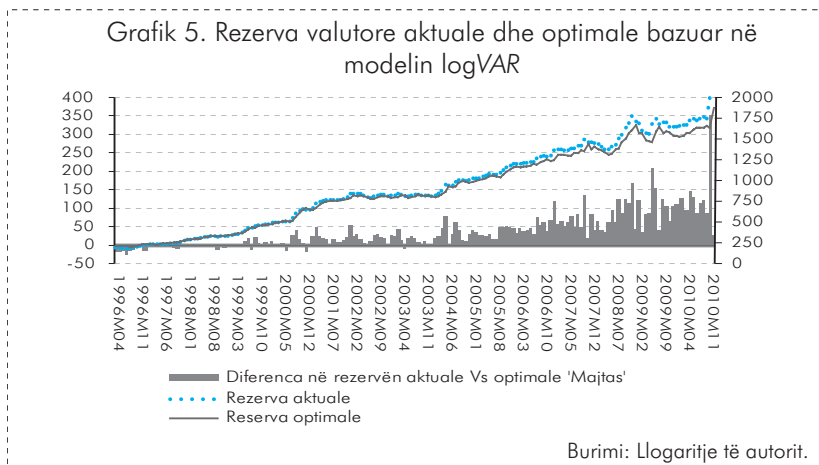
devijim nga niveli ekuilibër eliminohet brenda një muaji nëpërmjet një procesi të ngadaltë. Në rastin e Shqipërisë, ky mund të jetë tregues i një politike administruese më pak aktive, për shkak të disponueshmërisë së të dhënave në kohë reale, mekanizmit të kursit luhatës të këmbimit dhe strategjisë së Bankës së Shqipërisë për të shpërndarë arritjen e nivelit të dëshiruar përgjatë gjithë vitit dhe jo në një moment të vetëm në mënyrë që të mos ndikojë kursin e këmbimit. Përveç kësaj, koeficienti i ulët i ripërshtatjes së bashku me nivelin në rritje të rezervave të mbajtura dëshmojnë se kthimi drejt ekuilibrit do të kërkojë përdorimin e një sasive të madhe të rezervave për të financuar nevojat në bilancin e pagesave [Prabheesh (2007)].

Më tej, shpejtësia e ulët e kthimit në ekuilibër sugjeron se hendeku midis nivelit aktual të rezervave dhe atij optimal të vlerësuar është relativisht i vogël<sup>13</sup>. Ky përfundim konfirmohet në Grafikon 5. Kjo sugjeron se Banka e Shqipërisë zotëron një nivel relativisht të mjaftueshëm të rezervave valutore për të përmbushur detyrimet minimale dhe në këtë formë qëndron në një mjedis relativisht akomodues. Kjo dëshmon se hartimi dhe zbatimi i strategjisë mbi administrimin e stokut të rezervave ka qenë koherente dhe në funksion të objektivave të përcaktuara sipas Përqasjes Monetare ndaj Bilancit të Pagesave. Gjithashtu, kjo nënkupton se akumulimi në rritje i stokut ka qenë i domosdoshëm dhe i përafërt me nivelin optimal të vlerësuar. Në rastin e Shqipërisë, niveli i ulët dhe akumulimi në rritje i rezervave prej fillimit të viteve '90 shpjegohet në një rën të anë, me normën e lartë, por në rën të kostos oportune dhe në anën tjetër me nivelin e ulët por në rritje të borxhit publik dhe volumit monetarë të importeve. Gjithashtu, përtej mundësisë së rritjes së shpejtë, këto zhvillime janë mbështetur në përmirësimin e kapaciteteve investuese dhe administruese, si dhe në hartimin e një strategjie të qartë nga Banka e Shqipërisë. Megjithatë, analizimi i hendekut sugjeron se në dekadën e fundit stoku i rezervave të mbajtura është relativisht më i lartë se niveli optimal i vlerësuar. Ky mbivlerësim shpjegohet nëpërmjet prirjes për t'u vetë-siguruar ndaj luhatjeve në flukset e kapitaleve hyrëse, dominanca fiskale, borxhi publik në rritje (sidomos i huamarrjes së jashtme), rreziqet në kursin e këmbimit në afatin e shkurtër, si dhe objektivat për mbulimin e

---

<sup>13</sup> Shih: Clark (1970)

një numri të caktuar muajsh importesh si tregues i qëndrueshmërisë makroekonomike.



Vlera e koeficientit mbi shpjegueshmërinë ( $R^2$ ) në modelet e vlerësuar mund të cilësohet relativisht i ulët, ndërsa testet diagnostike të vlerësuar mbi marrëdhënien e dinamikës në afatin e gjatë dhe të shkurtër nuk sugjerojnë ndonjë problem në lidhje me specifikimin funksional të modelit (RESET RAMSEY test), korrelacionin serial (LM test) dhe efekteve të heteroskedasticitetit në normën e gabimit. Testi diagnostik (CUSUM) sugjeron se modeli i regresionit mbi nivelin optimal të stokut të rezervave është i qëndrueshëm në 5% në nivel rëndësie (Diagramën 1a-deri-1f). Në rastin e Shqipërisë, analizimi i testit CUSSUMSQ nënkupton se përgjatë periudhës së studimit, niveli optimal ka qenë relativisht i qëndrueshëm, ndonëse evidencat sugjerojnë se kriza financiare dhe ekonomike kanë ndikur në stokun e rezervave të mbajtura.

## 4. PËRFUNDIME

Në këtë material u vlerësua niveli optimal i rezervës valutore i mbajtur në rastin e Shqipërisë sipas modelit Buffer-Stock të zhvilluar nga Frenkel dhe Jovanovic (1981). Përafrimi teorik na lejon modelimin e luhatshmërisë sipas përafrimit ARCH, ndërsa në të ardhmen modeli mund të përdoret për të vlerësuar nevojën për mbajtjen e rezervës në marrëveshje me FMN-në. Niveli optimal u vlerësua si funksion i treguesve mbi motivet parandaluese dhe merkantiliste të mbajtjes së rezervës dhe zhvillimeve në llogarinë korente, ndërsa u supozua se mesatarisht pagesat neto janë zero. Modeli empirik u bazua në përafrim ARDL të zhvilluar nga Pesaran et al (2001).

Rezultatet e gjetura konfirmojnë përafrimin teorik në rastin e Shqipërisë se në afatin e gjatë ekziston një marrëdhënie bashkëintegruese midis nivelit të rezervës valutore dhe variablave shpjegues të marrë. Rezultatet tregojnë se zhvillimet në llogarinë korente janë të rëndësishëm në përcaktimin e nivelit të rezervave të mbajtura dhe administrimi i tyre është diktuar nga doktrina anglo-amerikane dhe nevoja për t'u siguruar kundrejt frenimit të papritur të flukseve të kapitalit në monedhë të huaj dhe për të mbështetur politikën e tregtisë dhe ato monetare. Më tej, rezultatet empirike dëshmojnë se niveli i mbajtur nuk ndikohet nga luhatshmëria e kursit të këmbimit dhe nga politikën për mbështetjen e industrive eksportuese.

Vlerësimet treguan që hendeuku midis nivelit aktual të rezervave dhe atij optimal të vlerësuar është relativisht i vogël. Kjo justifikon vlerën relativisht të ulët të mekanizmit të kthimit në ekuilibër. Kjo sugjeron se Banka e Shqipërisë zotëron një nivel relativisht të mjaftueshëm të rezervave valutore për të përmbushur detyrimet minimale duke ofruar një mjedis relativisht akomodues. Ky rezultat dëshmon se hartimi dhe zbatimi i strategjisë mbi administrimin e stokut të rezervave ka qenë koherent dhe në funksion të objektivave të përcaktuara sipas Përqasjes Monetare ndaj Bilancit të Pagesave. Pra, akumulimi në rritje i stokut ka qenë i domosdoshëm dhe i përafërt me nivelin optimal të vlerësuar.

