

KAUZALITET MAKROEKONOMSKIH TRENDOVA I PERFORMANSI TRŽIŠTA KAPITALA

CAUSALITY BETWEEN MACROECONOMIC TRENDS AND CAPITAL MARKET PERFORMANCES

dr. sc. AIDA BRKAN-VEJZOVIĆ, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta „Džemal Bijedić“ u Mostaru

dr. sc. AZRA BAJRAMOVIĆ, vanredni profesor, Ekonomski fakultet Univerziteta „Džemal Bijedić“ u Mostaru

***Sažetak:** Odnosi između makroekonomskih pokazatelja i pokazatelja tržišta kapitala te oblici njihove povezanosti su ispitivani u mnogim studijama za različite zemlje uz korištenje različitih metoda ekonometrijske analize. Analizom obavljenih istraživanja može se zaključiti da i dalje postoji potreba za adekvatnim modelima ocjene odnosa spomenutih pokazatelja. U ovom radu je predstavljen model procjene kauzaliteta fluktuacija tržišta kapitala i makroekonomskih varijabli kroz konstrukciju modela vektorske autoregresije (VAR modela) i procjenu karaktera ustanovljenog odnosa analiziranih varijabli i sprovođenje Grangerovog testa uzročnosti i koraka inovacijske analize.*

***Ključne riječi:** tržište kapitala, makroekonomski pokazatelji, VAR model, stacionarnost, Grangerov test uzročnosti*

***Abstract:** Nature of relationship between macroeconomic and capital markets' indicators in many studies has been tested on data for different countries using different methods of econometric analysis. After analysis of available research results in this field it is evident that there is still a need for adequate models for testing. This paper presents model of causality of fluctuations at capital markets and selected macroeconomic variables through construction of VAR model. It also establishes character of relationship between analyzed variables and shows Granger causality test and steps of innovation analysis.*

***Key words:** capital markets, macroeconomic indicators, VAR model, stationarity, Granger causality test*

UVOD

Tržište kapitala se tradicionalno posmatra kao prediktor ekonomskih kretanja jer postoji vjerovanje da su velika smanjenja cijena dionica signal buduće recesije, dok veliki rast cijena dionica sugerira budući rast zbog inkorporiranih očekivanja o budućim ekonomskih kretanjima u cijene dionice i posljedično uzrokovanja promjena u privrednoj aktivnosti.

Mnogi autori su se bavili problemom ustanovljavanja veze i prirode odnosa između određenih makroekonomskih faktora i tržišta kapitala. Većina dostupnih studija je za razvijene zemlje a postoji određeni broj studija i za zemlje u razvoju za koje je generalno dostupno i manje podataka o performansama tržišta kapitala jer je riječ o relativno mladim tržištima i nema dovoljno podataka za ustanovljavanje veza između određenih pokazatelja. Studije se razlikuju po obuhvaćenom periodu, geografskom području, odabranim varijablama, ali i korištenoj metodologiji pa onda u skladu sa tim dolazi i do različitih zaključaka o vezi između makroekonomskih trendova i performansi tržišta kapitala.

U ovom radu će biti predstavljen model procjene kauzaliteta fluktuacija tržišta kapitala i odabranih makroekonomskih varijabli kroz konstrukciju modela vektorske autoregresije (VAR modela) i procjenu karaktera ustanovljenog odnosa analiziranih varijabli i sprovođenje Grangerovog testa uzročnosti i koraka inovacijske analize.

Pregled dosadašnjih istraživanja

U studijama koje su rađene za zemlje u razvoju te razvijene zemlje pokušalo se, između ostalog, odgovoriti na pitanje da li cijene dionica mogu biti vodeći indikator dešavanja u realnom sektoru privrede, ali i obratno da li dešavanja na makroekonomskom polju mogu poslužiti za predviđanje promjena cijena dionica.

Dumas, Harvey i Ruiz (2003)¹ su koristeći metodu korelaciju na primjeru 12 zemalja OECD-a za period 1970-1996. godina pokazali statistički značajan pozitivan odnos između stope rasta BDP-a i prinosa na kapital.

U velikom broju studija se primjenom različitih regresijskih modela pokušalo doći do odgovora na pitanje o prirodi odnosa pojedinih makroekonomskih faktora i pokazatelja tržišta kapitala. Hatipoglu (2020)² je za 19 OECD ze-

1 Dodig A., (2020) „Relationship between Macroeconomic Indicators and Capital Markets Performance in Selected Southeastern European Countries“, Zagreb International Review of Economics & Business, Vol. 23, No. 2, pp. 55-88, str. 75.

