

Мехмед Мурић

Међународни центар за мир и развој;
Универзитет за мир Уједињених нација,
Београд,
Србија

✉ mesamuric@gmail.com

АНАЛИЗА УТИЦАЈА ИНФЛАЦИЈЕ НА ПРИВРЕДНИ РАСТ У СРБИЈИ – МОДЕЛ ВЕКТОРСКЕ АУТОРЕГРЕСИЈЕ

ANALYSIS OF THE EFFECTS OF INFLATION ON ECONOMIC GROWTH IN SERBIA - VECTOR AUTOREGRESSION MODEL

Резиме: Апстракт: Анализа односа између инфлације и привредног раста обележила је период од друге половине 20. века. Позната је чињеница да је однос између инфлације и привредног раста један од најзначајнијих односа у макроекономији, па је из тог разлога проучавање овог односа стално актуелна тема. За анализу утицаја инфлације на привредни раст од посебног су значаја бројне емпиријске студије које се од 70-их година 20. века интезивно баве проучавањем ефеката које инфлација изазива на привредни раст. Резултати најзначајнијих емпиријских налаза указали су на негативан предзнак утицаја инфлације на привредни раст. Коначан консензус међу економистима о односу између инфлације и привредног раста још увек није постигнут. Овај рад бави се емпиријском анализом утицаја инфлације на привредни раст у Србији. Коришћењем модела векторске ауторегресије у анализи утицаја инфлације на привредни раст у Србији добијени су подаци који указују да се може очекивати пад индустријске производње у просеку од 0,23% ако се инфлација повећа за 1%. Без обзира што је интензитет утицаја мали, негативан је и статистички значајан.

Кључне ријечи: инфлација, привредни раст, негативни ефекти, модел векторске ауторегресије.

JEL класификација: C32, E23, E27, E31, O49

Summary: An analysis of the relations between inflation and economic growth marked the period of the second half of the 20th century. It is well known that the relationship between inflation and economic growth is one of the crucial relationships in macroeconomics, making the study of this phenomenon a matter of interest. A number of empirical studies carried out since the 70s had a profound effect on the analysis of the effects of inflation, and have been intensively researching the effects of inflation on economic growth. The results of the most significant empirical findings have pointed to the negative connotation of the effect of inflation on economic growth. The final consensus among economists about the relationship of inflation and economic growth has yet to be reached. This paper deals with the empirical analysis of the effects of inflation on economic growth in Serbia. The method of vector autoregression used to analyze these effects has provided the data which indicate a decline in industrial production of approximately 0.23 %, provided inflation increases by 1 %.

Regardless of the small intensity of this effect, it is still negative and statistically significant.

Key words: inflation, economic growth, negative effects, model of vector autoregression

JEL Classification: C32, E23, E27, E31, O49

1. УВОД

Другу половину 20. века обележила су истраживања на тему односа између инфлације и привредног раста. Тако Miguel Sidrauski (1967) у свом познатом раду *Inflation and Economic Growth* упућује на чињеницу да већину модела привредног раста чине реални модели који у суштини игноришу монетарну структуру привреде и

фокусирају се само на реалне варијабле. Развој ове врсте неновчаних модела био би сасвим оправдан уколико би неко могао да докаже да монетарна структура нема ефеката на реалне варијабле система и да је новац неутралан (Sidrauski 1967). Sidrauski (1967a) је већи део својих истраживања фокусирао на испитивање односа између инфлације и привредног раста. Два његова доприноса се посебно издвајају. Први је модел интертемпоралне оптимизације или тзв. *Sidrauski* модел у којем је основни резултат сазнање да промене стопе новца немају ефекат на количину капитала у дугом року. Други допринос је његов рад *Inflation and Economic Growth* из 1967. године који развија Тобинов модел новца и раста са константном стопом штедње у којем се износ реалног капитала повећава са стопом инфлације. У краткорочном моделу повећање стопе раста новца смањује стопу раста производње док повећава стопу инфлације. Његов приступ питању новца нагласио је портфолио супституцију као основну покретачку снагу у одређивању односа између инфлације и привредног раста (Sidrauski 1967a: 534–544). Sidrauski (1967b) у свом дескриптивном моделу указује да повећање стопе раста новца доводи до повећања очекиване стопе инфлације, чиме се смањује тражња за реалним салдима (Sidrauski 1967b: 796).

Stanley Fischer (1983) у раду *Inflation and Growth* користећи варијанту модела оптимизације Sidrauskog указује на неколико механизма повезивања инфлације, производње и раста. *Први механизам* је портфолио веза коју је Sidrauski нагласио. По овом механизму пораст очекиване стопе инфлације узрокује померање од новца ка капиталу у портфолију. У двосекторском моделу ово повећање цене инсталираног капитала води ка вишим стопама инвестиција и раста и у крајњој линији ка вишем износу реалног капитала у производњи. Међутим, склоност ка штедњи може да прекине везу. На пример, ако штедња води реалну каматну стопу ка изједначавању са дисконтном стопом (прилагођеном за раст), промене у стопи инфлације могу напустити стабилно стање износа реалног капитала без икаквих додатних утицаја. *Други механизам* показује да неприлагођавање пореског система инфлацији може довести до тога да реална стопа приноса на капитал после опорезивања смањује функцију стопе инфлације чак иако је стопа приноса пре опорезивања независна од стопе инфлације. Овај механизам је нагласио Martin Feldstein (1976) у раду *Inflation, Income Taxes and the Rate of Interest: A Theoretical Analysis*. Код *трећег механизма* ако је дата стопа раста новчане масе, повећање стопе раста производње има тенденцију да смањи стопу инфлације јер тражња за реалним салдима расте много брже. Еквивалентно, неповољни шокови на страни понуде ће довести до повећања инфлације у исто време када ниво производње или, у кратком року, стопа раста производње, опада. *Четврти механизам* нагласио је Julio H. G. Olivera (1970). По овом механизму ако се државна потрошња финансира делом кроз штампање новца смањује стопу раста производње и тражње за реалним салдима те може захтевати од државе повећање стопе раста новца. Ово је посебан случај *пасивног новца*. Код *петог механизма* Fischer (1983) наглашава да повећање стопе инфлације доводи до ниже вредности реалног салда и преусмеравање реалних ресурса на прављење трансакција. То смањује производњу. Уопште, чини се да веће стопе предвиђене али и непредвиђене инфлације смањују ефикасност ценовног система и смањују фактор продуктивности. *Шести механизам*, по његовом мишљењу, односи се на краткорочну Филипсову криву која указује да су повећање производње и стопа инфлације позитивно повезани (Fischer 1983: 1–7).

