

# TENDENCA E INFLACIONIT NË SHQIPËRI GJATË DEKADËS SË KALUAR: NJË VËSHTRIM EMPIRIK

Gramoz Kolasi\*  
Evelina Çeliku  
Genti Hashorva

*Fjalë kyçe*

*- Seri kohore - Indeksi i çmimeve të konsumit - Parashikimi i inflacionit -  
Përcaktuesit e inflacionit -*

## 1. SERITË KOHORE DHE RËNDËSIA E STUDIMIT TË TYRE

Krijimi i serive kohore ose siç njihet ndryshe krijimi i bazës së të dhënave, përbën hallkën e parë në problematikën e studimit të serive kohore. Tashmë, shumica e serive kohore ka një histori më shumë se tetëvjeçare (duke filluar nga viti 1992), e cila përbën një bazë deri-diku të mirë për analizat dhe për përfundimet që do të nxirren nga këto analiza.

Siç do të shihet në vijim, seritë kohore të inflacionit dhe të treguesve të tjerë (me frekuencë mujore) duke e patur origjinën e tyre nga viti 1993, kanë tashmë rreth 93-94 terma, numër i mjaftueshëm për të arritur në përfundime të drejta. Qëllimi kryesor është që këto të dhëna të vihen në shërbim të analizës dhe të parashikimit të fenomenit ekonomik e financiar që merret në studim.

Një nga treguesit e rëndësishëm, për të cilin Banka e Shqipërisë është mjaft e interesuar që të ketë parashikime sa më realiste dhe të përqasura, është inflacioni. Ka disa kohë që qëllimin final të kryerjes së studimeve në sferën e parashikimit të inflacionit,

banka qendrore e ka fokusuar mbi: arritjen e zbatimit të regjimit të *inflation targeting* apo “inflacionit objektiv”. Ashtu siç tregon përvoja e vendeve të tjera dhe rekomandimet e herëpashershme të misioneve të FMN, adoptimi i një regjimi të tillë realizohet nëpërmjet analizave të serive kohore dhe konkluzioneve që nxirren mbi këto analiza.

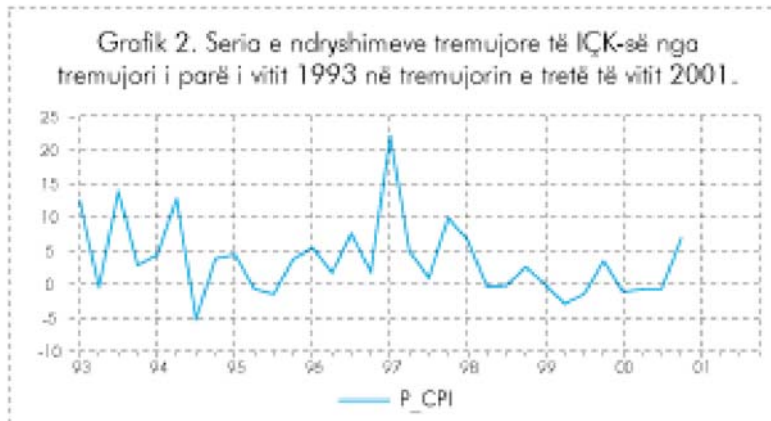
## 2. ECURIA E INFLACIONIT

Për të krijuar një ide më të qartë nga pikëpamja vizuale mbi sjelljen e shifrës së inflacionit në kohë, do të na vinin në ndihmë fillimisht, paraqitjet grafike 1 dhe 2, ku të dhënat që janë përdorur kanë frekuencë tremujore. Paraqitja grafike 1 merr parasysh shtrirjen e serisë së indeksit të çmimeve, përgjatë periudhës: tremujori i parë i vitit 1993 – tremujori i katërt i vitit 2000.

Një paraqitje e dytë na ndihmon të evidentojmë ecurinë e ndryshimeve tremujore të indeksit të çmimeve apo inflacionit tremujor ( $p$ -cpi), të shprehura në përqindje.



Grafiku 2, na ndihmon të dallojmë në një pamje të parë, ekzistencën e sezonalitetit së bashku me komponenten e rastit që është e pranishme në çdo seri kohore.



Nga pikëpamja analitike, do të ishte e nevojshme të matej efekti i secilit sezon (tremujor), pasi të jetë eliminuar komponentja e rastit. Modeli që do të përdoret është ai aditiv, sepse në serinë e ndryshimeve të inflacionit ka terma pozitivë dhe negativë. Seria e koeficientëve sezonalë, në rastin tonë përmban katër terma të cilët në varësi të shenjës, i shtohen apo i pakësohen përkatësisht për çdo tremujor nivelit të trendit.

Tabelë 1. Koeficientët sezonalë të serisë së inflacionit.

Sample: 1993:1 2001:4
Included observations: 32
Difference from Moving Average
Original Series: P_CPI
Adjusted Series: P_CPISA
Scaling Factors:
1 2.593065
2 -1.084623
3 -1.878914
4 0.370473

Nëse do të shënohej me  $c\_cpi$  seria e ndryshimeve tremujore të inflacionit në përqindje, atëherë kjo do të paraqitej me ekuacionin:

$$p\_cpi = T + S + R \quad (1)$$

ku, T – trendi; S – përbërësja sezonale; R – përbërësja e rastit.

Për qëllime parashikimi, nevojitet një seri e zhveshur edhe nga sezonaliteti<sup>1</sup>.

