

Оригиналан научни рад/ Original scientific paper

336.761.6(73)

УДК/UDC: 336.761.6(430)

336.761.6(520)

<https://doi.org/10.5937/bizinfo2101015M>

Međuzavisnost berzanskih indeksa sa vodećih tržišta kapitala: SAD, Nemačka i Japan

Interdependence of stock exchange indices from leading capital markets: USA, Germany and Japan Stock Market

Milena Marjanović^a, Ivan Mihailović^a, Ognjen Dimitrijević^{a*}

^a Akademiја strukovnih studija Južna Srbija, Odsek za poslovne studije Leskovac, Srbija

Sažetak: U kontekstu globalizacije, usled ubrzanog procesa ekonomske integracije zemalja i finansijskih tržišta, međuzavisnost vodećih svetskih finansijskih tržišta je više nego očigledna. U ovom radu istražena je međuzavisnost berzanskih indeksa sa vodećih tržišta kapitala u svetu: SAD-u, Evropskoj uniji i Aziji. Namera autora je da utvrdi smer uzročnosti između posmatranih tržišta kapitala, kao i da li se i kako poremećaji na jednom prenose na ostala tržišta. Metodologija istraživanja uključuje proveru stacionarnosti, postojanje kointegracije, zatim primenu vektorskog autoregresionog modela (VAR) koji je upotpunjen Grendžerovim testom uzročnosti i analizom funkcije impulsnog odziva (IRF). Rezultati istraživanja su sledeći. Johansenov test kointegracije je pokazao da između posmatranih tržišta ne postoji dugoročna ravnotežna veza dok je Grejndžerov test pokazao da između tržišta kapitala Nemačke i SAD-a postoji obostrana uzročnost. Što se tiče japanskog indeksa, statistički su značajna prethodna dešavanja u Nemačkoj i u SAD-u, ali prethodna dešavanja na berzi u Tokiju ne mogu da objasne kretanja u Nemačkoj i SAD-u. U skladu sa rezultatima IRF analize, šokovi koji se mogu pojaviti na tržištu SAD-a imaju skoro identičan uticaj na svim posmatranim tržištima. Sa druge strane, poremećaji na japanskom tržištu se ne prenose na nemačko i američko tržište, tj. ostaju u Japanu.

Ključne reči: vektorski autoregresioni model, kointegracija, uzročnost, berzanski indeksi

Abstract: In the context of globalization, due to the accelerated process of economic integration of countries and financial markets, the interdependence of the world's leading financial markets is more than obvious. This paper investigates the interdependence of stock exchange indices from leading capital markets in the world: USA, European Union and Asia. Our intention is to determine the direction of causality between the observed capital markets,

*Corresponding author

E-mail address: dimitrijevic.ognjen@vpsle.edu.rs

as well as whether and in what way shocks in one market are transmitted to other markets. Research methodology includes stationarity testing, the existence of cointegration, the application of the Vector Autoregressive Model (VAR) which is complemented by the Granger causality test and the Impulse Response Function (IRF) analysis. The results of the research are as follows. Johansen's cointegration test showed that there is no long-term equilibrium relationship between the observed markets, while Granger's test showed that there is mutual causality between the capital markets of Germany and the United States. As for the Japanese index, previous events in Germany and the United States are statistically significant, but previous events on the Tokyo Stock Exchange cannot explain movements in Germany and the United States. According to the results of the IRF analysis, shocks that may occur in the US market have an almost identical impact on all observed markets. On the other hand, disturbances on the Japanese market are not transmitted to the German and American market, ie. remain in Japan.