Por, analizimi empirik u bazua në përafrimin e zhvillimeve në të shkuarën pa marrë parasysh faktin se niveli optimal i rezervave të mbajtura është një tregues makroekonomik, i cili përcaktohet nga tregues të tjerë makroekonomik, ndër të cilët borxhi publik, rritja ekonomike, flukset e kapitaleve të huaja hyrëse, normat e shërbimit të borxhit, remitancat, etj. Më tej, tradicionalisht, niveli i rezervave valutore të mbajtura nga banka qendrore shpjegohet sipas dy përjasjeve. Nga njëra anë, kërkesa për rezerva është funksion i mospërputhjeve midis nivelit të dëshiruar dhe aktual. Nga ana tjetër, në bazë të qasjes monetare ndaj bilancit të pagesave, ndryshimet në rezerva lidhet me kërkesën ose/dhe ofertën e tepërt për para. Pra, në të ardhmen synohet të vlerësohet empirikisht kërkesa për rezerva valutore mbi bazën e treguesve të tjerë përcaktues të saj, duke përfshirë edhe treguesit monetar. Kjo na mundëson, ndër të tjera, të kuptojmë rolin dhe efektin e parasë dhe si lidhet rezerva me hyrjet e mëdha valutore.

## LITERATURË

Aizenman, J., and Lee, J., (2005), "International reserves: precautionary vs. mercantilist views, theory and evidence", IMF Working Paper, WP/05/198;

Aizenman, J., and Nancy, M., (2004), "International reserve holdings with sovereign risk and costly tax collection", *The Economic Journal*, Blackwell Publishing, Vol. 114, No. 497 (Jul., 2004), pp. 569-591;

Aizenman, J., and Nancy, M., (2003), "The high demand for international reserves in the far east: what is going on?", *Journal of the Japanese and International Economies* 17(3), pp: 370-400;

Aizenman, and Sun, J., (2009), "The financial crisis and sizable international reserves depletion: from 'fear of floating' to the 'fear of losing international reserves'?", NBER Paper, working Paper 15308, Cambridge;

Badinager, H., (2004), "Austria's demand for international reserves and monetary disequilibrium: the case of a small open economy with a fixed exchange rate regime", *Economica*, Vol. 71, pp: 39-55;

Bahani-Oskooee, M., and Rehman, H. J., (2005), "Stability of money demand function in Asian developing countries", *Applied Economics*, pp: 773-792;

Bahmani-Oskooee, M., (2004), "Kalman filter approach to estimating the demand for international reserves", *Applied Economics*, Vol. 34, pp: 1665-1668;

Bahmani-Oskooee, M., (1999), "Are the adjustment of actual to desired international reserves in nominal or real terms?", *Applied Economics Letters*, Vol. 6, pp: 573 – 575;

Ben-Bassat, A., and Gottlieb, D., (1992), "On the effect of opportunity cost on international reserve holdings", *The Review of Economics and Statistics*, The MIT Press, Vol. 74, No. 2, pp. 329-332;

Brookes, C., et. al., (2003), "Multivariate GARCH models: software choice and estimation issues", *ISMA Centre Discussion Papers in Finance* 2003–07;



Brown, R. L., et al, (1975), "Techniques for testing the consistency of regression of relationships overtime", *Journal of Royal Statistical Society*, Vol. 37, pp: 149-163;

Bussiere, M., and Mulder, C., (1999), "External vulnerability in emerging market economies: how high liquidity can offset weak fundamentals and the effects of contagion", *IMF working Paper*, WP/99/88;

Calvo, G. A., (1998), "Capital flows and capital – market crisis: the simple economics of sudden stops", *Journal of Applied Economics*, Vol: 1 no. 1, pp: 35-54;

Clark, P. B., (1970), "Optimal international reserves and speed of adjustment", *Journal of Political Economy*", Vol. 78, No. 2 (Mar – Apr 1970), pp: 356-376;

Clark, P. B., (1974), "Demand for international reserves: a cross-country analysis", *Canadian Journal of Economics*", Nr 3, pp: 356-376;

Dickey, D. A., and Fuller, w. A., (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive times series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, pp: 1057-1072;

Edwards, S., (1985), "On the interest-rate elasticity of the demand for international reserves: some evidence from developing countries", *Department of Economics, University of California, National Bureau of Economic Research, working Paper No. 1532*;

Edwards, S. (1984), "The demand for internacional reserves and monetary equilibrium: some evidence from developing countries", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, No. 3, pp: 495-500;

Edwards, S., (1983), "The demand for international reserves and exchange rate adjustments: the case of LDCs 1964-1972", *Blackwell Publishing Economica, New Series*, Vol. 50, No. 199, pp: 269-280;

Elbadawi, A. I., (1990), "The sudan demand for international reserve: a case of a labour-exporting country", *Economica, New Series*, Vol. 57, No. 225, pp: 73-89;

Enders, W., (2010), "Modelling volatility", in *applied econometric*

- time series", Wiley, USA, 3rd Edition, Chapter 3, pp: 121-176;
- Engle, R. F., and Granger, C. J. L., (1987), "Cointegration and error correction representation: estimation and testing", *Econometrica*, Vol: 55, pp: 251-276;
- Feldstein, M. (1999), "A self-help guide for emerging markets", *Foreign Affairs*, Vol. 78, No. 2, pp: 93-109;
- Flood, R., and Nancy, M., (2002), "Holding international reserves in an era of high capital mobility", IMF working Paper, WP/02/62;
- Frenkel, J., and Jovanovic, B., (1981), "Optimal international reserves: a stochastic framework", *Economic Journal*, Vol: 91 (June), pp: 507-514;
- Granger, C. w. J., (1986), "Development in the study of cointegrated economic variables", *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, Vol 48, pp: 213-228;
- Heller, H. R. (1966), "Optimal international reserves", *Economic Journal* 76(302), pp: 296-311;
- Heynen, R. C., and Kat, H. M., (1994), "Volatility prediction: a comparison of stochastic volatility, GARCH(1,1) and EGARCH(1,1) models", *Journal of Derivates*, Vol. 2, No. 2, pp: 50-65;
- International Monetary Fund, (2000), "Annual report", Washington, D.C.;
- Johansen, S., (1995), "Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models", Oxford University Press, Oxford;
- Johansen, S., (1992), "Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis", *Journal of Econometrics*, Vol. 52, pp: 389-402;
- Johansen, S., (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, Vol. 59, pp: 1551-1580;
- Narayan, P. K., (2004), "Reformulating critical values for the bounds F-stats approach to cointegration: an application to the tourism demand model for Fiji", Monash University, Australia, No. 02/04;

Pesaran, M. H., et al, (2001), "Bound testing approaches to the analysis of level of relationships", *Journal of Applied Econometrics*, chapter 16, pp: 289-326;

Philips, P. C. B., dhe Perron, P., (1988), "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, Vol. 65, pp: 335-46;

Prabheesha, K. P., et. al., (2009). "Precautionary and mercantilist approaches to demand for international reserves: an empirical investigation in the Indian context", *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, Vol. 2, No. 2, September 2009, pp: 279-291;

Prabheesh, K. P., et. al., (2007), "Demand for foreign exchange reserves in India: a co-integration approach", *MPRA, Youth Asian Journal of Management* Vol. 14, No. 2 2007, 36 – 46;

Ramachandran, M. (2006), "On the upsurge of foreign exchange reserves in India", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 28, pp: 797-809;

Ramachandran, M., (2004), "The optimal level of international reserves: evidence for India", *Economics Letter*, Vol: 83, pp: 347-370;

Rummel, O., (2010), "Modelling pound sterling exchange rate volatility", *Centre for Central Banking Studies, Bank of England*, 8 December 2010

Silva, A. F. J., and Silva, da, E. D., (2004), "Optimal international reserves holdings in emerging markets economies: the Brazilian case", *Banco Central do Brazil*;

Slaman, F., dhe Salih, A., (1999), "Modelling the volatility in the Central Bank Reserves", *Research Paper of Central Bank of Turkey*;

Vika, I., and Luçi, E., (2009), "The equilibrium real exchange rate of Lek vis-à-vis Euro: is it much misaligned?", *Discussion Paper (Draft Material)*, Bank of Albania;

Vika, I., (2008), "Assessing motives behind the Bank of Albania's purchase interventions in the foreign exchange market", *Research Department, Bank of Albania*, November 2008;

Wijnholds, J. O. de B., and Kapteyn, A., (2001), "Reserve adequacy in emerging market economies", *IMF Working Paper*, WP/01/143

## SHTOJÇË

Tabelë 1a. Rezultatet e vlerësuar për dIR me modelin 'Bredhje e Rastit'.