Овај рад бави се испитивањем утицаја инфлације на привредни раст у Србији. Циљ рада је да прикаже резултате налаза најзначајнијих емпиријских студија које су се бавиле анализом утицаја инфлације на привредни раст. Посебан акценат у раду стављен је на емпиријску анализу утицаја инфлације на привредни раст у Србији.

2. ПРЕГЛЕД ЛИТЕРАТУРЕ

Конвенционални погледи макроекономије указују на то да су сталне и предвидљиве стопе инфлације неутралне тј. да у дужем року не утичу на реалну активност. Постоје значајни докази да одрживо високе стопе инфлације могу имати негативне последице на реалан привредни раст чак и у дужем року. Економисти су постигли консензус да високе стопе инфлације проузрокују проблеме не само појединцима већ и привреди уопште. Међутим, економисти се много мање слажу око прецизне везе између инфлације и привредних перформанси као и механизма путем којих инфлација утиче на економску активност.

Истраживања постојања природе везе између инфлације и привредног раста имају дугу историју. Иако су економисти широко прихватили чињеницу да инфлација има негативан ефекат на привредни раст, истраживачи нису могли да детектују негативне утицаје у подацима који датирају из 50-их и 60-их година 20. века. Серије студија ММФ-а из 60-их година 20. века нису пронашле доказе о нарушавању привредног раста изазваног утицајем инфлације (радови Tun U. Wai 1959, Rattan J. Bhatia 1960, Greame S. Dorrance 1963). Harry G. Johnson (1967) у свом истраживању под називом *Is Inflation Retarding Factor in Economic Growth* није могао да пружи емпиријске доказе постојања било позитивне или негативне везе између ове две варијабле (Johnson 1967: 121–130). Налази из 60-их година 20. века показали су да инфлација нема нарочиту важност за привредни раст.

Ово гледиште односа инфлација - привредни раст владало је све до 70-их година 20. века када су се многе државе суочиле са хиперинфлацијом или хроничном инфлацијом. Бројне студије из овог периода посвећене су утврђивању ефеката инфлације на привредни раст и то у земљама са високом инфлацијом. Студије су у више наврата потврдиле да је инфлација имала значајне негативне ефекте на привредни раст. Из тог разлога се данас, доминантан поглед на однос инфлација – привредни раст драстично променио.

Bernhard Heitger (1985) указује на значајно позитивну везу између стопе инфлације и варијабилности и значајно негативан однос између инфлације и привредног раста (Heitger 1985: 49–69). Roger C. Kormendi i Philip G. Meguire (1985) у истраживању спроведеном на пресеку података из 47 држава у периоду од 1950. до 1977. године пронашли су негативан утицај инфлације на привредни раст, али се губи снага објашњења када је унутар једначине регресије укључена и стопа инвестиција. То би могло значити да се ефекат инфлације углавном огледа у смањењу инвестиција али не и продуктивности капитала (Kormendi, Meguire 1985: 141–163). Kevin Grier i Gordon Tullock (1989) проценили су модел који искључује стопу инвестиција, а укључује неколико мера монетарне нестабилности (као што је стопа инфлације, убрзавање цена и стандардна девијација инфлације). Резултати се разликују у зависности од групе посматраних земаља али за земље Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) само варијабилност инфлације изгледа значајно и има негативан ефекат на привредни раст (Grier, Tullock 1989: 259–276). Robert J. Barro (1990) проналази негативну али слабу везу између инфлације и стопе раста реалног *per capita GDP* у периоду од 1970. до 1985. године у пресеку 117 земаља (Barro 1990: 68–75). Користећи временске серије за 21 државу у периоду од 27 година Arthur Grimes (1991) је дошао до закључка да повећање стопе инфлације од 0 до 9% годишње смањује годишњу стопу привредног раста у свакој посматраној држави за око 1% у просеку (Grimes 1991: 631–644). Stenley Fischer (1991, 1993) је истакао значајан утицај неколико краткорочних макроекономских показатеља а посебно инфлацију на стопу привредног раста (Fischer 1991, 1993: 458–512).

Barry Cozier i Jack Selody (1992) проценили су унакрсне једначине конвергенције за различите узорке и пронашли су прилично велики и негативан ефекат инфлације на

доходак у земљама ОЕСД. Они закључују да инфлација пре погађа ниво него стопу раста продуктивности и да је утицај варијабилности инфлације слаб (Cozier, Selody 1992). Ови налази поклапају се са резултатима које је добио Barro (1995) у свом познатом раду *Inflation and Economic Growth*. Barro (1995) прецизније испитује тридесетогодишњи просек података из 100 држава у временском периоду од 1960. до 1990. године, користећи инструменталне варијабле као метод процене. Добио је снажне резултате који показују да пораст просечне инфлације од 10% на годишњем нивоу успорава стопу привредног раста за 0,2 до 0,3 процентна поена годишње. Он тврди да, без обзира што је негативан утицај инфлације на привредни раст мали, доводи до суштинских дугорочних ефеката на животни стандард (Barro 1995). Генерални закључак свих других студија је у складу са негативном корелацијом између инфлације и прихода у дугом року што је и приказано у теорији. Ипак, консензус у том погледу је далеко од апсолутног и поједини аутори су чак критиковали ове налазе тврдећи да недостатак потпуног теоријског оквира отежава тумачење емпиријских корелација. Нешто касније аргументе развили су Ross Levine i David Renelt (1992), Ross Levine i Sara J. Zervos (1993) и Todd E. Clark (1993). Levine i Renelt (1992) спроводе исцрпну анализу осетљивости између широког опсега регресора у једначинама раста и закључују да статистички значај (чак и знак) у већини варијабли (инфлација међу њима) није непроменљив на промене опсега информација (Levine, Renelt 1992: 426–430).