Keywords: *vector autoregressive model, cointegration, causality, stock exchange indices*

1. Uvod

Uporedo sa globalizacijom svetske ekonomije, finansijska tržišta postaju sve više integrisana. Na globalno integrisanom tržištu polako nestaju prilike za arbitražom zaradom dok kreatori politika postaju sve više posvećeni nadgledanju i ublažavanju poremećaja sa drugih tržišta. Imajući u vidu prethodno, možemo reći da je međuzavisnost tržišta kapitala pitanje koje dobija na značaju i budi sve veće interesovanje investitora tokom poslednje dve decenije. Prve studije iz 60-ih i 70-ih godine otkrile su malu ili nikakvu povezanost nacionalnih berzi (Granger i Morgenstern, 1970; Grubel i Fadner, 1971, i dr.). Objašnjenja za ovakve rezultate možemo pronaći u međunarodnim barijerama poput kontrole prekograničnog kretanja kapitala, nedostatku slobodne trgovine, različitim vladinim politikama, diskriminišućem oporezivanju međunarodnih investicija, nedostatku informacija o stranim hartijama od vrednosti, visokim transakcionim troškovima i sl.

Počev od 80-ih godina dvadesetog veka, a naročito nakon “crnog ponedeljka” 1987. godine situacija se ubrzano menja. Mnoge institucionalne prepreke su uklonjene, dolazi do finansijske liberalizacije i deregulacije, ujednačavanja nacionalnih politika, globalizacije svetske ekonomije, pravednijeg poreskog tretmana kamate. Veliki uticaj imale su i tehnološke promene koje su dovele do izgradnje jeftinih komunikacionih i informacionih sistema i olakšanog prenosa informacija. Posledica svega ovoga je da u današnje vreme postoji mnogo inostranih hartija od vrednosti koje se kotiraju na nacionalnim berzama. Takođe, investitorima su odmah dostupne informacije sa bilo kog tržišta kapitala u svetu i oni mogu da obavljaju transakcije sa hartijama od vrednosti bilo gde i bilo kada.

U ovom radu istražujemo povezanost tržišta kapitala u SAD-u, Nemačkoj i Japanu pri čemu koristimo berzanske indekse S&P500, DAX i NIKKEI225 kao njihove predstavnike. Razlog odabira baš ovih, razvijenih, tržišta leži u njihovim istorijskim, političkim i regionalnim povezanostima. Naš cilj je da utvrdimo kako su ova tri vodeća tržišta kapitala međusobno povezana, kakve su koristi od izgradnje međunarodnog portfolija, kakav je smer uzročnosti i kako se poremećaji na jednom prenose na ostala tržišta. Postupak istraživanja je sledeći. Najpre ispitujemo statističke osobine i red integrisanosti izabranih indeksa. Nakon provere stacionarnosti, određujemo optimalan

broj docnji i postojanje dugoročne ravnotežne veze (kointegracije). Za proveru kointegracije koristimo pristup koji su razvili Johansen (1991, 1995) i Johansen & Juselius (1990). Pošto utvrdimo da posmatrane serije nisu kointegrirane, nestacionarne serije pretvaramo u stacionarne i pristupamo izgradnji VAR modela. Kako bi bili sigurni da naš model poseduje zadovoljavajuća statistička svojstva sprovodimo višedimenzionalni test autokorelacije i normalnosti reziduala. Na kraju, na ocenjenom VAR modelu, ispitujemo postojanje uzročno-posledičnih veza između promenljivih (Grendžerov test uzročnosti), kao i uticaje šokova u njima (funkcija impulsnog odziva).

Struktura rada je sledeća. Drugi deo sadrži pregled metodologije koja je korišćena u ovom radu. Treći deo sadrži podatke, deskriptivnu statistiku i rezultate ekonometrijskog istraživanja. Na kraju rada predstavljeni su naši zaključci.

