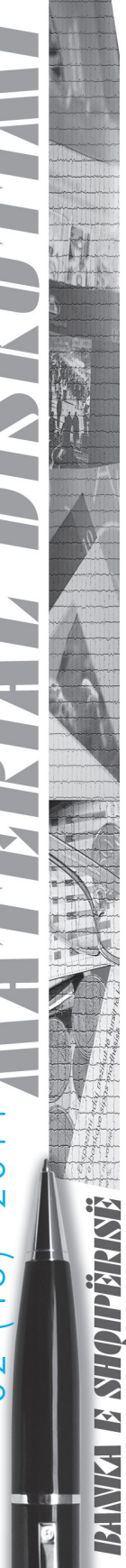


PERSISTENCA E
INFLACIONIT
NË SHQIPËRI

VASILIKA KOTA*

02 (45) 2011

MATERIAL DISKUTIM



BANKA E SHQIPËRSË

* Vasilika Kota: Departamenti i Kërkimeve, Banka e Shqipërisë,
e-mail: vkota@bankofalbania.org

Mendimet e shprehura në këtë studim janë të autorit dhe nuk përfaqësojnë domosdoshmërisht ato të Bankës së Shqipërisë.

PËRMBAJTJA

<i>Abstrakt</i>	5
<i>1. Hyrje</i>	7
<i>2. Zhvillimet e inflacionit, evidenca historike</i>	9
<i>3. Përcaktimi i persistencës së inflacionit</i>	11
<i>4. Matja e persistencës së inflacionit</i>	13
<i>5. Testimi për ndryshime strukturore në persistencën e inflacionit</i>	23
<i>Përfundime</i>	28
<i>Referenca</i>	29
<i>Aneks</i>	31

ABSTRAKT

Qëllimi i këtij materiali studimi është të vlerësojë persistencën e inflacionit në Shqipëri, gjatë periudhës 1993-1998. Ne zbatojmë metodën me mesatare konstante dhe të ndryshueshme, në varësi të kohës për inflacionin bazë dhe atë total, dhe gjithashtu testojmë nëse ka ndryshime strukturore të persistencës. Rezultatet empirike tregojnë se persistenca e inflacionit total ka qenë disi më e lartë gjatë periudhave inflacioniste, ndërsa filloi të ulej pas vitit 1997, kur pritshmëritë për inflacionin duket se u stabilizuan. Rezultatet empirike për inflacionin bazë tregojnë se nuk ka asnjë thyerje strukturore të persistencës, e cila është relativisht më e lartë se persistenca e inflacionit total.

I. HYRJE

Gjatë dekadës së kaluar, persistenca e inflacionit është vënë në dukje dhe hulumtuar gjerësisht. Karakteristikat e inflacionit luajnë rol kryesor në hartimin e politikës monetare dhe kanë pasoja të rëndësishme për sjelljen e agjentëve privatë. Shumë autorë arrijnë në përfundimin se persistenca është një “fakt i njohur”, ku Kurba e Phillips-it, është edhe burimi i kësaj persistence. Kjo është një arsye kyçe për përdorimin e elementeve të persistencës në Kurbën Phillips, si një përafrim i mirë i lëvizjeve të inflacionit.

Megjithatë, asnjë konsensus nuk është arritur ende për mënyrën më të përshtatshme të modelimit të inflacionit. Edhe nëse është vërtetuar persistenca e inflacionit, është e vështirë të matet me saktësi shkalla dhe ndryshimet e tij të vazhdueshme. Megjithatë, të kuptuarit e dinamikave të inflacionit është thelbësore për zbatimin e politikës monetare. Shkalla e persistencës së inflacionit është një element kyç për mekanizmin e transmissimit monetar. Kjo është parësore për suksesin e politikës monetare në mbajtjen e inflacionin brenda objektivit. Gjithashtu, të zbulosh nëse persistenca e inflacionit ka ndryshuar me kalimin e kohës, do të ndikonte shumë në vendimet e politikës monetare.

Shumë evidenca empirike sugjerojnë se inflacioni i pasluftës manifestoi persistencë të lartë në vendet e industrializuara (Fryher dhe Moore 1995, Pivetta dhe Reis 2004 për Shtetet e Bashkuara dhe O’Reilly e Whelan 2004 për euro zonën, etj.) megjithatë, këto përfundime janë shumë të ndjeshme ndaj teknikave statistikore që janë përdorur. Persistenca e vërtetuar e inflacionit mund të rezultojë për shkak të ndryshimeve strukturore të pallogaritura, modifikimeve të objektivave të inflacionit nga bankat qendrore, regjimeve të ndryshme të kurseve të këmbimit, goditjeve ndaj çmimeve etj. (Levin dhe Piger, 2003). Mungesa e konsensusit ekziston gjithashtu në analizën e stabilitetit të persistencës. Autorë si Taylor (2000), Cogley dhe Sargent (2001), si dhe Kim, Nelson dhe Piger (2004) kanë arritur në përfundimin se persistenca e inflacionit në SHBA është ulur gjatë viteve të fundit. Nga ana tjetër, duke përdorur teknika të ndryshme ekonometrike, autorë si Stock (2001) dhe Pivetta e Reis (2004), arrijnë në përfundimin se persistenca e inflacionit në SHBA

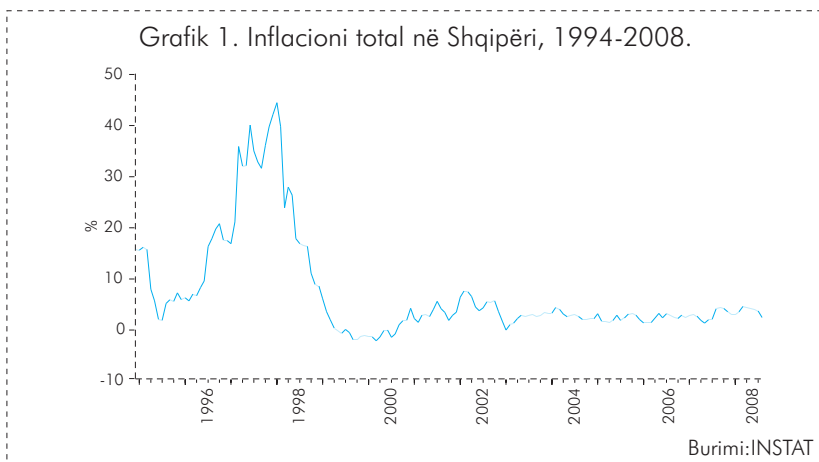
përshkruhet më mirë si e pandryshuar gjatë dekadave të fundit. I njëjti përfundim jepet nga Batini (2002) dhe O'Reilly e Whelan (2004) për zonën euro, si dhe nga Levin e Piger (2003) për vendet e industrializuara.

Qëllimi i këtij materiali diskutimi është të masë për herë të parë persistencën e inflacionit në Shqipëri. Si kundër Banka e Shqipërisë përgatitet të aplikojë regjimin e inflacionit të shënjestruar, në të ardhmen e afërt, ky studim do të jetë i dobishëm në përcaktimin e karakteristikave të inflacionit. Në përgjithësi, literatura sugjeron dy metoda të spikatura për të matur persistencën e inflacionit. Metoda e parë vlerëson persistencën e inflacionit sipas metodave të thjeshta me një variabël (metoda univariable). Metoda e dytë përdor modelet strukturorë ekonometrikë që synojnë të shpjegojnë sjelljen e inflacionit me shumë variabla të tjerë, përveç inflacionit (metoda multivariable). Sipas metodës me një variabël, inflacioni mendohet të ndjekë një proces autoregresiv dhe goditjet maten në përbërësit e zhurmës së bardhë (*White noise*). Metoda me disa variabla supozon një lidhje ekonomike rastësore midis inflacionit dhe përcaktuesve të tij, dhe mat persistencën si kohëzgjatje të goditjeve të inflacionit ndaj përcaktuesve të tij. Ndryshimi bazë midis këtyre dy metodave është që goditjet ndaj inflacionit nuk identifikohen në metodën me një variabël, ndërsa metoda me disa variabla lejon identifikimin e goditjeve ndaj inflacionit. Për rrjedhojë, metoda me shumë variabla siguron një analizë më të thellë të persistencës dhe të shkakut të saj.

