

EFEKTET  
MAKROEKONOMIKE  
TË POLITIKËS FISKALE  
NË SHQIPËRI: VLERËSIM  
ME MODELIN SVAR

Armela Mançellari\*

05 (48) 2011

MATERIAL DISKUTIMI



BANKA E SHQIPËRISË

*Armela Mançellari: Banka e Shqipërisë, Departamenti i Kërkimeve, e-mail: amancellari@bankofalbania.org*

*Pikëpamjet e shprehura në studim nuk përfaqësojnë domosdoshmërisht ato të Bankës së Shqipërisë. Autorja i është mirënjohëse Departamentit të Kërkimeve për ndihmën dhe mbështetjen e tyre, veçanërisht Dr. Altin Tankut, Drejtor i Departamentit të Kërkimeve, dhe gjithashtu Dr. Hilda Shijakut, Zëvendës drejtoreshë e Departamentit të Politikës Monetare. Gjithashtu, falënderon Ljupka Georgievska, nga Banka Kombëtare e Republikës së Maqedonisë, për komentet e vlefshme, dhe të gjithë pjesëmarrësit në Workshop-in e katërt të Kërkimeve Ekonomike në Evropën Juglindore.*

## PËRMBAJTJA

<i>Abstrakt</i>	5
<i>1. Hyrje</i>	7
<i>2. Politika fiskale në Shqipëri gjatë periudhës 1998-2009</i>	11
<i>3. Të dhënat dhe metodologjia</i>	14
<i>4. Përgjigjet ndaj impulseve</i>	25
<i>5. Shumëzuesit fiskalë të shpenzimeve korrente, shpenzimeve kapitale dhe të ardhurave neto të qeverisë</i>	31
<i>6. Konkluzione dhe kërkime të mëtejshme</i>	38
<i>Referenca</i>	41
<i>Aneks A. Testet e serive kohore, kriteret për përzgjedhjen e vonesës kohore dhe testet diagnostike të modelit VAR</i>	44
<i>Aneks B. Reagimet ndaj impulseve dhe shumëzuesit fiskalë</i>	47



## ABSTRAKT

Ky studim përpiket të vlerësojë efektet e politikës fiskale tek Prodhimi i Brendshëm Bruto (PBB), tek çmimet dhe tek normat e interesit, në Shqipëri. Pyetja kryesore kërkimore është: Ç'pjesë e 1 lek politike fiskale diskrecionare shkon në PBB? Studimi trajton dy lloje politikash fiskale: uljen e taksave dhe rritjen e shpenzimeve. Vlerësimi bëhet me metodën e Vektorëve Autoregresivë Strukturorë (SVAR), duke përdorur si ndryshore endogjene shpenzimet primare reale të qeverisë, të ardhurat reale neto të qeverisë, PBB-në reale, Indeksin e Çmimeve të Konsumit (IÇK) dhe normën reale të bonove të thesarit 12-mujore. Për të identifikuar goditjet e politikës fiskale është shfrytëzuar informacioni mbi kodin fiskal dhe mbi kohëzgjatjen e vendimmarrjes për këto politika, bazuar në metodologjinë e Blanchard dhe Perotti (2002). Gjatë vlerësimit të modelit, nevojitet edhe elasticiteti i të ardhurave të qeverisë ndaj PBB-së. Duke qenë se të dhënat e detajuara mbi efektet e politikave të veçanta fiskale në Shqipëri mungojnë, elasticiteti në fjalë është llogaritur duke përdorur indeksin Divisia, sipas Choudhry (1979).

Studimi konstaton se politika e uljes së taksave ka shumëzuesin më të lartë mbi PBB-në, duke arritur në 1.65 pas pesë tremujorësh. Ky rezultat sugjeron se tek konsumatorët shqiptarë nuk evidentohet ekuivalenca Rikardiane. Shumëzuesi i PBB-së për shpenzimet kapitale është më i lartë se ai për shpenzimet korrente, duke arritur në 0.95 që pas një tremujori. Studimi nuk gjen përgjigje statistikisht të rëndësishme të reagimit të normave të interesit ndaj goditjeve të shpenzimeve; ndërsa ulja e taksave shkakton një rritje të normave. Së fundmi, një goditje në shpenzimet korrente rrit lehtësisht çmimet pas një tremujori, ndërsa një ulje e taksave ul çmimet në mënyrë të konsiderueshme, me 55 pikë bazë në fillim, duke arritur në 40 pikë bazë pas katër tremujorësh.

Fjalët kyçe: Politika fiskale, Vektorët Autoregresivë Strukturorë, elasticiteti i taksave, shumëzuesi fiskal.

Klasifikimi JEL : E62, C32, H20, H40



## 1. HYRJE

Politikat fiskale janë përcaktuese të rëndësishme të zhvillimeve ekonomike. Shpesh, vendimet e qeverisë mbi shpenzimet dhe taksimin luajnë rol të veçantë për përshtetimin apo ngadalësimin e rritjes ekonomike. Krizat e fundit ekonomike dhe financiare ritheksuan rëndësinë e stimujve fiskalë për rimëkëmbjen e ekonomisë reale, sigurisht të koordinuara me politikën monetare. Ky studim heton efektet makroekonomike të politikave diskrecionare fiskale në rastin e Shqipërisë, me qëllim identifikimin e politikës më të efektshme kundërciklike që nxit rritjen ekonomike, duke ushtruar presione të moderuara mbi inflacionin.

Teoria ekonomike mbetet dyvalente mbi efektet makroekonomike të politikës fiskale, duke u ndarë kryesisht në dy shkolla mendimi: shkolla Klasike dhe ajo Kejneziane. Përfaqset disi më moderne të këtyre teorive janë neoklasiket, neokejnezianet dhe monetaristet. Sipas ekonomistëve klasikë, politika fiskale është joefektive në nxitjen e kërkesës agregate, duke u nisur nga natyra e tregjeve për të qenë në ekuilibër gjatë gjithë kohës. Neoklasikët shkojnë më tej: politika fiskale mund të arrijë deri aty sa të ngadalësojë rritjen ekonomike për shkak të efekteve crowding out, që shkakton në investime e konsum. Argumenti i tyre bazohet në supozimin e pritjeve racionale. Kështu, bazuar vetëm në këto linja mendimi, presim që politika fiskale të mos ndikojë as PBB-në, as çmimet e as normat e interesit, në rastin më të mirë. Nga ana tjetër, ekonomistët kejnezianë argumentojnë se rivendosja e ekuilibrit në tregje është një proces relativisht i gjatë dhe politika fiskale (koordinuar me politikën monetare, sipas neokejnezianëve) është e domosdoshme për të nxitur konsumin e investimet private. Ky studim, ndër të tjera, do të përpiqet të mbështesë empirikisht një nga këto shkolla mendimi në rastin e Shqipërisë me anë të vlerësimit të shumëzuesve të PBB-së për lloje të ndryshme politikash fiskale. Sipas informacionit në dispozicion të autorit, efektet e politikës fiskale nuk janë studiuar ende në nivel makroekonomik në Shqipëri. Kështu, studimi kontribuon në literaturën aktuale duke matur në mënyrë sasiore e cilësore ndikimin e qeverisë mbi kërkesën agregate, çmimet dhe normat e interesit, për t'i ardhur në ndihmë vendimmarrjeve monetare dhe fiskale.

Ndryshe nga efektet e politikës monetare, të cilat janë studiuar gjerësisht në kuadrin e analizës së serive kohore, dinamikat e goditjeve fiskale në ekonomi vetëm së fundmi kanë tërhequr vëmendjen e studiuesve në lidhje me vërtetimin empirik të modeleve teorike<sup>1</sup>. Modelet e Vektorëve Autoregresivë (VAR) janë tashmë mjete të serive kohore që përdoren gjerësisht për analiza politikash, analiza strukturore dhe përshkrimin e marrëdhënieve ekonomike<sup>2</sup>. Modelet VAR janë përdorur edhe për të analizuar mekanizmin e transmetimit të politikës monetare dhe për të matur efektet e goditjeve monetare në ndryshore të ekonomisë reale. Gjatë dekadave të fundit, modelet VAR janë përdorur për të hulumtuar edhe politikat fiskale. Sfida kryesore në studimet fiskale empirike është identifikimi i goditjeve fiskale diskrecionare (pra ekzogjene për modelin). Romer dhe Romer (1989), Ramey dhe Shapiro (1997), Burnside et al. (2003) etj., identifikojnë episodet fiskale që sipas tyre janë 'vërtet ekzogjene', si zgjerimi fiskal i Reganit apo Lufta e Vietnamit, dhe vlerësojnë efektet e tyre në ndryshoret makroekonomike në kuadrin e VAR-it në formë të reduktuar. Mountford dhe Uhlig (2002 dhe 2008) përdorin kufizimet në shenjat e përgjigjeve ndaj impulseve për të identifikuar goditjet nga shpenzimet apo të ardhurat e qeverisë, ndërkohë që kontrollojnë për goditje monetare edhe nga cikli i biznesit. Për shembull, kur të ardhurat e qeverisë rriten, ndërkohë që shpenzimet nuk rriten, identifikohet një goditje diskrecionare nga taksat. Aplikim tjetër i kësaj përjasaje është ai i Fatas dhe Mihov (2001), të cilët bazohen në identifikimin rekursiv, ku goditjet nga shpenzimet e qeverisë renditen të parat.

Më tej, një kontribut tjetër në literaturën e modeleve VAR për politikat fiskale vjen nga Blanchard dhe Perotti (2002), zgjeruar nga Perotti (2005). Autorët përdorin informacion institucional mbi sistemin tatimor e atë të transfertave, dhe shfrytëzojnë dinamikat e të dhënave tremujore së bashku me vonesat në vendimmarrjen e

---

<sup>1</sup> Për një përmbledhje të plotë të modeleve teorike dhe vlerësimeve empirike të efekteve makroekonomike të politikës fiskale, shih Beetsma, R., (2008): "A survey of the effects of discretionary fiscal policy", *Studier i Finanspolitik* No.2008/2.

<sup>2</sup> Për studimin themelor mbi Vektorët Autoregresivë, shih Christopher A. Sims, 1980, "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48. Gjithashtu, një përmbledhje e plotë për përdorimet e modeleve VAR gjendet tek Stock, James H., dhe Mark W. Watson, "Vector Autoregressions," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15 No. 4 (Fall 2001), 101-115.



politikës fiskale për të identifikuar goditjet fiskale në kuadrin e VAR-it strukturor. Ndërkohë që të gjitha metodologjitë e sipërpërmendura kanë avantazhe dhe disavantazhe<sup>3</sup>, përqasja e fundit mendohet të jetë më e përshtatshme për rastin e Shqipërisë, nisur nga historia e shkurtër e tregjeve të lira në vend dhe periudha relativisht e gjatë e zbatimit të programeve ekonomike të Fondit Monetar Ndërkombëtar (FMN), në të cilat konsolidimi fiskal ka qenë kërkesë e vazhdueshme.

Ky material studion efektet e politikës fiskale – përkufizuar si shpenzimet e qeverisë dhe të ardhurat neto të qeverisë - mbi Prodhimin e Brendshëm Bruto (PBB), çmimet dhe normat e interesit, duke përdorur metodologjinë e paraqitur nga Perotti (2002). Për identifikimin e plotë të goditjeve strukturore, autori bazohet në arsyetimin në vijim: Politika fiskale përbëhet nga 3 përbërës të ndryshëm – përgjigjja automatike ndaj luhatjeve të PBB-së (për shkak të strukturave automatike si përfitimet nga papunësia, sigurimet shoqërore, etj.); përgjigjja diskrecionare sistematike (për shembull, një rritje sistematike e pagave të sektorit publik pas një recesioni); dhe goditjet rastësore diskrecionare. Duke pasur parasysh se vendimmarrja e politikës fiskale ndodh me vonesë, mund të themi se zakonisht duhet më shumë se një tremujor për të vendosur mbi një përgjigje diskrecionare sistematike. Kështu, përbërësi i dytë i goditjeve fiskale nuk shfaqet në mënyrë të njëkohshme në të dhënat tremujore.

Për më tepër, duke njohur strukturën e ekonomisë jemi në gjendje të identifikojmë përbërësin automatik të goditjeve fiskale – shprehur si efekti i njëkohshëm i treguesit ekonomik mbi të ardhurat apo shpenzimet qeveritare – duke llogaritur elasticitetet tremujore të të ardhurave apo shpenzimeve të qeverisë në lidhje me treguesin përkatës. Në këtë mënyrë, në fund mbetemi me goditjet rastësore diskrecionare. Në seksionin 3 shpjegohet metodologjia e përdorur për llogaritjen e elasticiteteve tremujore. Vlerësimi i elasticiteteve është gjithashtu kontribut në literaturën aktuale për Shqipërinë.

---

<sup>3</sup> Për diskutime të mëtejshme mbi avantazhet dhe disavantazhet e specifikimeve alternative të modelit VAR, shih Perotti (2005).

Sipas gjetjeve kryesore të studimit, ulja e taksave ka shumëzuesin më të lartë në PBB, duke arritur në 1.65 pas pesë tremujorësh. Kjo sugjeron se ekuivalenca Rikardiane nuk shfaqet tek konsumatorët shqiptarë. Shpenzimet kapitale kanë shumëzues më të lartë se ato korrente, me rreth 0.95 pas një tremujori. Studimi nuk gjen përgjigje statistikisht të rëndësishme të reagimit të normave të interesit ndaj goditjes së shpenzimeve, por ato rriten pas uljes së taksave. Së fundmi, rritja e shpenzimeve korrente rrit lehtësisht çmimet pas një tremujori, ndërsa një ulje e të ardhurave të qeverisë (pra taksave) ul çmimet me rreth 55 pikë bazë në mënyrë të menjëhershme, duke arritur në 40 pikë bazë pas katër tremujorësh.

Seksioni në vijim përshkruan politikën fiskale nga viti 1998. Në seksionin 3 trajtohen të dhënat dhe diskutohet metodologjia SVAR. I njëjti seksion përmban dhe metodologjinë e llogaritjes së elasticiteteve tremujore (me fjalë të tjera, kufizimet e njëkohshme të modelit SVAR). Seksioni 4 përfshin rezultatet e vlerësimit dhe përgjigjet ndaj impulseve. Në seksionin 5 gjendet një ndarje e mëtejshme e shpenzimeve qeveritare në korrente dhe kapitale, krahasohen rezultatet dhe paraqiten shumëzuesit fiskalë. Seksioni 6 përfshin përfundimet dhe fushat e mundshme për kërkime të ardhshme në këtë drejtim.