2 Hatipoglu M. (2020), “Revisiting linkages between stock prices and real activity in OECD countries: Does finance respond to changing situation of economy?” Prague Economic Papers, 29(1), 105–126, <https://doi.org/10.18267/j.pep.707>, str. 115.

malja analizirajući period od dvadeset godina pokazao da utjecaj cijena dionica na ekonomsku aktivnost varira zavisno od obima industrijske proizvodnje. Kuosmanen i Vataja (2019)³ su također ispitali utjecaj određenih makroekonomskih varijabli na ekonomski rast G7 zemalja za period 1981-2016. godine gdje se za rast BDP-a značajnim pokazao utjecaj kratkoročne realne kamatne stope, prinosa na dionice i razlika između nominalne dugoročne i kratkoročne kamatne stope (term spread). Za SAD primjenom regresijskog modela Fama (1990)⁴ je dokazao statistički značajan utjecaj industrijske proizvodnje, kapitalnih ulaganja, BNP-a i očekivane buduće proizvodnje na prinose na tržištu kapitala dok su Boyd, Hu i Jagannathan (2001)⁵ istraživali zavisnost Indeksa S&P 500 i stope nezaposlenosti i na bazi postavljenog regresijskog modela odgovora Indeksa S&P 500 na informacije o promjeni stope nezaposlenosti za SAD-e pokazali da su regresioni koeficijenti negativni u fazi kontrakcije i pozitivni u fazi ekspanzije i uglavnom statistički signifikantni na nivou sigurnosti od 95%, napominjući da su najavljujući efekti mnogo značajniji u apsolutnoj vrijednosti za vrijeme kontrakcije. Boudoukh, Richardson i Whitelaw (1994)⁶ su konstruisali regresioni model na bazi mjesečnih podataka o očekivanoj inflaciji i povrata na dionice za period 1953-1990. godina, uvažavajući i kriterij pripadnosti industrijskoj grani odnosno sektoru. Zaključili su da su povrati na dionice cikličnih industrijskih grana negativno korelirani s očekivanom inflacijom, dok je za neciklične industrije korelacija pozitivna. Na primjeru Grčke za period 1980-1996 Flannery i Protopapadakis (2002)⁷ su ukazali na negativan utjecaj cijena dionica na inflaciju, indeks proizvođačkih cijena i novac u užem smislu (M1).

Značaj broj studija je odnos između makroekonomskih faktora i performansi tržišta kapitala ispitivao koristeći Grangerov test uzročnosti u kombinaciji sa još nekim metodama. Tako npr. Duca G. (2007)⁸ je primjenom Grangerovog testa uzročnosti ispitao odnos između BDP-a i cijena dionica za pet tržišta kapitala s najvećom tržišnom kapitalizacijom (SAD, UK, Japan, Francuska i Njemačka). Rezultati Grangerovog testa su pokazali da postoji jednosmjerna uzročnost u smislu da fluktuacije cijena dionica uzrokuju promjenu BDP-a za SAD, UK, Japan i Francusku. U slučaju Njemačke, ustanovljeno da ne postoji uzročnost između

3 Kuosmanen P., Vataja J., (2019), "Time-varying predictive content of financial variables in forecasting GDP growth in the G-7 countries", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 71, p. 211–222, str. 221.

4 Dodig A., op. cit., str. 75.

5 Boyd J. H., Hu J. i Jagannathan R., „The Stock Market’s Reaction to Unemployment News: „Why Bad News Is Usually Good For Stocks“, NBER Working Paper 8092, 2001.

6 Boudoukh J., Richardson M. i Whitelaw R. F., „Industry Returns and Fisher Effect“, *The Journal of Finance*, vol. XLIX, no. 5, 1994, str. 1595-1615.

7 Dodig A., op. cit. str. 75.

8 Duca G., „The Relationship Between the Stock Market and the Economy: Experience from International Financial Markets“, *Bank of Valletta Review* no. 36, 2007, str. 1-12.

cijena dionica i BDP-a, odnosno da su fluktuacije cijena dionica i BDP-a u oba smjera potpuno nezavisne. Studije za zemlje u razvoju su se u ispitivanju i dokazivanju veza koristile Grangerovim testom uzročnosti i Johansenovim testom kointegracije. Koristeći spomenute metode Karamustafa i Kucukkale (2003)⁹ za Tursku su pokazali da su cijene dionica bile vodeći indikator za promjene u ponudi novca a Megaravalli i Sampagnaro (2018) su za Indiju, Kinu i Japan dokazali kratkoročnu i dugoročnu vezu makroekonomskih varijabli deviznog kursa i inflacije i prinosa na dionice.¹⁰

Primjenom strukturnog VAR modela, Sari R. i Soytas U. (2005)¹¹ su utvrdili negativan odnos između inflacije i povrata na dionice za tursko tržište kapitala koji proizlazi iz negativnog utjecaja neočekivane inflacije na stvarni povrat od dionica. Plinkus (2010)¹² je osim Grangerovog testa uzročnosti i Johansenovog testa kointegracije koristio i VAR model za Litvaniju, Latviju i Estoniju i pokazao utjecaj odabranih makroekonomskih indikatora prvenstveno u dugom roku dok se npr. u kratkom roku utjecaj BDP nije pokazao statistički značajnim.