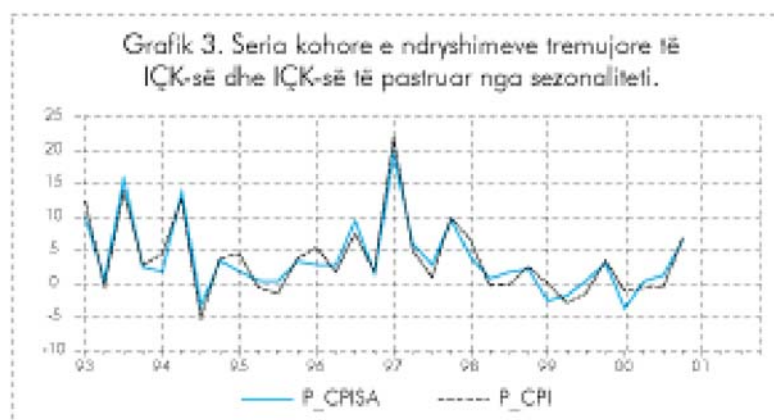
Kështu, eliminimi i përbërëses stinore, do të transformonte lidhjen (1) si më poshtë:

$$p\_cpi = T + R \quad (2)$$

Koeficientët e mësipërm, të njehsuar me anë të metodës aditive, tregojnë se tremujori i dytë dhe ai i tretë, ashtu siç edhe pritej, manifestojnë një tendencë në rënie të ritmeve të inflacionit (përgjatë periudhës prill-shtator). Tremujori i tretë është ai që mbart rëniet më të theksuara të çmimeve gjatë vitit. Ky fakt, shpjegohet edhe me strukturën e shportës së mallrave mbi të cilën llogaritet indeksi i çmimeve të konsumit (cpi), në të cilën, rreth 73 për qind<sup>2</sup>, e përbën grupmali “pije-ushqim-duhan”.

Në këtë tremujor, veç importeve të këtyre produkteve (kryesisht fruta dhe perime), në treg shfaqen në mënyrë të konsiderueshme edhe prodhimet vendase, fakt që çon në uljen e çmimeve të këtyre produkteve.

Tremujori i parë dhe ai i katërt, karakterizohen nga rritjet e këtij treguesi. Sidoqoftë, tremujori me rritje më të theksuara, evidentohet i pari i çdo viti.

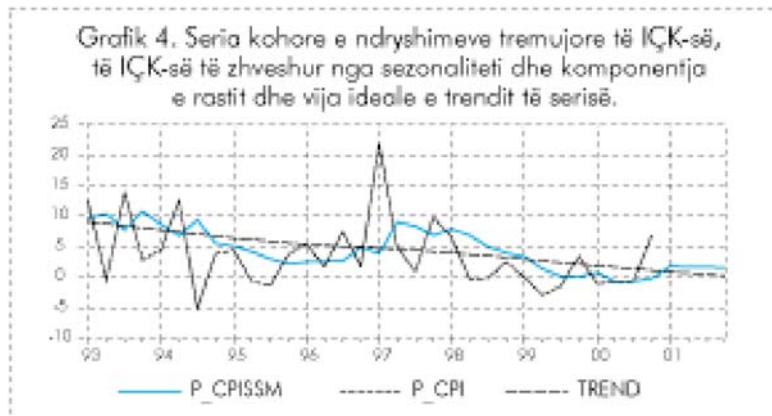


Siç vihet re në grafik, luhatjet e shkaktuara nga efektet sezonale shfaqen në vitet e zhvillimit normal të ekonomisë ('95-'96 dhe pas gjysmës së dytë të vitit '97).

Në ekuacionin (2), që krijoi serinë e të dhënave të inflacionit të rregulluar nga ndikimet sezonale ( $c_{cpisa}$ ), do të synohet që të pastrohen në maksimum të dhënat nga luhatjet e rastësishme.

Kjo arrihet me anë të metodës së mesatareve rrëshqitëse apo të sheshimit eksponencial.

Konkretisht mbi serinë  $p_{cpisa}$ , është zbatuar metoda e sheshimit apo parashikimit eksponencial, për të fituar përfaqshjen më të madhe me trendin e serisë. Theksojmë se metoda ofron eliminimin maksimal të mundshëm të përbërëses së çrregullt, por jo zhdukjen e plotë të ndikimeve të saj. Nëse ky eliminim do të arrihej plotësisht, atëherë do të kishim të bënim me një vijë ideale të trendit (Trend).



Sidoqoftë, megjithëse ideale, kjo vijë nuk është reale. Për pasojë, është e papërshtatshme për parashikime, sepse gjithmonë një seri kohore do t'i nënshtrohet ndikimeve të rastit, sado të parëndësishme që të jenë ato. Kjo, për faktin që të dhënat e serisë kohore, nuk janë krejtësisht të përcaktuara apo të varura vetëm nga variabli kohë.

Seria e të dhënave  $p\_cpissm$  është tashmë e pastruar maksimalisht nga ndikimet e rastit. Përfundimisht, në ekuacion do të mbetet vetëm përbërësja e trendit.

$$p\_cpi \text{ apo } p\_cpissm(t) = T \quad (3)$$



Paraqitjet grafike më sipër tregojnë në mënyrë vizuale se si është transformuar seria kohore e inflacionit ( $p\_cpi$ ), deri në rregullimin (pastrimin) më të mirë të mundshëm të saj nga përbërësit sezonalë dhe të rastit.

### 3. NJË SKENAR PËR PARASHIKIMIN E INFLACIONIT

Le të procedojmë në gjetjen e ekuacionit të trendit, pra me mënyrën se si variabli i varur  $p\_cpissm$ , shpjegohet nga variabli i pavarur kohë. Për këtë, është e nevojshme të shtjellohen disa nga format e mundshme të varësisë së inflacionit të rregulluar nga koha, forma të cilat i sugjeron deri-diku edhe paraqitja grafike apo shtrirja në kohë e serisë  $p\_cpissm$ .

Format e sugjeruara kërkojnë ndërtimin e tre modeleve, që shprehin varësinë e inflacionit të rregulluar nga koha në format: lineare, kuadratike dhe kubike.

Tabelë 2. Varësia lineare<sup>3</sup>.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.140330	0.859140	10.63893	0.0000
TIME	-0.263097	0.044092	-5.966956	0.0000
R-squared	0.534566	Mean dependent var		4.667684
Adjusted R-squared	0.519552	S.D. dependent var		3.479530
S.E. of regression	2.411813	Akaike info criterion		4.657326
Sum squared resid	180.3220	Schwarz criterion		4.748023
Log likelihood	-74.84588	F-statistic		35.60456
		Prob(F-statistic)		0.000001

Tabelë 3. Varësia kuadratike.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.982488	1.361547	6.597268	0.0000
TIME	-0.236038	0.184632	-1.278426	0.2109
TIME*TIME	-0.000796	0.005268	-0.151070	0.8809
R-squared	0.534920	Mean dependent var		4.667684
Adjusted R-squared	0.503915	S.D. dependent var		3.479530
S.E. of regression	2.450748	Akaike info criterion		4.717172
Sum squared resid	180.1850	Schwarz criterion		4.853218
Log likelihood	-74.83333	F-statistic		17.25253
		Prob(F-statistic)		0.000010

