

## Небојша Настић

Централна банка БиХ;  
Сарајево,  
БиХ

✉ nnastic@cbbh.ba

### ЕМПИРИЈСКО ИСТРАЖИВАЊЕ ЦИЈЕНА У БИХ 2006–2010. И ПРОГНОЗА ИНФЛАЦИЈЕ ЗА 2011. ГОДИНУ – ПРИМЈЕНА ARIMA МОДЕЛА

### EMPIRICAL PRICE SURVEY IN BiH 2006 – 2010 AND INFLATION FORCASTING FOR 2011 – USE OF ARIMA MODEL

**Резиме:** Истраживање кретања цијена у периоду 2005–2010. година имало је за циљ оцјену најквалитетнијих ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) модела који су послужили за прогнозу индекса потрошачких цијена, односно инфлације у БиХ за 2011. годину. У процесу креирања и одабира ARIMA модела испоштован је препоручени процес Бок-Јенкинс процедуре која се састоји од прикупљања података за одабрану временску серију, одређивања нивоа њене стационарности, креирања модела, провјере дијагностике, провјере стабилности модела (симулација у односу на стварну серију) и коначно пројекције инфлације на основу одабраних модела. Овај процес је итеративан, односно понавља се све до добијања сета ефикасних модела који су послужили за приказану прогнозу. Користећи Бок-Јенкинс процедуру, од 64 провјерена модела преко критеријума Akaike Info Criterion (AIC), Schwarz Criterion (SIC), корјена средње вриједности стандардне грешке (RMSE-Root Mean Squared Error), срење апсолутне грешке (MAE-Mean Absolute Error) и Theil Inequality Coefficient (TIC) изабрана су три ARIMA модела који су окарактерисани као најквалитетнији за потребе прогнозе. Ефикасност модела и њихова предиктивна моћ биће тестирана током 2011. године.

**Кључне ријечи:** инфлација, CPIBH, ARIMA модел, Бок-Јенкинс процедура.

**JEL класификација:** E31; E37; C53;

**Summary:** The survey of price trends during the period from 2005 to 2010 was aimed at estimating the best quality of ARIMA models used to forecast consumer price index and/or inflation in BiH in 2011. A very process to create and select ARIMA models was based on the recommended Box-Jenkins procedure involving data collection for the selected time series, identification of its stationary level, creation of model, diagnostic checking, model stationary checking (simulation of real series) and finally inflation forecasting based on the selected models. This is an iterative process, i.e. it is repeated over and over again to obtain a set of desired and efficient models used for inflation forecasting. Out of 64 tested models following the Akaike Info Criterion (AIC), Schwarz Criterion (SIC), Root Mean Squared Error (RMSE), Mean Absolute Error (MAE) and Theil Inequality Coefficient (TIC) criteria, three ARIMA models identified to fit best the forecasting procedure were selected. Their efficiency and predictive power will be tested during the course of 2011.

**Key words:** Inflation, CPIBH-Consumer Price Index BH, ARIMA model, Box-Jenkins procedure

**JEL Classification:** E37; E31; C53

## 1. УВОД

Крајем протеклог вијека, усљед раста популарности таргетирања инфлације, као одабране монетарне стратегије (Нови Зеланд, Велика Британија, Шведска, Чешка Република, итд.), изузетан значај даје се прогнозирању кретања цијена, чија је стабилност круцијална за економску стабилност земље. У том контексту, посебна

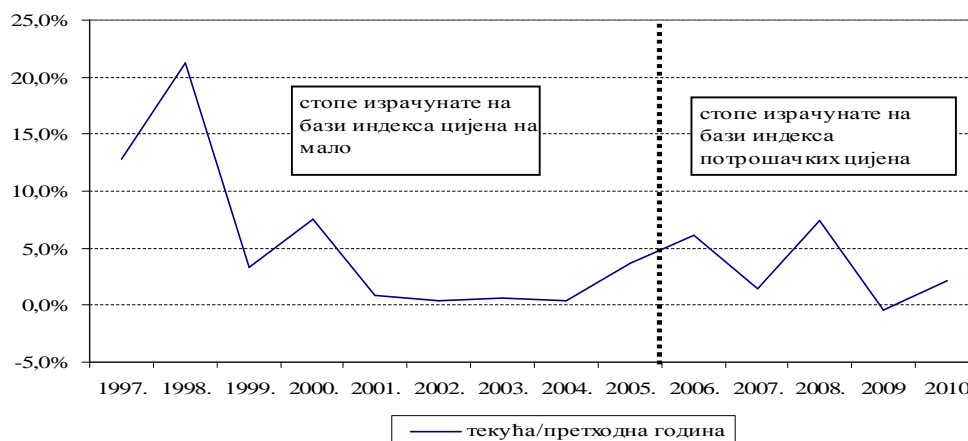
пажња посвећује се избору модела за одређивање што поузданије пројекције инфлаторних кретања. Иако, у дугом року, развијенији структурни агрегатни модели дају ефикасне прогнозе, у кратком року не треба искључити употребу ARIMA модела који су се у емпиријским истраживањима показали као модели који имају изузетно квалитетну предиктивну способност инфлације.<sup>1</sup> Позитивна искуства коришћења ARIMA модела у пројектовању инфлације имала су кључни утицај на одлуку да се изабере управо ова врста модела приликом прогнозирања инфлације за 2011. годину. У раду је коришћена временска серије индекса потрошачких цијена у БиХ у периоду 2005. – 2010. година и то временска серија која се односи на индекс потрошачких цијена у посматраном мјесецу у односу на базну 2005. годину (CPIBH). Пројекција је извршена за 12 мјесеци 2011. године. Одабрани ARIMA модели имају довољан ниво поузданости за потребе прогнозе, а добијени резултати могу послужити као релативно поуздан индикатор кретања инфлације у 2011. години.