Variabli i varur: dIR				
Metoda: Metoda e zakonshme e katrorëve më të vegjël (MZKV)				
Kampioni (i përshtatur): 1996M02 2010M12				
Vrojtime të përfshira: 179 pas përshtatjes				
	Koeficientët	Gabimi standard	Statistika t-Stat	Prob.
Konstante	9.584981	2.364425	4.053831	0.0001
R-katror	0.000000	Mesatarja e variablit të varur		9.584981
R-katror i përshtatur	0.000000	Devijimi standard i variablit të varur		31.63385
Gabimi standard i regresionit	31.63385		AIC	9.751904
Shuma e katrorëve të gabimit	178124.7		SIC	9.769710
Log likelihood	-871.7954		HQI	9.759124
Statistika Durbin-Watson	1.980567			

Tabelë 2a. Vlerësimi për prezencën e efekteve ARCH në dIR

Testi i heteroskedasticitetit: ARCH				
Statistika F-stat	5.753021	Prob. F(1,176)		0.0175
Obs*R-squared	5.634226	Prob. Chi-Square(1)		0.0176
Ekuacioni testues:				
Variabli i varur: RESID ^ 2				
Metoda: Metoda e zakonshme e katrorëve më të vegjël (MZKV)				
Kampioni (i përshtatur): 1996M03 2010M12				
Vrojtime të përfshira: 178 pas përshtatjes				
Gabimi standard Newey-West HAC dhe kovarianca (lag truncation=4)				
	Koeficientët	Gabimi standard	Statistika t-Stat	Prob.
Kostante	830.6951	352.8121	2.354497	0.0197
RESID ^ 2(-1)	0.179986	0.016769	10.73320	0.0000
R-katror	0.031653	Mesatarja e variablit të varur		1000.663
R-katror i përshtatur	0.026151	Devijimi standard i variablit të varur		4474.149
Gabimi standard i regresionit	4415.260		AIC	19.63469
Shuma e katrorëve të gabimit	3.43E+09		SIC	19.67044
Log likelihood	-1745.488		HQI	19.64919
Statistika F-stat	5.753021	Statistika Durbin-Watson		2.012034
Prob (F-stat)	0.017505			

Tabelë 1b. Rezultatet e vlerësuar për dlog(REER) me modelin 'Bredhje e Rastit'

Variabli i varur: DLOG(REER)				
Metoda: Metoda e zakonshme e katrorëve më të vegjël (MZKV)				
Kampioni (i përshtatur): 1996M03 2010M12				
Vrojtime të përfshira: 178 pas përshtatjes				
Konvergjencia arrihet pas 3 iterations				
Gabimi standard Newey-West HAC dhe kovarianca (lag truncation=4)				
	Koeficientët	Gabimi standard	Statistika t-Stat	Prob.
Konstante	-0.002036	0.002307	-0.882528	0.3787
AR(1)	0.363966	0.081135	4.485912	0.0000
R-katror	0.132767	Mesatarja e variablit të varur		-0.001917
R-katror i përshtatur	0.127840	Devijimi standard i variablit të varur		0.022539
Gabimi standard i regresionit	0.021049		AIC	-4.872785
Shuma e katrorëve të gabimit	0.077976		SIC	-4.837034
Log likelihood	435.6778		HQI	-4.858287
Statistika F-stat	26.94439	Statistika Durbin-Watson		1.901971
Prob (F-stat)	0.000001			
Baza AR inverte	.36			

Tabelë 2b. Vlerësimi për prezencën e efekteve ARCH në dlog(REER)

Testi i heteroskedasticitetit: ARCH				
Statistika F-stat	6.587108	Prob. F(1,176)	0.0111	
Obs*R-squared	6.421621	Prob. Chi-Square(1)	0.0113	
Ekuacioni testues:				
Variabli i varur: RESID ^ 2				
Metoda: Metoda e zakonshme e katrorëve më të vegjël (MZKV)				
Kampioni (i përshtatur): 1996M03 2010M12				
Vrojtime të përfshira: 178 pas përshtatjes				
Gabimi standard Newey-West HAC dhe kovarianca (lag truncation=4)				
	Koeficientët	Gabimi standard	Statistika t-Stat	Prob.
Konstante	0.000382	8.88E-05	4.304668	0.0000
RESID ^ 2(-1)	0.100278	0.110535	0.907206	0.3655
R-katror	0.036077	Mesatarja e variablit të varur		0.000438
R-katror i përshtatur	0.030600	Devijimi standard i variablit të varur		0.000975
Gabimi standard i regresionit	0.000960		AIC	-11.04746
Shuma e katrorëve të gabimit	0.000162		SIC	-11.01171
Log likelihood	985.2240		HQI	-11.03296
Statistika F-stat	6.587108	Statistika Durbin-Watson		1.355460
Prob (F-stat)	0.011104			

Tabelë 1c. Rezultatet e vlerësuar për dlog(NEER) me modelin 'Bredhje e Rastit'

Variabli i varur: DLOG(NEER)				
Metoda: Metoda e zakonshme e katrorëve më të vegjël (MZKV)				
Kampioni (i përshtatur): 1996M08 2010M12				
Vrojtime të përfshira: 173 pas përshtatjes				
Konvergjencia arrihet pas 69 përsëritjesh				
Gabimi standard Newey-West HAC dhe kovarianca (lag truncation=4)				
MA Backcast: 1996M07				
	Koeficientët	Gabimi standard	Statistika t-Stat	Prob.
Konstante	-0.000980	0.001893	-0.517814	0.6053
AR(1)	0.309366	0.181323	1.706155	0.0898
AR(2)	-0.122889	0.151968	-0.808654	0.4199
AR(6)	-0.220872	0.136389	-1.619426	0.1072
MA(1)	0.246505	0.206168	1.195656	0.2335
R-katror	0.319743	Mesatarja e variablit të varur		-0.001124
R-katror i përshtatur	0.303546	Devijimi standard i variablit të varur		0.023042
Gabimi standard i regresionit	0.019229		AIC	-5.036314
Shuma e katrorëve të gabimit	0.062119		SIC	-4.945179
Log likelihood	440.6412		HQI	-4.999341
Statistika F-stat	19.74137	Statistika Durbin-Watson		1.984593
Prob (F-stat)	0.000000			
Baza AR inverte	.71-.40i	.71+.40i	.06+.80i	.06-.80i
	-.61-.39i	-.61+.39i		
Baza MA inverte		-.25		

Tabelë 2c. Vlerësimi për prezencën e efekteve ARCH në dlog(NEER)

Testi i heteroskedasticitetit: ARCH				
F-stat	38.47587	Prob. F(1,170)	0.0000	
Obs*R-squared	31.74396	Prob. Chi-Square(1)	0.0000	
Ekuacioni testues:				
Variabli i varur: RESID ^ 2				
Metoda: Metoda e zakonshme e katrorëve më të vegjël (MZKV)				
Kampioni (i përshtatur): 1996M09 2010M12				
Vrojtime të përfshira: 172 pas përshtatjes				
Gabimi standard Newey-West HAC dhe kovarianca (lag truncation=4)				
	Koeficientët	Gabimi standard	Statistika t-Stat	Prob.
Konstante	0.000204	7.01E-05	2.913029	0.0041
RESID ^ 2(-1)	0.429764	0.088754	4.842177	0.0000
R-katror	0.184558	Mesatarja e variablit të varur		0.000360
R-katror i përshtatur	0.179761	Devijimi standard i variablit të varur		0.000975
Gabimi standard i regresionit	0.000883		AIC	-11.21434
Shuma e katrorëve të gabimit	0.000133		SIC	-11.17774
Log likelihood	966.4333		HQI	-11.19949
Statistika F-stat	38.47587	Statistika Durbin-Watson		2.252111
Prob (F-stat)	0.000000			