Tabelë 4. Varësia kubike.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.34452	1.741041	7.090310	0.0000
TIME	-1.341020	0.436872	-3.069593	0.0046
TIME*TIME	0.079253	0.029621	2.675581	0.0121
TIME*TIME*TIME	-0.001570	0.000573	-2.738279	0.0104
R-squared	0.630466	Mean dependent var		4.667684
Adjusted R-squared	0.592238	S.D. dependent var		3.479530
S.E. of regression	2.221896	Akaike info criterion		4.547811
Sum squared resid	143.1678	Schwarz criterion		4.729206
Log likelihood	-71.03889	F-statistic		16.49241
		Prob(F-statistic)		0.000002

Paraqitja grafike dhe analiza krahasuese e rezultateve të të tre regreseve më sipër dëshmojnë se, varësia më shpjeguese është ajo kubike. Koeficientët e regresit janë të kuptimtë. Këtë e tregojnë vlerat e statistikës së Studentit – t dhe probabilitetet përkatëse të tyre. Nga ana tjetër, këtë lloj modeli e mbështet koeficienti i përcaktueshmërisë, që në rastin e varësisë kubike merr një vlerë mbi mesataren e fuqisë shpjeguese dhe krahasuar me varësitë e tjera gjendet, në mënyrë të konsideruar, më lart se ato. Vlera e koeficientit të korigjuar të përcaktueshmërisë (Adjusted R-squared) në rastin e varësisë kubike përmirësohet dukshëm, me rreth 10 pikë përqindjeje shpjegueshmëri më të mirë, të inflacionit të rregulluar nga variabli kohë.

Nëse do t'i referohemi edhe kritereve të tjera të testimit që ofron programi për zgjedhjen e modelit më të përshtatshëm, atëherë dy kriteret bazë "Akaike info criterion" dhe "Schwarz criterion", duke marrë vlerat minimale në modelin kubik përkatësisht (4.41 dhe 4.72), konfirmojnë edhe një herë, se modeli i alternuar (kubik) është ai më i përshtatshmi.

Në këtë mënyrë ekuacioni i trendit do të jetë:

$$p\_cpissm(t) = 12.34 - 1.34*t + 0.08*t^2 - 0.0015*t^3 (*)$$

Në këtë model nëse i japim vlera të caktuara variablit kohë (t), atëherë rezultati do të tregonte vlerën e rregulluar të inflacionit (në mungesë të sezonalitetit dhe të rastësisë). Duke qenë se kërkohet një vlerë sa më reale e serisë do të duhej që në mënyrë të domosdoshme të merret në konsideratë ndikimi stinor, i cili rrit ose ul vlerën e rregulluar të serisë.

Në mënyrë të natyrshme një model i tillë mund të përdorej për të parashikuar ndryshimin tremujor të inflacionit, në varësi të faktorit kohë (modeli me \*) dhe të atij sezonal. Kështu, do të kishim një rezultat që merr për bazë trendin (rregullsinë që fenomeni ka manifestuar përgjatë periudhës në studim) si edhe efektin stinor, nëse ai është i pranishëm.



Le ta ilustruonë gjithçka u përshkrua më sipër me një parashikim vlerësues për ndryshimin e inflacionit, për tremujorin e dytë të vitit 2001.

Në këtë rast, vlera e variablit kohë do të jetë  $t = 34$ , pra nga fillimi i periudhës për të cilën disponohen të dhëna e deri në fund të saj (tremujori i parë i vitit 2001) kemi 33, kështu që në tremujorin e dytë të vitit 2001 që po përpiqemi të parashikojmë, vlera e variablit kohë do të jetë  $t+1$ , pra 34.

$$p_{cpissm}(34) = 12.34 - 1.34*(34) + 0.08*(34)^2 - 0.0015*(34)^3$$

$$p_{cpissm}(34) = 0.31$$

Vlera e gjetur e trendit, pa efektin stinor, rezulton 0.31 për qind. Ndërsa, duke patur parasysh ndikimin sezonal të tremujorit të dytë (-1.08), ndryshimi tremujor për periudhën (prill-qershor 2001) do të rezultojë -0.77 për qind,  $[0.31 + (-1.08)]$ .

Vlera është mëse e pranueshme nëse i referohemi rezultateve statistikore të vlerësimeve të kryera paraprakisht, vlerësime të cilat kanë marrë parasysh vlerat reale të serisë së inflacionit për periudhën që përfshin tremujorin e parë të vitit 1993 e në vazhdim. Gjithashtu, edhe nëse vrojtohen periudhat e njëjta edhe për vitet paraardhëse, vite në të cilat vendi ka kaluar situata pothuajse normale, mund të kishim disa shifra të përafërta me vlerësimin (-0.77).

Për shembull:

- në tremujorin e dytë të vitit 1995 vlera e shpallur e inflacionit ishte rreth -0.65 për qind;
- në tremujorin e dytë të vitit 2000 vlera e shpallur e inflacionit ishte rreth -0.72 për qind.

Në tremujorin e dytë të vitit 2001, vlera e pritur e inflacionit do të duhej të ishte rreth shifrës - 0.72 për qind ndërkohë që, vlera e shpallur nga INSTAT kapi shifrën 0.38 për qind. Si do të shpjegohet kjo shmangie? Në fakt a do të quhet shmangie

derisa vlerësimi pa sezonalitetin është afërsisht i barabartë me 0.31 për qind, ndërkohë që shifra e shpallur e inflacionit për këtë tremujor ka rezultuar afro 0.38 për qind? Në fund të fundit në këtë diagnostikim të kryer, a kemi të drejtë të gjykojmë se efektet sezonale kanë qenë pothuajse të papërfillshme dhe përse?