## 2. АНАЛИЗА ЦИЈЕНА У БОСНИ И ХЕРЦЕГОВИНИ У ПЕРИОДУ 1997–2010.

### 2.1. Основна методолошка објашњења израчунавања инфлације

У периоду од 1997. до 2005. године инфлација у БиХ и ентитетима исказивала се на основу кретања индекса цијена на мало (RPI – Retail Price Index). На нивоу БиХ индекс цијена на мало израчунавао се као пондерисани просјек остварених индекса на нивоу ентитета, мада методологије израчунавања индекса цијена на мало у ентитетима нису биле усклађене. Као пондери коришћене су стопе учешћа оствареног БДП-а у ентитетима у укупном БДП-у.<sup>2</sup> Истовремено, у потпуности је било занемарено кретање овог индекса на нивоу Брчко Дистрикта. Овако израчунат индекс цијена на мало био је груба апроксимација кретања цијена на нивоу БиХ, али је у датим околностима представљао прихватљиво рјешење. Наиме, било је боље имати недовољно поуздан и прецизан показатељ о кретању цијена него једноставно занемарити овако значајну економску категорију.

Графикон 1.1: Годишње стопе инфлације у БиХ 1997–2010.



<sup>1</sup> Тако су Meyera Aidan, Kenny Geoff & Terry Quinn. (1998) користили ARIMA моделе за пројектовање инфлације у Ирској, Toshitaka Sekine (2001) у Јапану, а Salam, A. Muhammad, Shazia Salam and Mete Feridun. (2006) у Пакистану.

<sup>2</sup> У БиХ БДП се израчунавао као једноставан збир БДП-а остварених у ентитетима. Примјер рачунања индекса цијена на мало у БиХ: У ФБиХ индекс цијена на мало у 2003. године био је 100,1, а у РС 101,8. На нивоу БиХ индекс цијена на мало се рачунао:  $100,1 \times 0,75 + 101,8 \times 0,25 = 100,6$ . Годишња инфлација у БиХ према овом показатељу у 2003. била је 0,6%.

Од 2005. године у БиХ прати се индекс потрошачких цијена (CPI – Consumer Price Index) по методологији која је усклађена са стандардима које прописује Eurostat (European Statistics). Индекс потрошачких цијена представља мјеру промјена цијена производа и слуга које домаћинства купују ради задовољавања својих личних потреба на економској територији БиХ и представља мјеру инфлације у земљи као цјелини. CPI се израчунава на основу репрезентативне листе производа коју у 2006. години чини 646, у 2008. години 624, а у 2009. години 626 производа. Сваког мјесеца прикупља се око 21.000 цијена на унапријед дефинисаном узорку продајних мјеста на дванаест географских локација – градова (Бања Лука, Бихаћ, Бијељина, Брчко, Добој, Источно Сарајево, Мостар, Приједор, Сарајево, Требиње, Тузла, Зеница), који су одабрани према критеријима који се односе на број становника и њихову улогу у географском подручју ком припадају. Производи су разврстани према COICOP (Classification of Individual Consumption by Purpose) класификацији, а пондери се израчунавају на бази података о издацима добијеним анкетом о потрошњи домаћинстава (HBS – Household Budget Survey) проведеној 2004. године, затим 2006. године, итд... Анкета представља кључни извор информација потребних за ажурирање пондера који се користе за израчунавање индекса потрошачких цијена.<sup>3</sup>

Подаци о кретању индекса потрошачких цијена објављени за 2005. годину обухватају само кретање индекса потрошачких цијена на мјесечном нивоу (текући/претходни мјесец), док се у наредним годинама објављују комплетни подаци о кретању овог индекса. Подаци о кретању цијена у периоду јануар 2005 – септембар 2007. објављени су ретроактивно и то у септембру 2007. године. Од тог мјесеца сви релевантни индекси потрошачких цијена објављују се континуирано на мјесечној основи.

Основна употреба индекса потрошачких цијена у БиХ је:

- општа мјера инфлације
- дефлатор у националним рачунима
- индексација коју врше владе и предузећа.

## 2.2. Кретање цијена у БиХ у периоду 2006–2010.

Кретање цијена током 2006. године, показује да се у БиХ инфлаторни удар, који је последица увођења ПДВ-а, догодио у јануару 2006. године када је у односу на децембар 2005. године забиљежен раст цијена за готово 4%<sup>4</sup> (инфлација на годишњем нивоу износила је 7,2%)<sup>5</sup>. Просјечна инфлација у 2006. години била је 6,1% и највећим дијелом узрокована је растом административно управљаних цијена<sup>6</sup>, те цијена хране и превоза (погледати графикон 1.2.1).

Може се закључити да раст цијена узрокован увођењем ПДВ-а није изазвао озбиљније турбуленције у економији земље јер је, по правилу, утицај ПДВ-а на кретање цијена једнократан и не утиче на формирање инфлаторне спирале.<sup>7</sup> Међутим, када је ријеч о расту цијена енергената ситуација је знатно сложенија. Раст цијене енергије може проузроковати трошковни притисак (cost push) због значајног учешће енергије у

<sup>3</sup> Прилагођени текст из *Тематског билтена* бр. 09 Агенција за статистику БиХ, web site: <www.bhas.ba>.

<sup>4</sup> Извор података за све стопе раста цијена је Агенција за статистику БиХ web site: <www.bhas.ba>.

<sup>5</sup> Имплементација Закон о ПДВ-у почела је 01.01.2006. године.

<sup>6</sup> Односи се на цијене становања, воде, ел. енергије, плина и други енергената које су на годишњој основи порасле за 13,1%, цијене хране и безалкохолних пића за 8,3%, а цијене превоза за 5,3%.

<sup>7</sup> Alan S. Tajt је, на бази података ММФ-а, анализирао утицај ПДВ-а на кретање цијена у земљама које су први пут увеле овај порез. У извјештају се као најважнији податак износи чињеница да у 29 земаља – 83% посматраног узорка – увођење ПДВ није имало утицаја на промјене цијена. У Холандији је The Central Planning Bureau извршио анализу утицаја ПДВ-а у периоду од његовог увођења 1969. године до 1980. године и утврдио да је утицај овога пореза на раст цијена безначајан или га уопште нема. Прерађени текст из чланка: Does VAT lead to inflation?, Sukumar Mukhopadhyay <www.rediff.com>.

