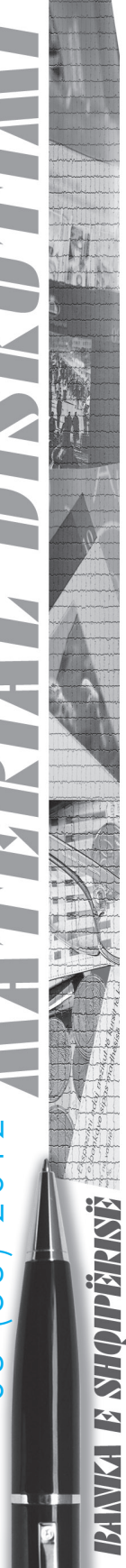


HULUMTIMI EMPIRIK
I PASIGURISË SË
PARASHIKIMIT ME
SIMULIMIN MONTE CARLO

Altin Tanku
Elona Dushku
Kliti Ceca*

03 (53) 2012

MATERIALI DISKUTIMI



BANKA E SHQIPËRISË

**Altin Tanku, Elona Dushku, Kliti Ceca, Departamenti i Kërkimeve, Banka e Shqipërisë.*

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

Autorët i janë mirënjohës komenteve të vlefshme të bëra nga Hilda Shijaku dhe Vasilika Kota (nga Banka e Shqipërisë), si dhe nga pjesëmarrësit në "Takimin e 5^{te} Rajonal të Kërkimeve Ekonomike në Evropën Juglindore", të organizuar nga Banka e Shqipërisë, në nëntor 2011.

PËRMBAJTJA

1. Hyrje	5
2. Një përfaqje analitike për hulumtimin e pasigurisë së parashikimit	9
3. Simulimi deterministik dhe stokastik i modelit	13
4. Teknika e simulimit Monte Carlo	17
5. Eksperimenti me MEAM dhe rezultatet kryesore	21
6. Përfundime	30
Literaturë	32
Shtojca	34

“Ndryshimi i vetëm midis parashikimeve të ekonomistëve dhe të fallxhoreve është se ekonomistët janë më të aftë në shpjegimin e arsyeve që i bënë të gabonin.”
(F. J. H. Don, 2001)

1. HYRJE

Në vitin 2006, Banka e Shqipërisë vendosi të heqë dorë nga regjimi i shënjestrimit monetar në favor të atij të shënjestrimit të inflacionit. Në këto kushte, Banka e Shqipërisë i përqendroi përpjekjet e saj kërkimore dhe analitike në zhvillimin e modeleve empirike për parashikimin e inflacionit dhe gjithashtu të një modeli makroekonomik, MEAM (modeli makroekonomik për Shqipërinë). Ky model ka për qëllim analizimin e skenarëve dhe të goditjeve të ndryshme në ekonomi, duke mundësuar kështu parashikimin jo naiv të ecurisë së variablave kryesorë makroekonomikë, bazuar në zhvillimet aktuale dhe të pritshme.

Kjo përvojë relativisht e shkurtër bën që modeli të përfaqësojë një veprimtari të re për Bankën e Shqipërisë. Megjithatë, kjo nuk e ka penguar procesin vendimmarrës që të mbështetet gjerësisht dhe me sukses në rezultatet e disa modeleve që përdoren për parashikimin apo për analizimin e goditjeve në ekonomi. Modelet iu ofrojnë vendimmarrësve informacione të rëndësishme sasiore, duke paraqitur njëkohësisht edhe një kuadër për diskutimin e zhvillimeve të pritshme në ekonominë shqiptare. Pavarësisht analizës së hollësishme që modelet ofrojnë për zhvillimet e përgjithshme ekonomike, ato (veçanërisht MEAM) përfaqësojnë struktura shumëdimensionale dhe shpesh gjenerojnë rezultate që priten me skepticizëm dhe hapin debat.

Në pjesën më të madhe të rasteve, skepticizmi vjen nga fakti se vendimmarrësve u raportohen vetëm vlerësime (parashikime) pikësore ose deterministike të zhvillimeve të pritshme në të ardhmen, të raportuara nga modeli. Për këtë arsye, pasiguritë, që rrethojnë

mekanizmin e transmetimit ekonomik në përgjithësi dhe vlerësimin empirik në veçanti, bëjnë që rezultatet pikësore të përfuara të mos ofrojnë parashikimin më të mirë të mundshëm që korrespondon me pritshmëritë e vendimmarrësve. Gjithashtu, pasiguria e këtyre rezultateve rritet akoma më shumë, pasi ato paraqiten në formën e parashikimeve pikësore, dhe jo me pasigurinë që rrethon parashikimet për arsyet e mësipërme.

Si ndërtuesi i modelit, ashtu dhe vendimmarrësit janë të vetëdijshëm për faktin se parashikimet ose skenarët pikësorë të raportuar janë të pasigurt. Modeli në vetvete është një përgjithësim sa më real dhe i ngurtë i realitetit, dhe si i tillë mbart pasiguri. Vlerësimet pikësore e fshehin këtë pasiguri, për aq kohë sa ato nuk paraqiten në formën e shpërndarjes probabilitare. Rrjedhimisht, pa një vlerësim të kësaj pasigurie është e vështirë të kuptohet nëse një parashikim alternativ është ose jo i ndryshëm nga ai deterministik, i shoqëruar me shpërndarje probabilitare. Një nga pyetjet më të shpeshta të bëra nga vendimmarrësit gjatë prezantimeve është: Sa besim keni në këto rezultate? Në kuadrin ekonometrik, kjo pyetje mund të riformulohej kështu: Cili është probabiliteti i pasigurive në vlerësimin e parashikimit, ose më mirë, cila është shpërndarja e vlerësimit stokastik?

Ky material ka për qëllim që t'i përgjigjet pjesërisht kësaj pyetjeje specifike, si dhe të zvogëlojë këtë hendek informativ midis vendimmarrësve dhe modeluesve, duke matur dhe ofruar një matje të pasigurisë që rrethon rezultatet e analizës së parashikimeve dhe të goditjeve të prodhuara nga MEAM. Ky material synon të kontribuojë në:

- Aplikimin e simulimit stokastik dhe të teknikës *Monte Carlo* për të analizuar ndjeshmërinë e makromodelit, bazuar në mbetjet rastësore.
- Identifikimin dhe kuantifikimin e burimeve të pasigurisë në model dhe të kuptuarit qartë të burimeve dhe të masës së gabimit në parashikim.
- Vlerësimin nëse rezultatet e parashikimit janë sistematikisht të nënvlerësuara apo të mbivlerësuara, duke u bazuar në formën e shpërndarjes së parashikimit.

Mjaft institucione të tjera kanë përdorur teknika të ngjashme për të matur pasiguritë e modelit, pavarësisht burimeve të ndryshme të pasigurive, duke përdorur metodën *Monte Carlo*. Banka e Kanadasë (*Amano et al (2002)*) dhe Banka e Anglisë (*Garratt et al, (2003)*) janë vetëm dy prej tyre. Megjithatë, vlerësimi stokastik i pasigurisë ka një histori të gjatë dhe të suksesshme dhe ai përfaqëson një metodë të mirëzhvilluar dhe të zbatuar nga mjaft autorë me peshë (*Canova (1995)* dhe *Fair (2003)*).

Pasiguria ka shumë burime dhe mund të shfaqet në katër forma të ndryshme. Bazuar në strukturën e modelit, natyrën dhe objektivin e ushtrimit, ne mund të identifikojmë disa burime të pasigurisë në parashikime. Burimi i parë lidhet me pasigurinë e të dhënave që vjen nga informacioni statistikor. Burimi i dytë ka të bëjë me pasigurinë që lidhet me parashikimin e serive të të dhënave ekzogjene, sepse materializimi i tyre në të ardhmen është i pasigurt në momentin e simulimit të modelit. Burimi i tretë i pasigurisë përfshin pasigurinë në vlerësimin e parametrave të modelit. Burimi i fundit lidhet me pasigurinë që shoqëron termat e gabimit, që mund të vijë si rezultat i ngjarjeve rastësore ose si rezultat i një mospesifikimi të saktë të modelit. Kjo ka bërë që krahas këtyre katër burimeve, *Clements* dhe *Hendry (1998)*, dhe *Ericsson (2001)* të përfshijnë dhe një burim tjetër pasigurie, që rrjedh nga përzgjedhja e gabuar e modelit, e variablave dhe e ekuacioneve të përfshira në modelin përfundimtar.