Ky material diskutimi mat persistencën e inflacionit në Shqipëri, për inflacionin total dhe atë bazë, sipas metodës me një variabël. Gjithashtu testojmë nëse ka ndonjë thyerje strukturorë gjatë periudhës 1993-2008. Pjesa e mbetur e materialit të diskutimit ka strukturën që vijon: Rubrika II prezanton shkurtimisht zhvillimet e inflacionit në Shqipëri dhe ndryshimet e politikës monetare, para se të vazhdohet me përcaktimin e persistencës së inflacionit të dhënë në Rubrikën III. Rubrika IV jep matjet e ndryshme të persistencës së inflacionit sipas metodës me një variabël dhe rezultatet e marra nga çdo matje. Rubrika V teston ndryshimet strukturorë në persistencën e inflacionit dhe paraqet rezultatet për periudha të ndryshme. Së fundi, Rubrika VI përmban përfundimet.

II. ZHVILLIMET E INFLACIONIT - EVIDENCA HISTORIKE

Grafiku 1 paraqet ndryshimet vjetore në IÇK për Shqipërinë, duke filluar nga viti 1994. Siç sugjeron grafiku, vendi ka kaluar disa faza të ndryshme të sjelljes së inflacionit; periudha e tranzicionit e viteve 1990 karakterizohet nga norma të larta të inflacionit, të cilat nga viti 1995 duket të jenë ngadalësuar. Megjithatë, duke filluar nga viti 1996, ka një periudhë të re rritjeje të çmimeve me një ndikim të fuqishëm pas krizës së 1997. Periudha e pas krizës karakterizohet nga disinflacion i konsiderueshëm dhe, pas vitit 2000, normat e inflacionit duket se janë ekuilibruar rreth objektivit aktual të Bankës së Shqipërisë, 3 %. Në fakt, inflacioni gjatë kësaj periudhe është mesatarisht 2.75 %, me normë luhatshmërie prej 1.72 %.



Politika monetare, gjatë gjithë periudhës, ka qenë e kujdeshme në përpjekjen për të arritur dhe ruajtur stabilitetin e çmimeve. Rënia e komunizmit në Shqipëri, në fillim të viteve '90, u pasua nga një vit kolapsi ekonomik. Masat stabilizuese të marra në 1992 patën si objektiv kryesor uljen e inflacionit vjetor. Kufizimi i rritjes së parasë ishte ankora kryesore nominale e programit të stabilizimit, e mbështetur nga një politikë fiskale e kujdeshme, e cila synonte të eliminonte financimin e deficitit monetar dhe të shtrëngonte politikën e kreditimit. Rreth kësaj periudhe u shfaq gjithashtu sistemi bankar prej dy nivelesh. Për shkak të gjendjes së varfër të

sistemit bankar, gjendjes së borxhit të jashtëm dhe deficitit buxhetor të lartë, politika monetare u bazua në instrumentet e drejtpërdrejtë të kontrollit të parasë. Në fillim të vitit 1996, shumë banka të huaja filluan të vepronin në Shqipëri, duke krijuar kështu një treg për sistemin bankar dhe politikën monetare.

Gjatë vitit 2000, Banka e Shqipërisë prezantoi instrumentet e drejtpërdrejtë të politikës monetare, të cilët përfshinin një rezervë të detyrueshme, mundësinë e renumerimit dhe kufizimet mbi likuiditetin. Në të njëjtën kohë, politika monetare gjithashtu eliminoi kontrollin e drejtpërdrejtë mbi normat e interesit.

Aktualisht, Banka e Shqipërisë po ndjek një regjim të shënjestrimit monetar, ku inflacion ruhet nëpërmjet ndryshimeve në normat e repove. Qëllimi kryesor i saj është të arrijë një normë vjetore të inflacionit prej 3% për qind. Megjithatë, në të ardhmen e afërt, Banka e Shqipërisë po përgatitet të shpallë regjimin e Inflacionit të Shënjestruar.

III. PËRCAKTIMI I PERSISTENCËS SË INFLACIONIT

Literatura ofron përcaktime të ndryshme për persistencën e inflacionit. Në studimin e tyre, Batini dhe Nelson (2002) dallojnë tre lloje të persistencës: a. “korrelacion pozitiv serial në inflacion”; b. “vonesa midis veprimeve sistematike të politikës monetare dhe ndikimi (kulmimi) i tyre ndaj inflacionit”; dhe c. “përgjigjet e vonuara të inflacionit ndaj veprimeve jo-sistematike të politikës (domethënë goditjet e politikës)”.

Treguesi i llojit (a) i persistencës mund të gjendet duke përdorur vlerësime të thjeshta të koeficienteve AR(1). Sipas këtij përcaktimi, korrelacioni i lartë serial i inflacionit në të dhënat e pasluftës është përdorur për të prezantuar kurbat Philips për politikën monetare, e si rrjedhim edhe inercinë në inflacion. Shumë studime kanë gjetur një rënie të persistencës së inflacionit të llojit (a) që nuk duket të jetë një përcaktim i pranueshëm i persistencës. Përcaktimet e tjera të persistencës së inflacionit kanë të bëjnë me idenë e shpejtësisë, domethënë përgjigjes së inflacionit ndaj një goditje. Nëse shpejtësia është e ulët, atëherë inflacioni është (tejet) persistent ndërsa nëse shpejtësia është e lartë themi se inflacioni, nuk është (shumë) persistent.

Willis (2003) përkufizon persistencën e inflacionit si “shpejtësia brenda së cilës inflacioni kthehet në kufirin bazë pas një goditjeje”. Çfarë mbetet për t’u përcaktuar është i ashtuquajtimi kufiri bazë ose niveli ekuilibër i inflacionit. Deri këtu, kur bëhen vlerësime të persistencës duke përdorur metodën me një variabël, literatura empirike ka supozuar një nivel ekuilibri konstant afatgjatë të inflacionit. Ky supozim mund të jetë i vërtetë ose jo në rrethana të ndryshme. Pavarësisht metodës së përdorur për vlerësimin e persistencës, besueshmëria e saj varet nga fakti se sa real është ekuilibri i hamendësuar (kufiri bazë) i inflacionit. Siç argumenton Marques (2004), ekziston një lidhje midis persistencës dhe fleksibilitetit të ekuilibrit të inflacionit. Një ekuilibër konstant do të siguronte një vlerësim më të lartë të persistencës së inflacionit dhe anasjelltas. Megjithatë, pasi lejojmë fleksibilitete të ekuilibrit të inflacionit, persistenca do të ndryshojë gjithashtu.

Në metodën tonë, persistenca e inflacionit do të përcaktohet si shpejtësia me të cilën inflacioni kthehet në ekuilibër pas një goditjeje. Gjithashtu, supozojmë se ekuilibri i inflacionit është ekzogjen dhe nuk ndryshon për shkak të goditjeve të ndryshme. Në rubrikën që vijon, paraqiten metoda të ndryshme për të matur persistencën e inflacionit. Filllojmë me vlerësimet naive që hamendësojnë një mesatare konstante të inflacionit (ekuilibër) dhe më pas zhvendosemi tek metoda e mesatares së ndryshueshme në varësi të kohës. Për secilën nga matjet, jepen rezultatet e vlerësimit të persistencës së inflacionit.

IV. MATJA E PERSISTENCËS SË INFLACIONIT

IV.1 ANALIZA KLASIKE

Matja e përdorur më gjerësisht për persistencën e inflacionit, në të gjithë literaturën, është shuma e koeficientëve autoregresivë. Fillojmë duke supozuar se inflacioni ndjek një proces autoregresiv stacionar të rangut p (AR(p)), i cili mund të shkruhet si:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j \pi_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ku π tregon inflacionin në kohën t dhe ε_t është seria e mbetur e palidhur. Për të matur persistencën, ekuacioni (1) mund të ri-parametrizohet si:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j \Delta \pi_{t-j} + \rho \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

ku $\rho = \sum_{j=1}^k \beta_j$ është parametri i persistencës, ndërsa parametrat δ_j janë transformimi i koeficientëve AR në ekuacionin (1), $\delta_{j=1} = -\beta_k$.

Sipas këtij modeli, persistenca e inflacionit mund të përcaktohet si shpejtësia më të cilën inflacioni përqendrohet drejt ekuilibrit, pas një goditjeje në fund të periudhës së çrregullimit: nëse sot ndodh një goditjeje që rrit inflacion me 1 %, sa kohë duhet që të sheshohet efekti i goditjes?

Sipas këtij përcaktimi, persistenca e inflacionit është e lidhur ngushtë me funksionin e përgjigjes impulsive (IRF) të procesit AR(p). Megjithatë, meqenëse IRF është vektor me gjatësi infinite, ai nuk mund të shërbejë si matje e dobishme e persistencës së inflacionit; kështu “shuma e koeficientëve autoregresivë” ($\rho = \sum_{j=1}^k \beta_j$) është prezantuar si tregues i mirë për persistencën. Përveç ⁷⁼¹ përafrimit, literatura ofron statistika të tjera numerike të ndryshme, për të matur persistencën e inflacionit, të tilla si: “spektri me frekuencë zero”, “rënja më e madhe autoregresive” dhe “Gjysma e jetës” (Marques, 2004).