Постоје и друга емпиријска истраживања која тврде да је веза између инфлације и привредног раста крхка. Michael Bruno i William Easterly (1998) у раду *Inflation Crisis and Long-run Growth* и James Bullard i John W. Keating (1995) у раду *The Long-run Relationship between Inflation and Output in Post-war Economies* наводе да се негативан однос између инфлације и привредног раста јавља само у случају када се премаши нека одређена граница тзв. *prag*. Ниже стопе инфлације у релацији инфлација – привредни раст немају значајан утицај. У неким случајевима ефекат инфлације на привредни раст је позитиван. Више стопе инфлације имају значајно негативан ефекат на привредни раст. Bruno i Easterly (1998) су показали да поједине економије иако су претрпеле удар инфлације од 20% до 30% нису имале негативне последице на привредни раст. Међутим, када инфлација премаши одређени критични ниво вредности (по њиховом мишљењу тај ниво износи 40%) ниво реалне активности знатно опада (Bruno, Easterly 1998: 3–26).

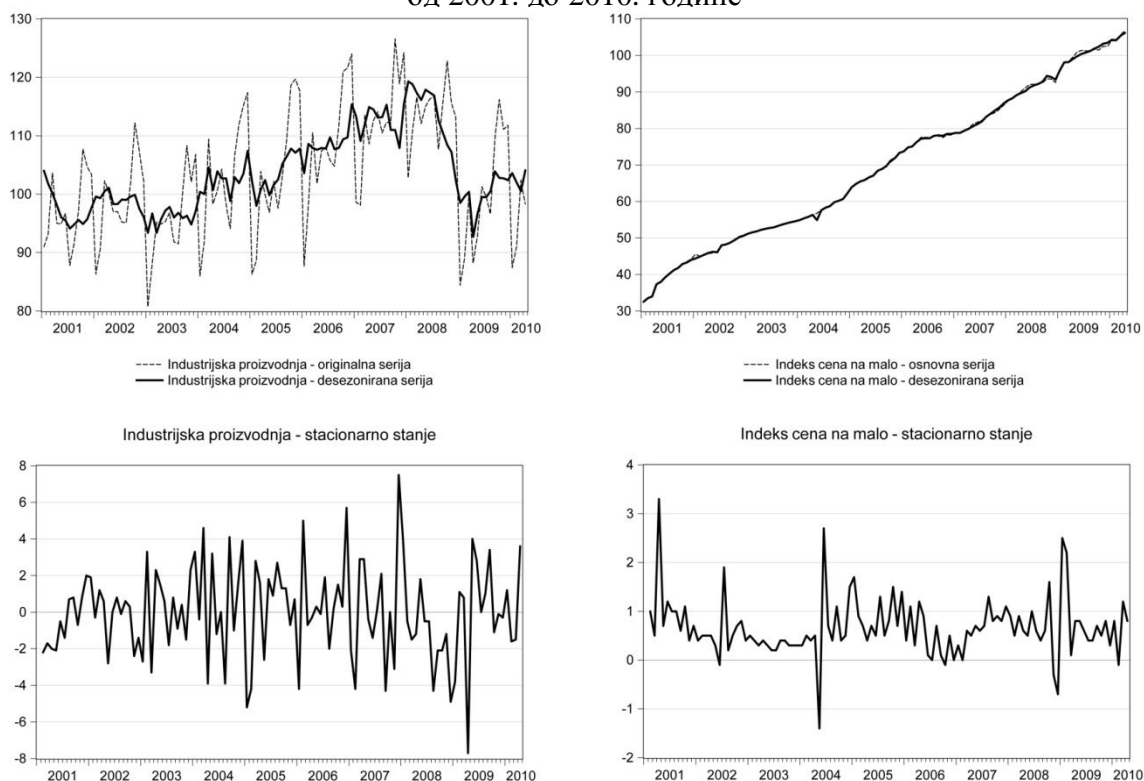
3. АНАЛИЗА УТИЦАЈА ИНФЛАЦИЈЕ НА ПРИВРЕДНИ РАСТ У СРБИЈИ ПРИМЕНОМ МОДЕЛА ВЕКТОРСКЕ АУТОРЕГРЕСИЈЕ (VAR)

Однос између инфлације и привредног раста увек изнова побуђује интересовање економиста. Када је реч о емпиријској анализи односа између инфлације и привредног раста, она обично подразумева векторску ауторегресиону анализу (VAR) директног односа између инфлације и привредног раста. Радови Erman Erbaykal i Aydin H. Okuyan (2008), Yan Hu – Qin i Liu Zhen – Yu (2009), Prasanna Saliان i Gopakumar K. (2008), Vikesh Gokal i Subrina Hanif (2004), Ricardo J. Faria i Francisco G. Carneiro (2001), Ahmed Shoaib (2010) i Omoke P. Chinobi (2010) само су неки примери VAR анализе односа између инфлације и привредног раста. Имајући у виду да је VAR анализа један од стандардних алата емпиријске анализе макроекономских агрегата иста методологија примењена је и у проучавању односа између инфлације и привредног раста у Србији.