2. Pregled literature

Uporedo kretanje nacionalnih tržišta kapitala je popularna tema istraživanja u finansijskoj literaturi (Makridakis & Vheelwright, 1974; Hilliard, 1979; Maldonado & Saunders, 1981). Rane studije Ripley-a (1973), Lessard-a (1976) i Hilliard-a (1979) uglavnom pronalaze nisku povezanost nacionalnih berzi potvrđujući time koristi od izgradnje međunarodnog portfolija. Nakon krize iz oktobra 1987. godine, situacija se menja. Jeon i Von-Furstenberg (1990) primenjujući VAR analizu i analizu funkcije impulsnog odziva pronalaze jaču povezanost međunarodnih berzi nakon sloma američke berze. Do sličnih rezultata na osnovu mesečnih podataka dolazi i Kasa (1992) proučavajući SAD, Japan, Veliku Britaniju, Kanadu i Nemačku. On uz pomoć Johansenove tehnike pronalazi četiri kointegraciona vektora što potvrđuje zajedničko kretanje na posmatranim tržištima. Roca (1999) istražuje međusobne veze između SAD-a, UK, Japana, Koreje, Singapura, Tajvana, Australije i Hongkonga. Njegovi rezultati sugerišu da na australijsko tržište značajno utiču tržište SAD-a i UK. Glezakos, Merika i Kaligosfiris (2007) istražuju odnos između grčke berze i vodećih svetskih finansijskih tržišta koristeći kointegracionu analizu i Grendžerov test uzročnosti. Njihovi rezultati otkrivaju dominantnu ulogu američkog finansijskog tržišta i snažan uticaj DAX-a i FTSE-a na grčko tržište. Khan Taimur A. (2011) je istraživao dugoročnu povezanost između indeksa S&P500 i čak 22 indeksa razvijenih zemalja i zemalja u razvoju. Koristeći Johansenovu proceduru pronađena je kointegracija između S&P500 i berzi mnogih zemalja. Assidenou (2011) je istraživao postojanje kointegracije na osnovu dnevnih podataka iz perioda septembar 2008. - avgust 2009. godine, odnosno u vreme finansijske krize. U okviru studije, zemlje su podeljene u tri grupe (OECD grupa, pacifička grupa i azijska grupa). Assidenou zaključuje da su ove tri grupe imale najmanje jednu kointegracionu relaciju. Takođe, utvrđeno je da su azijski tržišni indeksi bili kointegrirani tokom finansijske krize 2008. godine. An Li (2010) je istraživala postojanje dugoročne ravnotežne veze između SAD-a i zemalja BRIC-a. Njen zaključak je da postoji kointegracija između berzi SAD-a (S&P500) i Kine (SSE Composite), ali ne i između SAD-a i Rusije, Brazila i Indije. Aloy, Boutahar, Gente i Peguin-Feisolle (2013) su istraživali delimičnu kointegraciju između SAD-a (S&P500) i Brazila (BOVESPA), Francuske (CAC40), Nemačke (DAX), Ujedinjenog Kraljevstva (FTSE100), Hong Konga (HANG SENG), Argentine (MERVAL) i Japana (NIKKEI225). Na osnovu podataka između 4. januara

1999. i 6. marta 2008. i primenom dvostepene procedure kointegracije pronalaze delimičnu kointegraciju između berze u SAD-u (S&P500) i berzi u Francuskoj (CAC40), Nemačkoj (DAX), Ujedinjenom Kraljevstvu (FTSE100), Hong Kongu (HANG-SENG) i Japanu (NIKKEI225). Ibicioglu i Kapusuzoglu (2011) su istraživali kointegraciju između berze Turske (ISE100) i berzi mediteranskih zemalja članica EU (Francuska, Italija, Španija, Grčka, Malta i Hrvatska) i otkrili dugoročnu ravnotežnu vezu između berzi svih ispitanih zemalja.

3. Metodologija i podaci

Kao okvir za empirijsku analizu međusobnog odnosa vremenskih serija, u radu je primenjen vektorski autoregresioni (VAR) model. Reč je o višedimenzionalnom modelu vremenskih serija u kome su sve promenljive endogene. VAR model se sastoji od sistema jednačina pri čemu svakoj promenljivoj u sistemu pripada jedna jednačina. Desna strana svake jednačine uključuje konstantu i odgovarajući broj prethodnih vrednosti svih promenljivih u sistemu. VAR model reda k i dimenzije m definišemo kao:

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{c} + \Phi_1 \mathbf{X}_{t-1} + \Phi_2 \mathbf{X}_{t-2} + \dots + \Phi_k \mathbf{X}_{t-k} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (1)$$

gde je \mathbf{X}_t vektorska vremenska serija dimenzije $m \times 1$, \mathbf{c} je vektor slobodnog člana dimenzije $m \times 1$, Φ_1, Φ_2, Φ_k su matrice parametara VAR modela dimenzije $m \times m$. $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ predstavlja vektorski slučajni proces beli šum, dimenzije $m \times 1$ čije su individualne komponente nekorelisane vremenske serije nulte srednje vrednosti i konačne varijanse. m je dimenzija VAR modela i odnosi se na broj vremenskih serija u polaznom vektoru, dok red k opisuje autoregresionu strukturu vektorske vremenske serije.

VAR model se može predstaviti u formi vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM) na sledeći način:

$$\Delta \mathbf{X}_t = \mathbf{c} + \Pi \mathbf{X}_{t-1} + \Gamma_1 \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta \mathbf{X}_{t-k+1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2),$$

gde je $\Pi = \Phi_1 + \Phi_2 + \dots + \Phi_k - I$, $\Gamma_j = -\sum_{i=j+1}^k \Phi_i$, $j = 1, \dots, k-1$. Kada je matrica Π singularna matrica moguća su dva zaključka. Ukoliko je $\det(\Pi) = 0$, tada vremenske serije nisu kointegrirane. Ukoliko je $\text{rang}(\Pi) = r$, $0 < r < m$, tada je $\Pi = \gamma \beta'$, gde su γ i β matrice parametara dimenzije $m \times r$. U ovom slučaju vremenske serije u vektoru \mathbf{X}_t jesu kointegrirane i za njih postoji odgovarajuća forma vektorskog modela sa korekcijom ravnotežne greške (VECM). r predstavlja broj nezavisnih kointegracionih jednačina. Elementi matrice γ se interpretiraju kao parametri brzine prilagođavanja dugoročnoj ravnotežnoj vezi i pokazuju uticaj kointegracionih relacija na kretanje $\Delta \mathbf{X}_t$, dok elementi matrice β predstavljaju kointegracione parametre.

Kointegracija predstavlja stacionarnost linearne kombinacije individualno nestacionarnih vremenskih serija. Najzastupljeniji pristup u postupku testiranja postojanja kointegracije i ocene kointegracionih parametara poznat je kao Johansenova procedura i u praksi se svodi na testiranje značajnosti ranga matrice Π . Polazimo od toga da su komponente vektorske vremenske serije \mathbf{X}_t kointegrirane,

tako da odgovarajuću polaznu specifikaciju predstavlja vektorski model sa korekcijom ravnotežne greške. Red (broj docnji) k u VEC modelu se određuje tako da VAR ($k + 1$) model koji odgovara nivou serije ima najnižu vrednost nekog od višedimenzionalnih informacionih kriterijuma (AIC, SC, HQ). Sam postupak testiranja postojanja kointegracije je iterativni i završava se fazom u kojoj se prvi put ne odbaci nulta hipoteza. Testiranje se zasniva na Johansenovoj korigovanoj statistici traga koja se poredi sa kritičnom vrednošću. Prilikom testiranja polazimo od sledećih hipoteza H_0 : nema kointegracije, naspram H_1 : postoji barem jedna kointegraciona relacija. Ukoliko je korigovana vrednost test statistike manja od kritične vrednosti, nulta hipoteza se ne odbacuje, zaključujemo da kointegracija ne postoji a postupak testiranja se završava. U suprotnom, prihvatamo alternativnu hipotezu i zaključujemo da postoji najmanje jedna kointegraciona relacija i prelazimo na naredni korak.. Postupak testiranja se završava fazom u kojoj se prvi put ne odbaci nulta hipoteza.

