

BANKA E SHQIPËRISË

Revista Ekonomike
6M 2 - 2016

*Nëse përdorni të dhëna të këtij publikimi, jeni të lutur të citoni burimin.
Botuar nga: Banka e Shqipërisë,
Sheshi "Skënderbej", nr. 1, Tiranë, Shqipëri
Tel.: + 355 4 2419301/2/3; + 355 4 2419409/10/11
Faks: + 355 4 2419408
E-mail: public@bankofalbania.org*

www.bankofalbania.org

** Pikëpamjet e shprehura në këto artikuj janë të autorëve, punonjës të Bankës së Shqipërisë, dhe nuk pasqyrojnë domosdoshmërisht ato të institucionit.*

P Ë R M B A J T J A

INDEKSI I SHËNDETIT BANKAR; PËRQASJE NË NIVEL TË BANKAVE INDIVIDUALE	4
<i>Adela Bode, Departamenti i Stabilitetit Financiar, Banka e Shqipërisë</i>	
IMPLIKIME TË SHKALLËS SË MOSPËRPTHJES VALUTORE NË AKTIVITETIN BANKAR	20
<i>Elsida Orhan dhe Besa Vorpsi, Departamenti i Stabilitetit Financiar, Banka e Shqipërisë</i>	
TRANSMETIMI I ÇMIMEVE TË IMPORTIT TE ÇMIMET E PRODHIMIT NË RASTIN E SHQIPËRISË	28
<i>Enian Çela, Departamenti i Politikës Monetare, Banka e Shqipërisë</i>	
AKUMULIMI I REZERVAVE VALUTORE: NJË STUDIM I ZGJERUAR NËPËRMJET MOTIVEVE TË FRYMËZUARA NGA RREZIKU	41
<i>Gerti Shijaku dhe Elona Dushku, Departamenti i Kërkimeve, Banka e Shqipërisë</i>	
KONKURRENCA BANKARE NË SHQIPËRI: ANALIZË E MBËSHTETUR NË TREGUESIN BOONE	55
<i>Gerti Shijaku, Departamenti i Kërkimeve, Banka e Shqipërisë</i>	
NJË VLERËSIM STATISTIKOR I PERFORMANCËS PARASHIKUESE TË MODELIT GAP PËR EKONOMINË SHQIPTARE	71
<i>Meri Papavangjeli dhe Arlind Rama, Departamenti i Kërkimeve, Banka e Shqipërisë</i>	
INTERPRETIMI I LUHATJEVE TË KURSIT TË KËMBIMIT TË LEKUT GJATË KRIZËS FINANCIARE: EVIDENCE NGA TË DHËNAT NË KOHË REALE.	82
<i>Arlind Rama dhe Ilir Vika, Departamenti i Kërkimeve, Banka e Shqipërisë</i>	

INDEKSI I SHËNDETIT BANKAR PËRQASJE NË NIVEL TË BANKAVE INDIVIDUALE

Adela Bode, Departamenti i Stabilitetit Financiar, Banka e Shqipërisë

HYRJE

Kriza e fundit financiare shkaktoi kosto të mëdha për ekonominë botërore, por pavarësisht analizave dhe kërkimeve të konsiderueshme, ka pikëpamje të ndryshme mbi origjinën dhe shkakun e saktë të saj. Disa nga studimet kërkimore ia atribuojnë shkakun kryesor të krizës, politikës monetare akomoduese në SHBA përgjatë viteve 2003-2005. Mungesa e mbikëqyrjes rregullative për ndërmjetësit financiarë jobanka, të ashtuquajtura "banka hije", është konsideruar shkak kryesor nga një grup tjetër studiuesish lidhur me origjinën e krizës. Ka dhe pikëpamje të tjera që vazhdimësinë dhe përshpejtimin e krizës financiare, ia atribuojnë kushteve të lira në tregun e pasurive të paluajtshme. Ndërsa disa ekonomistë të tjerë, ia atribuojnë zbalancimeve të mëdha globale. Ndër të gjitha këto mendime e pikëpamje, ka unanimitet se veprimi real i krizës financiare u zbatua në sektorin bankar, ku edhe mori fillësë kriza financiare. Është perceptuar se kushtet e brishta që mbizotëronin në sektorin bankar lejuan vazhdimësinë e krizës edhe për një kohë të gjatë. Në mënyrë që të shmanget një krizë e tillë në të ardhmen, rekomandohet monitorimi i gjerë i çështjeve që lidhen me stabilitetin financiar përfshirë stabilitetin e sektorit bankar. Nga organizata të ndryshme ndërkombëtare si FMN, BIS, Banka Botërore etj; si dhe bankat qendrore, janë bërë përpjekje të përbashkëta për të zhvilluar tregues të ndryshëm të paralajmërimit të hershëm të stabilitetit financiar, duke përfshirë sektorin bankar, në mënyrë që të bëjnë një gjykim të thelluar të rreziqeve që prekin sistemin financiar dhe të nxisin masa e politika korigjuese *a priori*. Duke qenë se bankat janë segmenti vital i sistemit financiar, qëndrueshmëria e tyre është bërë një iniciativë e lartë politike në mbarë botën.

Çështja e stabilitetit financiar lidhet ngushtë me stabilitetin bankar. Në fakt, dëshmitë historike tregojnë se këto kriza financiare, të cilat patën një përfshirje të lartë të sektorit bankar, kanë pasur ndikim rrënues në sektorin real në termat e rënies së produktit të përgjithshëm apo ulje të nivelit të punësimit. Kriza financiare e viteve 2007-2008 nuk bën përjashtim. Analizat teorike të ngjarjeve që i paraprinë krizës financiare provojnë gjerësisht se cilado qoftë origjina e krizës financiare, shkakun e saj gjeti vend në sektorin bankar. Ka evidenca të cilat dëshmojnë se kriza financiare vazhdoi për një periudhë të gjatë kohe për shkak të dobësive në sektorin bankar, të cilat kaluan pa u vënë re për një kohë të gjatë. Në kuadër të këtyre zhvillimeve, ka një theks shtesë për të siguruar stabilitetin e sektorit bankar, duke forcuar normat rregullatore dhe duke u përqendruar në kërkime empirike mbi treguesit kryesorë të paralajmërimit të hershëm të qëndrueshmërisë bankare dhe duke përgatitur

hartën e stabilitetit bankar.

Stabiliteti bankar përcakton nëse një ekonomi është mjaftueshëm e fortë për të përballuar goditje të jashtme dhe të brendshme. Nga ana tjetër, stabiliteti financiar është një nënprodukt i kushteve të qëndrueshmërisë që mbizotërojnë në: - fushën e bankave; - në tregun financiar; - në ekonominë reale. Nga sa më sipër, stabiliteti bankar shfaqet si përbërësi jetik për qëndrueshmërinë financiare në vend. Qëndrueshmëria bankare në vetvete mbështetet në efektivitetin e disa parametrave të bankave individuale si p.sh.: cilësia e aktiveve, likuiditeti, kapitali, kostot dhe kthimi nga aktivet etj. Stabiliteti i sektorit bankar ndikohet pozitivisht apo negativisht nga kushtet që mbizotërojnë në tregun financiar dhe ekonominë reale. Së fundmi, stabiliteti bankar përcakton se në ç'masë stabiliteti financiar është i siguarur në një ekonomi, nëpërmjet aftësisë së saj për të përballuar goditjet. Stabiliteti i sektorit bankar konsiderohet si një përcaktues i stabilitetit financiar në ekonomi.

Në funksion të këtyre zhvillimeve, kohët e fundit, bankat qendrore dhe autoritetet e tjera mbikëqyrëse kanë filluar vlerësimin periodik të situatës në sektorin bankar, duke u fokusuar në zhvillimin e sektorit, në periudhë afatmesme. Fillimisht, çështja e stabilitetit bankar ishte mbuluar nën arenën e krizës bankare, e cila ishte bazuar në tregues binarë, që përdorshin për të përcaktuar/vlerësuar nëse një sektor bankar është në krizë apo jo. Por duke qenë se krizat bankare janë të rralla, përjasja me treguesit binarë ishte më pak e përshtatshme për të përshkruar gjendjen e sektorit. Megjithatë, mungesa e një krize të mirëfilltë nuk do të thotë se sektori bankar do të vazhdojë të jetë i qëndrueshëm në periudhë afatmesme. Si rezultat i kufizimeve të modeleve me treguesit binarë, janë bërë përpjekje për të zhvilluar tregues të stabilitetit bankar, përmes të cilëve vështirësitë në sektorin bankar janë lehtësisht të evidentueshme. Në fakt, avantazhi i treguesve të stabilitetit bankar është se ata paraqesin një vazhdimësi të stabilitetit/jostabilitetit, duke përshkruar gjendjen e sektorit bankar, renditur nga "niveli i ulët i stabilitetit", ku sektori bankar është i predispozuar të goditet nga ndonjë krizë në të ardhmen e afërt, në "nivelin e lartë të stabilitetit", kur sektori bankar është më i qetë.

SFONDI HISTORIK PAS ZHVILLIMIT TË INDEKSIT TË SHËNDETIT BANKAR

Nëse analizojmë në aspektin global, shumë banka qendrore kanë zhvilluar ose janë në proces zhvillimi të metodave të ndryshme për identifikimin e faktorëve të rrezikut të lidhur me funksionimin e tregjeve financiare dhe sistemit bankar. Këto metoda dhe tregues përdoren për të identifikuar sinjale të parandalimit të hershëm (*early warning signals*), të cilat u nevojiten politikëbërësve për iniciimin dhe aplikimin e instrumenteve makroprudenciale *a priori*. FMN-ja ka përfshirë, për herë të parë, Hartën e Stabilitetit Financiar (GFSM) në raportin global të stabilitetit financiar (GFSR) të muajit prill 2007, si dhe ka publikuar në vitin 2010 metodologjinë e saj në punimin përkatës¹. Harta e stabilitetit financiar, sipas FMN-së, mbulon gjashtë fusha kryesore: rreziku i kredisë;

¹ Punim i FMN-së "Can you map global Financial Stability?" (Qershor 2010).

rreziku i tregut; toleranca ndaj rrezikut; problematikat monetare dhe financiare; rreziqet makroekonomike.

Harta e Stabilitetit Financiar u prezantua në mënyrë grafike, si një mjet përmbledhës për komunikimin e ndryshimeve në rreziqet dhe kushtet që ndikojnë stabilitetin financiar. Harta, shoqëruar me mjete të tjera të mbikëqyrjes financiare, është e nevojshme për të krijuar një qasje më sistematike për monitorimin e infrastrukturës financiare globale dhe për të përmirësuar të kuptuarit e rreziqeve dhe kushteve, të cilat ndikojnë në institucionet financiare dhe ndërmjetësit e tjerë. Megjithatë, harta nuk trajton disa burime kyçe të rreziqeve të stabilitetit financiar siç është rreziku operacional. (FMN, Qershor 2010).

Një tjetër përpjekje e FMN-së në këtë drejtim ka qenë për të zhvilluar një mekanizëm, i quajtur Ushtrimi i Paralajmërimit të Hershëm, për të zbuluar rreziqet dhe dobësitë që ndikojnë në stabilitetin financiar. Si pjesë e ushtrimit, përgatitet një listë e paralajmërimit të hershëm dhe për çdo skenar rreziku, stafi i FMN-së dhe sekretariati i Bordit të Stabilitetit Financiar identifikon: a) veprimet e politikave për të zbutur rreziqet dhe për të reduktuar dobësitë; dhe b) sugjerime për analiza të mëtejshme.

Bankat e tjera qendrore kanë provuar gjithashtu dhe janë duke ndërmarrë hapa për të zhvilluar mjetet e tyre dhe metoda për të identifikuar rreziqet dhe dobësitë që ndikojnë stabilitetin financiar në vendet e tyre përkatëse. Një përpjekje e tillë është zhvillimi i një instrumenti të quajtur "Indeksi i stresit financiar në Kanada", nga banka qendrore e Kanadasë. Kjo është një metodë për të përfutur një vlerësim rendor të stresit financiar makroekonomik në formën e një indeksi.

Kundrejt rrjedhës së zhvillimeve globale, në Shqipëri janë ndërmarrë tashmë iniciativa për zhvillimin e mekanizmave për të zbutur rreziqet dhe dobësitë, duke përgatitur Hartën e Stabilitetit Financiar, i cili për herë të parë është përfshirë në raportin e stabilitetit financiar të gjashtëmuorit të dytë 2013. Materiali i plotë dhe metodologjia përkatëse është publikuar për herë të parë në Revistën Ekonomike të Bankës së Shqipërisë në vitin 2014. Një përpjekje tjetër për evidentimin e vështirësive dhe rreziqeve që mund t'i kanosen sektorit bankar, është edhe zhvillimi i indeksit të shëndetit bankar nëpërmjet këtij materiali. Indeksi i shëndetit bankar, trajton një pjesë të mirë të treguesve, të cilët mbulohen edhe në hartën e stabilitetit financiar. Treguesit e përdorur në indeksin e shëndetit bankar në Shqipëri, janë shumë të rëndësishëm për matjen e shëndetit të sektorit bankar.

NDËRTIMI I INDEKSIT TË SHËNDETIT BANKAR: METODOLOGJIA

Treguesi i shëndetit bankar përfaqëson një vlerësim të përgjithshëm të kushteve bazë dhe faktorëve të qenësishëm të rrezikut, që ndikojnë në stabilitetin e sektorit bankar dhe atë të bankave individuale. Treguesi është një indeks

i përbërë nga pesë nënindekse, të cilat përfaqësojnë pesë dimensione të sektorit bankar (MISHRA et.al (RBI); 2013):

- I. Kapitali,
- II. Cilësia e aktiveve,
- III. Përfitueshmëria,
- IV. Likuiditeti dhe
- V. Eficienca.

Tabela 1 (më poshtë) prezanton raportet e përzgjedhura për përfaqësimin e çdo dimensionit.

Tabela 1. Raportet e përdorura për ndërtimin e treguesit të shëndetit bankar.

Dimensio	Raportet		
Kapitali	RMK*	Kapitali bazë ndaj kapitalit rregullator*	Raporti i levës
Cilësia e aktiveve	Kredi me probleme neto/totali i kredive	Kredi me probleme (bruto) / totali i kredive	Hua nënstandard / Kredi me probleme (bruto) *
Përfitueshmëria	Kthyeshmëria nga aktivet (ROA) *	Marzhi neto nga interesat*	Rritja e fitimit *
Likuiditeti	Aktive likuide / totali i aktiveve*	Depozita të klientëve / totali i aktiveve*	Kredi / Depozita
Eficienca	Raporti Kosto ndaj të Ardhurave	(Kredi + Depozita) / Shpenzimeve të personelit*	Shpenzime personeli / Shpenzimeve totale

* i lidhur me rrezikun në mënyrë të kundërt.

Raportet janë përgjithësisht pjesë e sistemit CAMELS², që Departamenti i Mbikëqyrjes së BSH-së përdor për vlerësimin e bankave, dhe njëkohësisht janë pjesë e treguesve të shëndetit financiar (FSI)³. Të dhënat për çdo raport – për të pesta dimensionet – janë mbledhur në nivel bankash individuale.

Fillimisht raportet janë shndërruar në ndryshore normale të standardizuara $[z = (x_{at} - \mu) / \sigma]$.

ku "X-at" përfaqëson vlerën e secilës nëndarjeje të nënindekseve për një bankë të caktuar në një periudhë të caktuar kohe (psh: vlera e RMK-së për bankën "a" në kohën "t"); "μ" është mesatarja e të gjitha periudhave, të vlerës "x" të një banke të caktuar; "σ"- devijimi standard. Më tej, vlerat z janë transformuar ndërmjet vlerave 0 dhe 1, duke përdorur transformimin eksponencial $1/(1+\exp(Z))$ dhe $1/(1+\exp(-Z))$.

Për çdo dimension, indeksi i përbërë është llogaritur si një mesatare e thjeshtë e raporteve të normalizuara - në mungesë të peshave të ndryshueshme për rëndësinë e secilit tregues⁴.

Secili nënindeks (indeksi për çdo dimension) është një matje relative për periudhën mars 2002 – shtator 2016, ku një vlerë e lartë do të thotë që rreziku në këtë dimension është i lartë. Prandaj, një rritje në vlerën e indeksit,

² CAMELS nënkupton: Capital, Asset Quality, Management, Earnings, Liquidity and Systems.

³ FSI (Financial Soundness Indicators) të përcaktuar nga FMN-ja për vlerësimin e shëndetit bankar.

⁴ Departamenti i Mbikëqyrjes për CAMELS nuk ofron pesha rëndësie për çdo tregues.

në çdo dimension të veçantë, tregon një rritje të rrezikut në këtë dimension për atë periudhë, krahasuar me periudhat e tjera.

Më tej, treguesi i shëndetit bankar (pasqyruar për çdo bankë individuale) është ndërtuar si mesatare e thjeshtë e pesë nënindekseve të përbëra të hartuara për të pesta dimensionet e zgjedhura.

Llogaritjet e mësipërme për secilën bankë janë automatizuar në excel, për të pasqyruar indeksin e shëndetit për çdo bankë individuale apo për çdo grupim bankash të ndara sipas origjinës së kapitalit dhe madhësisë së bankës, të shtrirë në kohë (duke filluar nga muaji mars 2002 deri në fund të shtatorit 2016). Në përputhje me ecurinë e indeksit të shtrirë në kohë, është ndërtuar dhe metodologjia e hijezimit, e cila rezulton në një hartë nxehtësie. Për të pasqyruar hartën e nxehtësisë, është përdorur ndarja sipas percentileve (percentili 10, percentili 50 dhe percentili 90).

- Percentili 10, paraqet ato banka, të cilat shfaqin rrezik të ulët. Vlera e përcaktuar në percentilin e dhjetë, tregon se 10% e vlerave të përlogaritura të bankave kanë shëndet më të mirë se vlera e përcaktuar në percentilin e 10-të në ushtrimin tonë.
 - Percentili 50, paraqet vlerën nën të cilën ndodhen 50% e përlogaritjeve.
 - Percentili 90, paraqet vlerën mbi të cilën ndodhen 10% e përlogaritjeve. Mbi vlerën e përcaktuar në percentilin e 90-të futen bankat të cilat konsiderohen me shëndet jo të mirë, pra ato që kanë ekspozim të lartë ndaj rreziqeve.
- Vlerat e ulëta të indeksit të çdo banke, të cilat ndodhen në percentilin e 10-të dhe të cilat nënkuptojnë rrezik të ulët, pasqyrohen me ngjyrë jeshile të errët.
 - Vlerat ndërmjet percentilit të 10-të dhe 50-të, të cilat pasqyrojnë rrezik të moderuar, shfaqen me ngjyrë jeshile të hapur deri në të verdhë.
 - Vlerat mesatare (percentili i 50-të) paraqiten me ngjyrë të verdhë.
 - Vlerat ndërmjet percentilit të 50-të dhe 90-të, shfaqen me ngjyrë portokalli deri në të kuqe të hapur.
 - Ndërsa vlerat e larta të indeksit të çdo banke apo grup bankash (percentili 90-të), janë pasqyruar me ngjyrë të kuqe. Këto vlera pasqyrojnë ekspozim të lartë ndaj rreziqeve dhe shëndet të dobët.

REZULTATET:

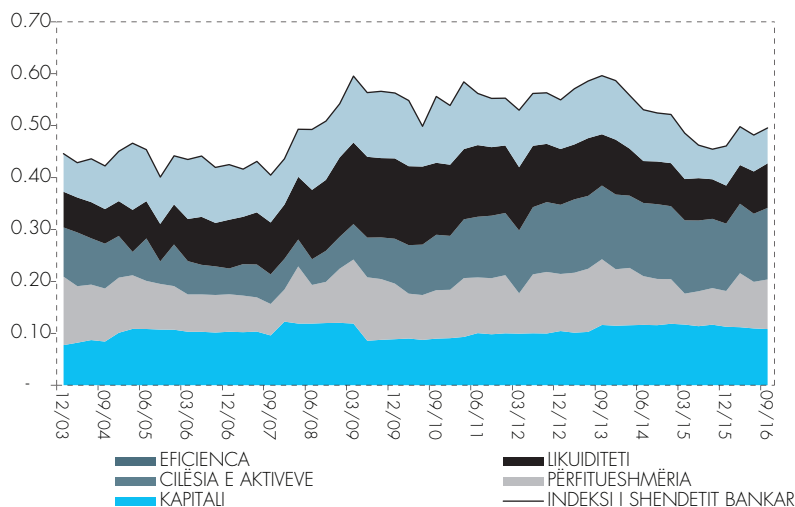
Performanca e përgjithshme e bankave individuale paraqitet në Figurën 1, ndërsa ajo e sistemit bankar në Figurën 2. Në Figurën 1 bankat e sistemit janë identifikuar sipas madhësisë së aktiveve. G1 = bankat e vogla (aktivet e secilës prej këtyre bankave nuk tejkalojnë 2% të totalit të aktiveve të sistemit); G2= bankat e mesme (aktivet e secilës bankë në këtë grupim zënë 2%-7% të aktiveve të sistemit); G3= bankat e mëdha (aktivet e secilës bankë në këtë grupim zënë mbi 7% të aktiveve të sistemit).

Figura 1. Indeksi i shëndetit bankar, për çdo bankë të sektorit ndër vite

	12/2003	12/2004	12/2005	12/2006	12/2007	12/2008	12/2009	12/2010	12/2011	12/2012	12/2013	12/2014	12/2015	09/2016
Indeksi I Shëndetit Bankar														
G3	0,47	0,48	0,49	0,41	0,43	0,49	0,49	0,47	0,48	0,54	0,62	0,54	0,55	0,65
G1	0,50	0,38	0,43	0,47	0,47	0,54	0,57	0,69	0,56	0,50	0,50	0,40	0,48	0,49
G1	0,48	0,49	0,56	0,54	0,46	0,46	0,52	0,53	0,49	0,51	0,45	0,49	0,45	0,53
G3	0,43	0,48	0,46	0,49	0,47	0,51	0,60	0,52	0,54	0,57	0,57	0,53	0,45	0,48
G2	0,42	0,49	0,51	0,49	0,45	0,48	0,50	0,46	0,55	0,59	0,56	0,52	0,50	0,48
G1	0,44	0,48	0,45	0,43	0,39	0,41	0,47	0,45	0,50	0,56	0,57	0,56	0,61	0,54
G3	0,31	0,52	0,63	0,57	0,54	0,53	0,54	0,58	0,58	0,47	0,54	0,50	0,46	0,48
G2	0,39	0,47	0,38	0,45	0,45	0,53	0,59	0,57	0,52	0,61	0,60	0,54	0,47	0,48
G2	0,32	0,41	0,38	0,44	0,50	0,56	0,57	0,57	0,62	0,53	0,53	0,58	0,55	0,46
G2	0,41	0,43	0,37	0,45	0,52	0,58	0,56	0,57	0,57	0,53	0,50	0,52	0,49	0,49
G2	0,47	0,47	0,36	0,39	0,46	0,50	0,50	0,56	0,62	0,59	0,57	0,60	0,49	0,57
G1	0,45	0,45	0,43	0,46	0,49	0,62	0,54	0,55	0,54	0,52	0,53	0,52	0,49	0,47
G1	0,45	0,48	0,46	0,53	0,48	0,47	0,55	0,48	0,50	0,53	0,51	0,49	0,51	0,46
G3	0,49	0,40	0,42	0,50	0,49	0,45	0,52	0,54	0,50	0,53	0,56	0,53	0,52	0,50
G2	0,45	0,52	0,43	0,44	0,45	0,57	0,61	0,54	0,50	0,51	0,51	0,52	0,49	0,53
G2	0,50	0,48	0,48	0,52	0,46	0,48	0,48	0,49	0,45	0,52	0,50	0,52	0,52	0,53

Ngjyra jeshile= rrezik i ulët dhe shëndet i mirë bankar; ngjyra e verdhë= rrezik i moderuar; Ngjyra e kuqe= ekspozim i lartë ndaj rreziqeve potenciale.
Burimi: Departamenti i Stabilitetit Financiar.

Figura 2. Indeksi i shëndetit bankar në nivel sistemi.



Burimi: Departamenti i Stabilitetit Financiar.

*Rritja e vlerës së treguesit tregon stabilitet më të ulët.
Gjerësia e çdo dimensionit nënkupton kontributin e tij ndaj rrezikut.*

Indeksi përmblendhës i treguesve kryesorë që përdoren për të ndjekur ecurinë dhe situatën e stabilitetit bankar, është përkeqësuar referuar fundit të vitit 2015 (Figura 2). Rritja e vlerës së indeksit (që reflekton rritje të rrezikut nëntë muajt e parë të vitit 2016), është ndikuar kryesisht nga:

- I) **Ecuria e dobët e përfitueshmërisë:** Në shtator 2016, rezultati financiar neto i sektorit bankar ra me rreth 6.8 miliardë lekë, vit më vit, në nivelin 8.6 miliardë lekë. Dy banka të sistemit, patën ndikimin kryesor në rënie e rezultatit neto, të cilat gjatë periudhës raportojnë humbje. RoA e sistemit ra në nivelin 0.65%, nga 1.2% një vit më parë;
- II) **Likuiditeti** – vlera mesatare e këtij nënindeksi është rritur gjatë vitit 2016, çka nënkupton rritje të rrezikut dhe stabilitet më të ulët. Ngushtimi i raportit të treguesit kryesor të likuiditetit “aktive likuide/totali i aktiveve”, ka rritur kontributin në rrezik të këtij elementi gjatë periudhës, dhe
- III) **Përkeqësimi i cilësisë së aktiveve:** Gjatë nëntë muajve të parë të vitit, zgjerimi i kredive me probleme dhe për rrjedhojë edhe i raportit të kredive me probleme, kanë kontribuar në rritjen e rrezikut të qëndrueshmërisë së sektorit bankar. Cilësia e aktiveve përbën burimin kryesor të rrezikut ndaj qëndrueshmërisë së sektorit bankar⁵. Kjo vërehet edhe në Figurën 2, ku cilësia e aktiveve paraqitet më e gjerë se treguesit e tjerë.

Në historik, referuar Figurës 2, vlerat më të larta të indeksit të shëndetit bankar evidentohen në vitet 2009 dhe 2013. Në vitin 2009, ndikimin kryesor në rritjen e rrezikut dhe përkeqësimin e shëndetit bankar e dhanë: përkeqësimi i vazhdueshëm i likuiditetit, i cili këtë vit përbënte burimin kryesor të rrezikut ndaj qëndrueshmërisë së sektorit bankar; efienca më e dobët e sistemit bankar, si dhe fillimi i materializimit të kredive me probleme. Në vitin 2013, shëndeti i ulët bankar shoqërohet nga përkeqësimi i shpejtë i cilësisë së kredisë (e cila që prej vitit 2012, deri më sot përbën burimin kryesor të rrezikut ndaj

⁵ Aktualisht ky tregues zë 28% të peshës së rrezikut të indeksit të agreguar të shëndetit bankar.

qëndrueshmërisë së sektorit bankar), si dhe rënia e fitimit të bankave e cila ndikon në rritjen e kontributit në rrezik të nënindeksit "përfitueshmëria".

Performanca ndër vite e bankave individuale pasqyrohet në Figurën 1 (lart). Në fund të shtatorit 2016 (krahasuar me fundin e vitit 2015), indeksi i përbërë i shëndetit bankar shfaq qëndrueshmëri më të dobët për shumicën e bankave të sistemit, ku rol kryesor luajnë bankat e mëdha. Tre banka të mëdha (të cilat së bashku përbëjnë 57% të totalit të aktiveve të sistemit bankar), shfaqin përkeqësim të indeksit të shëndetit bankar gjatë vitit. Njëra prej tyre rezulton banka më e ekspozuar ndaj rreziqeve (e cila pasqyrohet në indeks me ngjyrë të kuqe, vlera 0.65) dhe në të njëjtën kohë raporton përkeqësimin më të madh të indeksit të agreguar të shëndetit.

Bankat me vlerën më të ulët të indeksit të agreguar (pasqyruar në Figurën 1 me ngjyrë jeshile), çka nënkupton përjasje më e ulët ndaj rreziqeve dhe shëndet më të mirë të bankave, janë: dy banka të vogla dhe një bankë e mesme. Këto banka karakterizohen nga: likuiditet i lartë (ato kanë raportet më të larta të "aktive likuide/ totali i aktiveve"); ecuri pozitive e përfitueshmërisë (2 prej tyre mbartin nivelin më të lartë të kthimit në aktive (RoA), për periudhën).

Ndërsa në zonën e nxehtë, duke shfaqur qëndrueshmëri të ulët dhe ekspozim të lartë ndaj rreziqeve, ndodhen dy banka (një bankë e madhe dhe një bankë e mesme me kapital grek). Për të dyja këto banka, indeksi i agreguar i shëndetit bankar është përkeqësuar ndjeshëm referuar fundit të vitit 2015. Këto banka pasqyrohen në indeks me ngjyrë të kuqe dhe mbartin vlerat 0.57 dhe 0.65 secila. Këto banka karakterizohen nga përfitueshmëri e dobët gjatë vitit 2016. Rezultati neto dhe fitimi i tyre ka rënë ndjeshëm. Njëra nga këto dy banka raporton humbje në shtator 2016.

Referuar Figurës 1, në periudhën para krizës globale të vitit 2007, bankat shfaqin shëndet më të mirë dhe përjasje më të ulët ndaj rreziqeve. Gjatë viteve 2003-2007, pjesa dërmuese e bankave mbartin vlera të ulëta të indeksit të shëndetit bankar dhe pasqyrohen me ngjyrë jeshile. Gjatë këtyre viteve, bankat karakterizohen nga përfitueshmëri e lartë, nivel i ulët i kredive me probleme (e cila përket në cilësi të mirë të aktiveve) dhe janë të mirë kapitalizuara. Kriza financiare globale dha ndikim edhe në vendin tonë, gjë që pasqyrohet në performancën e dobët të bankave gjatë viteve 2008-2013. Gjatë këtyre viteve, bankat shfaqin nivele të larta të indeksit të shëndetit bankar, duke u ngjyrosur në shumicën e rasteve me ngjyrë të kuqe. Dy vitet e fundit, shëndeti i bankave individuale është përmirësuar (krahasuar me periudhën para vitit 2014), ndikuar nga: përmirësimi i kapitalit, rritja e përfitueshmërisë, përmirësimi i cilësisë së aktiveve (RKP në fund të vitit 2014 shënonte 25%, ndërkohë që aktualisht niveli i kredive me probleme ka rënë në 18.3%), dhe përmirësimi i likuiditetit të bankave.

Të ndara në grupe, sipas origjinës së kapitalit dhe madhësisë së bankave (Figura 3), evidentojmë rritje të rrezikut pothuajse për të gjitha grupimet krahasuar me periudhën para krizës (dhjetor 2007). Të ndara sipas origjinës së kapitalit, bankat me origjinë shqiptare kanë shfaqur përmirësim të indeksit

të agreguar të shëndetit bankar, referuar muajit dhjetor 2015. Rol kryesor kanë luajtur përmirësimi i nënindekseve të "Përfitueshmërisë", "Likuiditetit" dhe "Eficiencës". Grupi me origjinë "të tjera", ku përfshihen bankat me origjinë nga vende të tjera ka vlerën më të ulët të indeksit të shëndetit bankar, e cila nënkupton shëndet të mirë dhe rrezik të ulët.

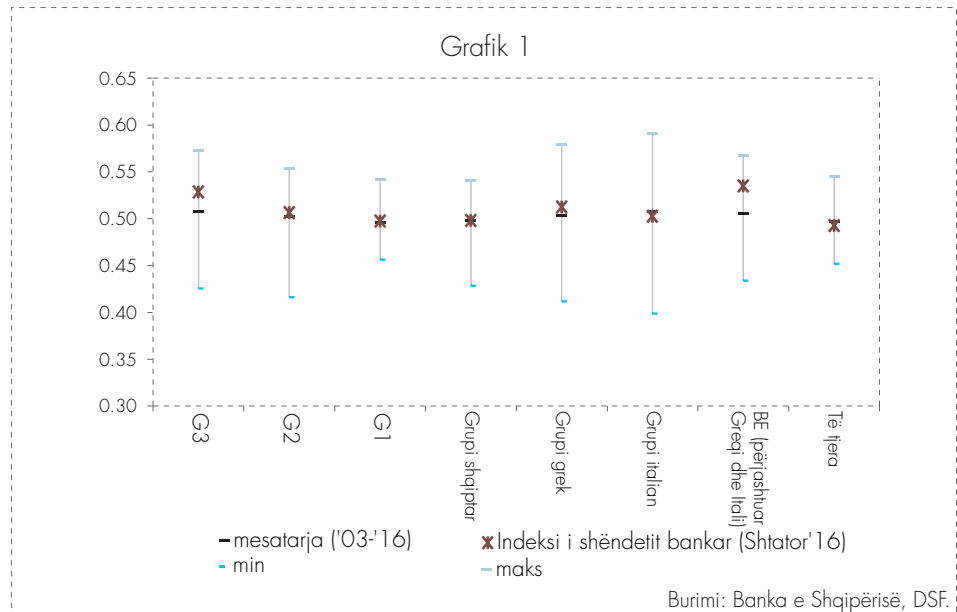
Të ndara sipas madhësisë, bankat e mesme (G2) dhe bankat e mëdha (G3) kanë shfaqur përkeqësim të indeksit në shtator 2016 (krahasuar me fundin e vitit 2015), duke pasqyruar rritje të rrezikut. Ndërsa bankat e vogla kanë shfaqur përmirësim.

Figura 3. Indeksi i shëndetit bankar i ndarë në grupe sipas madhësisë dhe origjinës së kapitalit.

	12/2003	12/2004	12/2005	12/2006	12/2007	12/2008	12/2009	12/2010	12/2011	12/2012	12/2013	12/2014	12/2015	09/2016
G3	0,43	0,47	0,50	0,49	0,48	0,50	0,54	0,53	0,53	0,53	0,57	0,52	0,50	0,53
G2	0,42	0,47	0,42	0,45	0,47	0,53	0,54	0,54	0,54	0,55	0,54	0,54	0,50	0,51
G1	0,46	0,46	0,47	0,49	0,46	0,50	0,53	0,54	0,54	0,52	0,51	0,49	0,51	0,50
Indeksi I Shëndetit Bankar														
Grupi shqiptar	0,44	0,43	0,43	0,49	0,48	0,50	0,52	0,53	0,53	0,52	0,53	0,54	0,53	0,50
Grupi grek	0,43	0,46	0,41	0,44	0,48	0,52	0,52	0,53	0,53	0,58	0,57	0,54	0,55	0,50
Grupi italian	0,40	0,50	0,59	0,56	0,50	0,49	0,53	0,56	0,56	0,53	0,49	0,49	0,46	0,50
BE (pa greqinë & italinë)	0,44	0,48	0,43	0,44	0,46	0,55	0,56	0,53	0,53	0,51	0,54	0,53	0,50	0,53
Të tjera	0,45	0,46	0,45	0,48	0,45	0,48	0,55	0,54	0,54	0,53	0,54	0,49	0,51	0,49

Burimi: Banka e Shqipërisë, Departamenti i Stabilitetit Financiar.

Në shtator 2016, vlerat e indeksit për bankat e mëdha (G3) dhe për bankat me origjinë evropiane (përfshijtur Greqi dhe Itali) shfaqin nivelet më të larta dhe mbi mesataren historike. Kjo gjë, tregon shtim të ekspozimit ndaj rreziqeve potenciale për këto grupe (Grafik 1).