Shmangia mund të jetë shkaktuar nga ekzistenca e një vargu problemesh:

së *pari*, modeli merr parasysh vetëm varësinë e inflacionit nga variabli kohë;

së *dyti*, efektet sezonale mund të kenë qenë shumë të zbutura, pra të mos kenë ndikuar në mënyrë të konsiderueshme në rënien e çmimeve për tremujorin e dytë të vitit 2001. Zakonisht në këtë periudhë ka një ulje të ndjeshme të çmimeve në produktet fruta-perime, për shkak të efektit sezonal. Situata e ashpërsuar në rajon, konflikti në Maqedoni, shkaktoi një rënie të ndjeshme të importeve të produkteve ushqimore (fruta, perime dhe drithëra) përbërës të rëndësishëm të shportës, që njëkohësisht ndejnë edhe ndryshime sezonale. Rënia e importeve të këtyre produkteve nga Maqedonia, që konsiderohet si një nga eksportuesit kryesorë të këtyre mallrave, vlerësohet të ketë shkaktuar deri-diku, një rënie të konsiderueshme të ofertës në treg, fakt që ka implikuar rritjen e çmimeve për këto produkte, të kërkuara nga konsumatorët. Kështu, indeksi i grupmallit fruta-perime, pësoi një rritje vjetore prej 18.6 për qind, veçanërisht frutat shënuan një rritje vjetore prej 6.7 për qind dhe perimet prej 35 për qind. Kështu, zëri ushqim-pije-duhan për tremujorin e dytë 2001 shënoi një rritje krahasuar me të njëjtën periudhë të një viti më parë, prej afro 5.1 për qind (INSTAT);

së *treti*, megjithëse metoda e përdorur ka mënjeluar maksimalisht ndërhyrjen e rastësisë në model, kjo nuk do të thotë që ky mënjanim ka qenë i plotë. Komponenti i rastit është gjithmonë i pranishëm në seritë kohore dhe pa dyshim që do të përçojë devijime, qoftë edhe të vogla, nga të dhënat reale.

Duhet theksuar se, nuk është vetëm variabli kohë (tendencat e shkuara) dhe efekti sezonal, që ndihmojnë në procesin e një parashikimi, relativisht të saktë, të inflacionit në të ardhmen. Faktori kohë jep vetëm një prirje të tij. Është tashmë e njohur dhe e provuar se edhe ngjarjet politike, ndikojnë në nivelet e inflacionit, sidomos në kahun rritës. Në shumë vende të botës, kryesisht të zhvilluara, nuk përjashtohet mundësia e një ndikimi të tillë.

#### 4. NDIKIMI I NGJARJEVE POLITIKE NË INFLACION

Gjatë dhjetëvjeçarit të fundit vendi ynë është ballafaquar me situata të veçanta, që lidhen në mënyrë të pashmangshme me ngjarjet politike. Ndër këto ngjarje mund të përmendim fushatat e ndryshme elektorale (zgjedhjet parlamentare, lokale apo referendumet e ndryshme) dhe shumë evenimente të tjera politike. Mendimi i specialistëve është se, pavarësisht intensitetit me të cilin janë zhvilluar, ato nuk kanë ndikuar në mënyrë të dukshme në tregues të rëndësishëm ekonomikë, kryesisht në inflacion.

Duke përjashtuar gjysmën e parë të vitit 1997, periudhë në të cilën ekonomia u përball me fenomenin e rënies së veprimtarisë së firmave piramidale, në shumicën e rasteve të tjera, sistemi imunitar ndaj zhvillimeve politike, duket se ka funksionuar dhe ndikimet e tyre mund të konsiderohen të çastit dhe të parëndësishme në veçanti për inflacionin. Ecuria e inflacionit e dëshmon këtë fakt.

Më poshtë, do të paraqesim një përpjekje tonën, që shpjegon se ndryshimet në inflacion para dhe pas ngjarjeve politike, nuk kanë qenë statistikisht të rëndësishme. Në këtë mënyrë, metodat analitike të përdorura verifikojnë hipotezat e ngritura më lart nga specialistët.

Për të kryer një analizë sa më të bazuar, gjykojmë se seria kohore e inflacionit, e marrë në studim, duhet të ketë frekuencë mujore (ndryshimet nga njëri muaj në tjetrin). Kjo zgjedhje

bazohet në faktin se, në përgjithësi, interesohemi nëse dallojmë ndryshime të rëndësishme të inflacionit dy muaj para dhe pas ngjarjes politike, pra, në total, marrim parasysh pesë muaj, ku është përfshirë edhe muaji në të cilin ka patur ngjarje politike apo në të cilin ngjarja ka arritur kulmin. Për serinë mujore të inflacionit duhet të ndiqen po ato etapa të shpjeguara tashmë më parë, për gjetjen e ekuacionit të tendencës.

Më pas, në këtë model do të ndërhyjnë në mënyrë të njëpasnjëshme periudhat kohore që nënkuptojnë brenda vetes ngjarjet politike. Për të modeluar këto ndërhyrje vijnë në ndihmë variablat cilësorë apo indikatorë (dummy). Modelimi dhe njësimi i këtyre ndikimeve në inflacion, arrihet me marrëveshjen se kur:

variabli dummy = 1, vlerat e serisë i përkasin periudhës së ngjarjes politike;

variabli dummy = 0, vlerat e serisë nuk i përkasin periudhës së ngjarjes politike, por pjesës tjetër të periudhës.

Paraqitja e të dhënave mujore të inflacionit, tregon se në këtë seri janë të pranishme si përbërësja e trendit ashtu edhe ajo sezonale, pa përjashtuar përbërësen e çrregullt (të rastit).





Paraqitja më sipër përforcon më tepër idenë se në serinë mujore të inflacionit, varësia ndërmjet inflacionit dhe kohës është e rendit të tretë. Kjo do të thotë që, ekuacioni i trendit është i formës kubike.

Tabelë 4. Varësia kubike.

Dependent Variable: CPI_MUSM				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1992:01 2001:05				
Included observations: 113 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.71643	0.411305	26.05472	0.0000
TIME	-0.514910	0.031108	-16.55220	0.0000
TIME*TIME	0.008143	0.000633	12.87324	0.0000
TIME*TIME*TIME	-4.06E-05	3.65E-06	-11.11469	0.0000
R-squared	0.854112	Mean dependent var		1.600844
Adjusted R-squared	0.850097	S.D. dependent var		2.730014
S.E. of regression	1.056987	Akaike info criterion		2.983479
Sum squared resid	121.7772	Schwarz criterion		3.080024
Log likelihood	-164.5666	F-statistic		212.7169
Prob(F-statistic)	0.000000			

Këto rezultate tregojnë se regresi që shpjegon lidhjen e inflacionit me kohën në formën kubike, është në tërësi statistikisht i rëndësishëm. Koeficientët e regresit janë plotësisht të rëndësishëm dhe madje në nivele të larta besueshmërie. Po kështu, edhe koeficienti i përcaktueshmërisë është i lartë dhe i rëndësishëm statistikisht. Ekuacioni i trendit (pa sezonalitetin) do të jetë:

$$\text{cpi\_musm} = 10.72 - 0.52 * \text{time} + 0.008 \text{time}^2 - 4.06\text{E-}05 \text{time}.$$

Në këtë ekuacion, mund të ndërhyjnë tashmë variablat cilësorë në mënyrë të njëpasnjëshme, sipas periudhave kohore që ata përfaqësojnë, nga janari i vitit 1992 deri në dhjetor të vitit 2000.