Najpoznatiji test uzročnosti je Grejndžerov test uzročnosti. Grejndžerov test uzročnosti koristimo kako bi otkrili pravac uzročnosti između promenljivih, kao i da bismo odredili one promenljive koje su egzogene u odnosu na dati skup promenljivih. Za vremensku seriju X_{1t} kažemo da uzrokuje u smislu Grejndžera X_{2t} , ukoliko se vrednosti X_{2t} mogu sa većom preciznošću predvideti na osnovu poznavanja prethodnih vrednosti X_{1t} , nego li bez njih. Polazne hipoteze kod Grejndžerovog testa uzročnosti glase H_0 : X_{1t} ne uzrokuje X_{2t} , naspram H_1 : X_{1t} uzrokuje X_{2t} . Grejndžerova test statistika se može definisati u formi χ^2 – testa sa k (broj docnji u VAR modelu) stepeni slobode. Nulta hipoteza o nepostojanju uzročnosti se odbacuje na izabranom nivou značajnosti ukoliko je izračunata vrednost test statistike veća od odgovarajuće kritične vrednosti χ^2 raspodele sa k stepeni slobode.

Kako bismo sagledali efekat dejstva neočekivanog slučajnog uticaja u jednoj od vremenskih serija na kretanje svih vremenskih serija koristimo funkciju impulsnog odziva (IRF). Drugim rečima, kretanje funkcije impulsnog odziva nam pokazuje kako iznenadna i neočekivana promena ili šok u jednoj promenljivoj utiče ne samo na tu promenljivu, već i na kretanje svih ostalih promenljivih u sistemu kroz vreme. Šok možemo definisati kao neočekivani porast prinosa jedne promenljive u visini od jedne standardne devijacije koji dovodi do promene u kretanju tj. prinosu svih promenljivih u sistemu. Funkcija impulsnog odziva se obično predstavlja i interpretira pomoću grafikona na kojima puna linija predstavlja funkciju impulsnog odziva, dok isprekidana linija predstavlja 95% interval poverenja za funkciju impulsnog odziva.

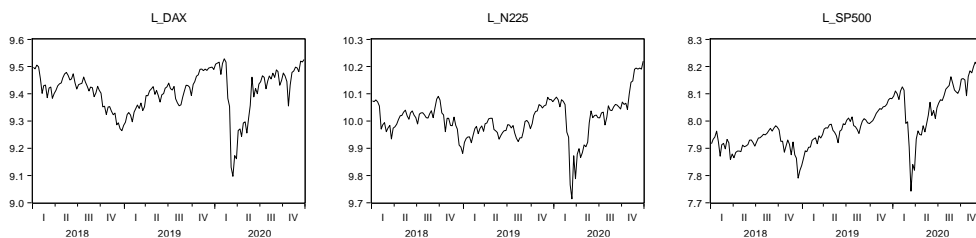
Za potrebe analize, u radu koristimo sledeće berzanske indekse kao odgovarajuće predstavnike izabranih tržišta: DAX, S&P500 i NIKKEI225. DAX (DAX Performance Index) je „blue chip” indeks frankfurtske berze i reflektuje kretanje 30 vodećih nemačkih kompanija dostupnih javnosti. S&P500 (Standard & Poor 500) je berzanski indeks koji pokazuje performanse akcija 500 vodećih kompanija kotiranih na berzama u Sjedinjenim Državama. Reč je o jednom od najčešće praćenih indeksa na tržištu kapitala u svetu. S&P500 je kapitalizacijom ponderisan indeks pri čemu 10 najvećih kompanija u indeksu čini 27,5% tržišne vrednosti indeksa. NIKKEI225 ili Nikkei Stock Average, je referentni indeks na berzi u Tokiju. Indeks je ponderisan cenom i njegove komponente se revidiraju jednom godišnje. NIKKEI pokazuje učinak 225 velikih kompanija mahom iz industrijskog sektora koje su u javnom vlasništvu.