Megjithatë, është e rëndësishme të theksohet se analiza e paraqitur në këtë material nuk bën një vlerësim të të gjitha burimeve të pasigurisë, por përqendrohet më së tepërmi në burimin e katërt të pasigurisë, në veçanti në analizimin e termit të gabimit, pra të ngjarjeve të tjera rastësore të pashpjeguara nga modeli.

Për më tepër, duke qenë se në interes të politikës monetare është stabiliteti i çmimeve si dhe disa nga treguesit ekonomikë, si ecuria e prodhimit të brendshëm, normat e interesit, kursi i këmbimit etj., materiali fokusohet në hulumtimin dhe analizën e gabimit në parashikimin e tyre. Në këtë mënyrë marrim në shqyrtim efektet e vendimmarrjes së politikës monetare ose të ngjarjeve të ardhshme, duke konsideruar pasigurinë në variablat që paraqesin interes të veçantë për politikën monetare.

Duke qenë se parashikimet dhe analizat e ndryshme të përfuara nga këto modele janë pjesë përbërëse e zbatimit të politikave ekonomike, vlerësimi i ecursisë së këtyre modeleve është pjesë e një procesi mjaft të rëndësishëm. Vlerësimi i tij përmes një përfaqëse të simulimit stokastik ofron informacion të plotë edhe mbi shpërndarjen probabilitare të termit të gabimit, për rrjedhojë edhe mbi shpërndarjen e parashikimit (parashikimeve) të përfuara nga modeli, me supozimin se forma funksionale është e mirëspecifikuar, supozimet për variablat ekzogjenë janë të sakta dhe do të materializohen në të ardhmen, si dhe parametrat e vlerësuar janë ata realë. Për më tepër, duke u bazuar në llojin dhe formën e shpërndarjes së parashikimeve stokastike, ne mund të vlerësojmë nëse parashikimet e bëra nga një model i caktuar janë ose jo të mbivlerësuara.

Ky material synon të vlerësojë në mënyrë të qartë ecurinë e modelit MEAM duke përdorur teknikën *Monte Carlo* të simulimeve stokastike, duke u përqendruar vetëm në pasigurinë që rrjedh nga termi i gabimit në model, si dhe identifikimin e atyre variablave që sjellin pasiguri më të lartë në parashikimin e PBB-së reale.

Materiali është organizuar si më poshtë: seksioni i dytë përshkruan pasiguritë e modelit dhe diskuton analizën e gabimeve të pritshme të parashikimit, duke u bazuar në formula analitike. Seksioni i tretë paraqet simulimet deterministike dhe stokastike. Në seksionin e katërt paraqitet teknika e simulimit *Monte Carlo*. Në seksionin e pestë jepet një përshkrim i shkurtër i modelit MEAM dhe një përmbledhje e rezultateve empirike të simulimeve stokastike me goditje të shtuara në ekuacion. Së fundmi, seksioni i gjashtë paraqet përfundimet.

2. NJË PËRQASJE ANALITIKE PËR HULUMTIMIN E PASIGURISË SË PARASHIKIMIT

Pasiguria është një atribut i pandarë i çdo parashikimi, i cili është rezultat i një numri të caktuar faktorësh, ku përfshihen njohuritë tona ose preferencat në lidhje me modelin teorik më përfaqësues të realitetit tonë ekonomik, dinamika e zhvillimit të ecurisë së kaluar dhe të pritshme të variablave ekzogjenë, si dhe eksperiencia e vlerësimeve empirike. Të gjithë elementët e përcaktuar më sipër bazohen në përvoja të ndryshme ekonomike, të përcaktuara në kohë dhe në hapësirë, në të cilat formohet procesi i njohjes dhe analizës individuale të çdo personi ose grupi personash. Në këtë kontekst, ka pak të ngjarë që të gjithë vendimmarrësit të bazohen në të njëjtin model dhe teori ekonomike, të kenë të njëjtat pritshmëri në lidhje me goditjet e ndryshme ekonomike dhe të bazojnë vlerësimin në të njëjtët variabla ekzogjenë dhe instrumente, etj. Për këtë arsye, duke u bazuar në përvojën dhe besimet e vendimmarrësve (të cilat kanë shumë të ngjarë të ndryshojnë nga ato të ndërtuesit të modelit), rezultati i modelit nuk do ta përshkruajë ekonominë domosdoshmërisht saktësisht në të njëjtën mënyrë siç parashikohet nga vendimmarrësi. Çdo ndryshim në perceptim për një ose më shumë prej elementëve të diskutuar më lart në procesin e gjenerimit të të dhënave (DGP) përbën një burim të mundshëm në rezultatet e pritshme të vendimmarrësve dhe të modelistëve. Ato përbëjnë burim të mundshëm pasigurie në rezultatet e të gjitha modeleve.

Çdo model është në vetvete një thjeshtim i pranueshëm i realitetit ekonomik. Ai përfshin të gjithë bazën teorike si dhe informacionin e vlefshëm në lidhje me të dhënat e marrëdhëniet ekonomike, në momentin e ndërtimit të tij. Duke përdorur këto burime, ndërtuesi i modelit përpiqet ta specifikojë modelin në mënyrë të tillë që ky i fundit të sigurojë një përafrim sa më të mirë me procesin e gjenerimit të të dhënave (DGP), ose më saktë, me procesin e gjenerimit të të dhënave lokale (LDGP), siç përkufizohet nga Hendry (2011). Pavarësisht përpjekjeve të panumërta të ndërtuesit të modelit, modeli përfundon gjithmonë me një vektor gabimi, i cili për çdo periudhë kohe t mat devijimin e të dhënave të gjeneruara nga modeli me vlerat reale të vrojtuar të variablilit. Në përgjithësi, çdo model që përpiqet të imitojë realitetin mund të jepet në formën e mëposhtme të përgjithshme:

$$f(y_t, x_t; \theta) = u_t \quad (1)$$

ku y_t është vektori i variablave endogjenë që do të donim të vlerësonim ose të parashikonim, x_t është vektori i variablave ekzogjenë, θ është vektori i parametrave strukturorë të modelit, dhe u_t është vektori i goditjeve që godasin ekonominë ose gabimeve rastësore. Në të gjitha ato raste kur sistemi ka një zgjidhje të vetme të formës së mbyllur, ne mund ta parashikojmë vlerën e variablave endogjenë duke përdorur funksionin g si vijon:

$$y_t = g(u_t, x_t; \theta) \quad (2)$$

me mesataren dhe variancën e mëposhtme:

$$E y_t = \beta(x_t; \theta) \quad (3)$$

$$E [y_t - \beta(x_t; \theta)][y_t - \beta(x_t; \theta)]' = \Omega(x_t; \theta) \quad (4)$$

Problemi me modelimin ekonomik është se forma funksionale g nuk është e njohur për ndërtuesin e modelit ose për vendimmarrësin, për këtë arsye, nuk mund të sigurojmë një përafrues të formës së mbyllur të g . Megjithatë, duke marrë për një x_t të caktuar, një vektor të caktuar të parametrave strukturorë θ dhe nën supozimin se mbetjet për periudhën e marrë në shqyrtim janë zero, $u_t = 0$ për të gjitha t , dhe me përzgjedhjen e një forme funksionale të përshtatshme, modeluesi mund të vlerësojë dhe raportojë vlera të parashikuara të variablave tanë endogjenë sipas formës së mëposhtme:

$$\hat{y}_*^c = \hat{\beta}(x_*; \hat{\theta}) \quad (5)$$

Shenja e kapuçit është vendosur për të treguar se tërësia e parametrave strukturorë është vlerësuar në mënyrë të tillë që të replikojë LDGP, qofshin ato të vlerësuara apo të kalibruara, duke prodhuar një vektor të variablave endogjenë për çdo t në periudhën e vlerësimit. \hat{y}_*^c e raportuar është në fakt vlerësimi deterministik i vektorit tonë të variablave endogjenë për të gjitha t e marra në analizë, duke u bazuar në supozimin se $\hat{\theta}$ është një vlerësues i qëndrueshëm (konsistent) i parametrave realë të modelit, variablave ekzogjenë x_* dhe formës funksionale g .