Për një proces AR(p), “spektri me frekuencë zero” jepet si: $h(0) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{(1-\rho)^2}$, ku σ_ε^2 është varianca e ε_t . Për një σ_ε^2 fikse, ka një lidhje të thjeshtë midis këtij koncepti dhe ρ , ndaj mund të shihen si matje ekuivalente të persistencës. Megjithatë, këto dy matje mund të japin rezultate të ndryshme, kur testojnë ndryshime në persistencën e inflacionit me kalimin e kohës. Në rastin e “spektrit me frekuencë zero” ndryshimet mund të shkaktohen nga σ_ε^2 ose ρ , çka është një nga mangësitë e këtij treguesi. Për më shumë, ρ ka avantazh ndaj $h(0)$ pasi është më i perceptueshëm, me një kufi të përcaktuar qartë të variacionit të mundshëm (për një proces stacionar, ai varion midis -1 dhe 1), gjë që nuk rezulton për treguesin $h(0)$.

“Rrënja më e madhe autoregresive” është përdorur në literaturë si tregues i persistencës (Stock, 2001). Mangësia kryesore e kësaj statistike qëndron në faktin se është një matje e përmbledhur, shumë e thjeshtë e IRF, pasi forma e tij varet gjithashtu nga rrënjë të tjera dhe jo vetëm nga ajo më e larta (Andrews dhe Chen, 2004).

Së fundi, treguesi i “gjysmës së jetës” apo “HL” është një tregues i dobishëm i persistencës, pasi mat numrin e periudhave gjatë të cilave një goditje manifeston më shumë se gjysmën e ndikimit të saj fillestar ndaj procesit. Në rastin e një procesi AR(1) të dhënë sipas: $\pi_t = \rho \pi_{t-1} + \varepsilon_t$, treguesi “HL” mund të llogaritet si $HL = \frac{\ln(1/2)}{\ln(\rho)}$. Për procesin AR(p), përlllogaritja e saktë e HL është e vështirë, kështu formula e thjeshtë e mësipërme përdoret si një përafrim.

Pivetta dhe Reis (2004) paraqesin shumë mangësi për këtë tregues. Së pari, nëse IRF lëkundet gjatë periudhës, vlerësimi i “HL” mund të minimizojë persistencën e procesit. Së dyti, treguesi HL nuk bën dallimin midis shpejtësisë IRF, e cila mund të jetë e ndryshme në fillim dhe në fund të goditjes. Së treti, për procese tejet persistente, treguesi “HL” është gjithmonë i lartë, por nuk mund të tregojë nëse ka ndonjë ndryshim në persistencën e inflacionit gjatë periudhës. Në kahun pozitiv, “HL” tejkalon pjesën e mbetur të treguesve, pasi mat persistencën në njësi të kohës. Kjo njësi është më e lehtë të kuptohet dhe të diskutohet, krahasuar me tregues të tjerë të paraqitur më lartë.

Ne duhet të mbajmë mend se treguesit e përmendur më sipër japin vetëm një vlerësim të persistencës dhe jo matjet e sakta të këtij procesi. Kjo vjen për shkak se ato nuk mund të kapin plotësisht praninë e formave të ndryshme në funksionet e përgjigjes impulsive të inflacionit, pas një goditjeje të dhënë. Në përgjithësi, çdo matje numerike e persistencës duhet konsideruar se jep vetëm një vlerësim të “shpejtësisë mesatare”, me të cilën inflacioni konvergjon drejt ekuilibrit pas një goditjeje. Sa më uniforme të jetë shpejtësia ndaj konvergimit gjatë gjithë periudhës së konvergencës, aq më e besueshme është shpejtësia në konvergencë gjatë gjithë periudhës së konvergimit dhe gjithashtu, po aq më e besueshme është matja numerike e persistencës.

Duke përmbledhur, arrijmë në përfundimin se dy nga katër matjeve të persistencës së diktuar më sipër, “shumës së koeficienteve autoregresivë” dhe “spektrit me frekuencë zero”, mund ti referohemi si zëvendësuese të afërta për një periudhë të caktuar. Rrënja më e lartë autoregresive duket se është një matje e dobët e persistencës, ndërkohë që, pavarësisht kufizimeve të tij, treguesi i “HL” mat persistencën në njësi të kohës, çka është e dobishme për qëllime komunikimi.

Në rubrikat që vijojnë, përqendrohemi tek parametri ρ dhe treguesi “HL” për të matur persistencën. “Shuma e koeficienteve autoregresivë” lidhet drejtpërsëdrejti me koeficientin mesatar të anasjelltë të serive, ndërsa HL mat persistencën në njësi të kohës.

IV.1.A REZULTATET PËR PARAMETRIN ρ

Për të arritur një matje të persistencës së inflacionit, vlerësojmë ekuacionin e mëposhtëm:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j \pi_{t-j} + \rho \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

ku π_t është inflacioni vjetor, domethënë $\pi_t = p_t - p_{t-12}$ dhe p_t është logaritmi i IÇK-së. Ka disa arsye pse studiojmë persistencën e inflacionit vjetor. Së pari, mundësitë e tjera, të tilla si përdorimi i ndryshimeve mujore dhe tremujore të nivelit të çmimeve, janë të

lidhura më sezonalitetin dhe mund të turbullojnë shtrirjen e vërtetë të persistencës. Së dyti, bankat qendrore vendosin objektivat e tyre të inflacionit si ndryshime vjetore të nivelit të çmimeve. Së treti, ka shumë përfundime të tilla nga autorë si Aron dhe Muellbauer (2006), që pretendojnë se normat vjetore të inflacionit kapin gjithashtu edhe dinamikat e inflacionit mujor. Nga ana tjetër, kur përdorim inflacionin vjetor për të matur persistencën, pritet që të merren koeficientë të lartë autoregresi, për shkak të pranisë së komponentit të mesatares rrëshqitëse. Kjo mund të rezultojë në një vlerësim më të lartë të persistencës, se sa paraqitet nga seritë aktuale të inflacionit. Si rrjedhim, në studimin aktual, inflacioni llogaritet gjithashtu si inflacioni mujor në terma vjetore. Meqenëse inflacioni llogaritet në bazë mujore, duhet të kemi parasysh edhe zhveshjen nga sezonaliteti, gjë që e kemi bërë duke zbatuar procedurën Tramo/Seats.

Për të siguruar që rezultatet tona nuk janë specifike për një matje të veçantë të inflacionit, analizojmë vetitë e dy treguesve të ndryshëm të çmimeve: indeksin e çmimeve të konsumit (IÇK) dhe IÇK-në bazë. IÇK-ja bazë merret sipas metodës së përjashtimit të përhershëm të disa përbërësve të luhatshëm të IÇK-së, siç tregohet nga Çeliku dhe Hoxholli (2007). Ne e përqendrojmë analizën tonë në periudhën e marrë shembull, nga 1993 deri në 2008, periudha kohore për të cilën të dhënat IÇK të inflacionit total janë të disponueshme, dhe periudhën 1998-2008 për IÇK-në bazë.

Rezultatet për parametrin e persistencës ρ , bazuar në vlerësimin e Ekuacionit (3) jepen më poshtë, në tabelën 1. Persistenca e matur arrin në vlerën 0.93 për inflacionin vjetor total, duke treguar se çmimet e konsumit shfaqen persistente gjatë gjithë periudhës. Siç pritet, inflacioni mujor manifestohet më pak persistent krahasuar me inflacionin vjetor. Sjellja e inflacionit bazë tregon të njëjtën tendencë. Inflacioni bazë vjetor shfaqet tejet persistent, ndërsa shifrat mujore nuk rezultojnë aspak persistente. Megjithatë, krahasuar me vlerësimin e mëparshëm të inflacionit, inflacioni bazë shfaq persistencë më të lartë se sa IÇK-ja totale në bazë vjetore. Ky rezultat mund të reflektojë një persistencë më të ulët të përbërësve (domethënë energjia dhe mallrat ushqimorë të papërpunuar) të IÇK-së, të cilët janë përjashtuar nga përlllogaritja e inflacionit bazë.