S druge strane Wang i Li (2020)¹³ su koristeći tehniku wavelet transformacije za Kinu za period 1995-2018. pokazali da njihove odabrane makroekonomske varijable (rast industrijske proizvodnje, inflacija i dugoročna kamatna stopa) nemaju prediktivnu moć zaprinose na dionice.

Dodig (2020)¹⁴ je na osnovu podataka za period 2005-2016 za pet zemalja Jugoistočne Evrope koristeći model PMG (Pooled Mean Group) pokazao značajan statistički utjecaj stope inflacije, kamatne stope i računa kapitala u okviru bilansa međunarodnih plaćanja na cijenu dionica. Ovo nije prva studija u kojoj je dokazano da nivo BDP-a nema statistički značajan utjecaj na performanse tržišta kapitala.

Preporučena metodologija ocjene kauzaliteta makroekonomskih trendova i performansi tržišta kapitala

Na osnovu pregleda dostupnih istraživanja može se zaključiti da se do odgovora na pitanje o vezama i tipu odnosa između makroekonomskih indikatora i tržišta kapitala pokušalo doći korištenjem različitih metoda. Mnogo više studija je urađeno za razvijene zemlje, ali o prirodi utjecaja faktora i međusobnom odno-

9 Dodig A., op. cit., str. 76.

10 Ibidem, str. 76.

11 Sari R. i Soytas U., „Inflation, Stock Returns, and Real Activity in Turkey“, *The Empirical Economics Letters* 4(3), 2005, str. 181-192.

12 Dodig, op. cit., str. 76.

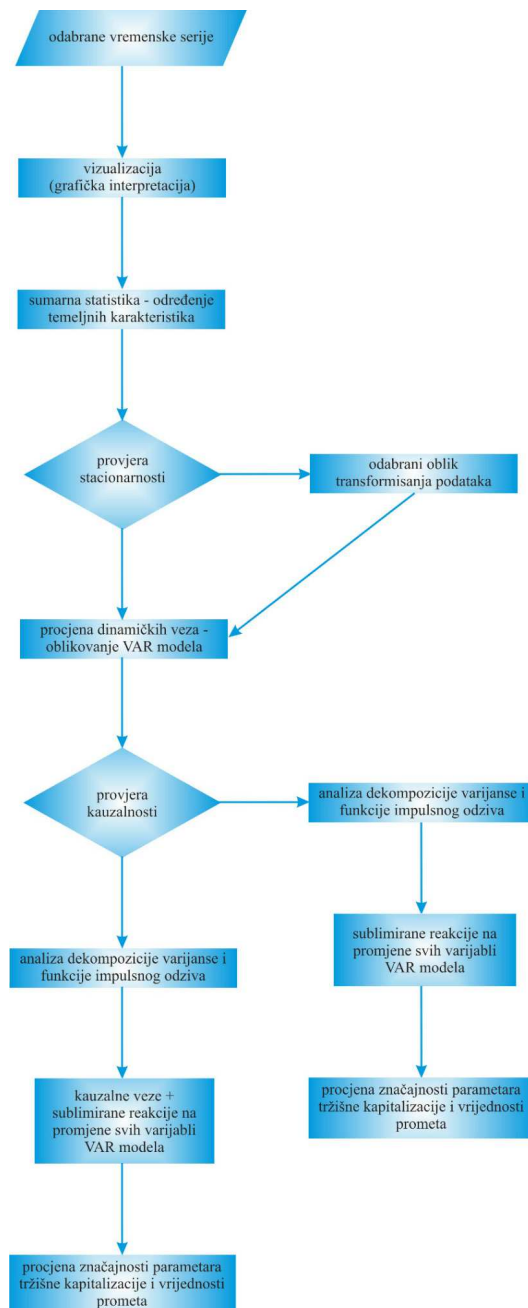
13 Wang R., Li L. (2020), “Dynamic relationship between the stock market and macroeconomy in China (1995–2018): new evidence from the continuous wavelet analysis”, *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 33:1, 521-539, DOI: 10.1080/1331677X.2020.1716264, str. 536.

14 Dodig, op. cit., str. 73.

su pojedinih indikatora ne mogu se izvući jedinstveni zaključci. Očito je da jedna metoda ili tehnika ne može biti dovoljna za donošenje validnih zaključaka i da je potrebno specificirati poseban model ispitivanja prirode odnosa makroekonomskih faktora i performansi tržišta kapitala.

Za analizu odnosa i veza odabranih makroekonomskih varijabli i indikatora performansnostiržišta kapitala predlaže se sljedeći koncept prikazan na Shemi 1:

Shema 1: Metodološki okvir procjene kauzaliteta makroekonomskih trendova i tržišta kapitala



Navedeni koraci analize vremenskih serija omogućavaju cjelovit obuhvat serija, procjenu kauzalnih veza i vremenskih pomaka nastupanja referentnih tačaka što sve daje metodološki okvir modeliranja cikličnih kretanja na odabranim tržištima.