Megjithatë, ne e dimë se variablat tanë endogjenë janë stokastikë, gjë që vërehet në procesin e vlerësimit të modelit. Pavarësisht faktit se sa i suksesshëm është ndërtuesi i modelit në supozimet e mësipërme, modeli nuk do të arrijë kurrë që të imitojë DGP-në e vërtetë, duke rezultuar kështu në një gabim vlerësimi e_t , për çdo t , për shkak se të dhënat e gjeneruara nga modeli do të devijojnë nga të dhënat e vërtetuara:

$$e_t = y_t - \hat{y}_t^* \quad (6)$$

Ndërtuesi i modelit duhet të shikojë të gjitha mundësitë që ta shndërrojë vektorin e_t të periudhës së zgjedhjes për $t = 1, 2, 3 \dots t$, të dalë nga procesi i vlerësimit të modelit në periudhën e zgjedhjes, në vektorë rasti me komponentë normalë të pavarur me shpërndarje $N(0, \delta)$, me disperse të njohur dhe me matricë kovariacionale Γ .

Në fakt, këto shmangie nga DGP e vërtetë përfshijnë jo vetëm goditjet rastësore në variablat tanë, por dhe çdo gabim të mundshëm të bërë në vlerësimin (kalibrimin) e parametrave strukturorë, koeficientët e modelit, në supozimin lidhur me variablat ekzogjenë ose me formën funksionale që përfshihen në model. Për këtë arsye, çdo përpjekje modelimi që përfshin supozime, matje, vlerësime të përzgjedhjes së modelit dhe gjykimin e ekspertit, karakterizohet dhe nga pasiguria që shoqëron secilin prej këtyre hapave. Kjo pasiguri pasqyrohet në model, si burim pasigurie në rezultatet e përfuara dhe shndërrohet në burimin e gabimeve të vërtetuara, përtej dhe krahas goditjeve rastësore. Ajo përmban informacion të dobishëm për ndërtuesin e modelit dhe për vendimmarrësin, ku injorimi i saj mund të rezultojë potencialisht i rrezikshëm.

Në fakt, kjo ishte dhe kritika e parë dhe më e madhe që iu bë modeleve ekonomike në fillim të viteve '80. Disavantazhet kryesore qëndrojnë në faktin se këto modele përfaqësojnë një thjeshtësim të konsiderueshëm të realitetit dhe se ato karakterizohen nga specifikimi jo i saktë i variablave kryesore dhe i lidhjeve ekonomike që ekzistojnë në model.

Nga kjo pikëpamje, është e rëndësishme që të njohim jo vetëm vlerësimin deterministik të parashikimeve, por dhe pasigurinë që shoqëron (rrethon) këto vlerësime. Kështu shpërndarja probabilitare

e gabimit është mjaft informative, duke qenë se gabimet përfshijnë goditje të pashpjeguara të variablave që janë pjesë e DGP-së së vërtetë, por të cilat nuk përfshihen në model. Vrojtimi dhe hulumtimi i shpërndarjes probabilitare të gabimit rreth vlerësimit pikësor të zhvillimeve të ardhshme nuk ofrojnë vetëm një njohje më të mirë të rrezikut dhe të pasigurisë së parashikimit midis variablave të modelit (duke ofruar një matje të gabimit të parashikimit), por ato ofrojnë gjithashtu një shpërndarje referencë për krahasimin e cilësisë së parashikimit deterministik (duke dhënë informacion mbi formën e shpërndarjes dhe natyrës jolineare të modelit).

3. SIMULIMI DETERMINISTIK DHE STOKASTIK I MODELIT

Parashikimet makroekonomike janë mjaft të rëndësishme për të ndihmuar dhe për të orientuar në drejtim të analizës së mëtejshme procesin e vendimmarrjes. Duke qenë se këto vendime merren në një mjedis të karakterizuar nga pasiguria, njohja dhe vlerësimi i tyre është mjaft thelbësor. Don (2001) përkufizon dy kritere për vlerësimin e parashikimit, përkatësisht atë statistikor dhe jostatistikor.

Baza kryesore e vlerësimit të parashikimit bazuar në kriterin statistikor është që gabimet e parashikimit të kenë mesatare zero dhe devijim standard minimal. Një kriter i tillë, kërkon fillimisht njohjen e formës së shpërndarjes së gabimeve, e cila është subjekt i një numri supozimesh të paprovuara, që veprojnë në një ekonomi të caktuar.

Ndërkohë kriteri jostatistikor, ndryshe nga kriteri statistikor, kërkon që parashikimi të ketë koherencë logjike dhe ekonomike, si dhe të jetë njëkohësisht i qëndrueshëm në kohë. Koherenca logjike nënkupton që modeli ku bazohet parashikimi të mbështetet në identitete të pranura ekonomike. Ndërsa, koherenca ekonomike shkon përtej koherencës logjike, pasi parashikimi i marrë duhet jo vetëm të jetë në përputhje me teorinë ekonomike, por njëkohësisht të replikojë ecurinë historike të të dhënave të vëzhguara në realitet.

Konsistenca ose qëndrueshmëria e procesit të parashikimit është një kriter tjetër jostatistikor i përdorur për të vlerësuar ecurinë e gabimit. Ky kriter nënkupton se midis parashikimeve nuk duhet të ekzistojnë ndryshime të mëdha, në rastet kur informacioni i ri i shtuar nuk ndryshon shumë nga ai që ishte vendosur fillimisht. Ky kriter qëndron midis koherencës ekonomike nga njëra anë dhe parashikimit të suksesshëm nga ana tjetër, duke shpjeguar qartë devijimin e parashikimit për të ruajtur konsistencën në vendimmarrje (Britton et al, (1998)).

MEAM përdoret në procesin e vendimmarrjes për dhënien e parashikimeve dhe për analizimin e goditjeve për më shumë se

tre vjet. Kjo periudhë ka treguar se MEAM i ka kaluar testet për kriteret jostatistikore dhe se ai përbën një instrument të besueshëm për kryerjen e analizave dhe të parashikimeve në procesin e vendimmarrjes. Nga ana tjetër, kriteri statistikor i rezultateve ose parashikimeve të marra nga modeli, ka qenë i pjesshëm. Ndërsa vlerësimi i kriterit statistikor të ekuacioneve individuale është bërë që në momentin e dizenjimit dhe vlerësimit të modelit në tërësi, bazuar kryesisht në rrënjën katrore të mesatares së gabimit (RMSE), përpjekje të padokumentuara më parë. Megjithatë deri më sot, nuk është vlerësuar kriteri statistikor dhe kjo është përpjekja e parë për ta testuar performancën e MEAM-it në tërësi, nga ndërveprimi i të gjithë variablave dhe ekuacioneve në model në mënyrë të njëkohshme.

Një mënyrë për ta realizuar këtë është shqyrtimi i performancës së pasigurisë përmes simulimit stokastik dhe jo atij deterministik, ku rezultatet e simulimit stokastik mund të japin informacione lidhur me shpërndarjen e variablave të parashikuar nga modeli. Më poshtë jepet një përshkrim i qartë i simulimit stokastik:

Procedura e simulimit stokastik kërkon, para së gjithash, gjenerimin e një vektori rastësor \tilde{u}_s të mbetjeve të rastiit të pavarura në seri; së dyti, futjen e këtyre mbetjeve të rastiit në model në formën e goditjeve të rastiit me qëllim gjenerimin e s periudhave të mëvonshme të parashikimit të zgjedhur, ku s përkufizohet si në paragrafin më lart dhe është ndryshe nga $t = 1, 2, 3, \dots, T$, duke supozuar njohje të saktë të variablave ekzogjenë x në të gjithë periudhën e parashikimit s dhe parametra strukturorë, duke përdorur dhe zgjidhur modelin ose sistemin që rezulton nga ekuacioni 2. Nëse do të kishim mundësinë që ta përsërisnim procesin një numër të madh e të mjaftueshëm herësh, duke përdorur një numër të fundëm, por të madh mbetjesh të rastiit \tilde{u}_s nën supozimin se seritë janë të pavarura dhe me shpërndarje të njëjtë, bazuar dhe në matricën variancë-kovariancë të modelit, ne do të mund të gjeneronim një numër mjaftueshmërisht të madh vektorësh \hat{y}_s . Për këtë arsye, nëse do të mund të ofronim një shpërndarje të njohur parametrike për mbetjet stokastike, nën supozimin se këto seri janë të pavarura dhe kanë shpërndarje të njëjtë, si dhe me gabime të njohura të matricës variancë-kovariancë të modelit, atëherë do të ishte e mundur që

të realizonim një vlerësim stokastik të \hat{y}_s në formën e përgjithshme të mëposhtme:

$$\hat{y}_s^c = \int_u \beta(u, x_s; \hat{\theta}) pdf_*(u) du \quad (7)$$

ku $PDF(\cdot)$ është funksioni i densitetit të shpërndarjes së $u \equiv \tilde{u}$, ku \tilde{u} përfaqëson zgjedhje të pavarur nga shpërndarja e parapërcaktuar e vektorit të gabimeve të parashikimit e_t . Diferenca midis vlerave të vrojtura të variablave tanë endogjenë për të gjithë periudhën e parashikimit s dhe vlerave të simuluar që rezultojnë nga parashikimi stokastik i dhënë nga $y_s - \hat{y}_s$ përfaqëson popullimin e rezultateve stokastike.