Tabela 1. Rezultatet e vlerësimit – parametri ρ

	1993m12-2008m8			
	Inflacioni vjetor	Inflacioni mujor	Inflacioni vjetor bazë	Inflacioni mujor bazë
Shuma e koeficientëve autoregresivë	$\rho=0.93$	$\rho=0.68$	$\rho=0.94$	$\rho=0.26$
Mesatarja e shembullit	$\rho=6.7\%$	$\rho=0.6\%$	$\rho=1.3\%$	$\rho=1.5\%$

Parametri ρ jep informacion lidhur me madhësinë relative të ndikimit kumulativ të një goditjeje përgjatë serive, por nuk mund të mbështetemi në të për të marrë informacion për kohën relative të absorbimit të një goditjeje. Për të marrë informacion për këtë të fundit, duhet të mbështetemi tek treguesi “HL”, megjithëse dhe “HL” jep vetëm një përmbledhje të përafërt të informacionit të plotë kohor, të përmbajtur në funksionin e plotë të përgjigjes impulsive.

IV.1.B REZULTATET PËR TREGUESIN “HL”.

Treguesi “HL” përcaktohet si numri i periudhave që i duhen një goditjeje të shuhet me 50 %. Tabela 2 jep rezultatet për parametrin “HL”, bazuar në vlerësimin e Ekuacionit (3).

Tabela 2. Rezultatet për treguesin “HL”.

	1993m12-2008m8			
	Inflacioni vjetor	Inflacioni mujor	Inflacioni vjetor bazë	Inflacioni mujor bazë
Treguesi “gjysmë jetë	HL=9.6	HL=1.8	HL=11.5	HL=0.5

Rezultatet për treguesin “HL” sugjerojnë se persistenca e inflacionit është më e ulët, kur përdorim të dhëna e inflacionit të IÇK-së, dhe më e lartë, kur përdorim të dhëna të inflacionit bazë në terma vjetorë. I rëndësishëm është fakti se disa procese që duken se kanë një ecuri të rastësishme (domethënë ρ është afërsisht 1), gjithashtu shfaqin matje të fundme të HL, duke sugjeruar se ende kanë një përbërës thelbësor të kthimit mesatar, i cili shkakton ulje të IRF-së së tyre nën vlerën 0.5, brenda një kohe të caktuar, megjithëse goditja asnjëherë nuk shuhet plotësisht. Kështu, për inflacionin

vjetor total, matjet e HL tregojnë se ndikimi i goditjes ndaj inflacionit përgjysmohet brenda 10 muajve, ndërsa për inflacionin vjetor bazë, goditja përgjysmohet vetëm brenda 1 viti. Për inflacionin mujor të IÇK-së totale dhe bazë, goditja ndaj inflacionit është tashmë e përgjysmuar brenda 0.5-2 muajsh, duke treguar se nuk duket të ketë persistencë në terma mujore, të kushtëzuar sipas supozimit për një mesatare konstante të inflacionit.

IV.2 MATJET ALTERNATIVE TË PERSISTENCËS SË INFLACIONIT – METODA E KTHIMIT DREJT NIVELIT MESATAR

Siç është argumentuar më lart, ekziston një lidhje e ngushtë midis persistencës së inflacionit dhe kthimit mesatar. Marques (2004) jep një përshkrim të detajuar të kësaj lidhjeje, duke sugjeruar se persistenca duhet vlerësuar duke pasur parasysh cilësitë e kthimit mesatar të serisë. Seria që shfaq kthim mesatar të ulët, si rrjedhim përshkon mesataren pak më shpesh; shfaq më shumë persistencë.

Një hap i rëndësishëm për të vlerësuar persistencën është vlerësimi i duhur i mesatares së inflacionit. Metoda klasike e paraqitur më sipër, supozon një mesatare konstante për të gjithë periudhën. Megjithatë nuk mund të jetë gjithmonë kështu, prandaj një mesatare e ndryshueshme në varësi të kohës shfaqet të jetë më e dobishme se sa një mesatare konstante. Për të qëndruar brenda metodës me një variabël, përdorim modele statistikore për të nxjerrë mesataren e inflacionit. Gjithashtu, kontrollojmë duke përdorur filtrin Hodrick-Prescott, si një vlerësim tjetër i dobishëm për mesataren e ndryshueshme për inflacionin në varësi të kohës.

Në këtë rubrikë, paraqesim një matje të re të persistencës së inflacionit sipas Marques (2004), përcaktuar si:

$$\gamma = 1 - \frac{n}{T} \quad (4)$$

ku γ - treguesi i persistencës, n qëndron për numrin e rasteve që seria përshkon mesataren, gjatë një intervali kohe me vrojtme $T+1$.

Statistika e γ^1 ka përparësinë që nuk kërkon vlerësim të një modeli për procesin e inflacionit. Kështu, pritet që të jetë një statistikë e qëndrueshme ndaj specifikimit të modelit. Vlerat e γ janë gjithmonë midis zeros dhe një. Ashtu siç Marques (2004) provon, vlerat e γ afër 0.5 sinjalizojnë mungesën e ndonjë persistence të rëndësishme (sjellja e zhurmës së bardhë apo *white noise*), ndërsa shifrat dukshëm mbi 0.5 sinjalizojnë persistencë të konsiderueshme. Nga ana tjetër, shifrat nën 0.5 sinjalizojnë një ρ negativ, që do të thotë autokorelacion negativ afatgjatë. Sipas supozimit të një procesi të zhurmës së bardhë simetrike për inflacionin (persistencë zero), vërtetohen rezultatet e mëposhtme:

$$\frac{\gamma - 0.5}{0.5/\sqrt{T}} \cap N(0;1) \quad (5)$$

Rezultati (5) na lejon të kryejmë disa teste të thjeshtë lidhur me rëndësinë statistikore të persistencës së vlerësuar. Megjithatë, vëmë re se, rezultati (5) është i vlefshëm vetëm sipas supozimit për një proces të zhurmës plotësisht të bardhë dhe nëse hidhet poshtë hipoteza bazë se $\gamma=0.5$, duhet të presim që γ të ketë një shpërndarje më të ndërlikuar.

Më poshtë vlerësojmë persistencën e inflacionit me një mesatare të ndryshme të kohës për inflacionin. Do të përdorim dy matje për persistencën e inflacionit: parametrin γ dhe një metodë të re për parametrin ρ . “Shuma e re e koeficienteve autogresivë” do të përcaktohet nga vlerësimi i persistencës së devijimeve nga mesatarja e ndryshueshme sipas kohës. Fillojmë me të njëjtin përfaqësim autoregresiv të inflacionit:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j \pi_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Ky ekuacion mund të përfaqësohet në mënyrë ekuivalente si:

$$(\pi_t - \mu_t) = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j (\pi_{t-j} - \mu_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

ose më tej si:

¹ Vëmë re se $\rho=0.50$ nënkupton një HL të barabartë me 1 dhe kështu mungesë të një persistence të konsiderueshme.

$$(\pi_t - \mu_t) = \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta(\pi_{t-j} - \mu_{t-j}) + \rho(\pi_{t-1} - \mu_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (8)$$

i cili korrespondon me modelin klasik të rubrikës IV.1. Përderisa ne vlerësojmë devijimet e inflacionit nga mesatarja e tij, ekuacioni nuk përfshin konstante.

IV.2.A REZULTATET PËR PARAMETRIN γ DHE PARAMETRIN ρ ME MESATARE TË NDRYSHUESHME NË VARËSI TË KOHËS

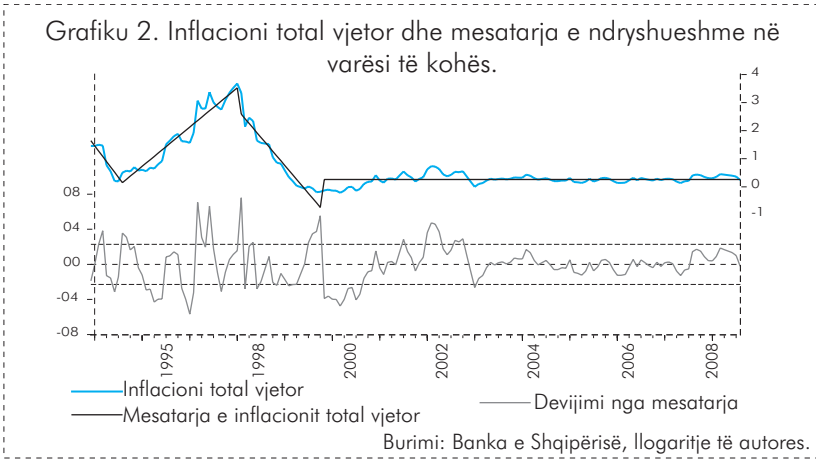
Së pari, fillojmë duke përdorur vlerësime statistikore për të nxjerrë mesataren e ndryshueshme të inflacionit në varësi të kohës. Grafiku 2 paraqet zhvillimet e normës së inflacionit vjetor për IÇK-në totale. Një inspektim i thjeshtë vizual sugjeron se ne mund të dallojmë katër periudha të ndryshme të zhvillimit të inflacionit vjetor. Periudha e parë shtrihet që nga fillimi i periudhës së marrë në studim deri në mes të vitit 1995, kur inflacioni shfaq tendencë rënëse. Gjatë periudhës së dytë, nga mesi i 1995 deri në fillim të 1997, inflacioni shfaq një tendencë të lartë rritëse. Ky është një shembull i thjeshtë se përse supozimi për një mesatare konstante të inflacionit duket të mos jetë realist. Periudha e tretë përbëhet nga një trend në rënie që u zhvillua gjatë 1998-1999. Së fundi, periudha e katërt, nga 2000 e në vazhdim; inflacioni nuk duket të shfaqë një tendencë të qartë rritëse ose rënëse.