3.1. Подаци

За потребе емпиријске анализе дефинисане су две варијабле *индекс индустријске производње* који ће се користити као прокси за привредни раст и *индекс цена на мало* који ће се користити као прокси за инфлацију. Временске серије дефинисаних варијабли добијене су од Завода за статистику Републике Србије, Министарства финансија и Народне банке Србије. У току истраживања постојало је ограничење које се првенствено односи на прикупљање статистичких података у погледу дужине временских серија. Да би се до некле решио проблем дружине временских серија коришћени су подаци на месечном нивоу у периоду од јануара 2001. до априла 2010. године, што чини укупно 112 опсервација. За обе временске серије базна година је 2009 (2009=100). Временске серије су десезониране Tramo-Seats процедуром. Као економетријска подршка коришћен је софтвер EVIEWS 7.

Слика 1: Индекс индустријске производње и индекс цена на мало у Србији у периоду од 2001. до 2010. године



3.2. Методологија

Модел векторске ауторегресије (VAR) је од почетка 80-их година 20. века стандардни алат емпиријске анализе макроекономиста. Своју широку примену нашли су због једноставности употребе и успешности у прогнозама. VAR модел је много успешнији у економским прогнозама у односу на сложене симултане моделе. Математичка интерпретација VAR модела може се исказати на следећи начин:

$$y_{1t} = \alpha_1 + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} y_{1t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_{1j} y_{2t-j} + \varepsilon_t$$

$$y_{2t} = \alpha_2 + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} y_{1t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_{2j} y_{2t-j} + \varepsilon_t$$

Улога VAR модела у анализи макроекономских односа огледа се у дефинисању и развоју фундаменталних статистичких концепата али и отварању нових економских питања која нису нужно претходно постављена. VAR модел обухвата спецификацију и оцену параметара модела, рачунање импулсног одзива варијабли и декомпозицију варијансе грешке предвиђања.

Стационарност – класична економетријска анализа временских серија заснива се на претпоставци да расположиви подаци поседују својство стационарности, под којим се подразумева константност средње вредности и варијансе током времена. Највећи број економских временских серија не задовољава услове стационарности. Регресиона анализа нестационарних временских серија може навести на доношење погрешних закључака. Да би били сигурни у смисао добијеног резултата регресионе анализе неопходно је претходно утврдити природу датих временских серија у погледу стационарности. За испитивање стационарности временских серија користи се проширени *Dickey–Fuller-ов* тест (*Augmented Dickey – Fuller Test*). Математичка интерпретација АДФ теста са укљученим трендом и константом може се изразити у облику:

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Коинтеграција – испитивање стационарности линеарне комбинације индивидуално нестационарних временских серија врши се помоћу тестова коинтеграције. Коинтеграција у основи показује да ли нетационарне временске серије образују дугорочну равнотежну везу. У предметној анализи коришћен је *Johansenov* тест коинтеграције који се математичком интерпретацијом, у облику за VAR модел, може исказати као:

$$x_t = \mu + \Phi D_t + \prod_p x_{t-p} + \dots + \prod_1 x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

Узрочност – испитивање међусобне узрочности дефинисаних варијабли спроводи се помоћу *Grangerovog* теста узрочности који има математичку интерпретацију у следећем облику:

$$\begin{aligned} y_t &= \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \varepsilon_t \\ x_t &= \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_p x_{t-p} + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Хетероскедастичност – приликом анализе временских серија посебну пажњу треба обратити на проблем хетероскедастичности. Хетероскедастичност варијансе резидуала подразумева варијансу случајне грешке која у свакој опсервацији у узорку изгледа као да не потиче из исте популације, тј. није нужно иста. Проблем хетероскедастичности присутан је када је нарушена претпоставка о непромењивости варијансе случајних варијабли у линеарном регресијском моделу. С обзиром да је мера расипања или дисперзије варијанси, под тим се појмом подразумева неједнака варијанса случајних варијабли. Постојање хетероскедастичности доводи до губитка ефикасности процене параметара методом најмањих квадрата јер се нарушава својство *најмање варијансе*. Погрешно израчунавање варијанси, односно стандардних грешака процењених параметара, доводи и до тога да процене и тестови о значајности регресорских варијабли нису више ваљани и могу довести до погрешних закључака. За тестирање хетероскедастичности између дефинисаних варијабли коришћен је *White-ов* тест који се математички може интерпретирати на следећи начин:

$$(e)^2 = \alpha_0 \alpha_1 x_{1i} + \alpha_2 x_{2i} + \alpha_3 x_{3i} + \alpha_4 x_{1i}^2 + \alpha_5 x_{2i}^2 + \alpha_6 x_{3i}^2 + \alpha_7 x_{1i} x_{2i} + \alpha_8 x_{1i} x_{3i} + \alpha_9 x_{2i} x_{3i} + \varepsilon_i$$

Импулсни одговор по *Cholesky* моделу показује како реагују посматране варијабле на један импулс друге, независне варијабле.

3.3. Резултати анализе

Као што је већ наведено на почетку аналитичког дела рада за емпиријску анализу утицаја инфлације на привредни раст у Србији користе се две варијабле *индекс индустријске производње* и *индекс цена на мало*. Обе варијабле су логаритмоване. Зависна варијабла у анализи је *индекс индустријске производње* а независна *индекс цена на мало*. Зависна варијабла, у овом моделу, може се исказати као $инд = f(инф)$.

Утицај инфлације на привредни раст односно утицај индекса раста цена на мало на индекс индустријске производње може се представити регресионом једначином у облику:

$$инд = C(1) * инф + C(2),$$

а резултати регресионе анализе по наведеној једначини приказани су у табели 1.