KONKLUZIONE:

Ky punim ka për qëllim zhvillimin e një indeksi të shëndetit (stabilitetit) bankar për Shqipërinë. Indeksi i shëndetit bankar bazohet në pesë parametra, të cilët ofrojnë pasqyrë mbi performancën e bankave dhe mund të konsiderohet si "tregues paraprës" i rreziqeve të ndryshme të cilat mund t'i kanosen sektorit bankar në tërësi. Lëvizjet në kohë të vlerave të indeksit të shëndetit bankar tregojnë performancën e bankave në Shqipëri dhe vitin e fundit (dhjetor 2015-shtator 2016), simptomat e një rritjeje të moderuar në paqëndrueshmërinë e sektorit bankar. Paqëndrueshmëria e evidentuar gjatë kësaj periudhe ka reflektuar rënien e fitimit të bankave, zgjerimin e lehtë të raportit të kredive me probleme, si dhe përkeqësimin e likuiditetit të bankave. Në këto kushte, vlen të theksohet nevoja për marrjen e disa masave parandaluese për të përmirësuar performancën e përgjithshme të sektorit bankar. Aktualisht, indeksi i agreguar i shëndetit bankar mbarë vlerën 0.5 (nga 0.46 në fund të vitit 2015 dhe 0.52 në fund të vitit 2014). Fundi i vitit 2016 paraqitet me një performancë më të dobët referuar fundit të vitit 2015 dhe me shëndet më të mirë të bankave krahasuar me dy vite më parë. Dy vitet e fundit vërejmë përmirësim të ndjeshëm të eficiencës së bankave, që ka ardhur si pasojë e uljes së kostove për personelin dhe ngushtimi i raportit "kosto/ të ardhura". Në të njëjtën kohë, vërejmë përmirësim në kapitalizimin e bankave dhe përmirësim në raportin e kredive me probleme. Ky i fundit është ndikuar fuqishëm nga procesi i fshirjes së kredive të klasifikuara si "të humbura" nga bilancet e bankave (iniciuar në janar të vitit 2015).

Në periudhën pas krizës financiare globale (2008-2013), shëndeti bankar në tërësi dhe shëndeti i bankave individuale është përkeqësuar ndjeshëm, krahasuar me periudhën para krizës. Këto vite kanë vlerat më të larta të indeksit të agreguar të shëndetit bankar. Stabiliteti në sektorin bankar është një kusht i domosdoshëm për ruajtjen e stabilitetit financiar në tërësi. Aktivitetet e sektorit bankar përbëjnë rreth 90.2% të totalit të aktiveve të sistemit financiar, dhe rreth 94% të prodhimit të brendshëm bruto (PBB) të vendit tonë. Për rrjedhojë, përkeqësimi në treguesin e shëndetit bankar mund të ketë ndikim negativ në sistemin financiar dhe sektorin real.

ANEKS 1

Tabelat e vlerësimit të komponentëve për ndërtimin e indeksit agregat të shëndetit bankar.

	12/2002	12/2003	12/2004	12/2005	12/2006	12/2007	12/2008	12/2009	12/2010	12/2011	12/2012	12/2013	12/2014	12/2015	09/2016		
Kapitali	G3	0,45	0,46	0,55	0,60	0,49	0,47	0,45	0,42	0,42	0,45	0,46	0,58	0,62	0,60	0,56	
	G1	0,30	0,33	0,39	0,44	0,49	0,54	0,54	0,56	0,73	0,76	0,53	0,57	0,54	0,54	0,57	
	G1	0,34	0,32	0,31	0,33	0,49	0,53	0,56	0,53	0,62	0,58	0,65	0,62	0,68	0,54	0,65	
	G3	0,27	0,37	0,57	0,55	0,63	0,63	0,49	0,57	0,55	0,59	0,63	0,60	0,51	0,50	0,49	
	G2	0,50	0,53	0,61	0,73	0,67	0,48	0,40	0,41	0,49	0,45	0,52	0,59	0,51	0,39	0,42	
	G1	0,26	0,28	0,35	0,37	0,31	0,37	0,41	0,41	0,47	0,48	0,58	0,64	0,64	0,79	0,82	0,68
	G3	0,63	0,50	0,61	0,79	0,83	0,70	0,48	0,45	0,44	0,39	0,34	0,27	0,33	0,33	0,34	
	G2	0,24	0,49	0,39	0,45	0,58	0,59	0,45	0,72	0,55	0,55	0,64	0,63	0,53	0,39	0,39	
	G2	0,16	0,20	0,22	0,34	0,57	0,59	0,53	0,61	0,61	0,69	0,60	0,61	0,68	0,71	0,65	
	G2	0,20	0,27	0,39	0,42	0,40	0,80	0,82	0,43	0,47	0,60	0,63	0,63	0,61	0,49	0,44	
	G2	0,26	0,52	0,52	0,24	0,29	0,63	0,65	0,38	0,46	0,65	0,60	0,60	0,67	0,55	0,54	
	G1	0,57	0,38	0,39	0,33	0,29	0,32	0,47	0,48	0,59	0,61	0,67	0,69	0,66	0,65	0,64	
	G1	0,63	0,38	0,50	0,57	0,54	0,56	0,52	0,45	0,42	0,38	0,44	0,49	0,54	0,59	0,48	
	G3	0,53	0,27	0,41	0,46	0,61	0,63	0,52	0,54	0,53	0,50	0,49	0,50	0,56	0,55	0,57	
	G2	0,54	0,54	0,34	0,56	0,60	0,48	0,54	0,51	0,52	0,52	0,50	0,50	0,50	0,49	0,50	
	G2	0,54	0,54	0,54	0,54	0,27	0,45	0,55	0,48	0,52	0,53	0,55	0,56	0,56	0,53	0,54	
Perfitueshmeria	G3	0,58	0,65	0,59	0,44	0,42	0,50	0,41	0,31	0,39	0,59	0,59	0,31	0,46	0,70		
	G1	0,57	0,22	0,34	0,42	0,41	0,55	0,56	0,82	0,48	0,51	0,65	0,37	0,47	0,45		
	G1	0,53	0,43	0,73	0,59	0,34	0,36	0,57	0,50	0,42	0,47	0,45	0,50	0,46	0,46	0,71	
	G3	0,59	0,54	0,43	0,41	0,38	0,51	0,71	0,43	0,54	0,52	0,61	0,42	0,40	0,40	0,41	
	G2	0,46	0,43	0,41	0,34	0,32	0,39	0,49	0,35	0,66	0,65	0,59	0,57	0,55	0,55	0,53	
	G1	0,36	0,35	0,39	0,40	0,32	0,47	0,54	0,47	0,66	0,66	0,50	0,59	0,59	0,76	0,57	
	G3	0,25	0,59	0,63	0,53	0,58	0,62	0,51	0,67	0,71	0,38	0,60	0,60	0,44	0,32	0,49	
	G2	0,35	0,52	0,41	0,43	0,42	0,49	0,55	0,72	0,47	0,63	0,56	0,39	0,32	0,32	0,62	
	G2	0,36	0,31	0,27	0,34	0,39	0,39	0,66	0,60	0,55	0,71	0,50	0,45	0,58	0,58	0,46	
	G2	0,49	0,41	0,24	0,35	0,39	0,39	0,52	0,68	0,61	0,65	0,55	0,41	0,46	0,46	0,51	
	G2	0,43	0,48	0,38	0,38	0,43	0,43	0,53	0,53	0,69	0,68	0,46	0,53	0,61	0,25	0,61	
	G1	0,54	0,49	0,33	0,45	0,39	0,39	0,86	0,63	0,58	0,53	0,45	0,49	0,48	0,39	0,34	
	G1	0,46	0,43	0,43	0,36	0,36	0,22	0,36	0,62	0,56	0,55	0,62	0,60	0,60	0,43	0,41	
	G3	0,62	0,36	0,47	0,50	0,55	0,55	0,31	0,44	0,56	0,37	0,48	0,62	0,51	0,49	0,34	
	G2	0,48	0,59	0,34	0,31	0,38	0,38	0,63	0,69	0,58	0,44	0,48	0,51	0,57	0,41	0,51	
	G2	0,63	0,52	0,53	0,67	0,54	0,54	0,45	0,41	0,50	0,25	0,45	0,37	0,39	0,43	0,41	

	12/2002	12/2003	12/2004	12/2005	12/2006	12/2007	12/2008	12/2009	12/2010	12/2011	12/2012	12/2013	12/2014	12/2015	09/2016
Cilësia e Aktiveve															
G3	0,53	0,56	0,51	0,40	0,20	0,28	0,38	0,53	0,58	0,51	0,60	0,70	0,68	0,57	0,67
G1	0,44	0,44	0,23	0,25	0,29	0,45	0,46	0,43	0,72	0,67	0,74	0,67	0,52	0,52	0,46
G1	0,46	0,46	0,48	0,66	0,46	0,46	0,46	0,44	0,46	0,44	0,48	0,49	0,59	0,59	0,69
G3	0,45	0,18	0,28	0,34	0,35	0,38	0,48	0,51	0,60	0,55	0,71	0,70	0,66	0,61	0,68
G2	0,47	0,24	0,44	0,41	0,43	0,39	0,34	0,38	0,40	0,55	0,67	0,68	0,68	0,71	0,70
G1	0,45	0,42	0,70	0,51	0,56	0,38	0,35	0,36	0,37	0,64	0,63	0,64	0,47	0,47	0,56
G3	0,46	0,33	0,23	0,46	0,26	0,35	0,38	0,44	0,60	0,72	0,74	0,77	0,73	0,66	0,60
G2	0,44	0,36	0,34	0,37	0,54	0,44	0,36	0,33	0,40	0,48	0,69	0,73	0,72	0,65	0,68
G2	0,42	0,28	0,43	0,21	0,24	0,36	0,41	0,56	0,57	0,67	0,69	0,68	0,77	0,60	0,56
G2	0,27	0,30	0,42	0,25	0,30	0,28	0,38	0,55	0,59	0,72	0,70	0,71	0,73	0,58	0,62
G2	0,26	0,46	0,46	0,45	0,46	0,45	0,31	0,34	0,46	0,68	0,72	0,69	0,65	0,64	0,61
G1	0,41	0,43	0,41	0,42	0,46	0,48	0,40	0,52	0,49	0,51	0,48	0,56	0,64	0,71	0,71
G1	0,44	0,44	0,44	0,44	0,79	0,65	0,51	0,58	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44
G3	0,45	0,45	0,24	0,30	0,47	0,31	0,32	0,51	0,55	0,54	0,59	0,60	0,69	0,71	0,74
G2	0,39	0,39	0,39	0,22	0,37	0,53	0,66	0,67	0,68	0,52	0,54	0,51	0,55	0,54	0,57
G2	0,45	0,45	0,45	0,45	0,45	0,24	0,33	0,41	0,48	0,51	0,61	0,63	0,72	0,69	0,70

	12/2002	12/2003	12/2004	12/2005	12/2006	12/2007	12/2008	12/2009	12/2010	12/2011	12/2012	12/2013	12/2014	12/2015	09/2016
Likuiditeti															
G3	0,38	0,35	0,27	0,33	0,36	0,40	0,59	0,68	0,67	0,67	0,55	0,65	0,58	0,56	0,67
G1	0,49	0,53	0,55	0,62	0,62	0,52	0,64	0,66	0,53	0,58	0,38	0,32	0,28	0,44	0,50
G1	0,48	0,42	0,63	0,48	0,64	0,59	0,56	0,56	0,57	0,52	0,52	0,28	0,34	0,34	0,28
G3	0,34	0,38	0,40	0,43	0,46	0,47	0,57	0,64	0,60	0,63	0,63	0,55	0,52	0,47	0,57
G2	0,28	0,28	0,36	0,42	0,42	0,60	0,82	0,83	0,69	0,67	0,68	0,43	0,40	0,36	0,31
G1	0,78	0,70	0,68	0,70	0,43	0,34	0,56	0,53	0,47	0,36	0,31	0,43	0,41	0,45	0,38
G3	0,18	0,31	0,50	0,56	0,63	0,57	0,68	0,72	0,59	0,61	0,42	0,59	0,48	0,48	0,47
G2	0,32	0,25	0,48	0,38	0,36	0,42	0,63	0,61	0,59	0,70	0,61	0,59	0,65	0,72	0,51
G2	0,49	0,44	0,40	0,52	0,62	0,68	0,75	0,74	0,69	0,53	0,44	0,39	0,30	0,21	0,12
G2	0,34	0,35	0,44	0,60	0,69	0,71	0,74	0,66	0,66	0,50	0,34	0,32	0,31	0,38	0,30
G2	0,56	0,56	0,44	0,46	0,53	0,53	0,63	0,69	0,64	0,51	0,51	0,32	0,31	0,32	0,35
G1	0,44	0,48	0,55	0,50	0,48	0,62	0,68	0,52	0,56	0,56	0,54	0,46	0,44	0,31	0,29
G1	0,49	0,31	0,44	0,42	0,38	0,55	0,56	0,56	0,47	0,61	0,68	0,53	0,52	0,47	0,51
G3	0,50	0,42	0,43	0,40	0,44	0,45	0,56	0,56	0,55	0,62	0,62	0,60	0,47	0,48	0,48
G2	0,49	0,49	0,62	0,49	0,40	0,38	0,44	0,50	0,39	0,52	0,57	0,58	0,55	0,60	0,66
G2	0,47	0,47	0,47	0,47	0,46	0,47	0,53	0,58	0,45	0,50	0,49	0,47	0,49	0,52	0,55

	12/2002	12/2003	12/2004	12/2005	12/2006	12/2007	12/2008	12/2009	12/2010	12/2011	12/2012	12/2013	12/2014	12/2015	09/2016
G3	0,79	0,41	0,43	0,53	0,57	0,59	0,54	0,40	0,38	0,41	0,51	0,60	0,49	0,57	0,67
G1	0,53	0,63	0,52	0,50	0,52	0,45	0,50	0,61	0,66	0,32	0,34	0,30	0,29	0,43	0,47
G1	0,67	0,70	0,59	0,58	0,50	0,40	0,35	0,49	0,51	0,47	0,44	0,42	0,32	0,30	0,32
G3	0,42	0,62	0,61	0,57	0,59	0,48	0,48	0,57	0,44	0,38	0,35	0,37	0,53	0,30	0,26
G2	0,65	0,58	0,61	0,58	0,60	0,48	0,45	0,39	0,35	0,41	0,42	0,50	0,44	0,48	0,46
G1	0,61	0,46	0,33	0,29	0,43	0,53	0,24	0,43	0,44	0,28	0,56	0,62	0,52	0,54	0,49
G3	0,22	0,17	0,67	0,69	0,62	0,50	0,50	0,58	0,60	0,48	0,47	0,48	0,51	0,54	0,49
G2	0,47	0,50	0,64	0,30	0,31	0,37	0,71	0,75	0,62	0,42	0,47	0,51	0,43	0,27	0,22
G2	0,26	0,31	0,69	0,55	0,42	0,48	0,45	0,33	0,40	0,49	0,44	0,55	0,55	0,63	0,53
G2	0,57	0,63	0,50	0,32	0,51	0,43	0,45	0,51	0,53	0,40	0,42	0,42	0,47	0,55	0,56
G2	0,41	0,38	0,44	0,25	0,31	0,27	0,39	0,54	0,55	0,57	0,64	0,71	0,78	0,70	0,74
G1	0,34	0,42	0,43	0,58	0,62	0,62	0,67	0,54	0,54	0,48	0,46	0,44	0,40	0,41	0,38
G1	0,46	0,67	0,59	0,45	0,59	0,41	0,42	0,54	0,54	0,51	0,48	0,49	0,33	0,63	0,46
G3	0,44	0,68	0,55	0,49	0,47	0,51	0,54	0,57	0,51	0,47	0,48	0,46	0,40	0,36	0,39
G2	0,36	0,36	0,65	0,55	0,51	0,50	0,59	0,66	0,55	0,49	0,46	0,45	0,42	0,41	0,41
G2	0,43	0,43	0,43	0,43	0,76	0,62	0,54	0,50	0,47	0,48	0,47	0,45	0,45	0,44	0,45

Burimi: Banka e Shqipërisë, Departamenti i Burimi; Banka e Shqipërisë, Departamenti i Stabilitetit Financiar.

REFERENCAT:

Mishra (Et al.) (2013), Banking Stability - A Precursor to Financial Stability

Elsinger, H, Lehar, A and Summer, M (2002), 'Risk assessment for banking systems', Oestereichische Nationalbank Working Paper no. 79

FMN (2007), Global Financial Stability Report, Prill 2007.

FMN (2010), "Can you map global Financial Stability?".

FMN (2006), "Compilation guide of Financial Soundness Indicators"

Garry J. Schinasi,(2004), 'Defining Financial Stability', IMF Working Paper No. EP/04/187

IMPLIKIME TË SHKALLËS SË MOSPËRPUHJES VALUTORE NË AKTIVITETIN BANKAR¹

Elsida Orhan dhe Besa Vorpsi Departamenti i Stabilitetit Financiar

1. HYRJE

Shqetësim i rëndësishëm, sidomos gjatë viteve të fundit në vendet në zhvillim, përfshirë edhe Shqipërinë, ka qenë fenomeni i huamarrjes në monedhë të huaj, nxitur nga një ekonomi me nivel të lartë euroizimi². Bankat tregtare me kapital të huaj, për shkak të aksesit relativisht më të lehtë në burime financimi në monedhë të huaj dhe rrezikut më të ulët, kanë qenë të prirura të mos i japin përparësi huave në monedhën vendase.

Nga ana tjetër, kredimarrësit në këto vende, të nxitur nga norma më të ulëta interesi dhe afate më të gjata maturimi krahasuar me kreditimin në monedhën vendase dhe në kushtet e edukimit financiar të kufizuar, kanë zgjeruar ekspozimin në monedhë të huaj. Në rastin e individëve, rreziku është tejet i lartë pasi, në ndryshim nga bizneset, individët janë më të ekspozuar ndaj efekteve të padëshiruara të kursit të këmbimit, duke qenë se të ardhurat e tyre janë në monedhë të ndryshme nga huaja. Mungesa e tregjeve alternative gjithashtu luan rol në theksimin e fenomenit. Si rrjedhojë, një zhvlerësim i qenësishëm i kursit të këmbimit bëjë të vështirësojë shlyerjen e huave në këto monedha.

Mospërpuhja valutore është shkalla me të cilën aktivet janë të shprehura në një monedhë të ndryshme nga ajo e detyrimeve dhe ku një luhatje në kursin e këmbimit mund të ketë ndikim pozitiv ose negativ në terma neto. Për rrjedhojë, mospërpuhja valutore përbën një ndër mekanizmat krijues të rrezikut sistemik në ekonomitë në zhvillim. Studime të mëparshme kanë treguar se pavarësisht kësaj, bankat kanë qenë të kujdesshme të mbajnë nivele më të larta aktivesh në valutë krahasuar me vëllimin e detyrimeve në valutë, duke krijuar kështu një mbrojtje natyrale ndaj këtij rreziku. Pas krizës së fundit financiare, ky rrezik është synuar të adresohet edhe nga rregullatorët me paketë masash makroprudenciale, nëpërmjet procesit të uljes së levës financiare në kurriz të frenimit të rritjes ekonomike.

Në shumë vende që nuk janë pjesë e Eurozonës, kreditimi në monedhë të huaj ndaj totalit të kredisë mban nivele të larta – 44% për Bullgarinë (Prill 2016)³, 49% për Rumaninë (Dhjetor 2015)⁴, 64.9% për Kroacinë (Mars

¹ Besa Vorpsi, *Elsida Orhan, Departamenti i Stabilitetit Financiar.*

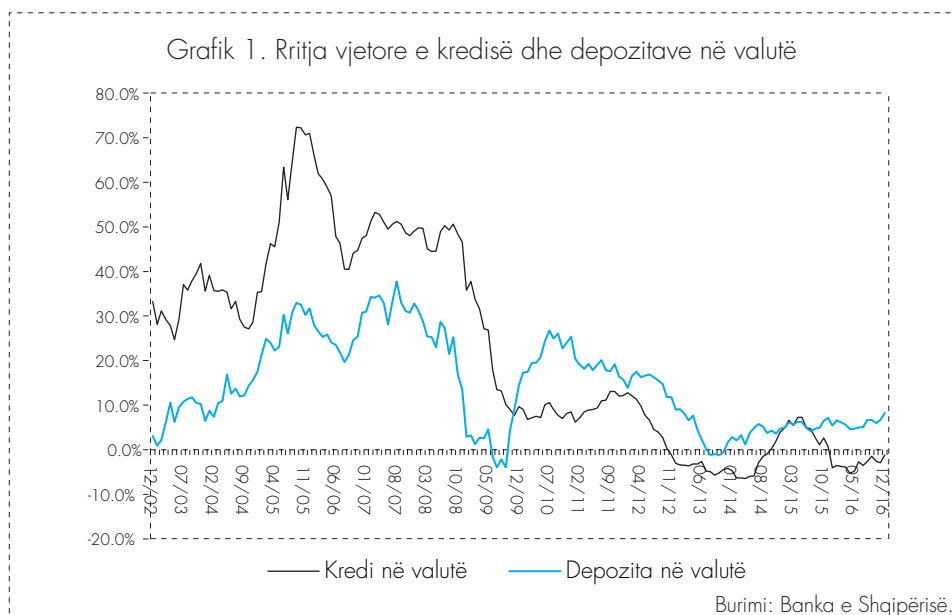
² Fenomen është edhe përdorimi i dollarit amerikan dhe sidomos frangës zviceriane në vendet e Evropës Lindore jashtë Eurozonës.

³ Banka e Bullgarisë, faqja zyrtare, të dhëna të mbikëqyrjes bankare, prill 2016.

⁴ Banka Kombëtare e Rumanisë "Raporti i Stabilitetit Financiar", Prill 2016.

2016)⁵ dhe Serbinë 67.9% (Shtator 2016)⁶. Ndërkohë, për vende brenda Eurozonës, kreditimi në frangën zviceriane ka mbajtur një peshë të lartë ndaj totalit të kredive si në Austri me rreth 14.8% (2016).⁷ Institucionet politikëbërëse vazhdimisht e kanë theksuar këtë shqetësim dhe ndër masat për adresimin e këtij rreziku në vendet e Eurozonës përmendim rekomandimin zyrtar të lëshuar nga Bordi Evropian i Rrezikut Sistemik (ESRB) në nëntor të vitit 2011, për ngadalësimin e kreditimit në monedhë të huaj ndaj kredimarrësve të pambrojtur nga kursi i këmbimit në disa vende të BE-së për të parandaluar përhapjen e rrezikut sistemik.

Në rastin e Shqipërisë, huamarrja në monedhë të huaj zë rreth 58.6% të totalit të kredisë, duke përfaqësuar kështu një burim potencial rreziku sistemik. Në periudhën para krizës financiare ndërkombëtare (para 2008), ritmi i rritjes së kredisë në valutë ishte më i lartë se ai i financimit në valutë. Ndërkohë, siç duket dhe nga grafiku 1, pas vitit 2008, janë depozitat në valutë ato që shfaqin një ritëm rritjeje më të lartë, ndikuar dhe nga ngërçi i kreditimit në valutë të periudhës pas krizës. Në këtë kontekst, bëhet thelbësore një analizë e thelluar e treguesve që pasqyrojnë ekspozimin bankar ndaj mospërputhjeve valutore përfaqësuar nga një indeks që mat shkallën e ekspozimit të kësaj mospërputhjeje.



Materiali strukturohet si në vijim: dy seksionet pasardhëse përshkruajnë bazën e të dhënave dhe metodologjinë e zgjedhur për ndërtimin e indeksit pasuar nga rezultatet e nxjerra nga ushtrimi dhe disa konkluzione, tabela dhe grafikë në fund të tij.

⁵ Banka Kombëtare e Kroacisë "Raporti i Stabilitetit Financiar", Korrik 2016.

⁶ Banka Kombëtare e Serbisë, "Raporti tremujor i zhvillimeve të treguesve të shëndetit financiar T3 2016", Dhjetor 2016.

⁷ Banka Qendrore e Austrisë, "Raporti i Stabilitetit Financiar", Dhjetor 2016.

2. PËRSHKRIMI I TË DHËNAVE

Të dhënat e përdorura janë marrë nga pasqyrat financiare të bankave individuale në panel dhe për sektorin në total. Kjo databazë është e pasur në terma të mbulimit të të dhënave, detajimit dhe frekuencës dhe shfrytëzohet për llogaritjen e indeksit të mospërputhjes valutore në nivel sektori, për grupet sipas madhësisë së aktivitetit dhe sipas monedhave (lekë, euro, dollar dhe të tjera). Frekuenca mundëson ndjekjen e zhvillimeve në një fazë më të hershme, për të evidentuar në kohë efektet negative që burojnë nga luhatjet e pafavorshme në kursin e këmbimit. Të dhënat kanë frekuencë tremujore dhe shtrihen në periudhën T1-2007 deri T4-2016. Të dhënat që shfrytëzohen për ndërtimin e indeksit janë:

- a) totali i aktiveve
- b) mjetet dhe detyrimet në valutë
- c) kredia rezidente në valutë
- d) kredia e pambrojtur për individët
- e) kredia e pambrojtur për bizneset

3. METODOLOGJIA

Literatura e përdorur promovon gjithnjë e më shumë rritjen e nivelit të hulumtimit, pasi treguesit e agreguar nuk e kanë aftësinë ta kapin shkallën e shtrirjes së rrezikut (IMF 2010). Duke synuar evidentimin e rrezikut që vjen nga luhatja e kursit të këmbimit, në nivel sa më të imët, është zgjedhur të ndiqet metoda e sugjeruar fillimisht nga Ranciere, Tornell dhe Vamvakidis (2010) dhe zbatuar më pas nga Yesin (2013), i cili ka pasur në fokus bankat sistemike. Në rastin tonë, si hap i parë është llogaritur indeksi në nivel sektori, për grupet sipas madhësisë së aktivitetit dhe sipas monedhave (euro, usd dhe të tjera). Formula (1) llogarit indeksin e mospërputhjes valutore si në vijim:

Indeksi i mospërputhjes valutore (nivel valute) =

$$\frac{\text{Pasive në valutë} - (\text{Aktive në valutë} - \text{Kredi rezidente në valutë})}{\text{Totali i aktiveve}} \quad (1)$$

Indeksi kryesor i mësipërm, neton aktivet në valutë me kredinë për rezidentët në valutë, duke e konsideruar këtë të fundit potencialisht të rrezikuar. Sa më e lartë vlera e indeksit të mospërputhjes valutore, aq më i lartë ekspozimi ndaj rrezikut.

Bankat janë të prirura të mbrohen ndaj aktivitetit në valutë duke krijuar tepricë të aktiveve të tyre ndaj detyrimeve në valutë. Për të parë sesi është kjo tepricë në raport me totalin e aktiveve, llogaritet një indeks i dytë (si shumë e tre nënindekseve në nivel monedhe - euro, usd dhe të tjera) sipas formulës në vijim:

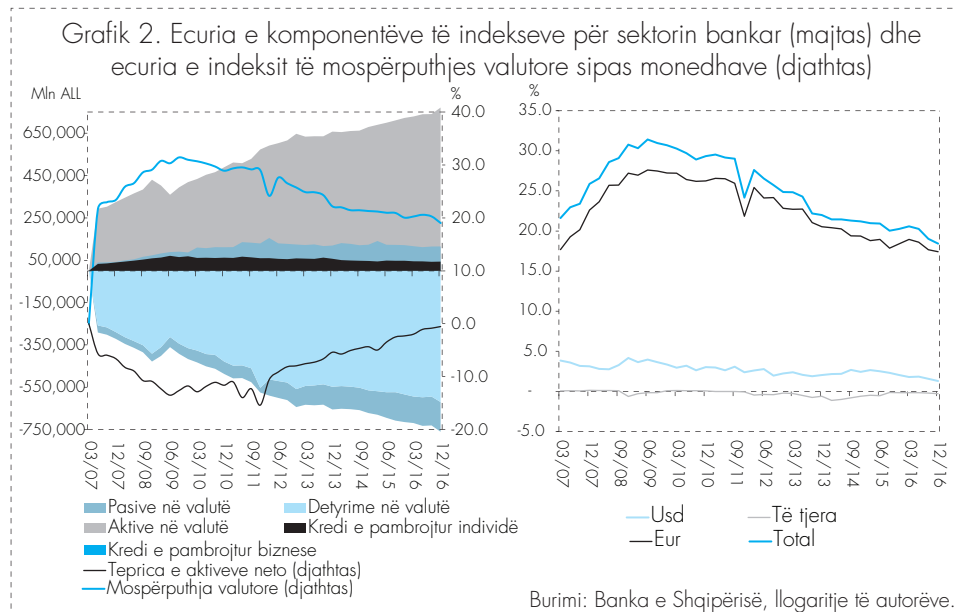
Indeksi i tepricës së aktiveve neto (nivel valute) =

$$\frac{(\text{Aktive në valutë} - \text{Detyrime në valutë}) - (\text{Kredi e pambrojtur në valutë individë} + \text{biznese})}{\text{Totali i aktiveve}} \quad (2)$$

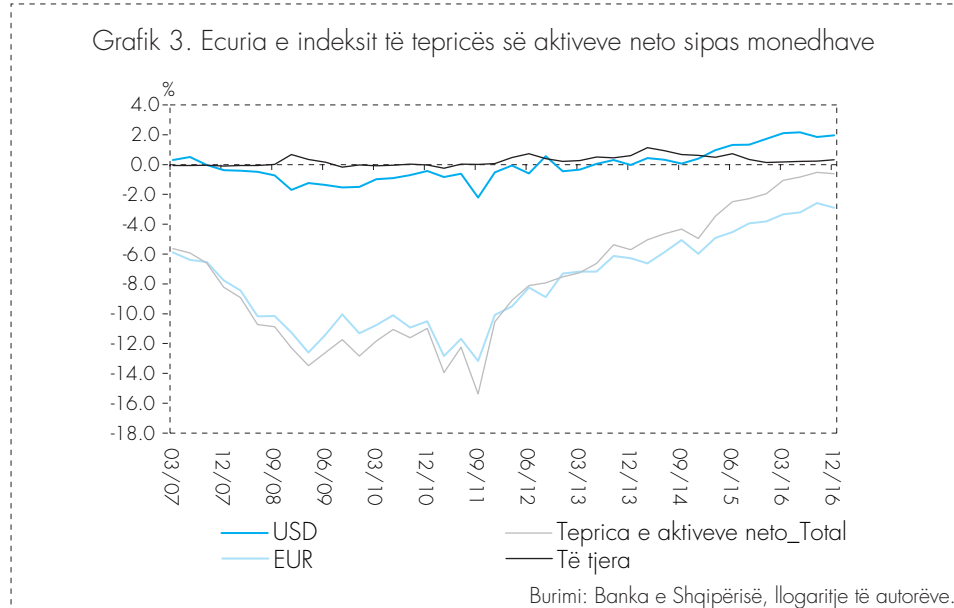
Në llogaritjen e këtij indeksi netohen kreditë e pambrojtura të bizneseve dhe të individëve sëbashku, edhe pse shkalla më e lartë e rrezikut evidentohet më shumë në sektorin e individëve. Për sektorin bankar, kredia e pambrojtur është pothuajse sa 26.6% e kredisë totale dhe 45.3% e kredisë në valutë. Raporti i kredive me probleme për këtë portofol shënon 19.3% për T4:2016. Për individët shënon 11.2% ndërsa për bizneset 22.2%. Kredimarrësit e kategorisë “biznes”, në rast të një zhvlerësimi të konsiderueshëm të monedhës vendase, bëhen më të rrezikuarit në kthimin e borxhit të tyre në valutë. **Sa më e lartë vlera e indeksit të tepricës së aktiveve neto, aq më i ulët ekspozimi ndaj rrezikut.**

4. REZULTATET

Aplikimi i këtij ushtrimi evidenton ndikimin e kredisë së pambrojtur dhënë individëve dhe bizneseve në ecurinë e indeksit të mospërputhjes valutore. Bankat, për t’u mbrojtur ndaj ekspozimeve në valutë tentojnë të mbajnë në nivele të larta tepricën që krijojnë në aktive në krahasim me detyrimet në valutë. Në periudhat gjatë të cilave kredia e pambrojtur nga kursi i këmbimit është e lartë, indeksi i mospërputhjes valutore zgjerohet. E njëjta gjë ndodh edhe për indeksin e tepricës neto të aktiveve, por me shenjë të kundërt. Sa më afër zeros të jetë ecuria e të dy indekseve, aq më pak i ekspozuar paraqitet sektori bankar ndaj luhatjeve në kursin e këmbimit (Grafik 2, majtas). Në fund të vitit 2016, indekset shënuan përmirësim krahasuar me një vit më parë. Konkretisht, indeksi i mospërputhjes valutore në fund të vitit 2016, ra në nivelin 18.4% nga 20.3% një vit më parë. Indeksi i tepricës së aktiveve neto u ngjiti në -0.62% nga -1.96% një vit më parë (grafik 2, majtas). Kjo ecuri është diktuar nga rritja e aktiveve në valutë (me 8.5%, në terma vjetorë) dhe rënia e kredisë për rezidentët në valutë me -3.0% (në terma vjetorë). Nga ana tjetër, kontributin kryesor në përmirësimin e indeksit të tepricës së aktiveve neto, e dha rënia më e madhe e kredisë së pambrojtur për individët (-7.3% në terma vjetorë).

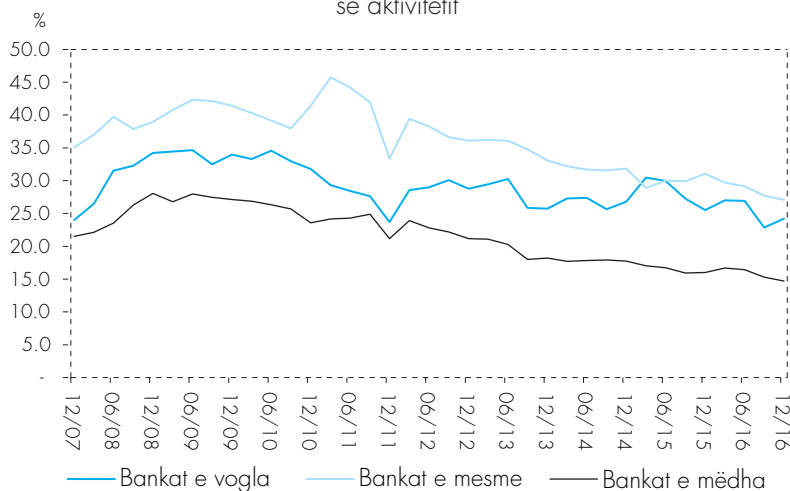


Në nivel sektori, Indeksi i Mospërputhjes Valutore regjistron rritje të shpejtë në periudhën 2007-2009, kryesisht si rezultat i mospërputhjes në monedhë evropiane dhe pas kësaj periudhe ka filluar rënien. Indeksi për monedhën evropiane në fund të periudhës shënon 17.4% nga 18.4% që shënonte një vit më parë. Indeksi për dollarin amerikan paraqet nivele më të qëndrueshme në kohë, por shfaq rënie të lehtë në fund të 2016-ës në nivelin 1.3%, ndërkohë që indeksi për të gjitha monedhat e tjera rezulton jomaterial, madje në periudha të caktuara regjistron edhe vlera negative (Grafiku 2, djathtas). Për sa i përket indeksit të tepricës neto të aktiveve evidentohet se ekspozimin më të lartë ndaj luhatjeve të kursit të këmbimit, sektori bankar e shfaq kryesisht në tremujorin e tretë të vitit 2011 (grafiku 3), (vlera më e lartë negative, -15.4%), duke u përmirësuar gradualisht përgjatë viteve në vazhdim. Këto zhvillime në historikun e indeksit, janë diktuar nga monedha evropiane dhe më pak nga dollari amerikan dhe monedhat e tjera.