Për ta përmbledhur, ky vlerësim kalon nëpër katër faza.

Së *pari*, gjenerohet një vektor \tilde{u} i numrave pseudo të rastit, duke përdorur procedurën *Monte Carlo* nga një shpërndarje dhe matricë variancë-kovariancë të njohur të mëparshme.

Së *dyti*, vektorët \tilde{u} shtohen në MEAM dhe modeli zgjidhet në formën e parashikimit për s periudha më përpara, me $s = (T+1, T+2, \dots, T+S)$, duke përdorur vlerat e njohura të variablave ekzogjenë.

Së *treti*, fazat 1 dhe 2 përsëriten në një numër të mjaftueshëm herësh (1000 në rastin tonë), duke e goditur sistemin me një vektor të ndryshëm mbetjesh \tilde{u} në secilën herë dhe duke gjeneruar diferencat $y_s - \hat{y}_s$ për të gjithë variablat endogjenë që paraqesin interes.

Së *katërti*, diferencat e gjeneruara për secilin variabël endogjen përdoren për të llogaritur momentet e shpërndarjes së tyre dhe për të analizuar rezultatet në raport me parashikimin deterministik përgjatë linjave të mëposhtme:

- Lineariteti kundrejt jolinearitetit në parashikim. Për të testuar nëse një model është linear ose jo, llogarisim diferencën midis mesatares stokastike dhe deterministike, e njohur si koeficient i anshmërisë. Një vlerë e lartë e këtij koeficienti tregon se modeli mund të jetë jolinear. Në rastin e modeleve lineare, simulimet deterministike dhe stokastike të modelit ofrojnë parashikime

të paanshme, ndërkohë që në rastin e modeleve jolineare, një simulim deterministik jep një zgjidhje të mbivlerësuar ose nënvlerësuar të modelit në terma të mesatares së parashikimit (Brown dhe Mariano, (1989 a, 1989, b)).

- Qëndrueshmëria (ndjeshmëria) e modelit kundrejt mbetjeve ose goditjeve rastësore. Analiza e devijimit standard të parashikimit stokastik mund të na ndihmojë të analizojmë gabimin e pritur dhe na jep informacione lidhur me shpërndarjen e parashikimit stokastik. Kështu, nëse analiza zbulon se devijimet e parashikimit stokastik janë relativisht të ndryshme nga mesatarja deterministike, atëherë kjo tregon se modeli është i paqëndrueshëm dhe i ndjeshëm ndaj goditjeve të jashtme.
- Në përfundim, çështja e fundit që dëshirojmë të adresojmë është forma e shpërndarjes së parashikimit stokastik, e cila na jep informacione të rëndësishme lidhur me karakteristikat e gabimit të parashikimit. Kështu, në një model jolinear, Bianche, Calzolari dhe Corsi, (1979, 1981) nënvizojnë se shpërndarja normale e gabimeve mund të prodhojë një shpërndarje të anuar të parashikimit, e cila lidhet me një mesatare dhe mesore të ndryshme. Kjo mesatare e investigimit të shpërndarjes jep një ide se ku mund të ndodhet gabimi i parashikimit stokastik dhe deterministik në terma të formës së parashikimit, duke shfaqur mundësinë e mbivlerësimit ose nënvlerësimit në parashikimet deterministike.

4. TEKNIKA E SIMULIMIT MONTE CARLO

Literatura ekonometrike propozon mjaft metoda analitike, numerike dhe empirike për vlerësimin e kontributit të gabimeve në parashikim, për disa ose për të gjitha burimet e pasigurisë (*Bianchi dhe Calzolari, (2010)*). Një ndër mënyrat që po aplikohen gjithnjë e më tepër janë “Metodat *Monte Carlo* të simulimit të variablave rastësorë”. Më poshtë jepet një përshkrim i përgjithshëm i këtyre metodave, duke u përqendruar në një shembull konkret, i cili do të përdoret në seksionin tjetër.

Nisur nga informacionet dhe njohuritë tona, kjo nuk është hera e parë që teknika e simulimit *Monte Carlo* përdoret për të gjeneruar pasigurinë në punimet e Bankës së Shqipërisë. Shijaku dhe Ceca (2009) e përdorin simulimin *Monte Carlo* për të matur pasigurinë, megjithatë, ata nuk bëjnë një diskutim të detajuar të kësaj teknike. Për shkak të kësaj dhe nisur nga fakti se kjo është hera e parë që teknikat *Monte Carlo* përdoren për vlerësimin e eficiencës së parashikimit të modelit makroekonomik MEAM të Bankës së Shqipërisë, ne do të paraqesim një përshkrim të përgjithshëm të teknikës *Monte Carlo*.

Përdorimi i metodave *Monte Carlo* bazohet në simulimin e variablit të rastit me shpërndarje të njëtrajtshme në intervalin $]0; 1[$. Algoritmet bazë të gjenerimit të numrave nga kjo shpërndarje përmenden në literaturë (*Lemieux, Ch, 2009.*) dhe disa prej tyre, përfshihen edhe në programe (*software*) të ndryshme statistikore. Procedura dhe teste statistikore krijohen gjithashtu për të treguar rëndësinë statistikore të tërësisë së numrave të krijuar duke përdorur këto algoritme (*Lemieux, Ch, 2009*).

Më pas, përdorimi i këtyre metodave konsiston në modelimin e një variabli rastësor përmes shpërndarjes së njëtrajtshme. Në këtë mënyrë, krijohen “algoritmet e kalimit”. Teorikisht, është provuar se çdo shpërndarje probabilitare mund të shprehet si funksion i shpërndarjes së njëtrajtshme. Nga ana tjetër, zgjidhja praktike e kësaj shprehjeje konsiston në krijimin e “algoritmeve të kalimit” të përmendura më lart.

Duke qenë se ajo çfarë kemi përmendur deri tani zbatohet për shpërndarjet parametrike, për ato joparametrike ekzistojnë metoda të tjera (në disa raste të njohura dhe si “metoda speciale të modelimit të variablave të rastit”). E fundit që vlen për t’u përmendur në këtë kuadër është se modelimi i vektorëve të rastit është një përgjithësim normal i rastit skalar. Në vijim, paraqitet një shembull konkret i modelimit të një variabli të rastit dhe të një vektori të rastit me shpërndarje normale, të cilët përdoren në rastin tonë.

Në shumë raste, shpërndarja probabilitare e pasigurisë pranohet të jetë shpërndarje normale (bazuar në Teoremën Qendrore Limite). Le të supozojmë se na jepet një vektor i rastit Z , me shpërndarje normale shumë përmasore $Z_n \sim N(\mu, \Omega)$, me vektor mesatar μ dhe matricë kovariancionale Ω , simetrike, pozitivisht të përcaktuar dhe josingulare. Përmes aplikimit të matricës së zbërthimit (dekompozimit) Cholesky, Ω mund të jepet nga matrica katrore trekëndore më e ulët H , n -përmasore, në formën: $\Omega = HH^T$. Për më shumë hollësi mbi llogaritjet e matricës $H = \{h_{i,j}\}$, kur jepet $\Omega = \{\omega_{i,j}\}$, mund të përdoren barazimet e mëposhtme:

$$\begin{cases} h_{i,j} = 0, \text{ for } 1 \leq j \leq i \leq n \\ \sum_{k=1}^j h_{i,k} h_{j,k} = \omega_{i,j}, \text{ for } 1 \leq j \leq i \leq n \end{cases} \quad (8)$$

Matrica H mund të përdoret për të shprehur vektorin e rastit Z në formën e mëposhtme:

$$Z = H \cdot U + \mu, \quad (9)$$

ku $U = (U_1 \dots U_n)^T$ është një vektor i rastit n - përmasor, me shpërndarje normale $U \sim N_n(0, I)$, me densitet probabilitetesh:

$$f_u(u) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n}} \exp\left(-\frac{1}{2}u^T I^{-1}u\right) \quad (10)$$

Bazuar në faktin se matrica kovariancionale vektorit të rastit U është një matricë identike n - përmasore I , rezulton se të gjithë përbërësit e vektorit U janë të pavarur dhe me shpërndarje të njëjtë, të dhënë nga densiteti i shpërndarjes probabilitare:

$$f_u(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{u_i^2}{2}\right), u_i \in R.$$

Ndërkohë, e kundërta është e lehtë për t'u provuar, që do të thotë se nëse vektori i rastit U ka shpërndarje probabilitare $U \sim N_n(0, I)$, atëherë transformimi i tij linear ka shpërndarje normale. Llogaritjet e parametrave mund të bëhen duke u bazuar në transformimet e mësipërme. Në këtë mënyrë, transformimi (9) jep një vektor normal me shpërndarje $Z \sim N(\mu, \Omega)$, ku $\Omega = HH^T$.