Tabelë 3. Kriteret informuese të modeleve të vlerësuar (gabimet kanë shpërndarje normale)

Modeli	AIC	SIC	HQ	Efektet e korelacionit serial	Koeficient me shenjë negative në ek. e variances	Efektet ARCH
ARCH (11)	9.275463	9.346690	9.304345	Jo	Jo	[0.5625]
GARCH (11)	8.860027	8.949061	8.896130	Po	Jo	[0.0112]
GARCH (11) - AR(1)	8.944731	9.054564	9.054564	Jo	Jo	[0.7190]
TGARCH (11)	8.869650	8.976490	8.912973	Po	Po	[0.0203]
TGARCH (11) - AR(1)	8.935122	9.060248	8.985864	Jo	Jo	[0.4375]
EGARCH (11)	9.092575	9.199414	9.135897	Jo	Jo	[0.6058]
EGARCH (11) - AR(1)	8.987551	9.112877	9.038495	Jo	Po	[0.9179]

Tabelë 4a. Modeli EGARCH (1,1)-AR(1)-me mesatare për dIR (gabimet kanë shpërndarje normale)

Variabli i varur: dIR				
Metoda: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution				
Kampioni (i pështatur): 1996M03 2010M12				
Vrojtime të përfshira: 178 pas përshtatjes				
Konvergjencia arrihet pas 112 përsëritjesh				
Varianca e kampionit paraprak: backcast (parametri = 0.7)				
$\text{LOG(GARCH)} = C(4) + C(5) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + C(6) * \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + C(7) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$				
@SQRT(GARCH)	Koeficientët	Gabimi standard	Statistika t-Stat	Prob.
Konstante	0.179143	0.087136	2.055907	0.0398
AR(1)	7.751772	1.630941	4.752943	0.0000
	0.452236	0.057105	7.919381	0.0000
Ekuacioni i variancës				
C(4)	-0.101686	0.411550	-0.247082	0.8048
C(5)	1.554286	0.435741	3.566996	0.0004
C(6)	-0.312856	0.209856	-1.490815	0.1360
C(7)	0.849841	0.090535	9.386923	0.0000
R-katror	-0.469417	Mesatarja e variablit të varur		9.599526
R-katror i përshtatur	-0.520976	Devijimi standard i variablit të varur		31.72249
Gabimi standard i regresionit	39.12266	AIC		8.987751
Shuma e katrorëve të gabimit	261729.6	SIC		9.112877
Log likelihood	-792.9098	HQI		9.038493
Statistika Durbin-Watson	2.370426			
Inverted AR Roots	.45			

Tabelë 4b. Modeli EGARCH (1,1)-me mesatare për dlog(REER) (gabimet kanë shpërndarje normale)

Variabli i varur: DLOG(REER)				
Metoda: ML - ARCH				
Kampioni (i përshtatur): 1996M02 2010M12				
Vrojtime të përfshira 179 pas përshtatjes				
Konvergjencia arrihet pas 22 përsëritjesh				
Varianca e kampionit paraprak: backcast (parametri = 0.7)				
$\text{LOG}(\text{GARCH}) = \text{C}(3) + \text{C}(4) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + \text{C}(5) * \text{RESID}(-1) / @\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + \text{C}(6) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$				
	Koeficientët	Gabimi standard	Statistika t-Stat	Prob.
@SQRT(GARCH)	-0.743097	0.090018	-8.254986	0.0000
Konstante	0.011058	0.001447	7.641938	0.0000
Ekuacioni i variancës				
C(3)	-0.095318	8.44E-05	-1129.304	0.0000
C(4)	-0.029071	2.64E-09	-11014674	0.0000
C(5)	0.083754	0.021803	3.841314	0.0001
C(6)	0.987315	1.03E-07	9627658.	0.0000
R-katror	0.008603	Mesatarja e variablit të varur		-0.001798
R-katror i përshtatur	-0.020050	Devijimi standard i variablit të varur		0.022531
Gabimi standard i regresionit	0.022756		AIC	-5.171984
Shuma e katrorëve të gabimit	0.089586		SIC	-5.065144
Log likelihood	468.8925		HQI	-5.128661
Statistika F-stat	0.300237	Statistika Durbin-Watson		1.240005
Prob (F-stat)	0.912189			



Tabelë 4c. Modeli EGARCH (1,2)-AR(12)-me mesatare për dlog(NEER)  
(gabimet kanë shpërndarje normale)

Variabli i varur: DLOG(NEER)				
Metoda: ML - ARCH				
Kampioni (i përshtatur): 1997M02 2010M12				
Vrojtime të përfshira: 167 pas përshtatjes				
Konvergjencia arrihet pas 24 përsëritjesh				
Varianca e kampionit paraparak: backcast (parametri = 0.7)				
$\text{LOG(GARCH)} = C(5) + C(6)*\text{ABS}(\text{RESID}(-1))/\text{@SQRT}(\text{GARCH}(-1))$ $+ C(7)*\text{RESID}(-1)/\text{@SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + C(8)*\text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$ $+ C(9)*\text{LOG}(\text{GARCH}(-2))$				
	Koeficientët	Gabimi standard	Statistika t-Stat	Prob.
@SQRT(GARCH)	-0.258491	0.249465	-1.036183	0.3001
Konstante	0.000675	0.001777	0.379808	0.7041
AR(1)	0.236256	0.069688	3.390192	0.0007
AR(12)	0.183470	0.062415	2.939497	0.0033
Ekuacioni i variancës				
C(5)	-0.737533	0.376449	-1.959183	0.0501
C(6)	0.318137	0.154865	2.054278	0.0399
C(7)	-0.094910	0.090280	-1.051290	0.2931
C(8)	0.569088	0.637559	0.892603	0.3721
C(9)	0.380631	0.615127	0.618784	0.5361
R-katror	0.157560	Mesatarja e variablit të varur		-0.000822
R-katror i përshtatur	0.114905	Devijimi standard i variablit të varur		0.022439
Gabimi standard i regresionit	0.021110		AIC	-5.813511
Shuma e katrorëve të gabimit	0.070412		SIC	-5.645475
Log likelihood	494.4282		HQI	-5.745309
Statistika F-stat	3.693799	Statistika Durbin-Watson		1.374214
Prob (F-stat)	0.000558			
Baza AR invertë	.89	.77+.43i	.77-.43i	.45-.75i
	.45+.75i	.02+.87i	.02-.87i	-.42-.75i
	-.42+.75i	-.73+.43i	-.73-.43i	-.85