Në fund të vitit 2016, indekset e mospërputhjes valutore për grupet sipas madhësisë së aktivitetit, kanë shënuar vlerat më të ulëta të të gjithë periudhës së marrë në analizë, duke evidentuar një ekspozim më të ulët ndaj rrezikut të kursit të këmbimit.

Grafik 4. Ecuria e indeksit të mospërputhjes valutore për grupet sipas madhësisë së aktivitetit

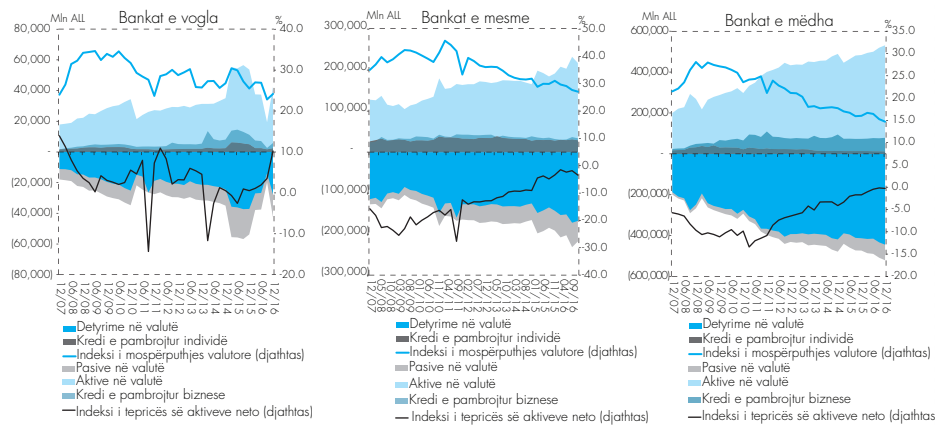


Burimi: Banka e Shqipërisë, llogaritje të autorëve.

Performancën më të mirë të këtyre indekseve e paraqet grupi i bankave të mëdha, për të cilat indeksi i mospërputhjes valutore ka shënuar rënie dhe njëkohësisht indeksi i tepicës së aktiveve neto i afrohet vlerës 0 (grafik 5). Ky përmirësim ka ardhur kryesisht si rezultat i rënies së kredisë së pambrojtur për individët me 13.8% krahasuar me një vit më parë. Për sa i përket grupit të bankave të vogla, ato paraqesin përmirësim të të dy indekseve kryesisht si rezultat i rënies së kredisë së pambrojtur për individë (-52.6%) dhe biznese (-47.9%) në terma vjetorë.

Bankat e mesme paraqesin një përmirësim të indeksit të mospërputhjes valutore (nga 31.0% në 27.1%), ndërkohë që vihet re një përkeqësim i lehtë i indeksit të tepicës së aktiveve neto, i cili është rritur me 0.4% si rezultat i rritjes së lehtë të kredisë së pambrojtur për individë (me 3.8%) dhe biznese (me 5.7%).

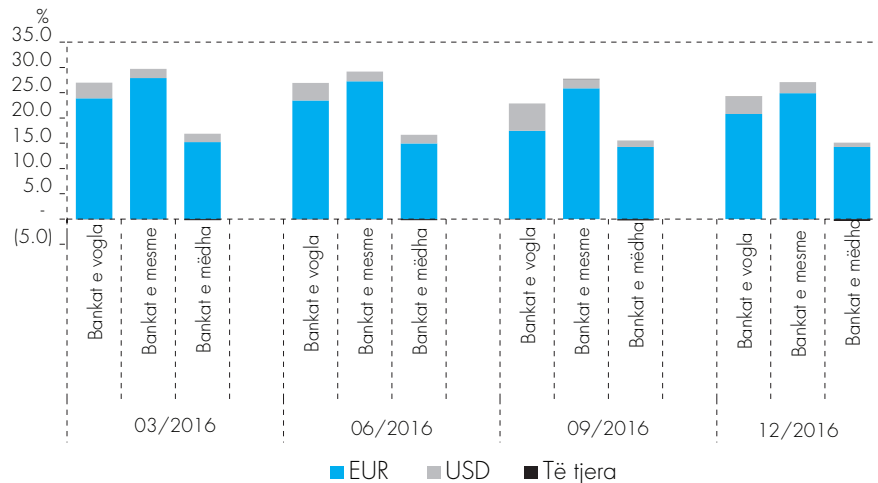
Grafik 5. Ecuria e komponentëve të indekseve për grupet sipas madhësisë së aktivitetit



Burimi: Banka e Shqipërisë, llogaritje të autorëve.

Sipas monedhave, të tre grupet e bankave shfaqin ekspozim të lartë për monedhën evropiane, ecuria e të cilës dikton zhvillimet në indekset e mospërputhjes valutore. Gjatë vitit 2016, vërehet se bankat e mesme, në krahasim me grupet e tjera, paraqesin një nivel më të lartë rreziku ndaj monedhës evropiane, edhe pse ky rrezik ka mbetur i pandryshuar përgjatë tremujorëve të vitit 2016. Bankat e mëdha janë më pak të ekspozuarat ndaj luhatjeve të kursit të këmbimit (grafik 6).

Grafik 6. Ecuria e indeksit të mospërputhjes valutore për grupet bankare sipas monedhave



Burimi: Banka e Shqipërisë, llogaritje të autorëve.

5. KONKLUSIONE

Kredia në valutë akorduar kredimarrësve, të ardhurat e të cilëve janë në monedhë të ndryshme nga ajo e shërbimit të borxhit, përbën një burim rreziku në rast zhvlerësimi të monedhës vendase. Probabiliteti i ndodhjes së këtij rreziku do të kishte ndikim në të gjithë sektorin bankar duke kontribuar në akumulimin e rrezikut sistemik. Vlerësimet e kësaj analize evidentojnë shkallën e ekspozimit të sektorit tonë ndaj rrezikut të tërthortë të kredisë, edhe në kushtet kur ato mbrohen ndaj rrezikut të kursit të këmbimit.

Indeksi i mospërputhjes valutore dhe i tepricës neto të aktiveve shërbejnë jo vetëm për matjen e rrezikut direkt që buron nga krijimi i detyrimeve në valutë në një masë më të madhe krahasuar me aktivet në valutë, por njëkohësisht dhe për matjen e ekspozimit të tërthortë që buron nga kreditimi në valutë, në kushtet kur kredimarrësi i ka të ardhurat në monedhën vendase.

Spektori bankar shqiptar paraqitet relativisht i mbrojtur nga luhatjet e pafavorshme të kursit të këmbimit, duke qenë se bankat zotërojnë më shumë aktive në valutë krahasuar me detyrimet në valutë, duke krijuar në këtë mënyrë një mbrojtje natyrale ndaj rrezikut direkt të kursit të këmbimit.

Në nivel grupesh bankare, bankat e mëdha shfaqin nivelin më të ulët të ekspozimit në total po edhe sipas monedhave, ndërkohë që bankat e mesme kanë nivelin më të lartë të ekspozimit, edhe pse të qëndrueshëm në kohë.

Studimet e ndryshme tregojnë se aktualisht këto dy indekse përcaktojnë trendin e rrezikut në varësi të vlerave që llogariten sipas metodologjisë (vlera të ulëta/të larta), por nuk përcaktojnë një nivel tavan apo dysheme deri ku duhet të shkojnë vlerat minimale apo maksimale të indekseve. Këto nivele kufi mund të jenë fokus i studimeve të ardhshme.

REFERENCA

Yesin P. "Foreign currency loans and systemic risk in Europe", Maj 2013.

Banka e Bullgarisë, faqja zyrtare, të dhëna të mbikëqyrjes bankare, prill 2016.

Banka Kombëtare e Rumanisë "Raporti i Stabilitetit Financiar", Prill 2016.

Banka Kombëtare e Kroacisë "Raporti i Stabilitetit Financiar", Korrik 2016.

Banka Kombëtare e Serbisë, "Raporti tremujor i zhvillimeve të treguesve të shëndetit financiar T3 2016", Dhjetor 2016.

Banka Qendrore e Austrisë, "Raporti i Stabilitetit Financiar", Dhjetor 2016.

TRANSMETIMI I ÇMIMEVE TË IMPORTITIT TE ÇMIMET E PRODHIMIT NË RASTIN E SHQIPËRISË

Enian Çela¹, Departamenti i Politikës Monetare, Banka e Shqipërisë

Ky material adreson transmetimin e çmimeve të importit në çmimet e brendshme të prodhimit. Qëllimi është analizimi i këtij kanali transmetimi për të plotësuar literaturën ekzistuese për Shqipërinë. Gjithashtu, synohet përgatitja e një kanali potencial për t'u përfshirë në modelin MEAM në të ardhmen. Përfaqja bazohet në një model të Vektorit të Korigjimit të Gabimit (VECM), i cili merr në konsideratë ndikimet afatgjata dhe afatshkurtra të çmimeve të importit mbi ato vendase të prodhimit. Modeli përfshin edhe mekanizma të identifikimit të pranisë së asimetrive në marrëdhënien afatshkurtër. Gjithashtu, analizohet prania e asimetrive edhe në marrëdhënien afatgjatë.

Fjalë kyçe: çmime importi, çmime prodhimi, përfaqje VECM, asimetri.

Klasifikimi JEL: B23, D82, L16.

1. HYRJE

Transmetimi i çmimeve ndërkombëtare të impoiteve mbi çmimet vendase përbën një çështje me rëndësi në rastin e ekonomive të vogla të hapura sikurse Shqipëria. Me rëndësi të veçantë është transmetimi drejt çmimeve të konsumit. Efektet e lidhura me inflacionin duket se pasqyrohen edhe në rastet e ekonomive të mëdha.

Nga ana tjetër, një kategori që ka tërhequr më pak vëmendje, por me rëndësi në rritje në literaturën aktuale, lidhet me çmimet e prodhimit. Varësia gjithmonë e më e lartë ndaj mallrave të tregtuara në nivel botëror sikurse lënda djegëse, metalet ose lëndët e para jometalore paraqesin një tjetër kanal të transmetimit të çmimeve të huaja. Modelet e çmimeve zinxhir janë zhvilluar për të përfshirë në një strukturë të bashkuar çmimet e importit, prodhimit dhe konsumit (mundësisht së bashku me kursin e këmbimit) (MacCarthy, 2000). Gjithashtu, problematikat e asimetrive në afatin e shkurtër dhe të gjatë kanë tërhequr vëmendje duke ndërlikuar edhe më tepër përfaqset e aplikuara.

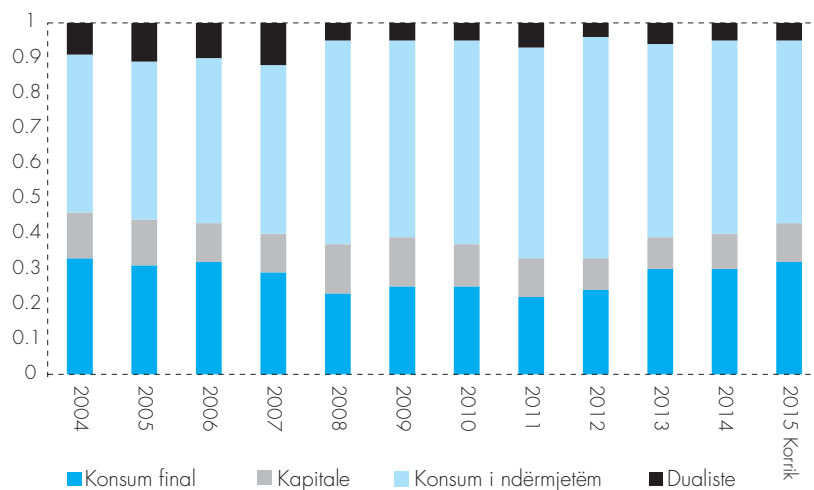
Në rastin e Shqipërisë, literatura për transmetimin e çmimeve ka qenë kryesisht e lidhur me çmimet e konsumit të ndikuara nga ato të importit dhe kursi i këmbimit. Literatura dëshmon për ekzistencën e kanaleve të transmetimit të

¹ ecela@bankofalbania.org

çmimeve ndërkombëtare (Çeliku, 2003) dhe kursit të këmbimit (Tanku, Vika & Gjermani, 2007) në rastin e mallrave të tregtueshme. Skufi & Çela (2013) aplikojnë një dekompozim kontabilist të shportës së Indeksit të Çmimeve të Konsumit (IÇK-së) për të ndarë efektet e brendshme nga ato të huaja. Rezultatet dëshmojnë për mbizotërim të ndikimeve të brendshme në rastin e grupeve individuale dhe në total. Gjithashtu, gjatë procesit të rivlerësimit të modelit makroekonometrik të Shqipërisë (Vika et al, 2016), ekuacioni i IÇK-së u rivlerësua duke përdorur seri më të gjata kohore dhe me përfshirjen e çmimeve të importit. Rezultatet sipas vektorit të korigjimit të gabimit dëshmojnë për një marrëdhënie të dobët kointegruese mes çmimeve të konsumit dhe atyre të importit me norma të vogla të termit të korigjimit dhe koeficientë të vegjël në marrëdhënien afatgjatë. Bazuar në këto që u përmendën më sipër, propozohet një përjasje e ndryshme për këtë çështje.

Transmetimi në drejtim të çmimeve të prodhimit është një kanal i paprekur nga literatura në Shqipëri. Vëmendja më e lartë në drejtim të çmimeve të konsumit dhe problematika e të dhënave përse i përket çmimeve të prodhimit përbëjnë arsyet kryesore për këtë. Megjithatë, mendohet se çmimet e importit ushtrojnë një ndikim të lartë përmes këtij kanali. Kjo bazohet në kompozimin e importit të mallrave sipas kategorive të mëdha ekonomike. Dekompozimi sipas mallrave të konsumit, mallrave kapitale, mallrave të konsumit të ndërmjetëm dhe mallrave dualiste është paraqitur në grafikun 1:

Grafik 1. Importi sipas kategorive të mëdha ekonomike (% ndaj totalit të importeve)



Burimi: Instat dhe llogaritje të autorit.

Sipas grafikut 1, mund të shihet se mallrat e ndërmjetme (të cilat shkojnë për konsum të ndërmjetëm) përbëjnë pjesën kryesore të totalit, ndërkohë që pesha e mallrave të konsumit është mjaft më e ulët (rreth 30% ndaj totalit të importit). Ekonomia shqiptare është në fakt mjaft e varur nga importet e lëndës djegëse, të metaleve dhe lëndëve të para jometalore për konsum të ndërmjetëm.

Një tjetër element i rëndësishëm, i cili mbetet relativisht i patrajtuar në literaturën shqiptare, ka të bëjë me asimetrinë e transmetimit. Sikurse do të përmendet në seksionin e literaturës, modeli i asimetrive (ose jolineariteteve) përbën një

praktikë të zakonshme në materialet që lidhen me transmetimet e çmimeve. Asimetritë trajtohen në nivele të ndryshme të lidhura me pragun, momentin dhe regjimin në afatin e shkurtër dhe afatin e gjatë.

Në këtë material trajtohet mekanizmi i transmetimit të çmimeve të importit mbi çmimet vendase të prodhimit. Qëllimi është marrja në konsideratë e këtij kanali suplementar për të plotësuar literaturën ekzistuese të Shqipërisë, si dhe për të propozuar një kanal të ri potencial në një version më të gjerë të ardhshëm të modelit MEAM. Bazuar në literaturën ekzistuese dhe në përputhje me strukturën e MEAM, është përzgjedhur një përfaqje VECM për të marrë parasysh ndikimet afatshkurtra dhe afatgjata të çmimeve të importit mbi ato vendase të prodhimit. Gjithashtu, janë zbatuar mekanizma për identifikimin e pranisë së asimetrive në marrëdhënien afatshkurtër. Prania e asimetrisë është testuar edhe në rastin e marrëdhënies afatgjatë.

Sipas rezultateve, dëshmohet prania e një marrëdhënieje afatgjatë kointegruese mes dy ndryshoreve, duke vërtetuar ekzistencën e kanalit të transmetimit. Për sa i përket asimetrive, koeficientët afatshkurtër sugjerojnë ekzistencën e këtij fenomeni në marrëdhënien përkatëse. Në lidhje me marrëdhënien afatgjatë, testi BDS nuk hedh poshtë praninë e një marrëdhënieje lineare.

2. LITERATURA MBI TRANSMETIMIN E ÇMIMEVE

Historiku i literaturës së transmetimit të çmimeve daton në vitet 1950. Në fazat fillestare, literatura merrej me mallra të caktuara për të cilat ekzistonte një ndjeshmëri në konsum sikurse lënda djegëse, produktet ushqimore dhe produktet bujqësore (Frey & Manera, 2005). Struktura e përgjithshme ndërtohej mbi modele të çmimeve zinxhir me rrjedhë nga lart-poshtë, duke përfshirë lëndën e parë, shitjen me shumicë dhe shitjen me pakicë. Në fazat e mëvonshme, literatura do të merrte parasysh edhe tregues të përbërë sikurse çmimet e importit, çmimet e shitjes me shumicë, çmimet e prodhimit dhe sigurisht çmimet e konsumit.

Përveç interesit të përgjithshëm të zbulimit të ekzistencës së transmetimit mes çmimeve, një vëmendje e veçantë i është kushtuar edhe fenomenit të asimetrive. Ndryshe nga literatura teorike, e cila prek vetëm lehtësisht asimetritë, literatura empirike është më e gjerë në trajtimin e fenomenit. Në vlerësimin e modeleve ekonometrike të transmetimit të çmimeve, Frey & Manera (2005) zbulojnë se vetëm në 11 nga 69 raste nuk raportoheshin fenomene të asimetrisë. Në pesë dekada literaturë për transmetimin e çmimeve dhe asimetritë, kanë evoluar jo vetëm modelet, por edhe konceptet dhe përkufizimet e asimetrisë.

Përgjithësisht, identifikohen dy lloj asimetrish: afatshkurtër dhe afatgjatë. Në afatin e shkurtër, asimetria lidhet me reagimet e ndryshme të çmimeve në rrjedhën e poshtme (prodhim, shitje me pakicë ose çmime konsumi) ndaj ndryshimeve pozitive/negative të çmimeve në rrjedhën e sipërme (lëndë të para, shitje me shumicë ose import). Nga ana tjetër, asimetria afatgjatë ka të bëjë me kohën e reagimit dhe korigjimin drejt niveleve të ekuilibrit. Brenda

kategorive të mëdha, përfshihen edhe nënkategori të asimetrive.

Ndikimet e njëkohshme, efektet e vonesave të shpërndara dhe efektet kumulative janë kryesisht të lidhura me asimetritë afatshkurtra (Frey & Manera, 2005). Nga ana tjetër, periudha e reagimit, shtegu i korigjimit drejt ekuilibrit dhe shtegu i momentit të ekuilibrit lidhen me asimetritë afatgjata. Gjithashtu, në grupin afatgjatë përfshihen llojet e asimetrive të lidhura me ndryshim regjimesh (efekti i regjimit dhe korigjimi ekuilibër i regjimit).

Duke pasur parasysh llojet e ndryshme të asimetrive, ekziston edhe një gamë e gjerë modelesh të projektuara për të kapur ose testuar këto fenomene. Modelet e hershme kanë zbatuar teknika të vonesave kohore të shpërndara autoregresive (ARDL), të afta për të kapur asimetri të tipit afatshkurtër (ndikimet e njëkohshme, ndikimet në vonesa të shpërndara dhe efektet kumulative). Një përparësi e qartë e përfaqësues ARDL është aftësia për të përfshirë ndryshore stacionare dhe jostacionare (në nivel). Pjesa kryesore e shembujve të aplikimit të kësaj teknike kanë të bëjnë me Shtetet e Bashkuara. Kinnucan & Foker (1987) zbatojnë modelin në rastin e produkteve ushqimore në të dhëna mujore. Zbulohet ekzistenca e tre lloje asimetrish. Gjithashtu, shumë punime lidhen me tregun e lëndës djegëse (Shin, 1994; Duffy-Deno, 1996). Në të gjitha rastet, asimetria afatshkurtër e transmetimit vlerësohet të jetë me rëndësi statistikore. Përsa i përket produkteve bujqësore, asimetritë janë zbuluar në rastin e Shteteve të Bashkuara (Powers, 1995; Zhang, Fletcher, & Carley, 1995), Brazilit (Aguiar & Santana, 2002), Holandës (Bunte & Zachariasse, 2003) dhe në studime me përfshirje të shumë vendeve njëkohësisht (Moharty, Peterson, & Kruse, 1995).

Modelet e korigjimit të pjesshëm (PAM) përcaktojnë procesin e korigjimit të devijimeve nga objektivi, të cilat mund të jenë të menjëhershme ose kërkojnë një pafundësi kohe. Modeli përfshin terma të asimetrisë në lidhje me procesin korigjues në varësi të qëndrimit mbi ose nën objektivin përkatës. Literatura empirike me zbatimin e këtyre modeleve është relativisht e kufizuar dhe përqendrohet pothuaj plotësisht në rastin e tregut të lëndës djegëse në Shtetet e Bashkuara (Shin, 1994; Salas, 2002) dhe Mbretërisë së Bashkuar (Bacon, 1991).

Modelet e përmendura më sipër kanë prirje të prodhojnë rezultate spurioze në rastin e pranisë së njëkohshme të jostacionaritetit dhe të dhënave të kointegruara. Vlerësimet e korigjimit të gabimit sugjerohet të zbatohen në këto raste (Manning, 1991). Përgjithësisht, ndryshoret binare të interceptit përfshihen për të marrë parasysh asimetritë e drejtpërdrejta. Gjithashtu, këto modele mund të adresojnë çështjet e asimetrive edhe në nivel të korigjimit të gabimit (von Cramon-Taubadel & Meyer, 2004).

Përfaqësja e korigjimit të gabimit zbatohet gjerësisht në punime më të vona empirike dhe ka mbuluar shumë kategori çmimesh. Contin, Correlj & Palacios (2004) zbatojnë këtë teknikë në rastin e çmimeve të lëndës djegëse në Spanjë sipas të dhënave javore. Krivonos (2004) zhvillojnë një analizë të ngjashme sipas të dhënave mujore në vende afrikane, duke ndarë kampionin në dy

nënperiudha. Asimetritë nuk zbulohen në rastin e periudhës 1984-1990, por raportohen në atë pasuese (1990-2003). Disa studime adresojnë asimetritë në rastin e çmimeve të lëndës djegëse në vendet evropiane (Grasso & Manera, 2005) dhe në Shtetet e Bashkuara (Radchenko, 2005).

Një tjetër kategori studimesh empirike që po rritet në rëndësi në literaturën bashkëkohore ka të bëjë me këmbime regjimesh në procesin transmetues. Këto studime theksojnë se marrëdhënia varet edhe nga gjendja e ndryshoreve shpjeguese. Gjendja është e pavrojtueshme nga pikëpamja e specifikimit, por mund të ndikojë natyrën e marrëdhënies (ndërmjet regjimeve). Modelet e këmbimit të regjimeve janë shumë të përdorur në rastin e tregjeve të lëndës djegëse në Shtetet e Bashkuara (Johnson, 2002) dhe Evropë (Grasso & Manera, 2005). Powers (1995) zbaton modele të ngjashme në rastin e çmimeve të produkteve bujqësore në Shtetet e Bashkuara, ndërkohë që Goodwin & Holte (1999) përqendrohen në produktet ushqimore të Shteteve të Bashkuara. Në të gjitha rastet, autorët zbulojnë praninë e asimetrive.

Përfaqset e shpjeguara deri në këtë pikë përfaqësojnë metodologji të llojit univariant. Nga ana tjetër, kontributet empirike përfshijnë edhe përfaqje multivariante, të cilat ndjekin të njëjtin sfond teorik, por shtojnë edhe dimensionin tjetër në analizë. Forma më e natyrshme është zbatimi i modeleve Autoregresive të Vektorëve. Kjo përfaqje zbatohet nga Capps (1993) në rastin e produkteve ushqimore të Shteteve të Bashkuara dhe nga Milller & Hayenga (2001) në rastin e produkteve ushqimore të Mbretërisë së Bashkuar. Nga ana tjetër, Willet, Hansmire & Bernard (1997) përqendrohen në produktet bujqësore të Shteteve të Bashkuara.

Modelet e Vektorit të Korrigjimit të Gabimit (VEC) janë gjithashtu shumë të njohura në literaturën empirike. Kirchgassner & Kubler (1992) analizojnë tregun e lëndës djegëse në Gjermani, ndërkohë që Chavas & Mehta (2004) zbatojnë këtë metodologji në rastin e produkteve ushqimore të Shteteve të Bashkuara. Një tjetër shembull vjen nga zinxhiri i çmimeve të drithit në Republikën Çeke (Rumankova, 2014). Së fundi, Vektorët e Korrigjimit me këmbim regjimesh janë zbatuar në rastin e tregut të lëndës djegëse në Spanjë (Goodwin & Serra, 2003) dhe në rastin e produkteve ushqimore finlandeze (Luoma, Luoto & Taipale, 2004).

3. TË DHËNAT DHE METODOLOGJIA

Sikurse është përmendur në seksionin hyrës, qëllimi i kësaj analize është përcaktimi i kanalit të transmetimit nga çmimet e importit drejt atyre të prodhimit. Dy ndryshoret përkatëse të përfshira në model janë indeksi i çmimeve të prodhimit (IÇP) dhe indeksi i çmimit njësi (UVI) të importeve. Të dyja statistikmat maten nga Instituti Kombëtar i Statistikave (INSTAT). Në rastin e IÇP-së, statistikmat afrohen sipas një viti bazë (2010=100), ndërkohë që UVI-ja raportohet me çmimin e vitit të mëparshëm. Për këtë arsye, statistika e UVI-së është kthyer me vit bazë 2010 për të pasur të njëjtën karakteristikë sikurse IÇP-ja. Periudha e analizës mbulon periudhën 2005-2014, sipas të dhënave tremujore.

Në hapin e dytë, seritë testohen për prani stacionariteti përmes testit të rrënjës njësi (sipas procedurave të Augmented Dickey-Fuller dhe Phillips-Perron). Pasi vërtetohet prania e jostacionaritetit për të dy seritë, zbatohet procedura Johansen për të testuar praninë e marrëdhënies kointegruese. Kriteri Schwarz përfshihet për përcaktimin e vonesave kohore. Pas vërtetimit të pranisë së ko-integritimit, zbatohet modeli linear VEC me këto dy ndryshore. Në marrëdhënien afatshkurtër, përfshihet ndryshorja binare për kapjen e ndikimeve të ndryshimeve pozitive ose negative të UVI-së mbi ICP-në. Gjithashtu, marrëdhënia afatgjatë testohet për praninë e jolineariteteve.

4. VLERËSIMET

4.1 TESTI I RRËNJËS NJËSI, KO-INTEGRIMI DHE VEC LINEAR

Sikurse përmendëm në seksionin e mësipërm, testi i stacionaritetit zbatohet mbi ndryshoret e shprehura në vlera logaritmike. Testi zhvillohet sipas teknikave të Augmented Dickey-Fuller dhe Phillips-Perron. Rezultatet paraqiten në tabelën e mëposhtme:

Tabela 1. Rezultatet e testit të Rrënjës Njësi (probabilitetet)

Testi Augmented Dickey Fuller						
	Nivel			Diferencë e parë		
	Intercept	Trend/inter	Asnjë	Intercept	Trend/inter	Asnjë
ICP	0.33	0.97	0.99	0.00	0.00	0.00
UVI	0.48	0.88	0.98	0.00	0.00	0.00
Testi Phillips-Perron						
	Nivel			Diferencë e parë		
	Intercept	Trend/inter	Asnjë	Intercept	Trend/inter	Asnjë
ICP	0.33	0.97	0.99	0.00	0.00	0.00
UVI	0.42	0.93	0.99	0.00	0.00	0.00

Burimi: Vlerësime të autorit

Rezultatet e testeve të rrënjës njësi vërtetojnë se dy ndryshoret janë jostacionare në nivel (stacionare në diferencën e parë). Meqenëse të dyja ndryshoret janë stacionare të një rendi $I(1)$, jemi në gjendje të zbatojmë testin Johansen për ko-integrimin. Kriteri Informativ Schwarz zbatohet për përcaktimin e numrit të vonesave kohore. Rezultatet sugjerojnë zbatimin e teknikës ko-integruese me dy vonesa kohore. Rezultatet e testit të ko-integritimit paraqiten në tabelën e mëposhtme:

Tabela 2. Rezultatet e testit të ko-integrimit

Testi i pakushtëzuar i rangut ko-integruës (gjurma)				
Hipotezë		Statistika e	0.05	
Nr. i Ekuacioneve	Vlera Eigen	gjurmës	Vlera kritike	Prob. **
Asnjë *	0.52	36.41	20.26	0.00
Të paktën 1	0.15	6.88	9.16	0.13

Testi i gjurmës sinjalizon praninë e të paktën 1 ekuacioni kointegruës me konfidencë 0.05

Testi i pakushtëzuar i rangut ko-integruës (vlera eigen maksimale)				
Hipotezë		Statistika	0.05	
Nr. i Ekuacioneve	Vlera Eigen	Max-Eigen	Vlera kritike	Prob. **
Asnjë *	0.52	29.52	15.89	0.00
Të paktën 1	0.15	6.88	9.16	0.13

Testi i vlerave eigen maksimale tregon për ekzistencën e të paktën një ekuacioni kointegruës me konfidencën 0.05.

Sipas tabelës së mësipërme, testet sipas gjurmës dhe vlerave eigen maksimale dëshmojnë për praninë e 1 marrëdhënieje ko-integruëse. Më pas, zbatohet modeli VEC linear me rezultate si më poshtë:

Tabela 3. Rezultate VEC

Ndryshorja	Koeficient
Afatgjatë	
UVI	0.42***
Koeficienti i korigjimit	0.31**
Dinamika afatshkurtër	
ICP(-1)	0.19
ICP(-2)	-0.12
UVI(-1)	-0.08
UVI(-2)	0.06

Burimi: vlerësime të autorëve; *** rëndësi statistikore në intervalin 1%; ** rëndësi statistikore në intervalin 5%.

Rezultatet dëshmojnë praninë e koeficientëve pozitivë dhe të lartë afatgjatë (0.42). Koeficienti i korigjimit është gjithashtu statistikisht i rëndësishëm dhe qëndron në vlerën 0.31. Duhet theksuar se këta koeficientë janë më të lartë se vlerësimet (sipas modelit MEAM të rivlerësuar) që ndërlidhin në mënyrë të drejtpërdrejtë çmimet e importit me ato të konsumit. Si rrjedhojë, rezultatet vërtetojnë hipotezën se një transmetim më i fortë i çmimeve të importit kalon përmes çmimeve të prodhimit. Kjo është në linjë edhe me të dhënat tregtare sipas Kategorive të Mëdha Ekonomike, të cilat tregojnë për një prani më të lartë të mallrave të ndërmjetme krahasuar me ato të konsumit dhe kapitale.

4.2 ASIMETRI DHE JOLINEARITETE

Sipas teknikës së zbatuar nga Rumankova (2014), modeli VEC është modifikuar për të kapur asimetri në marrëdhënien afatshkurtër. Kjo arrihet përmes përfshirjes së ndryshoreve binare që nënkuptojnë ndryshime pozitive ose negative të UVI-së. Këto ndryshore janë përfshirë në formë të veçuar për të zbuluar ndikimet të njëkohshme (ndryshori vendoset në të njëjtin moment) dhe efekte të vonesave kohore të shpërndara (ndryshori vendoset në vonesa kohore) deri në 3 të tilla. Rezultatet paraqiten në tabelën e mëposhtme. Rastet që pasqyrojnë koeficientë të ndryshëm janë hijezuar me ngjyrë të kuqe:

Tabela 4. Koeficientët për ndryshime pozitive dhe negative në UVI

	Pozitive	Negative
t	0.0022	0.0038
t-1	0.0043**	0.0004
t-2	0.003	0.005**
t-3	0.0034	0.004

Vlerësime të autorit: ** rëndësi statistikore në intervalë 5%.

Sipas rezultateve në tabelë, koeficientët që lidhen me ndikimet e njëkohshme janë të ndryshëm, por statistikisht të parëndësishëm. E njëjta gjë vlen edhe për koeficientët e vonesës së tretë kohore. Në rastin e vonesës së parë dhe të dytë kohore, koeficientët janë të ndryshëm dhe vihet re prania e rëndësisë statistikore. Koeficienti për ndryshime pozitive në vonesën e parë kohore është më i lartë dhe statistikisht i rëndësishëm. Kjo vlen për koeficientin e ndryshimeve negative në rastin e vonesës së dytë kohore. Përtej vonesës së tretë kohore, koeficientët janë të njëjtë dhe statistikisht të parëndësishëm.

Sipas rezultateve, vërtetohet me rëndësi statistikore prania e asimetrive në rastin e vonesave kohore të shpërndara. Këto asimetri dëshmojnë se përcimi i rritjes së çmimeve të importeve të çmimet e prodhimit është më i shpejtë (ndodh një tremujor më vonë) krahasuar me rastin e zvogëlimit (dy tremujorë më vonë). Ka disa sinjale për efekte të njëkohshme, por koeficientët janë statistikisht të parëndësishëm. Gjithashtu, nuk vihen re asimetri përse i përket impakteve kumulative të vonesave kohore.

Për të testuar praninë e jolineariteteve në marrëdhënien afatgjatë, zbatohet testi përkatës mbi mbetjen e ekuacionit VEC (testi BDS). Parametrat e testit përfshijnë 2 dimensione dhe kufizim metrik të barabartë me një devijim standard të mbetjes (Kumar, 2006). Rezultatet e testit paraqiten në tabelën e mëposhtme:

Tabela 5. Testi BDS

Statistika BDS	Gabimi standard	Statistika z	Prob.
0.01	0.014	0.75	0.45

Burimi: Vlerësime të autorit.

Sipas testit të BDS-së të paraqitur më sipër, karakteristika lineare e marrëdhënies afatgjatë nuk hidhet poshtë dhe VEC-i linear mbetet specifikim i përshtatshëm.

5. PËRFUNDIME

Sipas rezultateve të analizës, jemi në gjendje të vërtetojmë praninë e një marrëdhënieje të fortë ko-integruese mes çmimeve të importeve dhe atyre të prodhimit. Ndryshe nga rasti i ndërlidhjes me çmimet e konsumit (analizuar në punime të ndryshme), koeficientët afatgjatë dhe të korigjimit janë më të mëdhenj dhe statistiki të rëndësishëm. Ky përfundim është në linjë me hipotezën e hedhur për ekzistencën e këtij kanali, duke pasur parasysh strukturën e importeve (prani të gjerë të mallrave të ndërmjetme) dhe rezultateve sipas Çeliku (2003).