## 2. POLITIKA FISKALE NË SHQIPËRI GJATË PERIU DHËS 1998-2009

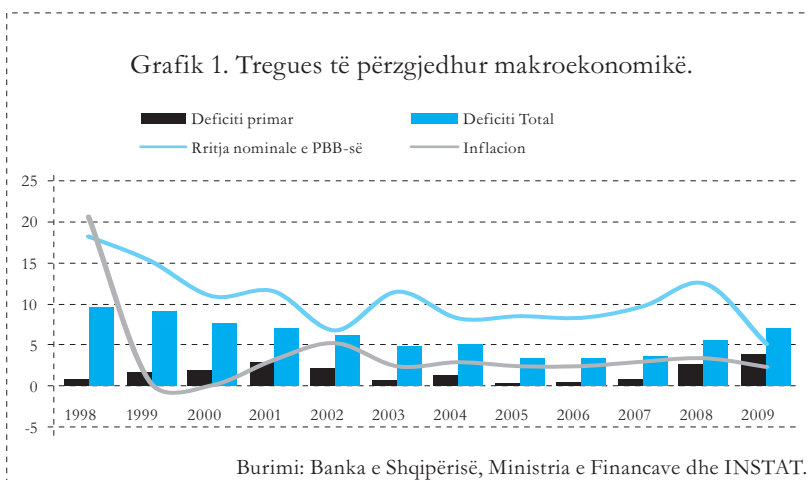
Fillimi i viteve '90 shënoi fillimin e tranzicionit të ekonomisë shqiptare nga ekonomi me planifikim qendror në ekonomi të lirë tregu. Në pjesën më të madhe, kjo dekadë u shoqërua me luhatshmëri të lartë të treguesve makroekonomikë e financiarë, shkaktuar nga faktorë tashmë të njohur e të studiuar si liberalizimi i çmimeve, hapja e ekonomisë ndaj tregjeve të huaja, mungesa e eksperiencës në hartimin dhe çka është më e rëndësishme, zbatimin e politikave ekonomike, institucionet e brishta etj. Mbështetur nga programet stabilizuese të FMN-së, nga fundi i viteve '90, Shqipëria e kishte kaluar gjendjen fillestare të tranzicionit makroekonomik dhe ishte e vendosur të arrinte stabilitet të vazhdueshëm dhe rritje të qëndrueshme joinflacioniste. Qeveria shqiptare ishte një aktor vendimtar në arritjen e këtyre objektivave. Duke e pranuar këtë rol, qeveria u angazhua të reduktojë deficitet fiskale nëpërmjet konsolidimit të vazhdueshëm dhe reformave madhore në sistemin e mbledhjes së taksave.

Gjatë periudhës 1998-2000, Shqipëria vuri në zbatim programin stabilizues të FMN-së “Enhanced Structural Adjustment Facility II” (ESAF II), që kishte për qëllim konsolidimin e mëtejshëm të stabilitetit makroekonomik në vend me anë të një sërë reformash strukturore. Si rezultat, deficitet buxhetor në vitin 2000 u reduktua në 9.1% të PBB-së nga 12.9% që ishte në vitin 1997, kryesisht nëpërmjet uljes së subvencioneve të qeverisë dhe kompensimit të personelit. Gjatë periudhës 2002-2008, Qeveria Shqiptare zbatoi programe të tjera me FMN-në dhe Bankën Botërore (BB)<sup>4</sup>, të cilat siguruan konsolidim të mëtejshëm fiskal, përmirësim të sistemit të mbledhjes së taksave, rritje të nivelit të pavarësisë së autoritetit monetar, si dhe ngritje të themeleve të forta për qëndrueshmëri fiskale. Prirjet e zhvillimeve të përgjithshme makroekonomike gjatë periudhës sonë të vlerësimin paraqiten në grafikun 1.

---

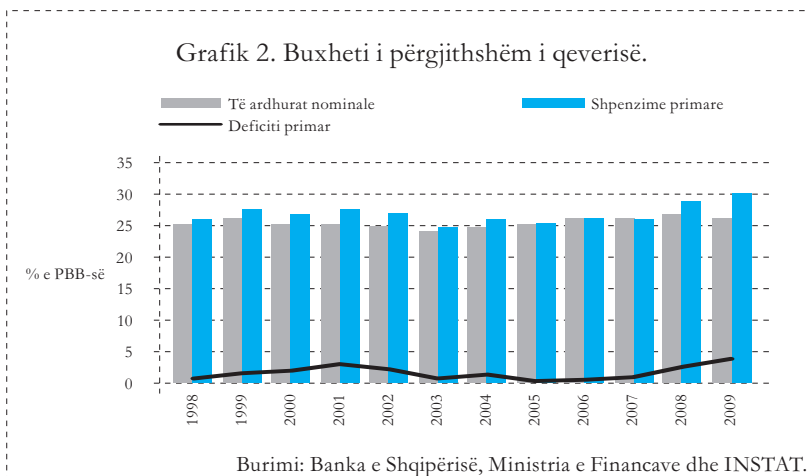
<sup>4</sup> Gjatë viteve 2002-2005, Shqipëria nënshkroi marrëveshjen “Poverty Reduction and Growth Facility (PRGF)” me FMN-në. Ky program ekonomik u zgjat deri në vitin 2008 me nënshkrimin e marrëveshjes “Extended Fund Facility (EFF)” me FMN-në dhe BB-në. Në janar 2009, Shqipëria përfundoi programin e mbështetjes nga FMN.

Grafik 1. Tregues të përzgjedhur makroekonomikë.



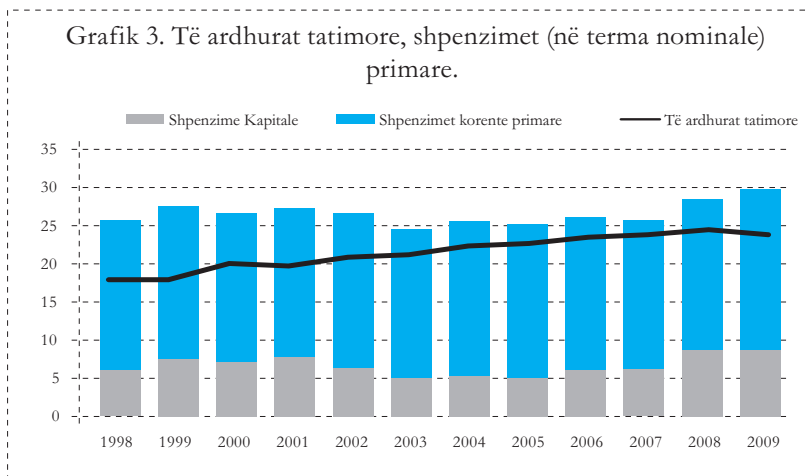
Gjatë 10 viteve të fundit, sistemi tatimor shqiptar pësoi tre reforma të mëdha: kalimi nga tatimi progresiv në tatimin e sheshtë 10% për të ardhurat (2007) dhe mbi fitimin (2008); reduktime të mëdha të tarifave doganore (pas anëtarësimit në Organizatën Botërore të Tregtisë (OBT), marrëveshjeve dypalëshe të tregtisë së lirë me

Grafik 2. Buxheti i përgjithshëm i qeverisë.



vendet e rajonit të Evropës Juglindore, marrëveshjes shumëpalëshe CEFTA 2006, marrëveshjes së stabilizim-asociimit me Bashkimin

Evropian etj.<sup>5)</sup>, të cilat u shoqëruan me rritje të konsiderueshme në taksat e mallrave të akcizës; dhe reduktimi i kontributit të sigurimit shoqëror nga 42.5% në vitin 2005, në 26.5% në vitin 2009. Të gjitha këto reforma kanë rezultuar në rritje të balancuar të të ardhurave tatimore (pavarësisht uljes së taksave). Grafikët 2 dhe 3 paraqesin zhvillimet fiskale gjatë periudhës sonë të vlerësimit.



<sup>5</sup> Për informacion të detajuar mbi kushtet e Marrëveshjeve të Tregtisë së Lirë, shih faqen zyrtare të Ministrisë së Ekonomisë, Tregtisë dhe Energjetikës tek <http://www.mete.gov.al/index.php?l=e>.

## 3. TË DHËNAT DHE METODOLOGJIA

### 3.1. PËRSHKRIMI I TË DHËNAVE DHE SPECIFIKIMI I VAR

Në material përdoren të dhëna me frekuencë tremujore nga 1998T1 në 2009T4 për PBB-në, shpenzimet primare neto të qeverisë, të ardhurat neto të qeverisë, çmimet e llogaritura sipas IÇK-së dhe normat e interesit të përfaqësuar nga bonot e thesarit 12-mujore. Të ardhurat neto të qeverisë llogariten sipas Perotti (2005): të ardhurat nga T.V.SH + taksat direkte + të ardhurat nga doganat + të ardhurat nga akcizat – transfertat e qeverisë. Ku, transfertat përbëjnë shpenzimet për ndihma ekonomike, për papunësinë, shpenzime për sigurimet shoqërore e shëndetësore dhe subvencionet e qeverisë. PBB-ja tremujore është interpoluar nga të dhënat vjetore<sup>6</sup> sipas Dushku (2008). Shpenzimet primare neto të qeverisë përkufizohen si shpenzimet totale korrente minus transfertat e qeverisë dhe pagesat e interesit, plus shpenzimet kapitale.

Nisur nga frekuenca relativisht e lartë e të dhënave tremujore, të gjitha ndryshoret janë korigjuar për sezonalitet. Gjithashtu, ato janë deflatuar me IÇK-në dhe hyjnë në VAR në formën e logaritmit natyror, me përjashtim të normës së interesit që hyn në nivel.

Pas testeve Augmented Dickey Fuller (ADF) dhe Philips Perron (PP) të rrënjës njësi, dhe testit KPSS të stacionaritetit, gjejmë fakte bindëse vetëm për mungesën e stacionaritetit në nivelin e PBB-së, me 95% nivel besimi. Ndërsa interesante është që për IÇK-në gjejmë rrënjë njësi në nivel sipas testeve ADF dhe PP, por gjejmë edhe serinë stacionare sipas testit KPSS. Për shkak të rezultateve kontradiktore të testeve ADF dhe KPSS,<sup>7</sup> mbetemi skeptikë mbi fuqinë e testeve dhe specifikojmë dy modele VAR: një në nivel dhe një në diferencën e parë.

---

<sup>6</sup> Instituti i Statistikave, institucioni i vetëm në vend që prodhon statistika zyrtare për Shqipërinë, ka filluar të publikojë PBB-në tremujore vetëm kohët e fundit, ku të dhënat fillojnë nga 2004T1. Kjo seri nuk është e gjatë mjaftueshëm për qëllimet e këtij studimi, prandaj janë përdorur vlerat e interpoluara të PBB-së vjetore. Megjithatë, i është kushtuar rëndësi e veçantë konvergimit të dy serive.

<sup>7</sup> Shih Aneksin A, Tabela 3 për rezultatet e testeve ADF, PP dhe KPSS.

Në të dyja rastet zgjidhet të mos vendosen kufizime kointegruese në afatin e gjatë. Bazuar në literaturën e modeleve VAR, kur ekzistojnë marrëdhënie kointegruese midis variablave, jemi në gjendje të vlerësojmë VAR-in në nivel dhe të lëmë strukturën afatgjatë të pakufizuar nëse niveli i kointegrimit është i madh dhe koeficientët afatshkurtër nuk merren parasysh (Peersman dhe Smets, 2001, Lütkepohl dhe Krätzig, 2004, dhe Heiricourt, 2006). Për këtë arsye bëjmë testin e kointegrimit Johansen. Shih Tabelën 4 në Aneksin A për rezultatet e testit. Testi sugjeron se ekzistojnë 2 marrëdhënie kointegruese midis ndryshoreve në VAR. Gjithashtu, studiojmë impaktin e politikave fiskale me anë të përgjigjeve të treguesve përkatës ekonomikë ndaj impulseve, pra nuk bazohemi në koeficientët afatshkurtër. Në këtë aspekt, vlerësimi në nivel është i justifikueshëm.

Një ndër disavantazhet e kufizimit të strukturës afatgjatë të VAR-it është se gabimet e vlerësimit të marrëdhënieve kanë pasoja serioze për sjelljen afatshkurtër të modelit (Faust and Leeper, 1997). Megjithatë, për të shmangur përgjigje jostacionare ndaj impulseve, vlerësojmë një VAR në diferencat e para, duke supozuar prirje stokastike për të gjithë variablat. As ky specifikim nuk imponon një strukturë afatgjatë, por fokusohet në afatin e shkurtër dhe të mesëm. Diferencimi kur kemi kointegrim mund të sjellë disavantazhe në kuptimin e humbjes së informacionit mbi lidhjet afatgjata. Gjithsesi në çdo rast, qëllimi ynë nuk është të vlerësojmë një ekuilibër, por të vlerësojmë shumëzuesit afatshkurtër – afatmesëm të politikës fiskale dhe efektet e kësaj të fundit mbi çmimet dhe normat e interesit.

Të dyja specifikimet e VAR-it përmbushin testin e stabilitetit dhe testet e autokorrelacionit, normalitetit dhe heteroskedasticitetit të gabimeve<sup>8</sup>. Për përzgjedhjen e vonesës së përshtatshme kohore jemi bazuar në kriteret e informacionit (BIC, AIC, HQ dhe LR), duke mbajtur parasysh gjatësinë e serive të përdorura dhe kuptimin ekonomik. Për shkak të horizontit relativisht të shkurtër kohor në vlerësim e kemi kufizuar kohëzgjatjen e vonesave në 4. Edhe pse shumica e kriteve të informacionit sugjerojnë përdorimin e 1 vonese kohore në vlerësim, do të lejojmë për ndërveprim dinamik deri në 2 vonesa për specifikimin në nivel, që minimizon AIC, dhe

---

<sup>8</sup> Shih Aneksin A, Tabela 5, për rezultatet e testeve diagnostike.

1 vonesë për specifikimin në diferencën e parë, sikurse sugjerohet nga SC dhe HQ. Aneksi A, Tabela 6 raporton rezultatet.

VAR-i në formë të reduktuar ka 5 ndryshore, ku ndryshoret e renditura të parat përfaqësojnë ndryshoret e politikës fiskale: shpenzimet dhe taksat. Në formën e tij të përgjithshme VAR(2) mund të shkruhet:

$$X_t = \sum_{i=1}^2 \Gamma_i X_{t-i} + U_t \quad (1)$$

ku  $X_t = [g_t, m_t, y_t, p_t, r_t]$  me  $g_t$  si shpenzimet reale të qeverisë,  $m_t$  si të ardhurat reale neto të qeverisë,  $y_t$  si PBB reale,  $p_t$  janë çmimet, dhe  $r_t$  norma reale e interesit të bonove të thesarit 12-mujore.  $U_t = [u_g, u_m, u_y, u_p, u_r]$  është vektori i mbetjeve të secilit ekuacion<sup>9</sup> ose goditjeve në terminologjinë e VAR-it.

Kur vlerësojmë një VAR në formë të reduktuar, gabimet pritet të jenë të shpërndara në mënyrë të pavarur dhe identike (i.i.d) në secilin prej ekuacioneve, por ato janë të korreluara ndër ekuacione. Kështu, është e pamundur të izolosh një goditje të vetme ndaj njëres prej ndryshoreve, duke qenë se përmban informacion mbi pjesën tjetër të goditjeve. Pra, na duhet të identifikojmë goditjet e shpenzimeve dhe taksave<sup>10</sup>. Kjo bëhet duke i dhënë VAR-it një strukturë të caktuar ekonomike, ndryshe duke përcaktuar efektet e njëkohshme (vonesë 0) të ndryshoreve tek njëra-tjetra.