Tabelë 5. Analiza e Testit të Rrënjës

Variablat	Rezultatet e testit ADF				Rezultatet e testit Phillips-Perron			
	Hipoteza zero: Njësia rrënjë				Hipoteza zero: Njësia rrënjë			
	Level	Diferenciali i parë	Level	Diferenciali i parë	Level	Diferenciali i parë	Level	Diferenciali i parë
	[Prob.]	Lag <sup>a</sup>	[Prob.]	Lag <sup>a</sup>	[Prob.]	Lag <sup>b</sup>	[Prob.]	Lag <sup>b</sup>
Konstante								
log(IR)	[.2673]	4	[.0000]	5	[.1841]	4	[.0000]	5
log(r)	[.7539]	3	[.0000]	0	[.7411]	3	[.0000]	0
log(IM)	[.5153]	20	[.0000]	25	[.6159]	20	[.0000]	25
log( $\sigma$ )	[.0004]	0	[.0000]	3	[.0004]	8	[.0000]	119
log(REER)	[.0007]	0	[.0000]	1	[.0019]	3	[.0000]	30
log(NEER)	[.0265]	0	[.0000]	0	[.0250]	2	[.0000]	3
REER_HP_Cycle	[.0000]	4	[.0000]	5	[.0000]	2	[.0000]	10
NEER_HP_Cycle	[.0000]	3	[.0000]	6	[.0035]	0	[.0000]	4
Lek/Euro_HP_Cycle	[.0000]	3	[.0000]	6	[.0007]	1	[.0000]	5
Konstante dhe 'Trend'								
log(IR)	[.8915]	4	[.0000]	8	[.8846]	4	[.0000]	8
log(r)	[.7274]	2	[.0000]	0	[.5968]	2	[.0000]	0
log(IM)	[.0000]	1	[.0003]	25	[.0000]	1	[.0000]	25
log( $\sigma$ )	[.0000]	0	[.0000]	3	[.0000]	8	[.0001]	111
log(REER)	[.0011]	0	[.0000]	1	[.0023]	2	[.0000]	31
log(NEER)	[.1322]	0	[.0000]	0	[.1326]	3	[.0000]	2
REER_HP_Cycle	[.0000]	4	[.0000]	5	[.0000]	2	[.0000]	10
NEER_HP_Cycle	[.0000]	3	[.0000]	6	[.0189]	0	[.0000]	4
Lek/Euro_HP_Cycle	[.0000]	3	[.0000]	6	[.0048]	1	[.0000]	5
Pa konstante dhe pa 'Trend'								
log(IR)	[1.000]	1	[.0000]	4	[1.000]	1	[.0000]	4
log(r)	[.2382]	5	[.0000]	1	[.2849]	5	[.0000]	1
log(IM)	[.8924]	36	[.0000]	21	[.9973]	36	[.0000]	21
log( $\sigma$ )	[.7951]	4	[.0000]	3	[.8065]	111	[.0000]	133
log(REER)	[.4616]	20	[.0000]	1	[.5047]	33	[.0000]	30
log(NEER)	[.9868]	0	[.0000]	0	[.9845]	4	[.0000]	5
REER_HP_Cycle	[.0000]	4	[.0000]	5	[.0000]	2	[.0000]	10
NEER_HP_Cycle	[.0000]	3	[.0000]	6	[.0002]	0	[.0000]	4
Lek/Euro_HP_Cycle	[.0000]	3	[.0000]	6	[.0000]	1	[.0000]	5

<sup>a</sup>Përzgjedhja automatike e vonesës kohore u bazua në kriterin SC

<sup>b</sup>Përzgjedhja New-West Bandwidth nëpërmjet përdorimit të Bartlett Kernel

Tabelë 6a. Analiza kointegruese sipas përafritimit “testi ARDL i kufijve” në ekuacionin (7) (logVAR)

Variabli i varur <sup>(1)</sup>	Nr. vonesave kohore AIC-SC	Statistika F-stat	Shkallët e lirisë	[Prob.]	Rezultatet***
$F_{\log R}(\log R \mid \log \text{VAR}, \log \text{KOSTO}, \log \text{IM})$	12	4.60293	(4,108)	[.0018]	Ka kointegrim
$F_{\log \text{VAR}}(\log \text{VAR} \mid \log R, \log \text{KOSTO}, \log \text{IM})$	12	4.16239	(4,108)	[.0036]	Jo bindëse
$F_{\log \text{KOSTO}}(\log \text{KOSTO} \mid \log \text{VAR}, \log R, \log \text{IM})$	12	1.41890	(4,108)	[.2326]	Nuk ka kointegrim
$F_{\log \text{IM}}(\log \text{IM} \mid \log \text{VAR}, \log \text{KOSTO}, \log R)$	12	2.71188	(4,108)	[.0334]	Nuk ka kointegrim

\*\*\* Bazuar në vlerat kritike të sugjeruar nga Narayan (2004), për një ekuacion me trend dhe konstante, ku  $k = 3$  dhe  $n = 165$

- (1 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 4.568$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 5.960$

- (5 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 3.363$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 4.515$

- (10 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 2.823$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 3.885$

Tabelë 6b. Analiza kointegruese sipas përafritimit “testi ARDL i kufijve” në ekuacionin (7) (logREER)

Variabli i varur <sup>(1)</sup>	Nr. vonesave kohore AIC-SC	Statistika F-stat	Shkallët e lirisë	[Prob.]	Rezultatet***
$F_{\log R}(\log R \mid \log \text{REER}, \log \text{KOSTO}, \log \text{IM})$	12	4.443	(4,109)	[.0023]	Ka kointegrim
$F_{\log \text{VAR}}(\log \text{REER} \mid \log R, \log \text{KOSTO}, \log \text{IM})$	12	0.966	(4,109)	[.4289]	Jo bindëse
$F_{\log \text{KOSTO}}(\log \text{KOSTO} \mid \log \text{REER}, \log R, \log \text{IM})$	12	1.740	(4,109)	[.1464]	Nuk ka kointegrim
$F_{\log \text{IM}}(\log \text{IM} \mid \log \text{REER}, \log \text{KOSTO}, \log R)$	12	2.136	(4,109)	[.0812]	Nuk ka kointegrim

\*\*\* Bazuar në vlerat kritike të sugjeruar nga Narayan (2004), për një ekuacion me trend dhe konstante, ku  $k = 3$  dhe  $n = 165$

- (1 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 4.568$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 5.960$

- (5 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 3.363$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 4.515$

- (10 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 2.823$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 3.885$

Tabelë 6c. Analiza kointegruese sipas përafritimit “testi ARDL i kufijve” në ekuacionin (7) (logNEER)

Variabli i varur <sup>(1)</sup>	Nr. vonesave kohore AIC-SC	Statistika F-stat	Shkallët e lirisë	[Prob.]	Rezultatet***
$F_{\log R}(\log R \mid \log \text{NEER}, \log \text{KOSTO}, \log \text{IM})$	12	5.317	(4,97)	[.0006]	Ka kointegrim
$F_{\log \text{VAR}}(\log \text{NEER} \mid \log R, \log \text{KOSTO}, \log \text{IM})$	12	4.398	(4,97)	[.0026]	Jo bindëse
$F_{\log \text{KOSTO}}(\log \text{KOSTO} \mid \log \text{NEER}, \log R, \log \text{IM})$	12	2.597	(4,97)	[.0409]	Nuk ka kointegrim
$F_{\log \text{IM}}(\log \text{IM} \mid \log \text{NEER}, \log \text{KOSTO}, \log R)$	12	2.854	(4,97)	[.0277]	Nuk ka kointegrim

\*\*\* Bazuar në vlerat kritike të sugjeruar nga Narayan (2004), për një ekuacion me trend dhe konstante, ku  $k = 3$  dhe  $n = 165$

- (1 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 4.568$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 5.960$

- (5 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 3.363$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 4.515$

- (10 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 2.823$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 3.885$

Tabelë 6d. Analiza kointegruese sipas përafrimit “testi ARDL i kufijve” në ekuacionit (7) (REER\_HP\_cycle)

Variabli i varur <sup>(1)</sup>	Nr. vonesave kohore AIC-SC	Statistika F-stat	Shkallët e lirisë	[Prob.]	Rezultatet***
$F_{\log R}(\log I R \mid \text{REER}_{hp}, \log \text{KOSTO}, \log I M)$	8	5.440	(4,131)	[.0004]	Ka kointegrim
$F_{\text{REER}_{hp}}(\text{REER}_{hp} \mid \log I R, \log \text{KOSTO}, \log I M)$	8	3.284	(4,131)	[.0133]	Jo bindëse
$F_{\log \text{KOSTO}}(\log \text{KOSTO} \mid \text{REER}_{hp}, \log I R, \log I M)$	8	2.351	(4,131)	[.0574]	Nuk ka kointegrim
$F_{\log I M}(\log I M \mid \text{REER}_{hp}, \log \text{KOSTO}, \log I R)$	8	4.025	(4,131)	[.0041]	Nuk ka kointegrim

\*\*\* Bazuar në vlerat kritike të sugjeruar nga Narayan (2004), për një ekuacion me trend dhe konstante, ku  $k = 3$  dhe  $n = 165$

- (1 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 3.908$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 5.004$
- (5 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 2.920$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 3.838$
- (10 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 2.747$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 3.312$

Tabelë 6e: Analiza kointegruese sipas përafrimit “testi ARDL i kufijve” në ekuacionit (7) (NEER\_HP\_cycle)