U radu se analizira period od 01/01/2018 do 28/12/2020. Koristimo nedeljne podatke koji su preuzeti sa sajta Yahoo Finance. Originalni podaci su iskazani u nacionalnim valutama posmatranih zemalja. Celokupna analiza je sprovedena u programskom paketu Eviews 8.0. Sve vremenske serije su za potrebe empirijske analize transformisane u prirodne logaritme. Serija označena kao $L_DAX/L_N225/L_SP500$ predstavlja logaritmovane vrednosti vremenske serije DAX/N225/SP500, dok serija označena kao $D_L_DAX/D_L_N225/D_L_SP500$ predstavlja prvu diferencu logaritmovane vrednosti serije DAX/N225/SP500.

4. Rezultati i diskusija

Na Grafiku 1. dat je prikaz kretanja logaritmovanih vrednosti posmatranih indeksa. Grafik nam daje vizualnu predstavu o (ne)stacionarnosti posmatranih vremenskih serija na nivou, kao i tendenciju serija da rastu ili padaju tokom vremena. S&P500 i NIKKEI225 su imali uspone i padove, ali je njihova vrednost na kraju posmatranog perioda bila iznad vrednosti sa početka perioda. Jedino je vrednost DAX indeksa na kraju posmatranog perioda bila približna vrednosti sa početka perioda. Najveća nestabilnost na posmatranim tržištima praćena značajnim padom vrednosti svih indeksa može se primetiti na prelazu prvog u drugi kvartal 2020 godine i izazvana je nesigurnošću investitora usled epidemije COVID-19. Sva tržišta su odreagovala isto i ovo je ujedno bio najveći pad vrednosti koji se dogodio u posmatranom periodu.

Grafik 1. Kretanje indeksa DAX, NIKKEI225 i S&P500

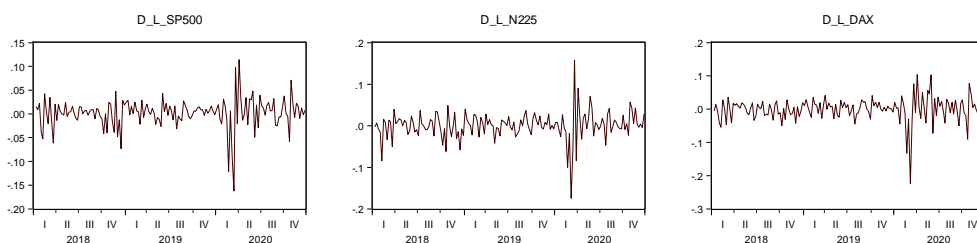


Izvor: autori

Na Grafiku 2. imamo grafički prikaz prve diference logaritmovanih vrednosti posmatranih indeksa. Primetimo da na ovom prikazu serije osciliraju oko nule i da nema rastućih i opadajućih trendova. Vraćanje ka sredini (ili nuli) nam ukazuje na stacionarnost prve diference tržišnih indeksa, tj. da su nivoi serija verovatno $I(1)$ procesi. Na isti zaključak nas navode autokorelaciona (ACF) i parcijalna autokorelaciona funkcija (PACF) koje nećemo prikazivati ovde u radu, već ćemo ovu tvrdnju proveriti proširenim Diki-Fuler ADF testom. Vrednosti deskriptivnih statistika nećemo navoditi jer smatramo da nemaju značaj u našoj daljoj analizi. Dovoljno je da napomenemo sledeće. Nijedna od posmatranih serija nema normalnu raspodelu (p vrednost JB test statistike je manja od 0,05 kod svih individualnih serija). Najveća vrednost nedeljnog prinosa registrovana je na tokijskoj berzi (15,8%), dok je najmanja vrednost registrovana na berzi u Fraknfurtu (-22,3%). Kod svih posmatranih serija prinosa uzoračka vrednost koeficijenta asimetrije je negativna što znači da je raspodela prinosa asimetrična u levo i da većina podataka iz uzorka ima manju vrednost od

očekivane. Koeficijenti spljoštenosti svih serija prinosa su daleko iznad tri, što nam govori da su raspodele izduženije u odnosu na normalnu raspodelu.