Rezultati empirijske analize

Za provjeru modela i njegove primjenjivosti ispitat će se veza između BDP-a i Indeksa cijena dionica (ICD) za SAD, kao predstavnika razvijenih tržišta kapitala. Uzeti su podaci koji su već obrađivani u mnogim studijama što omogućuje uporedivost rezultata i osvrt na prednosti predloženog modela. Validnost predloženog konceptualnog okvira potvrđena je kroz analizu uzročnosti odnosno nastupanja tačaka zaokreta u razvoju analiziranih pojava za period 2011-2019. godina.

Primjenom VAR modela uzročnost se analizira u stohastičkom smislu i podrazumijeva mogućnost jedne varijable da predvidi dinamiku druge varijable.¹⁵ Cilj konkretne analize i konstrukcije VAR modela je utvrditi utječu li promjene u finansijskom sektoru, predstavljene kroz promjene na tržištu kapitala izražene preko stope promjene ICD na dešavanja u realnom sektoru, koja se prate kroz promjenu stope BDP-a i ako da na koji način se manifestira taj utjecaj. Problem se svodi na ispitivanje koliki se dio dinamike BDP-a u tekućem periodu može objasniti praćenjem dinamike same varijable u prethodnim periodima i hoće li se dinamika BDP-a bolje objasniti ako se u analizu dodaju i prethodne vrijednosti indeksa ICD.

Za kreiranje VAR modela uzeti su podaci o relativnim stopama promjen-
eserija BDP-a i ICD. Slika 1. pokazuje promjene nivoa BDP i ICD u SAD-u za period od 1971. do 2010. godine. Na slici je vidljiv stabilan rast analiziranih pojava do 1980. godine, nakon čega je zabilježen agresivniji rast koji dostiže svoj vrhunac 1985. godine. Poslije 1986. godine pojave iskazuju umjeren rast bez značajnih turbulencija. Značajan pad ICD zabilježen je 1997. godine, ali bez značajnijeg utjecaja na BDP. Period nakon 1998. godine je izrazito cikličan sa više značajnih zaokreta u kretanju pojava, posebno ICD.

15 Bahovec V., Erjavec N., Uvod u ekonometrijsku analizu, Element d.o.o, Zagreb, 2009. godine, str. 351.

Slika 1. Promjene osnovnih varijabli VAR modela za SAD-e (BDP i ICD)

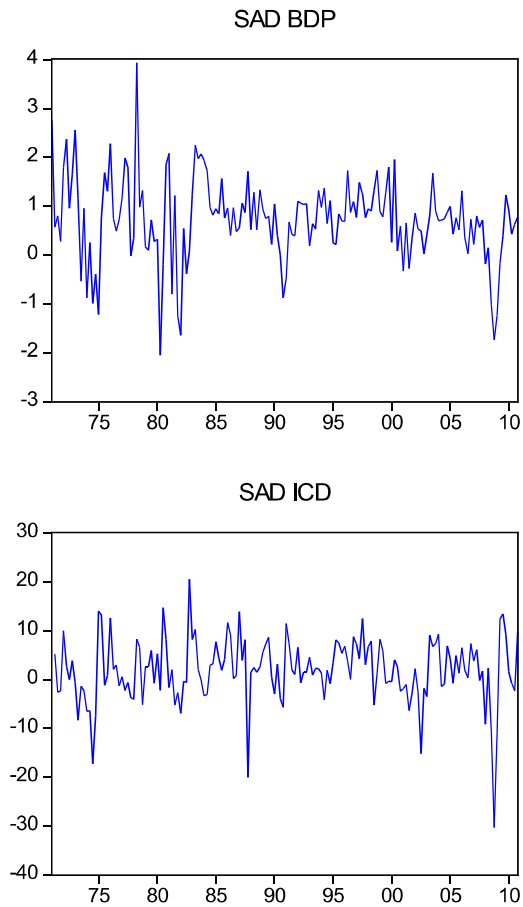


Tabela 1. Sumarna statistika varijabli VAR modela za SAD-e (BDP i ICD) za period 1971Q1-2010Q4.