VAR(2) në formë të reduktuar në ekuacionin (1) transformohet në:

$$AX_t = AC + A \sum_{i=1}^2 \Gamma_i X_{t-i} + AU_t \quad (2)$$

Ku, A është matrica e koeficientëve të njëkohshëm të ndryshoreve tona. Matrica A është rrënja katrore e matricës  $\Sigma$  të variancë-kovariancës. Transformimi i VAR-it në ekuacionin (2) bën që goditjet tona strukturore  $e_g$  dhe  $e_m$  të jenë të pakorreluara me pjesën tjetër të goditjeve ; kështu goditjet fiskale janë tashmë të identifikueshme.

<sup>9</sup> Për lehtësi në të shkruar, në vazhdim po e heqim nënshkrimin kohor t nga gabimet e ekuacioneve individuale dhe goditjet strukturore.

<sup>10</sup> Të vetmet goditje që kanë interpretim ekonomik në këtë vlerësim janë goditjet fiskale. Goditjet e tjera strukturore nuk kanë kuptim ekonomik për qëllimin e këtij studimi.



Marrëdhënia ndërmjet goditjeve të formës së reduktuar dhe goditjeve jepet në ekuacionin e mëposhtëm:

$$Au_k = Be_k \quad (3)$$

Ku, goditjet janë të standardizuara në vlerën 1<sup>11</sup>. Duke e shkruar të plotë ekuacionin përftojmë

$$\begin{bmatrix} 1 & -a_{g,nr} & -a_{g,y} & -a_{g,p} & -a_{g,r} \\ -a_{nr,g} & 1 & -a_{nr,y} & -a_{nr,p} & -a_{nr,r} \\ -a_{y,g} & -a_{y,nr} & 1 & -a_{y,p} & -a_{y,r} \\ -a_{p,g} & -a_{p,nr} & -a_{p,y} & 1 & -a_{p,r} \\ -a_{r,g} & -a_{r,nr} & -a_{r,y} & -a_{r,p} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_g \\ u_{nr} \\ u_y \\ u_p \\ u_r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_g & b_{g,nr} & 0 & 0 & 0 \\ b_{nr,g} & \sigma_{nr} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_y & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_p & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_r \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_g \\ e_{nr} \\ e_y \\ e_p \\ e_r \end{bmatrix} \quad (4)$$

A  $e_k$  B  $u_k$

Në identifikimin e marrëdhënies – me fjalë të tjera, në identifikimin e matricës variancë-kovariancë – duhet të vendosim 35 kufizime në elementët e A dhe B. Numri i kufizimeve është i barabartë me numrin total të të gjithë elementëve të A dhe B, minus numrin e elementëve të ndryshëm të matricës variancë-kovariancë. Pra  $2k^2 - \left(\frac{k^2 - k}{2} + k\right)$  ose 35 kufizime gjithsej. Elementët diagonalë të matricës A kufizohen në 1. Elementët diagonalë të matricës B janë devijimet standarde të goditjeve strukturore. Meqenëse kërkojmë të gjejmë goditjet fiskale që nuk janë të korreluara me goditjet e ekuacioneve të tjera, pothuajse të gjithë elementët jashtë diagonales së matricës B janë zero, me përjashtim të koeficientëve b që përfaqësojnë marrëdhënien mes goditjeve fiskale të korrigjuara për ciklin dhe goditjeve fiskale strukturore. Le të fokusohemi në dy ekuacionet e para të matricës (4) për të treguar si gjendet marrëdhënia në fjalë:

$$u_g = a_{g,nr}u_{nr} + a_{g,y}u_y + a_{g,p}u_p + a_{g,r}u_r + e_g + b_{g,nr}e_{nr} \quad (4.1)$$

$$u_{nr} = a_{nr,g}u_g + a_{nr,y}u_y + a_{nr,p}u_p + a_{nr,r}u_r + e_{nr} + b_{nr,g}e_g \quad (4.2)$$

<sup>11</sup> Disa libra dhe programe ekonometrike përdorin këtë version të marrëdhënies mes goditjeve strukturore dhe atyre në formë të reduktuar. Vlerësimi në këtë studim është bërë me paketat EViews dhe JMulTi, të cilat kanë një matricë B që përfaqëson variancën e termave të gabimit. Megjithatë, ekuacioni (3) mund të gjendet edhe në formën,  $Au_k = e_k$  ku goditjet nuk janë të standardizuara.

Duke marrë  $a_{g,nr} = a_{nr,g} = 0$ , mund të zhveshim mbetjet e formës së reduktuar nga komponentët ciklikë, dhe të shkruajmë goditjet fiskale të korrektuara për ciklin (pra strukturore) si:

$$u_g^{CA} \equiv u_g - a_{g,y}u_y + a_{g,p}u_p + a_{g,r}u_r = e_g + b_{g,nr}e_{nr} \quad (5.1)$$

$$u_{nr}^{CA} \equiv u_{nr} - a_{nr,y}u_y - a_{nr,p}u_p - a_{nr,r}u_r = e_{nr} + b_{nr,g}e_g \quad (5.2)$$

Në ekuacionin (5.1)  $a_{g,y}$  përfaqëson elasticitetin tremujor të shpenzimeve të qeverisë ndaj PBB-së. Koeficienti  $a_{g,y}$  përfaqëson elasticitetin e shpenzimeve të qeverisë ndaj çmimeve. Në ekuacionin (5.2)  $a_{nr,y}$  është elasticiteti tremujor i të ardhurave të qeverisë ndaj PBB-së;  $a_{nr,p}$  është elasticiteti i të ardhurave të qeverisë ndaj çmimeve; ndërsa  $a_{nr,r}$  është elasticiteti i të ardhurave të qeverisë ndaj normës së interesit. Vlerësimet për këto elasticitete paraqiten në nënseksionet në vijim; pra të gjithë koeficientët  $a_j$  identifikohen.

Hapi i fundit në ndërtimin e SVAR-it është identifikimi i koeficientëve  $b_j$ . Bazuar në periudhën e gjatë të konsolidimit fiskal në Shqipëri (shih seksionin 2), kemi arsye të mendojmë se kur ndërmerr vendime mbi politikat, qeveria fillimisht vendos për shpenzimet, e më pas për taksat. Arsyetimi mbështetet edhe nga fakti se Qeveria shqiptare vendosi të stimulojë ekonominë me rritje shpenzimesh, e jo ulje taksash, si përgjigje ndaj impaktit të krizës globale. Kështu, supozojmë se qeveria merr vendimet për shpenzimet përpara atyre për taksat. Tashmë goditjet e korrigjuara për ciklin janë:

$$u_g^{CA} = e_g \quad (6.1)$$

$$u_{nr}^{CA} = b_{nr,g}e_g + e_{nr} \quad (6.2)$$

Ku, duke vlerësuar ekuacionin (6.2),  $b_{nr,g}$  kap efektet e një goditjeje strukturore të shpenzimeve mbi një vendim diskrecionar për taksat.

## 3.2. ELASTICITETET AFATSHKURTRA PËR SHPENZIMET DHE TË ARDHURAT E QEVERISË

Sikurse diskutuam në nënseksionin paraardhës, për të identifikuar plotësisht modelin SVAR nevojiten efektet e njëkohshme të PBB-së, çmimeve dhe normave të interesit në ndryshoret e politikës fiskale. Një ndër karakteristikat e dobishme të përkufizimit tonë për shpenzimet qeveritare është përjashtimi i pagesave të interesit. Kjo bën që elasticiteti i shpenzimeve në lidhje me normën e interesit të jetë zero, pra  $a_{g,r} = 0$ . Gjithashtu, supozojmë se elasticiteti i të ardhurave në lidhje me normën e interesit është zero, për arsye se nuk mund të identifikojmë një marrëdhënie të matshme mes taksave dhe normës së interesit. Kështu,  $a_{m,r} = 0$ .

### 3.2.1 VLERËSIMI I ELASTICITETIT TË TË ARDHURAVE TË QEVERISË DHE TË SHPENZIMEVE TË QEVERISË NDAJ PBB-SË

Elasticiteti i taksave në financat publike përkufizohet si ndryshimi në përqindje i të ardhurave nga taksat si rezultat i 1% ndryshim në PBB. Është e rëndësishme të theksohet se elasticiteti i të ardhurave nga taksat supozon se nuk ndodhin ndryshime strukturore, pra nuk ka vendime diskrecionare të politikës fiskale. Nga ana tjetër, buoyancy e taksave mat efektin total të 1% ndryshimi të PBB-së mbi të ardhurat prej tyre. Koeficienti  $a_{m,y}$  është pikërisht elasticiteti i taksave në lidhje me PBB-në.

Elasticitetet buxhetore tashmë raportohen në mënyrë rutinë në bazat e të dhënave statistikore të vendeve të zhvilluara, bazuar në metodologjinë e zhvilluar nga Giorno et al. (1995), dhe rishikuar nga van den Noord (2000). Të dyja këto studime paraqiten nga OECD. Sikurse shpjegohet nga van den Noord (2000), metodologjia e OECD-së kërkon të dhëna, ndër të tjera, edhe për bazat e tatueshme për çdo kategori të veçantë taksash, punësimin e mundshëm dhe PBB-në e mundshme, konsumin aktual dhe atë të mundshëm, si dhe të ardhurat nga korporatat. Në rastin e Shqipërisë, nuk janë të disponueshme të dhëna zyrtare mbi bazat e

veçanta të tatueshme, të ardhurat nga korporatat dhe konsumin<sup>12</sup>. Për më tepër, përveç prodhimit potencial, nivelet e mundshme të të gjithë treguesve të tjerë duhet të vlerësohen, çka del përtej qëllimit të këtij studimi. Kështu, përdorimi i metodologjisë së OECD-së për llogaritjen e elasticiteteve të taksave nuk është i mundur, por do të adresohet në kërkime të ardhshme.

Nga një vështrim mbi literaturën e metodave alternative të vlerësimit të elasticitetit të taksave rendisim katër metoda kryesore: 1. metoda e korigjimit proporcional, 2. metoda e strukturës me normë të pandryshuar, 3. metoda me ndryshore dummy, dhe 4. përqasja me indeksin Divisia. Metoda e parë kërkon vlerësime ex-ante dhe të dhëna ex-post të kthimit tatimor që rezultojnë nga ndryshimet diskrecionare të politikës fiskale. Këto të dhëna nuk janë të disponueshme në rastin e Shqipërisë. Metoda e dytë kërkon të dhëna të detajuara mbi bazat e tatueshme për kategori të ndryshme taksash, ndërsa metoda e tretë është efektive vetëm kur ndryshimet diskrecionare nuk kanë qenë të shpeshta në të shkuarën. Nisur nga kufizimi i të dhënave në dispozicion, mendojmë se mënyra e vetme e përshtatshme për vlerësimin e elasticitetit të taksave është përqasja me indeksin Divisia<sup>13</sup>, i krijuar nga Choudhry (1979). Metodologjia nuk kërkon korrektime të serisë së të ardhurave tatimore për të eliminuar efektet e politikës fiskale diskrecionare.

Sipas Choudhry (1979), indeksi Divisia – i përdorur gjerësisht për të matur ndryshimin teknologjik<sup>14</sup> - mund të përdoret në mënyrë intuitive për të matur ndryshimin diskrecionar fiskal. “Intuita është e qartë: masat diskrecionare tatimore prodhojnë ndryshime në të ardhurat nga taksat që janë më të mëdha se ato të shkaktuara nga rritja automatike e bazave të tatueshme, ashtu sikurse ndryshimi teknologjik sjell ndryshime në produktivitetin total, të cilat janë më të mëdha se ndryshimet e shkaktuara nga rritja e faktorëve të

<sup>12</sup> Edhe pse ka të dhëna për konsumin vjetor në llogaritë kombëtare, vlerat më të fundit janë të vitit 2008; ka një vonesë prej dy vjetësh në publikimin e PBB-së me metodën e shpenzimeve dhe komponentëve të saj.

<sup>13</sup> Choudhry (1979) shprehet qartë në studimin e tij se kur të dhënat janë të disponueshme, duhet të përdoret metoda e korrektimit proporcional në vend të përqasjes me Indeksën Divisia.

<sup>14</sup> Aplikuar për herë të parë nga Solow (1957) në artikullin “Technical Change and the Aggregate Production Function”. The Review of Economics and Statistics, Vol. 39, No. 3. pp. 312-320.

prodhimit” (Choudhry, 1979, f. 89). Kështu, nëse supozojmë se ekziston një funksion i taksave të agreguara, një politikë fiskale diskrecionare e zhvendos këtë funksion, ashtu sikurse ndryshimi teknologjik shkakton një zhvendosje të funksionit të prodhimit.

Duke e ngritur arsyetimin e tij në analogjinë me indeksin Divisia për ndryshimet teknologjike, Choudhry (1979) argumenton se indeksi Divisia për ndryshimet diskrecionare duhet të jetë i barabartë me përqindjen e ndryshimit të të ardhurave tatimore, pjesëtuar me përqindjen e ndryshimit të të ardhurave tatimore që shkaktohet nga ndryshimi automatik në bazën e tatueshme. Ai gjithashtu argumenton se kjo përqasje është e vlefshme atëherë dhe vetëm atëherë kur ekziston një funksion i vazhdueshëm agregat taksash, që gëzon vetinë e mosndryshimit (invariance)<sup>15</sup>.

Nëse nisemi nga një funksion i vazhdueshëm e i derivueshëm taksash:

$$T(t) = f(x_1(t), \dots, x_k(t); t) \quad (7)$$

Ku,  $T$  janë të ardhurat totale tatimore,  $x_i$  është proxy që përdoret për bazën e tatueshme për kategorinë e  $k$ -të të taksave dhe ndryshorja kohore  $t$  është proxy për masat diskrecionare fiskale. Choudhry (1979) përfiton indeksin Divisia të ndryshimeve diskrecionare duke marrë derivatin e parë të funksionit të taksave në lidhje me  $t$ .

$$\log D(n) = \log \left( \frac{T(n)}{T(0)} \right) - \sum_i \bar{b}_i \log \left( \frac{x_i(n)}{x_i(0)} \right) \quad (8)$$

Më tej, buoyancy e taksave mund të vlerësohet nëpërmjet funksionit të agreguar të shprehur në terma të bazës totale të tatueshme, pra PBB:

$$T = \alpha \gamma \mu \quad (9.1)$$

<sup>15</sup> Kjo do të thotë që nëse nuk ka ndryshime diskrecionare fiskale, nuk do të ketë as ndryshime diskrecionare në të ardhura, dhe të ardhurat nga taksat do të shpjegohen vetëm me rritjen e bazës së tatueshme. Edhe pse ky supozim duket i fortë, në kuptimin që nuk merr parasysh sistemet progresive të taksimit, Hulten (1973) ka treguar se kufizimi i homogjenitetit mund të anashkalohet me anë të një modifikimi në indeks. Shih Hulten, Charles (1973), “Divisia Index Numbers”, *Econometrica*, Vol. 41, pp. 1017-25.

$$\text{që në formë logaritmike shprehet: } \log(T) = a + \mu \log(y) \quad (9.2)$$

Ekucioni (9.2) vlerësohet me metodën OLS. Duke lejuar si për efekte të njëkohshme ashtu edhe për efekte të vonuara të PBB-së mbi të ardhurat neto të qeverisë, një ndryshore dummy për vitin 2009 (kur aktiviteti real ekonomik pësoi ngadalësim të konsiderueshëm), një ndryshore në 2008T2 për të kapur një outlier në të ardhurat e qeverisë, përftojme:

$$\text{LOG(NR)} = -6.68 + 1.28 * \text{LOG(Y)} - 0.064 * \text{DUM}_{09} + 0.42 * \text{DUM}_{98} + 0.15 * \text{LOG(Y-1)} \quad (10)$$

$$\begin{pmatrix} -11.25 \\ 0.59 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 11.29 \\ 0.11 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -3.63 \\ 0.018 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 10.1 \\ 0.04 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 2.11 \\ 0.07 \end{pmatrix}$$

Ku, NR dhe Y janë përkufizuar si në VAR, shprehur në terma reale dhe të korigjuar për sezonalitet. Në kllapa përfshihen statistikat -t dhe gabimet standarde<sup>16</sup>.