Gjithashtu, zbulohen sinjale të asimetrive në marrëdhënien afatshkurtër. Asimetritë e vonesave kohore të shpërndara kanë rëndësi statistikore. Ndryshimet rritëse të çmimeve të importeve përçohen më shpejt te çmimet e prodhimit krahasuar me ndryshimet zvogëluese (një tremujor më shpejtë). Ndërkohë që vihen re edhe shenja të asimetrive të efektit të njëkohshëm. Megjithatë, këto të fundit mbeten statistiki jo të rëndësishme. Përsa i përket marrëdhënies afatgjatë, testet e linearitetit mbi mbetjen e ekuacionit mbështesin modelin linear VEC si specifikim të përshtatshëm.

6. DISKUTIME, MUNDËSITË PËR ANALIZA TË MËTEJSHME DHE IMPLIKIME

Materiali synon të identifikojë praninë e një kanali të mundshëm të transmetimit të çmimeve të importit te ato të prodhimit. Motivimi lidhet me mungesën e një literature mbi këtë kanal të veçantë dhe faktin që disa studime të tjera sugjerojnë për një transmetim të dobësuar të çmimeve të importit drejtpërdrejt te ato të konsumit. Stimul i mëtejshëm është struktura e përgjithshme e importeve shqiptare, ku mallrat e ndërmjetme kanë peshë më të lartë se ato të konsumit dhe investimeve të marra së bashku.

Metodologjia përfshin një model VEC duke pasur parasysh praninë e jostacionaritetit dhe marrëdhënies ko-integruese mes dy ndryshoreve që përfaqësojnë çmimet e importit dhe të prodhimit. Specifikimi afatshkurtër është modifikuar për të lejuar përfshirjen e ndryshoreve binare të afta për të kapur efekte të mundshme të asimetrive. Gjithashtu, marrëdhënia afatgjatë ko-integruese është testuar për prani të jolineariteteve.

Rezultatet kanë vërtetuar praninë e një marrëdhënieje të fortë ko-integruese mes dy ndryshoreve, duke dëshmuar praninë e këtij kanali të veçantë të transmetimit. Gjithashtu, janë zbuluar efekte të asimetrisë afatshkurtër në formën e vonesave kohore të shpërndara. Vihen re edhe disa shenja të lehta të asimetrisë së efekteve të njëkohshme. Përsa i përket marrëdhënies afatgjatë, testi BDS mbi mbetjen e ekuacionit nuk hedh poshtë zbatimin e teknikës lineare VEC.

Këto rezultate hedhin pak dritë mbi ekzistencën e këtij kanali suplementar për të plotësuar ndikimet e drejtpërdrejta të çmimeve të importit mbi ato të konsumit. Në të vërtetë, literatura njih mjaft raste ku varësia e lartë e një ekonomie nga lëndë të para të importuara bën çmimet e prodhimit (dhe në fund edhe ato të konsumit) mjaft të ndjeshme ndaj zhvillimeve ndërkombëtare të çmimeve të inputeve. Ky mund të jetë edhe rasti i Shqipërisë. Megjithatë, ky punim nuk ka përfshirë edhe unazën e fundit të zinxhirit: ndikimin e çmimeve të prodhimit mbi ato të konsumit. Kjo mbetet për t'u analizuar në të ardhmen.

Në këtë pikë, është e nevojshme të theksohen disa nga kufizimet e kësaj analize. Së pari, periudha e analizës përfshin vetëm 10 vite me të dhëna tremujore (për shkak të të dhënave të disponueshme). Seritë kohore para vitit 2005 (veçanërisht për çmimet e prodhimit) do të zgjerohet kampionin dhe do të lejohet analizimin e efekteve nga këmbimi i regjimeve. Në fakt, teknikat më të fundit ekonometrike për transmetimin e çmimeve, përfshijnë parime të pragjeve dhe ndërrimit të regjimeve. Por, këto teknika kërkojnë seri të gjata kohore (shpesh me frekuenca mujore). Sigurimi i këtyre të dhënave do të lejonte identifikimin e jolineariteteve në marrëdhëniet afatgjata dhe do të shpjegonte ndryshimet në marrëdhënien afatgjatë përgjatë kohës (marrëdhënia mbetet ko-integruese, por ndryshon nga një regjim në tjetrin).

Një tjetër sfidë e rëndësishme ka të bëjë me sasinë dhe cilësinë e të dhënave për çmimet. Indeksi i çmimeve të prodhimit përbëhet nga indekset individuale të sektorëve prodhues përbërës. Nga ana tjetër, indeksi i çmimeve të importit përbëhet nga indekset e kategorive të importit të mallrave peshuar sipas kontributeve përkatëse në totalin e importuar. Duke pasur parasysh që natyra e indekseve individuale dhe metoda e peshimit janë të ndryshëm, është e vështirë të flitet për një lidhje të drejtpërdrejtë mes tyre. Në të vërtetë, në literaturë gjenden pak shembuj të transmetimit të çmimeve mes indeksesh të përbërë. Në pjesën dërrmuese, literatura merret me çmime individuale sikurse lënda djegëse, produktet ushqimore dhe bujqësore. Analiza kërkimore në të ardhmen duhet të ketë një natyrë më mikro duke qenë në këtë mënyrë më e besueshme dhe e paanshme.

Gjithashtu, ndryshe nga indeksi i vlerës njësi që përfshin gjithë kategoritë e importit të mallrave, indeksi i çmimeve të importit përfshin indekset individuale të industrisë (nxjerrëse dhe përpunuese), prodhimit të energjisë dhe furnizimit me ujë. Të marrë së bashku, këta sektorë blejnë 27% të totalit të konsumit të ndërmjetëm dhe 30% të totalit të konsumit të ndërmjetëm me natyrë mallra (Instat). Sektori i shërbimeve (me përjashtim të tregtisë) dhe bujqësia zënë vetëm pjesë të vogla në totalin e konsumit të ndërmjetëm të blerë dhe mospërfshirja e tyre në analizë nuk ndikon shumë në rezultate. Nga ana tjetër, sektori i ndërtimit ka një peshë të konsiderueshme në totalin e konsumit të ndërmjetëm dhe përfshirja e tij në analiza të mëtejshme është tepër e rëndësishme. Por ndryshe nga sektorë të përfshirë në IÇP me shpërndarje të gjerë të konsumit të ndërmjetëm të blerë, sektori i ndërtimit shfaq përqendrim të lartë në inputet për të cilat ka nevojë (kryesisht jometale dhe lëndë djegëse). Si rrjedhojë, nevojitet llogaritja dhe përfshirja në analizë e indekseve më specifike të importit. Gjithashtu, ndërlidhja e çmimeve të prodhimit me ato të konsumit ka

nevojë për modifikime në një prej ndryshoreve.

Në linjë me nevojën për një analizë në nivel më tepër mikro, analiza ekonometrike duhet të bashkërendohet me përjasje me natyrë kontabël sipas Matricave të Kontabilitetit Social (tabelat e burimeve, përdorimeve dhe input-output). Këto statistika janë ende në fazat e para të zhvillimit dhe janë të disponueshme vetëm në nivel nominal. Në të ardhmen, prania e të dhënave në vlera reale dhe në natyrë jokonkurruese do të lejonte krijimin e një strukture më të plotë dhe më të besueshme në identifikimin e impakteve të çmimeve të importit mbi ato të prodhimit dhe mbi çmimet e kërkesës përfundimtare. Kjo do të lejonte një njohje më të gjerë të strukturës së kostos dhe komponentëve përkatës (nëse të dhëna për anën e të ardhurave do të jenë gjithashtu të disponueshme). Ngurtësitë dhe asimetritë e çmimeve do të ishin më të thjeshta për t'u identifikuar dhe interpretuar.

Përsa i përket implikimeve të politikave korigjuese, ekzistenca e këtij kanali transmetimi dëshmon për nevojën e monitorimit të çmimeve të prodhimit dhe përfshirjes së tyre në analizën e kostove dhe inflacionit të përgjithshëm. Sigurisht, kjo nuk nënkupton një targetim të çmimeve të prodhimit. Megjithatë, meqë kostot përbëjnë një kanal transmetimi me natyrë afatshkurtër tek inflacioni, është e nevojshme që ato të modelohen dhe efektet e tyre të maten në formë të saktë. Llogaritjet e gabuara mund të bëjnë që një pjesë e efektit të kostos t'i bashkangjitet në mënyrë të pavullnetshme ndryshoreve të tjera (p.sh. hendekut të prodhimit ose pritshmërive), duke sugjeruar për një ndërhyrje korigjuese të pasaktë. Gjithashtu, kanali i tërthortë i transmetimit të çmimeve të importit merr rëndësi në përcaktimin e saktë të ndikimit të huaj dhe përcimit të tij te çmimet vendase.

BIBLIOGRAFI

- Aguiar, D., & Santana, J. (2002). *Asymmetry in farm to retail price transmission: evidence from Brazil*. *Agribusiness*, 18, 37-48.
- Bacon, R. (1991). *Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes*. *Energy Economics*, 13, 211-218.
- Bunte, F., & Zachariasse, V. (February 2003). *How are farmers faring in the changing balance of power along the food chain? Conference on Changing Dimensions of the Food Economy*. Netherlands.
- Capps, J. O. (1993). *Use of supermarket scan data in demand analysis*. *Food Demand and Consumption Behavior Regional Committee Working Paper n. s21693capp01*.
- Celiku, E. (2003). *Kontributi i inflacionit të mallrave të tregtueshëm dhe të patregtueshëm në inflacionin total: rasti i Shqipërisë*. *Bank of Albania Discussion Material*, no. 1(12)03.
- Chavas, J., & Mehta, A. (2004). *Price dynamics in a vertical sector: the case of butter*. *American Journal of Agricultural Economics*, 86, 1078-1093.
- Contin, I., Correlj, A., & Palacios, M. (2004). *Competition and price asymmetry in the Spanish retail gasoline market*. *EARIE*.
- Duffy-Deno, K. (1996). *Retail price asymmetries in local gasoline markets*. *Energy Economics*, 18, 81-92.
- Frey, G., & Manera, M. (2005). *Econometric models of asymmetric price transmission*. *Fondazione Eni Enrico Mattei Nota di Lavoro 100.2005*.
- Goodwin, B., & Holt, M. (1999). *Price transmission and asymmetric adjustment in the US beef market*. *American Journal of Agricultural Economics*, 81, 630-637.
- Goodwing, B., & Serra, T. (2003). *Price transmission and asymmetric adjustment in the Spanish diary sector*. *Applied Economics*, 35, 1889-1899.
- Grasso, M., & Manera, M. (2005). *Asymmetric error correction models for the oil gasoline price relationship*. *Fondazione Eni Enrico Mattei Working Paper(75)*.
- Johnson, R. (2002). *Search costs, lags and prices at the pump*. *Review of Industrial Organization*, 20, 33-50.
- Kinnucan, H., & Foker, O. (1987). *Asymmetry in farm to retail price transmission for major dairy products*. *American Journal of Agricultural Economics(69)*, 285-292.
- Kirchgassner, H., & Kubler, K. (1992). *Symmetric or asymmetric price adjustments in the oil market: an empirical analysis of the relations between international and domestic prices in the Federal Republic of Germany, 1972-89*. *Energy Economics*, 69, 171-185.
- Krivosos, E. (2004). *The impact of coffee market reforms on producer prices and price transmission*. *The World Bank Policy Research Working Paper Series*.
- Luoma, A., Luoto, J., & Taipale, M. (2004). *Threshold cointegration and asymmetric price transmission in Finnish beef and pork markets*. *Pellervo Economic Research Institute Working Papers*, N. 70.
- MacCarthy, J. (2000). *Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies*. *Federal Reserve Bank of New York*.

Manning, D. (1991). *Petrol prices, oil price rises and oil price falls: some evidence for the UK since 1972*. *Applied Economics*, 23, 1535-1541.

Miller, D., & Hayenga, M. (2001). *Price cycles and asymmetric price transmission in the US pork market*. *American Journal of Agricultural Economics*, 83, 551-562.

Moharty, S., Peterson, E., & Kruse, N. (1995). *Price asymmetry in the international wheat market*. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 83, 551-562.

Powers, N. (1995). *Sticky short run prices and vertical pricing: evidence from the market for iceberg lettuce*. *Agribusiness*, 11, 55-75.

Radchenko, S. (2005). *Oil price volatility and the asymmetric response of gasoline prices to oil price increases and decreases*. *Energy Economics*, 27, 708-730.

Rumankova, L. (2014). *Asymmetry in price transmission of the Czech wheat agri-food chain*. *Agris on-line Papers in Economics and Informatics*, 6(1).

Salas, J. (2002). *Asymmetric price adjustments in a deregulated gasoline market*. *Philippine Review of Economic*, 39, 38-71.

Skufi, L., & Cela, E. (2013). *Imported inflation of consumer goods and its contribution on the national inflation*. 7th South-Eastern European Economic Research Workshop, December 2013.

Shin, D. (1994). *Do product prices respond symmetrically to changes in crude oil prices?* *OPEC Review*, Summer.

Tanku, A., Vika, I., & Gjermani, M. (2007). *The role of exchange rate in an IT framework: What do we do?* *Bank of Albania Discussion Paper*, ISBN 978-99956-42-15-0.

Vika, I., Skufi, L., Abazaj, E., & Cela, E. (2015). *Re-estimation of the Macroeconometric Model of Albania, MEAM, 2014*. *Workshop on doing publishable research, SECO and Bank of Albania*. Tirana.

von Cramon-Taubadel, S., & Meyer, J. (2004). *Asymmetric price transmission: a survey*. *Journal of Agricultural Economics*, 50, 581-611.

Willett, L., Hansmire, M., & Bernard, J. (1997). *Asymmetric price response behaviour of red delicious apples*. *Agribusiness*, 13, 649-658.

Zhang, P., Fletcher, S., & Carley, D. (1995). *Peanut orrice transmission asymmetry in peanut butter*. *Agribusiness*, 11, 13-20.

AKUMULIMI I REZERVAVE VALUTORE: NJË STUDIM I ZGJERUAR NËPËRMJET MOTIVEVE TË FRYMËZUARA NGA RREZIKU

Gerti Shijaku dhe Elona Dushku¹, Departamenti i Kërkimeve, Banka e Shqipërisë, (2017).

ABSTRAKT

Ky material shqyrton kërkesën për mbajtje të rezervës valutore për ekonominë e vogël të hapur shqiptare. Modeli është vlerësuar sipas metodës së Mekanizmit të Vektorit të Korrigjimit të Gabimit. Rezultatet dëshmojnë se akumulimi i rezervës është më i ndjeshëm ndaj motiveve parandaluese sesa atyre merkantiliste. Rezultate të tjera rikonfirmojnë që modelet aktuale të llogarisë dhe zbalancimet fiskale janë forcat shtytëse kryesore për mbajtjen e rezervës. Përkundrazi, rezerva u gjet përsëri më pak e ndjeshme ndaj kostos së oportunitetit dhe motiveve merkantiliste.

Fjalë kyçe: Mbajtjet e rezervës valutore, hapja tregtare, lëvizje afatshkurtra të kapitalit, MVKG.

Klasifikimi JEL: C52, F32,

I. HYRJE

Akumulimi i rezervave valutore ka qenë pjesë integrale e politikës monetare në Shqipëri ndaj qasjes së bilancit të pagesave, i përcaktuar si një nivel bazë i mjaftueshëm për të mbuluar katër muaj importe. Gjatë dy dekadave të fundit, niveli i mbajtur nga autoriteti monetar në Shqipëri ka plotësuar këtë normë gjatë gjithë periudhave, madje edhe e ka tejkaluar. Megjithatë, në vitet e fundit, ky nivel është akoma më i lartë se ai i rregullave të tjerë të pranuar të shprehur si raport i stokut të parasë së ndërmjetme dhe/ose prodhimit kombëtar. Gjatë kësaj kohe, stoku i tyre ndaj Prodhimit të Brendshëm Bruto (PBB) u rrit nga vetëm 13% në fillim të viteve 2000 te gati 20% - 21% gjatë periudhës 2010-2013. Përveç kësaj, në dekadën e fundit, Banka e Shqipërisë ka mbledhur një stok që mbulon mesatarisht rreth 145% të borxhit total afatshkurtër [privat dhe publik (i jashtëm)]. Kjo normë ishte rreth 110% në vitin 2012. Megjithatë, stoku aktual tejkalon më tepër se katër herë parimin e Guidotti-Greenspan² për sa i përket motiveve parandaluese të mbulimit të jashtëm të borxhit afatshkurtër.

¹ *Departamenti i Kërkimeve, Banka e Shqipërisë

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

² *Shih gjithashtu Greenspan, A., (1999).*

Për më tepër, gjatë viteve, por mbi të gjitha në të ardhmen, stoku i rezervave përballon një sfidë të pesëfishtë³. E para, nën regjimin e inflacionit të shënjestruar dhe regjimit fleksibël të kursit të këmbimit, strategjia e politikës monetare është të pasqyrojë vazhdimisht e më tepër përjasjen e Friedman-it, megjithëse paraja vazhdon të luajë një rol thelbësor në periudhën afatgjatë. E dyta, kohët e fundit politika operationale ka lëvizur nga qarkullimi i parasë së shënjestruar te normat e interesit afatshkurtra të shënjestruara. E treta, Shqipëria nuk ka përfutur investime të huaja të mëdha si vendet e tjera në tranzicion, por ajo është potencialisht tërheqëse dhe një oportunitet i madh për investimet në tregun e kapitaleve. E katërta, në rastin e Shqipërisë, rritja e stokut të rezervave mund të tejkalojë motivet parandaluese dhe të krijojë më tepër fitime të humbura, sepse akumulimi i tyre ka një kosto oportuniteti. Për më tepër, shumë materiale kërkimore⁴ theksojnë faktin që kërkesa për rezerva është gjithashtu e ndjeshme ndaj zhvillimeve në llogarinë kapitale, sidomos ndaj episodeve të ndalimit të papritur të flukseve të kapitalit. Në një punim të kohëve të fundit, Shijaku (2013) mbështet pikëpamjen se Shqipëria ka përjetuar episode të tilla, por ato kanë qenë më të shpeshta pas Krizës Financiare Globale (KFG). Prandaj, akumulimi i tepërt i rezervave valutore natyrisht krijon pyetje nëse nivelet aktuale mund të justifikohen nga këndvështrimi ekonomik dhe i treguesve të frymëzuar nga rreziku.

Në përgjithësi, dinamika e akumulimit të rezervave përfaqëson një sfidë teorike dhe empirike, por ka ende pak konsensus dhe vetëm sukses modest në të dyja frontet. Shumica e kërkimeve mbi mbulimin e rezervave gjer tani është përqendruar mbi motivet parandaluese. Në kontekstin shqiptar, kërkimet mbi rezervën kanë tërhequr vëmendje vetëm kohët e fundit. Një material i mëparshëm nga Shijaku (2012a), duke përdorur modelin e stokut amortizues të Frenkel dhe Jovanovic (1981), e ka interpretuar motivimin parandalues të akumulimit të rezervave si qendror në atë specifikim nën aspektin e literaturës teorike të nevojave të bilancit të pagesave. Prandaj, ky material në fillim zgjeron horizontin kohor të punimit empirik të Shijakut (2012a). E dyta, përfshin një seri më të gjerë të kushteve makroekonomike, përkatësisht zhvillimet në llogarinë korrente dhe kapitale, madhësinë ekonomike, rrezikut sovran, koston oportune dhe disekuilibrit të parasë. E treta, ne vlerësojmë kërkesën për rezerva valutore nëpërmjet teknikave të Mekanizmit të Vektorit të Korrigjimit të Gabimit (MVKG) duke përdorur të dhëna tremujore.

Rezultatet paraqesin evidenca mbështetëse që akumulimi i rezervave është më i ndjeshëm ndaj motiveve parandaluese sesa ndaj atyre merkantiliste. Rezultate të tjera konfirmojnë që zhvillimet në llogarinë korrente dhe zbalancimet fiskale janë forcat shtytëse kryesore pas mbajtjes së rezervës. Në të kundërt, rezerva u gjet përsëri më pak e ndjeshme ndaj koston oportune.

Pjesa tjetër e këtij materiali është organizuar si më poshtë. Seksioni 2 prezanton metodologjinë dhe të dhënat. Seksioni 3 përmbledh rezultatet. Materiali përfundon në seksionin 4.

³ Shijaku, (2012).

⁴ Calvo et. al. (2004, 2008), Cavallo dhe Frankel (2008), Jeanne dhe Rancière (2006).

II. METODOLOGJIA DHE TË DHËNAT

A. SPECIFIKAT E MODELIT

Pjesa më e madhe e studimeve⁵ argumentojnë se çështjet e kërkesës së rezervave valutore përkojnë më drejtpërdrejt me nevojat e bilancit të pagesave. Në këtë kuptim, mbajtja e rezervave shihen si një komponent kryesor për të garantuar dhe ndjekur objektivat e politikës së brendshme përballë goditjeve të përkohshme të sektorit të jashtëm. Në të kundërt, studime të tjera⁶ deklarojnë që kërkesa për rezerva është e ndërlidhur me një koncept më të gjerë se përkufizimi i përcaktuar i aktiveve të rezervave në bilancin e pagesave. Prandaj, sugjerojnë vlerësimin e nivelit të mjaftueshmërisë, duke hedhur dritë mbi rëndësinë relative të treguesve të tjerë. FMN (2003), identifikon pesë kategori treguesish, përkatësisht: madhësia ekonomike; fleksibiliteti i kursit të këmbimit; kostoja oportune; dhe dobësia e llogarisë korrente dhe kapitale. Nëpërmjet këtij materiali, vlerësohet kërkesa për rezerva duke pasur parasysh motivin për mbajtjen e tyre. Ne ndjekim metodologjinë e Sehgal dhe Sharma (2008)⁷ dhe hetojmë kërkesën për rezerva në rastin e Shqipërisë duke përdorur teknikën e MVKG-së, për periudhën T1 1998 – T4 2012, si vijon:

$$\Delta X_{it} = \beta_0 + \alpha_i \left(X_{it-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i X_{it-1} \right) + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_j \Delta X_{it-1} + \beta_j Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Ku, Δ është operatori i diferencës, β_0 është një vektor i kushteve konstante, dhe β_i janë matricat e koeficienteve që matin efektin e mbetur afatgjatë dhe afatshkurtër të treguesve mbi njëri-tjetrin, α_i është parametri i shpejtësisë së përshtatjes drejt ekuilibrit, $\varepsilon_t = [\varepsilon_{st}, \varepsilon_{bt}]$ është vektori i kushteve të gabimit dhe $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$; X_{it} is është vektori i treguesve x të vëzhgueshme endogjene të përdorura për të shpjeguar kërkesën e rezervave si për shembull hapja tregtare, aktiviteti ekonomik, niveli i peshës së borxhit dhe kostoja oportune të mbajtjes së rezervave nga autoriteti monetar; Z_{it} është një seri treguesish ekzogjen si për shembull luhatshmëria në Investimet e Huaja Direkte (IHD) dhe disekuilibri i tregut të parasë.

Treguesi i hapjes tregtare nuk duket i paarsyeshëm për një vend ku bilanci i pagesave dominohet kryesisht nga llogaria korrente. Tradicionalisht, ky tregues ka qenë i bazuar në perspektivën e importeve. Por, në modelin tonë, ky tregues është zgjeruar dhe përfshin edhe nivelin e eksporteve. Nga perspektiva e llogarisë korrente, eksportet janë të rëndësishme, sepse prodhojnë të ardhura në valutë që, më vonë, përdoren për të financuar importet [Steiner,

⁵ Frenkel dhe Jovanovic (1981), Aizenman dhe Marion, (2002), Calvo (1998), Prabheesh, et al., (2007), Bernard (2011).

⁶ Edwards (1985), Ramachandran (2004), Jeanne and Rancière, (2006), Ramachandran (2006), Gonçalves (2007), Jeanne dhe Rancière (2006), Obstfeld, Shambaugh and Taylor (2008), Prabheesh (2009), Moghadam, Ostry dhe Sheehy (2011).

⁷ Materiali konsideron një seri variablash të shkallëzuar për motivet e transaksioneve, ato parandaluese, ato tregtare, dhe komponentët e ndjeshëm të llogarisë së kapitalit, përkatësisht PBB-ja tremujore, prirja mesatare drejt importit, eksportit, borxhit të jashtëm afatshkurtër, flukseve hyrëse të kapitalit dhe kostove të oportunitetit të mbajtjes së rezervave.

(2009)]. Prandaj, përfshirja e tyre lejon konsiderimin plotësisht të zhvillimeve në llogarinë korrente⁸. Duke ndjekur Frenkel dhe Jovanovic (1981), pritet që mbajtjet e rezervave do të rriten në lidhje me hapjen tregtare dhe nivelin në rritje të pagesave të transaksioneve të huaja me vlerë monetare. Në mënyrë të ngjashme, pritet që rezerva do të rritet në lidhje me madhësinë ekonomike. Nga ana tjetër, rezervat në përgjithësi janë të ekspozuara ndaj kostos oportune, të shprehura nëpërmjet fitimeve të humbura. Një kosto oportune më e lartë pritet të çojë në ulje të stokut të rezervave, sepse investimet alternative bëhen në krahasim më pak tërheqëse⁹.

Shumë studime marrin parasysh rrezikun sovran të një vendi për të vlerësuar nivelin e përshtatshmërisë së mbajtjeve të rezervave. Ngushtësisht e lidhur me rregullin Guidotti-Greenspan, thuhet që borxhi i jashtëm afatshkurtër është një burim i rëndësishëm i lidhjes së dobësive me krizat dhe rrezikun sovran, dhe si i tillë ka një rol kyç në çdo vlerësim të përshtatshmërisë të rezervave¹⁰. Por, për arsye të të dhënave të kufizuara¹¹, ne konsideruam tre treguesit e tjerë, përkatësisht: niveli i stokut të borxhit total, të brendshëm dhe atij të jashtëm. Si pasojë, që të tre komponentët përdoren të ndarë në këtë model. Vlera më të mëdha të këtyre treguesve tregon për një probabilitet më të lartë rreziku të likuiditetit; si pasojë, në rastin e motivit parandalues të mbajtjeve të rezervave, shenja e koeficientit duhet të jetë pozitive [Sehgal dhe Sharma, (2008)].

Duke ndjekur studime empirike të tjera¹², ne testojmë edhe përjasjen monetare të modelit¹³. Por, tre çështje specifike dalin në pah. E para, bazuar mbi Calvo (1996), dobësia e Shqipërisë ndaj krizës matet nga madhësia e ofertës monetare të saj, meqenëse është kufiri i sipërm natyral i shtrirjes së tërheqjes së mundshme të aktiveve. E dyta, sipas Badinger (2004), efekti i disekuilibrit të parasë ka të ngjarë të ndikojë vetëm në afatin e shkurtër. E treta, duke iu referuar strategjisë së politikës monetare të Bankës së Shqipërisë, stoku i rezervave është administruar sipas strategjisë së Përjasjes Monetare të Bilancit të Pagesave kryer në dritën e marrëveshjeve të FMN-së. Paraja ka dhe do të vazhdojë të luajë një rol indikativ të rëndësishëm mbi politikën monetare në periudhën afatgjatë, por parashikimet dhe pritjet e inflacionit tashmë kanë një rol kryesor në përcaktimin e politikave afatshkurtra dhe afatmesme¹⁴. Prandaj, bazuar në Sehgal dhe Sharma (2008), ne kemi përfshirë treguesin e disekuilibrit të parasë së gjerë, M3, si një tregues ekzogjen. Një tjetër tregues ekzogjen në analizë të shkurtër është luhatshmëria e flukseve hyrëse të kapitalit të huaj.

⁸ Obstfeld, et. al. (2008) përdorte këtë variabël për arsye të qëndrueshmërisë së tij si një variabël shpjeguese në studime empirike të tjera.

⁹ Frenkel dhe Jovanovic (1981) dhe Ben-Bassa dhe Gottlieb, (1992).

¹⁰ Shih: Furman dhe Stiglitz, (1998), Radelet dhe Sachs (1998), Sehgal dhe Sharma (2008).

¹¹ Një problem me BJAASH është që periudha e kohës për të cilën të dhënat janë në dispozicion është vitore dhe fillojnë nga 2006.

¹² Shih: Edwards, (1984), Elbadawi (1990) dhe Badinger (2004).

¹³ Teorikisht, oferta e tepërt e parasë mund të ndikojë mbi flukset e rezervës. Sipas Edwards (1984), kjo përjasje sugjeron që dezekuilibri në bilancin e pagesave të një vendi është drejtpërdrejt i ndërlidhur me dezekuilibrin në tregun e brendshëm të parasë të atij vendi. Në rast teprice të kërkesës për para, duhet të kënaqet me një shtim të mbajtjeve valutore të bankës qendrore të vendit.

¹⁴ Shih Dokumentin e Politikës Monetare të Bankës së Shqipërisë dhe Shijaku (2012).

Në përputhje me rrethanat¹⁵, flukset hyrëse të kapitalit janë të luhatshme në natyrë dhe fluksi mund të përmbysset në çdo çast që do të kishte nevojë për mbështetjen e rezervave, përndryshe ekonomia mund të ballafaqohet me një krizë financiare serioze. Ne e kemi akomoduar këtë tregues në funksionin e kërkesës duke përfshirë vlerësimin EGARCH për luhatshmërinë e flukseve të investimeve të huaja direkte, IHD. Presim një shenjë pozitive për të dy koeficientët e këtyre treguesve.

B. TË DHËNAT

Në modelin tonë të caktuar të regresionit të rezervës, treguesi i varur, R, përfaqëson nivelin e stokut total të mbajtjes së rezervave, duke përjashtuar vlerën e stokut të arit. Të dhënat mbi indeksin e hapjes tregtare, BT, përfaqësojnë shumën e totalit të importeve plus eksporteve të mallrave dhe shërbimeve ndaj PBB-së. PBB përfaqëson informacionin mbi Prodhimin e Brendshëm Bruto. BORXHI përfaqëson normën e nivelit të stokut të borxhit publik ndaj PBB-së. Treguesi i vlerësuar i kostos oportune, KOSTO, shpreh ndryshimin ndërmjet normës e kthimit të mesatares të ponderuar të bonove me 3, 6 dhe 12 muaj dhe Eurobondeve 10-vjeçar ndaj rendimentit të rezerva të investuara matur nëpërmjet indeksit të emisionit gjerman 1-3 vjeçar. Për sa i përket të dhënave të tjera, M3 përfaqëson mbetjet e kërkesës afatgjatë të ekuilibruar të parasë të vlerësuar nga Shijaku (2012) dhe IHD është një indeks i vlerësuar luhatshmërie EGARCH për Investimet e Huaja Direkte. Të dhënat, përveç KOSTO-s, hyjnë në specifikimet e modelit në formë logaritmike. Të dhënat mbi PBB-në tremujore merren nga Instituti i Statistikave (INSTAT) dhe ato mbi Borxhin nga Ministria e Financës. Të dhëna mbi Eurobondet merren nga faqja zyrtare e Bankës Qendrore Evropiane (BQE). Të tjerat merren nga Banka e Shqipërisë.

III. REZULTATET

Ky seksion paraqet rezultatet empirike kryesore mbi treguesit e përdorur për të përcaktuar faktorët kryesorë të mbajtjes së rezervave valutore në rastin e Shqipërisë. E para, rezultati i testit të njësisë rrënjë (ADF dhe PP) (raportuar në Tabelën 2 në Shtojcë) japin prova në mbështetje të zgjedhjes sonë për të përdorur përfaqësimin MVKG-së si teknikë vlerësimi. E dyta, përfaqësimi i MVKG-së konsideron një model specifikimi me 3 vonesa kohore të bazuar mbi rezultatet e stabilitetit dhe testit LM për korrelacion serial për një model me 4 vonesa kohe sipas qasjes të Vektorëve Autoregresivë (VAR). Rezultatet JCT (tabela 3 në Shtojcë, bazuar mbi një konstante të pakufizuar dhe trend linear të treguesit, por jo në raportin e ko-integrimit, tregon që ka një vektor ko-integrimit të pranishëm në modelin e specifikuar.

¹⁵ *Sehgal dhe Sharma, (2008).*

Rezultatet empirike të përcaktuesve kryesorë të kërkesës për rezerva valutore (R) jepen në Tabelën 7¹⁶. E para, modeli [1] raporton rezultatet e modelit të specifikuar të përcaktuar në Ekuacionin (1)¹⁷. Ekuacioni ko-integruer i normalizuar tregon që vlerat statistike standarde në kllapa dëshmojnë se treguesit shpjegues janë të rëndësishëm në nivelin 1%, përveç KOSTO-s. Prandaj, KOSTO përdoret si një tregues ekzogjen duke e përjashtuar atë nga marrëdhënia afatgjatë. Rezultatet raportohen në Tabelën 7 (Modeli [2]). Testet e diagnostikimit (tabela 4 – 6 në Shtojcë) në të dyja rastet nuk tregojnë prova të korrelacionit serial, heteroskedasticitet dhe shpërndarjes jo-normale të gabimeve VAR, ndërsa testi i stabilitetit u kalua me sukses.

Për sa i përket rezultatit të modelit tonë kryesor të specifikuar, ato tregojnë që të gjithë koeficientet e treguesve shpjegues kanë shenjat e pritur teorikisht. E para, si në rastin e Shijakut (2012a), BT vazhdon të ketë një ndikimin më të madh në kërkesën për rezervë në ekuilibrin afatgjatë. Madhësia e koeficientit tregon që 1 rritje me rreth 1 pikë përqindje në hapjen tregtare rezulton në më pak se 0.39 pikë përqindje rritje të stokut të rezervave. Kjo është në përputhje me rolin në rritje të motivit të vetë-sigurimit dhe parandalimit të mbajtjes së rezervave kundrejt deficitit të llogarisë korrente në Shqipëri gjatë periudhës kampion. Ky përfundim është i njëjtë edhe me vlerësimet empirike të tjera për ekonomi në tranzicion dhe në zhvillim¹⁸, ku dinamika e llogarisë korrente përbën faktorin kryesor ndikues mbi lëvizjet dhe akumulimin e rezervave. Në mënyrë të ngjashme, instrumentet fiskale janë pozitivisht të ndërlidhura me stokun e rezervave. Por, përveç borxhit total (BORXHI), treguesit¹⁹ e tjerë janë gjetur që janë statistikisht të parëndësishëm. Ky ndikim vlerësohet të jetë rreth 0.32 pikë përqindje për çdo 1 pikë përqindje rritje të normës së borxhit total ndaj PBB-së, që nënkupton që Banka e Shqipërisë ka marrë seriozisht 'rrezikun e likuiditetit' dhe ka përshtatur stokun e tyre në përputhje me madhësinë totale të rrezikut sovran. Rezultate të tilla përforcojnë edhe argumentin e vetë-sigurimit dhe motiveve parandaluese të mbajtjeve të rezervave. Gjithashtu, si një tregues i të ardhurave, masa e PBB-së ka një raport pozitiv me stokun e rezervave. Ky rezultat është në përputhje me supozimet teorike, meqenëse sa më shumë rriten të ardhurat, aq më tepër rezerva valutore nevojiten. Rezerva do të përgjigjej me rreth 0.16 pikë përqindje rritje për çdo 1 pikë përqindje rritje të madhësisë ekonomike. Kosto oportune (KOSTO) hyn në vektorin e ko-integruar të pakufizuar në mënyrë të parëndësishme. Ndikimi i saj u gjend relativisht i ulët në krahasim me variablat e tjerë.