Табела 1: Резултати регресионе анализе по једначини регресије $инд = C(1) * инф + C(2)$

Зависна варијабла: Индустријска производња				
Метода: најмањи квадрати				
Укључени број опсервација: 112				
Варијабла	Коефицијент	Стандардна грешка	t - статистика	p - вредност
Инфлација	0,171743	0,005833	29,44121	0,0000
Константа	90,94701	0,424084	214,4551	0,0000
R ²	0,887386			
Процењени R ²	0,886362			
Вер. (F-статистика)	0,0000			
Durbin - Watson	0,096732			

Због бољих статистичких својстава и лакше упоредивости анализиране серије су природни логаритми посматраних варијабли. Добијени коефицијент детерминације R² износи 0,819034 што значи да је више од 88% свих одступања протумачено овим регресионим моделом. Међутим, *Durbin-Watson* статистика износи 0,096732 што нам указује на постојање позитивне аутокорељације. Да би се решио проблем аутокорељације првобитни регресиони модел се проширује увођењем вештачких варијабли *t* и ауторегресионим параметром AR(1). Варијабла *t* формира се на следећи начин: $time = @trend(2001:1)$, $t = time + 1$. Након увођења вештачких варијабли у првобитни регресиони модел добија се:

$$инд = C(1) * инф + C(2) + C(3) * t + [AR(1) = C(4)]$$

Табела 2: Резултати регресионе анализе по једначини регресије

$$\text{инд} = C(1) * \text{инф} + C(2) + C(3) * t + [AR(1) = C(4)]$$

Зависна варијабла: Индустриска производња

Метода: најмањи квадрати

Укључени број опсервација: 112

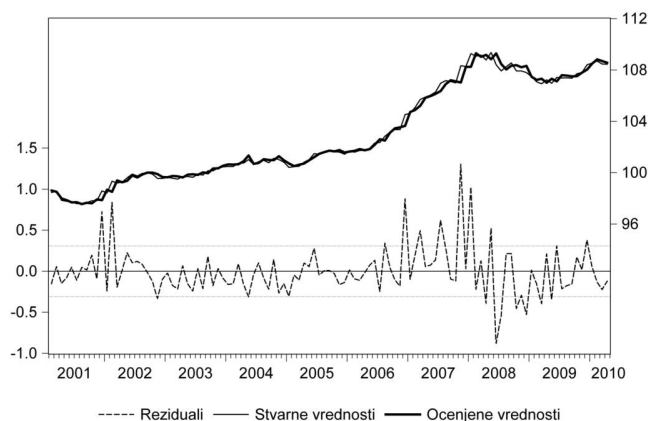
Варијабла	Коефицијент	Стандардна грешка	t - статистика	p - вредност
Инфлација	-0,230673	0,049528	-4,657406	0,0000
Константа	110,6106	3,325041	33,86744	0,0000
t	0,271294	0,041895	6,475608	0,0000
AR(1)	0,964299	0,023587	40,88181	0,0000
R ²	0,993466			
Процењени R ²	0,993283			
Вер. (F-статистика)	0,0000			
Durbin - Watson	2,187676			

У табели 2 приказани су резултати проширеног регресионог модела. Добијени коефицијент детерминације R² износи 0,993466 што значи да је преко 99% свих одступања протумачено овим регресионим моделом. *Durbin-Watson* статистика износи 2,187676 што значи да не постоји проблем аутокорељације. Емпиријски ниво значајности износи p = ,0000 што указује на чињеницу да је варијабла *индекс цена на мало* статистички значајна у анализираном моделу. Добијени резултат регресионе анализе показује да се може очекивати *пад индустриске производње у Србији у просеку од 0,230673% ако се инфлација повећа за 1%*. Другим речима добијени резултати упућују на мали али негативан и статистички значајан утицај инфлације на привредни раст у Србији.

Следећи важан тест за оцену посматраног регресионог модела је постојање хетероскедастичности. Потребно је оценити да ли коришћене варијабле регресионог модела имају неједнаке варијансе. Нулта хипотеза је да посматране варијабле нису хомоскедастичне тј. да постоји проблем хетероскедастичности. За тест хетероскедастичности коришћен је *White-ов* тест. Резултати су следећи:

$$\begin{aligned} \text{Obs}^* \text{R-squared} &= 6,647965 \\ \text{Број степени слободе} &\text{ износи } 3 \\ \chi_{0,05}^2 &= 7,81 > 6,647965 \end{aligned}$$

Слика 2: Стварне и оцењене вредности индустриске производње у Србији у периоду од 2001. до 2010. године



Добијени резултати *White-овог* теста показују да је израчуната вредност $\chi_{0,05}^2$ статистике мања од табличне вредности за 3 степена слободе што нам омогућава да одбацимо нулту хипотезу од непостојању хомоскедастичности односно у посматраном периоду не постоји проблем хетероскедастичности.

Помоћу VAR анализе у наставку рада биће испитана међусобна узрочност посматраних варијабли и биће приказан импулсни одговор посматраних варијабли на појединачне шокове. Модел векторске ауторегресије у нашем случају може се представити на следећи начин:

$$\begin{aligned} \text{инд}_t &= \alpha_1 + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} \text{инд}_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_{1j} \text{инф}_{t-j} + \varepsilon_t \\ \text{инф}_t &= \alpha_2 + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} \text{инд}_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_{2j} \text{инф}_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Анализа односа између инфлације и привредног раста у Србији помоћу модела векторске ауторегресије почиње тестирањем временских серија дефинисаних варијабли на постојање јединичног корена, односно, потребно је утврдити да ли су изабране серије стационарне у нивоу и првој деференцијацији. За тестирање постојања јединичног корена коришћен је проширени *Dickey–Fuller-ов* тест који садржи константу и тренд. Резултати тестирања стационарности у нивоима приказани су у табели 3.