Përmendim këtu se densiteti i shpërndarjes i vektorit të rastit normal n -përmasor është:

$$f_z(z) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n |\Omega|}} \exp\left(-\frac{1}{2} (Z-\mu)^T \Omega^{-1} (Z-\mu)\right), z \in \mathbb{R}^n. \quad (10-1)$$

Shprehja (8) dhe transformimi i mësipërm përbëjnë konceptin themelor të "algoritmit të kalimit" për shpërndarjen normale shumëpërmasore.

Për simulimin e numrave të rastit me shpërndarje $N(a, \sigma^2)$, mund të përdoret transformimi i mëposhtëm Box – Müller (10-2), i cili gjeneron numra pseudo të rastit $N(a, \sigma^2)$. Për simulimin e vektorit të rastit me shpërndarje normale, mund të përdoren transformimet (10-3), të cilat i vendosin këto pseudo-numra të gjeneruar me shpërndarje normale në një vektor n -përmasor.

Transformimi Box – Müller për shpërndarjen normale $N(a, \sigma^2)$: (10-2)

- Simulohen dy numra të rastit nga variablat e pavarur të rastit U_1 dhe U_2 , me shpërndarje probabilitare $U(0, 1)$.
- Simulohen dy numra të rastit nga shpërndarja probabilitare $N(a, \sigma^2)$, duke u bazuar në transformimet e mëposhtme:

$$\begin{cases} X = \sigma \cdot (-2\ln U_1)^{1/2} \cos(2\pi U_2) + a \\ Y = \sigma \cdot (-2\ln U_1)^{1/2} \sin(2\pi U_2) + a \end{cases}$$

Transformimi për shpërndarjen normale n -përmasore $Z \sim N_n(\mu, \Omega)$: (10-3)

- Simulohen n vlerat e pavarura të variablit të rastit $N(0, I)$, duke u bazuar në transformimet (10-2). Krijohet në këtë mënyrë vektori $U \sim N_n(0, I)$.

- Llogarisim matricën H siç përmendet më lart.
- Gjenerojmë vektorin Z duke u bazuar në barazimin: $Z = H \cdot U + \mu$.

Praktikisht, në rastin e aplikimit tonë, gjenerimi i pseudo-numrave $N(0, 1)$ është realizuar duke përdorur programin Eviews. Më pas, transformimet e lartpërmendura përdoren për të përfutur pseudo-numra me shpërndarje $N(a, \sigma^2)$ dhe vlera nga vektori me shpërndarje normale.

5. EKSPERIMENTI ME MEAM DHE REZULTATET KRYESORE

Roli i MEAM-it në analizën dhe parashikimin e aktivitetit ekonomik, si pjesë e rëndësishme për procesin e vendimmarrjes e bën të nevojshme matjen e saktësisë së këtyre parashikimeve. Eksperimenti i mëposhtëm është formuluar dhe zbatuar me qëllim që t'u japë përgjigje çështjeve të përmendura më lart. Nisur nga fakti se gjatë dy viteve të fundit, modeli MEAM¹ është përdorur për të parashikuar aktivitetin ekonomik në vend, duke përdorur eksperimentin e dhënë më poshtë, jemi përpjekur të shpjegojmë çështjet e mësipërme lidhur me cilësinë e parashikimit.

MEAM është një model tremujor me një strukturë të plotë të ekonomisë që përfshin sektorin real, sektorin fiskal, sektorin e jashtëm, ekuacionet e çmimeve të huaja dhe të brendshme, si dhe disa ekuacione mbi tregun e punës. Politika monetare modelohet përmes një rregulli të thjeshtë Taylor, i cili reagon ndaj devijimit të inflacionit dhe hendekut të prodhimit. Modeli vlerësohet përmes përqaqjes së kointegrimit, i cili bën dallimin midis zhvillimeve afatshkurtra dhe atyre afatgjata. Marrëdhëniet afatgjata përcaktohen nga marrëdhëniet e kointegrimit, ndërsa dinamikat afatshkurtra përfshijnë vlerat aktuale dhe të vonuara të variablave të përfshirë në marrëdhënien e kointegrimit, si edhe variabla të tjerë ekzogjenë. Ekuacionet e vetme vlerësohen në mënyrë individuale, ku marrëdhëniet afatgjata përcaktohen sipas metodës Johansen. Përgjithësisht, parametrat e ekuacionit janë vlerësuar, por ka edhe disa marrëdhënie afatgjata që janë kalibruar. Në total, MEAM ka 45 ekuacione, ku 11 janë ekuacione të vlerësuara dhe pjesa tjetër janë kryesisht identitete, ku përmendim sektorin publik (sektorin shtetëror), ofertën agregate, të ardhurat e disponueshme, borxhin publik dhe llogarinë kombëtare, etj.

Qëllimi kryesor i eksperimentit tonë është vlerësimi i performancës së modelit MEAM, me fokus të veçantë në parashikimin e PBB-së dhe komponentëve të saj. Ne, gjithashtu, analizojmë linearitetin përkundrejt jolinearitetit në parashikim, se si modeli është i ndjeshëm

¹ Për një përshkrim të detajuar të këtij modeli, referojuni materialit të përgatitur nga Dushku, Kota dhe Binaj, 2006 "Modeli Makroekonomik për Shqipërinë", si dhe materialit të përgatitur nga Kota & Dushku, 2007, "Modeli Makroekonomik i Shqipërisë: Studim Vijues".

ndaj goditjeve të jashtme, si dhe shqyrtojmë formën e shpërndarjes së parashikimit stokastik. Në këtë model, PBB-ja përcaktohet nga ana e kërkesës, kështu që zhvillimi i aktivitetit ekonomik është funksion i konsumit total, investimeve totale (private dhe publike), si dhe i eksporteve neto.

Duke përdorur teknikën *Monte Carlo*, ne gjeneruam rreth 1000 variabla të rastit, veçanërisht për PBB-në, konsumin total real, investimet private reale, eksportet reale dhe importet reale. Kështu në total, ne kemi një matricë të numrave të rastit me përmasa 5×1000 . Duke qenë se nuk kemi një numër të mjaftueshëm projeksionesh (vetëm 8 tremujorë parashikime kryesisht për PBB-në) për të analizuar karakteristikat e gabimit të parashikimit, ne kemi supozuar se këto terma gabimi kanë një shpërndarje normale me mesatare zero dhe me devijim standard të barabartë me devijimin standard të mbetjeve të tyre historike. Ky supozim bazohet në informacionin e dhënë në variablat e paracaktuar. Duhet të nënvizojmë se vlerësimi i lidhjeve ekonomike dhe zgjidhja e modelit është bërë për periudhën 1996-2006, ndërsa performanca e modelit është vlerësuar jashtë kësaj periudhe. Kjo nënkupton që pjesa tjetër e burimeve të mundshme të pasigurisë trajtohet si fikse, thënë ndryshe, ne supozojmë koeficientë realë ose fikse të vlerësimit, si dhe një strukturë të saktë të specifikimit të modelit. Pra, ne kemi një parashikim të kushtëzuar nga ecuria e variablave ekzogjene të përfshirë në model, parametrat e ekuacioneve dhe në specifikimin e saktë të modelit. Kjo do të thotë që gabimi i prithshëm i parashikimit, vjen si rezultat i goditjeve ose “zhurmave” në termin e gabimit të secilit prej ekuacioneve (Bianchi dhe Calzolari (1982)).

Rezultatet e eksperimentuara me anë të modelit MEAM janë të paraqitura në tabelën 1, e cila përmban informacion lidhur me anshmërinë në përqindje të rezultateve, e matur si diferencë midis mesatares së parashikimit stokastik dhe mesatares së parashikimit deterministik, e shprehur në përqindje të këtij të fundit. Një diferencë e madhe midis mesatares së parashikimit stokastik dhe mesatares deterministike është tregues për një shkallë të lartë jolineariteti të modelit, duke dëshmuar kështu se parashikimi i marrë nga vlerësimi stokastik është më i mirë sesa parashikimi deterministik.