Variabli i varur <sup>(1)</sup>	Nr. vonesave kohore AIC-SC	Statistika F-stat	Shkallët e lirisë	[Prob.]	Rezultatet***
$F_{\log R}(\log I R \mid \text{NEER}_{hp}, \log \text{KOSTO}, \log I M)$	8	5.427	(4,131)	[.0004]	Ka kointegrim
$F_{\text{NEER}_{hp}}(\text{NEER}_{hp} \mid \log I R, \log \text{KOSTO}, \log I M)$	8	3.090	(4,131)	[.0181]	Jo bindëse
$F_{\log \text{KOSTO}}(\log \text{KOSTO} \mid \text{NEER}_{hp}, \log I R, \log I M)$	8	2.558	(4,131)	[.0416]	Nuk ka kointegrim
$F_{\log I M}(\log I M \mid \text{NEER}_{hp}, \log \text{KOSTO}, \log I R)$	8	4.022	(4,131)	[.0029]	Nuk ka kointegrim

\*\*\* Bazuar në vlerat kritike të sugjeruar nga Narayan (2004), për një ekuacion me trend dhe konstante, ku  $k = 3$  dhe  $n = 165$

- (1 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 3.908$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 5.004$
- (5 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 2.920$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 3.838$
- (10 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 2.747$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 3.312$

Tabelë 6f. Analiza kointegruese sipas përafrimit “testi ARDL i kufijve” në ekuacionin (7) (Lek/Euro\_HP\_cycle)

Variabli i varur <sup>(1)</sup>	Nr. vonesave kohore AIC-SC	Statistika F-stat	Shkallët e lirisë	[Prob.]	Rezultatet***
$F_{\log R}(\log I R \mid \text{Lek/Euro}_{hp}, \log \text{KOSTO}, \log I M)$	8	4.507	(4,131)	[.0019]	Ka kointegrim
$F_{\text{NEER}_{hp}}(\text{Lek/Euro}_{hp} \mid \log I R, \log \text{KOSTO}, \log I M)$	8	3.087	(4,131)	[.0182]	Jo bindëse
$F_{\log \text{KOSTO}}(\log \text{KOSTO} \mid \text{Lek/Euro}_{hp}, \log I R, \log I M)$	8	2.779	(4,131)	[.0295]	Nuk ka kointegrim
$F_{\log I M}(\log I M \mid \text{Lek/Euro}_{hp}, \log \text{KOSTO}, \log I R)$	8	3.697	(4,131)	[.0069]	Nuk ka kointegrim

\*\*\* Bazuar në vlerat kritike të sugjeruar nga Narayan (2004), për një ekuacion me trend dhe konstante, ku  $k = 3$  dhe  $n = 165$

- (1 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 3.908$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 5.004$
- (5 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 2.920$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 3.838$
- (10 %) : kufiri i poshtëm  $I(0) = 2.747$  dhe kufiri i sipërm  $I(1) = 3.312$

Tabelë 7a. Vlerësimi i koeficientëve në afatin e gjatë me metodën ARDL (logVAR)

ARDL (2, 0, 0, 2) përgjeshja bazuar në kriterin (AIC).  
Variabli i varur është  $\Delta \log R_t$ . 166 vrojtime të përdorura për vlerësimin nga 1997M03 – 2010M12

Variablat e pavarur	Koeficientë	Gabimi standard	Statistika t-stat	[Prob.]
Konstante	5.0910	.547340	9.3013	[.000]
$\log \text{VAR}_t$	-.012387	.014851	-.83408	[.406]
$\log \text{KOSTO}_t$	-.33464	.080688	-4.1473	[.000]
$\log \text{IM}_t$	.38683	.099299	3.8956	[.000]
trend	.0042028	.0010529	3.9918	[.000]

Tabelë 7b. Vlerësimi i koeficientëve në afatin e gjatë me metodën ARDL (logREER)

ARDL (2, 0, 0, 1) përgjeshja bazuar në kriterin (AIC).  
Variabli i varur është  $\Delta \log R_t$ . 155 vrojtime të përdorura për vlerësimin nga 1998M02 – 2010M12

Variablat e pavarur	Koeficientë	Gabimi standard	Statistika t-stat	[Prob.]
Konstante	5.1150	.81154	6.3028	[.000]
$\log \text{REER}_t$	.013781	.043224	.31883	[.750]
$\log \text{KOSTO}_t$	-.33508	.11145	-3.0065	[.003]
$\log \text{IM}_t$	.39219	.11567	3.3905	[.001]
trend	.0040815	.0011771	3.4673	[.001]

Tabelë 7c. Vlerësimi i koeficientëve në afatin e gjatë me metodën ARDL (logNEER)s

ARDL (2, 3, 0, 2) përgjeshja bazuar në kriterin (AIC).  
Variabli i varur është  $\Delta \log R_t$ . 167 vrojtime të përdorura për vlerësimin nga 1997M02 – 2010M12

Variablat e pavarur	Koeficientë	Gabimi standard	Statistika t-stat	[Prob.]
Konstante	4.8412	.5470	8.8553	[.000]
$\log \text{NEER}_t$	-.014343	.013596	-1.0549	[.293]
$\log \text{KOSTO}_t$	-.30218	.079623	-3.7951	[.000]
$\log \text{IM}_t$	.38009	.093862	4.0494	[.000]
trend	.004805	.0010872	4.1210	[.000]

Tabelë 7d: Vlerësimi i koeficientëve në afatin e gjatë me metodën ARDL (REER\_HP\_cycle)

ARDL (2, 0, 0, 0) përgjeshja bazuar në kriterin (AIC).  
Variabli i varur është  $\Delta \log R_t$ . 172 vrojtime të përdorura për vlerësimin nga 1996M09 – 2010M12

Variablat e pavarur	Koeficientë	Gabimi standard	Statistika t-stat	[Prob.]
Konstante	4.7009	1.2754	3.6857	[.000]
$\text{REER\_HP\_cycle}_t$	-.12475	.011720	-1.0644	[.289]
$\log \text{KOSTO}_t$	-.30299	.25993	-1.1656	[.245]
$\log \text{IM}_t$	.54936	.15888	3.4578	[.001]

Tabelë 7e. Vlerësimi i koeficientëve në afatin e gjatë me metodën ARDL (NEER\_HP\_cycle)

ARDL (2, 0, 0, 0) përgjdhja bazuar në kriterin (AIC).  
Variabli i varur është  $\Delta \log R_t$ , 172 vrojtime të përdorura për vlerësimin nga 1996M09 – 2010M12

Variablat e pavarur	Koeficientë	Gabimi standard	Statistika t-stat	[Prob.]
Konstante	4.8289	1.1230	4.3001	[.000]
NEER_HP_cycle <sub>t</sub>	-.010710	.0097008	-1.1040	[.271]
logKOSTO <sub>t</sub>	-.38040	.21417	-1.7762	[.078]
logM <sub>t</sub>	.54604	.13951	3.9139	[.000]

Tabelë 7f. Vlerësimi i koeficientëve në afatin e gjatë me metodën ARDL (Lek/Euro\_HP\_cycle)

ARDL (2, 1, 0, 0) përgjdhja bazuar në kriterin (AIC).  
Variabli i varur është  $\Delta \log R_t$ , 172 vrojtime të përdorura për vlerësimin nga 1996M09 – 2010M12

Variablat e pavarur	Koeficientë	Gabimi standard	Statistika t-stat	[Prob.]
Konstante	5.3316	1.6502	3.2309	[.001]
Lek/Euro_HP_cycle <sub>t</sub>	-.016975	.015907	-1.0672	[.287]
logKOSTO <sub>t</sub>	-.34738	.31647	-1.0977	[.274]
logM <sub>t</sub>	.46019	.2139	2.1770	[.031]

Tabelë 8a. Norma e Korrjigimit të gabimit me metodën ARDL të përgjdhur (logVAR)

ARDL (2, 0, 0, 2) përgjdhja bazuar në kriterin (AIC).  
Variabli i varur është  $\Delta \log R_t$ , 166 vrojtime të përdorura për vlerësimin nga 1997M03 – 2010M012