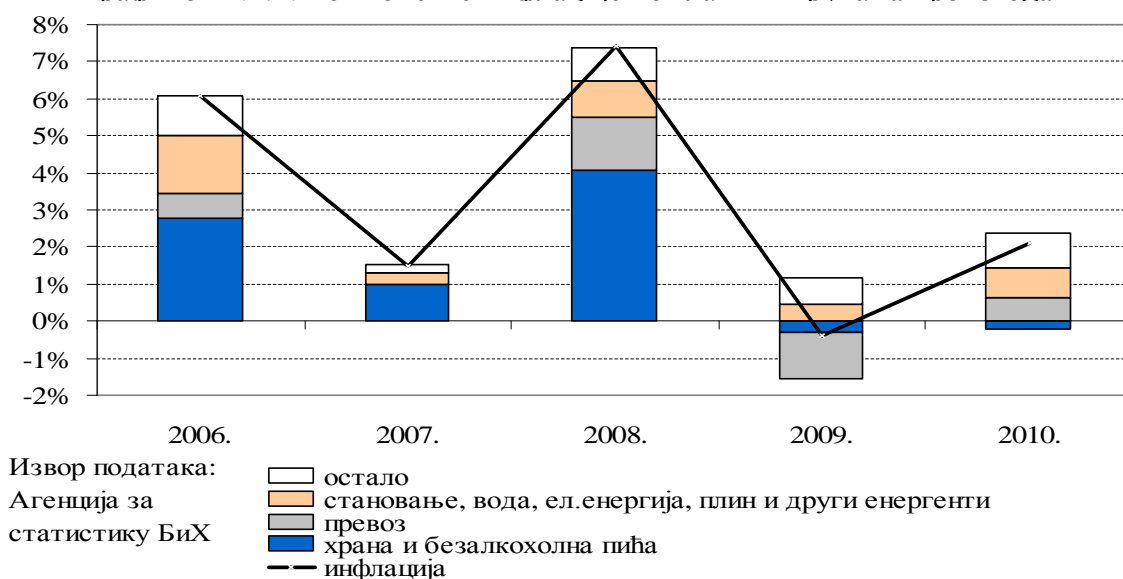
готово свим сегментима економских активности, а то ће се, управо, догодити у 2008. години у БиХ.

У 2007. години кретање цијена карактеришу промјенљиве тенденције, а забиљежена годишња стопа инфлације била је 1,5%.<sup>8</sup> Наиме, почетком 2007. године настављен је тренд пада цијена, који је почео крајем претходне године, тако да првих девет мјесеци карактерише изузетно ниска инфлација. У посљедњем кварталу, усљед раста цијена превоза (нафта) и хране, стопа инфлације убрзано расте да би у децембру на годишњем нивоу досегла 4,9%.

Током првих девет мјесеци 2008. године наставља се тренд раста цијена и годишња инфлација досеже максимум у јулу када је забиљежена готово двоцифрена стопа од 9,9%. Просјечна годишња стопа инфлацију у 2008. била је 7,4%.<sup>9</sup> Према томе, раст цијена у БиХ у периоду од посљедњег квартала 2007. до краја трећег квартала 2008. године генерисан је растом цијена хране и превоза, као и растом административно управљаних цијена, а детерминисан је прије свега вањским факторима.

У посматраном периоду (IV квартал 2007 – III квартал 2008. године) на свјетском тржишту биљежи се наглашен раст цијена хране који је узрокован великом тражњом економија у експанзији (Кина, Индија, Бразил) и смањеном понудом усљед, глобално посматрано, неповољних временских прилика. Притисак на страни тражње хране узроковала је и све већа производња биогорива. Тренд кретања цијене нафте коинцидирао је са трендом кретања цијена хране. Наиме, у овом периоду на свјетском тржишту биљежи се ескалација цијене нафте која је досегла свој врхунац у јулу мјесецу 2008. године (просјечна цијена барела нафте била је 134,5 \$)<sup>10</sup>, а узрокован је тражњом економија у експанзији и шпекулацијама на тржишту.

Графикон 1.2.1: Компоненте инфлације по главним групама производа



У посљедњем кварталу 2008. године, са првим озбиљним знацима глобалне финансијске кризе, на свјетском тржишту нагло пада тражња за нафтом, а самим тим и цијена нафте која се враћа на ниво негдје из 2005. године. Може се закључити да је

<sup>8</sup> Цијене хране и безалкохолних пића на годишњој основи порасле су за 2,8%, а цијене становања, воде, ел., енергије, плина и других енергената за 2,4%.

<sup>9</sup> Цијене хране и безалкохолних пића су на годишњој основи порасле за 12,1%, превоза за 11,1%, а цијене становања, воде, ел. енергије, плина и других енергената за 8,6%.

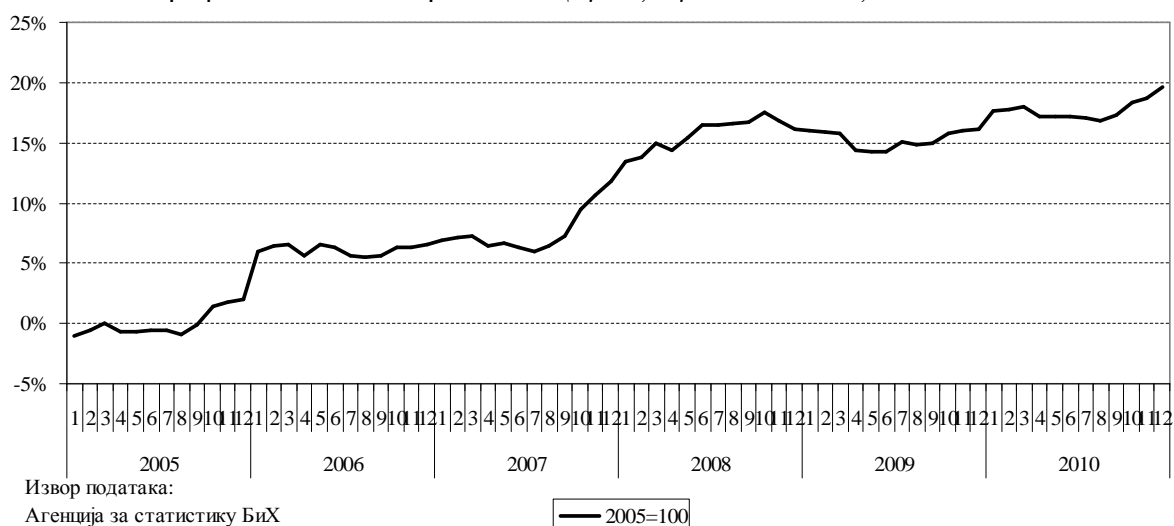
<sup>10</sup> Годишњи извјештај за 2008. годину, ЦББиХ, [www.cbbh.ba](http://www.cbbh.ba).