Për më tepër, rezultatet e treguesve ekzogjen janë të përzier. Masa e luhatshmërisë të flukseve hyrëse të kapitalit (IHD) u gjend të kishte një koeficient negativ të vogël dhe statistikisht së parëndësishëm. Një supozim paraprak mund të jetë që Banka e Shqipërisë i dedikon më tepër vëmendje zhvillimeve të llogarisë korrente sesa atyre të llogarisë E. Në mënyrë të ngjashme me Shijaku

¹⁶ Më tutje, bazuar mbi test të përbashkëta ekzogjeniteti të dobët LR-test mbi α -koeficiente të parëndësishëm, raportojmë elasticitetin e një modeli më kursimtar.

¹⁷ Ndërkohë, bazuar mbi Sørensen, Ibáñez dhe Rossi (2009), Johansen (1991, 1992, 1995) dhe Juselius (2003), LR-testi i kufizimeve dhe p-vlera, hodhi poshtë hipotezën zero mbi karakteristikat stacionare I(0) të OC-së.

¹⁸ Shih Prabheesh (2007), Sehgal dhe Sharma (2008) dhe Frenkel dhe Jovanovic (1981).

¹⁹ Përkatesisht stoku i borxhit të brendshëm, të jashtëm dhe i borxhit të jashtëm afatshkurtër.

(2012a) kjo mund të konfirmojë strategjinë jo-merkantiliste të administrimit të rezervave të Bankës së Shqipërisë. Treguesi i disekuilibrit të parasë (M3) ka shenjë pozitive të pranuar dhe është statistiki i rëndësishëm²⁰. Kërkesa e tepërt për (oferta për) para çon në një shtim të rezervave me një elasticitet me 0.35. Nga këndvështrimi monetar, bazuar në Sehgal dhe Sharma (2008), ky rezultat tregon për dy përgjigje kryesore. E para, autoriteti monetar nuk merr masa për të korrigjuar disekuilibrin e tregut të parasë duke ndryshuar normën e interesit dhe kreditin e brendshëm. E dyta, autoriteti monetar ia lë korrigjimin tërësisht në dorë forcave të tregut për arritjen e nivelit ekuilibër.

Rezultatet e tjera tregojnë që trendi i koeficientit të kohës është statistiki i rëndësishëm dhe ka shenjë e pritur pozitive. Ky fakt, si në Shijaku (2012a), rikonfirmon që në kohë, përmirësime të mëtejshme të aftësive të investimit dhe administrimit, shpejt ose vonë do të çojnë në mbajtje më të lartë të rezervave. Masa fiktive për të dhënë llogari për efektin post-krizë financiar dhe ekonomik ka një shenjë të vogël pozitive dhe është i rëndësishëm te 5%. Por, ky ndikim duhet parë me kujdes. Shohim gjithashtu një nivel relativisht më të lartë, por prapë një ndikim i vogël pozitiv, i rëndësishëm në 10%, kur në dallim u përdor një tregues alternativ binar për të kapur efektet e liberalizimit të llogarisë kapitale. Megjithatë, të dyja këto rezultate theksojnë më tepër motivin parandalues të mbajtjes së rezervave. Për më tepër, koeficienti i ripërshtatjes (MKG) ka shenjë negative dhe është i rëndësishëm në 1%. Megjithatë, madhësia është më e madhe se koeficienti i raportuar nga Shijaku, (2012a). Nga njëra anë, kjo mund të jetë pasojë e disponueshmërisë më të madhe të të dhënave në kohë reale, duke pasur parasysh që vlerësimi empirik bazohet mbi të dhëna tremujore. Nga ana tjetër, mund të jetë shenjë e një strategjie administrimi të rezervave relativisht më aktive, për arsye të rritjes së pasigurive nga KFG-ja. Ndërkohë, bazuar në Prabheesh, et. al. (2007), kjo është provë që kthimi në ekuilibër do të ketë relativisht më pak nevojë për rezerva për të financuar nevojat e bilancit të pagesave.

IV. PËRFUNDIME

Autoriteti monetar ka akumuluar rezerva valutore bazuar në qasjen e politikës monetare në bilancin e pagesave. Gjatë viteve, niveli i stokut ka qenë relativisht më i lartë sesa kriteri i mbulimit të katër muajve importe. Kohët e fundit, ai ka tejkaluar nivelet e tjera në lidhje me prodhimin kombëtar, stokun e parasë dhe parimin e Guidotti-Greenspan. Për këto arsye, ky material analizon empirikisht përcaktuesit kryesorë të kërkesës për mbajtje të rezervave valutore në rastin e Shqipërisë. Modeli vlerësohet duke përdorur teknikën MVKG-së. Përbëhet nga një kampion i periudhës 1998 - 2012.

Rezultatet konfirmojnë gjetjet e mëparshme që mbështesin supozimin teorik që kërkesa për akumulimin e rezervave valutore është në një raport kointegrimi afatgjatë ndërmjet nivelit të tyre dhe treguesve shpjegues të konsideruar në

²⁰ Gjithashtu vlerësuam treguesit e tregut të parasë [oferta e parasë (M3) ose e parasë së ndërmjetme (M2)] si variabla endogjenë. Por, të dy koeficientet u gjetën të ishin statistiki i rëndësishëm, edhe me një shenjë pozitive.

këtë model. Rezultate të tjera japin prova mbështetëse që zhvillimet aktuale në llogarinë korrente vijojnë të përmbajnë një faktor të rëndësishëm dhe janë forca kryesore që ndikon në lëvizjen dhe akumulimin e rezervave. Duke pasur parasysh efektin e treguesve fiskalë, zbulimet konfirmojnë motivet parandaluese për akumulimin e rezervave përballë deficitit të vazhdueshëm të llogarisë korrente dhe peshës së borxhit në rritje. Rezerva prapë u gjet më pak e ndjeshme në lidhje me koston oportune dhe motivet merkantiliste, por një koeficient ripërshtatjeje më i lartë nënkupton një strategji administrimi të rezervave më aktive, përballë pasigurive në rritje si pasojë e KFG-së.

REFERENCAT

Aizenman, J. dhe M. Nancy, (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;

Badinger, H., (2002), "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, No. (1), pp. 39-55;

Ben-Bassat, A., dhe D. Gottlieb, (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;

Bernard, K. M., (2011), "International Reserve Adequacy in Central America", IMF, Western Hemisphere Department, IMF Working Paper WP/11/144;

Calvo, G., (1996), "Capital Flows and Macroeconomic Management", *International Journal of Finance and Economics*, Issue 3 (July), pp: 207-23;

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

Calvo, G. A., A. Izquierdo dhe L. F. Mejia (2004), "On the empirics of sudden stops: The relevance of balance-sheet effects", NBER Working Paper 10520, (May, 2004);

Calvo, G. A., A. Izquierdo dhe L. F. Mejia (2008), "Systemic sudden stops: The relevance of balance-sheet effects and financial integration", NBER Working Paper 14026, (May, 2008);

Cavallo, E. A., dhe J. A. Frankel (2008), "Does openness to trade make countries more vulnerable to sudden stops, or less? Using gravity to establish causality", *National Bureau of Economic Research Working Paper Series No. 10957*;

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

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*;

Frenkel, J., dhe B. Jovanovic, (1981), "Optimal international reserves: a stochastic framework", *Economic Journal*, Vol: 91 (June), pp: 507-514;

Gonçalves, F. M., (2007), "The Optimal Level of Foreign Reserves in Financially Dollarized Economies: The Case of Uruguay", IMF, Western Hemisphere Department, IMF Working Paper WP/07/265;

Greenspan, A., (1999), "Currency reserves and debt", *Remarks before the World Bank Conference on Recent trends in reserves management*, Washington, D. C., (April 29);
International Monetary Fund, (2003), "Are Foreign Exchange Reserves in Asia too high?", Chapter II, *World Economic Outlook*, September 2003: pp: 78-92;

Jeanne, O., dhe R. Rancière, (2006), "The optimal level of International reserve for emerging market countries: formulas and applications", IMF, Research Department, IMF Working Paper 06/229;

Jeanne, O., dhe R. Ranciere, (2009), "The optimal level of international reserves for emerging market countries: a new formula and some applications", IMF, Research Department, IMF Working Paper 06/98;

Johansen, S., (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol. 59, pp: 1551-1580;

Johansen, S., (1992), "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-equation Analysis", *Journal of Econometrics*, Vol. 52, pp: 389-402;

Johansen, S., (1995), "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models", Oxford University Press, Oxford;

Juselius, K., (2003), "The Cointegrated VAR Model: Econometric Methodology and Macroeconomic Applications", University of Copenhagen, July, 20th;

Moghadam, R., J. D. Ostry, and R. Sheehy, (2011), "Assessing Reserve Adequacy", International Monetary Fund, Monetary and Capital Markets, Research, and Strategy, Policy, and Review Departments;

Obstfeld, M., J. C. Shambaugh, A. M. Taylor, (2008), "Financial stability, the trilemma and international reserves", NBER Working Paper Series, Working Paper 14217;

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;

Prabheesh, K. P., D. Malathy dhe R. Madhumathi, (2007), "Demand for foreign exchange reserves in India: a co-integration approach", MPRA Paper No. 13969, *South Asian Journal of Management*, Vol. 14, No. 2, 2007, pp: 36-46;

Prabheesh, K. P., D. Malathy dhe R. Madhumathi, (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

Sehgal, S. dhe Ch. Sharma, (2008), "A Study of Adequacy, Cost and Determinants of International Reserves in India", *International Research Journal of Finance and Economics - Issue 20* (2008);

Shijaku, G., (2012a), "Optimal level of international reserve holdings: an empirical investigation in the case of Albania", Bank of Albania, Working Paper No. 02 (33) 2012;

Shijaku, G., (2012b), "The role of money as an important pillar for monetary policy: the case of Albania", Bank of Albania, [Forthcoming Bank of Albanian Working Paper];

Shijaku, G., (2013), "The probability of sudden stop of capital flows: the case of Albania", Bank of Albania, [Forthcoming Bank of Albanian Working Paper];

Sørensen, K. Ch., D. M. Ibáñez, and C. Rossi, (2009), "Modelling loans to non-financial corporations in the Euro area", ECB Working Paper No 989 / January 2009;

Steiner, A., (2009), "Why Do Central Banks Hold International Reserves? An Application of Models for Homogeneous and Heterogeneous Panel Data", Department of Economics, University of Mannheim;

SHTOJCË

Tabela 1. Përshkrimi i treguesit

Treguesi	Përshkrimi	Burimi
R	Logaritmi i stokut të rezervës valutore me përjashtim të stokut të vlerës së arit.	Banka e Shqipërisë
BT	Logaritmi i totalit të importeve plus eksporteve të mallrave dhe shërbimeve ndaj PBB-së nominale.	Banka e Shqipërisë
PBB	Logaritmi i Prodhimit të Brendshëm Bruto.	INSTAT
BORXHI	Logaritmi i stokut të borxhit publik ndaj PBB-së.	Ministria e Financave
KOSTO	Diferenca midis mesatares të normës të peshuar së bonove 3, 6 dhe 12-mujore dhe normës mujore të obligacioneve 10-vjeçare të Eurozonës, minus normën e kthimit nga investimi i rezervave të matur nëpërmjet indeksit gjerman të emisionit 1-3 vite.	Banka e Shqipërisë, Ministria e Financave, Banka Qendrore Evropiane
IHD	Luhatshmëria e Investimeve të Huaja Direkte e matur nëpërmjet metodës EGARCH.	Llogaritjet e autorëve
M3	Diferenca midis nivelit aktual të parasë së gjerë dhe nivel optimal në periudhën afatgjatë të vlerësuar.	Shijaku (2012b)

Tabela 2. Testet e rrënjës së njësisë α , periudha T1 1998 – T4 2012

Treguesi	Nivel			Diferenca e parë		
	Ndërprerja	Ndërprerja dhe trendi	Asgjë	Ndërprerja	Ndërprerja dhe trendi	Asgjë
Testi Augmented Dickey Fuller (ADF)						
R	[0.0052]	[0.7773]	[0.9996]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
BT	[0.7341]	[0.8149]	[0.9945]	[0.0000]	[0.0001]	[0.0000]
PBB	[0.0002]	[0.4582]	[0.9994]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0367]
BORXHI	[0.2147]	[0.4612]	[0.2387]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
KOSTO	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
M3	[0.0717]	[0.0234]	[0.0063]	[0.0006]	[0.0041]	[0.0000]
IHD	[0.0000]	[0.0000]	[0.0002]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
Testi Phillips-Peron (PP)						
R	[0.0039]	[0.7780]	[1.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
BT	[0.0844]	[0.0000]	[0.8632]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
PBB	[0.0007]	[0.4923]	[1.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0002]
BORXHI	[0.0018]	[0.0076]	[0.0739]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
KOSTO	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
M3	[0.1003]	[0.0293]	[0.0098]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
IHD	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]

^a përzgjedhja automatike e vonesës kohore bazohet tek kriteri informues Schwarz.

Burimi: Llogaritjet e autorëve.

Tabela 3. Testi Johansen i Kointegrimit

Kampioni (i axhustuar): T1 1999 – T4 2012
 Vrojtime të përfshira: 56 pas përshtatjes
 Supozimi i trend-it: Trend përcaktues linear
 Të dhënat kohore: R BT PBB BORXHI KOSTO
 Exogenous series: M3 Δ (FDI) @TREND
 Kujdes: Vlerat kritike supozojnë asnjë tregues ekzogjen
 Intervali i vonesave kohore (në diferencën e parë): 1 deri në 3
 Testi i renditjes së kointegrimit të pakufizuar (Trace)

Nr. i hipotetizuar i CE(ve)	Vlera Eigen	Statistika Trace	0.05 Vlera kritike	Probabiliteti**
Asnjë *	0.501435	85.67830	69.81889	0.0016
Më së shumti 1	0.357256	46.70107	47.85613	0.0639
Më së shumti 2	0.251766	21.94856	29.79707	0.3013
Më së shumti 3	0.091962	5.706358	15.49471	0.7299
Më së shumti 4	0.005416	0.304112	3.841466	0.5813

Testi i renditjes së kointegrimit të pakufizuar (Vlerës Maksimum Eigen)

Nr. i hipotetizuar i CE(ve)	Vlera Eigen	Statistika Trace	0.05 Vlera kritike	Probabiliteti**
Asnjë *	0.501435	38.97723	33.87687	0.0113
Më së shumti 1	0.357256	24.75251	27.58434	0.1105
Më së shumti 2	0.251766	16.24220	21.13162	0.2110
Më së shumti 3	0.091962	5.402246	14.26460	0.6904
Më së shumti 4	0.005416	0.304112	3.841466	0.5813

Testi Trace tregon 1 ekuacion i kointegruar në nivelin 0.05.
 Testi Eigen tregon 1 ekuacion i kointegruar në nivelin 0.05.
 * nënkupton refuzimin e hipotezës në nivelin 0.05.
 ** MacKinnon-Haug-Michelis (1999) vlera p.

Burimi: Llogaritjet e autorëve.

Tabela 4. Testi LM i korrelacionit serial të gabimeve të MVKG-së.

Hipoteza zero: nuk ka korrelacion serial në rendin e vonesës kohore h
 Kampioni: T1 1998 – T4 2012
 Vrojtime të përfshira: 56

Vonesa	Statistika LM	Probabiliteti
1	41.03835	0.2270
2	24.22980	0.5061
3	27.27140	0.3425
4	28.01961	0.3070

Probabilitetet nga chi-katror me 25 shkallë lirie

Burimi: Llogaritjet e autorëve.

Tabela 5. Testi i normalitetit të gabimeve të MVKG-së.

Orthogonalizimi: Cholesky (Lutkepohl)				
Hipoteza zero: gabimet kanë shpërndarje normale				
Kampioni: T1 1998 – T4 2012				
Vrojtime të përfshira: 56				
Komponenti	Skewness	Chi2	Shkallë lirie	Probabiliteti
1	0.800638	5.982867	1	0.0144
2	0.344352	1.106731	1	0.2928
3	-0.174025	0.282658	1	0.5950
4	0.073072	0.049836	1	0.8233
5	0.268609	0.673407	1	0.4119
Së bashku		8.095499	5	0.1511
Komponenti	Kurtosis	Chi2	Shkallë lirie	Probabiliteti
1	3.584665	0.797610	1	0.3718
2	3.783925	1.433923	1	0.2311
3	3.637518	0.948336	1	0.3301
4	2.575675	0.420121	1	0.5169
5	3.351019	0.287500	1	0.5918
Së bashku		3.887490	5	0.5657
Komponenti	Jarque-Bera		Shkallë lirie	Probabiliteti
1	6.780477		2	0.0337
2	2.540654		2	0.2807
3	1.230993		2	0.5404
4	0.469957		2	0.7906
5	0.960907		2	0.6185
Së bashku	11.98299		10	0.2862

Burimi: Llogaritjet e autorëve.

Tabela 6. Testi i heteroskedasticitetit gabimeve të MVKG-së: nuk ka termë të kryqëzuar (vetëm në nivel dhe katror)

Kampioni: T1 1998 – T4 2012		
Vrojtime të përfshira: 56		
Testi së bashku:		
Chi-sq	Shkallë lirie	Probabiliteti
594.6	570	0.2303

Burimi: Llogaritjet e autorëve.

Tabela 7. Vlerësimi afatgjatë i kërkesës për rezerva valutore sipas metodës MVKG-së.

Kampioni (i përshtatur): T1 1999 – T4 2012		
Vrojtime të përfshira: 56 pas përshtatjes		
Treguesi i varur, R.		
	Modeli [1]	Modeli [2]
C	3.001	2.86
BT	.4055	0.38
	[3.38]	[3.45]
PBB	.1456	0.153
	[2.6]	[8.43]
BORXHI	.2764	0.450
	[1.2]	[4.65]
KOSTO	-0.0032	
	[-0.2]	
MKG	-0.629	-0.659
	[-3.18]	[-3.56]
	Treguesi ekzogjen	
M3	0.338	0.398
	[2.59]	[2.98]
IHD	-0.008	-0.007
	[-0.83]	[-0.70]
@TREND	0.005	0.005
	[2.95]	[3.03]
R ²	0.65	0.65
R ² -i përshtatur	0.47	0.47

Statistika – t në []

*Kufizimi i kointegrimeve: B(1,1)=1, B(1,5)=0, A(2,1)=0, Chi2=0.064471;

Prob.= 0.97

Burimi: Llogaritjet e autorëve.

KONKURRENCA BANKARE NË SHQIPËRI: ANALIZË E MBËSHTETUR NË TREGUESIN BOONE

Gerti Shijaku, Departamenti i Kërkimeve, Banka e Shqipërisë.

1. HYRJE

Çështja e konkurrencës në sektorin bankar ka tërhequr mjaft interes vitet e fundit, për shkak të krizës financiare, por edhe për shkak të globalizimit, liberalizimit të tregjeve financiare në mbarë botën dhe harmonizimit bankar. Krahas shqetësimeve të zakonshme në lidhje me konkurrencën, çështja merr rëndësi për sektorin bankar për shkak të rolit të saj vendimtar në aktivitetin jo-financiar. Shumë artikuj teorikë janë përpjekur të shpjegojnë pasojat e paqarta të konkurrencës tek aksesit në kredimarrje, kostot dhe cilësinë e shërbimeve financiare, inovacioni, stabiliteti i sistemit financiar dhe për pasojë edhe tek zhvillimi ekonomik. Megjithatë, për të trajtuar në mënyrë empirike këto pyetje të rëndësishme, është e nevojshme të përdoren matës të besueshëm të intensitetit të konkurrencës bankare sepse sa më të saktë të jenë këta matës, aq më të sakta do të jenë rezultatet empirike [Leon (2014)]. Fakti që konkurrenca është një koncept i ndërlikuar dhe nuk matet në mënyrë të drejtpërdrejtë, ka çuar në zhvillimin e shumë metodave për vlerësimin e saj.

Në literaturën e sektorit bankar, matja e konkurrencës kategorizohet në dy pikëpamje kryesore: strukturore dhe jostrukturore. Pikëpamja strukturore (PS) mat nivelin e konkurrencës bazuar në treguesit e strukturës së tregut nën supozimin që mundësia e marrëveshjeve të fshehta midis firmave dhe aftësisë së tyre për të ushtruar fuqi tregu të tepruar rritet me përqendrimin e tregut [Arrawatia (2012)]. Metoda më e thjeshtë është të llogarisësh pjesën e produktit të sektorit që i korrespondon një numri të vogël firmash (zakonisht në terma të aktiveve), që në shumicën e rasteve përfshin matës të numrit të bankave, pjesën e tregut dhe normën e përqendrimit dhe/ose indeksin Herfindhal-Hirschmann (IHH). Pikëpamja jostrukturore (PJS) nga ana tjetër, studion kushtet e konkurrencës bazuar në sjelljen në nivel bankash. Kjo qasje përfshin zakonisht matës të marzhit çmim-kosto (MÇK) të tillë si: statistika-H e Panzar-Rosse dhe indeksi Lerner¹. Të dyja këto qasje janë vlerësuar më parë për rastin e Shqipërisë. Për shembull, Note (2006) përdor metodologjinë Panzar-Rosse për të matur shkallën e konkurrencës në sistemin bankar shqiptar gjatë periudhës 1999-2006. Autori gjen se bankat shqiptare operojnë në kushtet e konkurrencës monopolistike. Dushku (2015) llogarit indeksin Lerner në rastin e Shqipërisë. Rezultatet tregojnë se në periudhën 2004-2014, konkurrenca e bankave në Shqipëri qëndron midis konkurrencës së plotë dhe asaj monopolistike. Së fundi, Shijaku (2016) llogarit gjithashtu indeksin IHH, sipas të cilit sektori bankar ka përqendrim të moderuar.

¹ *Indeksi Lerner është përdorur gjerësisht në studimet e fundit duke përfshirë Berger, et. al, (2009), Cipollini dhe Fiordelisi (2012) Fu, et al (2014).*

Në fakt, duket e arsyeshme të thuhet se treguesit e përqendrimit si Herfindahl dhe MÇK janë ndër më të përdorurit, por njëkohësisht janë potencialisht edhe matës të dobët të konkurrencës [Bulow dhe Klemperer (2002) dhe Boone, et al., (2007)]. Pikëpamja PS përbëhet nga tregues që janë të papërpunuar e që nuk marrin parasysh shpërndarjen e firmave përderisa një treg me përqendrim të lartë mund të jetë në përputhje me tregjet plotësisht të kundërshtueshme [Claessens dhe Laeven (2004)].² Madje, ata nuk marrin parasysh as faktin se bankat me pronësi të ndryshme sillen në mënyra të ndryshme dhe bankat mund të mos konkurrojnë drejtpërdrejt me njëra-tjetrën në të njëjtën linjë biznesi, sikurse ato nuk e masin sjelljen konkurruese të bankave në nivel marzhi [Carbo, et. al. (2009)].

Nga ana tjetër, treguesit e PS-së mesatare të ponderuar mund të rriten, në qoftë se rritja e pjesës së tregut të firmave më eficiente mbi-kompenson një rënie të përgjithësuar në nivel individual. Përveç kësaj, siç shpjegohet nga Schiersch dhe Ehmcke (2010), të dyja pikëpamjet mund të çojnë në drejtim të gabuar për shkak të efektit të rialokimit: tekta konkurrenca intensifikohet (sjellje më agresive), pjesët e tregut të bankave eficiente rriten në kurriz të bankave joficiente. Në mënyrë të gabuar, kjo nënkupton se IHH rritet, duke treguar një rënie të konkurrencës. Në të njëjtën kohë, kjo i zhvendos pjesët e tregut nga bankat me PS të ulët drejt atyre me PS më të larta. Kjo mund të çojë në një rritje mesatare të PS-së për sektorin, duke treguar në mënyrë të gabuar një rënie të nivelit të konkurrencës³. Për më tepër, statistika-H kërkon supozime kufizuese për tregun në ekuilibër afatgjatë dhe nuk bën dallime midis konkurrencës në tregjet e depozitave dhe kredive [Schaeck dhe Cihak (2010)]⁴. Për këtë, Bikker, et al. (2012) tregojnë se statistika-H nuk mund të përdoret për të treguar shkallën e konkurrencës përderisa kjo qasje kërkon informacion shtesë në lidhje me shpenzimet, gjendjen e ekuilibrit të tregut dhe ndoshta elasticitetin e kërkesës së tregut për të lejuar interpretime të rëndësishme.

Në mënyrë të ngjashme, indeksi Lerner kap ndikimin e fuqisë së çmimeve në anën e aktiveve dhe anën e financimit të bankës, por kushtëzohet gjithashtu nga dy shqetësime kryesore. Së pari, sikurse përmbledhet nga Linderberg dhe Ross (1981), ai nuk identifikon se një pjesë e devijimit të nivelit të çmimeve nga kostoja marxhinale vjen ose nga përdorimi eficient i shkallës, ose nga nevoja për të mbuluar kostot fikse. Kjo sepse çmimi mund të devijojë nga kostot marxhinale për arsye të tjera përveç monopolit. Ose, çmimi mund të jetë afër kostove marxhinale, pavarësisht fuqisë së konsiderueshme të monopolit. Së dyti, është gjithashtu e rëndësishme të thuhet se indeksi Lerner nuk jep asnjë informacion mbi hipotezën e strukturës eficiente që supozon Demsetz (1973) sipas së cilës konkurrenca e ashpër mundëson bankat më eficiente të kenë performancë superiore në aspektin e fitimeve më të larta në kurriz të rivaleve

² Boot dhe Ratnovski (2016) nënkuptojnë se kjo është veçanërisht e vërtetë në fushën e bankave moderne.

³ Bikker, et al (2012) nënkupton se ky lloj indeksi mund të zbulojë më shumë rreth konkurrencës në krahasim me atë që struktura e tregut do të sugjeronte, ndërsa të tjerë (indekse) mund të zbulojë më shumë fuqi tregu se sa do të sugjeronte struktura e tregut.

⁴ Sipas Switala, et. al., (2013) kjo masë imponon supozime të caktuara kufizuese mbi funksionet kosto të bankës, ndërkohë që konkluzioni i nxjerrë nga kjo masë si rrjedhojë e kushteve të maksimizimit të fitimit, është e vlefshme vetëm në qoftë se tregu në fjalë është në ekuilibër.

të tyre më pak eficiente dhe të tërheqin gjithashtu pjesë më të madhe të tregut (aksione).

Nga ana tjetër, studimet më të fundit⁵ në industrinë bankare përdorin pikëpamjen e diferencave relative të fitimeve (DRF), propozuar së pari nga Boone (2004) dhe zhvilluar më tej nga Boone (2008) për të vlerësuar ecurinë e konkurrencës së bankave për gjatë kohës. Treguesi Boone i konkurrencës ka një shpjegim të ngjashëm teorik sikurse hipoteza e strukturës eficiente sugjeruar nga Demsetz (1973), e cila supozon se disa firma kanë performancë më të lartë se të tjerat për sa i përket fitimit si rezultat i eficiencës më të lartë (kostove marxhinale më të ulëta). Ideja kryesore që qëndron pas treguesit Boone është supozimi se ndikimi i eficiencës në performancë rritet kur tregu bëhet më konkurrues. Treguesi shfrytëzon diferencat në performancën e bankave që rezultojnë nga diferencat në eficiencë për të matur konkurrencën. Kjo metodë ka pesë avantazhe që e bëjnë atë tërheqëse. Së pari, ajo e trajton shkallën e konkurrencës në terma të aftësisë së bankave për të transformuar eficiencën e marzhit çmim-kosto në pjesë më të mëdha të tregut. Së dyti, ajo mat ecurinë e konkurrencës përgjatë kohës në vend të fokusit tek analiza statike. Së treti, ajo mund të përdoret edhe për një treg të caktuar në nivel sektorial. Së katërti, ajo ka një bazë të fortë teorike si matëse të konkurrencës, që do të thotë se ajo e përshkruan nivelin e konkurrencës në mënyrë korrekte si kur konkurrenca bëhet më intensive nëpërmjet ndërveprimeve më agresive mes firmave, ashtu edhe kur pengesat e hyrjes në treg zvogëlohen. Së fundi, ajo ka të njëjtat kërkesa për të dhënat si matësit e konkurrencës bazuar në qasjen MÇK, përkatësisht statistika-H dhe indeksi Lerner. Për shembull, Schaek dhe Cihák (2014) tregojnë se treguesi Boone reflekton më shumë se 80 për qind të informacionit të përfshirë në tregues të tjerë të tillë si statistika-H, pronësia shtetërore e bankave dhe indeksi i lirisë financiare.

Qëllimi i këtij materiali është përdorimi i një alternative të re me themele të shëndosha prezantuar nga Boone (2008) për të matur konkurrencën në tregun e kredive në Shqipëri. Procedojmë sipas 3 hapave. Së pari, aplikojmë për qasjen parametrike të metodave të treguesit Boone, në nivel banke gjatë periudhës 2002 – 2015 gjatë të cilës nxjerrim konkluzione mbi shkallën e konkurrencës në sistemin bankar në Shqipëri. Së dyti, llogarisim indeksin Lerner. Së fundi, përfitojmë nga kontrolli i fortësisë i cili përfshin për qasje alternative vlerësimi për të nxjerr një konkluzion sa më të sigurt mbi shkallën e konkurrencës në sektorin bankar në Shqipëri.

Pjesa tjetër e materialit është strukturuar si në vijim. Seksioni 2 paraqet metodologjinë për të llogaritur treguesin Boone. Seksioni 3 diskuton rezultatet kryesore në lidhje me sektorin bankar shqiptar. Materiali përfundon në seksionin 4.

⁵ Ndër të tjera shih Van Leuvensteijn, et al., 2011, Van Leuvensteijn, et al., 2013 Fiordelisi and Mare 2014 Kasman and Carvallo 2014 Schaek dhe Cihák 2014, Duyguna, et al., 2015, Kasman and Kasman 2015. et al.

2. METODOLOGJIA

Fakti se niveli i konkurrencës nuk është lehtësisht i dallueshëm ka rezultuar në zhvillimin e metodave të ndryshme për matjen dhe vlerësimin e tij. Dy nga metodat më të përdorura janë modeli i Panzar dhe Rose (1987) dhe indeksi Lerner. Përveç këtyre masave tashmë të njohura, një mënyrë alternative për matjen e konkurrencës, siç është propozuar së pari nga Boone (2004) dhe zhvilluar më tej nga Boone (2008) mat ndikimin e efikasitetit mbi ecurinë për sa i përket fitimit. Ideja e këtij indeksi të elasticitetit të fitimit, të cilit i referohemi gjithashtu si treguesi Boone (β), mbështetet në supozimin se bankat me efikasitet të lartë, pra bankat me kosto më të ulët, përfitojnë më shumë në aspektin e fitimit si rezultat i rishpërndarjes së aksioneve të tregut nga bankat më pak efikase tek ato më shumë efikase, dhe ky efekt forcohet në një treg me konkurrencë të lartë. Kjo do të thotë se në një treg me konkurrencë të lartë, bankat sakrifikojnë më shumë për faktin se janë në një pozicion jo të favorshëm kostoje. E thënë ndryshe, bankat ndëshkohen më ashpër në aspektin e fitimeve për shkak të mos efikasitetit të kostove. Për pasojë, sa më i fortë të jetë ky efekt aq më e madhe do të jetë vlera absolute β e cila është gjithashtu një tregues i kushteve konkurruese në atë treg specifik. Në aplikimin empirik, ekuacioni më i thjeshtë për të identifikuar treguesin Boone, për banka i në kohën t është si më poshtë:

$$\ln(\pi_{it}) = \alpha + \sum_{l=1}^L \beta_l \ln(KM_{l,it}) + \sum_{k=1}^K \omega_k \lambda_{k,it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ku π dhe KM tregojnë fitimin dhe koston maxhinale për bankat (përafërues i efikasitetit) i bankës i në kohën t respektivisht; α është efekti fiks i bankës; λ është një grup treguesish kontrolli të lidhura me koeficientin ω ; \ln është transformimi logaritmik i treguesve dhe është një goditje. Kushti i ekuilibrit të tregut është $E = 0$. Statistikë E është, $\sum_{l=1}^L \beta_l$, e cila i jep elasticitetin e fitimit, që është, ndryshimi i përqindjes në fitimet e bankës i si rezultat i një ndryshimi në përqindje të kostove të bankës i . Ky tregues në teori pritet të ketë një vlerë negative, dmth rritja e shpenzimeve redukton fitimin, e cila mund të interpretohet si një ulje e aftësisë së bankës për të ndikuar humbjet e saj për shkak të rritjes së konkurrencës.

Teorikisht, bankat efikase mund të zgjedhin për t'i përkthyer kostot më të ulëta në fitime më të larta ose në çmime më të ulëta të prodhimit për të përfituar pjesë të tregut bankar. Si pasojë, me anë të kësaj mënyrë matjeje të konkurrencës në sektorin bankar, disa studiues⁶ e transformojnë formulën e treguesit Boone dhe zëvendësojnë vlerën e fitimit me një tregues të pjesës së tregut bankar, si më poshtë:

$$\ln(PTB_{it}) = \alpha + \sum_{l=1}^L \beta_l \ln(KM_{l,it}) + \sum_{k=1}^K \omega_k \lambda_{k,it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

⁶ Van Leuvensteijn, et. al., (2011), Tabak, et. al., (2012), Van Leuvensteijn, et. al., (2013).

Ku, PTB është një përfrues i pjesës së tregut të bankës i në kohën t . Përveç kësaj, si në rastin e indeksit Lerner, treguesi Boone kërkon në llogaritjen e tij një vlerësim të kostove marxhinale, të cilat, mbështetur tek Fiordelisi dhe Mare (2014) dhe Dushku (2015), është vlerësuar përmes funksionit trans-log të kostos (FTK) si me poshtë:

$$\begin{aligned} \ln KT = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_{it} + 0.5\alpha_2 (\ln P_{it})^2 + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln \zeta_{itj} \\ & + \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \theta_{jk} \ln \zeta_{itj} * \ln \zeta_{itk} + \sum_{j=1}^3 \gamma_j \ln P_{it} * \ln \zeta_{itj} \\ & + \tau_1 Trend + 0.5\tau_2 (Trend)^2 + \tau_3 Trend * \ln P + KRIZA + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

Ku, KT është kostoja totale e bankës i në kohën t , P është prodhimi i bankës, ζ është vektor i çmimeve të inputeve, përkatësisht çmimit të punës (ζ_1), çmimi i fondeve të marra hua (ζ_2) dhe të kapitalit (ζ_3), $Trend$ është trend kohor i cili kap dinamikën e funksionit të kostove (efikasitetin) me kalimin e kohës. $KRIZA$ është një tregues binar i cili llogarit efektin e krizës financiare, duke marrë vlerën 1 gjatë krizës, e në të kundërt vlerën 0, α , β , θ , γ dhe τ dhe janë koeficientët që duhet të llogariten. ε_{it} është një term gabimi me dy përbërës i cili llogaritet si më poshtë:

$$\varepsilon_{it} = \mu_{it} + \omega_{it} \quad (4)$$

Ku, ω_{it} term i dyanshëm gabimi, dhe μ_{it} është një term i njëanshëm shqetësimi i cili përfaqëson joefikasitetin. Pastaj, nga ekuacioni (3), duke supozuar se çmimet e inputeve janë homogjene, kostoja marxhinale mund të jetë si më poshtë:

$$KM = \frac{\delta KT_{i,t}}{\delta Q_{i,t}} = \frac{KT_{i,t}}{Q_{i,t}} \left[\alpha_1 + \alpha_2 \ln P_{it} + \sum_{j=1}^3 \hat{\gamma}_j \ln \zeta_{itj} + \hat{\tau} Trend \right] \quad (5)$$

Funksioni i kostos duhet të jetë homogjen i shkallës 1 në çmimet e inputeve, i cili imponon disa kufizime në vlerësimin e parametrave. Homogjeniteti linear do të thotë se rritja e përqindjes në të tre çmimet e inputeve rrit vlerën e kostos me të njëjtin proporcion. Kjo nënkupton që vlera e tre inputeve të përfshira në funksionin e kostos përfaqësojnë koston totale. Homogjeniteti linear në çmimet e inputeve kërkon që vlerësimet e parametrave të kenë kufizimet e mëposhtme:

$$\sum_{j=1}^3 \theta_j = 1 \quad (6.1)$$

$$\sum_{j=1}^3 \beta_j = 0 \quad (6.2)$$

$$\sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \theta_{jk} = 0 \quad (6.3)$$

Për qëllim të hulumtimit ne e llogarisim treguesin Boone, duke përdorur ekuacionin (1) dhe ekuacionin (2). Megjithatë, e para është nga pikëpamja operative e pamundur për shkak të të ardhurave negative neto të gjeneruara nga disa prej bankave që operojnë në sistemin bankar shqiptar gjatë periudhës 2008-2010. Për ta kapërcyer këtë problem, vlera e fitimit të bankës është zëvendësuar nga vëllimi i fitimit neto të interesit. Pastaj, ek. (1) dhe ek (2) janë vlerësuar gjerësisht duke përdorur qasjen e metodës së katrorëve më të vegjël (MKV) me efekte të rastit.