Mesatarja e inflacionit vjetor në grafikun 2 merret si vlerë e përputhur e modelit të regresit:

$$\pi_t = -0.089 + 0.03*t_1 + 0.012*t_2 + 0.017*t_3 + 0.17*c_1$$

vlera-p (0.00) (0.00) (0.00) (0.00) (0.00)

vlerësuar për periudhën 1994m12 deri në 2008m08. Variablat janë përcaktuar si vijon: t1- trend kohor për periudhën 1993m12-1995m7; t2- trend kohor për periudhën 1995m8- 1998m1; t3- trend kohor për periudhën 1998m2- 1999m10 dhe c1-konstante për periudhën 1999m11-2008m8.



Duke përdorur përcaktimin e dhënë në Rubrikën IV.2 matim persistencën e inflacionit si pjesa e rasteve kur inflacioni kalon përgjatë nivelit mesatar (γ) dhe testojmë për rëndësinë e tij statistikore. Për të kontrolluar për sjellje të tjera të mesatares së ndryshueshme në varësi të kohës, vlerësojmë gjithashtu mesataren e inflacionit duke përdorur filtrin Hodrick- Prescott. Së fundi, “shuma e koeficientëve autoregresivë” nxirret nga vlerësimi i ekuacionit (8). E njëjta metodë ndiqet për treguesit e inflacionit total mujor dhe të inflacionit bazë. Procesi i vlerësimit të mesatares së ndryshueshme në varësi të kohës për këto tregues jepet në Aneksin 1. Më poshtë paraqesim rezultatet e parametrit γ dhe parametrit ρ .

Tabela 3. Rezultatet e mesatares së ndryshueshme në varësi të kohës për parametrit γ dhe parametrit ρ .

	1993m12-2008m8			
	Inflacioni vjetor	Inflacioni mujor	Inflacioni bazë vjetor	Inflacioni bazë mujor
Parametri-vlerësimi statistikor	$\gamma=0.72$	$\gamma=0.69$	$\gamma=0.79$	$\gamma=0.65$
Parametri - Filtri HP	$\gamma=0.79$	$\gamma=0.63$	$\gamma=0.91$	$\gamma=0.67$
Parametri-Mesatarja e ndryshueshme në varësi të kohës	$\rho=0.6$	$\rho=0.41$	$\rho=0.7$	$\rho=0.3$

Të gjithë vlerësimet për persistencën e inflacionit duke përdorur parametrin γ janë statistikisht të rëndësishëm. Treguesit e kthimit drejt mesatares së inflacionit total në terma mujore dhe vjetore, tregojnë praninë e persistencës. Megjithatë, parametri ρ i inflacionit vjetor është shumë më i ulët kur matet me mesataren e ndryshueshme në varësi të kohës, sesa me mesataren konstante, duke treguar se inflacioni shfaqet disi persistent, por jo aq i lartë si sugjerohet nga metoda klasike. Si në rastin e analizës klasike, inflacioni bazë vjetor manifeston persistencë më të lartë se sa inflacioni total. Ndërsa inflacioni mujor bazë nuk tregon persistencë duke përdorur parametrin ρ , treguesi i kthimit drejt mesatares rezulton statistikisht i rëndësishëm. Sipas këtij treguesi, edhe inflacioni bazë mujor shfaq persistencë disi të ulët. Nga këtu mund të shohim se evidenca e persistencës së inflacionit mund të ndryshojë dukshëm sipas supozimit që bëjmë për mesataren e inflacionit.

Duke bashkuar rezultatet e analizës kritike dhe vlerësimit të mesatares së ndryshueshme në varësi të kohës, mund të arrijmë në përfundimin se inflacioni total në terma mujore dhe vjetore në Shqipëri, manifeston persistencë. Persistenca e inflacionit në terma vjetorë është gjithmonë më e lartë se në terma mujore. Autorë të tjerë, si Altissimo, Ehrmann dhe Smets (2006) gjejnë rezultate të ngjashme, meqenëse e njëjta seri rezulton më pak persistente nëse analizohet sipas ndryshimeve tremujore, krahasuar me ndryshimet vjetore.

Inflacioni vjetor bazë, manifeston persistencë relativisht më të lartë sesa inflacioni total. Autorë të tjerë gjejnë rezultate të ngjashme për inflacionin bazë. Hondroyannis dhe Lazaretou (2004) tregojnë se inflacioni bazë i IÇK-së manifeston një rritje të rëndësishme në korrelacionin serial të inflacionit grek, krahasuar me inflacionin total. Gadzinski dhe Orlandi (2004) gjithashtu arrijnë në përfundimin se inflacioni bazë zakonisht shfaq persistencë më të lartë se sa matjet e tjera të inflacionit, për zonën e euros dhe të SHBA-së. Inflacioni bazë mujor në Shqipëri tregon praninë e një shkalle persistence nëse hiqet dorë nga supozimi i mesatares konstante.

V. TESTIMI PËR NDRYSHIME STRUKTURORE NË PERSISTENCËN E INFLACIONIT

Literatura e kohëve të fundit sugjeron se mund të ketë zhvendosje të mundshme në persistencën e inflacionit, gjatë periudhës së marrë në konsideratë. Për të testuar një ndryshim në persistencën e inflacionit në Shqipëri, zbatojmë testin e pikës së thyerjes Quandt-Andrews. Tetsi i pikës së thyerjes Quandt-Andrews teston për një ose më shumë pika të thyerjes të panjohura strukturore në periudhën e marrë në konsideratë, për një ekuacion specifik. Ideja që qëndron pas testit Quandt-Andrews, është se një Test i vetëm i pikës së thyerjes Chow mund të kryhet në çdo vërtetim midis dy datash ose vërtetimeve, τ_1 dhe τ_2 . Statistikat e testit të dala nga testet Chow, më pas përmbledhen në një statistikë testi të përbashkët, ku hipoteza bazë është se nuk ka asnjë pikë thyerje midis τ_1 dhe τ_2 . Nga secili test i Pikës së thyerjes Chow merren dy statistika, Raporti i F-statistic Likelihood dhe F-statistic Wald. Statistikat e testeve të veçanta mund të përmbledhen në tre statistika të ndryshme: statistika Sup ose Maksimale, statistika Exp dhe statistika Ave.

- Statistika e Maksimumit është thjesht maksimumi i statistikave të veçanta F-statistics Chow:

$$MaxF = \max_{\tau_1 < \tau < \tau_2} (F(\tau)) \quad (9)$$

- Statistika Exp merr formën:

$$ExpF = \ln\left(\frac{1}{k} \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} \exp\left(\frac{1}{2}F(\tau)\right)\right) \quad (10)$$

- Statistika Ave është mesatarja e thjeshtë e statistikave të veçanta F-statistics:

$$AveF = \frac{1}{k} \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} F(\tau) \quad (11)$$

Këto statistika të testeve përdoren për të treguar pikat e thyerjes strukturore në periudhën e marrë në konsideratë, për ekuacionet që përdorim për të vlerësuar persistencën e inflacionit.

V.1 THYERJA STRUKTURE NË PERSISTENCËN E INFLACIONIT – MESATARJA KONSTANTE

Fillojmë duke testuar ndryshimet strukturore në persistencën e inflacionit për IÇK-në totale me një mesatare konstante. Të tri matjet statistikore të përmbledhura hedhin poshtë hipotezën zero për asnjë pikë thyerje në nivelin 5% për shifrat vjetore dhe sugjerohet një pikë thyerje strukturore midis muajit të parë dhe të dytë, në vitin 1998. Për rrjedhim, kthimet e ekuacionit (3), vlerësohen gjatë dy nën-periudhave 1993m12-1998m1 dhe 1998m2-2008m8. Kur kryhet analiza për inflacionin mujor, testi sugjeron se ka një thyerje strukturore gjatë 1997m04. Treguesit e persistencës vlerësohen gjatë dy nën-periudhave 1993m12-1998m1 dhe 1998m2-2008m8.