инфлација у БиХ у 2008. години, а у наредном тексту ћемо видјети и дефлација у 2009. години, највећим дијелом била под утицајем кретања цијена превоза (нафта) и хране.

У 2009. години под утицајем финансијске кризе долази до успоравања економских активности у свим развијеним економијама. Пад укупне тражње на свјетском тржишту утиче на пад цијена и повремено пријети да прерасте у глобални дефлациони притисак. Захваљујући чињеници да се у 2009. години упумпавају еномрни износи свјежег новца у водеће свјетске економије биљеже се и први знаци њиховог опоравка. Према томе, глобално кретање цијена нафте и хране утицало је да се у БиХ забиљежи значајан пад цијена у првом полугодишту 2009. године, а инфлација посматрана на годишњем нивоу, досеже минимум у јуну када је забиљежена дефлација од 1,8%. У другом полугодишту 2009. цијене у БиХ су стабилне уз тенденцију незнатног раста. Овакво кретање цијена током године условило је да просјечна годишња инфлација у 2009. буде негативна, односно да се у 2009. години први пут послје завршетка рата забиљежи дефлација од 0,4%.<sup>11</sup>

БиХ у 2010. години карактеришу релативно високе просјечне стопе раста административно управљаних цијена роба и услуга, као и превоза.<sup>12</sup> С друге стране, захваљујући чињеници да су цијене хране пале за 0,9%<sup>13</sup>, а цијене одјеће и обуће за 4,6% у БиХ годишња стопа инфлације у 2010. години износи 2,1% и у оквирима је који се сматрају прихватљивим, односно стимулативним за економију земље.

Графикон 1.2.2: Потрошачке цијене, мјесечне стопе, 2005–2010.



### 3. BOX - JENKINS МЕТОДОЛОГИЈА

Изворна Box-Jenkins методологија базирала се на троетапној селекцији АРИМА модела која се састојала од:

- а) идентификације, односно избора модела,
- б) оцјењивања модела, односно оцјене коефицијената у моделу и
- ц) провјере адекватности модела, односно утврђивања евентуалних недостатака модела.

<sup>11</sup> Цијене хране и безалкохолних пића су на годишњој основи пале за 0,9%, а цијене превоза за 11,1%.

<sup>12</sup> У 2010. години у просјеку су цијене дуванских производа порасле за 29,4%, предшколског и основног образовања за 8,3%, телефонских услуга за 7,4%, комуналних услуга за 5,1%, а ел. енергије, плина и др. енергената за 3,4%. Цијене превоза су порасле за 7,1%.

<sup>13</sup> Учесће цијена хране и безалкохолних пића у индексу потрошачких цијена је око 33%.

Касније су ове процедуре проширене са двије додатне етапе. Прва се односи на припрему података и подразумејива њихову трансформацију (нпр. логаритмовање, корјеновање и сл.) и диференцирање, док се друга етапа односи на прогнозу будућих опсервација на бази посматраних података и природан је наставак, односно завршетак овог процеса.

У складу са наведеним процедурама, а полазећи од основног циља овога рада – пројекција инфлације за 2011. годину – у процес креирања ARIMA модела били су укључени слједећи кораци:

1. У првој фази истраживања извршено је прикупљање и обрада података индекса потрошачких цијена у БиХ (CPIBH) за период јануар 2005 – децембар 2010. године, тако да одабрану временску серију чине 72 опсервације.

2. Потом је сумирана и детаљно анализирана статистика временске серије CPIBH (плотирање у односу на нормалан распоред, коефицијент спљоштености, искривљености, Jarque-Bera сатистика, ниво варијансе, стандардне девијације, итд.). Управо у овој фази уочена је дисторзија у односу на нормалан распоред усљед постојања екстремних вриједности (outliers) у јануару 2006. године (уведен ПДВ) и јануару 2010. године (корекција административних цијена), због чега су у временску серију укључене вјештачке варијабле (dammy variable).

3. У овој фази провјеравана је стационарност серије CPIBH, при чему су коришћене стандардне методе за провјеру стационарности (графички приказ, корелограм – аутокорелација и парцијална корелација, те Augmented Dickey Fuller и Phillips-Perron тестови).

4. У наредној фази извршена је оцјена одговарајућих ARIMA модела методом најмањих квадрата (OLS–Ordinary Least Squares). Квалитет дијагностике и понашање резидуала исфилтрирали су најефикасније ARIMA моделе на основу којих је урађена прогноза инфлације у БиХ. Модели су оцјењивани са становишта дијагностичких критерија: висине средње апсолутне и средње стандардне грешке прогнозе, AIC, SIC, TIC, итд.