3. TË DHËNA

Të dhënat janë marrë nga një kampion i mbledhur nga Banka e Shqipërisë. Fuqia e të dhënave qëndron tek mbulimi dhe besueshmëria e informacionit. Ky kampion përfshin të gjitha bankat që operojnë në Shqipëri gjatë dy dekadave të fundit. Kampioni përbëhet nga 960 vëzhgime mbi 16 banka të cilat operojnë në Shqipëri, që prej vitit 2001 T1. K1 është shuma e shpenzimeve të personelit, shpenzimet e tjera administrative dhe shpenzimet e tjera operative. Prodhimi i vetëm i bankës, P, përafrohet nga totali i aktiveve të bankës. Ç1 llogaritet si raporti i shpenzimeve të personelit mbi totalin e aktiveve. Ç2 është raporti i shpenzimeve të tjera administrative plus shpenzimet e tjera operative mbi totalin e aktiveve fikse. Ç3 është raporti i shpenzimeve të interesit mbi shumën e totalit të depozitave. KRIZA merr vlerën 1 gjatë periudhën 2008 T3 - 2010 T4, dhe 0 në rastet e tjera. Të gjithë treguesit janë log-linearizuar, përpos KRIZA.

4. REZULTATET

A. KOSTOT MARXHINALE

Vlerësimi i indikatorit Boone kërkon llogaritjen e kostos marxhinale të çdo banke ndër vite. Nga kjo ne vlerësojmë FTK-në siç është prezantuar nga Ekuacioni (3). Për këtë qëllim ne përdorim treguesit shpjegues të Seksionit 2, përkatësisht prodhimin bankar, çmimet e inputeve dhe treguesit e kontrollit.

Modeli është vlerësuar nëpërmjet qasjes MKV me të dhëna në panel⁷. Rezultatet e vlerësimit të modelit FTK paraqiten në Tabelën 1. Specifikimet e modelit FTK në formën logaritmike lejojnë interpretimin e koeficientit të rendit të parë si kosto elasticiteti. Shumica e parametrave kanë shenjën e pritur dhe janë statistikisht të rëndësishëm në nivel konvencional, duke sugjeruar për impaktin që ato kanë në vlerësimin e kostos. Kjo tregon që funksioni i kostove bën përshtatje të mirë të të dhënave dhe pritet vlerësim më preciz i kostove marxhinale. Kosto marxhinale është llogaritur duke zëvendësuar vlerësimet e parametrave nga FTK-ja tek Ekuacioni (2).

Modelet dinamike të kostove marxhinale gjatë periudhës së kampionit janë paraqitur në Grafikon 1 në Shtojcë. Figura (a) tregon nivelet e kostos marxhinale në lidhje me sistemin bankar, bankat e mëdha dhe të vogla⁸. Krahasimisht, Figura (b) në të djathtë, tregon rezultatet e KM në të cilat bankat janë agreguar nësoj me përjasjen që Banka e Shqipërisë përdor në Raportet Vjetore të Stabilitetit Financiar dhe në Raportet Vjetore të Mbikëqyrjes⁹. Në mënyrë të ngjashme, Figura (respektivisht (c) dhe (d)) tregon modelet e niveleve të çmimeve.

Një zhvillim i veçantë, i vëzhguar gjithashtu nga Dushku (2015), është që privatizimi i bankës më të madhe (Banka e Kursimeve) në 2004 është shoqëruar me një rritje të madhe të kostos marxhinale. Bankat e vogla, në mënyrë të veçantë ato që janë pjesë e G1, duket se kanë qenë ato që janë prekur më tepër, ashtu siç rezultati tregon një nivel më të lartë të KM-së për këto banka. Bankat e mëdha kanë përjetuar kosto marxhinale me të ulëta dhe të qëndrueshme. Këto zhvillime janë reflektuar gjithashtu të niveli i çmimit. Kjo shpjegohet kryesisht me Vendimin e Këshillit Mbikëqyrës Nr.3 të datës 26.01.2005, nga ku niveli minimal i kërkuar dhe kapitali i paguar për hapjen e një banke është rritur nga 700 milion Lekë në 1 miliardë lekë, ndërsa për bankat ekzistuese niveli i ri është kërkuar të plotësohet brenda një periudhe 3-vjeçare, në përputhje me kushtet e specifikuara në këtë vendim. Kjo gjetje mund t'i atribuohet faktit që bankat e vogla operojnë kryesisht me kreditë e vogla (*retail banking*) p.sh individë, dhe biznese mesatarë ose të vegjël. Prandaj, kostot e krijimit dhe ato marxhinale mund të jenë të larta duke pasur parasysh shkallën e ulët të tregut në të cilët ato operojnë. Nga ana tjetër, mesatarisht bankat kanë arritur të reduktojnë kostot marxhinale ndjeshëm gjatë periudhës 2004 – 2008, në veçanti ato banka që janë pjesë e G1 dhe G2. Gjithsesi, është e qartë se ka një tendencë që tregon se kostot marxhinale janë duke u rritur në mënyrë graduale, veçanërisht pas krizës financiare globale. Në fakt, midis bankave, G2 ka përjetuar një rritje të konsiderueshme të kostove marxhinale, ndërkohë që G1 është përpjekur të reduktojë kostot edhe më poshtë nivelit të grupit G3.

⁷ Ndër të tjera Van Leuvensteijn, et al., (2011) përdor edhe metodën OLS.

⁸ Rezultatet janë agreguar nëpërmjet përdorimit të një qasje të thjeshtë mesatare.

⁹ Kjo qasje është e bazuar tek aksionet që bankat mbajnë për sa i përket aktiveve dhe i ndan ato në tre grupe kryesore, përkatësisht G1 (bankat me aksione 0 <MS <2%), G2 (bankat me aksione 2% <MS <7%), dhe G3 (bankat me aksione 7% <MS).

B. TREGUESI BOONE

Në këtë seksion, ne procedojmë me vlerësimin e treguesit Boone (β) bazuar në lidhjen midis efikasitetit dhe pjesës së tregut të bankave individuale siç është specifikuar dhe në Ekuacionin (2). Modeli është vlerësuar dhe njëherë nëpërmjet mënyrave të qasjes KMV me të dhëna në panel. Rezultatet gjenden në Tabelën 2 të Shtojcës. Parametri tregon për një gabim standard relativisht të vogël, gjë e cila sugjeron për një ndryshim të vogël të shkallës së konkurrencës në sistemin bankar gjatë periudhës së kampionit. Në të njëjtën kohë, siç pritej ka një shenjë negative statistikisht të rëndësishme. Kjo tregon se hipoteza e strukturës efikase dhe sjelljet konkurruese bankare të, bankave në Shqipëri mund të fitojnë aksione më të mëdha kur konkurrenca mes tyre rritet.

Për më tepër, ne përdorim këto rezultate për të llogaritur treguesin Boone për secilën bank për periudhën 2002-2015, për të cilat ndjekim një strategji dy-hapëshe. Së pari, treguesi i vlerësuar Boone është transferuar midis vlerës (0 dhe 1) duke përdorur transformim eksponencial [$1/(1+\exp(-Z^*))$]. Prandaj, vlerat më të larta të treguesit Boone lidhen me vlera më të larta të konkurrencës në sektorin bankar, dhe e anasjella. Së dyti, të gjitha rezultatet individuale janë agreguar si më parë duke përdorur metodën e mesatares së thjeshtë. Figura 2.a.1 (Grafiku 2 në Shtojcë) tregon shkallët e konkurrencës të sistemit bankar në lidhje me treguesin Boone. Në mënyrë të ngjashme, Figura 2.b.1 tregon zhvillime në lidhje me indeksin Lerner¹⁰. Rezultatet tregojnë se mbi të gjitha ka një nivel të lartë korrelacioni midis treguesit Boone dhe KM ose/ dhe Ç-s. Ato tregojnë se kur treguesi Boone ulët bankat bëhen më pak efikase dhe anasjelltas. Për shembull, treguesi Boone shfaq një vlerë më të ulët gjatë periudhës së privatizimit së Bankës së Kursimeve. Në mënyrë të ngjashme, shfaq vlerë më të lartë gjatë periudhës 2005-2008, kryesisht për shkak të përmirësimit të efikasitetit të MÇK duke qenë se konkurrenca midis bankave është rritur, konfirmuar gjithashtu edhe nga indeksi Lerner. Çuditërisht, vlera e treguesit Boone qëndron relativisht në një nivel më të ulët pas krizës financiare, e cila është gjithashtu e lidhur me një MÇK relativisht të ulët. Kjo do të thotë që ekziston një shkallë e ulët konkurrence pas kësaj periudhe dhe bankat humbasin pjesë të tregut duke qenë më pak efikase. Kjo konfirmohet gjithashtu nga indeksi Lerner, i cili tregon se konkurrenca e ulët veçanërisht pas vitit 2012, kryesisht për shkak të tendencës së Ç-së i cili është përshtatur më shpejt se KM-në¹¹. Në mënyrë të ngjashme, rezultatet në Grafikon 3 (a) deri në (d) në Shtojcë tregon që treguesi Boone ka një marrëdhënie të kundërt me indeksin Lerner dhe raportin e përqendrimit, që matet nëpërmjet IHH-së¹². Intuita e rezultateve themelore zbulon tre faktorë të rëndësishëm. Së pari, kjo analizë konfirmon hipotezën e strukturës efikase hipotetike në rastin e sektorit bankar Shqiptar. Kjo do të thotë që bankat në rastin e nivelit të lartë të konkurrencës

¹⁰ Sipas Fiordelisi dhe Mare (2014) dhe Dushku (2015), kemi llogaritur indeksin Lerner si: $LER_{it} = \frac{KM_{it} - KM_{it}}{KM_{it}}$. Indeksi është një tregues linear drejtpërdrejtë që merr vlerë mes 0 dhe 1, sa më e ulët vlera aq më e madhe shkalla e konkurrencës. Shiko Dushku (2015)

¹¹ Nga ana tjetër gjatë kësaj periudhe kreditë me probleme u rritën.

¹² Indeksi përcaktohet si $IHH_{it} = \sum_{i=1}^N PTB_i^2$. It can range from 0 to 1.0, moving from a huge number of very small firms to a single monopolistic producer. Increases of the index generally indicate a decrease in competition and an increase of market power, and vice versa. Shiko Dushku (2015 dhe Shijaku 2016)

do arrinin të përfitonin një pjesë më të madhe të tregut bankar. Së dyti, rritja e shkallës së konkurrencës është faktori kryesor që kontribuon në uljen e nivelit të përqendrimit të tregut. Së fundmi, më një vlerë mesatare mbi 0.6 dhe 0.22, treguesi Boone dhe indeksi Lerner sugjerojnë se konkurrenca e bankave në Shqipëri qëndron mes konkurrencës së plotë dhe asaj monopolistike.

Për më tepër, siç e diskutuam më parë, Grafiku 4 në Shtojcë, tregon dhe shkallën e konkurrencës midis grupeve të ndryshme të bankave, p.sh. bankat e mëdha dhe të vogla [Figura (a)] dhe G1, G2 dhe G3 [Figura (b)] 7.¹³ Në përgjithësi, bankat e mëdha, G3, duket se kanë operuar në një mjedis më konkurrues sesa dy grupet para krizës, gjë e cila reflektohet tek niveli më i lartë i pjesës së tregut që ky grup bankash zë. Nga ana tjetër, G1 duket se ka performuar relativisht më mirë sesa G2, në veçanti pas vitit 2010, dhe për këtë arsye ka fituar më tepër në lidhje me madhësinë e tregut që zë. Prandaj, në bazë të këtyre rezultateve, është e rëndësishme të përmendim dy elemente. E para, G3 ka qenë në mënyrë të vazhdueshme më i aftë të zotërojë më tepër aksione prej faktit se ka qenë më efikas. E dyta, konkurrenca e G1 mund të shtyjë bankat e tjera, në veçanti bankat e G2, të sillen në mënyrë më konkurruese.

C. KONTROLLE TE FORTËSISË

Në këtë seksion do ju prezantojmë me një sërë kontrollesh të fortësisë. Si fillim, analizojmë shkallën në të cilën një seri pozitive episodesh konkurrence shoqërohet me episode pozitive për sa i përket rritjes së dominimit të tregut. Rezultatet në Tabelën 4 në Shtojcë raportojnë që në rastin e sistemit bankar në tërësi rreth 48% e modeleve të MÇK-së lidhen me prirjen e rritjes së prezencës në treg. kjo prirje është më e lartë për grupin G2 dhe më e ulët për G1. Nga të gjitha këto episode, rreth 45% e tyre duket se kanë ndodhur në kahun e një lidhjeje pozitive. Për këtë arsye, MÇK-të e ulta janë shoqëruar me nivel më të lartë të pjesës së tregut që zënë bankat. Midis bankave, grupi G1 duket se ka përfituar më shumë nga avantazhet e uljes së MÇK-së, ndërsa G2 dhe G3 duket se kanë rezultuar me humbje si pasoje e mos efikasitetit të tyre. Tendenca është më e lartë pas krizës globale financiare, e cila shpjegon shkaktun, por nga ana tjetër konfirmon që G1 ka fituar më shumë pjesë të tregut bankar për shkak të uljes së MÇK-së. Për këtë, G2 është gjithashtu me i penalizuar nga të gjitha këto zhvillime. Megjithatë, në një raport prej 48% për të gjithë periudhat, këto rezultate konfirmojnë se shumica e zhvillimeve të tregut ndodhin nga faktorët që nuk lidhen me MÇK-në.

Për më tepër, ne e zgjerojmë analizën tonë duke ndryshuar mënyrën e vlerësimit dhe duke zgjeruar modelin FKT duke shtuar një tregues shpjeguese shtesë¹⁴. Nga një anë, duke qenë se modeli FKT përfshin një numër të madh treguesish shpjegues, ka gjasa që MKV do të prodhojë vlerësime të parametrave jo të sakta si rezultat i problemit të multikolinearitetit. Si alternativë, ne përdorim Schaeck dhe Cihak (2014) për të rivlerësuar Ekuacionin (3) në bazë të

¹³ Rezultatet agregohen me përdorimin e metodës mesatare të thjeshtë.

¹⁴ Rezultatet janë dhënë sipas kërkesës.

Metodës së Përgjithshme të Momenteve (MPM) siç është sugjeruar nga Arrelano dhe Bond (1991) dhe Arellano dhe Bover (1995) për të kontrolluar endogjenitetin midis treguesve. Treguesit instrumentalë përfshijnë të dhënat e çmimeve (të quajtur Ç1, Ç2, Ç3) që kanë deri në 4 vonesa kohe. Kontrolli i testeve diagnostike së bashku me rezultatet e Probabilitetit të Statistikave-*j* mbështesin trajtimin në bazë të një modeli të specifikuar, i cili, bashkë me rezultatet e tjera, janë prezantuar në tabelën 6 në Shtojcë. Gjithashtu ne rivlerësuar Ekuacionin (2) për të llogaritur treguesin Boone. Nga ana tjetër, ne u bazuam gjithashtu tek Leon (2014) dhe rispecifikuam Ekuacionin (3) për të përfshirë gjithashtu tregues të tjerë kontrolli, si psh kapitali bankar. Modeli shprehet si më poshtë:

$$\begin{aligned} \ln KT_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_{it} + 0.5\alpha_2 (\ln P_{it})^2 + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln \zeta_{itj} \\ & + \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \delta_{jk} \ln \zeta_{itj} * \ln \zeta_{itk} + \sum_{j=1}^3 \gamma_j \ln Q_{it} * \ln \zeta_{itj} \\ & + \tau_1 Trend + 0.5\tau_2 (Trend)^2 + \tau_3 Trend * \ln P \\ & + \omega_1 \ln E_{it} + 0.5\omega_2 (\ln E_{it})^2 + \omega_3 \ln E_{it} * \ln P + KRIZA + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

Ku, E_{it} është kapitali total i bankës i në kohën t . Ky model u vlerësua në bazë të metodës MKV-s. Duke supozuar që të dhënat e çmimeve janë ende homogjene, Ekuacioni (4) është ri shprehur si më poshtë.

$$KT_{it} = \frac{KM_{it}}{P_{it}} \left[\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 \ln P_{it} + \sum_{j=1}^3 \hat{\gamma}_j \ln \zeta_{itj} + \omega_3 \ln E_{it} + \tau_3 Trend \right] \quad (7)$$

Zbulimi më i rëndësishëm, siç tregohet në Tabelen 5 në Shtojcë, është që korrelacioni mes kostove marxhinale të llogaritura me mënyra të ndryshme ka një nivel të lartë korrelacioni, i cili është statistiki i rëndësishëm. Kjo tregon që ndryshimi i metodologjisë dhe zgjerimi me tregues të tjerë i modelit të FKT nuk ndryshon rezultatet dhe që sektori bankar në Shqipëri shfaq prirje konkurruese në sektorin e kreditimit bankar.

5. PËRFUNDIME

Studimi i konkurrencës është vështirësuar nga mungesa e të dhënave të duhura dhe në veçanti nga mungesa e treguesve të dobishëm për mjedisin konkurrues që kanë shtrirje të gjerë. Për këtë arsye, ky material vlerëson në mënyrë empirike strukturën konkurruese të sektorit bankar shqiptar gjatë periudhës 2002 – 2015, me qëllim përcaktimin se deri në çfarë mase shkalla e lartë e konkurrencës mes bankave i ndihmon ata të përfitojnë në aspektin e pjesës të tregut që zënë. Për këtë arsye, u përdor një matës alternativ si treguesi Boone, i cili për sa dimë, është studimi i parë që zbatohet në rastin e Shqipërisë.

Rezultatet kryesore mund të përmbliidhen si në vazhdim. Së pari, rezultatet tona tregojnë që IHH, indeksi Lerner dhe treguesi Boone paraqesin një pasqyrim relativisht të njëjtë të konkurrencës me kalimin e kohës. Të gjitha sugjerojnë se bankat në Shqipëri operojnë në një mjedis konkurrues gjatë periudhës së marrë në studim. Këto tregues dëshmojnë që sektori bankar në Shqipëri karakterizohet më shumë si një treg konkurrues dhe jo monopolist. E dyta, një rritje e fuqisë së tregut e një banke në nivel të një instituti individual, e matur me indeksin Lerner, ka tendencë të ulë shkallën e përqendrimit të tregut. Në mënyrë të ngjashme, treguesi Boone tregon që një shkallë më e lartë e konkurrencës nga bankat dhe përmirësimi i diferencës mes çmimit dhe kostos, janë të lidhura ngushtë me rritjen e pjesës së tregut që bankat zënë. Në përgjithësi, të dy treguesit sugjerojnë që fuqia e tregut është rritur me kalimin e kohës, edhe pse zhvillimet e kohëve të fundit të shkallës së konkurrencës mund të mos jenë të lidhur me faktorët e MÇK-së, por mund të jenë pasojë e ndryshimit të strategjive të tyre. Duke u rikthyer tek konkurrenca midis bankave të ndryshme, zbuluam se bankat e vogla shfaqin një shkallë më të lartë konkurrence në krahasim me bankat e mëdha, të cilat kanë arritur të përfitojnë më shumë në aspektin e prezencës në treg, veçanërisht pas vitit 2010.

Si përfundim, ashtu si dhe qasjet e tjera, treguesi Boone është një thjeshtësim i realitetit dhe ka limitet e tij. Së pari, përfitimet efikase mund të mos nënkuptojnë domosdoshmërisht çmime më të ulta ose fitim më i lartë për një kohë të shkurtër. Për këtë arsye bankat përdorin fitime të tilla për t'i bërë ballë konkurrencës në të ardhmen, edhe pse sipas Van Leevensteijn, et al., (2011) këto ndryshime kanë më shumë gjasa të ndodhin gjatë kohës që treguesi Boone vlerësohet vit pas viti sesa gjatë një vlerësimi që mbulon një periudhë të tërë të kampionit. E dyta, sikurse Leon (2014) tregon, parametri i treguesit Boone pritet të jetë negativ, por mund të jetë pozitiv nëse bankat konkurrojnë në mënyrë cilësore. Përdorimi i kostove është mënyra më e thjeshtë për të parë diferencën në efikasitet, si në tregjet ku furnizuesit ofrojnë të mira heterogjene, prandaj ndryshimet në kosto mund të reflektojnë ndryshimet në strategji. Ja përse bankat që ofrojnë produktet më të kërkuara jo vetëm që mund të mos kenë më shumë përfitim, por ato gjithashtu kanë më shumë shpenzime. Në raste të tilla, identifikimi bëhet i pamundur.

REFERENCA

- Arrawatia, Rakesh. (2012) "Competition in Banking Industry: A literature Review.", *International Journal of Commerce, Business and Mangement*, 1 (3), December (2012).
- Arellano, M., Bond, S., (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2 (Apr 1991), Pages 277-297.
- Arellano, M., Bover, O., (1995). "Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error Components Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 68, Issue 1, July (1995), Pages 29 – 51.
- Berger, Allen N., Leora F. Klapper, and Rima Turk-Ariss. (2009) "Bank Competition and Financial Stability." *Journal of Financial Services Research*, 35, 99-118.
- Bikker, A. Jacob, Sherrill Shaffer, Laura Spierdijk. (2012) "Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs, and Equilibrium." *The review of Economics and Statistics* 94(4): 1025-1044.
- Boone, Jan, Jan van Ours, and Henry van der Wiel. (2007), "How (not) to measure competition." *CPB Discussion Paper*, No 91, December (2007).
- Boone, Jan. (2008), "A New Way to Measure Competition.", *Economic Journal*, 118: 1245- 1261.
- Boot, W.A. Arnoud. and Lev, Ratnovski. (2016), "Banking and Trading.", *Review of Finance* (2016) 20 (6): 2219-2246.
- Bulow, Jeremy, and Paul Klemperer. (2002), "Prices and the Winner's Curse." *RAND Journal of Economics*, 33 (1): 1-21.
- Carbó, Santiago, David Humphrey, Joaquín Maudos, Philip Molyneux. (2009) "Cross-country comparisons of competition and pricing power in European banking" *Journal of International Money and Finance* 28(1): 115-134.
- Cipollini, Andrea, Franco Fiordelisi. (2012) "Economic Value, Competition and Financial Distress in European Banking." *Journal of Banking and Finance*, 36: 3101-3109.
- Claessens, Stijn and Luc Laeven. (2004) "Whats drives bank competition? Some International Evidence." *Journal of Money, Credit and Banking* 36: 563-583.
- Demsetz, Harold. (1973), "Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy." *The Journal of Law & Economics* 16 (1): 1-9.
- Dushku, Elona. (2015), "Lerner Index-Indicator of Banks Market Power in Albania.", *Economic Review*, 2015 H1, Bank of Albania: 4-12.
- Duyguna, Meryem, Mohamed Shabanb, and Thomas Weyman-Jonesc. (2015). "Measuring competition using the Boone relative profit difference indicator" *Economics Letters*, 132: 117-120.
- Fiordelisi, Franco, Davide Salvatore Mare. (2014) "Competition and Financial Stability in European Cooperative Banks" *Journal of International Money and Finance* 45: 1-16.
- Fu, Xiaoqing, Yongjia Lin, and Philip Molyneux. (2014) "Bank Competition and Financial

Stability in Asia Pacific." *Journal of Banking & Finance*, 38, 64–77.

Griffith, Rachel, Jan Boone, and Rupert Harrison. (2005), "Measuring Competition." *Advanced Institute of Management Research Paper No. 022*, August (2005).

Kasman, Adnan, and Oscar Carvallo. (2014). "Financial Stability, Competition and Efficiency in Latin American and Caribbean Banking" *Journal of Applied Economics*, 17(2): 301-324.

Kasman, Saadet, and Adnan Kasman. (2015). "Bank Competition, Concentration and Financial Stability in the Turkish Banking Industry." *Economic Systems*, 39, 502-517.

Leon, Florian. (2014), "Measuring Competition in Banking: A Critical Review of Methods." *CERDI*, January (2014).

Lindenberg, B. Eric, Stephen A. Ross. (1981) "Tobin's q Ratio and Industrial Organization." *The Journal of Business*, 54(1): 1-32.

Panzar, John C, and James N. Rosse. (1987) "Testing for Monopoly Equilibrium." *Journal of Industrial Economics*, 35: 443-56.

Schaeck, Klaus, and Martin Cihak. (2010), "Banking Competition and Capital Ratios" *International Monetary Fund, IMF Working Paper WP/07/216*.

Schaeck, Klaus, and Martin Cihak. (2014), "Competition, Efficiency, and Stability in Banking.", *Financial Management* 43 (1): 215-241.

Schiersch, Alexander, Jens Schmidt-Ehmcke. (2010), "Empiricism Meets Theory: Is the Boone-Indicator Applicable?." *Discussion Papers of DIW Berlin*, No 1.

Shijaku, Gerti. (2016), "Does Market Concentration Matter for Bank Stability: Evidence from Albanian Banking System." *Bank of Albania, Forthcoming Working Paper*.

Tabak, M. Benjamin, Dimas M. Fazio, and Daniel O. Cajueiro. (2012), "The relationship between banking market competition and risk-taking: Do size and capitalization matter?." *Journal of Banking & Finance* 36 (12): 3361-3381.

Van Leuvensteijn, Michiel, Jacob A. Bikker, Adrian A.R.J.M. van Rixtel and Christoffer Kok Sørensen. (2011), "A New Approach to Measuring Competition in the Loan Markets of the Euro Area.", *Applied Economics*, 43 (23): 3155-3167.

Van Leuvensteijn, Michiel, Jacob A. Bikker, Adrian A.R.J.M. van Rixtel and Christoffer Kok Sørensen. (2013), "Impact of Bank Competition on the Interest Rate Pass-through in the Euro Area," *Applied Economics*, 45 (11): 1359-1380.

SHTOJCA

Tabela 2 Rezultatet e modelit të llogaritur TFC për sistemin bankar në Shqipëri.

Treguesi i varur: KT
Metoda: Metoda në Panel e Katrorëve më të Vegjel
Kampioni T1 2006 - T4 2015
Periudhat e përfshira: 37
Seksionet+kryq të përfshira: 16
Vëzhgimet e panelit total (të balancuara): 592

$$TC=C(1)+C(2)*Q+0.5*C(3)*Q^2+C(4)*P1*P2+C(5)*P1*P3+C(6)*P2*P3+C(7)*Q*P1+C(8)*Q*P2+C(9)*Q*P3+C(10)*CRISIS+C(11)*TREND+0.5*C(12)*TREND^2+C(13)*TREND*Q$$

	Koeficient	Gabimi standardë	Statistika t	Probabiliteti
C(1)	-1.841582	0.070474	-26.13149	0.0000
C(2)	0.702095	0.013465	52.14134	0.0000
C(3)	0.012003	0.001404	8.548697	0.0000
C(4)	0.125376	0.005900	21.24969	0.0000
C(5)	-0.005697	0.001702	-3.346970	0.0009
C(6)	0.008747	0.000853	10.24833	0.0000
C(7)	-0.016883	0.001523	-11.08201	0.0000
C(8)	0.086373	0.000322	267.8648	0.0000
C(9)	-0.002241	0.000210	-10.66969	0.0000
C(10)	0.007338	0.003034	2.418254	0.0159
C(11)	0.003709	0.001219	3.043121	0.0024
C(12)	7.74E-06	2.57E-05	0.301182	0.7634
C(13)	-0.000390	8.56E-05	-4.549645	0.0000
R2	0.999681	Variabël e varur mesatare		8.141240
R2i rregulluar	0.999674	Variabël e varur S.D.		1.512308
S.E. e regresionit	0.027303	AIC		-4.341939
SSR	0.431612	SIC		-4.245680
Logaritmi i përgjasisë	1298.214	HQ		-4.304445
Statistika F	151054.4	Statistika DW		0.508758
Probabiliteti (Statistika F)	0.000000			

Burimi: Llogaritje të autorit

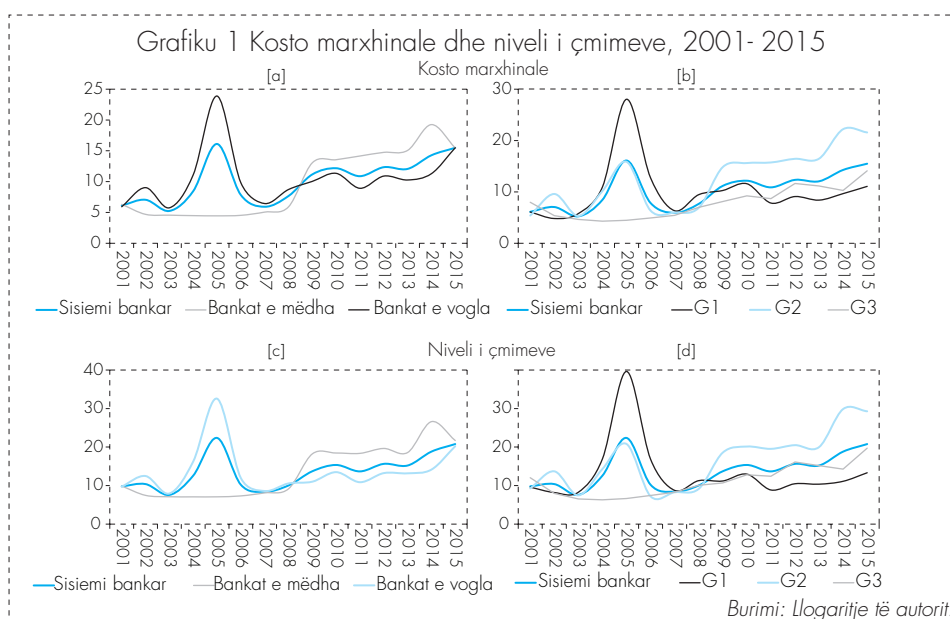
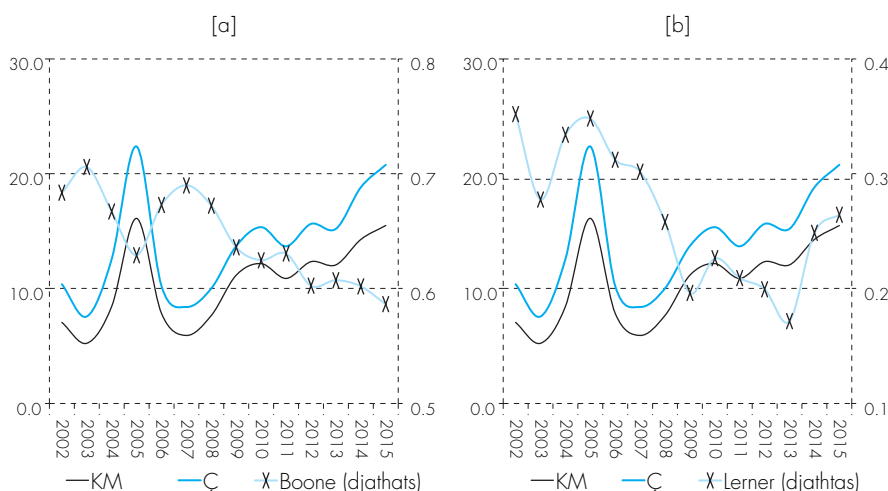


Tabela 3 Rezultatet e llogaritura të treguesit Boone, për tregun e kredisë në Shqipëri.

Treguesi i varur: PTB
 Metoda: Metoda në Panel e Katrorëve më të Vegjël
 Kampioni T1 2006 – T4 2015
 Periudhat e përfshira: 48
 Seksionet kryq të përfshira: 16
 Vëzhgimet e panelit total (të balancuara): 759

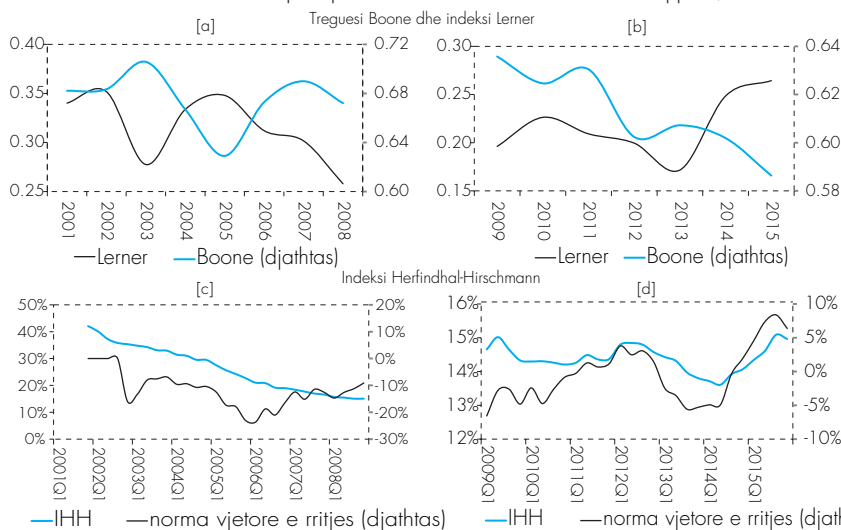
Treguesi	Koeficient	Gabimi standardë	Statistika t	Probabiliteti
C	1,529876	0,177257	8,630823	0,0000
KM	-0,224535	0,076630	-2,930128	0,0035
KRIZA	0,017707	0,142024	0,124679	0,9008
R2	0,011254	Variabël e varur mesatare	1,049670	
R2i rregulluar	0,008635	Variabël e varur S.D.	1,602471	
S.E. e regresionit	1,595538	AIC	3,776248	
SSR	1922,034	SIC	3,794576	
Logaritmi i përgjasisë	-1428,198	HQ	3,783307	
Statistika F	4,296927	Statistika DW	0,021330	
Probabiliteti (Statistika F)	0,013945			

Grafiku 2 Treguesi Boone dhe Indeksi Lerner për periudhën 2002 - 2015.