Pasi vlerësojmë rritjen e të ardhurave nga taksat ( $\mu = 1.28$ ), elasticiteti përkufizohet si:

$$\bar{r} = \mu - \frac{\log D(n)}{\log[x(n)/x(0)]} \quad (11)$$

Llogaritja e termit kërkon të dhëna mbi kategoritë e ndryshme të taksave dhe proxy për bazat e tyre të tatueshme. Të ardhurat reale neto të qeverisë përfshijnë të ardhurat reale nga T.V.Sh., të ardhurat reale nga taksat direkte, të ardhurat reale nga akcizat dhe të ardhurat reale doganore. Tabela 1 paraqet bazat e tatueshme proxy për të katërta kategoritë e taksave.

Tabelë 1. Proxy për bazat e tatueshme.

Kategoria e taksave	Proxy për bazën
T.V.Sh	Konsumi privat
Taksat direkte	PBB me çmimet e faktorëve*
Taksa e akcizës	Konsumi privat
Taksa doganore	Importet e mallrave dhe shërbimeve

Burimi: INSTAT, Ministria e Financave dhe llogaritje të autorit.

\* Llogaritur si PBB me çmimet e tregut (seria zyrtare e publikuar) minus T.V.Sh. plus subvencionet.

<sup>16</sup> Shih Aneksin A, Tabela 7 për teste diagnostike.

Elasticiteti i vlerësuar i të ardhurave të qeverisë është 0.96, çka do të thotë që një rritje e PBB-së me 1% rrit të ardhurat me 0.96%. Nisur nga natyra progresive e tatimit mbi të ardhurat dhe e tatimit mbi fitimin deri në fund të vitit 2007, do të prisnim elasticitet më të madh se 1. Megjithatë, rezultati që marrim mund të shpjegohet me nivelin relativisht të lartë të informalitetit në ekonominë shqiptare. Por kjo hipotezë shkon përtej mbulimit të këtij studimi, kështu që interpretimi dhe hulumtimi i mëtejshëm i elasticitetit të sistemit tatimor do të adresohet në kërkime të ardhshme.

Hapi tjetër është vlerësimi i elasticitetit të transfertave të qeverisë. Me të njëjtën metodologji dhe duke përdorur PBB-në totale me çmimet e tregut si proxy për bazën e transfertave, gjejmë se elasticiteti i transfertave është -0.15<sup>17</sup>. Mbledhim dy elasticitetet, pasi i ponderojmë me peshat përkatëse. Të ardhurat totale kanë peshë prej 1.61 në lidhje me të ardhurat neto, ndërsa transfertat janë 0.61%. Koeficienti  $a_{m,y}$  në matricën e efekteve të njëkohshme është 1.45.

Elasticiteti i shpenzimeve të qeverisë ndaj PBB-së supozohet 0, sepse: a) zakonisht qeverisë i duhet më shumë se 1 tremujor për të marrë vendime për shpenzimet në përgjigje të zhvillimeve në PBB, b) të dhënat zyrtare tremujore publikohen me 12 javë vonesë në Shqipëri<sup>18</sup>, duke e bërë të pamundur që qeveria të marrë vendime të njëkohshme me zhvillimet në PBB, dhe c) përbërësit automatikë të shpenzimeve nuk janë pjesë e përkufizimit tonë të këtij treguesi.

### 3.2.2. VLERËSIMI I ELASTICITETIT TË POLITIKAVE FISKALE NDAJ ÇMIMEVE

Nëse i ndajmë shpenzimet qeveritare në tre përbërës – blerja e mallrave dhe shërbimeve, paga, dhe investime – peshat mesatare të tre përbërësve janë përkatësisht rreth 31%, 34% dhe 35%. Duke qenë se pagat e sektorit publik nuk indeksohen me inflacionin tremujor në terma vjetorë (edhe pse korrigjohen me frekuencë

<sup>17</sup> Elasticiteti i ulët i transfertave qeveritare sugjeron një rrjet të dobët social; megjithatë kjo mbetet hipotezë dhe do të adresohet në kërkime të mëtejshme.

<sup>18</sup> Referohu INSTAT për kalendarin e publikimeve zyrtare, tek <http://www.instat.gov.al/>.

më të ulët), presim që elasticiteti i pagave të jetë  $-1$ , meqë fuqia blerëse bie aq sa çmimet rriten. Blerjet e mallrave dhe shërbimeve, dhe investimet supozohet të kenë elasticitet  $0$  ndaj çmimeve. Duke supozuar se shumica e blerjeve qeveritare janë kontraktore, ku çmimet vendosen paraprakisht, mund të bëjmë supozimin se inflacioni nuk ka efekte të njëkohshme mbi këto dy zëra. Shuma e ponderuar e të tre përbërësve jep elasticitet total prej  $-0.34$ , që është koeficienti  $a_{g,p}$ .

Për sa i përket elasticitetit të të ardhurave në lidhje me çmimet supozojmë se është  $-1$ , duke ndjekur të njëjtin arsyetim të fuqisë blerëse, si në rastin e pagave.



## 4. PËRGJIGJET NDAJ IMPULSEVE

Pasi kemi identifikuar dy goditjet strukturore, zgjidhim në mënyrë rekursive koeficientët e ekuacioneve të PBB-së, IÇK-së dhe normave të interesit. Identifikimi strukturor është i njëjtë si në specifikimin në nivele ashtu dhe në atë në diferencat e para, duke qenë se koeficientët përfaqësojnë elasticitete. Modeli SVAR është plotësisht i identifikuar si më poshtë:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0.34 & 0 \\ -a_{nr,g} & 1 & -1.45 & 1 & 0 \\ -a_{y,g} & -a_{y,nr} & 1 & 0 & 0 \\ -a_{p,g} & -a_{p,nr} & -a_{p,y} & 1 & 0 \\ -a_{r,g} & -a_{r,nr} & -a_{r,y} & -a_{p,y} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_g \\ u_{nr} \\ u_y \\ u_p \\ u_r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_g & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{nr,g} & \sigma_{nr} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_y & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_p & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_r \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_g \\ e_{nr} \\ e_y \\ e_p \\ e_r \end{bmatrix} \quad (12)$$

Përgjigjet <sup>A</sup> ndaj impulseve <sup>u<sub>k</sub></sup> llogariten <sup>B</sup> deri në 8 <sup>e<sub>k</sub></sup> periudha (dy vite) me anë të përfaqësimit Moving Average (MA) të SVAR-it:

$$X_t = [1 - \Gamma(L)]^{-1} A^{-1} B V_t \quad (13)$$

Ku,  $\Gamma(L)$  është polinomi i vonesës kohore të koeficientëve të formës së reduktuar dhe  $V_t$  është vektori i goditjeve strukturore. Ndryshimi themelor në natyrën e goditjeve strukturore në VAR-in në nivel dhe VAR-it në diferencën e parë është persistenca e tyre. Ndërsa, në specifikimin e parë goditjet mund të kenë qoftë efekte të përkohshme qoftë të përhershme në varësi të stacionaritetit të ndryshoreve, në specifikimin në diferencën e parë, i modelojmë goditjet në mënyrë të tillë që të kenë efekte të përhershme në nivelin e ndryshoreve. Prandaj për  $t'$ i pasur të krahasueshme përgjigjet ndaj impulseve, do të analizojmë përgjigjet kumulative në rastin e VAR-it në diferencën e parë (që paraqet efektin e goditjeve në nivelin e ndryshores, jo në normën e rritjes).

Goditjet strukturore interpretohen si 1% rritje në ndryshoret e politikës fiskale, dhe reagimet ndaj impulseve përfaqësojnë ndryshimet në përqindje të ndryshoreve që reagojnë. Gjithashtu

paraqesim intervalet e besimit me mbulim rreth 68%<sup>19</sup>, përftuar nga 500 bootstrap-e të shpërndarjeve të reaguesve ndaj impulseve<sup>20</sup>.

## 4.1. EFEKTET MAKROEKONOMIKE TË SHPENZIMEVE TË QEVERISË

Sipas specifikimit në nivel, rritja me 1% e shpenzimeve totale neto sjell një rritje me 0.06% në PBB, duke arritur në 0.08% pas një tremujori. Efekti shuhet pas tre tremujorësh. Përgjigjja e akumuluar në pikën më të lartë është 0.16% pas dy tremujorësh, duke u stabilizuar në 0.11% pas pesë tremujorësh. Grafikët e reagimit të shpenzimeve ndaj impulseve paraqiten në Aneksin B.

Reagimet ndaj impulseve të marra nga specifikimi në diferencën e parë, tregojnë se PBB rritet me 0.07% në mënyrë të menjëhershme, duke arritur në 0.1% pas një tremujori, dhe stabilizohet në 0.06% pas katër tremujorësh. Rezultatet janë të krahasueshme me specifikimin në nivel. Duke pasur parasysh se një goditje prej 1% në shpenzime përkthehet në vetëm 0.18% të PBB-së<sup>21</sup>, mund të themi se reagimi i PBB-së është relativisht i lartë dhe statistikisht i rëndësishëm deri në tre tremujorë më pas.

Për të pasur një pasqyrim më të qartë të përmasave të përgjigjeve, i transformojmë goditjet në 1 pikë përqindje të PBB-

---

<sup>19</sup> Ndjekim Sims dhe Zha (1995, 1999) në zgjedhjen tonë për të raportuar percentilin e 68të të intervaleve të besimit, në vend të percentilit klasik të 95të. Probabiliteti i mbulimit të intervaleve të përfuara me bootstrapping nuk është një koncept i ekonometrisë klasike, por një koncept bajezian. Sims dhe Zha (1995, 1999) tregojnë se në shumicën e rasteve, intervalet e besimit në percentilin e 68të kanë një probabilitet më të lartë të mbulimit të percentilit nominal të përfuar me bootstrapping. Edhe pse mund të argumentohet se nuk është e justifikueshme të përdorësh kritere dhe arsytim bajezian në analiza klasike, Sims dhe Zha (1995, 1999) tregojnë se intervalet bajeziane të besimit janë të vlefshme edhe nën kriteret klasike, ashtu sikurse intervalet klasike të besimit janë të vlefshme nën kriteret bajeziane.

<sup>20</sup> Intervalet e besimit përftohen me Hall Bootstrap Percentile, që gjendet në paketën ekonometrike JMulTi. Për një diskutim të përgjithshëm mbi bootstrapping dhe procedurën sipas Hall shih Hall, P. (1992) *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*, Springer, New York.

<sup>21</sup> 18% është pesha mesatare e shpenzimeve qeveritare në PBB (sipas përkufizimit të ndryshoreve në këtë studim).

së<sup>22</sup>. Në VAR-in në nivel, PBB përgjigjet me një rritje prej 0.36% në mënyrë të menjëhershme, arrin një nivel maksimal prej 0.43% pas një tremujori, dhe bëhet statistikisht e parëndësishme pas katër tremujorësh. Përgjigjja e akumuluar është 0.9% në pikën maksimale, pas dy tremujorësh. Përgjigjet e akumuluar në VAR-in me diferencën e parë tregojnë për një rritje me 0.4% në mënyrë të menjëhershme, duke arritur në 0.58% në pikën maksimale, për t'u stabilizuar në 0.46% pas katër tremujorësh.

Për sa i përket çmimeve, si specifikimi në nivel, ashtu edhe ai në diferencën e parë, prodhojnë përgjigje statistikisht të parëndësishme. Teorikisht presim një rritje të nivelit të çmimeve pas një goditjeje pozitive në shpenzimet e qeverisë (në mënyrë të menjëhershme ose me vonesë kohore, në varësi të ngurtësisë së çmimeve), bazuar në përgjigjen e konsiderueshme të PBB-së. Megjithatë, nuk e marrim në studim këtë sjellje. Për të shpjeguar më mirë rezultatet tona, hulumtojmë më tej efektet e shpenzimeve duke i ndarë në dy përbërësit kryesorë: shpenzime korrente dhe kapitale. Në seksionin 5 prezantohen dhe diskutohen rezultatet.

Normat reale të interesit të bonove 12-mujore të thesarit rriten me 13 pikë bazë në mënyrë të menjëhershme, pas rritjes me 1% të shpenzimeve në VAR-in në nivele, dhe arrijnë një reagim maksimal prej 31 pikësh bazë pas gjashtë tremujorësh. Pas dy vjetësh, efekti është 16 pikë bazë dhe statistikisht i parëndësishëm. Reagimi i akumuluar arrin një vlerë maksimale prej 2 pikë përqindjeje në fund të vitit të dytë. Në specifikimin në diferencën e parë, normat e interesit sillen disi ndryshe. Përgjigjja e akumuluar është statistikisht e parëndësishme deri në dy tremujorë më pas, dhe bëhet statistikisht e rëndësishme pas tre tremujorësh, duke u stabilizuar në - 4 pikë përqindje.

VAR-i në nivel prodhon një reagim të normës së interesit, të cilin do ta prisnim nëse goditja do të finançohej me deficit buxhetor, me financim të brendshëm dhe kufizime likuiditeti. Sipas vlerësimeve në këtë model VAR, deficiti primar (përafshuar si të ardhurat neto minus

---

<sup>22</sup> Meqenëse shpenzimet kanë një peshë prej 18% në PBB, 1 pikë përqindjeje goditjeje në shpenzime nënkupton rritjen e peshës së shpenzimeve në PBB me 1 pikë përqindjeje (për shembull nga 18% në 19%).

shpenzimet primare) rritet me 0.96% në mënyrë të menjëhershme, duke u ulur gradualisht në 0.13% pas tre tremujorësh dhe më pas bëhet statistiki i parëndësishëm. Megjithatë, nuk jemi në gjendje të themi nëse deficitin financohet në tregun e brendshëm apo të jashtëm; pra reagimi i normës së interesit interpretohet në mënyrë jo të plotë. Për më tepër, vihet re qartësisht se reagimi i normave të interesit mund të vuajë nga rrënja njësi, sinjalizuar nga efekti i përhershëm i goditjes së shpenzimeve. Kjo mund të ketë pasoja në saktësinë e intervaleve të besimit (që bazohen në karakteristikat asimptotike të shpërndarjes së përgjigjeve ndaj impulseve) dhe në rezultatet e modelit<sup>23</sup>. Kështu, preferohet që përfundimet të nxirren pas analizës së rezultateve të VAR-it në diferencën e parë. Për më tepër, kemi arsye teorike që të presim efekte të ndryshme të shpenzimeve korrente dhe kapitale mbi normën e interesit. Në seksionin në vijim paraqiten rezultatet e dy politikave të veçura, marrë nga VAR-i në diferencën e parë.