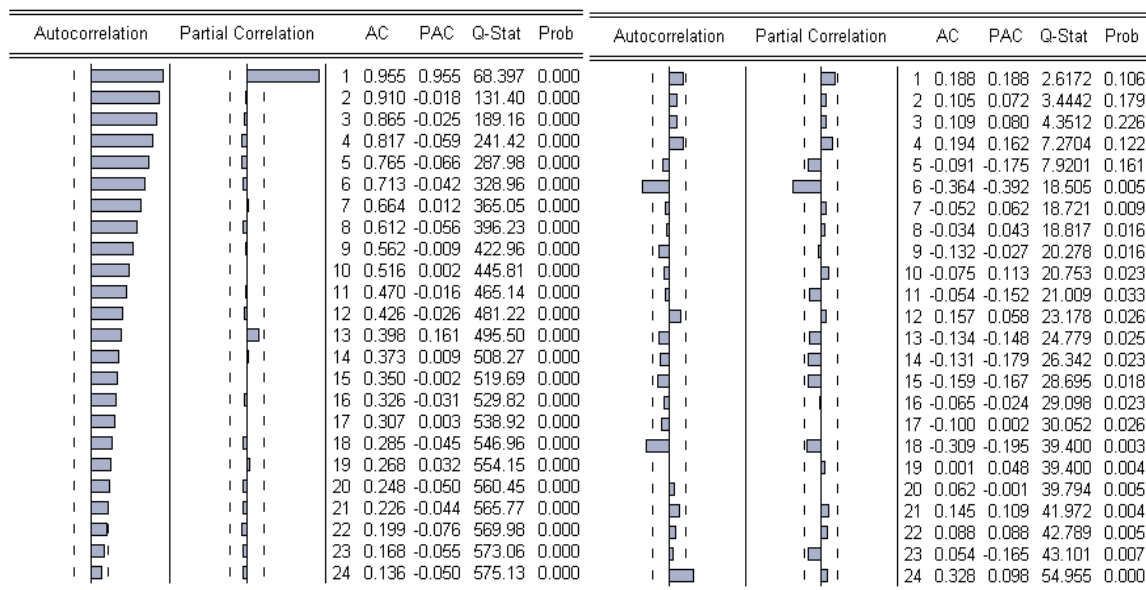
5. Посматрано са становишта квалитативних критеријума одабрани су ARIMA модели који имају коефицијенте који су стационарни и неинвертибилни и у симулацији унутар узорка дају прогнозе које су компатибилне са посматраном временском серијом. Поред тога, резидуали модела имају карактеристике насумичног кретања (white noise), док су вриједности коефицијената константне, тако да изабрани модели имају квалитетну прогнозу изван узорка (јануар – децембар 2011. године).

На овај начин испоштована је Box-Jenkins процедура, а приликом креирању модела коришћена су два програма, E-views и Excel. Треба истаћи чињеницу да је процес креирања модела итеративан и да финална верзија модела представља прије производ *умјетности него науке*. (Gujarati, 2004)

### 3.1. Идентификација модела

Основни предуслов приликом креирања ARIMA модела је стационарност временске серије, односно посматрана временска серија мора имати константну варијансу и средњу вриједност у времену. (Wooldridge, 2005) У том смислу, било је потребно утврдити да ли CPIBH представља стационарну серију. На основу графичког приказа кретања серије, графикон 1.2.2, и корелограма датог у графикону 2.2.1 провјерена је аутокорелација и парцијална корелација CPIBH временске серије. Из датих графикана може се закључити да се ради о серији која је нестационарна. Провјера стационарности извршена је и преко Augmented Dickey Fuller (ADF) и Phillips-

Реггон (PP) тестова којим је утврђена нестационарност серије (постојање *unit root-a* – табела 2.2.1).

 Графикон 2.2.1: Корелограм CPIBH<sup>14</sup>


Табела 2.2.1: Augmented Dickey Fuller i Phillips-Perron Unit Root Test за CPIBH

		t-Statistic	Prob.*			Adj. t-St	Prob.*
ADF test statistic		-1.5987	0.7838	PP test statistic		-2.0633	0.556
Test critical values:	1% level	-4.0925		Test critical values:	1% level	-4.0925	
	5% level	-3.4743			5% level	-3.4743	
	10% level	-3.1644			10% level	-3.1644	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

У циљу постизања стационарности CPIBH серије извршено је њено диференцирање, а због чињенице да посматрана временска серија има преломне тачке прије диференцирања извршено је логаритмовање серије тако да се серија записује као DLOGCPIBH.<sup>15</sup> Потом је извршена провјера стационарности серије путем корелограма (аутокорелација и парцијална корелација) који је представљен на графикону 2.2.1 и путем тестирања преко Augmented Dickey Fuller i Phillips-Perron тестова датих у табели 2.2.2. Корелограмом и наведеним тестовима утврђено је да је CPIBH стационаран на првом нивоу, односно да је CPIBH I(1).

Табела 2.2.2: Augmented Dickey Fuller i Phillips-Perron Unit Root Test за DLOGCPIBH

		t-Statistic	Prob.*			Adj. t-St	Prob.*
ADF test statistic		-6.7054	0.000	PP test statistic		-6.7245	0.000
Test critical values:	1% level	-4.0945		Test critical values:	1% level	-4.0945	
	5% level	-3.4753			5% level	-3.4753	
	10% level	-3.1650			10% level	-3.1650	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

<sup>14</sup> Опадајући низ кретања коефицијената аутокорелације и пресјечена парцијална аутокорелације последије првог лага указују на нестационарност CPIBH временске серије.

<sup>15</sup> Логаритам функција употријебљена је с циљем стабилизовања варијансе.

### 3.2. Оцјена модела

Оцјена модела представља најопсежнију фазу Box-Jenkins процедуре. Основни циљ у овој фази је креирање модела који ће, када се изврши дијагностика, бити сведени на сет модела који се могу користити за потребе прогнозе. У циљу добијања ефикасног ARIMA модела Box-Jenkins методологија ставља акценат на прецизан одабир ауторегресивних варијабли (лагова зависне варијабле) и покретних просјека (лагова вриједности резидуала). Дизајнирање одређеног типа ARIMA модела представља сложен и тешко предвидив процес. Искуства ранијих емпиријских истраживања указују на примјену различитих модела за различите типове временских серија како је приказано у табели 2.3.1.

Поређењем датих препорука са кретањем посматране временске серије одабрана је ARIMA функција која садржи ауторегресивне варијабле и варијабле покретних просјека. Плот парцијалне аутокорејације DLOGCPIBH индицира да модел садржи ауторегресивне процесе (AR), док аутокорејациони плот индицира постојање покретних просјека (MA). С тим у вези, провјерена су 64 модела са различитим комбинацијама AR и MA варијабли, при чему је на основу плотова за филтрирање сезоне (Spectral Plot, Seasonal Stacked Plot) утврђен сезонски ефекат на шестом лагу.