Tabelë 5. Varësia kubike dhe variablat cilësorë (dummy).

Dependent Variable: CPI_MUSM				
Method: Least Squares				
Sample: 1992:01 2001:05				
Included observations: 113				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.721167	0.627728	15.48626	0.0000
TIME	-0.461565	0.041930	-11.00798	0.0000
TIME*TIME	0.007172	0.000776	9.245203	0.0000
TIME*TIME*TIME	-3.51E-05	4.22E-06	-8.330145	0.0000
DUMMY92	1.279724	0.531025	2.409913	0.0177
DUMMY94	-0.590168	0.406905	-1.450382	0.1500
DUMMY96	0.585665	0.307602	1.903967	0.0597
DUMMY97	2.434477	0.406164	5.993829	0.0000
DUMMY98	-0.664394	0.414841	-1.601563	0.1123
DUMMY99	-1.372991	0.413034	-3.324158	0.0012
DUMMY00	0.037030	0.435231	0.085080	0.9324
R-squared	0.916038	Mean dependent var		1.600844
Adjusted R-squared	0.907806	S.D. dependent var		2.730014
S.E. of regression	0.828925	Akaike info criterion		2.554902
Sum squared resid	70.08597	Schwarz criterion		2.820400
Log likelihood	-133.3520	F-statistic		111.2834
Durbin-Watson stat	0.555027	Prob(F-statistic)		0.000000

Rezultatet tregojnë se, në përgjithësi, ngjarjet politike veçanërisht situatat para dhe paszgjedhore si edhe referendumet, nuk ndikojnë në mënyrë të rëndësishme tek ndryshimet në inflacion. Koeficientët rezultojnë statistikisht të parëndësishëm (vlerat e statistikës-t të shpërndarjes së studentit nuk verifikojnë rëndësinë statistikore të koeficientëve të regresit).

E kundërta ndodh me situatat e tensionuara në të cilat ka kaluar vendi në përgjithësi dhe ekonomia shqiptare në veçanti. Konkretisht, bëhet fjalë për krizën e vitit 1997 si edhe atë të Kosovës në pranverën e vitit 1999. Konstatohet dhe verifikohet statistikisht se këto dy situata tepër të vështira, ndikuan në mënyrë të rëndësishme tek ndryshimet në inflacion. Situata e vitit 1997, shënoi rritje të konsiderueshme në inflacionin mujor. Ndërsa ajo

e krizës së Kosovës në tërësi shënoi rënie të tij, ndoshta edhe për shkak të ardhjes së flukseve të mëdha të ndihmave, që deri diku shkaktuan edhe rënie çmimesh të produkteve kryesore të shportës.

## 5. NDIKIMI I KURSIT TË KËMBIMIT NË INFLACION

Një nga faktorët e rëndësishëm, që vlerësohet të ndikojë në vlerat e ardhme të serisë së inflacionit, pra në inflacionin e pritshëm, është edhe kursi i këmbimit.

Për sa kohë që ai është një tregues, ndaj ndryshimeve të të cilit ndjeshmëria e përgjithshme e publikut, e biznesit, e bankave është e madhe, mendojmë se trajtimi i tij duhet bërë me kujdes. Vetë fakti që, pjesa më e madhe këmbimeve tregtare përbëhet nga importet, të cilat vlerësohen të jenë më shumë se sa trefishi i eksporteve, tregon se, në përgjithësi, ekonomia së pari, është e lidhur ndjeshëm me kursin e këmbimit. Së dyti, ndryshimet në kurset e këmbimit ndikojnë tek çmimet e mallrave të konsumit, fakt që reflektohet në mënyrë logjike edhe në ndryshimet në nivelet e inflacionit.



Shihet qartë edhe në grafikun 9, se ndryshimet në kursin e dollarit përçohen me rreth 1 muaj vonesë tek treguesi i inflacionit.

Treguesit e kursit dhe të inflacionit janë të shprehur në ndryshime mujore, në përqindje në trajtë zinxhir.

Mbiçmimi i lidhjes së inflacionit me kursin e këmbimit të dollarit do të jepet në bazë të kësaj logjike. Si variabla shpjegues për ndryshimet në inflacion do të jenë:

- inflacioni i një periudhe më parë;
- kursi i këmbimit të dollarit të një periudhe më parë (lekë/dollarë amerikanë).

Gjatë procesit të diagnostikimit të një grupi modelesh (ndërhyrja e disa variablave të mundshëm dhe me hapa vonese të ndryshme (*lag*)) u konstatua se dy nga variablat më të përshatshëm janë variablat e lartpërmendur.

Ekonomikisht dhe teorikisht, ky fakt qëndron. Inflacioni aktual është shumë i lidhur me atë të një periudhe më parë dhe me kursin e këmbimit me po këtë vonesë. Pra, e rëndësishme është të kuptohet që efektet e ndryshimit në kursin e këmbimit reflektohen tek inflacioni, një periudhë më vonë.

Tabelë 6. Varësia e inflacionit nga kursi i këmbimit.