BDP			ICD	
Mean	0,722024		Mean	1,877676
Median	0,759657		Median	1,914258
Maximum	3,934618		Maximum	20,51989
Minimum	-2,049590		Minimum	-30,36220
Std. dev	0,855662		Std. dev	6,584186
Skewness	-0,209552		Skewness	-0,927083
Kurtosis	4,786957		Kurtosis	6,750502
Jargue-Bera	22,45909		Jargue-Bera	115,9653
Probability	0,000013		Probability	0,000000

Izvor: Izračun autora

U analiziranom periodu (1971Q1-2010Q4) BDP je rastao po prosječnoj stopi od 0,722024, a ICD po stopi od 1,877676. Serija ICD je varijabilnija sa standardnom devijacijom 6,584186 i rasponom varijacije 50,88209 u odnosu na seriju BDP sa standardnom devijacijom 0,855662 i rasponom varijacije 5,984208. Obje analizirane serije ne zadovoljavaju kriterije normalnog rasporeda, jer je zabilježena negativna asimetrija (skewness -0,209552, odnosno -0,927083 i kurtosis 4,786957, odnosno 6,750502).¹⁶ Isti zaključak vezano za normalnost rasporeda se može donijeti na osnovu Jargue-Bera testa gdje je

$$JB = 22,45909 > \chi_2^2(\alpha = 0,05) = 5,99 \text{ i } JB = 115,9653 > \chi_2^2(\alpha = 0,05) = 5,99 .$$

Sagledavanje odnosa analiziranih pojava zahtijeva i sprovedbu ADF testa jediničnih korijena i utvrđivanje reda integriranosti svih varijabli koje bi se kasnije mogle pojaviti u modelu jer je stacionarnost vremenskih serija koje ulaze u ekonometrijski model osnova relevantnosti rezultata modela. Za obje analizirane serije podataka sproveden je test na temelju modela s uključenom konstantom, konstantnom i trendom, kao i na temelju modela koji isključuje determinističku komponentu.

Tabela 2. Rezultati ADF testa jediničnog korijena – SAD (BDP i ICD)

Varijable	ADF test jediničnih korijena	MacK in nove kritične vrijednosti			Odluka	Red integracije
	Konstanta	1%	5%	10%		
BDP	-8,777315	-3,471719	-2,879610	-2,576484	stacionar. u nivoima	I(0)
ICD	-9,081479	-3,471719	-2,879610	-2,576484	stacionar. u nivoima	I(0)
Varijable	ADF test jediničnih korijena	MacK in nove kritične vrijednosti			Odluka	Red integracije
	Konstanta i trend	1%	5%	10%		
BDP	-8,825022	-4,016806	-3,438334	-3,143451	stacionar. u nivoima	I(0)
ICD	-9,051705	-4,016806	-3,438334	-3,143451	stacionar. u nivoima	I(0)
Varijable	ADF test jediničnih korijena	MacK in nove kritične vrijednosti			Odluka	Red integracije
	Bez determinist. komponente	1%	5%	10%		
BDP	-4,144428	-2,579680	-1,942856	-1,615368	stacionar. u nivoima	I(0)
ICD	-8,590324	-2,579587	-1,942843	-1,615376	stacionar. u nivoima	I(0)

Izvor: Izračun autora

¹⁶ Vremenske serije koje sistematski rastu tokom vremena imaju empirijsku raspodjelu iskrivljenu u desno (pozitivna asimetrija) i obratno. Ako je koeficijent spljoštenosti vremenske serije veći od tri, tada su repovi date raspodjele teži od repova normalne raspodjele i obratno. Termin teški rep sugerije da se na repu empirijske raspodjele nalazi veći dio jedinične vjerovatnoće nego što je to slučaj kod repova normalne raspodjele i u pravilu nastaju kao posljedica ekstremnih događaja u kretanju vremenske serije.

Na bazi rezultata sprovedenih testova može se zaključiti da serije imaju stepen integriranosti nula tj. $I(0)$, što znači da su stacionarne u nivoima, gdje nivoi predstavljaju stope promjene analiziranih pojava. Pošto je apsolutna vrijednost ADF testa veća od apsolutne vrijednosti MacKinsonove kritične vrijednosti uz date nivoe signifikantnosti (1%, 5% i 10%) može se odbaciti nulta hipoteza o postojanju jediničnih korijena u analiziranim serijama.

Definisanje VAR modela zahtijeva i određivanje optimalne vrijednosti pomaka k . Odabir optimalne vrijednosti k je važan, jer preveliki broj pomaka (lagova) smanjuje preciznost procjene dodatnih parametara i broj stepeni slobode. Dok s druge strane premali broj lagova ne može obuhvatiti dinamiku stvarnih procesa rezultirajući slabom procjenom i velikom standardnom greškom procjene. Vrijednost k je određena primjenom informacionih kriterija: Akaike (AIC), Schwarz (SIC) i Hannan-Quinn (HQIC). Informacioni kriteriji mjere kvalitet modela pronalazeće optimum između poboljšanja kvaliteta kroz povećavanje broja pomaka i dovoljnog broja stepeni slobode. Na nivou značajnosti od 5% optimalni broj pomaka određen primjenom navedenih kriterija je $k = 1$ (Tabela 2.).