Табела 2.3.1: Облици аутокорејационих функција<sup>16</sup>

Облик кретања временске серије	Препоручени модел
Експоненцијални, опадајући до нуле	AR модел, искористити плот парцијалне аутокорејације за одређивање AR варијабли
Временска серија која мијења предзнак конвергирајући ка нули	AR модел, искористити плот парцијалне аутокорејације за одређивање AR варијабли
Временска серија има неколико пикова, остале остају на нивоу нуле	Модел покретних просјека (MA модел)
Временска серија опада послје неколико лагова	Микс ауторегресивног модела и модела покретних просјека (ARMA)
Високе вриједности на фиксним интервалима	Укључити сезонске ауторегресивне варијабле

Услјед наведених дешавања у кретању цијена у периоду 2005–2010. година утврђене су опсервације са екстремним вриједностима, а обухваћене су вјештачким варијаблама – dummy1 и dummy2 – које су имплементирани у сва три ARIMA модела.<sup>17</sup> Примјеном Chow breakpoint test-а на наведене опсервације, вриједност F-статистике показала је да се са значајним степеном поузданости може одбацити нулта хипотеза да не постоје преломне тачке, односно прихватити постојање преломних тачака. Вриједности теста представљене су у табели 2.3.2.

Табела 2.3.2 - Одабране опсервације које представљају преломне тачке у DLOGCPIBH  
Chow Breakpoint Test: 2006M01 2010M01

F-statistic	8.051038	Prob. F(6,55)	0.000003
Log likelihood ratio	40.34333	Prob. Chi-Square(6)	0.000000

<sup>16</sup> Engineering Statistic Textbook , Box Jenkins procedure, 2006.

<sup>17</sup> Опсервације у јануару 2006. и 2010. године, како је наведено у претходном тексту.



Наведени процес по својој природи подразумева понављање процјене коефицијената AR и MA варијабли укључених у регресије до креирања ефиканих ARIMA модела. На основу овог процеса и на основу критеријума датих у уводу другог дијел рада одабрана су три модела која имају најквалитетнију дијагностику и задовољавају потребе пројекције.

Први ARIMA модел (оптимистичка варијанта):

$$DLOGCPIBH = \alpha_0 + \alpha_1 DLOGCPIBH_{t-1} + \alpha_2 SDLOGCPIBH_{t-6} + \beta e_{t-6} + dummy1 + dummy2 + u_t$$

$$DLOGCPIBH = 0.002 + 0.608 DLOGCPIBH_{t-1} - 0.936 DLOGCPIBH_{t-6} + 0.915 e_{t-6} + 0.033 dummy1 + 0.011 dummy2 + u_t$$

Наведени модел је ефикасан посматрано са становишта робусности  $R^2$ , Durbin Watson Statistike, AIC i SIC критеријума, F статистике, коријена средње вриједности стандардне грешке, вриједности средњег апсолутног одступања, као и вриједности парцијалне аутокорејације и аутокорејације резидуала добијених моделом који указују да резидуали нису корелисани и да се крећу насумично, односно понашају по систему бјелог шума (white noise). Дијагностика модела је дата у прилогу, табела 5.1.

Друга два модела су модификовани облици основног модела. У циљу побољшавања квалитета и предикативне способности модела у њих је укључен већи број MA варијабли. Другим ARIMA моделом добијен је реални сценарио кретања CPIBH. Овај модел има бољи квалитет дијагностике ( $R^2$ , SIC, AIC, MAPE, itd) и ефикаснију дистрибуцију распореда резидуала у односу на основни модел, а има и квалитетнију моћ предикције. Дијагностика модела дата је у прилогу, табела 5.2.

Други ARIMA модел (реална варијанта):

$$DLOGCPIBH = \alpha_0 + \alpha_1 DLOGCPIBH_{t-6} + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + s\beta_3 e_{t-6} + \beta_4 e_{t-14} + dummy1 + dummy2 + u_t$$

$$DLOGCPIBH = 0.002 - 0.956 DLOGCPIBH_{t-6} + 0.4351 e_{t-1} + 0.7642 e_{t-2} + 0.918 e_{t-6} - 0.209 e_{t-14} + 0.028 dummy1 + 0.006 dummy2 + u_t$$

Трећи ARIMA модел који се односи на песимистичку варијанту, има дјелимично бољи квалитет дијагностике од основног модела, а изабран је због ефикасне предиктивне моћи. Дијагностика модела дата је у прилогу, табела 5.3.

Трећи ARIMA модел (песимистичка варијанта):

$$DLOGCPIBH = \alpha_0 + \alpha_1 DLOGCPIBH_{t-6} + \beta_1 e_{t-1} + \beta_2 e_{t-2} + \beta_3 e_{t-3} + s\beta_4 e_{t-6} + dummy1 + dummy2 + u_t$$

$$DLOGCPIBH = 0.002 - 0.930 DLOGCPIBH_{t-6} + 0.415 e_{t-1} + 0.396 e_{t-2} + 0.226 e_{t-3} + 0.918 e_{t-6} + 0.034 dummy1 + 0.010 dummy2 + u_t$$

### 3.3. Дијагностика и пројекције одабраних ARIMA модела

Дијагностика модела Вох-Јенкинс процедуре представља најделикатнију фазу овог процеса, јер се у оквиру креираних модела бира модел чија је естимација компатибилна са реалним подацима. Упоредивањем модела на основу дијагностике одабране за селекцију модела, укључујући и квалитет њихове предиктивне моћи, напријед наведена три модела су одабрана за пројекцију CPIBH за 2011. годину, при чему ARIMA1 модел посједује бољу ефикасност, односно грешку прогнозе унутар

узорка за 2010. годину. У том смислу, за ARIMA1 модел урађена је симулација за 12 мјесеци 2010. године, као и тест кретања резидуала. Резултати су представљени у табели 3.1.1 и на графикону 3.1.1 и 3.1.2.