Табела 3: АДФ тест стационарности у нивоима

H_0 : Индекс индустријске производње у нивоу има јединични корен

H_0 : Индекс цена на мало у нивоу има јединични корен

		<i>t - statistika</i>	<i>p – vrednost*</i>
<i>Проширени Dickey–Fuller</i> тест статистика		-2,326100	0,4161
<i>Индекс индустријске производње</i>	1%	- 4,046072	
	5%	- 3,452358	
	10%	- 3,151673	
Дужина кашњења:		4	
<i>Проширени Dickey–Fuller</i> тест статистика		- 2,050597	0,5670
<i>Индекс цена на мало</i>	1%	- 4,042819	
	5%	- 3,450807	
	10%	- 3,150766	
Дужина кашњења:		0	

*MacKinnon (1996) *p – вредности једне стране. АДФ тест укључује тренд и константу. Durbin–Watson* статистика за индекс индустријске производње има вредност 1,923389 а за индекс цена на мало 2,054628.

Резултати АДФ теста показују да код обе посматране варијабле вредност израчунате критичне вредности већа је од критичних вредности за нивое значајности од 1%, 5% и 10%. На основу добијених резултата прихватимо нулту хипотезу о постојању јединичног корена што значи да су временске серије дефинисаних варијабли нестационарне у нивоу.

Табела 4: АДФ тест стационарности у првим диференцијацијама

H_0 : Индекс индустријске производње у првим диференцијацијама има јединични корен
 H_0 : Индекс цена на мало у првим диференцијацијама има јединични корен

		<i>t - statistika</i>	<i>p – vrednost*</i>
Проширени Dickey–Fuller тест статистика		-11,32423	0,0000
Индекс индустријске производње	1%	-4,043609	
	5%	-3,451184	
	10%	-3,150986	
Дужина кашњења:		0	
Проширени Dickey–Fuller тест статистика		-11,02429	0,0000
Индекс цена на мало	1%	-4,043609	
	5%	-3,451184	
	10%	-3,150986	
Дужина кашњења:		0	

*MacKinnon (1996) *p – вредности једне стране*. АДФ тест укључује тренд и константу. Durbin–Watson статистика за индекс индустријске производње има вредност 1,950480 а за индекс цена на мало 1,996434.

Да би се добило стационарно стање временских серија дефинисаних варијабли потребно је извршити диференцијацију првог нивоа. Добијени резултати АДФ теста варијабли са диференцијацијом првог реда приказани у табели 4 показују да је израчуната критична вредност за обе варијабле мања од табличних критичних вредности за нивое значајности од 1%, 5% и 10% што значи да можемо одбацити нулту хипотезу о постојању јединичног корена односно можемо закључити да су посматране варијабле стационарне у првим диференцијацијама.

Будући да се тестом јединичног корена утврдило да су посматране временске серије стационарне у првим нивоима, следећи корак у анализи јесте утврђивање постојања коинтеграције између посматраних варијабли. На основу резултата тестова коинтеграције анализа се може наставити на један од два следећа начина:

1. у случају да постоји дугорочни равнотежни однос између две временске серије оцењује се VAR модел у првим диференцијацијама приширен за члан одступања од случајне грешке (VEC модел са корекцијом грешке);
2. у случају да не постоји дугорочни равнотежни однос између две временске серије оцењује се VAR модел у првим диференцијацијама.

За тестирање коинтеграције коришћена је *Johansen-ова* процедура. Временске серије модела при временским помацама од 1 до 4 показују да не постоји коинтеграциони вектор односно да временске серије модела не образују дугорочну равнотежу. Резултати *Johansen-овог* теста приказани су у табели 5.

Табела 5: Резултати *Johansen-овог* теста коинтеграције

Неограничени тест ранга коинтеграције (*Trace*)

Интервал кашњења (у првим диференцијацијама) 1 до 4

Хипотетички број једначина коинтеграције	Eigenvalue	Trace Statistic	0,05 Критична вредност	p – вредност**
Ниједна	0,071622	8,198131	15,49471	0,4445
Највише 1	0,002299	0,246329	3,841466	0,6197

Ужи (*trace*) тест указује на непостојање једначина коинтеграције на нивоу од 0,05. **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p-values*

Неограничени тест ранга коинтеграције (*Maximum Eigenvalue*)

Интервал кашњења (у првим диференцијацијама) 1 до 4

Хипотетички број једначина коинтеграције	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0,05 Критична вредност	p – вредност **
<i>Ниједна</i>	0,071622	7,951801	14,26460	0,3836
<i>Највише 1</i>	0,002299	0,246329	3,841466	0,6197

Maximum Eigenvalue тест указује на непостојање једначина коинтеграције на нивоу од 0,05.

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

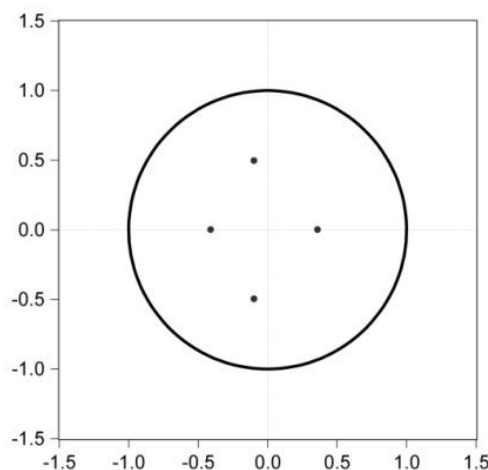
С обзиром да смо утврдили да не постоји дугорочна равнотежа користиће се нерестриктивни модел векторске ауторегресије VAR. Модел векторске ауторегресије креиран је с временским помаком од 2 периоде. Добијени резултати показују да се и у првом и у другом помаку може очекивати пад индустријске производње ако се инфлација повећа за 1% што потврђује добијене резултате класичног регресионог модела. Ако се добијени резултати уврстимо у математичку интерпретацију посматраног VAR модела добија се:

$$\begin{aligned} \text{инд} &= -0,1611 * \text{инд}_{t-1} - 0,0891 * \text{инд}_{t-2} - 0,1480 * \text{инф}_{t-1} - 0,7375 * \text{инф}_{t-2} + 0,6159 \\ \text{инф} &= -0,0252 * \text{инд}_{t-1} - 0,0533 * \text{инд}_{t-2} - 0,0832 * \text{инф}_{t-1} - 0,0191 * \text{инф}_{t-2} + 0,7286 \end{aligned}$$

Да би били сигурни у резултате добијене моделом векторске ауторегресије извршено је тестирање стабилности посматраног модела. Резултати теста приказани су на слици 3.