Tabela 2.1 Broj lagova VAR modela za SAD-e (BDP - ICD)

Lag	AIC	SC	HQ
0	9,037957	9,077921	9,054192
1	8,768381	8,888273*	8,817088*
2	8,758130*	8,957950	8,839307
3	8,806453	9,086201	8,920101
4	8,848576	9,208252	8,994695
5	8,893519	9,333122	9,072108
6	8,943328	9,462859	9,154388
7	8,966104	9,565564	9,209636
8	8,942748	9,622136	9,218751

Tabela 2.1a Wald Tests - VAR Lag Exclusion za SAD-e (BDP - ICD)

	BDP	ICD	Joint
Lag 1	45,09456	16,68980	56,73177
	[1,61e-10]	[0,000238]	[1,41e-11]
df	2	2	4

Izvor: Izračun autora

Rezultati procjene VAR modela u koji su uključene tekuće vrijednosti i vrijednosti varijabli iz prethodnog kvartala dati su u Tabeli 3.

Tabela 3. VAR model za SAD-e (BDP - ICD)

Sample (adjusted): 1971Q3 2010Q4

Included observations: 158 after adjustments

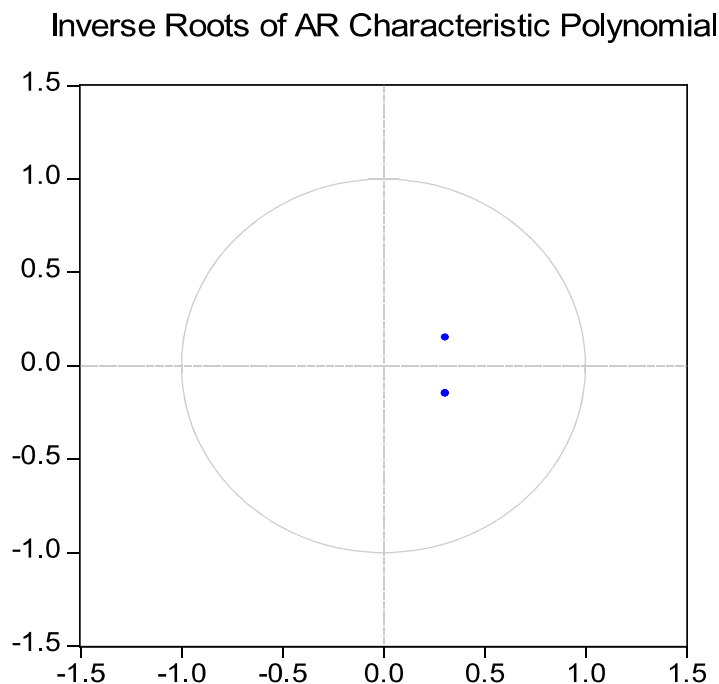
Standard errors in () & t-statistics in []

	BDP	ICD
BDP(-1)	0,292253 (0,07359) [3,97154]	-0,584518 (0,62014) [-0,94256]
ICD(-1)	0,038781 (0,00946) [4,09806]	0,325415 (0,07975) [4,08046]
C	0,432080 (0,07790) [5,54672]	1,676345 (0,65648) [2,55355]
R-squared	0,225366	0,097209
Adj. R-squared	0,215371	0,085560
Sum sq. resids	86,93018	6173,794
S.E. equation	0,748892	6,311175
F-statistic	22,54728	8,344901
Log likelihood	-176,9906	-513,7647
Akaike AIC	2,278362	6,541326
Schwarz SC	2,336513	6,599476
Mean dependent	0,710119	1,856775
S.D. dependent	0,845449	6,599829
Determinant resid covariance (dof adj.)		21,28073
Determinant resid covariance		20,48028
Log likelihood		-686,9221
Akaike information criterion		8,771166
Schwarz criterion		8,887467

Izvor: Izračun autora

Da bi rezultati VAR modela bili adekvatni za reprezentaciju, nužna je stabilnost modela. Za provjeru stabilnosti VAR modela izračunati su korijeni AR karakterističnog polinoma i utvrđeno je da su svi parametri karakterističnog AR polinoma po modulu manji od jedan, što je uslov stacionarnosti modela. Grafička interpretacija inverznih korijena AR polinoma data na Slici 2.

Slika 2. Inverzni korijeni AR polinoma za SAD-e (BDP - ICD)



Grangerov test¹⁷ uzročnosti je primijenjen s ciljem da se ispita postojanje utjecaja varijable ICD na varijablu BDP i obrnuto.

U Tabeli 4. su sadržani rezultati Grangerovog testa uzročnosti. Grangerov test uzročnosti pokazuje da varijabla ICD ima statistički značajan utjecaj na varijablu BDP, dok obrnut smjer posmatranja uzročnosti nije statistički značajan. Rezultati analize pokazuju da postoji jednosmjernan uzročni efekat varijable ICD na varijablu BDP. Broj stepeni slobode ($df = 1$) odnosi se na broj vremenskih pomaka korištenih pri procjeni VAR modelom.¹⁸

¹⁷ Za definisani VAR model odnosa varijabli ICD i BDP, u okviru Grangerovog testa, testirane su dvije hipoteze: varijabla ICD ne uzrokuje BDP u Grangerovom smislu i varijabla BDP ne uzrokuje ICD u Grangerovom smislu.