Dependent Variable: CPI_MUSM				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1993:04 2001:05				
Included observations: 98 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.023012	0.059212	0.388644	0.6984
CPI_MUSM(-1)	0.858569	0.041515	20.68097	0.0000
C_USD(-1)	0.060984	0.013997	4.356909	0.0000
R-squared	0.820023	Mean dependent var		0.654973
Adjusted R-squared	0.816234	S.D. dependent var		1.172826
S.E. of regression	0.502766	Akaike info criterion		1.492750
Sum squared resid	24.01350	Schwarz criterion		1.571882
Log likelihood	-70.14476	F-statistic		216.4228
Durbin-Watson stat	1.933047	Prob(F-statistic)		0.000000

Siç vërehet, të dy variablat shpjegues janë statistikisht të rëndësishëm dhe për më tepër mbështesin teorinë ekonomike. Ndryshimet në inflacionin e periudhës përkatëse, ndjekin të njëjtën tendencë si edhe ndryshimet në kursin e këmbimit të



dollarit amerikan të një periudhe më parë. Po kështu ndodh edhe me inflacionin e një periudhe më parë. Nga modeli rezulton se ai është po aq vendimtar sa edhe kursi i këmbimit të dollarit tek inflacioni aktual. Vonesa prej një muaji justifikohet me faktin se janë zhvillimet paraprake në variablat shpjegues, të cilat parapërgatitin terrenin e ecurisë së inflacionit në ardhmen e afërt.

Kurset e këmbimit të monedhave të tjera (nënfishave të euros), nuk janë shpjeguese të rëndësishme statistikisht, të ecurisë së inflacionit në mënyrë direkte, por në përpjekje të mëtejshme do të na duhet të provojmë lidhjen e tij me variabla indirektë si për shembull, me REER.

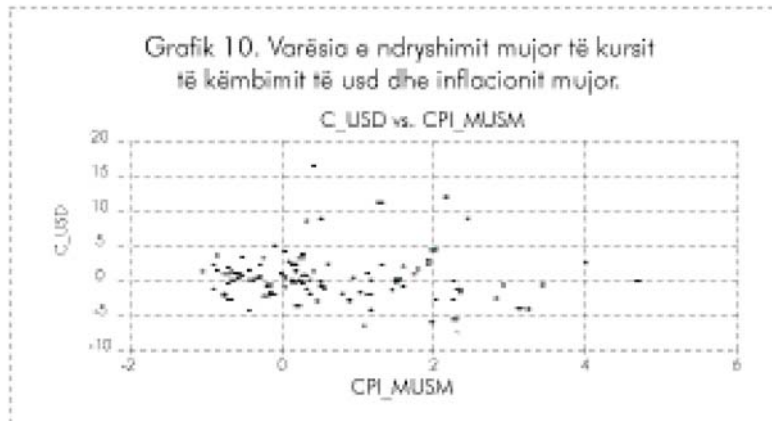
Modeli më sipër përjashton edhe kursin aktual të këmbimit të dollarit. Ai del i pakorreluar me inflacionin e të njëjtës periudhë (aktuale). Atij i duhet rreth një muaj që të shfaqë efekte inflacioniste në ekonomi.

Rëndësia e përgjithshme e modelit (pra që të dy variablat janë të rëndësishëm njëkohësisht) dëshmohet me vlerat e larta të koeficientit të rregulluar të përcaktueshmërisë. Ai tregon se rreth 82 për qind e variancës së inflacionit shpjegohet nga prania në model e dy variablave me vonesë negative një.

Nga ana tjetër, në këtë model mungon multikolineariteti, pra lidhja ndërmjet dy variablave shpjegues. Rezultatet analitike dhe grafike e mbështesin mungesën e plotë të kolinearitetit të variablave shpjegues. Kjo do të thotë që vlera e koeficientit të përcaktueshmërisë, afër 82 përqindëshit, është reale dhe i dedikohet vetëm variablave shpjegues.

Tabelë 7. Matrica e korrelacionit.

Korrelacioni	CPI_MUSM(-1)	C_USD(-1)
CPI_MUSM(-1)	1.000000	-0.101578
C_USD(-1)	-0.101578	1.000000



## 6. PERIUDHAT E MBIÇMIMIT DHE NËNÇMIMIT TË MONEDHËS VENDASE DHE NDIKIMI I TYRE NË INFLACION

Natyrshtëm lind pyetja: A është njësoj përcaktues kursi i këmbimit të dollarit amerikan (lekë/usd) si në periudhat e mbiçmimit ashtu edhe në ato të nënçmimit të monedhës vendase (lekut).

Tabelë 8. Periudha e mbiçmimit.

Dependent Variable: CPI_MUSM				
Method: Least Squares				
Sample: 1996:02 1996:10 1997:09 1999:03				
Included observations: 28				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010998	0.083064	-0.0132399	0.8957
CPI_MUSM(-1)	0.933176	0.071594	13.03436	0.0000
C_USD(-1)	0.024831	0.017993	1.380016	0.1798
R-squared	0.873412	Mean dependent var		0.829776
Adjusted R-squared	0.863285	S.D. dependent var		0.782471
S.E. of regression	0.289319	Akaike info criterion		0.458382
Sum squared resid	2.092635	Schwarz criterion		0.601118
Log likelihood	-3.417352	F-statistic		86.24546
Durbin-Watson stat	1.396050	Prob(F-statistic)		0.000000

Për t'i dhënë përgjigje kësaj pyetjeje, së pari duhet të vrojtohen periudhat më të rëndësishme që i përkasin mbiçmimit dhe nënçmimit të lekut dhe së dyti, duke marrë si të mirëqenë lidhjen tashmë të përcaktuar në modelin e këtij seksioni, rezultatet e

të cilit janë paraqitur në tabelën 6, do të realizohet modelimi vetëm duke modifikuar periudhat, që evidentojnë në mënyrë më të dukshme fenomenet e mbiçmimit dhe të nënçmimit të monedhës vendase.

Si periudha në të cilat mund të evidentohet tendenca e mbiçmimit e monedhës vendase, duke vrojtuar të dhënat mujore janë gjykuar: 1996:02 deri 1996:10 dhe 1997:09 deri 1999:03. Ndërsa, si periudha në të cilat mund të evidentohet tendenca e nënçmimit të monedhës vendase, janë gjykuar: 1995:01 deri 1996:02; 1996:10 deri 1997:07 dhe 1999:03 deri 2000:12.

Rezultatet e regresit të kryer për të dy fenomenet në veçanti, dëshmojnë për faktin e pritsëm teorikisht dhe praktikisht: fenomeni i mbiçmimit tregon se lidhja midis inflacionit dhe kursit të këmbimit është statistikisht e parëndësishme, ndërkohë që, në periudhat e nënçmimit ndodh e kundërta, kjo lidhje është plotësisht e rëndësishme, për nivele të larta besueshmërie, fakt që tregon se faktori spekulativ është i fuqishëm.

Tabelë 9. Periudha e nënçmimit.