Variablat e pavarur	Koeficientë	Gabimi standard	Statistika t-stat	[Prob.]
Konstante	.6565E-3	.0055531	.11823	[.906]
$\Delta \log R(-1)$	.16650	.073302	2.2714	[.024]
$\Delta \log VAR$	-.0012266	.0017594	-.69715	[.487]
$\Delta \log KOSTO$	-.048079	.022605	-2.1269	[.035]
$\Delta \log IM$	.022953	.011452	2.0043	[.047]
$\Delta \log IM(-1)$	-.019263	.011435	-1.6846	[.094]
trend	-.6639E-6	.4151E-4	-.015993	[.987]
ECM(-1)	-.12784	.25665	-4.9811	[.000]
Treguesit diagnostik				
R <sup>2</sup>	.20698	-	180.9241	[.000]
Adj R <sup>2</sup>	.17185	X <sup>2</sup> <sub>Re set</sub>	.26892	[.604]
F-stat (7, 158)	5.8914[.000]	X <sup>2</sup> <sub>Auto</sub>	6.0127	[.915]
S. E. R.	.023543	X <sup>2</sup> <sub>white</sub>	0.92047	[.762]
AIC	382.8776	Cusum	S	
SIC	370.4297	Csumsq	S	
ecm <sub>t</sub> = lnR <sub>t</sub> + 0.012387*lnVAR <sub>t</sub> + 0.33464*lnKOSTO <sub>t</sub> - 0.38683*lnIMP <sub>t</sub> - 0.0042028				
*Trend <sub>t</sub> - 5.0910				

Tabelë 8b. Norma e Korrigjimit të gabimit me metodën ARDL të përzgjedhur (logREER)

ARDL (2, 0, 0, 1) përgjedhja bazuar në kriterin (AIC).  
Variabli i varur është  $\Delta \log R_t$ . 155 vrojtime të përdorura për vlerësimin nga 1998M02 – 2010M012

Variablat e pavarur	Koeficientë	Gabimi standard	Statistika t-stat	[Prob.]
Konstante	.4549E-3	.0063990	.071091	[.990]
$\Delta \log R(-1)$	.17337	.076072	2.2790	[.024]
$\Delta \log REER$	.4132E-3	.012471	.033134	[.974]
$\Delta \log KOSTO$	-.046921	.023792	-1.9721	[.050]
$\Delta \log IM$	.025358	.016573	1.5301	[.128]
trend	.6027E-6	.4722E-4	.012764	[.990]
ECM(-1)	-.13806	.029424	-4.6922	[.000]
Treguesit diagnostik				
R <sup>2</sup>	.19349	-	183.8179	[.000]
Adj R <sup>2</sup>	.16080	X <sup>2</sup> <sub>Re set</sub>	1.2226	[.269]
F-stat (6, 148)	5.9179[.000]	X <sup>2</sup> <sub>Auto</sub>	7.3188	[.836]
S. E. R.	.024003	X <sup>2</sup> <sub>white</sub>	.26102	[.609]
AIC	354.7307	Cusum	S	
SIC	344.0787	Csumsq	S	
ecm <sub>t</sub> = lnR <sub>t</sub> - .013781*lnREER <sub>t</sub> + .33508*lnKOSTO <sub>t</sub> - .39219*lnIMP <sub>t</sub> - .0040815				
*Trend <sub>t</sub> - 5.1150				

Tabelë 8c. Norma e Korrigjimit të gabimit me metodën ARDL të përzgjedhur (logNEER)

ARDL (2, 3, 0, 2) përgjedhja bazuar në kriterin (AIC).  
Variabli i varur është  $\Delta \log R_t$ . 167 vrojtime të përdorura për vlerësimin nga 1997M02 – 2010M012

Variablat e pavarur	Koeficientë	Gabimi standard	Statistika t-stat	[Prob.]
Konstante	.6913E-3	.0053826	.12844	[.898]
$\Delta \log R(-1)$	.15918	.072681	2.1901	[.030]
$\Delta \log NEER$	.6018E-3	.0020418	.29474	[.769]
$\Delta \log NEER(-1)$	.0042615	.0020466	2.0822	[.039]
$\Delta \log NEER(-2)$	.0057184	.0020032	2.8547	[.005]
$\Delta \log KOSTO$	-.043189	.022066	-1.9573	[.052]
$\Delta \log IM$	.021844	.011429	1.9113	[.058]
$\Delta \log IM(-1)$	-0.16361	.010996	-1.4880	[.139]
trend	-.4376E-6	.4061E-4	-.010775	[.991]
ECM(-1)	-.13149	.024011	-5.4760	[.000]
Treguesit diagnostik				
R <sup>2</sup>	.24804	-	212.8935	[.000]
Adj R <sup>2</sup>	.20493	X <sup>2</sup> <sub>Re set</sub>	.32884	[.566]
F-stat (9, 157)	5.7542[.000]	X <sup>2</sup> <sub>Auto</sub>	9.7988	[.634]
S. E. R.	.083589	X <sup>2</sup> <sub>white</sub>	.9070E-3	[.976]
AIC	387.6235	Cusum	S	
SIC	372.0335	Csumsq	S	
ecm <sub>t</sub> = lnR <sub>t</sub> + .014343*lnNEER <sub>t</sub> + .30218*lnKOSTO <sub>t</sub> - .38009*lnIMP <sub>t</sub> - .0044805				
*Trend <sub>t</sub> - 4.8412				

Tabelë 8d. Norma e Korrjimit të gabimit me metodën ARDL të përzgjedhur (REER\_HP\_cycle)

ARDL (2, 0, 0, 0) përgjdhja bazuar në kriterin (AIC).				
Variabli i varur është $\Delta \log R_t$ . 172 vrojtime të përdorura për vlerësimin nga 1996M09 – 2010M012				
Variablat e pavarur	Koeficientë	Gabimi standard	Statistika t-stat	[Prob.]
Konstante	.4975E-3	.0030241	.16453	[.870]
$\Delta \log R(-1)$	.13204	.074226	1.7789	[.077]
$\Delta REER\_HP\_cycle$	-.0011093	.5499E-3	-2.0171	[.045]
$\Delta \log KOSTO$	-.036333	.022598	-1.6078	[.110]
$\Delta \log IM$	.010218	.010940	.93398	[.352]
ECM(-1)	-.037263	.0083631	-4.4556	[.000]
Treguesit diagnostik				
R <sup>2</sup>	.18299	-	201.8255	[.000]
Adj R <sup>2</sup>	.15838	$X^2_{Re\ set}$	.0025163	[.960]
F-stat (5, 166)	7.4357[.000]	$X^2_{Auto}$	9.6619	[.634]
S. E. R.	.095135	$X^2_{white}$	.036742	[.848]
AIC	394.9388	Cusum	S	
SIC	385.4963	Csumsq	S	
$ecm_t = \ln R_t + .012475 * REER\_HP\_Cycle_t + .30299 * \ln KOSTO_t - .5436 * \ln IMP_t - 4.7009$				

Tabelë 8e. Norma e Korrjimit të gabimit me metodën ARDL të përzgjedhur (NEER\_HP\_cycle)

ARDL (2, 0, 0, 0) përgjdhja bazuar në kriterin (AIC).				
Variabli i varur është $\Delta \log R_t$ . 172 vrojtime të përdorura për vlerësimin nga 1996M09 – 2010M012				
Variablat e pavarur	Koeficientë	Gabimi standard	Statistika t-stat	[Prob.]
Konstante	.2550E-3	.0030604	.083321	[.934]
$\Delta \log R(-1)$	.13508	.074381	1.8160	[.071]
$\Delta NEER\_HP\_cycle$	-.8267e-3	.6076E-3	-1.3606	[.175]
$\Delta \log KOSTO$	-.039276	.022690	-1.7310	[.085]
$\Delta \log IM$	.016030	.010862	.1.4758	[.142]
ECM(-1)	-.043573	.0097797	-4.4555	[.000]
Treguesit diagnostik				
R <sup>2</sup>	.17498	-	217.0102	[.000]
Adj R <sup>2</sup>	.15013	$X^2_{Re\ set}$	.090594	[.763]
F-stat (5, 166)	7.0416[.000]	$X^2_{Auto}$	8.4992	[.745]
S. E. R.	.096066	$X^2_{white}$	.0037382	[.951]
AIC	394.1006	Cusum	S	
SIC	384.6581	Csumsq	S	
$ecm_t = \ln R_t + .010710 * NEER\_HP\_Cycle_t + .38040 * \ln KOSTO_t - .54604 * \ln IMP_t - 4.8289$				