¹⁸ Nakon testiranja modela s većim brojem pomaka pokazano je da nema potrebe u obzir uzimati veći broj pomaka od 1.

Tabela 4. Grangerov test uzročnosti za SAD (BDP - ICD)

Zavisna varijabla: BDP			
	Chi-sq	df	Prob.
ICD	16,79412	1	0,0000
Sve	16,79412	1	0,0000

Zavisna varijabla: ICD			
	Chi-sq	df	Prob.
BDP	0,888411	1	0,3459
Sve	0,888411	1	0,3459

Izvor: Izračun autora

Dekompozicijom varijanse analizirane su varijacije varijable BDP kroz vrijeme da bi se utvrdilo koliko se varijacija navedene varijable može objasniti varijablom ICD i obratno. Rezultati dekompozicije varijanse za varijable BDP i ICD dati su u tabelama 5 i 6.

Tabela 5. Dekompozicija varijanse za varijablu BDP za SAD

Period	S.E.	BDP	ICD
1	0,748892	100,0000	0,000000
2	0,831843	91,75295	8,247047
3	0,848597	89,05203	10,94797
4	0,851108	88,56855	11,43145
5	0,851381	88,51190	11,48810
6	0,851403	88,50769	11,49231
7	0,851404	88,50756	11,49244
8	0,851404	88,50756	11,49244
9	0,851404	88,50756	11,49244
10	0,851404	88,50756	11,49244

Izvor: Izračun autora

Tabela 6. Dekompozicija varijanse za varijablu ICD za SAD

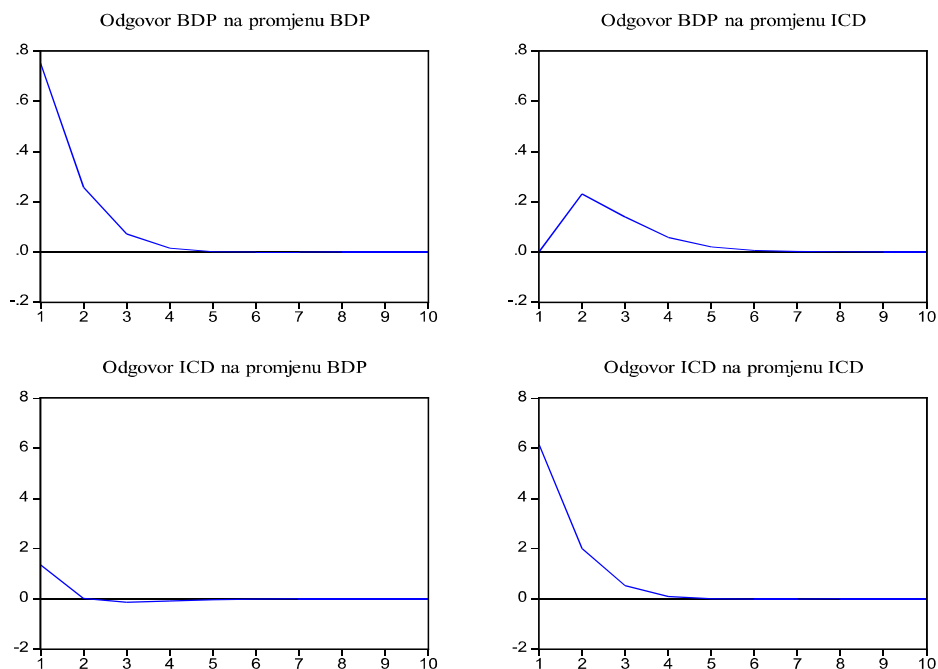
Period	S.E.	BDP	ICD
1	6,311175	4,736345	95,26366
2	6,621868	4,302541	95,69749
3	6,643517	4,329703	95,67030
4	6,644721	4,349657	95,65034
5	6,644861	4,353437	95,64656
6	6,644896	4,353858	95,64614
7	6,644903	4,353884	95,64612
8	6,644904	4,353884	95,64612
9	6,644904	4,353884	95,64612
10	6,644904	4,353884	95,64612

Izvor: Izračun autora

Dekompozicija varijanse za analizirane varijable pokazuje da se najveći dio varijacija varijable ICD može objasniti samom promatranom varijablom (oko 96% ukupnih varijacija). Utjecaj varijable BDP je relativno mali (oko 4%) i ne mijenja se tokom vremena. Varijacije varijable BDP, tokom vremena, također se mogu u najvećem dijelu objasniti varijacijama same varijable, ali ipak s vremenom taj utjecaj slabi, da bi nakon drugog kvartala, ostvareni utjecaj varijable ICD na varijacije varijable BDP bio oko 11%. Na bazi ove analize može se zaključiti da nijedna analizirana varijabla ne ostvaruje krucijalni utjecaj na kretanje one druge, ali da varijabla ICD ima značajniji utjecaj na varijablu BDP nego varijabla BDP na varijablu ICD.