Një rezultat tjetër që paraqitet në tabelë është koeficienti i variacionit të parashikimit stokastik, i matur si devijim standard i

parashikimit në përqindje ndaj mesatares së parashikimit stokastik. Përmes kësaj statistike, ne mund të llogarisim devijimin e serive tona të parashikimit krahasuar me parashikimin mesatar. Sa më e madhe të jetë shpërndarja e parashikimit stokastik përreth mesatares së tij, aq më i ndjeshëm është modeli ynë kundrejt goditjeve të jashtme. Periudha e simulimit të modelit përfshin gjithsej 3 vite (ose 12 tremujorë). Rezultatet e lidhura me përqindjen e anshmërisë dhe me koeficientin e variacionit paraqiten për PBB-në, konsumin, investimet private dhe totale, eksportet, importet, të gjitha në terma realë, si dhe për IÇK-në dhe inflacionin. Çdo rezultat tregohet për periudhën e parë, të mesme dhe të fundit, me qëllim që të evidentohet se si ndryshojnë këto statistika gjatë periudhave më të gjata të parashikimit.

Tabelë 1. Përmbledhje e rezultateve për simulimet stokastike me mbetje rastësore të shtuara në ekuacionin e konsumit privat (1000 simulime).

Emri i variablit	Anshmëria në përqindje ¹			Koeficienti i variacionit ² , %		
	I	II	III	I	II	III
PBB reale	0.0043	-0.0745	-0.1419	2.41	4.27	4.63
Konsumi total në terma realë	0.0055	-0.0918	-0.1833	2.87	5.35	6.18
Investimet totale në terma reale	-0.0001	-0.0235	-0.0854	0.26	1.94	3.05
Investimet private në terma realë	-0.0001	0.0145	-0.0992	0.30	2.33	3.60
Eksportet në terma reale	-0.00001	-0.00002	0.00002	0.23	0.28	0.27
Importet në terma realë	0.0005	-0.0288	-0.0946	0.79	2.37	3.41
Norma e inflacionit	0.0048	0.0145	-0.0139	2.17	3.77	4.80

¹ Anshmëria në përqindje = (mesatarja e parashikimit stokastik/parashikimi deterministik -1).

² Koeficienti i variacionit = (devijimi standard i parashikimit stokastik/mesatarja e parashikimit stokastik).

Burimi: Llogaritje të autorëve.

Disa nga rezultatet e përfuara tregojnë se parashikimet (ose projeksionet) e marra nga modeli MEAM janë përgjithësi lineare bazuar në vlerat e ulëta të koeficientit të anshmërisë në përqindje, i cili tregon se diferenca midis mesatares së parashikimit deterministik dhe mesatares së parashikimit stokastik është mjaft e vogël. Nga ana tjetër, kjo do të thotë se parashikimi deterministik i përfuar nga modeli MEAM është një parashikues i saktë i mesatares. Nëse ne analizojmë akumulimin e gabimit në kohë, do të vërejmë se

ky gabim është më i madh në fund të periudhës sesa në fillim, megjithatë ai mbetet i pakonsiderueshëm. Akumulimi i gabimit është kryesisht më i madh për treguesin e konsumit, PBB-së dhe investimeve private, duke u luhatur në intervalin [0.10-0.18].

Një statistikë tjetër e matur për 3 vitet e zgjedhjes është koeficienti i variacionit për çdo variabël endogjen. Rezultatet e përfuara tregojnë se gjatë periudhës së parë të parashikimit, për 5 nga 7 variablat e shqyrtuar, mbetjet rastësore ndikojnë tek ta me më pak se 1%. Ndërkohë, konsumi dhe PBB përjashtohen, për shkak se ky koeficient arrin përkatësisht vlerat 3% dhe 2%. Duke marrë parasysh faktin se konsumi luan një rol të rëndësishëm në PBB, pritet që një pjesë e këtyre pasigurive të ardhura nga ky variabël të transmetohen edhe tek ai. Ky rezultat tregon se më tepër vëmendje duhet t'u kushtohet ekuacionit të konsumit dhe variablave të tij përcaktues. Gjithashtu sa më e gjatë të jetë periudha e parashikimit, aq më e madhe është pasiguria që shoqëron këto parashikime.

Në rastin e variablit të inflacionit, ne nuk duhet ta keqinterpretojmë koeficientin e madh të variacionit për katër periudhat e konsideruara, që variojnë nga 2.17 në 4.8 duke qenë se inflacioni shprehet në përqindje. Ai nënkupton se një koeficient variacioni që luhetet nga 2 në 5% interpretohet si një gabim në inflacion me përkatësisht 0.03 dhe 0.08 pikë përqindje nga niveli përkatës i normës së inflacionit.

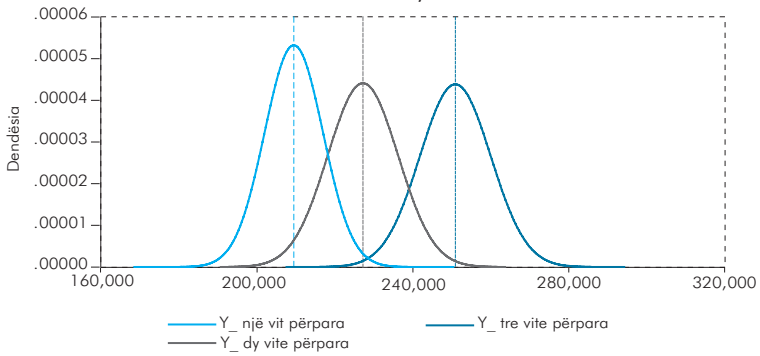
Një statistikë tjetër e analizuar është forma dhe lloji i shpërndarjes së parashikimit tonë, duke shqyrtuar asimetrinë² dhe sheshësinë³ e të dhënave të parashikimit, ku asimetria mat simetrinë e shpërndarjes, ndërsa sheshësia mat pikën kulmore ose më të ulët në raport me shpërndarjen normale.

Grafiku më poshtë bën një përmbledhje të formës së shpërndarjes së 1000 simulimeve për secilin nga variablat e përmendura më lart, të detajuar për vitin e parë, të dytë dhe të tretë të parashikimit, për të parë se si ky parashikim është i ndryshëm në kohë. Duke qenë se reagimin e politikës monetare dhe impaktin e tyre në treguesit kryesorë makroekonomikë i shikojmë përgjatë një periudhe kohe dyvjeçare, atëherë edhe analiza jonë e shpërndarjes së parashikimeve do të fokusohet vetëm në dy vitet e para të parashikimit.

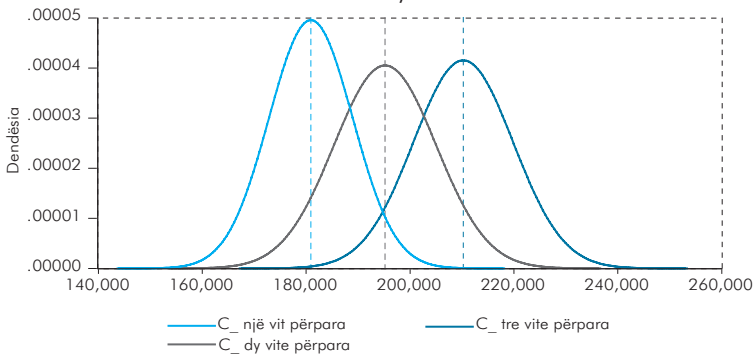
² Në anglisht: *skewness*.

³ Në anglisht: *kurtosis*.

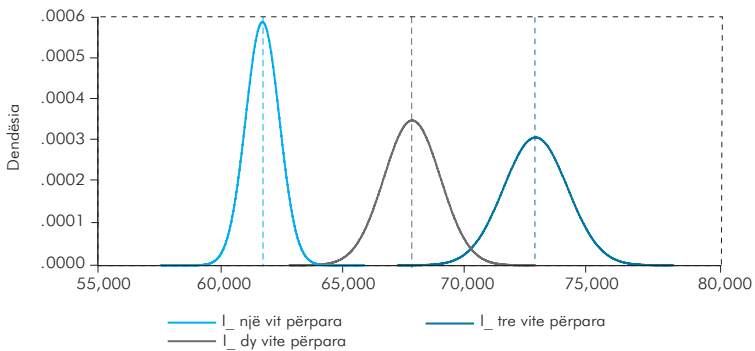
Grafik 1a. Shpërndarja e parashikimit të PBB-së në kohë të ndryshme.