Grafik 2. Kretanje prve diference indeksa DAX, NIKKEI225 i S&P500



Izvor: autori

Kako bi smo proverili stacionarnost i postojanje jediničnog korena koristimo ADF (prošireni Diki-Fuler) test jediničnog korena. Polazna hipoteza, koja se testira ovim testovima glasi H_0 : serija poseduje jedinični koren, naspram alternativne H_1 : serija ne poseduje jedinični koren (serija je stacionarna). Ukoliko su registrovane p vrednosti iznad 0,05, prihvatamo nultu hipotezu, u suprotnom je odbacujemo. Takođe, registrovane p vrednosti zavise i od toga da li u model uključujemo konstantu, linearni trend ili ništa od toga. Tabela 1. sadrži rezultate ADF testa za nivo i prvu diferencu posmatranih serija.

Tabela 1. Rezultati ADF testa za nivo i prvu diferencu posmatranih serija

	ADF test (nivo serije, log podaci)			ADF test – (prva diferenca)			
	p-vrednost			p-vrednost			
	bez determ. komp.	sa konst.	sa konst. i trendom	bez determ. komp.	sa konst.	sa konst. i trendom	
L.SP500	0,8811	0,6102	0,1539	D.L.SP500	0,0000	0,0000	0,0000
L.DAX	0,6956	0,0659	0,1931	D.L.DAX	0,0000	0,0000	0,0000
L.N225	0,7833	0,2372	0,3895	D.L.N225	0,0000	0,0000	0,0000

Izvor: autori

Sve registrovane p vrednosti su veće od 0.05, što znači da ni u jednom slučaju, kada je u pitanju nivo serije, ne možemo odbaciti nultu hipotezu po svim kriterijumima. Međutim, nakon diferenciranja, sve registrovane p vrednosti postaju manje od 0.05, što to znači da nakon diferenciranja naše nestacionarne vremenske serije postaju stacionarne. Konačno, možemo da zaključimo da su sve polazne serije integrisane reda jedan $I(1)$. Iz ovoga proizilazi da ćemo VAR model morati da formiramo pomoću diferenciranih serija. Ali, pre nego što krenemo sa izgradnjom VAR modela, neophodno je da testiramo serije na postojanje kointegracije. Kako bismo odredili optimalan broj docnji koje treba uključiti u model, odlučili smo da koristimo višedimenzionalni AIC (Akaike) kriterijum. Rezultati informacionih kriterijuma dati su u Tabeli 2.

Tabela 2. Rezultati informacionih kriterijuma

Broj docnji	AIC	SC	HQ
0	-8.564972	-8.504490	-8.540399
1	-13.99361	-13.75168	-13.89532
2	-14.22337	-13.79999*	-14.05136
3	-14.30041*	-13.69558	-14.05468*
4	-14.29250	-13.50624	-13.97306
5	-14.22995	-13.26223	-13.83678

Izvor: autori

Na osnovu dobijenih vrednosti, zaključujemo da AIC kriterijum ima najmanju vrednost za tri docnje, te je na osnovu ovog kriterijuma optimalno uključiti tri docnje kod svake promenljive na nivou. Optimalan broj docnji svake promenljive koji ćemo koristiti prilikom ocene VAR modela je za jedan manji od broja docnji koji koristimo za proveru postojanja kointegracije na nivou serija.

Postojanje kointegracije proveravamo pomoću Johansenovog testa i putem Pantula principa. Pošto imamo tri promenljive, ne možemo imati više od dve kointegracione jednačine. Tabela 3. sadrži vrednosti Johansenove statistike traga, kao i registrovane p vrednosti. Ukoliko je registrovana p vrednost manja od 0,05 odbacujemo nultu hipotezu (H_0 : ne postoji više od n kointegracijskih jednalina), pri čemu n , u našem slučaju, ide od nula do dva.