Burimi: Llogaritje të autorit.

Grafiku 3 Konkurrenca dhe përqendrimi në sistemin bankar shqiptar, 2002 -2015.



Burimi: Llogaritje të autorit.

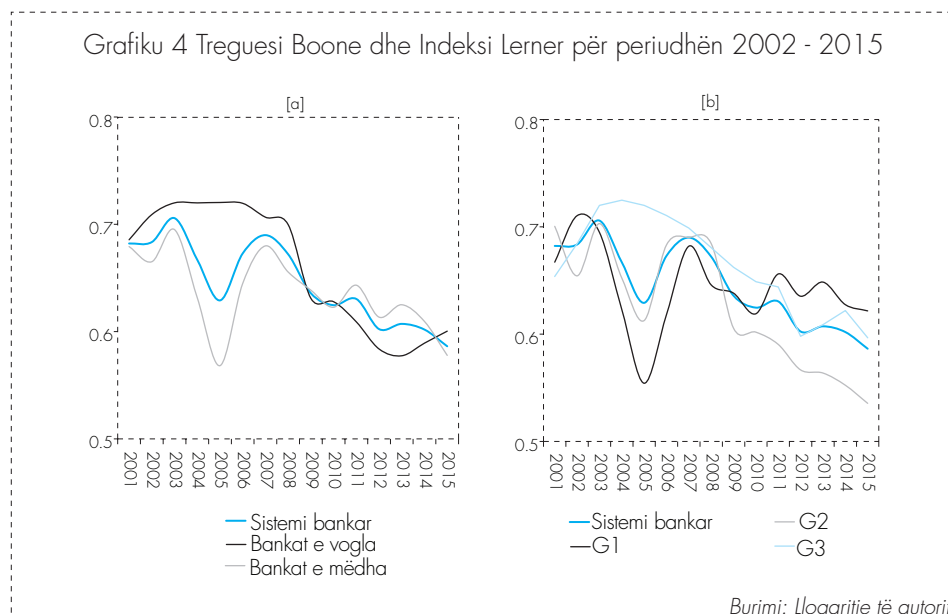


Tabela 4. Probabiliteti i bashkë-lëvizjeve mes treguesit Boone dhe indeksit Lerner.

Banka	2001 - 2015				2001 - 2008				2009 - 2015			
	Numri i episodeve (%)				Numri i episodeve (%)				Numri i episodeve (%)			
	Nr.	Total	(+)	(-)	Nr.	Total	(+)	(-)	Nr.	Total	(+)	(-)
BS*	802	48%	45%	55%	354	50%	50%	50%	448	46%	40%	60%
G1a	251	49%	41%	59%	111	47%	44%	56%	140	51%	41%	59%
G2b	301	51%	40%	60%	133	52%	58%	42%	168	50%	34%	66%
G3c	250	43%	56%	44%	110	51%	49%	51%	140	35%	63%	37%

*Sistemi bankar; a bankat e grupit 1; b bankat e grupit 2; c bankat e grupit 3

Burimi: Llogaritje të autorit

Tabela 5 Analiza e Kovariancës dhe Korrelacionit

Kampioni T4 2001 – T4 2015
Vëzhgimet të përfshira: 817
Kampioni i balancuar (mungon fshirja e vlerave listwise)

	KM	KM'a'	KM'b'
KM	0,43 (1.0) [—]		
KM 'a'	0,46 (0.98) [131.3]	0,52 (1.0) [—]	
KM 'b'	0,53 (0.72) [29.6]	0,67 (0.83) [42.1]	1,26 (1.0) [—]

Kovarianca
(Korrelacioni)
[Statistika t]

Burimi: Llogaritje të autorit

NJË VLERËSIM STATISTIKOR I PERFORMANCËS PARASHIKUESE TË MODELIT GAP PËR EKONOMINË SHQIPTARE

*Meri Papavangjeli, Arlind Rama, Departamenti i Kërkimeve,
Banka e Shqipërisë, Janar 2017*

1. HYRJE

Saktësia parashikuese e projeksioneve ekonomike është gjithnjë një çështje e rëndësishme primare në bankat qendrore, kur bëhet fjalë për modelet e përdorura për qëllime të politikëbërjes. Aftësia e modeleve për të lexuar e parashikuar përqësimin e kushteve ekonomike të ardhshme bëhet edhe më e rëndësishme në një kohë krizash të pashembullta për nga natyra komplekse e tyre dhe kur politika monetare jo-konvencionale është kthyer në një alternativë reale. Kështu, të pasurit modele ekonomike të besueshme është e një rëndësie parësore për të orientuar në mënyrën e duhur debatin politikëbërës rreth çështjeve kyçe që duhen adresuar siç duhet nga vendimmarrësit. Në këtë drejtim, artikulli i përgatitur synon të kontribuojë në mënyrë aktive në diskutimin lidhur me aftësinë parashikuese të modelit GAP duke synuar të kuptuarin e gjendjes aktuale të modelit dhe të menduarin rreth perspektivave potenciale për të konsideruar përmirësime dhe zgjerime të mundshme të modelit me qëllim përfaqësimit sa më të saktë të ekonomisë shqiptare.

GAP është një nga dy modelet ekonomike kryesore të përdorura në Bankën e Shqipërisë për të bërë projeksione të zhvillimeve të mundshme në ekonominë shqiptare, të cilat merren në konsideratë në procesin politikëbërës në Bankën e Shqipërisë. Një model strukturor i vogël Neo-Kejnesian, i prezantuar së pari nga Dushku dhe Kota (2011), GAP është i strukturuar në katër blloqe që përfaqësojnë kërkesën agregate, inflacionin, kursin e këmbimit dhe rregullin e politikës së normës së interesit. Modeli funksionon me të dhëna tremujore dhe ka një gjendje ekuilibër të përcaktuar në mënyrë ekzogjene. Synimi i artikullit tonë është të ofrojë një qasje vlerësuese nëse ky model i ndërtuar për të replikuar zhvillimet në ekonominë shqiptare, duke kapur gjithashtu pikat e kthesës krahas funksioneve të përgjigjes ndaj impulseve që vijnë nga goditjet, performon sipas pritjeve ekonomike në kuadrin aktual makroekonomik. Në këtë analizë do të paraqitet një ekspozitë statistike e vlerësimit të performancës së modelit dhe krahasimit të tyre me rezultatet e marra nga VAR-i i ndërtuar, si një model gjerësisht i përdorur dhe i pranuar për të kuptuar marrëdhënien shkakësore mes variablave kryesore ekonomike.

Artikulli është i strukturuar si vijon: Seksioni 2 përshkruan të dhënat e përdorura për vlerësimin e modelit dhe transformimin e variablave, Seksioni 3 vijon me metodologjinë e përdorur për të realizuar analizën diagnostike statistikore, përfshirë edhe ndërtimin e modelit VAR. Seksioni 4 diskuton rezultatet empirike të marra nga analiza krahasimore dhe drejtimet potenciale me vlerë për t'u eksploruar me qëllim përmirësimin e mëvonshëm të modelit GAP. Vërejtjet përfundimtare janë prezantuar në Seksionin 5.

2. PËRSHKRIMI I TË DHËNAVE

Në vlerësimet me modelin GAP përdoren të dhënat tremujore të Produktit të Brendshëm Bruto (PBB) reale, Indeksi i Çmimit të Konsumatorit (IÇK), kursi nominal i këmbimit ALL/EUR dhe norma e politikës monetare për periudhën 2002 T1 deri në 2015 T4. Për përditësimin e databazës me të dhënat më të fundit të disponueshme, burimet e Institutit të Statistikave dhe Bankës së Shqipërisë janë përdorur dhe të dhënat më pas janë transformuar, respektivisht të dhënat për PBB dhe IÇK janë marrë nga INSTAT, ndërsa ato rreth normës së interesit dhe kursit të këmbimit nga Banka e Shqipërisë. Ne kemi zgjedhur vitin 2002 si pikënisje për kampionin e periudhës, sepse ka disa thyerje strukturore të serive në vitet paraardhëse. Të dhënat për variablat e huaj janë marrë nga databaza e Eurostat dhe Banka Qendrore Europiane. Përpara vlerësimit, PBB reale, IÇK dhe norma nominale e kursit të këmbimit janë transformuar në norma rritjeje tremujore dhe vjetore, përlllogaritur si diferencë e parë e logaritmeve të tyre. Një diskutim i thelluar mbi implementimin empirik të modelit GAP është përtej objektivit të këtij artikulli, ndaj për detaje të mëtejshme lexuesi mund t'i referohet Dushku dhe Kota (2011) rreth ekuilibrave të variablave dhe shpërndarjes së parametrave të modelit.

3. METODAT E ANALIZËS

Ky seksion përshkruan metodologjinë e përdorur në këtë artikull për të vlerësuar statistikiisht performancën parashikuese të modelit GAP. Së pari, saktësia dhe paanësia e tipareve parashikuese të modelit janë vlerësuar në krahasim me një mjet parashikues më pak të orientuar teorik siç është modeli me Vektorë Autoregresivë (VAR).

3.1 SAKTËSIA

Saktësia e parashikimeve është matur duke përdorur rrënjën katrore të mesatares së gabimeve (RMSE) përkufizuar si:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N e_1^2} \quad (1)$$

Ku e_1 është gabimi në parashikim, përcaktuar si diferencë e vlerës aktuale me atë të parashikuar.

Sa më të mëdha gabimet e parashikimit, më të mëdha priten të jenë edhe RMSE-të, por lidhja mes tyre nuk është lineare. RMSE-të do të jenë disproporcionalisht të mëdha (vogla), nëse gabimet janë të mëdha (vogla). RMSE-të janë një funksion standard i humbjes i përdorur në literaturën e vlerësimit të parashikimeve. Më së rëndësishmi, një funksion kuadratik i humbjes, është i përshtatshëm për qëllimet tona sepse politikëbërësit do të kujdesen më shumë

për gabimet e mëdha në parashikim që mund të sjellin gabime të mëdha në politika e për pasojë të kenë një impakt negativ në ekonomi. Gjithsesi, RMSE-të përfaqësojnë një formë të veçantë të funksionit të humbjes (një funksion kuadratik të humbjes) dhe funksione alternative të humbjes mund të çojnë në rezultate të ndryshme (Timmermann, 2006).

Për të lejuar krahasueshmërinë e RMSE-ve midis variablave, RMSE-të janë përshkallëzuar nëpërmjet devijimit standard të të dhënave aktuale (mbi të njëjtën periudhë për RMSE-të e përlogaritura). Kjo është një mënyrë e thjeshtë për t'u konsideruar mbi luhatshmërinë e të dhënave, meqenëse luhatshmëria më e lartë e bën një variabël në thelb më të vështirë për t'u parashikuar. Është e rëndësishme të vihet re se vlera e RMSE-së së shkallëzuar nuk është në vetvete informuese (nëse mbi apo nën 1), dhe është e vlefshme për t'u krahasuar me RMSE-të e shkallëzuara të variablave të tjerë ose të të njëjtëve variabla por në periudha të ndryshme kohe.

3.2 ANËSIA

Anësia e parashikimeve është vlerësuar duke përdorur metodën e zakonshme të katrorëve më të vegjël (OLS). Gabimet e parashikimit regresohen ndaj një konstanteje nën hipotezën zero, sipas së cilës konstantja është zero, që do të ishte rasti nëse parashikimet nuk do të ishin të zhvendosur. Përndryshe, parashikimet do të mund të bëheshin më të sakta duke u shtuar atyre një konstante. Sikurse në ekuacionin (1), gabimet e parashikimit përcaktohen si:

$$e^{t-h} = y - y_t^{t-h} \quad (2)$$

Ku y_t është vlera aktuale e variablit y në periudhën t dhe $y_{t,h}$ është parashikimi për variablin y në periudhën t bërë në periudhën $t-h$.

Për të testuar anësinë, është vlerësuar regresioni i mëposhtëm:

$$e_t^{t-h} = \beta_0 - u_t \quad (3)$$

ku U_t është termi i gabimit me mesatare 0. Nën hipotezën zero të paanësisë $\beta_0 = 0$. nëse $\beta_0 > 0$, parashikimet kanë qenë sistematikisht tejet të ulëta. Nëse $\beta_0 < 0$, parashikimet kanë qenë tepër të larta. Ne vlerësuam regresionin duke përdorur OLS me gabime standarde që janë konsistente ndaj heteroskedasticitetit dhe autokorrelacionit (HAC). Parashikimet e bëra në tremujorët e njëpasnjëshëm do të mbulojnë të njëjtën periudhë parashikimi dhe për pasojë gabimet e lidhura me parashikimin kanë gjasa të jenë të autokorreluara. Përdorimi i gabimeve standarde HAC duhet të ketë vlerë për këtë dhe çështje të tjera të lidhura me autokorrelacionin e heteroskedasticitetin (Andreës, 1991).

3.3 KRAHASIMI I PARASHIKIMEVE TË GAP-IT

Krahasimi i karakteristikave dinamike dhe saktësisë së parashikimeve të GAP-it me një model që udhëhiqet nga të dhënat siç është VAR-i, mund të jetë i vlefshëm sepse modelet DSGE vendosin një numër të madh kufizimesh në sjelljen e serive kohore të variablave që ato përpiqen të shpjegojnë e parashikojnë. Përmasat e tyre paraqesin vështirësi për analizën specifikuuese dhe vlerësuese të besueshmërisë së parashikimeve. Modelet VAR shpesh ofrojnë një qasje arsyeshme ndaj serive të të dhënave makroekonomike (Domit et. al., 2016). Në këtë artikull, ne prezantojmë një VAR të pakushtëzuar me 4 vonesa kohore duke përdorur të njëjtat variabla makroekonomike në përbërje të GAP-it. Ashtu si në modelin GAP, ne e trajtojmë Shqipërinë si një ekonomi të vogël të hapur dhe modelojmë pjesën tjetër të botës si ekzogjene. Ne më pas vlerësojmë performancën relative të të dy modeleve në parashikimin e inflacionit, rritjes ekonomike dhe ndryshimit të kursit të këmbimit. Të gjithë variablat në VAR shprehen si norma rritjeje vjetore, të cilat për më tepër shmangin nevojën për zhveshje nga sezonaliteti për ato tregues që kanë një sjellje sezonale gjatë vitit. Teste të ndryshme diagnostike janë performuar për të kontrolluar stacionaritetin e variablave, qëndrueshmërinë e modelit, autokorrelacionin, heteroskedasticitetin dhe normalitetin e shpërndarjes së mbetjeve. Rezultatet e testeve sugjerojnë që modeli VAR i përmbush të gjitha supozimet e nevojshme të një procedure vlerësimi OLS.

Për të reflektuar informacionin e disponueshëm në kohën e realizimit të parashikimeve, të dy modelet janë vlerësuar gjatë periudhës 2002 dhe 2015 duke përdorur vlerësime në kohë reale. Qasja e vlerësimit në kohë reale do të thotë që secili parashikim është prodhuar vetëm me informacionin që ka qenë i disponueshëm në secilën etapë parashikimi nisur nga zgjedhja e vlerësimit. Performanca e GAP-it është vlerësuar duke përdorur një procedurë të zgjeruar. Periudha e parë e vlerësimit është nga 2002T1 deri 2009T4 dhe është zgjeruar gradualisht me nga katër tremujorë. Së pari, ne vlerësojmë parametrat deri në tremujorin e katërt 2009 dhe më pas bëjmë parashikimet jashtë zgjedhjes së vlerësimit për horizontet kohore një, dy dhe trevjeçar. Zgjerojmë kampionin me katër tremujorë të tjerë dhe realizojmë sërish parashikime për horizontin një, dy dhe trevjeçar. Procesi përsëritet disa herë deri në përfundimin e zgjedhjes (2009T4).

Në vazhdim, përdoret testi Diebold-Mariano për të vlerësuar nëse ka diferenca statistikisht të rëndësishme në saktësinë e parashikimeve (matur nga katrori i gabimit të parashikimit) midis modelit GAP dhe VAR. Për të realizuar këtë test, përcaktohet fillimisht diferenca e katrorëve të gabimit të parashikimit për dy modelet përmes formulës:

$$d_t = e_{t,1}^2 - e_{t,2}^2 \quad (4)$$

ku $e_{t,1}^2$ dhe $e_{t,2}^2$ janë katrorët e gabimeve të parashikimit në kohën t respektivisht për modelin e parë dhe të dytë parashikues.

Në vazhdim, është vlerësuar ekuacioni i mëposhtëm duke përdorur metodën e katrorëve më të vegjël (OLS) me gabime standarde HAC:

$$d_t = \beta_0 + u_t \quad (5)$$

ku u_t është termi i gabimit me mesatare zero. Hipoteza zero është se nuk ka diferencë në saktësinë e parashikimeve midis dy modeleve, pra $\beta_0 = 0$. Nëse $\beta_0 > 0$, parashikimi i modelit të dytë ka tendencë të jetë më i saktë sesa i pari, dhe e anasjellta nëse $\beta_0 < 0$.

Për krahasimin e saktësisë mes modeleve GAP dhe VAR, u përdorën RMSE-të. Fillimisht krahasuam RMSE-të e shkallëzuara mbi horizonte kohore të ndryshme dhe u përdor testin Diebold-Mariano për të vlerësuar nëse diferencat në saktësinë e parashikimeve mes modeleve GAP dhe VAR janë statistikisht të rëndësishme. RMSE-të krahasohen për secilin variabël, duke u përshkallëzuar me devijimin standard të vlerave aktuale mbi të njëjtën periudhë siç llogaritet RMSE-të. Dhe sërish, përdoret testit Diebold-Mariano për të vlerësuar nëse diferencat në saktësinë e parashikimit mes modeleve GAP dhe VAR janë statistikisht të rëndësishme.

4. REZULTATET E VLERËSUARA

Ky seksion paraqet gjetjet kryesore empirike, duke filluar me saktësinë dhe anësinë e parashikimeve GAP për tri variablat makroekonomikë: inflacioni, rritja reale dhe kursi i këmbimit e vijon më tej me krahasimin e parashikimeve të modelit GAP me ato të një modeli VAR. Është e rëndësishme të theksohet se për shkak të madhësisë relativisht të vogël të zgjedhjes duhet të tregojmë kujdes me interpretimin e rezultateve më poshtë.

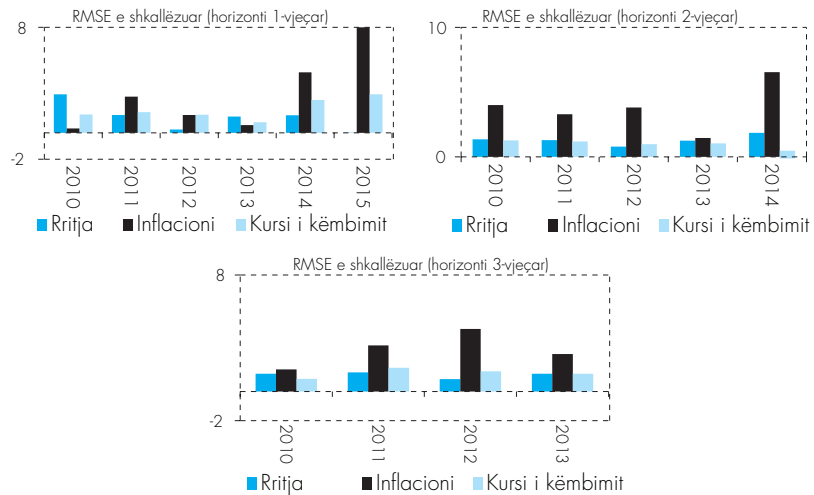
4.1 SAKTËSIA E PARASHIKIMEVE TË MODELIT GAP

Sikurse përshkruhet në seksionin e mëparshëm, saktësia e parashikimeve për një periudhë të caktuar matet duke përdorur RMSE-të e shkallëzuara me devijimin standard të të dhënave për të njëjtën periudhë. RMSE-të e shkallëzuara për parashikimet (tremujore) të modelit GAP në të tre horizontet kohore paraqitet në figurën 1. Siç e kemi theksuar më parë, vlera e një RMSE-je të shkallëzuar nuk është informuese në vetvete, por ajo na shërben për të krahasuar shkallën e saktësisë së parashikimeve midis variablave dhe përgjatë periudhave kohore. Një RMSE e shkallëzuar më e lartë tregon se parashikimet e një variabli të caktuar priren të jenë më pak të sakta, në raport me ndryshueshmërinë e të dhënave.

Për inflacionin, saktësia e parashikimeve priret të ulet me rritjen e horizontit kohor, me përjashtim të vitit 2010. Ky rezultat është i arsyeshëm përderisa me rritjen e horizontit të parashikimit, bëhet më i vështirë parashikimi i ecurisë së mundshme të një variabli të caktuar. Për rritjen dhe kursin e këmbimit,

sjellja e saktësisë së parashikimeve është më pak e rregullt: herë rritet, herë zvogëlohet me rritjen e horizontit të parashikimit, megjithatë vlerat e RMSE-ve të shkallëzuara mbeten të ulëta. Parashikimet për rritjen dhe kursin e këmbimit priren të jenë më të sakta në të gjitha horizontet e parashikimit, ndërkohë që parashikimet e inflacionit më pak të sakta.

Figura 1 Saktësia e parashikimeve për horizonte të ndryshme kohore.

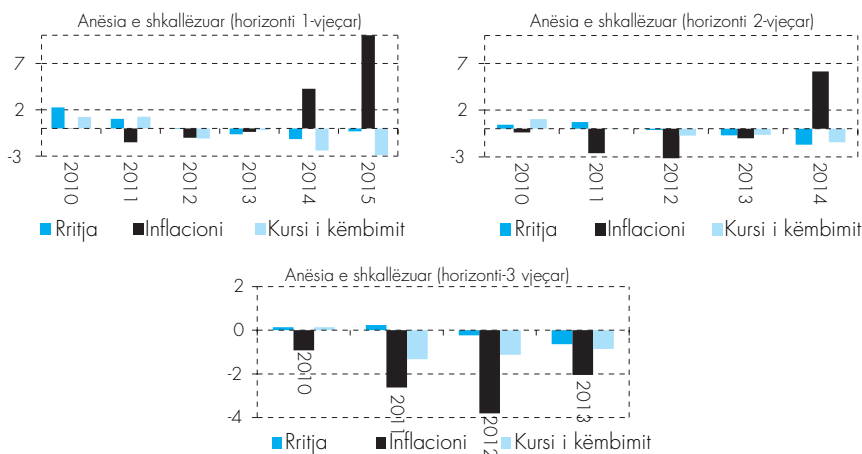


Shënim: Viti në boshtin horizontal nënkupton që zgjedhja e parashikimit nis në atë vit dhe zgjedhja e vlerësimit është deri në tremujorin e fundit të vitit të mëparshëm.

4.2 ANËSIA E PARASHIKIMEVE

Në përputhje me masën tonë të saktësisë së parashikimit dhe për të mundësuar krahasueshmërinë midis variablave dhe periudhave kohore, shkalla e anësisë së gabimeve të parashikimit (përfaqësuar nga β_0 në ekuacionin (3)) është shkallëzuar me devijimin standard të të dhënave (për të njëjtën periudhë që llogaritet anësia). Parashikimet e inflacionit priren të jenë të zhvendosur (të anshëm) ndjeshëm për vitet 2014 dhe 2015, gjë që shpjegon edhe vlerat e ulëta të RMSE-ve të shkallëzuara për të njëjtat vite. Sikurse edhe RMSE-ja e shkallëzuar, anësia e parashikimeve të inflacionit për të njëjtën zgjedhje të vlerësimit priret të ulet me rritjen e horizontit të parashikimit, me përjashtim të vitit 2010. Për rritjen dhe kursin e këmbimit, vlerat e anësisë së shkallëzuar janë mjaft të ulëta.

Figura 2 Anësia e parashikimeve për horizonte të ndryshme kohore.



Shënim: Viti në boshtin horizontal nënkupton që zgjedhja e parashikimit nis në atë vit dhe zgjedhja e vlerësimit është deri në tremujorin e fundit të vitit të mëparshëm.

Tabela 1 paraqet koeficientët e vlerësuar të anësisë për parashikimet e GAP-it përgjatë horizonteve të ndryshme kohore, si dhe rëndësinë e tyre statistikore. Sikurse mund të shihet, ka prova të rëndësishme statistikore të anësisë vetëm për parashikimin e inflacionit në nivelin e rëndësishëm 10% për horizontin kohor 3-vjeçar. Parashikimet e rritjes reale kanë qenë të prirur të jenë të mbivlerësuar në raport me vlerat aktuale përgjatë gjithë periudhës. Parashikimet e kursit të këmbimit kanë qenë më të ulëta për horizontin 1 dhe 2-vjeçar dhe më të larta për atë 3-vjeçar. Parashikimet e inflacionit kanë qenë më të ulëta për horizontin 1-vjeçar dhe më të larta për ato 2 dhe 3-vjeçar, por vetëm koeficienti për këtë të fundit rezultoi statistikiisht i rëndësishëm në nivelin 10%. Në raport me variablat e tjerë, koeficienti i vlerësuar i anësisë së shkallëzuar për parashikimet e inflacionit ka vlerën më të lartë në horizontin 2 dhe 3-vjeçar, ndërkohë që për horizontin 1-vjeçar, koeficienti i rritjes dominon mbi të tjerët.

Tabela 1. Rëndësia statistikore e koeficientëve të anësisë.

	Rritja	Inflacioni	Kursi i këmbimit
1-VJEÇAR	-0,299	0,199	0,258
2-VJEÇAR	-0,291	-1,057	0,336
3-VJEÇAR	-0,406	-1,347*	-0,228

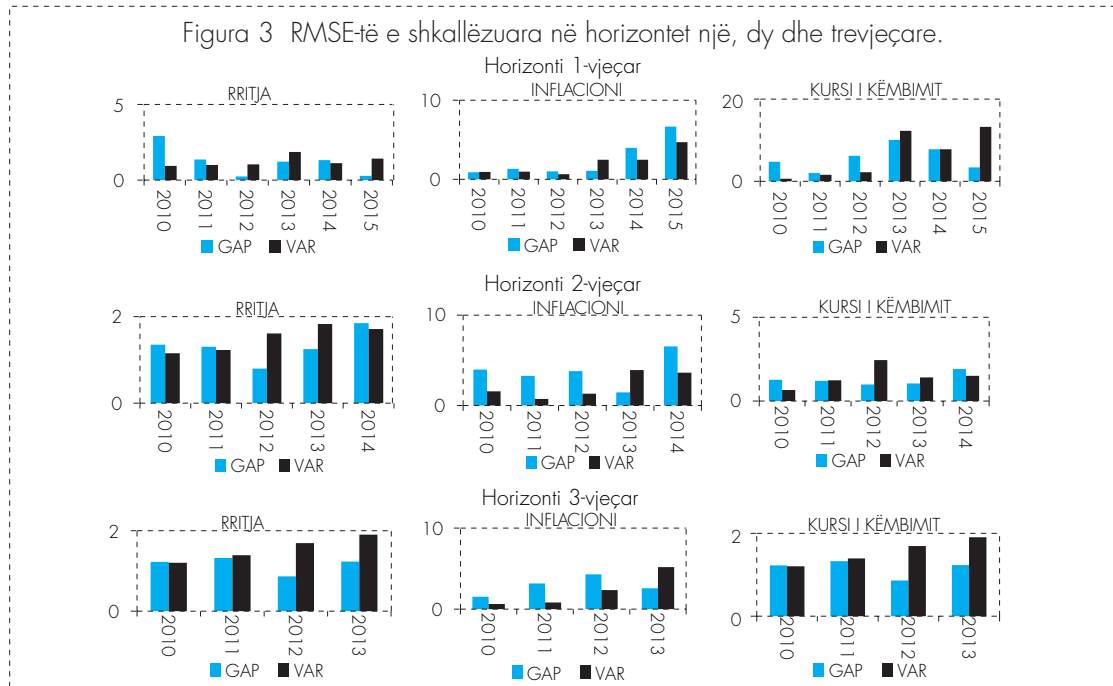
Shënim: *i rëndësishëm në 10%.

4.3 KRAHASIMI MIDIS PARASHIKIMEVE TË MODELEVE GAP DHE VAR

4.3.1 SAKTËSIA E PARASHIKIMEVE TË GAP-IT

Sikurse u diskutua në seksionin e mëparshëm, saktësia dhe anësia e parashikimeve të modelit GAP krahasohen përkundrejt një model të thjeshtë VAR. Nga Figura 3, është e mundur të konstatohet se performanca e modelit GAP e tejkalon sistematikisht atë të modelit VAR në parashikimin e trendit të

kursit të këmbimit në horizontet një, dy dhe tre-vjeçare. Për sa i përket saktësisë së parashikimeve të inflacionit, modeli VAR ka epërsi kundrejt GAP-it në të gjitha periudhat e parashikimit. Parashikimet e GAP-it kanë vlera më të ulëta të RMSE-së së shkallëzuar edhe për rritjen, por diferencat me VAR-in mbeten të pakonsiderueshme.

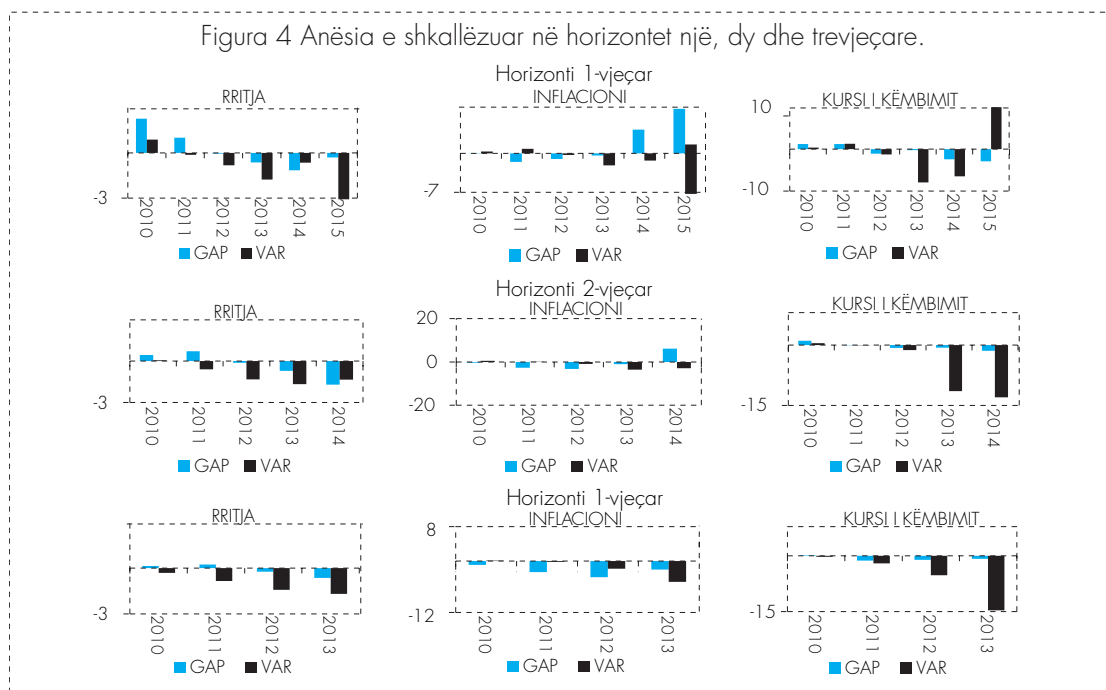


4.3.2 ANËSIA E PARASHIKIMEVE TË MODELIT GAP

Parashikimet e marra nga modeli GAP për rritjen dhe kursin e këmbimit janë lehtësisht të zhvendosura, për të gjitha periudhat kohore, ndërkohë që një gjë e tillë nuk mund të thuhet për modelin VAR. Në horizontin 1-vjeçar, rezultatet e GAP-it janë më pak të zhvendosura krahasuar me ato të VAR-it.

Parashikimet e VAR-it janë vazhdimisht të zhvendosura negativisht për të gjitha variablat. Ndërsa mbeten më pak të zhvendosura se parashikimet e VAR-it për rritjen dhe inflacionin, parashikimet e GAP-it në horizontet 2 dhe 3-vjeçare janë të zhvendosura negativisht. Rezultatet e marra për inflacionin nga VAR-i në horizontet 2 dhe 3-vjeçare janë më pak të zhvendosura se ato të GAP-it. Për sa i përket anësisë së parashikimeve, GAP-i ka epërsi ndaj VAR-it në parashikimin e rritjes në horizontet një, dy dhe trevjeçare.

Figura 4 Anësia e shkallëzuar në horizontet një, dy dhe trevjeçare.



4.3.3 TESTI DIEBOLD-MARIANO

Në vijim, performohet testi Diebold-Mariano sipas hapave të përshkruar më lart, për të testuar nëse ka diferenca në saktësinë e parashikimeve të modelit. Rezultatet paraqiten në tabelën e mëposhtme:

Tabela 2. Rezultatet e testit Diebold-Mariano.

	RRITJA	INFLACIONI	KURSI I KËMBIMIT
1-VJEÇAR	-1.442217	1.070123*	-90.2
2-VJEÇAR	-3.139118	4.006239*	-30.78867*
3-VJEÇAR	-3.143100	1.354761	-35.85594*

Shënim: *i rëndësishëm në nivelin 10%.

Midis koeficientëve të mësipërm, vetëm ato për inflacionin dhe kursin në horizontet përkatëse janë të rëndësishëm. Rezultatet sugjerojnë se VAR-i e tejkalon GAP-in në parashikimin e inflacionit në horizontin 1 dhe 2-vjeçar, por ka një performancë më pak të kënaqshme për kursin e këmbimit në horizontet 2 dhe 3-vjeçare. Lidhur me parashikimin e rritjes, nuk ka diferenca të rëndësishme midis dy modeleve. Megjithatë, duhet të tregojmë kujdes në interpretimin e rezultateve sepse zgjedhja e vogël ndikon besueshmërinë e rezultateve. Një rezultat i vështirë për t'u parashikuar, mund të ndikojë në një masë të konsiderueshme vlerësimet e RMSE-ve dhe saktësinë e parashikimeve në perioda të shkurtra kohore, ndërkohë që në perioda më të gjata efekti i tij është i papërfillshëm.

5. KOMENTE PËRMBYLLËSE

Ky artikull ofron një metodologji për vlerësimin e performancës parashikuese të modelit GAP në aspekte të ndryshme statistikore, duke përfshirë edhe krahasimin e tij me një model VAR. Ky seksion përpigjet të nxjerrë disa përfundime bazuar në rezultatet kyçe të marra nga analiza krahasimore e parashikimeve dhe diskuton hapësira të mundshme për të përmirësuar aspekte të veçanta të performancës parashikuese.

Matës të ndryshëm të performancës sugjerojnë se aftësia parashikuese e modelit GAP është e moderuar dhe se mund të ketë hapësira për përmirësime të mëtejshme në strukturën e modelit. Konkretisht, vlerësimet e modelit GAP tregojnë se projeksionet e modelit në lidhje me aktivitetin ekonomik e me kursin e këmbimit janë relativisht më të mira se parashikimet afatmesme të inflacionit. Një krahasim i tij me një model alternativ të udhëhequr nga të dhënat, pra pa përfshirë gjykimin e ekspertit, tregon se modeli mund të përmirësohet përmes identifikimit më të mirë të strukturës dhe parametrave që përcaktojnë sjelljen e inflacionit në model. Kjo sjell në vëmendje nevojën për kuptuar më qartë faktorët përcaktues të inflacionit në model, dhe duke ndihmuar në këtë mënyrë në saktësinë e projeksioneve që përdoren në hartimin e politikës monetare.