## 4.2. EFEKTET E TË ARDHURAVE NETO MBI PBB-NË REALE, ÇMIMET DHE NORMAT E INTERESIT

VAR-i në nivel vlerëson një rritje të PBB-së me 0.05% në mënyrë të menjëhershme pas një goditjeje negative prej 1% në të ardhurat neto të qeverisë<sup>24</sup>. Megjithatë, reagimi është statistiki i parëndësishëm dhe bëhet i rëndësishëm pas dy tremujorësh, por me shenjë të kundërt. Ky rezultat disi i pazakontë mund të shpjegohet me faktin se pas një uljeje taksash, shpenzimet totale të qeverisë bien me rreth 1% maksimalisht<sup>25</sup>. Megjithatë, nisur nga problemet e mundshme të stabilitetit të reagimit ndaj impulseve që kemi përmendur në nënseksionin 4.1, përfundimet do të bazohen në rezultatet e VAR-it në diferencën e parë.

---

<sup>23</sup> Ndryshoret e tjera nuk ndikohen në mënyrë strukturore nga normat e interesave, meqë normat renditen të fundit në VAR, por ndikohen nga vlerat e vonuara të tyre.

<sup>24</sup> Supozojmë një përgjigje simetrike ndaj goditjeve. Pra goditjet negative dhe pozitive kanë të njëjtin efekt si madhësi, por shenjë të kundërt.

<sup>25</sup> Nëse analizojmë efektin e rritjes së taksave me 1%, të ardhurat më të larta nga taksat mund të interpretohen si më shumë hapësirë për shpenzime diskrecionare. Në realitet kjo sjellje është e pritshme.

Reagimet e akumuluar të impulseve në VAR-in në diferencën e parë tregojnë se PBB rritet me 0.18% në mënyrë të menjëhershme dhe arrin në 0.19% pas dy tremujorësh, duke u stabilizuar në këtë nivel. VAR-i në diferencën e parë jep shenjen e pritur të përgjigjes së PBB-së, me rëndësi statistikore.

Kur goditja e taksave transformohet në 1 pikë përçindje të PBB-së, përgjigja e akumuluar e PBB-së në VAR-in në diferencën e parë është 1.4% në mënyrë të menjëhershme, arrin në 1.5% pas një tremujori dhe stabilizohet në rreth 1.49% pas tre tremujorësh. Megjithatë, duhet të përmendim që ky është një reagim i akumuluar dhe i pakorrigjuar për ciklin e biznesit. Duke qenë se PBB rritet në mënyrë të menjëhershme, të ardhurat e qeverisë rriten pas tremujorit të parë për shkak të elasticitetit të tyre ndaj PBB-së. Në model, kjo perceptohet si goditje persistente. Për të adresuar këtë çështje duhet të vlerësojmë përgjigjet ndaj impulseve të korigjuara për ciklin e biznesit. Rezultatet e kësaj analize paraqiten në seksionet në vijim.

Për sa i përket çmimeve, në VAR-in në nivel ato rriten me 23 pikë bazë pas uljes së taksave me 1%, duke arritur në 73 pikë bazë pas një tremujori, dhe humbasin rëndësinë statistikore pas pesë tremujorësh. Sipas teorisë ekonomike, shenja e reagimit të çmimeve varet nga mënyra e vendosjes së çmimeve në treg. Për shembull, do të prisnim një rënie çmimesh pas rritjes së taksave, nëse kërkesa private bie mjaftueshëm për të ushtruar presione rënëse mbi çmimet. Nga ana tjetër, do të prisnim rritje çmimesh nëse çmimet vendosen në treg në mënyrë monopoliste, ku prodhuesit ua transferojnë konsumatorëve rritjet në taksa me anë të çmimeve më të larta. Rezultatet e VAR-it në nivel duket se konfirmojnë shpjegimin e parë (çmimet rriten për shkak të rritjes së kërkesës private pas uljes së taksave). Në terma të akumuluar, përgjigjet e çmimeve janë statistikisht të parëndësishme, çka mund të shpjegohet deri diku me presione të balancuara nga kërkesa dhe oferta.

Nga ana tjetër, VAR-i në diferencat e para jep reagime të çmimeve që duket se vërtetojnë hipotezën e përcaktimit të çmimeve nga oferta, duke qenë se çmimet bien me 50 pikë bazë në mënyrë të menjëhershme, duke arritur në 45 pikë bazë pas dy tremujorësh, dhe stabilizohen në këtë nivel.

Normat reale të interesit kanë një reagim statistikisht të parëndësishëm deri në dy tremujorë më pas, dhe rriten me 12 pikë bazë pas dy tremujorësh. Normat arrijnë një reagim maksimal prej 4 pikësh bazë pas katër tremujorësh. Në terma të akumuluar, përgjigjja është statistikisht e rëndësishme dhe arrin në 31 pikë bazë. Në specifikimin në diferencat e para, normat rriten me 15 pikë bazë në mënyrë të menjëhershme; arrijnë një vlerë maksimale prej 26 pikësh bazë pas katër tremujorësh dhe mbeten në këtë nivel. Ky është rezultat i pritur, duke qenë se ulja e taksave stimulon konsumin privat në afatin e shkurtër, i cili rezulton në ulje kursimesh dhe rritje të normave.

## 5. SHUMËZUESIT FISKALË TË SHPENZIMEVE KORRENTE, SHPENZIMEVE KAPITALE DHE TË ARDHURAVE NETO TË QEVERISË

Për të vlerësuar në mënyrë të krahasueshme efektet e politikave të ndryshme fiskale mbi Produktin e Brendshëm Bruto, llogarisim shumëzuesit fiskalë. Meqenëse ka fakte të mjaftueshme për të mbështetur efekte të ndryshme të përbërësve të shpenzimeve qeveritare<sup>26</sup>, i ndajmë shpenzimet në shpenzime korrente primare dhe shpenzime kapitale (investimi publik). Specifikimi i ri i modelit SVAR vlerësohet në diferencat e para, nisur nga disa rezultate të paqarta të marra në nënseksionet 4.1 dhe 4.2.

Identifikimi në këtë hap kërkon supozime të reja mbi radhën e vendimarrjes kur qeveria vendos të zbatojë të treja instrumentet e politikave në mënyrë të njëkohshme. Duke iu rikthyer ekuacioneve (5.1) dhe (5.2) në nënseksionin 3.1 shkruajmë në mënyrë të ngjashme:

$$u_{g-c}^{CA} \equiv u_{g-c} - a_{g-c,y}u_y - a_{g-c,p}u_p - a_{g-c,r}u_r = e_{g-c} + b_{g-c,g-i}e_{g-i} + b_{g-c,mr}e_{mr} \quad (14.1)$$

$$u_{g-i}^{CA} \equiv u_{g-i} - a_{g-i,y}u_y - a_{g-i,p}u_p - a_{g-i,r}u_r = e_{g-i} + b_{g-i,g-c}e_{g-c} + b_{g-i,mr}e_{mr} \quad (14.2)$$

$$u_{nr}^{CA} \equiv u_{nr} - a_{nr,y}u_y - a_{nr,p}u_p - a_{nr,r}u_r = e_{nr} + b_{nr,g-c}e_{g-c} + b_{nr,g-i}e_{g-i} \quad (14.3)$$

Meqenëse, elasticitetet  $a_j$  tashmë i kemi<sup>27</sup>, na duhet thjesht të identifikojmë koeficientët  $b_j$ . Gjatë viteve të fundit, investimi publik ka qenë një ndër prioritetet e qeverisë. Përtej kësaj, mund të argumentojmë se në vendet në tranzicion, shpenzimet kapitale të qeverisë marrin një pjesë të konsiderueshme të buxhetit për shkak të nevojës së vazhdueshme për të ndërtuar kapacitete dhe

<sup>26</sup> Shpenzimet korrente të qeverisë llogariten si konsum në statistikat e llogarive kombëtare, ndërsa shpenzimet kapitale ndikojnë në mënyrë të drejtpërdrejtë formimin e kapitalit fiks bruto, pra investimet.

<sup>27</sup> Llogaritjet e vetme shtesë që duhet të bëjmë janë elasticitetet e dy zërave të shpenzimeve në lidhje me çmimet. Elasticiteti i shpenzimeve kapitale supozohet 0, për shkak të natyrës kontraktuale të këtyre lloj shpenzimesh; ndërsa elasticiteti i shpenzimeve korrente llogaritet në -0.57, duke qenë se i vetmi përbërës që ndikohet në mënyrë të njëkohshme nga çmimet janë pagat (ulje e fuqisë blerëse), të cilat kanë një peshë prej rreth 57% në shpenzimet neto primare korrente të qeverisë.

infrastrukturë që ose nuk ekzistonte në regjimet ekonomike të centralizuara, teknologjisë së vjetruar ose të pamjaftueshme për të akomoduar procesin e shpejtë të konvergencës drejt ekonomisë së lirë të tregut. Prandaj, supozojmë se vendimet për shpenzime kapitale janë të parat që merren nga qeveria; më pas merren vendimet për shpenzimet korrente, e në fund vendimet për taksat. Një vlerësim i këtyre tre marrëdhënieve na jep identifikimin e plotë të goditjeve fiskale:

$$u_{g\_i}^{CA} = e_{g\_i} \quad (15.1)$$

$$u_{g\_c}^{CA} = e_{g\_c} + b_{g\_c, g\_i} e_{g\_i} \quad (15.2)$$

$$u_{nr}^{CA} = e_{nr} + b_{nr, g\_c} e_{g\_c} + b_{nr, g\_i} e_{g\_i} \quad (15.3)$$

Pas vlerësimit të modelit SVAR(1) me 6 ndryshore, në diferencën e parë llogarisim reagimet e PBB-së, çmimeve dhe normës së interesit ndaj goditjeve fiskale prej 1%. Në Aneksin B paraqiten përgjigjet ndaj impulseve.

Një rritje me 1% e shpenzimeve primare neto rrit PBB-në me 0.064% në mënyrë të menjëhershme, duke arritur në 0.037% pas katër tremujorësh. PBB-ja reagon me 0.03% ndaj 1% rritjeje në shpenzimet kapitale; arrin vlerën maksimale prej 0.04% pas një tremujori dhe stabilizohet në vlerën 0.032% pas tre tremujorësh. Për sa i përket taksave, pas një uljeje prej 1% të tyre, PBB-ja rritet me 0.21% në mënyrë të menjëhershme dhe stabilizohet në 0.19% pas dy tremujorësh.

Një goditje në shpenzimet korrente ndikon në mënyrë statistikiisht të rëndësishme tek çmimet, me një rritje prej 10 pikësh bazë pas dy tremujorësh. Shpenzimet kapitale duket se nuk ndikojnë në çmime, duke qenë se reagimet ndaj impulseve janë gjatë gjithë kohës statistikiisht të parëndësishme. Edhe pse madhësia e përgjigjeve është më e vogël për shpenzimet kapitale, kur agregohet në shpenzimet totale, efekti i tyre mund të shpjegojë rezultatet e marra më parë në modelin VAR me 5 ndryshore. Një ulje me 1% e taksave bën që çmimet të ulen me 54 pikë bazë, të arrijnë 40 pikë bazë pas katër tremujorësh dhe të stabilizohen në këtë nivel.



Norma e interesit ka reagim statistikisht të parëndësishëm ndaj shpenzimeve kapitale dhe korrente. Ky rezultat është deri diku i papritur duke u nisur nga rritja e fundit e normave të interesit në ekonominë shqiptare<sup>28</sup>, zhvillim që ishte kryesisht pasojë e rritjes së shpenzimeve qeveritare dhe financimit të brendshëm të deficitit. Megjithatë, viti 2009 u karakterizua nga kufizime të mëdha të likuiditetit<sup>29</sup> në sistemin bankar shqiptar, duke reflektuar në këtë mënyrë një situatë jonormale mbi disponueshmërinë e kreditit për ekonominë. Kështu, gjatë atij viti presionet për rritjen e normave të interesit u shkaktuan kryesisht nga likuiditeti i kufizuar dhe nuk përfaqësojnë një situatë normale për ekonominë. Në kuadrin IS-LM, një rritje në shpenzimet kapitale apo korrente sjell një zhvendosje për lart të kurbës IS, çka normalisht do të rrisë normën e interesit. Mungesa e ndryshimit, apo ndryshimet shumë të vogla në normën e interesit mund të vijnë si rezultat i: a) zhvendosjes edhe të kurbës LM në të djathtë, ose b) pjerrësisë shumë të vogël (pothuaj të sheshtë) të kurbës LM. Një zhvendosje e kurbës LM do të thotë rritje e ofertës së parasë në vijim të politikës zgjeruese fiskale. Ne mendojmë se ndryshimi statistikisht i parëndësishëm i normave të interesit lidhet me formën e kurbës LM. Kolasi et al. (2010) tregojnë se një rritje e normës së interesit shkakton një rritje statistikisht të rëndësishme në kërkesën për para vetëm pas pesë tremujorësh. Kjo sugjeron se kërkesa për para ka elasticitet shumë të ulët në afatin e shkurtër ndaj normës së interesit. Kështu, kemi arsye të mjaftueshme të interpretojmë rezultatin në bazë të pjerrësisë së ulët të kurbës LM.

Një ulje me 1% e të ardhurave të qeverisë (ulje taksash) rezulton në një rritje statistikisht të rëndësishme të normës së interesit prej 0.16 pikë përqindjeje në mënyrë të menjëhershme, duke arritur në 0.26 pikë përqindje pas dy tremujorësh. Teorikisht, ky rezultat pritet nëse besojmë se një ulje taksash rezulton në rritje të menjëhershme të konsumit, duke dekurajuar kursimin e duke rritur normat e interesit. Në kuadrin IS-LM, taksa do të ulte pjerrësinë e kurbës IS duke rritur PBB-në e duke rritur shumë më pak normat e interesit (nëse besojmë në një kurbë pothuajse të sheshtë LM).