Tabela 4 paraqet vlerësimet e persistencës dhe mesataren e periudhës për inflacionin, duke përdorur metodën me një variabël për dy nën-periudhat.

Tabela 4. Persistenca e inflacionit – thyerja strukturore.

	1993-1998m1	1998m2-2008m8	1993-1997m4	1997m5-2008m8
	Inflacioni vjetor	Inflacioni vjetor	Inflacioni mujor	Inflacioni mujor
Shuma e koeficientëve autoregresivë	$\rho=0.89$	$\rho=0.83$	NA	$\rho=0.7$
Mesatarja e thjeshtë	16.4 %	3.76 %	15.5 %	3.9 %
HL	5.9	4.3	NA	1.9

Siç mund të shihet nga tabela, Shqipëria ka kaluar një zhvendosje të konsiderueshme në nivelin mesatar të inflacionit të IÇK-së. Mesatarja e shembullit të normës së inflacionit total bie konsiderueshëm midis dy periudhave, si për inflacionin vjetor dhe për atë mujor. Rezultatet tregojnë se ka një rënie të konsiderueshme në mesataren e shembullit nga niveli mesatar vjetor, nga 16% në 14%, pas vitit 1998. Për më shumë, varianca midis periudhës para dhe pas thyerjes ulet; inflacioni total është 2.1 herë më pak i luhatshëm në disinflacion, krahasuar me periudhën e inflacionit të lartë. Megjithatë, zhvendosja në persistencë është mjaft e vogël, ρ zvogëlohet nga 0.89 në rreth 0.83. Treguesi “HL” konfirmon

gjithashtu se IRF-ja ulet nën vlerën 0.5 në 5-6 muaj, për nën-periudhën e parë. Në përgjithësi, sipas vlerësimeve autoregresive, duket se ka një zhvendosje të madhe në mesataren e inflacionit vjetor në Shqipëri gjatë 15 viteve të fundit, por vetëm një zhvendosje të vogël në persistencën e inflacionit.

Rezultatet për inflacionin mujor janë të ndryshme. Duket se ka një rënie të konsiderueshme në mesataren e periudhës nga një nivel mesatar prej 15.5%, në 3.9% pas 1997m4. Megjithatë, vlerësimi autoregresiv nuk tregon persistencë për nën-periudhën e parë. Pas 1997m4, inflacioni mujor demonstroi një persistencë disi më të lartë sesa kur matej gjatë gjithë periudhës. Varianca para dhe pas thyerjes zvogëlohet; inflacioni mujor është 1.8 herë më pak i luhatshëm në disinflacion, në krahasim me periudhën e inflacionit të lartë. Nga këto rezultate paraprake, mund të sugjerojmë se persistenca e inflacionit mujor e matur për të gjithë periudhën, mund t'i atribuohet kryesisht nën-periudhës së dytë. Ky është një shembull i qartë se përse është e rëndësishme të dallohen zhvillimet e persistencës gjatë një periudhe të caktuar, pasi ajo mund të ndryshojë për shkak të ndryshimeve strukturore.

Gjithashtu, përdorim testin e pikës së thyerjes Quandt-Andrews ndaj inflacionit bazë mujor dhe vjetor. Të tre matjet statistikore të përmbledhura nuk hedhin poshtë hipotezën zero për asnjë pikë thyerjeje strukturore në nivelin 5%, për shifrat vjetore dhe mujore. Si rrjedhim, nuk dallojmë asnjë pikë thyerjeje të persistencës së inflacionit, për inflacionin bazë gjatë shembullit 1998m1-2008m8.

Mund të mbyllim këtë rubrikë duke sugjeruar se ka evidencë të ndryshimit strukturor të persistencës për inflacionin total. Ka një rënie të konsiderueshme në mesataren e shembullit midis dy nën-periudhave; megjithatë, zhvendosja në persistencën e inflacionit vjetor është mjaft e vogël. Duke folur në përgjithësi, persistenca e inflacionit nuk ka të njëjtin kuptim në një periudhë inflacioniste si në atë të disinflacionit. Kështu, persistenca e periudhës së parë, e karakterizuar nga vlera mesatare të larta të inflacionit, mund të lidhet në përgjithësi me efektet negative, pasi në thelb tregon se inflacioni i rritur nga një goditje kthehet ngadalë në nivelin e tij të

ulët të mëparshëm. Në të kundërt, persistenca e periudhës së dytë rezulton nga një ulje graduale dhe e vazhdueshme e inflacionit, e cila nuk mund të quhet fenomen negativ.

Zhvendosja në persistencën e inflacionit mujor duket se është e madhe, meqenëse nën-periudha e parë nuk tregon persistencë, ndërsa e dyta tregon persistencë më të lartë sesa në periudhën totale. Inflacioni bazë nuk duket të tregojë praninë e thyerjeve strukturore në persistencë.

Megjithatë, duhet të kemi parasysh se vlerësimet e mësipërme për ndryshimet strukturore në persistencën e inflacionit, janë të vlefshme sipas supozimit të një mesatareje konstante të inflacionit. Më poshtë, kryejmë analizën e ndryshimit strukturor edhe për mesataren e ndryshueshme në varësi të kohës, e cila siç është treguar tashmë, është e rëndësishme për vlerësimin e persistencës.

V.2 THYERJA STRUKTURE NË PERSISTENCËN E INFLACIONIT - MESATARJA E NDRYSHUESHME NË VARËSI TË KOHËS

Në këtë rubrikë analizojmë nëse ka ndonjë thyerje strukturore në persistencën e inflacionit të vlerësuar me mesataren e ndryshueshme, në varësi të kohës për inflacionin. Zbatojmë testin e pikës së thyerjes Quandt-Andrews për ekuacionin (8) dhe gjejmë se, për inflacionin vjetor total, tre matjet statistikore të përmbledhura hedhin poshtë hipotezën zero, për asnjë pikë thyerjeje strukturore në nivelin 5 %. Në bazë të këtyre statistikave, mund të dallojmë një thyerje midis muajit të njëmbëdhjetë dhe të dymbëdhjetë të vitit 1999. Kështu, regresionet maten gjatë dy nën-periudhave 1993m12-1999m11 dhe 1998m12-2008m8. Për inflacionin e përgjithshëm mujor, gjejmë një pikë thyerjeje për 1997m04 dhe vlerësojmë ekuacionet për nën-periudhat 1993m12-1997m04 dhe 1997m05-2008m08.

Tabela 5 jep vlerësimet e persistencës sipas parametrave ρ dhe γ për inflacionin mujor dhe vjetor, me thyerje strukturore.

Tabela 5. Persistenca e inflacionit – thyerja strukturore sipas mesatares së ndryshueshme në varësi të kohës.

	1993-1999m11	1999m12-2008m8	1993-1997m04	1997m5-2008m8
	Inflacioni vjetor	Inflacioni vjetor	Inflacioni mujor	Inflacioni mujor
Shuma e koeficienteve autoregresive	$\rho=0.61$	$\rho=0.58$	NA	$\rho=0.55$
Parametri- γ modele statistikore	$\gamma=0.73$	$\gamma=0.71$	$\gamma=0.75$	$\gamma=0.68$
Parametri- γ filtri HP	$\gamma=0.92$	$\gamma=0.71$	$\gamma=0.7$	$\gamma=0.6$

Rezultatet nuk ndryshojnë nga vlerësimi sipas një mesatareje konstante të inflacionit. Duket se ka një zhvendosje të vogël të persistencës së inflacionit vjetor, ρ ulet nga 0.61 në rreth 0.58. Parametri γ konfirmon se persistenca e inflacionit është e rëndësishme pa asnjë ndryshim të veçantë midis dy nën-periudhave. Ky vlerësim shkon nga $\gamma = 0.73$ para 1999m11, deri në $\gamma = 0.71$ pas kësaj periudhe.

Vlerësimi autoregresiv për inflacionin mujor tregon se nuk ka persistencë para 1997m04 (ashtu si dhe me mesataren konstante), ndërsa pas kësaj periudhe, persistenca është e rëndësishme nga pikëpamja statistikore në mënyrë të dukshme. Megjithatë, është interesant fakti që kur matet sipas pjesës së normës së frekuencës së kalimit (*crossing*) të mesatares, madje dhe para 1997m04, duket se inflacioni mujor shfaqet persistent. Bëhet e qartë se kur matim persistencën, duhet të përdoren matje të ndryshme për të pasur një pamje të qartë të këtij procesi. Statistika e γ ka përparësinë se nuk kërkon vlerësim të një modeli për procesin e inflacionit. Kështu, pritet të ketë statistika të qëndrueshme ndaj keq-specifikimit të modelit. Në rastin tonë, vlerësimi autoregresiv nuk është i aftë të kapë persistencën e inflacionit mujor për modelin e parë. Nga ana tjetër, kur përdorim statistikën e γ gjejmë se inflacioni shfaq persistencë dhe nuk ka asnjë zhvendosje thelbësore të këtij procesi midis dy nën-periudhave.