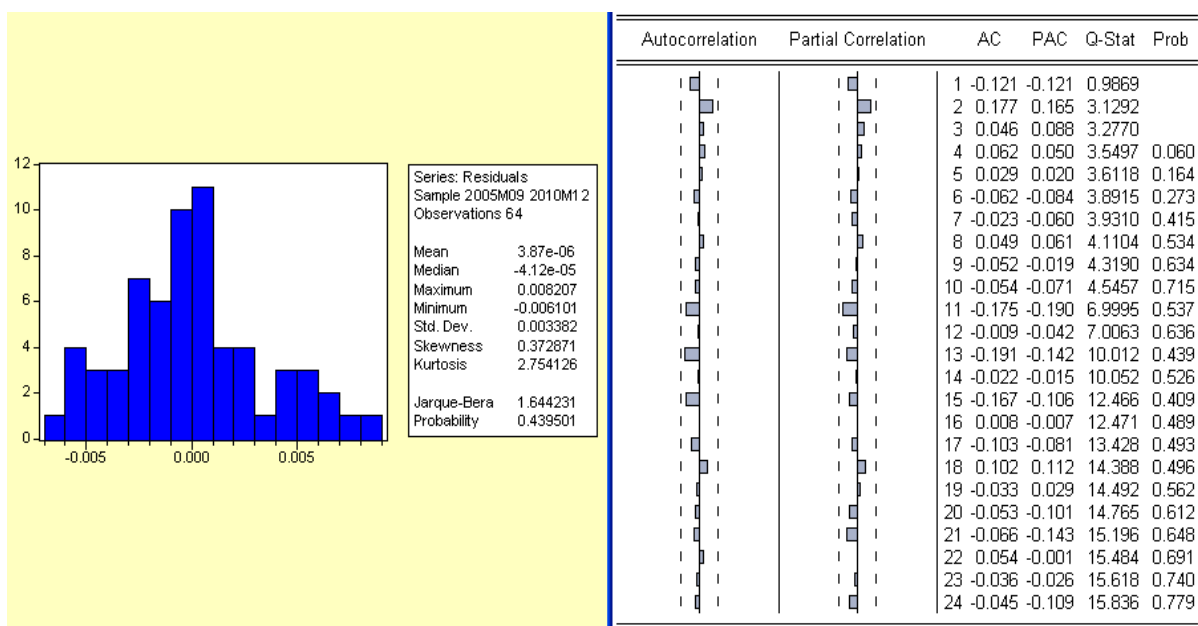
Табела 3.1.1:Анализа ARIMA1 модела (оптимистичка варијанта)  
за 12 мјесеци 2010. године

2010.	ARIMA1 пројекција	Реалне вриједности	Грешка прогнозе
јануар	117,07	117,66	-0,59
фебруар	117,68	117,79	-0,11
март	118,28	117,96	0,32
април	117,98	117,13	0,85
мај	118,14	117,18	0,97
јун	118,36	117,15	1,22
јул	118,54	117,10	1,44
август	118,47	116,84	1,63
септембар	118,41	117,24	1,17
октобар	119,19	118,33	0,86
новембар	119,54	118,66	0,88
децембар	119,84	119,66	0,18

Из табеле 3.1.1 може се закључити да ARIMA1 модел даје ефикасну процјену за 12 мјесеци 2010. године, а процијењене вриједности разликују се од оригиналних у распону од -0,11 (фебруар 2010. године) - минимално одступање до 1,63 (август 2010. године) – максимално одступање. Имајући у виду упоредне емпиријске показатеље добијени резултати могу се сматрати ефикасним.

Такође, на основу графика 3.1.1 закључује се да ARIMA1 модел има нормалан распоред дистрибуције резидуала, чија вриједност аутокорејације и парцијалне аутокорејације указује да се ради о насумичном кретању резидуала, што индицира да ARIMA 1 модел задовољава критеријуме дијагностичке фазе Вох-Јенкинс процедуре (ефикасна симулација са стварном серијом и насумичност резидуала).

График. 3.1.1: Хистограм и корелограм ARIMA1 резидула



Одабрани модели употребљени су за прогнозу кретања CPIBH за период јануар – децембар 2011. године. На основу добијених вриједности CPIBH за сваки мјесеца 2011. године израчунате су мјесечне стопе инфлације на годишњем нивоу, као и просјечна годишња стопа инфлације у 2011. години. Преглед стопа инфлације за сва три одабрана модела приказан је у табели 3.1.2.

Табела 3.1.2: Прогноза инфлације за 2011. годину  
(мјесец/исти мјесец претходне године)<sup>18</sup> (у %)

2011.	ARIMA 1 (оптимистичка варијанта)	ARIMA 2 (реална варијанта)	ARIMA 3 (песимистичка варијанта)
јануар	2,1	2,6	3,0
фебруар	2,5	2,9	3,2
март	2,9	3,2	3,5
април	3,4	3,5	4,0
мај	3,5	3,6	4,1
јун	3,7	3,8	4,3
јул	3,9	4,0	4,5
август	4,1	4,3	4,9
септембар	3,8	3,9	4,6
октобар	3,4	3,8	4,3
новембар	3,4	3,9	4,3
децембар	2,8	3,3	3,7
2011/2010.	3,3	3,6	4,0

#### 4. ЗАКЉУЧАК

Израчунавањем и праћењем индекса потрошачких цијена на нивоу БиХ створене су реалне претпоставке за израду квалитетне анализе и пројекције кретања цијена. У том смислу у првом дијелу рада урађена је краћа анализа кретања цијена у посљедних пет година, док је у другом дијелу рада, на бази анализе, урађена пројекција инфлације за 2011. годину. Пројектовање инфлације на основу релативно кратке временске серије (72 опсервације), коју карактерише увођење ПДВ и глобална финансијска криза, није био нимало једноставан задатак. Узимајући у обзир наведена ограничења и поштујући процедуре које сугерише Воx-Jenkins методологија, креирана су 64 модела. На основу квалитета и ефикасности одабрана су три ARIMA модела за прогнозу инфлације. Ефикасност и одрживост модела, као и њихова предиктивна моћ биће тестирани током 2011. године.

<sup>18</sup>Стопе инфлације израчунате су на основу пројекције CPIBH за 2011. годину и стварних вриједности CPIBH за 2010.годину.