Dependent Variable: CPI_MUSM				
Method: Least Squares				
Sample: 1995:01 1996:02 1996:10 1997:07 1999:03 2000:12				
Included observations: 46				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.071310	0.071487	-0.997528	0.3241
CPI_MUSM(-1)	0.785848	0.072664	10.81477	0.0000
C_USD(-1)	0.090192	0.017479	5.159986	0.0000
R-squared	0.828191	Mean dependent var		0.127665
Adjusted R-squared	0.820200	S.D. dependent var		1.081515
S.E. of regression	0.458593	Akaike info criterion		1.341688
Sum squared resid	9.043240	Schwarz criterion		1.460947
Log likelihood	-27.85882	F-statistic		103.6388
Durbin-Watson stat	2.405156	Prob(F-statistic)		0.000000

## 7. DISA KONKLUSIONE DHE PROBLEME

1. Studimi i sjelljes së inflacionit në kohë dëshmon se rruga për të arritur në parashikimin e tij nuk është e lehtë. Një nga problemet që vlen të merret parasysh në ndërtimin e modeleve shpjeguese dhe parashikuese, është jetëgjatësia e serive.

Megjithëse, në fillim të këtij artikulli është dhënë një vlerësim relativisht pozitiv në drejtim të madhësisë së serive kohore shqiptare, do të vlerësohej se në përgjithësi seritë e treguesve makroekonomikë, mund të konsiderohen seri të një moshe “të re”. Në këtë aspekt, edhe seria e inflacionit që përbën objektin e këtij studimi, e vuan këtë problem. Për më tepër, është një seri që përmes traumave që ka kaluar ekonomia shqiptare ka pësuar tronditjet më të mëdha. Ky fakt e ka kthyer atë në një seri me ndërprerje. Kjo është njëra nga arsyet që studimi i ecurisë së inflacionit, që normalisht do të vihet në shërbim të gjetjes së modeleve parashikuese për të, të kryhet mbi serinë e gjeneruar nga ndryshimet mujore apo tremujore të IÇK-së. Kjo gjetje bën që seritë kohore të inflacionit dhe të variablave që do ta shpjegojnë atë (kursi i këmbimit të dollarit amerikan), të kthehen në seri stacionare apo të qëndrueshme, pra të përshtatshme për analiza dhe parashikime.

Skenari i propozuar që studion ecurinë e inflacionit në kohë, jo vetëm që pasqyron trendin e tij, por nga ana tjetër mund të përdoret për parashikime. Megjithë forcën e mirë shpjeguese të tij, ky skenar paraqet disa probleme që lidhen me faktin se:

- modeli (skenari), pasqyron vetëm varësinë e inflacionit nga variabli kohë: kjo do të thotë që ai nuk merr parasysh treguesit e tjerë makroekonomikë dhe socialë, të cilët kanë ndikim të padiskutueshëm mbi inflacionin. Megjithatë, qëllimi i ndërtimit të një skenari të tillë, i shërben më shumë gjetjes së trendit kryesor për inflacionin dhe si i tillë, ai përmbush më së miri cilësitë e një modeli “të mirë”;
- problemi tjetër, i cili në njëfarë mënyre varet nga ai paraardhës, lidhet me faktin se sa gjatë mund të parashikojë ky model, pra sa larg sheh ai në kohë. Teorikisht, me anë të tij mund të parashikohet mjaft larg, aq larg sa edhe lejon vargu i numrave natyrorë, pra në pafundësi. Praktikisht, kjo mënyrë parashikimi del jashtë realitetit sa më shumë i largohemi vlerave të faktuara (publikuara). Kjo është arsyeja që ky model ndihmon më shumë për parashikime afatshkurtra dhe, për mëtej, me disa rezerva, edhe afatmesme.

2. Gjatë dekadës së fundit, vendi dhe ekonomia janë ndeshur me ngjarje politike që kanë lënë gjurmë edhe në treguesin e inflacionit. Por cilat prej tyre më veçanërisht “e kanë goditur”, në mënyrë më të konsiderueshme atë?

Prezantimi i rezultateve të modelit që studion këtë fenomen tregon se janë situatat tepër të tensionuara në të cilat ka kaluar vendi dhe ekonomia shqiptare në veçanti, që kanë shkaktuar tronditje (ndryshime) statistikisht të rëndësishme tek inflacioni. Konkretisht, bëhet fjalë për krizën e vitit 1997 si edhe atë të Kosovës në pranverën e vitit 1999, ndërsa situatat e tjera si periudha elektorale apo referendume nuk kanë shkaktuar ndikime të tilla. Rëndësia e kësaj gjetjeje qëndron në faktin se në modelimet e ardhshme është e arsyeshme që këto periudha të përjashtohen (kryesisht pranvera e vitit 1997), sepse përfaqësojnë periudha *shock*, si të tilla deformojnë parashikimet dhe analizat.

3. Inflacioni është një tregues mjaft i lidhur me kursin e këmbimit në tërësi dhe në veçanti me kursin e këmbimit të dollarit amerikan. Verifikohet se fuqia shpjeguese e kursit të këmbimit të monedhës amerikane është shumë herë më e lartë se sa ajo e monedhave evropiane, nënfisha të euros.

Një nga problemet e ndeshura në ndërtimin e modelit ka qenë zgjedhja e hapit të vonesës (*Lag*). Modeli ka dhënë rezultate të besueshme për  $lag = (-1)$ , por praktika e ndërtimit të modeleve të tilla në përgjithësi, njeh *Lag* më të madh. Në rastin e realitetit shqiptar ndjeshmëria ndaj ndryshimeve të kursit të këmbimit të dollarit amerikan është shumë më e shpejtë tek inflacioni, ajo shfaqet një muaj më vonë.

4. Fenomeni i mbiçmimit të monedhës vendase tregon se lidhja midis inflacionit dhe kursit të këmbimit është statistikisht e parëndësishme, ndërkohë që, në periudhat e nënçmimit të saj ndodh e kundërta, kjo lidhje është plotësisht e rëndësishme, për nivele të larta besueshmërie. Në fakt rastet e periudhave të mbiçmimeve të forta të monedhës vendase duhet të gjenerojnë ulje të inflacionit dhe kjo lidhje normalisht duhet të rezultonte

e rëndësishme, gjë që të dhënat tona nuk e verifikojnë. Ky fakt konfirmon natyrën e tregut tonë, i cili nuk është një rregullator i çmimeve në kahun zbritës, pra ku elementi spekulativ është mjaft i fuqishëm.