PËRFUNDIME

Ky material diskutim paraqet disa vlerësime bazë të persistencës së inflacionit në Shqipëri, gjatë periudhës 1993-2008. Ne përdorim tre tregues të ndryshëm të persistencës së inflacionit në literaturën empirike: (1) duke analizuar cilësitë autokorrelative të serive të inflacionit; (2) duke matur numrin e periudhave që një goditje ndaj inflacionit të shuhet me 50%; dhe (3) duke përcaktuar kthimin drejt mesatares së serive të inflacionit. Treguesit e ndryshëm vlerësohen duke përdorur një vlerësim konstant të mesatares së inflacionit dhe gjithashtu një vlerësim që është i ndryshueshëm në varësi të kohës. Për të kapur zhvendosjet e mundshme në persistencën e inflacionit, kryejmë Testin e pikës së thyerjes Quandt-Andrews për inflacionin vjetor dhe mujor. Rezultatet tregojnë se inflacioni në Shqipëri është persistent sipas të gjitha metodologjive të përdorura. Inflacioni total në terma vjetore është gjithmonë më i lartë se në terma mujore. Inflacioni vjetor bazë tregohet disi më persistent, nëse supozimi për mesatare konstante nuk përdoret.

Evidencat empirike për thyerjen strukturore të persistencës së inflacionit mund të përmblihet si vijon. Së pari, vlerësimet klasike tregojnë se persistenca e inflacionit të IÇK-së ka qenë disi më e lartë gjatë periudhës inflacioniste dhe më e ulët gjatë periudhës së disinflacionit (parametri i persistencës mori vlerën prej 0.89 dhe afërsisht 0.85 për inflacionin vjetor total). Së dyti, duket se ka një zhvendosje të madhe në mesataren e inflacionit gjatë të kaluarës, por një zhvendosje të vogël në persistencën e inflacionit. Persistenca e inflacionit bazë nuk tregon asnjë thyerje strukturore në terma vjetore dhe mujore.

Përmirësimi i mëtejshëm i analizës së këtij materiali diskutimi mund të jetë i dobishëm për kërkime të ardhshme në këtë fushë. Për shembull, një analizë me shumë variabla duket se është zgjerimi i nevojshëm, pasi mund të rrisë qëndrueshmërinë e rezultateve, duke kontrolluar për një numër të caktuar ngjarjesh.

REFERENCA

Altissimo, F., Ehrmann, M. and F. Smets, (2006), "Inflation Persistence and Price Setting Behaviour in the Euro Area – A Summary of the IPN Evidence", European Central Bank, Occasional Paper, No. 46.

Andrews, D. and Chen, W.K. (1994), "Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models", *Journal of Business and Statistics*, 12(2), 187-204.

Aron, J. and Muellbauer J., (2006), "A Framework for Forecasting the Components of Consumer Price Index: Application to South Africa", paper presented at the 21st Annual Congress of European Economic Association, August 25, 2006.

Batini, N. (2002), "Euro Area Inflation Persistence.", Working Paper No. 201, European Central Bank.

Batini, N., Nelson, E. (2002), "The lag from monetary policy actions to inflation: Friedman revisited", Bank of England, Discussion Paper No.6.

Celiku E. dhe Hoxholli R. (2008), "Matjetet e reja të inflacionit bazë: Përdorimi i tyre në parashikime dhe analiza", Banka e Shqipërisë, Material Diskutimi, mars 2008.

Cogley T., and Sargent T.(2001), "Evolving Post World War II US inflation dynamics", NBER, Macroeconomics Annual 16.

Fuhrer, J., and Moore G (1995), "Inflation Persistenc", *Quarterly Journal of Economics*.

Gadzinski G. and Orlandi F., (2004), "Inflation persistence in the European Union, the Euro area, and the United States", ECB Working paper, no. 414.

Hondroyannis G., and Lazaretou S.(2004), " Inflation persistence during periods of structural change: An assessment using Greek data", Bank of Greece, Working Paper, no.13.

Kim, Ch., Nelson Ch., and Piger J. (2004), "The Less-Volatile U.S. Economy: A Bayesian Investigation of Timing, Breadth, and Potential Explanations" *Journal of Business and Economic Statistics* 22 (1): 80–93.

Levin A. T., Piger J. M., (2003), "Is inflation persistence intrinsic in industrial economies ?" mime.

Marques, C.R. (2004), "Inflation Persistence: Facts or Artefacts?", ECB Working Paper, 371.

O'Reilly, G., Whelan, K. (2004), "Has Euro-Area Inflation Persistence Changed Over Time?", ECB Working Paper, 335.

Pivetta, F. and Reis, R. (2004), "The Persistence of Inflation in the United States", mimeo, Harvard University.

Stock, J. (2001), "Comment on Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics", NBER Macroeconomics Annual 2001, 379-387.

Taylor, J. (2000), "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review*, 44, 1389-1408.

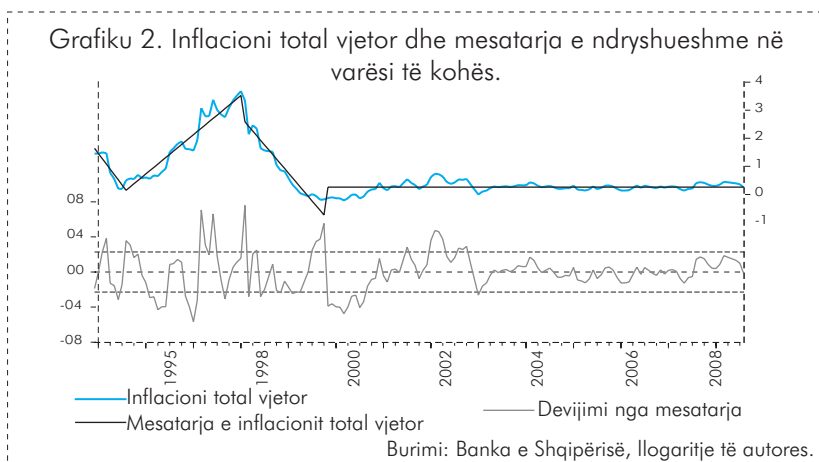
Willis, J., L., (2003), "Implications of structural changes in the U.S. economy for pricing behavior and inflation dynamics", *Economic Review*, First Quarter 2003, Federal Reserve Bank of Kansas City.

ANEKS

Tabela 6. Rezultatet e vlerësimit të autoregresit.

Inflacioni vjetor:1994m12-2008m08	Inflacioni mujor:1994m1-2008m08
$\pi_t = 0.005 + 0.93 * \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j \pi_{t-j}$ <p>(0.01) (0.00)</p> <p>R²- korr =0.96, se=0.02, DW=1.76</p>	$\pi_t = 0.02 + 0.68 * \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j \pi_{t-j}$ <p>(0.29) (0.00)</p> <p>R²- korr =0.23, se=0.15, DW=2.03</p>
Inflacioni bazë vjetor:1999m1-2008m08	Inflacioni bazë mujor:1998m2-2008m08
$\pi_t = 0.0006 + 0.94 * \pi_{t-1}$ <p>(0.32) (0.00)</p> <p>R²- korr =0.91, se=0.005, DW=1.5</p>	$\pi_t = 0.01 + 0.26 * \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j \pi_{t-j}$ <p>(0.02) (0.00)</p> <p>R²- korr =0.07, se=0.05, DW=2.08</p>
Inflacioni vjetor: 1994m12-2008m08	Inflacioni mujor: 1994m1-2008m08
$(\pi_t - \mu_t) = 0.56 * (\pi_{t-1} - \mu_{t-1}) + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j (\pi_{t-j} - \mu_{t-j})$ <p>(0.00)</p> <p>R²- korr =0.43, se=0.02, DW=2</p>	$(\pi_t - \mu_t) = 0.41 * (\pi_{t-1} - \mu_{t-1}) + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j (\pi_{t-j} - \mu_{t-j})$ <p>(0.00)</p> <p>R²- korr =0.16, se=0.15, DW=2.08</p>
Inflacioni bazë vjetor: 1999m1-2008m08	Inflacioni bazë mujor: 1998m2-2008m08
$(\pi_t - \mu_t) = 0.7 * (\pi_{t-1} - \mu_{t-1})$ <p>(0.00)</p> <p>R²- korr =0.53, se=0.005, DW=1.7</p>	$(\pi_t - \mu_t) = 0.26 * (\pi_{t-1} - \mu_{t-1})$ <p>(0.41)</p> <p>R²- korr =0.08, se=0.05, DW=2.07</p>