Dalje je sprovedena analiza funkcije impulsnog odgovora da bi se pratio efekat jednog šoka promjene u varijablama BDP i ICD, odnosno utjecaj promjene od jedne standardne devijacije jedne endogene varijable na drugu varijablu VAR modela. Promjene određene varijable modela ne odražavaju se samo na tu varijablu, nego se preko dinamičke strukture VAR modela, promjena odražava i na sve endogene varijable sistema. Na Slici 3.su prikazane funkcije impulsnog odgovora na šok promjene za varijable BDP i ICD.

Slika 3. Funkcije impulsnog odgovora za SAD-e (BDP - ICD)



Izvor: Prikaz autora

Grafički prikaz funkcija impulsnog odgovora za vremensku seriju ICD pokazuje da efekt jednog šoka unutar same varijable potpuno iščezava nakon četvrtog kvartala, dok se šok na vremensku seriju BDP odražava pet kvartala, intenzivnije od drugog do četvrtog, nakon kojeg počinje slabiti. U slučaju varijable BDP utjecaj šoka, kako unutar same varijable, tako i na varijablu ICD je osjetan u prva dva kvartala, nakon čega počinje slabiti.

Na bazi procjene karaktera odnosa između BDP, makroekonomske varijable i ICD, kao tipičnog predstavnika tržišta kapitala potvrđeno je postojanje statistički značajne uzročnosti u jednom smjeru i refleksija cikličnih kretanja tržišta kapitala sa određenim vremenskim pomakom na konjunkturalna kretanja realne nacionalne ekonomije.

ZAKLJUČAK

Procesu ulaganja obično prethode određene makroekonomske analize i predviđanja kretanja inflacije, kamatnih stopa, bruto društvenog proizvoda i drugih relevantnih varijabli.

Analiza odnosa indeksa cijena dionica i odabrane makroekonomske varijable je pokazala da kauzalitet makroekonomskih performansi i stanja na tržištu

kapitala postoji. Makroekonomske varijable imaju ciklične obrasce koji mogu da prethode, zaostaju ili u nekim slučajevima da se poklapaju s cikličnim obrascem varijabli tržišta kapitala.

Promjene ICD-a se mogu koristiti kao vodeći indikator za procjenu kretanja BDP-a, odnosno za procjenu eventualnih tačaka zaokreta u ciklusu BDP-a. Pri-kazani model je primjenjiv i za druge makroekonomske varijable gdje bi za bolju procjenu eventualnih tačaka zaokreta ciklusa tržišta kapitala korisno bilo pratiti promjene kamatne stope, promjene stope inflacije i stope nezaposlenosti.

LITERATURA

1. Bahovec V., Erjavec N., *Uvod u ekonometrijsku analizu*, Element d.o.o, Zagreb, 2009.
2. Boudoukh J., Richardson M. i Whitelaw R. F., Industry Returns and Fisher Effect, *The Journal of Finance*, vol. XLIX, no. 5, 1994, str. 1595-1615.
3. Boyd J. H., Hu J. i Jagannathan R., The Stock Market's Reaction to Unemployment News: „Why Bad News Is Usually Good For Stocks“, NBER Working Paper 8092, 2001.
4. Dodig A., (2020) „Relationship between Macroeconomic Indicators and Capital Markets Performance in Selected Southeastern European Countries“, *Zagreb International Review of Economics & Business*, Vol. 23, No. 2, pp. 55-88
5. Duca G., The Relationship Between the Stock Market and the Economy: Experience from International Financial Markets, *Bank of Valleta Review no. 36*, 2007, str. 1-12.
6. Hatipoglu M. (2020), “Revisiting linkages between stock prices and real activity in OECD countries: Does finance respond to changing situation of economy?” *Prague Economic Papers*, 29(1), 105–126, <https://doi.org/10.18267/j.pep.707>
7. Kuosmanen P., Vataja J., (2019), “Time-varying predictive content of financial variables in forecasting GDP growth in the G-7 countries”, *The Quarterly Review of Economics and Finance* 71, p. 211–222
8. Sari R. i Soytas U., Inflation, Stock Returns, and Real Activity in Turkey, *The Empirical Economics Letters* 4(3), 2005, str. 181-192.
9. Wang R., Li L. (2020), “Dynamic relationship between the stock market and macroeconomy in China (1995–2018): new evidence from the continuous wavelet analysis”, *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 33:1, 521-539, DOI: 10.1080/1331677X.2020.1716264