## ПРИЛОГ: ДИЈАГНОСТИКА ОДАБРАНИХ АRIMA МОДЕЛА И ТАБЕЛА СРІВН

Табела 5.1 -Дијагностика АRIMA модела (оптимистичка варијанта)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002187	0.001099	1.990307	0.0513
D1	0.033296	0.003298	10.09647	0.0000
D2	0.010929	0.003092	3.535112	0.0008
AR(1)	0.608031	0.108231	5.617885	0.0000
SAR(6)	-0.935703	0.027994	-33.42465	0.0000
MA(6)	0.915437	0.040416	22.65038	0.0000
R-squared	0.799241	Mean dependent var		0.002940
Adjusted R-squared	0.781934	S.D. dependent var		0.007547
S.E. of regression	0.003524	Akaike info criterion		-8.369196
Sum squared resid	0.000720	Schwarz criterion		-8.166801
Log likelihood	273.8143	F-statistic		46.18080
Durbin-Watson stat	2.157708	Prob(F-statistic)		0.000000
Root Mean Squared Error	2.2865507			
Mean Absolute Error	1.6790311			
Mean Absolute Percent Error	1.4836677			
Theil Inequality Coefficient	0.0102600			
Bias Proportion	0.1993822			
Variance Proportion	0.0041102			
Covariance Proportion	0.7965084			

Табела 5.2: Дијагностика АRIMA модела (реална варијанта)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002314	0.000814	2.841938	0.0062
D1	0.028184	0.003827	7.365067	0.0000
D2	0.005733	0.002138	2.682100	0.0096
AR(6)	-0.956266	0.027337	-34.98125	0.0000
MA(1)	0.435485	0.051837	8.401040	0.0000
MA(2)	0.763974	0.067682	11.28775	0.0000
MA(14)	-0.209279	0.062820	-3.331425	0.0015
SMA(6)	0.918414	0.028073	32.71486	0.0000
R-squared	0.817203	Mean dependent var		0.002843
Adjusted R-squared	0.794754	S.D. dependent var		0.007529
S.E. of regression	0.003411	Akaike info criterion		-8.408765
Sum squared resid	0.000663	Schwarz criterion		-8.141148
Log likelihood	281.2849	F-statistic		36.40294
Durbin-Watson stat	1.860303	Prob(F-statistic)		0.000000
Root Mean Squared Error	2.0780277			
Mean Absolute Error	1.4829377			
Mean Absolute Percent Error	1.3106655			
Theil Inequality Coefficient	0.0093299			
Bias Proportion	0.1279966			
Variance Proportion	0.0054822			
Covariance Proportion	0.8665222			

Табела 5.3: Дијагностика ARIMA модела (песимистичка варијанта)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002242	0.000843	2.659757	0.0101
D1	0.034312	0.003651	9.399308	0.0000
D2	0.009520	0.003389	2.808626	0.0068
AR(6)	-0.930507	0.028314	-32.86416	0.0000
MA(1)	0.415495	0.136213	3.050333	0.0035
MA(2)	0.395810	0.130524	3.032479	0.0036
MA(3)	0.225978	0.123157	1.834881	0.0717
SMA(6)	0.917525	0.041281	22.22649	0.0000
R-squared	0.802374	Mean dependent var		0.002843
Adjusted R-squared	0.778105	S.D. dependent var		0.007529
S.E. of regression	0.003547	Akaike info criterion		-8.330769
Sum squared resid	0.000717	Schwarz criterion		-8.063152
Log likelihood	278.7500	F-statistic		33.06058
Durbin-Watson stat	1.852910	Prob(F-statistic)		0.000000
Root Mean Squared Error	2.028157			
Mean Absolute Error	1.516441			
Mean Absolute Percent Error	1.339359			
Theil Inequality Coefficient	0.009088			
Bias Proportion	0.025573			
Variance Proportion	0.001202			
Covariance Proportion	0.973224			

Табела 5.4: Индекс потрошачких цијена 2005–2010. година (2005=100)

	2005.	2006.	2007.	2008.	2009.	2010.
јануар	98,91	105,99	106,89	113,41	115,98	117,66
фебруар	99,45	106,45	107,18	113,84	115,88	117,79
март	100,07	106,54	107,30	114,92	115,74	117,96
април	99,29	105,63	106,45	114,40	114,35	117,13
мај	99,28	106,52	106,68	115,37	114,23	117,18
јун	99,41	106,30	106,29	116,46	114,31	117,15
јул	99,47	105,67	105,99	116,52	115,06	117,10
август	99,13	105,53	106,47	116,60	114,88	116,84
септембар	99,92	105,61	107,31	116,69	115,01	117,24
октобар	101,38	106,34	109,52	117,51	115,82	118,33
новембар	101,73	106,35	110,68	116,80	115,96	118,66
децембар	101,95	106,59	111,86	116,12	116,09	119,66

## ЛИТЕРАТУРА

- Bos, C.S. et al.** 2001. "Inflation, Forecast Intervals and Long Memory Regression Models", *Tinbergen Institute Discussion Paper*, TI 2001-029/4.
- Enderson, W** 2004. *Applied econometric – Time series*, (second edition) WILEY, John Wiley and SONS, USA.
- Gómez, V and Maravall A** 1998. "Automatic Modelling Methods for Univariate Series", *Banco de Espana Working Paper No. 9808*.
- Gujarati, D** 2004: *Basic Econometrics*, F. E. Mc Graw Hill.
- Kovačić, Z.J.** 1998. *Analiza vremenskih serija*, Beograd: Ekonomski fakultet.
- Marček, M** 2005. *Economic Time Series Forecasting: Box-Jenkins Methodology and Signal Processing Approach*, <dsp.vscht.cz>.
- Meyera, A. et al.** 1998. "Forecasting Irish Inflation Using ARIMA Models", *Central Bank of Ireland Technical Paper 3/RT/98*.
- Salam, A.M et al.** 2006. "Forecasting Inflation in Developing Nations: The Case of Pakistan ", *International Research Journal of Finance and Economics*, No. 3.
- Saz, G.** 2011. "The Efficacy of SARIMA Models for Forecasting Inflation Rates in Developing Countries: The Case for Turkey", *International Research Journal of Finance and Economics*, ISSN 1450-2887 Issue 62, <www.eurojournals.com>.
- Stadnytska, T. et al.** 2008. "Comparison of automated procedures for ARMA model identification", *University of Heidelberg*, German, <www.springerlink.com>.
- Stock, J.H. and Watson, M.W.** 1999. "Forecasting inflation", *Journal of Monetary Economics* 44, pp. 293–335.
- Toshitaka, S.** 2001. "Modeling and Forecasting Inflation in Japan," *IMF Working Paper*, WP/01/82.
- Tripodis, Y and Penzer, J.** 2004. "Single season heteroscedasticity in time series" Office for National Statistics, UK.  
<http://stats.lse.ac.uk/penzer/papers/singseas.pdf>
- Wooldridge, J. M.** 2005. *Introductory Econometrics: A Modern Approach* Second Edition, 2005.