Vlerësimi i mesatares së ndryshueshme në varësi të kohës

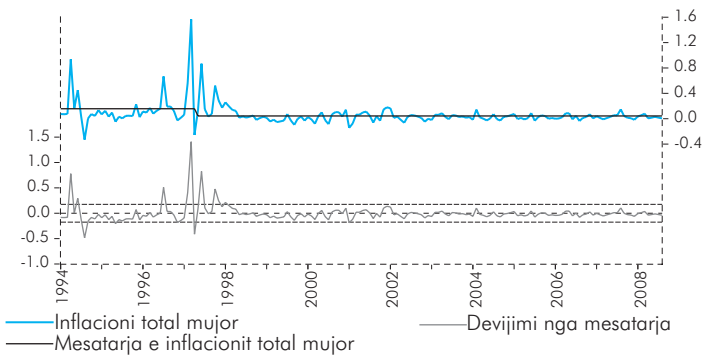


$$\text{Mesatarja e inflacionit: } \pi_t = -0.089 + 0.03 * t_1 + 0.012 * t_2 + 0.017 * t_3 + 0.17 * c_1$$

p-value (0.00) (0.00) (0.00) (0.00) (0.00)

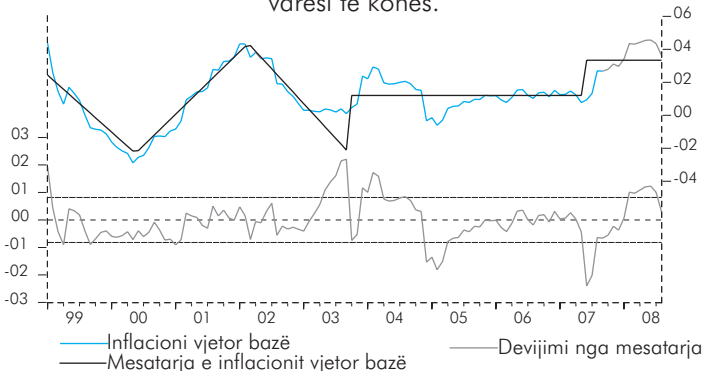
e vlerësuar për periudhën 1994m12 deri në 2008m08. Variablat përcaktohen si vijon: t1-trendi i kohës për periudhën 1993m12-1995m7; t2-trendi i kohës për periudhën 1995m8- 1998m1; t3-trendi i kohës për periudhën 1998m2- 1999m10 dhe c1 - konstantja për periudhën 1999m11-2008m8.

Grafik 3. Inflacioni mujor total për mesatarjen e ndryshueshme në varësi të kohës.



Burimi: Banka e Shqipërisë, llogaritjet të autores.

Grafiku 4. Inflacioni vjetor bazë dhe mesatarja e ndryshueshme në varësi të kohës.



Burimi: Banka e Shqipërisë, llogaritjet të autores.

$$\text{Mesatarja e inflacionit: } \pi_t = 0.16 * c1 + 0.04 * c2$$

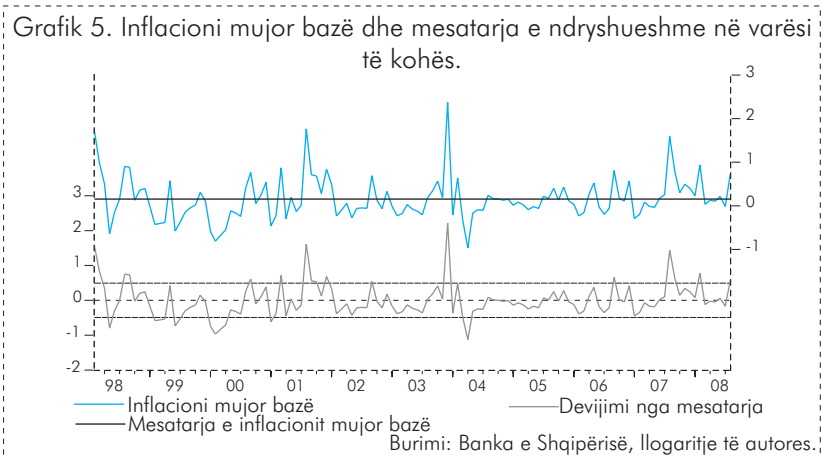
p-value (0.00) (0.00)

e vlerësuar për periudhën 1994m12 deri në 2008m08. Variablat përcaktohen si vijon: c1- konstantja për periudhën 1993m12-1997m04; c2- konstantja për periudhën 1997m05- 2008m08

$$\text{Mesatarja e inflacionit: } \pi_t = -0.02 + 0.003 * t1 + 0.003 * t2 + 0.004 * t3 + 0.04 * c1 + 0.06 * c2$$

vlera-p (0.00) (0.00) (0.00) (0.00) (0.00)

e vlerësuar për periudhën 1998m1 deri në 2008m08. Variablat përcaktohen si vijon: t1- trendi i kohës për periudhën 1999m1-2000m05; t2- trendi i kohës për periudhën 2000m06- 2002m02; t3-trendi i kohës për periudhën 2002m03-2003m09; c1- konstantja për periudhën 2003m10-2007m05; c2- konstantja për periudhën 2007m06-2008m08



$$\text{Mesatarja e inflacionit: } = 0.015 * c1$$

vlera-p (0.00)

e vlerësuar për periudhën 1998m1 deri në 2008m08; c1- konstantja për të gjithë periudhën.

Tabela 7. Vlerësimi i thyerjes strukturore.

Inflacioni vjetor total:1994m12-1998m1	Inflacioni vjetor total:1998m2-2008m8
$\pi_t = 0.03 + 0.89 * \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j \pi_{t-j}$ <p>(0.01) (0.00)</p> $R^2 - \text{korr} = 0.93, \text{se} = 0.03, D\ddot{E} = 2.5$	$\pi_t = 0.003 + 0.83 * \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j \pi_{t-j}$ <p>(0.41) (0.00)</p> $R^2 - \text{korr} = 0.94, \text{se} = 0.01, D\ddot{E} = 2.3$
Inflacioni mujor total:1994m1-1997m04	Inflacioni mujor total:1997m5-2008m8
$\pi_t = 0.15 + 0.05 * \pi_{t-1}$ <p>(0.1) (0.74)</p> $R^2 - \text{korr} = -0.02, \text{se} = 0.31, DW = 1.93$	$\pi_t = 0.008 + 0.7 * \pi_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j \pi_{t-j}$ <p>(0.2) (0.00)</p> $R^2 - \text{korr} = 0.58, \text{se} = 0.07, DW = 1.97$
Inflacioni vjetor total:1994m12-1999m11	Inflacioni vjetor total:1999m12-2008m8
$(\pi_t - \mu_t) = 0.61 * (\pi_{t-1} - \mu_{t-1}) + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j (\pi_{t-j} - \mu_{t-j})$ <p>(0.00)</p> $R^2 - \text{korr} = 0.36, \text{se} = 0.02, DW = 1.8$	$(\pi_t - \mu_t) = 0.68 * (\pi_{t-1} - \mu_{t-1}) + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j (\pi_{t-j} - \mu_{t-j})$ <p>(0.41)</p> $R^2 - \text{korr} = 0.42, \text{se} = 0.02, DW = 2.06$
Inflacioni mujor total:1994m1-1997m4	Inflacioni mujor total:1997m5-2008m8
$(\pi_t - \mu_t) = 0.05 * (\pi_{t-1} - \mu_{t-1})$ <p>(0.74)</p> $R^2 - \text{korr} = 0.003, \text{se} = 0.31, DW = 1.9$	$(\pi_t - \mu_t) = 0.55 * (\pi_{t-1} - \mu_{t-1}) + \sum_{j=1}^{k-1} \delta_j (\pi_{t-j} - \mu_{t-j})$ <p>(0.00)</p> $R^2 - \text{korr} = 0.52, \text{se} = 0.07, DW = 1.24$

CIP Katalogimi në botim BK Tiranë

Vasilika Kota

Persistenca e inflacionit në Shqipëri /

/ Kota Vasilika - Tiranë:

Banka e Shqipërisë, 2011

-36 f; 15.3 x 23 cm. (material diskutimi ..)

Bibliogr.

ISBN: 978-99956-42-45-7

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