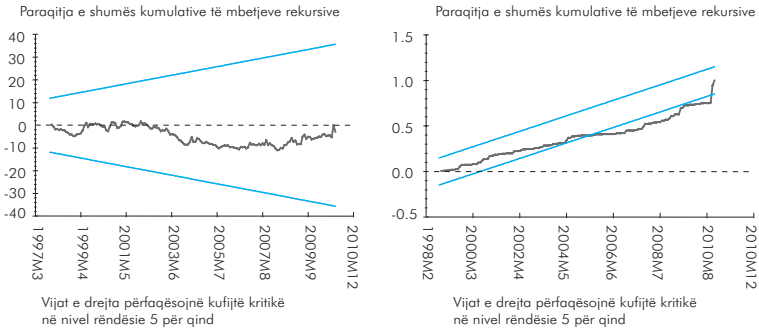


Tabelë 8f. Norma e Korrigjimit të gabimit me metodën ARDL të përzgjedhur (Lek/Euro\_HP\_cycle)

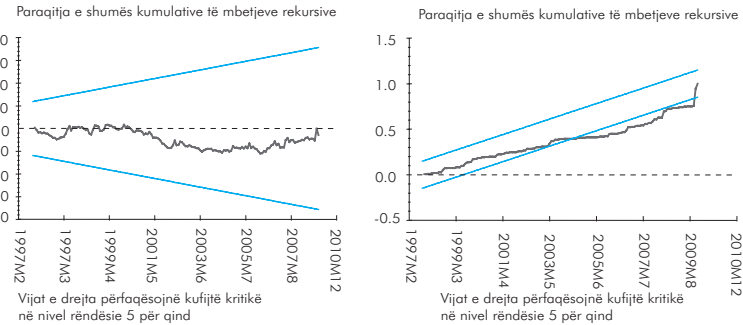
ARDL (2, 1, 0, 0) përgjedhja bazuar në kriterin (AIC).  
 Variabli i varur është  $\Delta \log R_t$ , 172 vrojtime të përdorura për vlerësimin nga 1996M09 – 2010M012

Variablat e pavarur	Koeficientë	Gabimi standard	Statistika t-stat	[Prob.]
Konstante	.9289E-3	.0032489	.28592	[.775]
$\Delta \log R(-1)$	.12121	.076612	1.5821	[.116]
$\Delta \text{Lek/Euro\_HP\_cycle}(-1)$	.4699E-3	5419E-3	-.86705	[.387]
$\Delta \log \text{KOSTO}$	-0.37064	.023015	-1.6104	[.109]
$\Delta \log \text{IM}$	.0088082	.011252	.78284	[.435]
$\text{ECM}(-1)$	.02870	.0073098	-3.9358	[.000]
Treguesit diagnostik				
R <sup>2</sup>	.16098	-	174.4001	[.000]
Adj R <sup>2</sup>	.13571	$\chi^2_{\text{Re set}}$	.0023948	[.961]
F-stat (5, 166)	6.3701 [.000]	$\chi^2_{\text{Auto}}$	9.9255	[.622]
S. E. R.	.07697	$\chi^2_{\text{white}}$	.30342	[.582]
AIC	392.6533	Cusum	S	
SIC	383.2108	Csumsq	S	
ecmt = $\ln R_t + .016975 * \text{Lek/Euro\_HP\_cyclet} + .34738 * \ln \text{KOSTO}_t - .46019 * \ln \text{IMP}_t - 5.3316$				

### Diagrama 1a. Analiza e qëndrueshmërisë bazuar në testin CUSUM dhe CUSUMSQ (logVAR)



### Diagrama 1b. Analiza e qëndrueshmërisë bazuar në testin CUSUM dhe CUSUMSQ (logREER)



### Diagrama 1c. Analiza e qëndrueshmërisë bazuar në testin CUSUM dhe CUSUMSQ (logNEER)

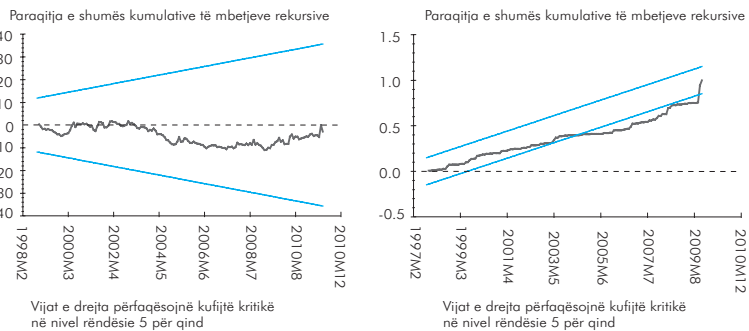


Diagrama 1d. Analiza e qëndrueshmërisë bazuar në testin CUSUM dhe CUSUMSQ (REER\_hp\_cycle)

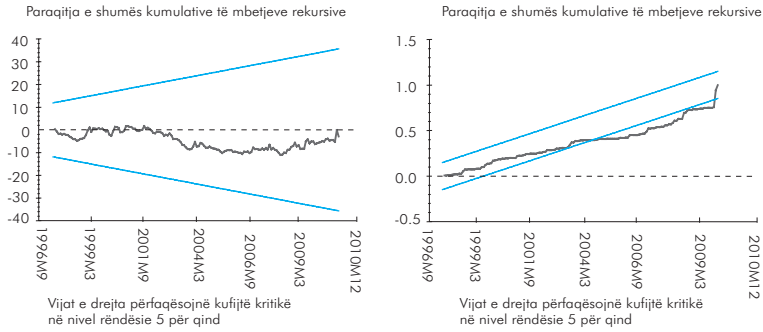


Diagrama 1e. Analiza e qëndrueshmërisë bazuar në testin CUSUM dhe CUSUMSQ (REER\_hp\_cycle)

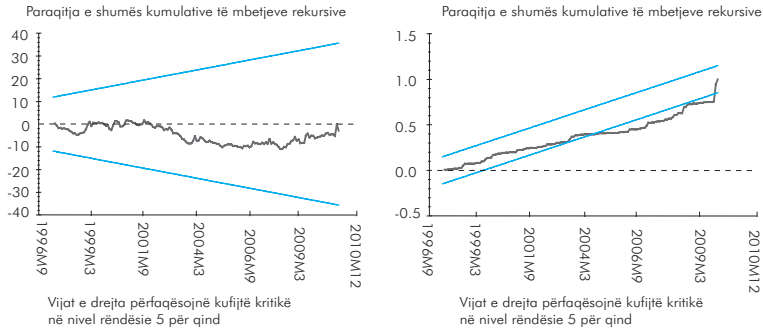
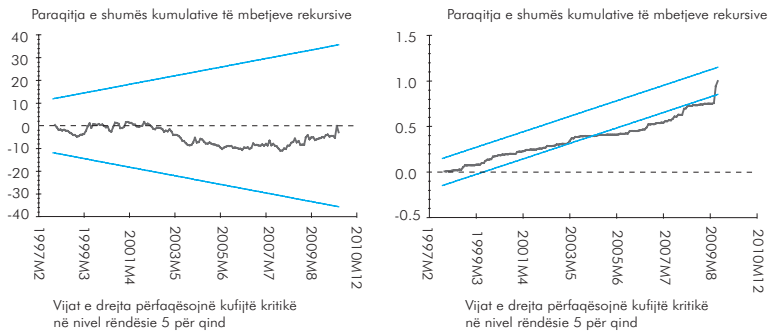


Diagrama 1f. Analiza e qëndrueshmërisë bazuar në testin CUSUM dhe CUSUMSQ (Lek/Euro\_hp\_cycle)



CIP Katalogimi në botim BK Tiranë

Gerti Shijaku

Niveli optimal i rezervave valutore

Një vlerësim empirik në rastin e Shqipërisë- /

/Shijaku Gert - Tiranë:

Banka e Shqipërisë, 2012

-52 f; 15.3 x 23 cm.

Bibliogr.

ISBN: 978-99956-42-53-3.

*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 kërkonti 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: 500 kopje*