5. Rregullimi sezonal dhe sheshimi i serive, tashmë përbën një kërkesë mjaft të rëndësishme dhe që, normalisht, duhet zbatuar në studime të këtyre llojeve. Kjo kërkesë, për arsyt e shpjeguara përgjatë materialit, është zbatuar në të gjithë variablat (endogjenë dhe ekzogjenë), të këtij materiali. Për më tepër, që vetë standardet e statistikave evropiane, janë tepër kërkuese në zbatimin e një rregullimi sezonal të serive kohore, sepse si të tilla ato janë të krahasueshme në kohë dhe në hapësirë.

Problemet e trajtuara më sipër, tregojnë se studimi i inflacionit, sjelljes së tij dhe përcaktuesve kryesorë, është një rrugë e gjatë, përmes së cilës synohet drejt modeleve me fuqi shpjeguese dhe parashikuese të lartë. Studimi i prezantuar më lart përbën një përpjekje për të sqaruar vetëm disa momente të rëndësishme të sjelljes së tij dhe shpjegimin e tyre në mënyrë empirike. Ndërkohë që ai do të pasohet me prezantimin e modeleve që me modesti do të quheshin të tilla dhe që do të ndihmojnë bankën qendrore për parashikimin e tij, fillimisht për periudha afatshkurtra.

## ANEKSI 1

Shpjegues i tabelave të rezultateve të regresit të dala nga programi Eviews 4.0.

*Sample* = madhësia e zgjedhjes në shtrirje kohore.

*Variable* = Variablat e varur.

*Coefficient* = Koeficientët e regresit.

*Std. Error* = Gabimet standarde.

*t-Statistic* = Statistika e Studentit (vlera e testit).

*Prob.* = Probabiliteti i pranimit të hipotezës bazë të rëndësisë së koeficientëve të regresit.

*R-squared* = Koeficienti i përcaktueshmërisë.

*Adjusted R-squared* = Koeficienti i rregulluar i përcaktueshmërisë.

*S.E. of regression* = Devijimi standard i regresit.

*Sum squared resid* = Shuma e katrorëve të mbetjeve.

*Log likelihood* = Përçqasja maksimale.

*Durbin-Watson stat* = Statistika Durbin-Watson (test për autokorelacionin).

*Mean dependent var* = Mesatarja e variablit të varur (endogjen).

*S.D. dependent var* = Devijimi standard i variablit të varur.

*Akaike info criterion* = Kriter statistikor (test) për zgjedhjen e modelit.

*Schwarz criterion* = Kriter statistikor (test) për zgjedhjen e modelit.

*F-statistic* = Kriteri i Fisherit për rëndësinë e përgjithshme të regresit.

*Prob(F-statistic)* = Probabiliteti për kriterin e Fisherit.

## ANEKS 2

Periudhat e shprehura me variabla cilësorë (dummy) në model janë si më poshtë:

*DUMMY92* - përfshin periudhën janar '92 – shtator '92.

*DUMMY94* - përfshin periudhën gusht '94 – dhjetor '94.

*DUMMY96* - përfshin periudhën mars '96 – dhjetor '96.

*DUMMY97* - përfshin periudhën prill '97 – gusht '97.

*DUMMY98* - përfshin periudhën shtator '98 – janar '99.

*DUMMY99* - përfshin periudhën mars '99 – korrik '99.

*DUMMY00* - përfshin periudhën gusht '00 – dhjetor '00.

## SHËNIME

\* Gramoz Kolasi, Zëvendësdrejtor i Departamentit të Kërkimeve.

Evelina Çeliku, specialiste, Departamenti i Kërkimeve.

Genti Hashorva, specialist, Departamenti i Kërkimeve.

<sup>1</sup> Pastrimi i serive kohore nga sezonaliteti dhe nga përbërësja e rastit, arrihet nëpërmjet metodave statistikore, të përfshira në programe speciale si për shembull, EViews, SPSS, SAS etj.. Në këtë material të gjitha përpunimet analitike dhe grafike janë kryer me anë të programit Eviews 4.0.

<sup>2</sup> Nga vrojtimi i buxhetit të familjes, në vitin 2000, grupi “ushqim-pije –duhan”, ka rezultuar të zërë një peshë prej afro 58 për qind të konsumit në buxhetin e familjeve shqiptare.

<sup>3</sup> Në aneksin 1 të këtij artikulli, gjenden përkthimet e termave (treguesve) statistikorë. Tabelat përgjatë gjithë artikullit, meqë përfaqësojnë produkte statistikore të vlerësimeve të regreseve, janë lënë në formën dhe përmbajtjen e prodhuar nga programi Eviews 4.0.



## BIBLIOGRAFIA

- Amir D. Aczel (1989), *Complete Business Statistics*, Yale University Press, Boston, U.S.A.
- Barro R. (1995), "Inflation and economic growth", *Bank of England Quarterly Buletin*, May.
- Bernake B., Laubach T., Mishkin F. and Posen A. (1999), *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Fisher S. (1994), "The role of macroeconomics factors in growth", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, pp 485 – 512.
- Friedman M.(1960), *A Programme for Monetary Stability*, New York: Fordham University Press.
- Green H. William., (1997), *Econometrics Analysis*, Prentice – Hall, New Jersey, U.S.A.
- Green J. (1976), "Inflation targeting: Theory and policy implications", *IMF Staff Papers*, Vol. 43, No. 4, December 1996.
- Kolasi G., (2000), "Regjimet e politikës monetare dhe prirja e Bankës së Shqipërisë", *Buletini Ekonomik*, v.3, nr. 4, dhjetor 2000, Banka e Shqipërisë.
- Kunst R., Luniku R. (1998), "Inflation, its dynamics and its possible causes in Albania", *Institute for Advanced Studies, Vienna, WP*, No. 57.
- Mytkolli H., Hadëri S. "Inflacioni në Shqipëri – Burimet, prirjet aktuale dhe ato të perspektivës", *Ekonomia dhe Biznesi, Buletini Nr.4, Fakulteti Ekonomik*.
- Banka e Shqipërisë, *Raporti Vjetor i Bankës së Shqipërisë, Viti 1992 – 2000*.