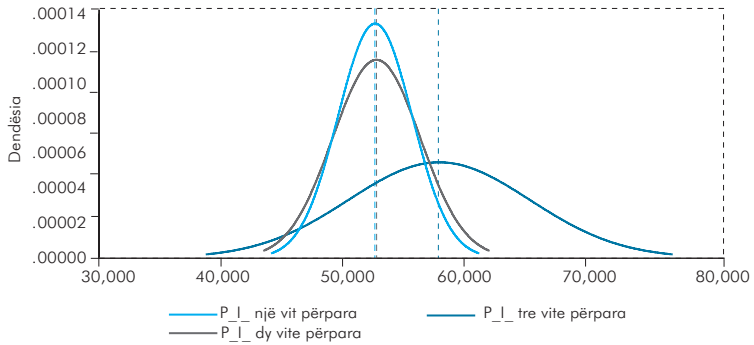
Grafik 1b. Shpërndarja e parashikimit të konsumit real në kohë të ndryshme.



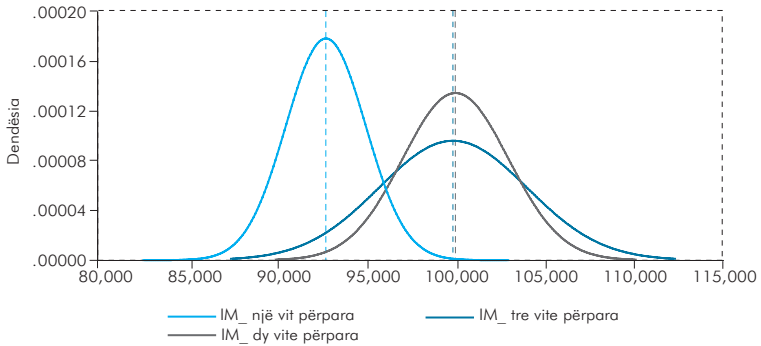
Grafik 1c. Shpërndarja e parashikimit të investimeve totale reale në kohë të ndryshme.



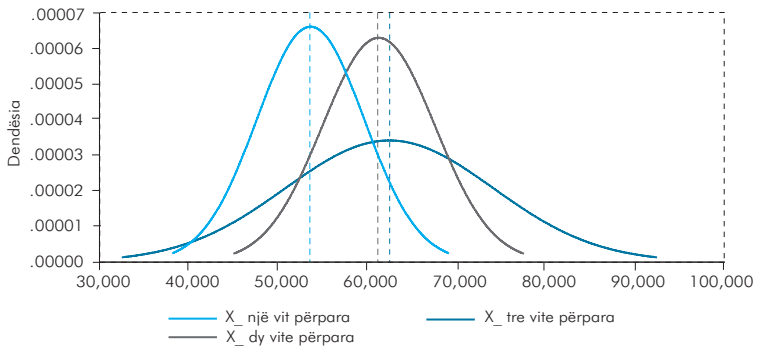
Grafik 1d. Shpërndarja e parashikimit të investimeve private reale në kohë të ndryshme.

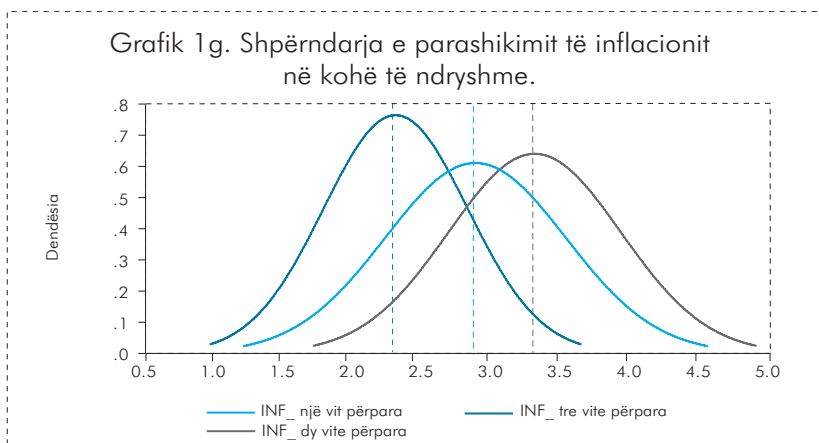


Grafik 1e. Shpërndarja e parashikimit të importeve reale në kohë të ndryshme



Grafik 1f. Shpërndarja e parashikimit të eksporteve reale në kohë të ndryshme.





Secilit prej variablave të mësipërm, u kemi përafruar shpërndarjen normale të 1000 vlerave të parashikimeve përkatësisht për vitin e parë, të dytë dhe të tretë të parashikimeve. Bazuar në grafikët e mësipërm, ajo çfarë vërejmë është që sa më e gjatë të jetë perioda e parashikimit aq më e madhe është pasiguria që shoqëron këto parashikime. Një rezultat ky i konfirmuar edhe nga koeficienti i variacionit. Gjithashtu kemi testuar nëse këto shpërndarje kanë shpërndarje normale apo jo. Një përmblendje e detajuar e testit të normalitetit të *Lillefors*⁴ (1967) gjendet në tabelën 3⁵. Rezultatet e këtij testi tregojnë se seritë e parashikimeve në lidhje me treguesit kryesorë kanë të gjithë shpërndarje normale, duke gëzuar në këtë mënyrë të gjithë karakteristikat e kësaj forme shpërndarjeje.

Ndërkohë që tabela 2 përmban disa karakteristika të përgjithshme mbi këto variabla, për vlerat e parashikuara të tyre në terma të mesatares, mesores, maksimumit, minimumit, devijimit standard, asimetrisë, sheshësisë, për të gjithë periudhën e simulimit.

⁴ Hipoteza bazë e këtij testi është që seria ka shpërndarje normale, ndërsa hipoteza alternative është që seria nuk ka shpërndarje normale.

⁵ Shih aneksin 1.

Tabelë 2. Statistika përshkruese*.

Emri i variablit	Mes.	Mesorja	Maks.	Min.	Devijimi Standard	Asimetria	Sheshësia
PBB reale	205632	205558	254970	171190	10693.84	0.137034	3.24406
Konsumi total në terma realë	168400	168719	212456	128681	10417.21	-0.06826	3.22732
Investimet totale në terma realë	61174	61125	72487	54543	2338.247	0.323942	2.91077
Investimet private në terma realë	48865	49695	65279	35150	4639.117	-0.28722	2.44040
Eksportet reale	55929	54282	81504	44037	9778.727	0.942931	3.37017
Importet reale	85790	86220	103307	70286	5478.868	0.024247	2.18572
Inflacioni	2.55	2.48	4.53	0.62	0.808551	0.202729	2.11792

* Të dhënat për PBB-në reale, konsumin real, investimet private dhe investimet totale reale, importet dhe eksportet reale janë të shprehura në milionë lekë. IÇK është një indeks, ndërkohë që inflacioni është shprehur në përqindje dhe në terma tremujorë.

Burimi: Llogaritje të autorëve.

Bazuar në rezultatet në lidhje me mesataren dhe mesoren, vërejmë se për të gjithë variablat ato janë të ndryshme, pra konfirmon faktin që parashikimet e marra janë asimetrike. Ky rezultat konfirmohet gjithashtu edhe nga vlerat e asimetrisë për secilin nga variablat. Lidhur me gjetjet e mësipërme, është e qartë se seritë e PBB-së reale, investimeve totale reale, eksporteve dhe të inflacionit anojnë pozitivisht, ndërkohë që pjesa tjetër e variablave ka asimetri negative. Kjo do të thotë që, deri në një pikë të caktuar, të dhënat karakterizohen nga asimetria dhe që mesatarja dhe mesorja ndryshojnë nga njëra-tjetra. Kështu në momentin kur konsiderojmë parashikimet e marra për PBB-në reale, investimet totale reale, eksportet, importet dhe inflacionin duhet të dimë që këto vlerësime janë të mbivlerësuara, ndërsa parashikimet për konsumin dhe investimet private, tregojnë se ato janë të nënvlerësuara.