<sup>28</sup> Shih Raportin Vjetor të Bankës së Shqipërisë 2009, f. 207, tek [http://www.bankofalbania.org/web/2009\\_Annual\\_Report\\_5733\\_2.php](http://www.bankofalbania.org/web/2009_Annual_Report_5733_2.php)

<sup>29</sup> Shih Raportin Vjetor të Bankës së Shqipërisë 2009, f. 11, për një përshkrim të ekonomisë shqiptare gjatë 2009-ës, tek [http://www.bankofalbania.org/web/2009\\_Annual\\_Report\\_5733\\_2.php](http://www.bankofalbania.org/web/2009_Annual_Report_5733_2.php)

Më pas, përdorim reagimet ndaj impulseve për të llogaritur shumëzuesit e politikës fiskale në PBB. Do të paraqesim rezultatet për dy përkufizime të ndryshme të shumëzuesit: 1. Ndryshimi i akumuluar i PBB-së në përqindje deri në tremujorin h, përmbi ndryshimin e akumuluar e të korrigjuar për ciklin e biznesit<sup>30</sup> të ndryshores së politikës fiskale deri në tremujorin h, pas një goditjeje prej 1 pp të PBB-së; 2. Ndryshimi i akumuluar i PBB-së në përqindje deri në tremujorin h, përmbi deficitin e akumuluar të korrigjuar për ciklin e biznesit që rezulton nga goditja në ndryshoren e politikës fiskale e barabartë me 1 pp të PBB-së. Në tabelën 2 raportohen shumëzuesit e akumuluar.

Tabelë 2. Shumëzuesit fiskalë të akumuluar e të korrigjuar për ciklin e biznesit.

	Shumëzuesit e akumuluar e të korrigjuar për ciklin e biznesit			
	Menjëherë	Maksimum	1 vit	2 vjet
Shpenzime korrente	0.52	0.69	0.47	0.49
Shpenzime kapitale	0.42	0.95	0.71	0.71
Ulje taksash	1.58	1.65	1.63	1.65
	Shumëzuesit e deficitit, të akumuluar e të korrigjuar për ciklin e biznesit			
	Menjëherë	Maksimum	1 vit	2 vjet
Shpenzime korrente	0.53	0.79	0.5	0.51
Shpenzime kapitale	0.39	0.89	0.66	0.66
Ulje taksash	1.58	1.65	1.63	1.65

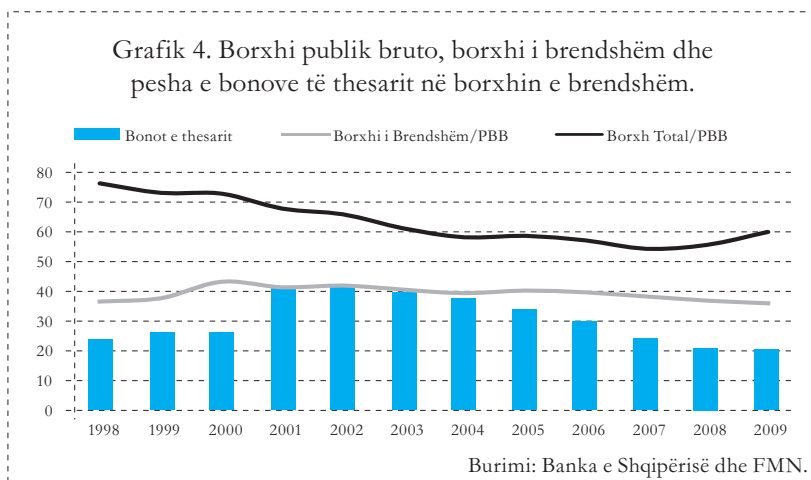
Burimi: Llogaritje të autorit.

Një ndër rezultatet më interesante që marrim, është që stimuli me taksë ka shumëzuesin më të lartë, që rezulton edhe më i lartë se 1. Në tekstet standarde ekonomike keqneziane, shumëzuesi më i lartë pritet të jetë ai i shpenzimeve qeveritare, duke arsyetuar se ulja e taksave do të sillte edhe rritje të kursimeve, paralelisht me rritjen e konsumit. Megjithatë, shumëzuesi i taksave varet nga tendenca e natyrshme për të konsumuar, nga sa e orientuar nga e ardhmja është sjellja e konsumatorëve dhe nga niveli i të ardhurave të konsumatorëve që shënjestron. Kështu, nëse prirja natyrore për të konsumuar është e lartë, konsumatorët janë miopë ose nuk kanë

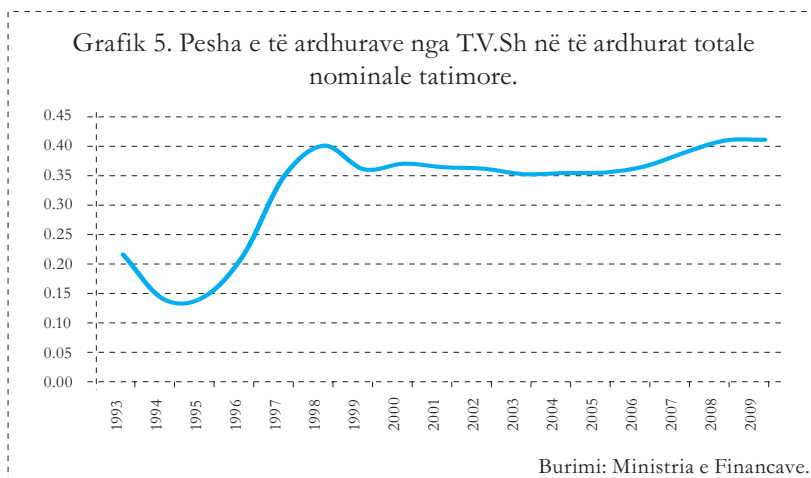
<sup>30</sup> Ndjekim Perotti (2005) për të llogaritur shumëzuesit e korrigjuar për ciklin, të cilët përjashtojnë efektin automatik të PBB-së në ndryshoret e politikës fiskale. Reagimet ndaj impulseve, të korrigjuara për ciklin janë:  $\tilde{g}_{-c_i}^{CA} = \tilde{g}_{-c_i} - a_{g-c,p} \tilde{p}_i$ ,  $\tilde{g}_{-i}^{CA} = \tilde{g}_{-i}$  dhe  $\tilde{n}r_i^{CA} = \tilde{n}r_i - a_{nr,y} \tilde{y}_i - a_{nr,p} \tilde{p}_i$ , ku tilde, si tek Perotti (2005), përfaqëson një reagim ndaj impulsit.

arsye të mjaftueshme për të pritur rritje taksash në të ardhmen (pra nuk kanë ekuivalencë rikardiane) dhe konsumatorët nuk gjenden në kategorinë e të ardhurave të larta, një ulje taksash ka më shumë gjasa të konsumohet e gjitha. Për më tepër, një ulje taksash mund të rezultojë në rritje të investimeve, nëse jep incentiva të mjaftueshme për të rritur stokun e kapitalit e për të zgjeruar investimet.

Sipas Dushku et al. (2007), konsumatorët shqiptarë kanë një prirje natyrore marxhinale për të konsumuar rreth 0.8. Për më tepër, mendojmë se konsumatorët shqiptarë nuk shfaqin ekuivalencë rikardiane, duke qenë se taksat në Shqipëri kanë qenë kryesisht në rënie gjatë dy dekadave të fundit. Gjithashtu, borxhi publik shfaq tendencë rënese gjatë gjithë periudhës së vlerësimit me përjashtim të dy viteve të fundit. Kjo ka ardhur si rezultat i konsolidimit të vazhdueshëm fiskal, çka ndoshta nuk ngre dyshime mbi qëndrueshmërinë fiskale në të ardhmen tek konsumatorët shqiptarë. Megjithatë, këto rezultate mund të mos jenë të vlefshme në të ardhmen, nëse rritja e borxhit publik vazhdon dhe nis të perceptohet si shqetësuese nga agjentët ekonomikë. Grafiku 4 tregon zhvillimet e borxhit gjatë periudhës 1998-2009.



Një tjetër shpjegim<sup>31</sup> i shumëzuesit të lartë të taksave lidhet direkt me përbërjen e të ardhurave nga taksat. Grafiku 5 tregon se të ardhurat nga T.V.Sh përbëjnë pjesën më të madhe të të ardhurave tatimore; kështu, elasticiteti i çmimeve ndaj taksave varet kryesisht nga elasticiteti i çmimeve ndaj T.V.Sh-së. Bazuar në këtë informacion mund të spekulohet se rreth gjysma e 1% uljeje të taksave shkon për uljen e T.V.Sh-së. Nëse besojmë se ulja e taksës së T.V.Sh.-së ul kostot e prodhimit, mund të vërejmë një zhvendosje të njëkohshme në të djathtë të kërkesës dhe ofertës agregate, që do të çonte në rritje të prodhimit dhe mosndryshim/ndryshim të vogël të çmimeve.



Shumëzues të lartë të taksave evidentohen edhe nga autorë të tjerë (edhe pse për vende të zhvilluara), jo vetëm nga ata që përdorin modelet autoregresive, por edhe me modele të tjera. Romer dhe Romer (2010) gjejnë se ulja e taksave me 1 Usd rezulton në një rritje prej 3 Usd pas dhjetë tremujorësh. Mountfort dhe Uhlig (2004) raportojnë një shumëzues të deficitit të shkaktuar nga goditja e taksave të barabartë me 3.22 pas dymbëdhjetë tremujorësh; ndërsa Blanchard dhe Perotti (2002) raportojnë një shumëzues taksash të barabartë me 1.32 pas tetë tremujorësh. Shumëzuesit e taksave në

<sup>31</sup> Autorja falënderon Zj. Anjeza Gazidede, ekonomiste në Departamentin e Politikës Monetare, Banka e Shqipërisë, për komentimin në lidhje me këtë kanal të mundshëm të shumëzuesit të taksave.

të gjitha këto studime janë më të mëdhenj se 1, dhe më të lartë se shumëzuesit e shpenzimeve qeveritare.

Për sa i përket shumëzuesve të shpenzimeve, rezultatet tregojnë se shumëzuesi i akumuluar i deficitit të shkaktuar nga rritja e shpenzimeve kapitale është më i lartë se ai i deficitit të shkaktuar nga rritja e shpenzimeve korrente. I pari arrin një maksimum prej 0.9 pas një tremujori dhe stabilizohet në 0.66 pas katër tremujorësh. Edhe pse fakti që shumëzuesi është më i vogël se 1 sugjeron se ka efekte crowding-out në investimin privat, nuk gjetëm reagime statistikisht të rëndësishme të normave të interesit. Kjo na shtyn të mendojmë se mund të ketë disa 'rrjedhje' të shkaktuara nga rritja e importeve, të cilat bëjnë që efekti i rritjes së shpenzimeve kapitale të jetë më i vogël se 1 Lek për 1 Lek.

## 6. KONKLUZIONE DHE KËRKIME TË MËTEJSHME

Në këtë material hulumtuam efektet makroekonomike të politikës fiskale në Shqipëri duke përdorur modelet e Vektorëve Strukturorë Autoregresivë për të matur reagimin e PBB-së, çmimeve dhe normave të interesit, ndaj goditjeve në shpenzimet korrente, shpenzimet kapitale dhe të ardhurat tatimore të qeverisë. Gjejmë se ulja e taksave ka shumëzuesin më të lartë fiskal, duke arritur në 1.65 pas katër tremujorësh. Mes shpenzimeve korrente dhe kapitale, këto të fundit shumëzojnë PBB-në me 0.95 pas një tremujori, ndërsa shpenzimet korrente e shumëzojnë me 0.69 në pikën maksimale, pas një tremujori.

Ndërkohë që një ulje taksash sjell rritje të normave të interesit për shkak të rritjes së konsumit e uljes së kursimeve, goditjet e shpenzimeve kapitale dhe korrente nuk sjellin ndryshime statistikisht të rëndësishme në normat e interesit. Besojmë se ky rezultat mund të mbështetet nga kurba relativisht e pandjeshme e kërkesës për para ndaj normës së interesit (pra kurbë LM relativisht e sheshtë).

Për më tepër, një ulje e taksave me 1%, ul çmimet me rreth 55 pikë bazë në mënyrë të menjëhershme, duke arritur në 40 pikë bazë pas katër tremujorësh. Një rritje me 1% në shpenzimet korrente rrit çmimet me 10 pikë bazë pas një tremujori. Rritja e shpenzimeve kapitale nuk ka ndikim statistikisht të rëndësishëm mbi çmimet.

Edhe pse tekstet standarde të ekonomisë shprehen në mënyrë të qartë se shpenzimet qeveritare kanë shumëzues më të lartë se stimuli me taksë, shumë studime empirike dëshmojnë të kundërtën<sup>32</sup>. Shumëzuesit që ne vlerësojmë janë konsistentë me shumëzuesit e gjeneruar me modelin strukturor makroekonomik shqiptar (MEAM) të Bankës së Shqipërisë. Dushku dhe Kota (2010) raportojnë shumëzues të shpenzimeve të qeverisë të barabartë

---

<sup>32</sup> Gregory Mankiw jep një listë autorësh që gjejnë rezultate të ngjashme tek <http://gregmankiw.blogspot.com/2008/12/spending-and-tax-multipliers.html>

me 0.75 pas një viti<sup>33</sup>. Një ushtrim i ngjashëm për shumëzuesin e taksave rezulton në një shumëzues të barabartë me 2 pas një viti dhe 1.5 pas dy vitesh; ndërsa shumëzuesi i shpenzimeve kapitale është 0.96 pas një viti dhe 0.37 pas dy vjetësh.

Edhe pse rezultatet tona mbështeten nga një model strukturor dhe shpjegime teorike, ka disa kufizime, që meritojnë vëmendje të veçantë e kërkime të mëtejshme:

- Seritë kohore të përdorura përfshijnë vetëm 11 vite vrojtime, çka na kufizon në zgjedhjen e numrit të ndryshoreve endogjene, që mund të përfshijmë në modelin VAR. Një ushtrim i dobishëm do të ishte përfshirja e përbërësve të ndryshëm të PBB-së dhe vlerësimi i efekteve të politikës fiskale mbi konsumin dhe investimet veçmas. Megjithatë, për momentin kjo nuk është ekonometrikisht efiçente, pasi vlerësimi i VAR-it do të vuante nga humbja e shkallëve të lirisë dhe rezultatet nuk do të ishin të besueshme.

- Favero dhe Gaviazzi (2007) tregojnë se rezultatet e përftuara me VAR mbi shumëzuesit fiskalë mund të jenë të gabuara kur nuk merret parasysh marrëdhënia stock-flow mes ndryshoreve fiskale dhe borxhit të qeverisë. Në mënyrë të veçantë, autorët tregojnë se efektet statistikisht të parëndësishme të goditjeve fiskale mbi normat afatgjata të interesit mund të shpjegohen me keqspecifikimin, që vjen si rezultat i përjashtimit të efektit feedback nga borxhi. Për këtë arsye, do të mundohemi të adresojmë çështjen e ndikimit të borxhit në vendimet fiskale në kërkime të mëtejshme.

- Meqenëse, elasticiteti i të ardhurave të qeverisë në lidhje me PBB-në është një supozim i rëndësishëm në vlerësimin e marrëdhënieve strukturore mes ndryshoreve tona, do të mundohemi të llogarisim një elasticitet më të saktë në studime të ardhshme.