Слика 3: Тест стабилности модела векторске ауторегресије

Nema korena izvan jediničnog kruga
VAR model odnosa Inflacija - Industrijska proizvodnja stabilan



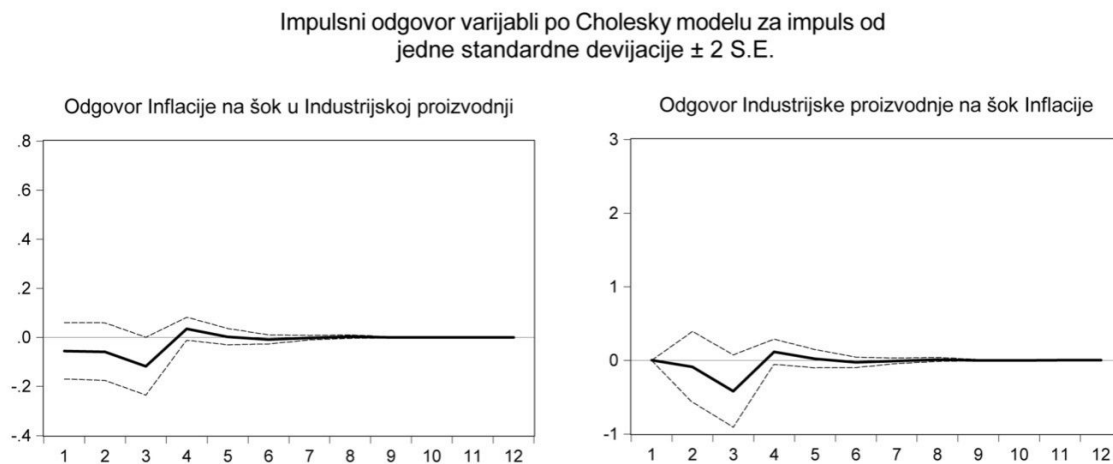
Резултат теста стабилности модела векторске ауторегресије показује да не постоје корени изван јединичног круга што значи да је модел векторске ауторегресије односа инфлација и привредни раст у Србији стабилан.

На почетку анализе представљена је индустријска производња као функција инфлације. Из тог разлога тестирана је једносмерна узрочност по *Granger-овом* моделу узрочности. Резултати теста треба да покажу да ли између инфлације и индустријске производње постоји узрочна веза. Нулта хипотеза гласи да *инфлације не узрокује промену индустријске производње*.

Израчунара p – вредност *Granger-овог* теста износи $p = 0,183$. Како је израчуната вредност већа од вредности $p = 0,05$ одбацујемо нулту хипотезу што значи да промена инфлације изазива промену индустријске производње.

Следеће важно питање за анализу утицаја инфлације на привредни раст у Србији јесте како посматране варијабле реагују на изненадне шокове, којим предзнаком и интензитетом? Одговор на ова питања добиће се коришћењем *Cholesky* модела импулсног одговора. Конкретно *Cholesky* модел треба да да одговор на питање како ће индустријска производња реаговати уколико се на страни инфлације догоди шок у виду повећања инфлације за једну стандардну девијацију.

Слика 4: Импулсни одговор индустријске производње на промену (шок) на страни инфлације



Резултати *Cholesky* модела импулсног одговора потврђују налазе *Granger-овог* теста. Оно што се може приметити јесте да је утицај инфлације на индустријску производњу у Србији *негативан али слабог интензитета и краткоточног карактера* (шок у потпуности ишчезава након петог периода – пет месеци након настанка шока).

Последњи приказ у анализи утицаја инфлације на привредни раст помоћу модела векторске ауторегресије је декомпозиција варијансе. Декомпозицијом варијансе анализирају се варијансе кроз посматрано време и показује се колико је могуће посматране варијансе објаснити првом посматраном варијаблом за сваку посматрану варијаблу. У табели 6 приказани су резултати декомпозиције варијанси за варијабле *индустријска производња и инфлација*.

Табела 6: Декомпозиција варијансе индустријске производње

Период	Декомпозиција стандардне грешке	Индустријска производња	Инфлација
1	2,518274	100,0000	0,000000
2	2,551023	99,87890	0,121098
3	2,587825	97,24127	2,758727
4	2,592820	97,06101	2,938989
5	2,593943	97,05730	2,942698
6	2,594546	97,04666	2,953345
7	2,594563	97,04536	2,954638
8	2,594606	97,04390	2,956103
9	2,594607	97,04388	2,956119
10	2,594609	97,04382	2,956184
11	2,594610	97,04381	2,956186
12	2,594610	97,04381	2,956190

Декомпозиција варијансе у случају варијабле *индустријска производња* показује да је највећи део варијација анализиран варијабле кроз време могуће објаснити самом посматраном варијаблом али с временом тај утицај лагано почиње да слаби (након другог периода – временски интервал од два месеца с обзиром да су подаци на месечном нивоу). На варијације варијабле *индустријска производња* подједнак утицај има варијабла *инфлација*.