Përfundimi i përgjithshëm është se për pjesën më të madhe të variablave të marrë në konsideratë, diferencat midis parashikimeve stokastike dhe atyre deterministike nuk janë të konsiderueshme dhe implikimi i vendimmarrjes lidhur me këto rezultate është se parashikimet deterministike që gjenerohen nga MEAM janë eficiente, të sakta dhe të dobishme për qëllimin e politikës monetare. Shpërndarja e parashikimeve për të gjithë variablat

vlerësohet normale, por vlerat e ndryshme të mesatares dhe mesores konfirmojnë që parashikimet e marra janë asimetrike. Për rrjedhojë, parashikimi deterministik nuk është parashikimi më i mirë. Në dritën e këtyre gjetjeve, është e rëndësishme që në procesin e vendimmarrjes së politikës monetare të përdoren parashikimet stokastike përkundrejt atyre deterministike.

6. PËRFUNDIME

Parashikimet makroekonomike janë mjaft të rëndësishme për procesin e vendimmarrjes dhe, si të tilla, duhet arritur një përfaqje sa më e mirë e tyre ndaj funksionit të shpërndarjes së humbjeve ose maksimizimit të fitimeve të vendimmarrësve. Pavarësisht mënyrës se si vlerësohen gabimet në një model, ato nuk janë shumë të pëlqyeshme nga vendimmarrësit, kjo pasi surprizat që vijnë si nga parashikimi i variablave ekzogjenë apo goditjet që vijnë nga tregjet financiare, janë të pashmangshme, duke bërë që vendimet të merren në një mjedis shumë të pasigurt. Duke u nisur nga ky fakt, dalim në përfundimin se do të duhet të jetojmë me gabimet e parashikimeve tona, por më e rëndësishmja është se ne duhet të kuptojmë burimin e pasigurisë në të gjithë procesin e vendimmarrjes (Don (2001)).

Në këtë material, analizuam pasigurinë e parashikimit që rrjedh nga termat e gabimit të modelit MEAM përmes simulimeve stokastike të teknikës *Monte Carlo*, si dhe testuam të ashtuquajturat "lidhje të dobëta". Rezultatet e vlerësuara treguan se koeficienti i asimetrisë në përqindje (i matur si diferenca midis mesatares stokastike dhe deterministike të parashikimit) mori vlera të ulëta, duke treguar se parashikimi deterministik është një parashikues i mirë i mesatares së variablave në përgjithësi dhe se modeli është linear.

Ndërsa, koeficienti i variacionit tregoi se pjesa më e madhe e pasigurisë në parashikimin e vlerës së PBB-së reale buronte nga pasiguritë që e kanë prejardhjen nga ekuacioni i konsumit dhe i investimeve private. Ky rezultat është në linjë me pritshmëritë, duke marrë në konsideratë faktin se këta dy përbërës kanë një peshë të konsiderueshme në totalin e PBB-së. Gjithashtu, investigimi i faktorëve përcaktues të secilit prej variablave të mësipërm mbetet detyrë për t'u hulumtuar në të ardhmen.

Një rezultat tjetër i analizuar kishte të bënte me simetrinë e të dhënave, duke shqyrtuar formën e shpërndarjes së parashikimeve stokastike. Rezultatet treguan se të gjitha parashikimet e kryera ndjekin një formë shpërndarjeje normale, por pjesa më e madhe e tyre janë me asimetri pozitive nga e djathta, pra parashikimi i

bërë është i mbivlerësuar. Gjithashtu, edhe shpërndarja e të dhënave është asimetrike, e shoqëruar me vlera të ndryshme të mesatares dhe mesores, duke marrë dhe parashikime asimetrike. Bazuar në rezultatet e përfuara nga simulimet stokastike me anë të modelit MEAM, një ndër konkluzionet më të rëndësishme është se parashikimet deterministike të këtij modeli janë parashikuese të mira të mesatares së variablit dhe se modeli nuk është subjekt i goditjeve të jashtme.

Kështu vlerësimet deterministike të përfuara nga ky model të paktën për dy vitet e para janë parashikuese të mira të sjelljes së treguesve kryesorë makro. Megjithatë për të rritur besueshmërinë dhe efikasitetin e vendimeve të marra mbi projeksionet e MEAM-it, por edhe nga modele apo vlerësime të tjera, është më mirë që këto parashikime të paraqiten me anë të shpërndarjes probabilitare.

Materiali shqyrtoi vetëm një nga burimet kryesore të pasigurisë. Matja e ecurisë së modelit që buron nga pasiguri të tjera, kryesisht pasiguria nga parametrat e vlerësuar, si dhe ato që vijnë si rezultat i sjelljes së variablave ekzogjenë, do të jenë subjekt i kërkimeve në të ardhmen.

LITERATURA

Adelman, I & Aldelma, F.L; "The dynamic properties of the Klein_Goldberger Model", *Econometria*, Vol. 27.4, October, 1959.

Amano, R, McOhail, K, Piora, H & Rennison, A; "Evaluating the Quarterly Projection Model: A preliminary Investigation", Bank of Canada, Working Paper 2002-20.

Bianchi, C & Calzolari, G: "Evaluating forecast uncertainty due to errors in estimated coefficients; Empirical Comparason of Alternative Methods", MPRA Paper, No.22559, May 2010.

Bianchi, C, Calzolari, G & Weihs, C: "Parametric and nonparamateric Monte Carlo estimates of standard errors of forecasts in econometric models", MPRA Paper, No. 24, February 2011.

Brown, B.W & Mariano. R.S; "Residual based procedures for Prediction and Estimation in a Nonlinear Simultaneous System", *Econometria*, Vol.52, No.2, March 1984.

Canova, F; "Sensitivity analysis and model evaluation in simulated dynamic general equilibrium economies", *International Economic Review*, Vol.36, No.2, 1995.

Don, F.J.H; "Forecasting in macroeconomics: A practitioner's view", *De Economist* 149, No.2, 2001

Dushku, E, Kota, dhe Binaj, G "Modeli Makroekonometrik i Shqipërisë", *Material Diskutimi, Banka e Shqipërisë*, 2006

Ericsson, N.R: "Forecast uncertainty in economic modelling", *Board of Governors of the Federal Reserve System*, No.697, February 2001.

Fair, R.C; "Bootstrapping Macro econometrics Models", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Volume 7, Issue 4, 2003.

Hendry, D. F., 2011, *Empirical Economic Model Discovery and Theory of Evaluation*, University of Oxford, No. 529, ISSN 1471-0498

Garratt, A, Lee, K, Pesaran, M.H & Shin, Y; "Forecast Uncertainties in Macro econometric Modelling: An application to the UK Economy", 2003

Gentle, J.E., "Random Number Generation and Monte Carlo Methods, 2nd ed., 2003, Springer".

Kota, V & Dushku, E; "Modeli Makroekonometrik i Shqipërisë, Material vijues", Material Diskutimi, Banka e Shqipërisë, 2009

Lancer, D, & Kranendonk, H; "Investigating uncertainty in macroeconomic forecasts by stochastic simulation", CPC paper, 2008.

Lemieux, Ch; "Monte Carlo and Quasi-Monte Carlo Sampling, 2009, Springer"

Rubinstein, R.Y. & Kroese, D.P. "Simulation and the Monte Carlo method, 2nd ed., 2008, Wiley".

Shijaku, H & Ceca, K; "A credit risk model for Albania", Bank of Greece, 2009

SHTOJCA.

Vlera kritike e testit Lilliefors për $\alpha=0.05$ është llogaritur si:

$$L_K = \frac{0.895}{f_N} = 0.028288, \text{ ku } f_N = 0.83 + 1000/\sqrt{1000} \text{ dhe } N=1000.$$

Tabelë 3. Testet për normalitetin e shpërndarjes së parashikimeve.

Emri i variablit	Vlerat e testit për vitin e parë	Vlerat e testit për vitin e dytë
PBB-ja	0.020738***	0.016955***
C_real	0.016705***	0.014608***
I	0.017148***	0.020920***
P_I	0.017148***	0.020920***
IM	0.020434***	0.020767***
X	0.021088***	0.015335***
INF	0.020552***	0.019982***

Shënim: *** i referohet rëndësisë statistikore me $\alpha=0.05$.

CIP Katalogimi në botim BK Tiranë

Altin Tanku, Elona Dushku, Kliti Ceca
Hulumtimi empirik i pasigurisë së parashikimit
me simulimin Monte Carlo- /
/ Tanku Altin, Dushku Elona, Ceca Kliti - Tiranë:
Banka e Shqipërisë, 2012

-36 f; 15.3 x 23 cm.

Bibliogr.

ISBN: 978-99956-42-55-7.

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

www.bankofalbania.org

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

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

public@bankofalbania.org

Tirazhi: 500 kopje