- Nisur nga avantazhet e mëdha të vlerësimit bajezan, sidomos kur punohet me seri të shkurtra kohore, do të përpiqemi të vlerësojmë modelin SVAR me teknika bajeziane në të ardhmen. Në

---

<sup>33</sup> Në studimin e tyre, Dushku and Kota (2010) raportojnë përgjigjen e PBB-së pas një goditjeje prej 10% në shpenzimet qeveritare. Në këtë kontekst, e kemi transformuar në multiplikator duke pjesëtuar përgjigjen e PBB-së me peshën mesatare të konsumit qeveritar në PBB, që është rreth 13%.

këtë lloj vlerësimi, bandat e gabimeve të reagimeve ndaj impulseve tregojnë pikërisht probabilitetin e mbulimit të intervaleve të besimit nëpërmjet përsëritjeve të shumta të përgjasisë së mëpasshme të shpërndarjes së reagimeve.

· Së fundmi, një kufizim i njohur i metodologjisë që kemi përdorur është paaftësia e modeleve VAR për të modeluar pritshmëritë dhe për të marrë parasysh goditjet fiskale të parashikuara nga agjentët. Perotti (2005) bën një diskutim të gjerë të kësaj kritike dhe përfundon se “ka arsye të shumta pse vendimet fiskale që njoftohen më herët mund të mos merren parasysh nga publiku... [duke qenë se] buxheti vjetor është shpesh një dokument politik...; çdo vendim për të ndryshuar taksat apo shpenzimet në të ardhmen mund të modifikohet para kohës së zbatimit” (f. 14). Më tej, “parashikueshmëria e goditjeve të vlerësuara fiskale do të kishte rëndësi vetëm nëse goditjet e parashikuara dhe ato të papritura do të kishin efekte të ndryshme. Kjo është një çështje e diskutueshme, që lidhet kryesisht me rëndësinë e kufizimeve të likuiditetit” (p. 14). Metodologjia e zhvilluar nga Mountford dhe Uhlig (2004) mund të zgjidhë problemin e goditjeve të parashikuara fiskale; kështu në të ardhmen do të përpiqemi të zbatojmë modelin e tyre.



## REFERENCA

Beetsma, R. (2008). *A survey of the effects of discretionary fiscal policy*. *Studier i Finanspolitik*. No.2008/2.

Blanchard, O. and Roberto Perotti. (2002). *An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output*. *The Quarterly Journal of Economics*. MIT Press. Vol. 117(4). Pages 1329-1368. November.

Burnside C., Eichenbaum M., and Jonas Fisher. (2003). *Fiscal Shocks and Their Consequences*. NBER working paper No 9772.

Choudhry, Narun. (1979). *Measuring the Elasticity of Tax Revenues: A Divisia Index Approach*. *IMF Staff Papers*, vol. 26, March 1979.

Dushku, E. (2008). *Metodat kryesore të disagregimit të përkohshëm*. *Buletini Ekonomik, Banka e Shqipërisë*. Vëll. 11(1). f. 102-103. Banka e Shqipërisë.

Dushku, E., Kota, V., dhe Gëzim Binaj. (2007). *Një Model Makroekonometrik për Shqipërinë*. *Material Diskutimi në Tryezën e Rrumbullakët 2 "Inflacioni i Shënjestruar"*. Konferencë e Bankës së Shqipërisë.

Dushku, E. dhe V. Kota. (2010). *Modeli Makroekonometrik i Shqipërisë: Studim Vijues*. *Material Diskutimi i Bankës së Shqipërisë*. Korrik 2010.

Fatás, A. and Ilian Mihov. (2001). *The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence*. *CEPR Discussion Papers* 2760.

Faust, J. and Eric Leeper. (1997). *When do long-run identifying restrictions give reliable results?* *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol. 15(3). Pages 345–353.

Favero C., and Francesco Giavazzi (2007). *Debt and the Effects of Fiscal Policy*. NBER Working Papers 12822, National Bureau of Economic Research, Inc.

Giorno, C. et al. (1995). *Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances*. *OECD Economics Department Working Papers*. No. 152, OECD Publishing.

Hall, P. (1992). *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*, Springer, New York.

Heiricourt, J. (2006). Monetary policy transmission in the CEECs: A comprehensive analysis. *Economic and Business Review*. Vol. 8(1). Pages 37-82.

Hulten, C. (1973). Divisia Index Numbers. *Econometrica*. Vol. 41. Pages 1017-25.

Kolasi, G., Shijaku, H., dhe Diana Shtylla. (2010). Mekanizmi i Transmetimit Monetar në Shqipëri. *Material Diskutimi i Bankës së Shqipërisë*. Korrik 2010.

Lütkepohl, H. and Markus Krätzig. (2004). *Applied Time Series Econometrics* Cambridge University Press. Cambridge. UK.

Mankiw, G. (2008). Spending and Tax Multipliers. Retrieved November 1st, 2010 at <http://gregmankiw.blogspot.com/2008/12/spending-and-tax-multipliers.html>

Ministria e Ekonomisë, Tregtisë dhe Energjitikës. (n.d.). Marrë më 1 nëntor 2010, tek <http://www.mete.gov.al/index.php?l=e>.

Mountford, A. and Herald Uhlig. (2002). What are the Effects of Fiscal Policy Shocks? *CEPR Discussion Paper* 3338.

Mountford, A. and Herald Uhlig. (2008). What are the Effects of Fiscal Policy Shocks? *NBER Working Papers* 14551, National Bureau of Economic Research, Inc.

Instituti i Statistikave (INSTAT), *Kalendari i Publikimeve Zyrtare*. Marrë më 1 nëntor 2010, tek <http://www.instat.gov.al/>

Peersman, G. and Fank Smets. (2001). The monetary transmission mechanism in the Euro area: More evidence from VAR analysis, *ECB Working Paper* No. 91.

Perotti R. (2005). Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries. *CEPR Discussion Paper* No. 4842.

Ramey, V. and Matthew Shapiro (1999). Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending. *NBER Working Papers* 6283. National Bureau of Economic Research, Inc.

Ramey, V., and Matthew Shapiro. (1997). Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. 1997.

Romer C., and David Romer. (1989). Does Fiscal Policy Matter? A new

test in the spirit of Friedman and Schwarz. *NBER Chapters*, in: *NBER Macroeconomics Annual 1989, Volume 4*, pages 121-184, National Bureau of Economic Research, Inc.

Romer C., and David Romer. (2010). *The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks*. *American Economic Review*, American Economic Association. Vol. 100(3). Pages 763-801.

Sims, C. (1980). *Macroeconomics and Reality*. *Econometrica*. Vol. 48(1). Pages 1-48. January.

Sims, C. and Tao Zha. (1995). *Error bands for impulse responses*. Working Paper 95-6. Federal Reserve Bank of Atlanta.

Sims, C. and Tao Zha. (1999). *Error bands for impulse responses*. *Econometrica*. Econometric Society. Vol. 67(5). Pages 1113-1156. September.

Solow, R. (1957). *Technical Change and the Aggregate Production Function*. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 39(3). Pages 312-320.

Stock, J., and Mark Watson. (2001). *Vector Autoregressions*. *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 15(4). Pages 101-115.

Raporti Vjetor 2009 i Bankës së Shqipërisë. Marrë më 1 nëntor 2010, tek [http://www.bankofalbania.org/web/2009\\_Annual\\_Report\\_5733\\_2.php](http://www.bankofalbania.org/web/2009_Annual_Report_5733_2.php)

van den Noord, P. (2000). *The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and Beyond*. OECD Economics Department Working Papers, No. 230, OECD Publishing.

# ANEKS A: TESTET E SERIVE KOHORE, KRITERET PËR PËRZGJEDHJEN E VONESËS KOHORE DHE TESTET DIAGNOSTIKE TË MODELIT VAR.

Tabelë 3. Testet për Rrënjën Njësi.

H0: Ndryshorja ka Rrënjë Njësi	Testi Augmented Dickey Fuller Vlerat-P				Testi Philips Perron Vlerat-P			
	Nivel	Dif. I	Konstante	Prirje	Nivel	Dif. I	Konstante	Prirje
S	0.010		√		0.010		√	
NR	0.021		√		0.000		√	
Y		0.000	√			0.000	√	
P		0.000	√			0.000	√	
R. int		0.000	√		0.011		√	
Curr	0.000		√	√	0.014		√	
Cap	0.005		√		0.005		√	

Hipoteza zero hidhet poshtë për vlera-p më të vogla se 5%.

H0: Ndryshorja është stacionare		Statistika LM e KPSS			
	Nivel	Dif. I	Konstante	Prirje	
S		0.483**		√	
NR		0.165**		√	√
Y			0.322**	√	
P		0.873**		√	
R. int		0.483***		√	
Curr		0.857**		√	
Cap		0.154***		√	√

\*Hipoteza zero për stacionaritet pranohet në nivelin 10% të rëndësisë.

\*\*Hipoteza zero pranohet në nivelin 5%.

\*\*\*Hipoteza zero pranohet në nivelin 1%.

Tabelë 4. Testi Johansen i kointegrimit.

Numri hipotetik i Ekuacioneve të kointegrimit	Testi i Rank-ut të kointegrimit të pakufizuar (Trace)			
	Eigenvalue	Statistika Trace	Vlera kritike 0.05	Prob.**
Asnjë *	0.676	104.990	69.819	0.000
Maksimumi 1 *	0.475	54.313	47.856	0.011
Maksimumi 2	0.355	25.336	29.797	0.150
Maksimumi 3	0.090	5.593	15.495	0.743
Maksimumi 4	0.030	1.347	3.841	0.246

Testi Trace tregon 2 ekuacione kointegruese në nivelin 0.05.

\* përfaqëson mospranim të hipotezës në nivelin 0.05.

\*\*Vlerat-p të MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Numri hipotetik i ekuacioneve të kointegrimit	Testi i Rank-ut të kointegrimit të pakufizuar (Eigenvalue maksimal)			
	Eigenvalue	Statistic Max-Eigen.	Vlera kritike 0.05	Prob.**
Asnjë *	0.676	50.677	33.877	0.000
Maksimumi 1 *	0.475	28.977	27.584	0.033
Maksimumi 2	0.355	19.743	21.132	0.077
Maksimumi 3	0.090	4.246	14.265	0.833
Maksimumi 4	0.030	1.347	3.841	0.246

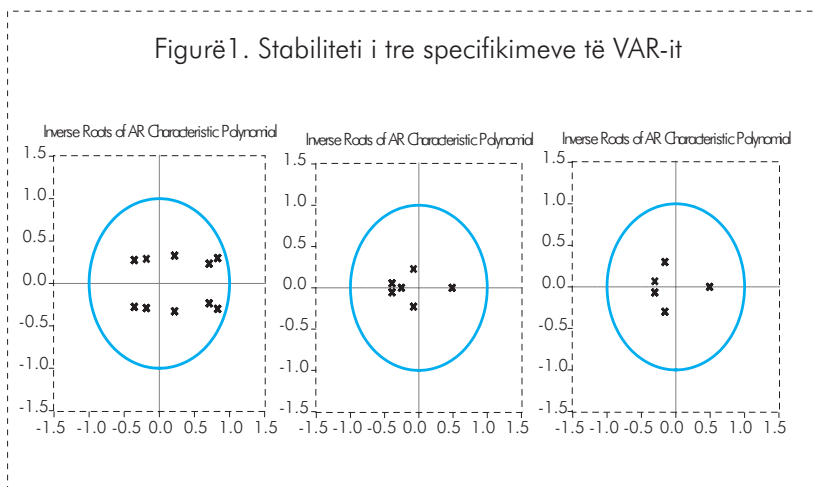
Testi Max Eigenvalue tregon 2 ekuacione kointegruese në nivelin 0.05.

\* përfaqëson mospranim të hipotezës në nivelin 0.05.

Tabelë 5. Testet Diagnostike të tre specifkimeve të VAR-it.

	Testet Diagnostike		
	VAR (2) nivele 5-ndryshore	VAR (1) dif. I 5-ndryshore	VAR (1) dif. I 6-ndryshore
Testi LM H0: Nuk ka korrelacion serial deri në vonesën h	Vlera-P	Vlera-P	Vlera-P
Vonesa 1	0.650	0.153	0.134
Vonesa 2	0.256	0.252	0.119
Vonesa 3	0.953	0.967	0.889
Vonesa 4	0.390	0.063	0.087
Testi White për HSK			
H0: Nuk ka heteroskedasticitet	0.696	0.746	0.284
Normaliteti: Rrënja katrore e Kovariancës (Urzua) - J. Bera	0.969	0.137	0.353
Normaliteti: Faktorizimi strukturor - J. Bera	0.063	0.316	0.480

Hipotezat zero: Nuk ka korrelacion serial të rendit të katërt; Nuk ka heteroskedasticitet; Gabimet janë normale dhe pranohen në nivelin e besimit prej 95% (vlera-p > 0.05).



Tabelë 6. Kriteret për përzgjedhjen e vonesës kohore.

VAR në nivel						
Vonesa	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	242.100	NA	0.000	-10.323	-9.714	-10.097
1	324.716	135.191*	0.000*	-12.942	-11.320*	-12.340*
2	350.628	36.512	0.000	-12.983*	-10.347	-12.006
3	370.270	23.213	0.000	-12.740	-9.090	-11.386
4	398.227	26.686	0.000	-12.874	-8.211	-11.145
VAR në diferencën e parë						
0	422.215	NA	0.000	-19.173	-18.763	-19.022
1	495.864	123.320	0.000*	-21.436	-20.002*	-20.907*
2	518.578	32.751	0.000	-21.329	-18.872	-20.423
3	537.128	22.433	0.000	-21.029	-17.548	-19.745
4	581.960	43.789*	0.000	-21.952*	-17.446	-20.290
VAR në diferencën e parë, 6 ndryshore						

0	474.507	NA*	0.000*	-21.512	-21.020*	-21.331*
1	500.697	42.634	0.000	-21.056	-19.090	-20.331
2	536.306	48.031	0.000	-21.037	-17.597	-19.769
3	577.999	44.602	0.000	-21.302	-16.387	-19.490
4	641.521	50.227	0.000	-22.582*	-16.193	-20.226

\* është vonesa e përzgjedhur nga kriteri i caktuar

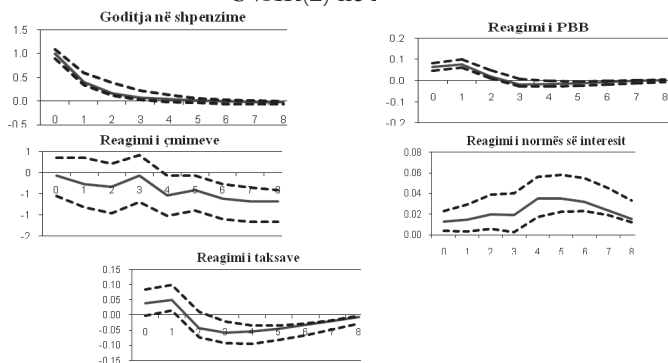
Tabelë 7. Testet diagnostike të vlerësimit të Buoyancy me OLS.