4. ЗАКЉУЧАК

Разматрајући однос између инфлације и привредног раста примећује се да тај однос представља један од најважнијих проблема којима се бави макроекономска наука. Користећи чињенице које су изнете у вези са овим важним макроекономским односом може се констатовати следеће: са аспекта теорије, пре свега, треба имати у виду да су негативни ефекти инфлације на привредни раст проучавани у контексту модела привредног раста, па је отуда веома важно истаћи који модели су основа анализе. Уколико су у анализи коришћени модели који су током економске историје показали да не поседују емпиријске доказе о законитостима на којима почивају онда су и резултати анализе дискутабилни. Чињеница је да је у великом броју радова из друге половине 20. века али и радовима новијег датума утврђено постојање негативне везе између инфлације и привредног раста. Међутим, питања као што су да ли је веза између привредног раста и инфлације позитивна, негативна или неутрална, директна или индиректна, још увек остају отворена јер и даље не постоји усаглашен став економиста по овом питању.

Из већине напред наведених емпиријских налаза односа између инфлације и привредног раста може се извући закључак да је тај однос негативног предзнака односно да инфлација негативно утиче на стопу привредног раста. С друге стране, ако се узме у обзир чињеница непостојања апсолутног консензуса међу економистима о јасној теоријској концепцији везе између инфлације и привредног раста отежава тумачење емпиријских налаза корелације па самим тим и добијени резултати остају дискутабилни.

Добијени резултати анализе утицаја инфлације на привредни раст у Србији коришћењем модела векторске ауторегресије показали су да инфлација *негативно утиче на индустријску производњу у Србији*. Утицај инфлације јесте слабог интензитета и краткорочног карактера али је негативног предзнака и статистички је значајна. Резултати наводе на закључак да је, са аспекта монетарне политике, за Србију важно који модел монетарне политике користи и који се инструменти монетарне политике примењују у одређеним периодима шокова на страни инфлације.

ЛИТЕРАТУРА

- Barro J.R.** 1995. "Inflation and Economic Growth", *NBER Working Paper 5326*.
- Bruno, M. and Easterly, W.** 1998. "Inflation Crisis and Long – run Growth". *Journal of Monetary Economics*, 41: 3–26.
- Bullard, J. and Keating, J.W.** 1995. "The Long – run Relationship between Inflation and Output in Post – war Economies". *Journal of Monetary Economics*, 36: 477–496.
- Chinobi, P.O.** 2010. "Inflation and Economic Growth in Nigeria". *International Journal of Sustainable Development, Vol.3. (2)*.
- Clark, E.T.** 1993. "Cross – country evidence on long run growth and inflation". RWP 93 – 05. Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Cozier, B and Selody, J.** 1992. "Inflation and macroeconomic performance: some cross – country evidence". Department of Monetary and Financial Analysis, Bank of Canada.
- Erbaykal, E. and Okuyan, A.H.** 2008 "Does Inflation Depress Economic Growth? Evidence from Turkey. *International Research Journal of Finance and Economics, 17:* 40–48.
- Faria, J.R. and Carneiro, F.G.** 2001. "Does High Inflation Affect Growth in the Long and Short – run?". *Journal of Applied Economics, IV (1):* 89–105.
- Feldstein, Martin.** 1976. "Inflation, Income Taxes and the Rate of Interest: A Theoretical Analysis". *American Economic Review*, 66: 809–820.
- Fischer, S.** 1983. "Inflation and Growth". *NBER Working Paper Series No 1235*.
- Fischer, S.** 1991. "Growth, macroeconomics, and development", *NBER Working Paper 3702*.
- Fischer, S.** 1993. "The role of macroeconomic factors in growth", *Journal of Monetary Economics*, 32: 458–512.
- Gokal, V. and Hanif, S.** 2004. "Relationship between inflation and economic growth". *Working Paper 2004/04*, Economic Department Reserve Bank of Fiji.
- Grier, K. and Tullock, G** 1989. "An empirical analysis of cross – national economic growth, 1951 – 80". *Journal of Monetary Economics*, 24 (2): 259–276.
- Grimes, A** 1991 " The effects of inflation on growth: some international evidence". *Weltwirtschaftliches Archiv*, 127 (4): 631–644.
- Heitger, B.** 1985. "Bestimmungsfaktoren internationaler waschstumsdifferenzen". *Weltwirtschaft 1:* 49–69.
- Hu – Qin, Y. and Liu Zhen – Yu, L.** 2009. "An Empirical Analysis on the Relationship Between Chinese Economic Growth and Inflation During 1953–2007".
- Johnson, H.G.** 1967. "Is inflation Retarding Factor in Economic Growth?" U *Krivine, D. Fiscal and Monetary Problems in Developing States*, ed. Proceedings of the Third Rehoroht Conference, Praeger, New York: 121–130.
- Kormendi, R.C. and Meguire, P.G.** 1985. "Macroeconomic determinants pf growth: cross-country evidence". *Journal of Monetary Economics*, 16: 141–163.
- Levine, R. and Renelt, D.** 1992. "A sensitivity analysis of cross – country growth regressions". *American Economic Review*, 83: 426–430.
- Levine, R. and Zervos, S.J.** 1993. "What have ve learned about policy and growth from cross – country regressions?" *American Economic Review*, 83: 426–430.
- Olivera, H.G.** 1970., "On Passive Money". *Journal of Political Economy*, 78 (4): 805–809.
- Salian, P. and Gopakumar, K.** 2008. "Inflation and Economic Growth in India – An Empirical Analysis".
- Shoaib, A.** 2010. "An Empirical Study on Inflation and Economic Growth in Bangladesh". *International Journal of Sustainable Development, Vol.2. (3):* 41–48.
- Sidrauski, M.** 1967a. "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy". *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 57: 534–544.
- Sidrauski, M.** 1967b. "Inflation and Economic Growth". *The Journal od Political Economy*, Vol. 75 (6): 796.