Nevoja për rritjen e saktësisë së parashikimeve të modelit GAP duhet të shërbejë si një nxitje për punë të mëtejshme e të thelluara kërkimore që kanë në fokus përmirësimin e projeksioneve të përfuara nga modeli, rikalibrimin periodik të parametrave për të reflektuar ndryshimet në ekonomi, si dhe pasurimin e mundshëm me blloqe të tjera si kanale efektive për përfshirjen më të mirë në model të gjykimin të ekspertit të orientuar nga politika.

REFERENCAT

Adolfson, M., M. K. Andersson, J. Lindé, M. Villani & A. Vredin, (2007), "Modern forecasting models in action: Improving analyses at central banks", *International Journal of Central Banking*, forthcoming

Andersson, M K, Karlsson, G and Svensson, J (2007), 'The Riksbank's forecasting performance', Working Paper Series 218, Sveriges Riksbank.

Andrews, D W K (1991), 'Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation', *Econometrica*, Vol. 59, No. 3, pages 817-58.

Bank of England (2000), 'Economic models at the Bank of England: September 2000 update', available at

<http://webarchive.nationalarchives.gov.uk/20111203050222/http://www.bankofengland.co.uk/publications/other/beqm/modcobook.htm>.

Diebold, F X and Mariano, R S (1995), 'Comparing predictive accuracy', *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 13, No. 3, pages 253-63.

Domit, S., Francesca Monti and Andrej Sokol (2016), 'A Bayesian VAR benchmark for COMPASS', Staff Working Paper No. 583.

Dushku, E. and Kota, V. (2011), 'A Bayesian Estimation of A Small Structural Model for The Albanian Economy', BoA Working Paper.

Iversen, J., S. Laseen, H. Lundvall and U. Soderstrom, 2014. "Real-Time Forecasting for Monetary Policy Analysis: The Case of Sveriges Riksbank," mimeo.

Timmermann, A (2006), 'An evaluation of the World Economic Outlook Forecasts', *International Monetary Fund Working Paper WP/06/59*.

INTERPRETIMI I LUHATJEVE TË KURSIT TË KËMBIMIT TË LËKUT GJATË KRIZËS FINANCIARE: EVIDENCË NGA TË DHËNAT NË KOHË REALE.

Arlind Rama dhe Ilir Vika, Departamenti i Kërkimeve, Banka e Shqipërisë.

HYRJE

Interpretimi i luhatshmërisë së kursit të këmbimit në dritën e fundamenteve të ekonomisë përbën një nga çështjet me interes të politikëbërjes për implementimin me sukses të politikës monetare. Ndërhryjet e Bankës Qendrore shpesh justifikohen si të domosdoshme për të zbutur luhatshmërinë e padëshiruar, me qëllim që luhatshmëria e tepërt afatshkurtër dhe luhatjet afatgjata që dalin përtej një ekuilibri "fondamental" të mos dëmtojnë ekonominë. Menaxhimi i rezervës valutore dhe ndërhryjet në tregun monetar për përcaktimin e saj përbëjnë një proces të vazhduar që kërkon eficiencë të rritur.

Agjentët ekonomikë mbeten të ekspozuar ndaj rrezikut të tërthortë të kreditit të shkaktuar nga lëvizjet e pafavorshme të kursit të këmbimit ose të normës së interesit. Raportet e stabilitetit financiar të Bankës së Shqipërisë, në mënyrë të përsëritur theksojnë se pavarësisht faktit që pjesa më e madhe e kredisë së pambuluar nga rreziku i kursit të këmbimit është e mbrojtur me kolateral, përkeqësimi i cilësisë së saj përbën një problem që duhet monitoruar me kujdes, për të njohur shkaqet dhe për të vlerësuar pritshmëritë për ecurinë në të ardhmen. Të kuptuarit e ndikimit që informacioni dhe lajmet ekonomike kanë mbi kursin e këmbimit të lekut përkundrejt dy monedhave kryesore, euros dhe dollarit, do të shërbente për të orientuar më mirë aktorët e tregut në pozicionimin e tyre në kohë, duke paraprirë e shmangur çrregullimet e mundshme që sjell luhatshmëria e lartë në tregun valutore. Teoria sugjeron se pavarësisht argumentit që luhatshmëria e kursit të këmbimit lejon ekonominë të përthithë goditje të ndryshme, në horizont afatgjatë, kursi i këmbimit do të reflektojë fundamentet ekonomike. Agjentët ekonomikë pozicionohen në tregun valutore duke u bazuar në pritshmëritë e tyre rreth zhvillimeve të ardhshme në ekonomi, ndaj çdo vlerë e deklaruar e fundamenteve ekonomike jashtë parashikimeve kërkon një ripozicionim të tyre në treg. Luhatshmëria e lartë në tregun valutore rrit rrezikun që buron nga paqëndrueshmëria e kursit të këmbimit në ekonomi, duke vendosur theksin mbi efektshmërinë e vendimmarrjes e duke i dhënë rëndësi të shtuar interpretimit të luhatshmërisë së kursit në funksion të fundamenteve ekonomike.

Sipas Vika (2008) vlerësimet jolineare konfirmojnë gjerësisht gjetjet empirike se devijimet e përsëritura të kursit të këmbimit në të njëjtin drejtim, mund të tërheqin vëmendjen e drejtuesve të Bankës Qendrore. Gjithsesi, vendimet për të ndërhyrë janë thellësisht të dekurajuar në ditët kur ka luhatje të mëdha të kursit të këmbimit, duke sjellë kështu implikimin se forcimi i konsiderueshëm i lekut mund të perceptohet si lëvizje e çmimit të tij drejt një ekuilibri të ri, e duke penguar kështu veprimet e momentit të Bankës Qendrore.

Gjetjet empirike në këtë studim vënë në dukje faktin se Banka e Shqipërisë i është përgjigjur në mënyrë konstante luhatshmërisë së padëshiruar në ditët e vlerësimit të monedhës vendase ndaj dollarit amerikan. Luhatjet shumë të larta do ta bënin Bankën Qendrore hezituese për të ndërhyrë në treg, e për rrjedhojë më të kujdesshme në vlerësimin e kohës optimale të ndërhyrjes në raport me luhatjet e kursit të këmbimit.

Në përpjekjen për të interpretuar ndjeshmërinë e kursit të këmbimit nga lajmeve rreth fundamenteve ekonomike, studimi ynë synon të analizojë impaktin që lajmet ekonomike kryesore kanë mbi kursin e këmbimit, duke konsideruar si lajm apo "surprizë" çdo shmangie të vlerës së anoncuar nga vlera e pritur për secilin nga treguesit ekonomikë fundamentalë në fokus të analizës tonë. Duke e konsideruar monedhën si një tregues të gjendjes së ekonomisë dhe duke u përpjekur të kuptojmë faktorët që përcaktojnë kursin e këmbimit të lekut me euron dhe dollarin, ne marrim në shqyrtim ekonominë shqiptare, eurozonën dhe ekonominë amerikane duke trajtuar si lajme ekonomike pozitive, deklaratat mbi fundamentet të cilat krijojnë një perceptim pozitiv të tregut, duke u reflektuar në vlerësimin e monedhës kombëtare. Nga ana tjetër, si lajme negative identifikohen zhvillimet të cilat si pasojë e një perceptimi negativ të agjentëve të tregut pasohen nga një zhvlerësim i monedhës kombëtare përballë euros dhe dollarit. Analiza fundamentale e kursit të këmbimit mes lekut dhe dy monedhave të forta, euro dhe dollar, në këndvështrimin e fundamenteve të ekonomisë synon të evidentojë rëndësinë e treguesve kryesorë, lajmet e të cilëve kanë një impakt të qëndrueshëm mbi kursin e këmbimit. Për këtë arsye, analiza jonë ngrihet mbi kursin e këmbimit ndërditor i cili lejon të kuptohet më qartë qëndrueshmëria e ndikimit që lajmet mbi fundamentet ekonomike kanë në përcaktimin e vlerës së lekut përkundrejt euros dhe dollarit.

Mendimi ekonomik i viteve të fundit ka evoluar duke sjellë në literaturë zhvillimin e dy qasjeve në analizimin dhe interpretimin e kursit të këmbimit: analizën teknike dhe analizën e fundamenteve. Sipas trajtimit të Allen dhe Taylor (1990); De Grauwe dhe DeWachter (1993) e Cheung dhe Chinn (1999) analiza teknike ka një rëndësi specifike për të kuptuar luhatjet e mëdha apo mbivlerësimin e monedhave në rastet kur nga aktorët e tregut ndiqen rregullat teknike të tregtimit në tregun valutor, duke mos marrë si referencë për analizën fundamentet ekonomike. Më vonë, Evans dhe Lyons (2002) argumentojnë se në horizonte kohore afatshkurtra, kursi i këmbimit orientohet nga vëllimet e tregtuara, pra ekuilibrat e kërkesës dhe ofertës në një moment të caktuar kohor në tregun valutor, të cilët përcaktohen nga blerjet apo shitjet masive të monedhës nga ana e agjentëve, duke pasqyruar një tjetër mekanizëm për procesimin e informacionit ekonomik larg nga analiza e fundamenteve ekonomike kryesore. Por, Love dhe Payne (2002) ashtu si Evans dhe Lyons (2003) gjejnë se janë pikërisht fundamentet ekonomike ato që përcaktojnë një pjesë të madhe të vëllimeve të tregtuara në tregun valutor.

Për të realizuar analizën e studimit tonë, kemi përzgjedhur fundamentet ekonomike më të rëndësishme që literatura konsideron si përcaktuese në luhatjet e kursit të këmbimit dhe mbi bazën e tyre janë analizuar efektet që lajmet ekonomike kanë në vlerësimin e lekut përballë dy monedhave të forta,

euro dhe dollar. Ne synojmë të studiojmë ndikimin e lajmeve ekonomike në qëndrimin e agjentëve të tregut valutor, për të mundur të kuptojmë se si ndryshon pozicionimi i tyre në varësi të dinamikës së anoncimeve mbi treguesit fundamentalë makroekonomikë. Ashtu si Andersen, Bollerslev, Diebold dhe Vega (2003), Faust, Rogers, Wang dhe Wright (2003), Galati dhe Ho (2003) apo Ehrmann dhe Fratzscher (2004), ne përdorim të dhënat në kohë reale për të gjitha anoncimet e rëndësishme makroekonomike si dhe për vendimet e politikës monetare në SHBA, Eurozonë dhe Shqipëri, në cilësinë e fundamenteve ekonomike. Pas krijimit të databazës me të dhënat në kohë reale me frekuencë mujore dhe tremujore, ne testojmë ndikimin e tyre në përcaktimin e kursit e këmbimit ditor të lekut me euron dhe dollarin amerikan, për periudhën janar 2007 – korrik 2012. Parashikimet e marra në Bloomberg, SPF të FED e BQE si dhe parashikimet e Bankës së Shqipërisë për treguesit makroekonomikë në fokus, na lejojnë të kuptojmë shmangiet e anoncimeve në kohë reale nga vlerat e parashikuara për to, të perceptuara nga pjesëmarrësit e tregut si “lajme ekonomike”. Nëpërmjet kësaj baze të dhënash, studimi ynë përpiqet të japë përgjigje të qëndrueshme mbi shpjegueshmërinë dhe interpretimin e luhatshmërisë së kursit të këmbimit të lekut ndaj dy monedhave të forta në tregun valutor, euro dhe dollar.

TË DHËNAT DHE METODOLOGJIA

PËRKUFIZIMI I “LAJMIT”

Në literaturën ekonomike ekzistojnë shumë mënyra për të përcaktuar “lajmin”, mbi bazën e të cilit kërkimi ekonomik hulumton impaktin e lajmeve ekonomike në ekonominë reale. Por për qëllime të këtij studimi, ne përkufizojmë “lajmin” si “surpriza” e matur nga diferenca mes vlerës aktuale momentale të variablave makroekonomikë në ditën e publikimit dhe parashikimit të tregut për vlerën e pritshme për të njëjtën ditë. Ndërkohë që vlerat aktuale të variablave makroekonomikë janë ekstraktuar nga anonçimet zyrtare të publikuara në ditët e parashikuara sipas kalendarit zyrtar të anonçimeve, vlera e pritur e tregut për variablin është marrë nga parashikues institucionalë të besueshëm dhe me reputacion. Duke e trajtuar vlerën e valutës në treg si një indikator i gjendjes së ekonomisë së një vendi dhe duke synuar të kuptojmë kursin e këmbimit të Lekut ndaj dy monedhave kryesore të forta, Dollarit amerikan dhe Euros, ne e fokusojmë kërkimin tonë të të dhënave në tre ekonomitë kryesore në përcaktimin e tij, respektivisht ekonominë shqiptare, atë amerikane dhe atë të Eurozonës. Pasi mblodhëm dhe krijuam datasetin e plotë të të dhënave momentale dhe vlerave të pritura për secilin variabël, ne analizojmë efektet e “surprizave” në kursin e këmbimit të ditës apo në kursin e asaj pasardhëse. Në analizën tonë, ne konsiderojmë “lajm” pozitiv, lajmin që perceptohet pozitivisht për gjendjen e ekonomisë nga agjentët e tregut, e për pasojë reflektohet në një vlerësim të monedhës kombëtare ndaj dy monedhave të tjera në fokus. Në planin tjetër, një “lajm” negativ perceptohet negativisht nga agjentët e tregut e për pasojë reflektohet në një zhvlerësim të monedhës Lek. Statistika të detajuara rreth “lajmeve” ekonomike që derivojnë nga anonçimet makroekonomike për

tre ekonomitë në fokus mund të gjenden në vijim, tabela 1 për ekonominë shqiptare, tabela 2 për ekonominë e Eurozonës dhe tabela 3 për ekonominë amerikane.

Tabela 1. Statistika përmbledhëse për anonçimet ekonomike, sondazhet dhe surprizat: Shqipëria

	Anonçimi		Sondazhi		Surpriza	
	Mesatare	Dev.St.	Mesatare	Dev.St.	Mesatare	Dev.St.
Shqipëria njoftimi						
IÇK vmv (%)	2.93	0.95	3.13	0.91	-0.12	1.10
PBB vmv (%)	3.10	2.67	2.41	1.80	0.69	2.84
Llogaria Korrente vmv (%)	0.22	0.40	0.03	0.19	0.19	0.33
Bilanci Tregtar i mallrave vmv (%)	9.14	17.23	2.78	6.24	6.65	16.24
M3 vmv (%)	10.96	3.47	10.27	3.16	0.69	2.98

Burimi: Banka e Shqipërisë, INSTAT, IMF Country Reports, Llogaritjet e autorëve

Tabela 2. Statistika përmbledhëse për anonçimet ekonomike, sondazhet dhe surprizat: Eurozona

	Anonçimi		Sondazhi		Surpriza	
	Mesatare	Dev. St.	Mesatare	Dev. St.	Mesatare	Dev.St.
Eurozona Njoftimi						
Norma referencë 2-javore e BQE	2.19	1.20	2.38	1.45	-0.19	0.31
Papunësia (%)	8.95	1.41	8.93	1.41	0.02	0.11
HICP vmv (%)	2.04	1.10	2.05	1.09	-0.003	0.05
PBB vmv (%)	0.53	2.48	0.57	2.47	-0.05	0.13
Shitjet pakicë MoM (%)	-0.14	0.54	0.10	0.34	-0.24	0.45
Prodhimi Industrial MoM (%)	-0.08	2.13	0.12	1.07	-0.20	1.63
IÇP vmv (%)	2.62	4.20	2.65	4.18	-0.02	0.24
Bilanci Tregtar	871.6	5642.0	514.2	3922.6	357.4	3551.1
Indeksi Ifo për Klimën e biznesit	101.52	9.08	101.30	8.96	0.21	1.36
M3 vmv (%)	5.13	4.29	5.14	4.23	-0.01	0.48

Burimi: Bloomberg, ECB SPF, Reuters, Llogaritjet e autorëve

Tabela 3. Statistika përmbledhëse për anonçimet ekonomike, sondazhet dhe surprizat: SHBA

	Anonçimi		Sondazhi		Surpriza	
	Mesatare	Dev. St.	Mesatare	Dev. St.	Mesatare	Dev. St.
Njoftimi SHBA						
Norma e fondeve federale SHBA	2.38	2.19	2.05	2.01	0.33	0.32
Besimi konsumator SA	63.41	21.58	21.14	63.78	-0.37	5.41
Shtëpitë e nisura	798.88	328.44	801.58	326.29	-2.70	57.06
Bilanci tregtar	-47.45	10.58	-47.74	10.38	0.35	3.70
Shitjet me pakicë MoM (%)	0.18	0.92	0.18	0.69	-0.004	0.56
IÇP MoM (%)	0.28	0.99	0.21	0.65	0.07	0.50
Papunësia (%)	7.65	2.06	7.66	2.09	-0.01	0.17
Pagat jobujqësore MoM (%)	-26.87	234.77	-14.80	233.51	-12.07	67.57
Prodhimi industrial MoM (%)	0.05	0.77	0.12	0.50	-0.07	0.46
IÇP MoM (%)	0.18	0.402	0.18	0.33	0.01	0.14
PBB Q/Q vjetore (%)	1.42	2.74	1.45	2.87	-0.03	0.25

Burimi: Bloomberg, FED SPF, Reuters, Llogaritjet e autorëve

METODOLOGJIA

Me qëllim të kuptuarin dhe interpretimin e rëndësisë së të dhënave reale të treguesve themelorë në kursin e këmbimit në frekuencë ditore, analiza jonë empirike përdor kursin ditor Lek-Euro dhe Lek-Dollar si dhe të dhënat makrofinanciare në kohë reale për periudhën nga janari 2007 deri në korrik 2012.

Të dhënat në kohë reale konsistojnë në të dhëna të publikuara për tregues të rëndësishëm makroekonomikë si dhe për vendimmarrje të politikës monetare, duke reflektuar në kohë reale informacionin që bëhet i disponueshëm në tregje çdo ditë. Gjithsesi, duhet të theksohet që në ditën e lajmërimit, ne mund të presim që tregjet të reagojnë vetëm ndaj komponentit të papritur, ndryshe "lajmit" ose "surprizës" së një lajmërimi. Komponenti i mbetur i lajmërimit konsiderohet i inkorporuar nga tregu më herët, por meqenëse ne nuk mund të përcaktojmë kohën e saktë të ndodhjes, nuk mund të matim impaktin në tregje me të njëjtën shkallë saktësie.

$$Sk,t = \frac{Ak,t - Ek,t}{\Omega k}$$

Ndaj, matësi ynë i lajmit është komponenti surprizë (Sk,t) i njoftimit k , i cili përcaktohet si ndryshimi mes lajmërimit aktual (Ak,t) dhe pritjeve të tregut në momentin e lajmërimit (Ek,t), normalizuar duke e pjesëtuar me devijimin standard të zgjedhjes Ωk të secilit lajmërim me qëllim që të lejohet një krahasim i përmasave relative të koeficientëve në modelin ekonometrik.

TË DHËNAT

Siç e përmendëm më lart, ne trajtojmë vlerën e tregut të valutës si tregues i gjendjes së ekonomisë së një vendi dhe përpiqemi të kuptojmë kursin e këmbimit të Lekut përballë dy monedhave të forta, Dollarit amerikan dhe Euros, duke e fokusuar kërkimin tonë me të dhëna në kohë reale drejt lajmërimeve kryesore makroekonomike në tre ekonomitë në fokus, më së pari të rëndësishme për të përcaktuar kursin.

Në lidhje me variablat dhe njoftimet e lidhura makroekonomike, literatura ofron një set të gjerë të tyre që mund të përdoren për të shpjeguar/parashikuar lëvizjet e kursit të këmbimit duke e bërë të vështirë t'i përcaktojmë ato, veçanërisht gjatë periudhës së krizës financiare, por zgjedhja jonë mbështetet në të konsideruarin si referencë ato të përdorura tipikisht në shumë studime dhe tregues specifikë të rëndësishëm në përkufizimin e krizës së tregjeve financiare. Analiza e bërë synon të përfshijë të dhëna nga ekonomia reale, çmimet, indikatorët udhërrëfyes dhe variablat e politikës. Kështu, si pasojë e periudhës së pazakontë të goditjeve të jashtme, ne vendosëm të përfshijmë disa matës të tensioneve të jashtme financiare dhe shmangies së rrezikut që përdoren shpesh në literaturën e vlerësimit të aktiveve. Vihet re se pjesëmarrësit e tregut i paraprinë në mënyrën e duhur normës së politikës së

BQE-së (vetëm 4 surpriza). Normat e interesit të FED gjithashtu kanë qenë mjaft pranë zeros që nga dhjetori '08. FED ka përdorur në vijim instrumente të tjera të politikës për të ndikuar kostot e huamarrjes drejt niveleve të dëshiruara. Në sajë të mungesës së pritjeve për rritjen e parasë, ne shtojmë normën e bonove të thesarit 3-mujore si qasje të synimeve politike të FED-it. Në ekonominë shqiptare, pritshmëritë lidhur me normën e politikës së Bankës së Shqipërisë konsideroheshin nga agjentët e tregut të vështira për t'u lexuar, ndaj ne mbështetemi vetëm në treguesin M3. Gjithashtu, lajmet fiskale ishin të vështira për t'u ndërtuar, në vend të tyre përdoret spread-i ndërmjet bonove të thesarit 12-mujore dhe normës repo njëjavore dhe spread-it ndërmjet bonove 10-vjeçare të Italisë, Greqisë dhe Spanjës nga kundërpalët e tyre gjermane. Ne përfshijmë gjithashtu Indeksin VIX të luhatshmërisë së tregut sipas CBOE dhe kursin e këmbimit dollar australian – franga zvicerane. Ndërsa spread-et e normave të interesit dhe Indeksi VIX shërbejnë në kapjen e ndikueshmërisë ndaj krizave në SHBA dhe Eurozonë, variabli i fundit, treguesi i shmangies së rrezikut nga investitorët ose ekspozimi i jashtëm, ku franga zvicerane shërbente si monedhë e sigurt në kryerjen e transaksioneve të shkëmbimit valutor. Me qëllim që të reflektohet pesha e lartë dhe e rëndësishme e ekonomisë gjermane në Eurozonë, ne përfshijmë gjithashtu Indeksin e klimës së biznesit IFO.

Ne përdorim kursin ditor të këmbimit dollar – euro/lek në fund të ditës, në 14:30, që nënkupton se lajmet evropiane dhe shqiptare janë të reflektuara në kursin e këmbimit të së njëjtës ditë, ndërsa lajmet e SHBA-ve ditën pasardhëse. Njoftimet mbi treguesit ekonomikë kryesorë shqiptarë janë marrë nga INSTAT dhe Banka e Shqipërisë, ndërsa pritshmëritë rreth këtyre treguesve vijnë nga Raportet e FMN-së për vendin dhe baza e të dhënave World Economic Outlook. Në anën tjetër, të dhënat për Eurozonën dhe SHBA janë marrë kryesisht nga Bloomberg, por gjithashtu edhe nga BQE, Reuters, Eurostat, Instituti IFO, Byroja e të dhënave statistikore, Byroja e analizave ekonomike dhe Rezerva Federale. Seti i të dhënave tona përfshin 66 lajme për pjesën më të madhe të variablave, nisur nga periudha kohore janar 2007 - korrik 2012 dhe nga fakti se lajmërimet për shumicën e treguesve ndodhin me një frekuencë mujore. Një përshkrim i shkurtër i lajmërimeve makroekonomike të zgjedhura për këtë studim janë treguar në Tabelën 4.

Tabela 4. Anonçimet makroekonomike, datat e njohimit dhe ora.

Anonçimi	Periudha		Nr. i lajmërimeve	Nr. i observimeve
Eurozonë				
ECB Ref. Rate 2-javor	Jan-07	5-Jul-12	67	4
Papunësia (%)	Jan-07	31-Jul-12	68	30
HICP vmv (%)	Jan-07	18-Jul-12	67	16
PBB vmv (%)	Mar-07	15-Jun-12	22	10
Shitjet pakicë MoM (%)	Jan-07	4-Jul-12	67	60
Prodhimi Industrial MoM (%)	Jan-07	14-Jul-12	67	65
IÇP vmv (%)	Jan-07	3-Jul-12	67	51
Bilanci Tregtar	Jan-07	16-Jul-12	67	67
Indeksi Ifo për Klimën e biznesit	Jan-07	25-Jul-12	67	66
M3 vmv (%)	Jan-07	26-Jul-12	67	65
Anonçimi				
		Periudha	Nr. i lajmërimeve	Nr. i observimeve
SHBA				
Norma e Fed. Funds SHBA	Jan-07	20-Jun-12	60	5
Besimi konsumator SA	Jan-07	31-Jul-12	67	67
Shtëpitë e nisura	Jan-07	18-Jul-12	67	65
Bilanci tregtar	Jan-07	11-Jul-12	66	65
Shitjet me pakicë MoM (%)	Jan-07	16-Jul-12	67	59
IÇP MoM (%)	Jan-07	13-Jul-12	67	62
Papunësia (%)	Jan-07	6-Jul-12	67	48
Pagat jobujqësore MoM (%)	Jan-07	17-Jul-12	67	67
Prodhimi industrial MoM (%)	Jan-07	17-Jul-12	67	60
IÇP MoM (%)	Jan-07	17-Jul-12	67	46
PBB Q/Q annual. (%)	Jan-07	27-Jul-12	23	15
Anonçimi				
		Periudha	Nr. i lajmërimeve	Nr. i observimeve
Shqipëria				
IÇK vmv (%)	Jan-07	6-Jul-12	66	63
PBB vmv (%)	Jan-07	9-Jul-12	15	14
Llogaria Korente vmv (%)	Jan-07	11-Jun-12	23	23
Bilanci Tregtar i mallrave vmv (%)	Jan-07	24-Jul-12	62	62
M3 vmv (%)	Jan-07	30-Jul-12	61	61
IÇK vmv (%)	Jan-07	10-Jul-12	140	

REZULTATET

Tabela 5. Ndjeshmëria e kursit të këmbimit Lek/Euro.

	Koef.	t-Stat.		Koef.	t-Stat.	
Efektet e lajmeve të Eurozonës			Efektet e lajmeve US			
PBB	-0,1700	-0,50	PBB	-0,1307	-0,63	
Prodhimi industrial	0,0402	1,58	Prodhimi industrial	-0,0075	-0,31	
Shitjet me pakicë	0,0197	0,76	Shitjet me pakicë	-0,0156	-0,44	
Bilanci tregtar	0,0557	**	2,21	Bilanci tregtar	0,0051	0,07
Norma e Papunësisë	-0,3295	-1,26	Norma e papunësisë	0,7770	1,49	
IFO	0,1096	0,96	Pagat jobujqësore	-0,0024	-0,04	
HICP	-0,0505	-0,10	Shtëpitë e nisura	0,0207	0,22	
PPI	-0,4422	-1,12	Besimi konsumator	0,0385	0,41	
M3	0,1711	0,62	IÇK	0,0336	0,75	
REFI	-0,2175	-1,30	PPI	-0,0099	-0,15	
			FFR	-0,0914	-0,44	
			T-Bill, 3M	-0,0049	-1,18	
Efektet e lajmeve shqiptare			Efektet e riskut të likuiditetit, borxhit sovran dhe kredisë			
Bilanci i mallrave	-0,0103	-0,41	Spread (AL)	0,0040	0,42	
Bilanci i llogarisë Korrente	-0,0265	-0,71	Spread (EZ)	-0,0045	**	
PBB	0,1433	*	1,67	AUD/CHF	0,3123	0,67
M3	-0,0236	-0,89	VIX	0,0003	0,53	
IÇK	-0,0253	*	-1,81			

Shënim: *, **, *** nënkupton domethënien në nivelet 90, 95, 99 për qind

REAGIMI NDAJ LAJMEVE RRETH EKONOMISË REALE

Ekspertet neto të mallrave dhe bilanci i llogarisë korrente të Shqipërisë duket se ka shenjë e pritur pozitive, duke nënkuptuar se një rritje e vëllimit do të sillte një vlerësim të Lekut; gjithsesi lajmet e mira rreth PBB-së vendase lidhen me zhvlerësimin e monedhës vendase. Lajmet "e mira" ekonomike sjellin një dobësim të monedhës shqiptare, përveç lajmeve pozitive të lidhura me PBB-në e Eurozonës që favorizojnë Lekun ose atyre negative që e dobësojnë atë. Efektet e lajmeve nga ekonomia amerikane janë të përziera: lajmet e mira lidhur me bilancin tregtar në Shtetet e Bashkuara, shtëpitë e nisura dhe besimi konsumator janë lajme negative për Lekun; në anën tjetër, një PBB më e lartë, surprizat lidhur me prodhim industrial, shitje me pakicë, pagat jobujqësore dhe normat më të ulëta të papunësisë gjithashtu perceptohen si lajme të mira për pozicionin e lekut përballë euros.

REAGIMI NDAJ INDIKATORËVE TË POLITIKËS MONETARE

Politikat shtrënguese nga BQE dhe FED duket se janë në favor të lekut, pasi ato shfaqen me shenjë negative. Norma 3-mujore e bonove amerikane të thesarit "konfirmojnë" lidhjen negative, megjithatë koeficienti është mjaft më i vogël. Bazuar në teorinë e barazisë së interesit, dikush do të priste që një shtrëngim

i beftë i normës së politikës së BQE-së do të rriste vlerën e monedhës Euro. Gjithsesi nëse tregjet e perceptojnë që një vendim i tillë do të përkeqësonte ekonominë reale dhe do të reduktonte vlerën e aktiveve, si kapitali, mund të rezultojë në një Euro më të dobët (dhe e anasjellta).

REAGIMI NDAJ SURPRIZAVE TË ÇMIMIT

Impakti i çmimeve është, sërish, dual, pasi varet nga perceptimi i tregut mbi angazhimin e Bankës Qendrore për të ruajtur stabilitetin e çmimeve. Nëse ky angazhim perceptohet si i lartë, politika shtrënguese do të shkaktonte vlerësim të monedhës vendase, në të kundërt, siç edhe teoria e barazisë së fuqisë blerëse sugjeron, inflacioni më i lartë do të kërkonte zhvlerësim nominal. Zhvillimet e çmimeve përtej pritshmërive në Eurozonë duket të jetë lajm i mirë për monedhën shqiptare, e kundërta është e vërtetë në rastin e inflacionit në SHBA. Për më tej, lajmet negative për inflacionin vendas gjenden të jenë lajme të mira për monedhën vendase. Koeficienti është statistikisht i rëndësishëm dhe vjen në linjë me gjetjet e Clark dhe West (2007) që hulumtojnë vendet me regjim të inflacionit të shënjestruar që ndjekin funksionet e reagimit të Rregullit Taylor.

REAGIMI NDAJ MASAVE TË TREGUESVE TË RREZIKUT FINANCIAR

Përgjigjja e përgjithshme e kursit të këmbimit lek/euro ndaj pritshmërive për rrezikun nga aktorët e tregut është siç pritej. Spread-et më të larta në borxhin vendas shihen si rrëgjuese për pozicionin e monedhës vendase. Gjithashtu, leku nuk duket shumë imun ndaj në kohët e largimit të kapitalit drejt vendeve të sigurta. Nga ana tjetër, frika ndaj riskut rreth monedhës së përbashkët përcillen në tregun e vogël valutë shqiptar, pasi mbajtësit e monedhës euro manifestojnë një tendencë për ta hequr atë nga portofoli.

KONKLuzionet

Megjithëse shumica e koeficientëve të vlerësuar në analizën tonë ka shenjë e prituri, hulumtimi empirik solli në pah një mungesë të përgjithshme të domethënies së lajmeve mbi kursin e këmbimit, qofshin lajme mbi ekonominë amerikane, të Eurozonës apo edhe shqiptare. Mundet të jetë një rezultat i pjesshëm i kushteve të tregut gjatë periudhës jo të zakonitë nën analizë dhe jo domosdoshmërisht nënkupton që përgjigjet e kursit të këmbimit nuk janë sistematike.

Kështu, testime të mëtejshme do të nevojiten për të kontrolluar rëndësinë dhe domethënien e goditjeve vendase përballë atyre të jashtme. Testimi për asimetri në përgjigjet ndaj lajmeve duket të jetë imperative, gjithashtu, çmimet e aktiveve shfaqen të reagojnë më ndjeshëm ndaj goditjeve negative sesa ndaj atyre pozitive. Në mënyrë të ngjashme, goditjet më të mëdha rezultojnë të shkaktojnë rregullime më të mëdha të kursit të këmbimit.

Megjithatë, me përjashtime të vogla, gjetjet tona janë gjerësisht të ngjashme me masën dhe shenjën e parametrave të vlerësuar në studimin mbi përgjigjet e kursit të këmbimit USD-EUR realizuar nga Ehrmann dhe Fratzscher (2004), të cilët sugjerojnë se procesi i përcaktimit të çmimit jashtë, ndiqet ngushtësisht nga pjesëmarrësit vendas të tregut të këmbimit valutor. Si përfundim, hulumtimi më i thellë në literaturë lidhur me modelimin e kursit të këmbimit që sjell bashkë efektet e lajmeve, vëllimet e transaksioneve dhe sjelljen teknike mund të provojë të jetë i vlefshëm për të zgjidhur këto çështje në të ardhmen.

REFERENCA

Allen, Helen and Taylor Mark P. (1990): "Charts, Noise and Fundamentals in the London Foreign Exchange Market", *The Economic Journal* Volume 100

Andersen, Torben G.; Bollerslev, Tim; Diebold, Francis X. and Vega, Clara (2003): "Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange", *American Economic Review*, 93, 38-62.

Cheung, Yin-Wong and Chinn, Menzie D. (1999): "Traders, Market Microstructure and Exchange Rate Dynamics", *NBER Working Paper Series, Working Paper 7416*

Clark Todd E., West Kenneth D. (2007): "Approximately normal tests for equal predictive accuracy in nested models.", *Journal of Econometrics* 138 (2007)

De Grauwe, Paul and Dewachter, Hans (1993): "A chaotic model of the exchange rate: The role of fundamentalists and chartists", *Open Economies Review*, vol. 4, issue 4, pages 351-379

Ehrmann, Michael and Fratzscher Marcel (2004): "Taking Stock: Monetary Policy Transmission to Equity Markets", *ECB Working Paper No. 354*

Evans, Martin D. D. and Lyons, Richard K. (2002): "Order Flow and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, 2002, vol. 110, no. 1

Faust, Jon; Rogers, John; Wang, Shing-Yi and Wright, Jonathan (2007): "The high-frequency response of exchange rates and interest rates to macroeconomic announcements.", *Journal of Monetary Economics*, 2007, vol. 54, issue 4, pages 1051-1068

Galati, Gabriele and Ho, Corrinne (2003): "Macroeconomic News and the Euro/Dollar Exchange Rate.", *Economic Notes*, Volume 32, Issue 3, November 2003, Pages 371-398

Love, Ryan and Payne, Richard (2003). "Macroeconomic news, order flows and exchange rates," *LSE Research Online Documents on Economics 24901*, London School of Economics and Political Science, LSE Library.

Vika, Ilir (2016): "Motives and effectiveness of forex interventions in Albania", *forthcoming working paper*