Testet Diagnostike	Vlera-p
Testi Breusch-Godfrey SC H0: Nuk ka korrelacion serial	0.120
Testi White HSK H0: Nuk ka heteroskedasticitet	0.745
Statistika Jarque - Bera	0.352

Hipoteza zero pranohet në nivelin 95% të besimit për të gjitha testet.

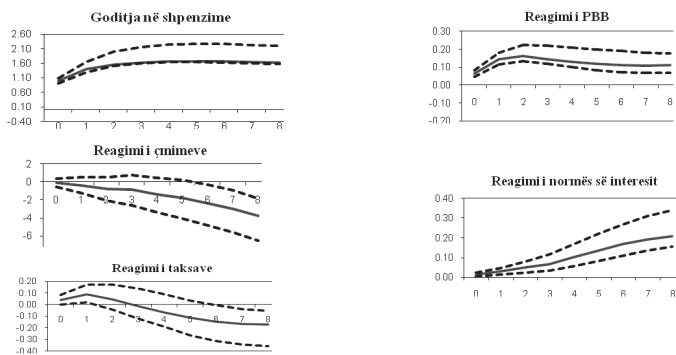
## ANEKS B. REAGIMET NDAJ IMPULSEVE DHE SHUMËZUESIT FISKALË.

Grafik 6. Reagimet ndaj goditjes prej 1% në shpenzime në SVAR(2) në nivel.

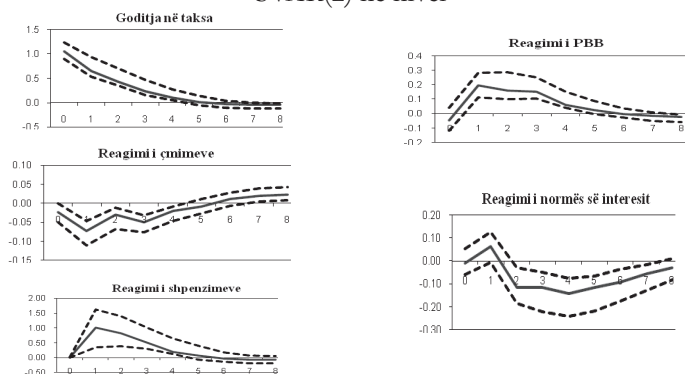


Burimi: Llogaritje të autorit.

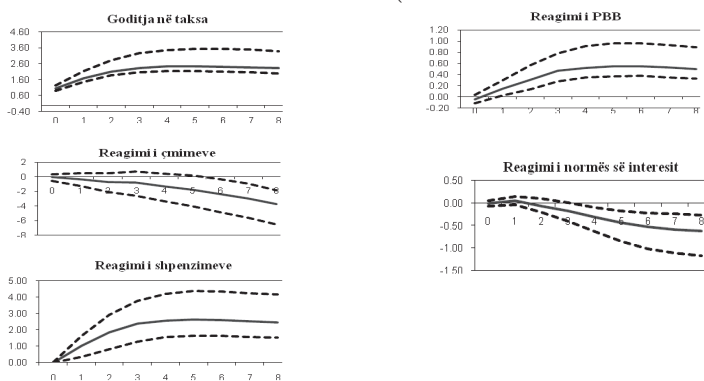
Grafik 7. Reagimet e akumuluar ndaj goditjes prej 1% në shpenzime në SVAR(2) në nivel.



Grafik 8. Reagimet ndaj impulsit prej 1% rritje taksash në SVAR(2) në nivel

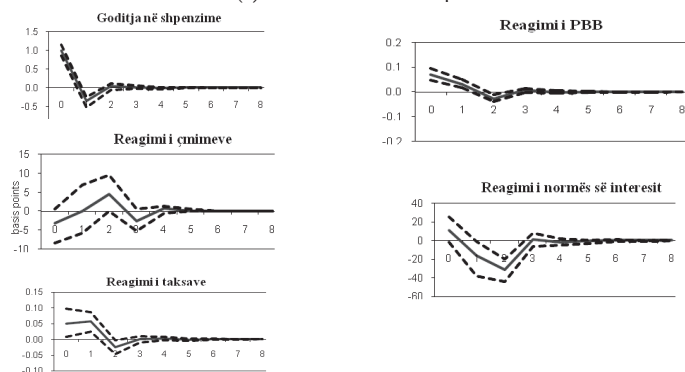


Grafik 9. Reagimet e akumuluar ndaj impulsit prej 1% rritje taksash në SVAR(2) në nivel

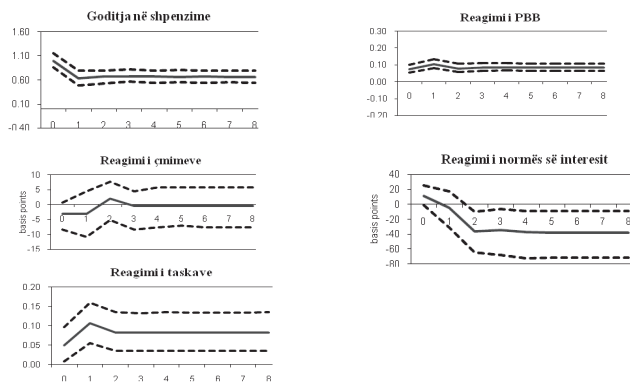




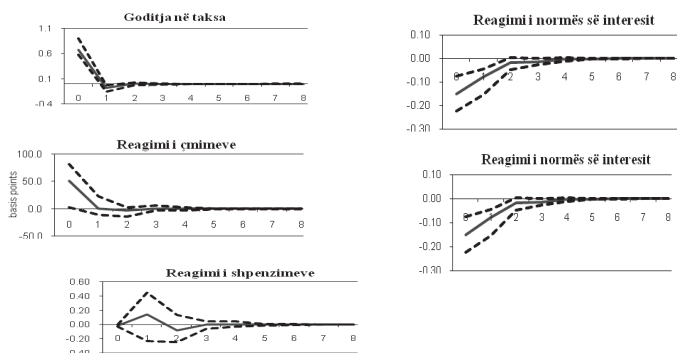
Grafik 10. Reagimet ndaj goditjes prej 1% në shpenzime në SVAR(1) në diferencën e parë.



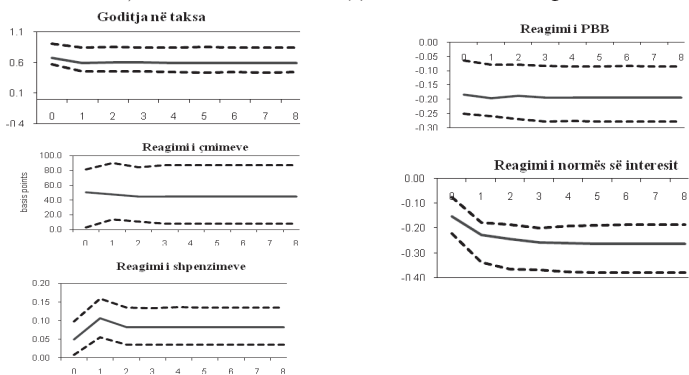
Graph 11. Reagimet e akumuluar ndaj goditjes prej 1% në shpenzime në SVAR(1) në diferencën e parë.



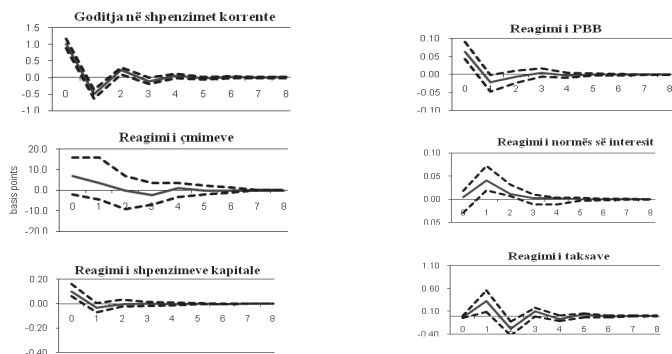
Grafik 12. Reagimet ndaj impulsit prej 1% rritje taksash në SVAR(1) në diferencën e parë



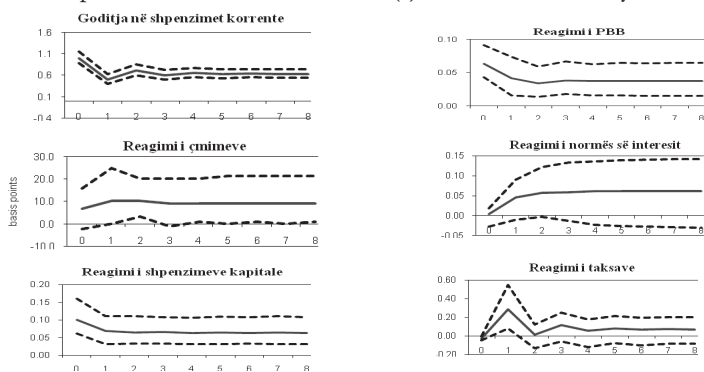
Grafik 13. Reagimet e akumuluar ndaj impulsit prej 1% rritje taksash në SVAR(1) në diferencën e parë



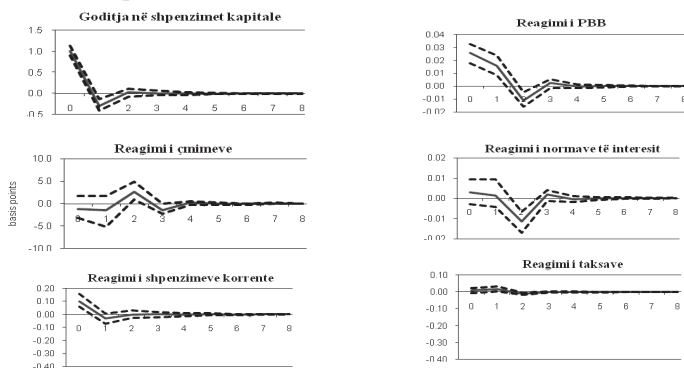
Graph 14. Reagimet ndaj impulsit prej 1% në shpenzimet korrente në SVAR(1) në dif. I me 6 ndryshore



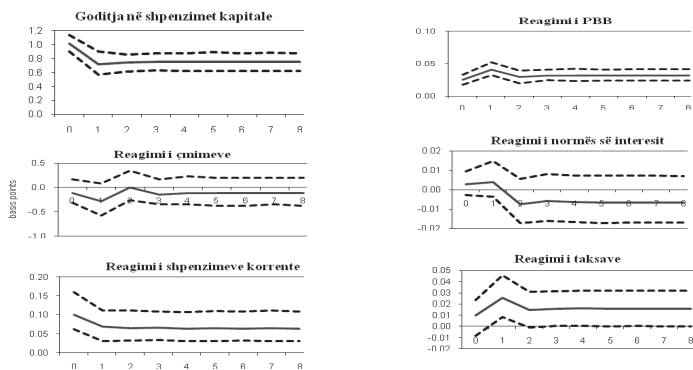
Grafik 15. Reagimet e akumuluar ndaj impulsit prej 1% në shpenzimet korrente në SVAR(1) në dif. I me 6 ndryshore



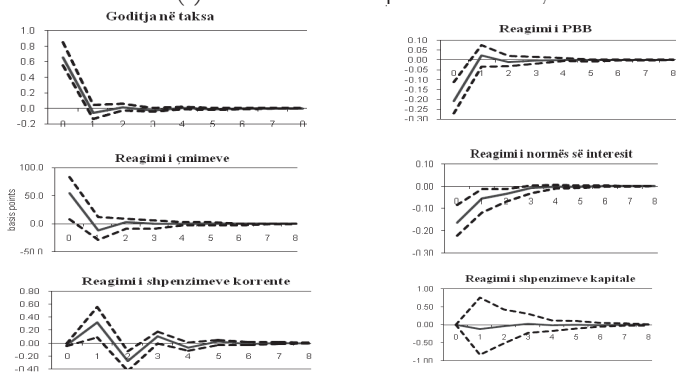
Grafik 16. Reagimet ndaj impulsit prej 1% në shpenzimet kapitale në SVAR(1) në dif. I me 6 ndryshore



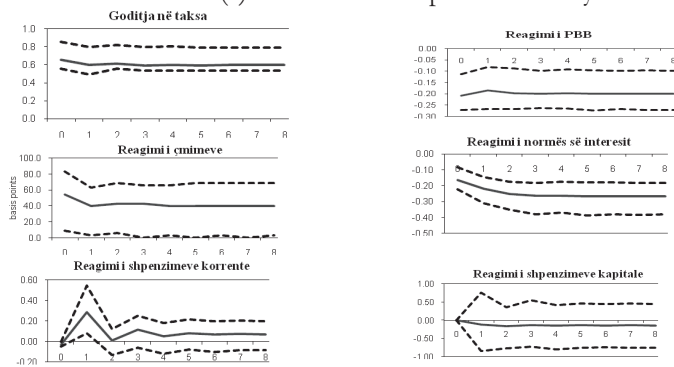
Grafik 17. Reagimet e akumuluar ndaj impulsit prej 1% në shpenzimet kapitale në SVAR(1) në dif. I me 6 ndryshore



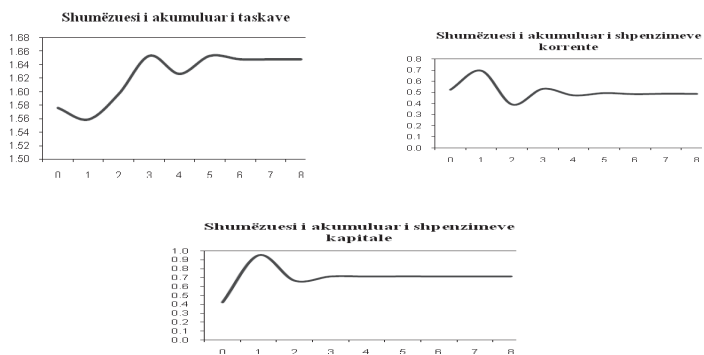
Grafik 18. Reagimet ndaj impulsit prej 1% rritje taksash në SVAR(1) në diferencën e parë me 6 ndryshore.



Grafik 19. Reagimet e akumuluar ndaj impulsit prej 1% rritje taksash në SVAR(1) në diferencën e parë me 6 ndryshore



Grafik 20. Shumëzuesit fiskalë të PBB-së të korrigjuar për ciklin e biznesit





CIP Katalogimi në botim BK Tiranë

Armela Mançellari  
Efektet Makroekonomike të Politikës fiskale në  
Shqipëri: vlerësim me modelin SVAR /  
/ Mançellari Armela - Tiranë:  
Banka e Shqipërisë, 2011

-56 f; 15.3 x 23 cm. (material diskutimi ..)

Bibliogr.  
ISBN: 978-99956-42-32-7

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

*[www.bankofalbania.org](http://www.bankofalbania.org)*

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

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

*[public@bankofalbania.org](mailto:public@bankofalbania.org)*

*Tirazhi: 500 kopje*