Tabela 3. Rezultati johansenovog testa kointegracije

Nulta hipoteza o broju kointegracionih jednačina (KJ)	Model sa odsečkom bez trenda u KJ, i bez odsečka i bez lin. determin. trenda		Model sa odsečkom u KJ i VAR modelu, bez trenda u KJ, sa lin. determin. trendom		Model sa odsečkom i trendom u KJ, bez odsečka u VAR modelu, sa lin. determin. trendom	
	Statis. traga	p vredn.	Statis. traga	p vredn.	Statis. traga	p vredn.
	Nula KJ	21,2275	0,6472	17,3594	0,6135	35,3486
Najviše jedna KJ	9,5020	0,6885	5,8907	0,7084	13,8883	0,6668
Najviše dve KJ	3,6060	0,4739	0,8625	0,3530	3,5618	0,8042

Izvor: autori

Pantula princip se sastoji u tome što krećemo od najrestriktivnijeg modela (model sa odsečkom bez trenda u KJ, i bez odsečka i bez lin. determin. trenda) i posmatramo rezultate testa kada je nulta hipoteza ta da nema kointegracijskih jednačina. Ukoliko ne možemo da odbacimo nultu hipotezu, prelazimo na sledeći model (model sa odsečkom u KJ i VAR modelu, bez trenda u KJ, sa lin. determin. trendom), a ako ni tu ne možemo da odbacimo nultu hipotezu, prelazimo na poslednji model (model sa odsečkom i trendom u KJ, bez odsečka u VAR modelu, sa lin. determin. trendom). Ukoliko ni u jednom slučaju ne odbacimo nultu hipotezu, prelazimo na sledeći vid nulte hipoteze (da postoji najviše jedna KJ) i sprovodimo identično razmatranje. Sa postupkom stajemo onda kada prvi put odbacimo nultu hipotezu. Međutim, u našem slučaju nijednom nismo uspeli da odbacimo nultu hipotezu, te je zaključak da ne postoje kointegracijske relacije i ne treba ih uključivati u model. Nepostojanje

kointegracione relacije implicira da investitor koji poseduje akcije kompanija sa različitih tržišta može dobro da diverzifikuje svoj portfolio i tako se zaštiti od rizika. Takođe, investitor neće moći da ostvari ni arbitražnu zaradu jer razlika u ceni dve akcije nema ekvilibrijumsku vrednost.

Sada konačno možemo da ocenimo naš VAR model. Naš VAR model se sastoji od sistema sa tri jednačine, a svaka jednačina sadrži ukupno šest promenljivih i konstantu (tri objašnjavajuće promenljive, svaka na prvoj i drugoj doznji). Ocenjeni koeficijenti našeg VAR modela su dati u Tabeli 4. Statistički značajni koeficijenti su boldirani. Vrednosti koeficijenata uz odgovarajuće promenljive se tretiraju kao koeficijenti elastičnosti i predstavljaju promenu koja se desi na zavisnoj promenljivoj, ako se odgovarajući regresor poveća za jedan procenat, dok su ostale promenljive konstantne.

Tabela 4. Ocenjeni koeficijenti VAR modela

$D_L_SP500 = -\mathbf{0,48}D_L_SP500(-1) + 0,08D_L_SP500(-2) + \mathbf{0,45}D_L_DAX(-1) - 0,09D_L_DAX(-2) + 0,02D_L_N225(-1) + 0,11D_L_N225(-2)$ $Adj.R^2 = 0.100489$
$D_L_DAX = -0,26D_L_SP500(-1) + 0,29D_L_SP500(-2) + 0,12D_L_DAX(-1) - 0,23D_L_DAX(-2) + 0,12D_L_N225(-1) + 0,14D_L_N225(-2)$ $Adj.R^2 = 0.031768$
$D_L_N225 = -\mathbf{0,35}D_L_SP500(-1) + \mathbf{0,44}D_L_SP500(-2) + \mathbf{0,51}D_L_DAX(-1) - 0,26D_L_DAX(-2) - 0,18D_L_N225(-1) - 0,07D_L_N225(-2)$ $Adj.R^2 = 0.169784$

Izvor: autori

Kvalitet ocenjenog VAR modela proveravamo testovima autokorelacije, heteroskedastičnosti i normalnosti reziduala.

Kako bi ispitali postojanje autokorelacije u našem VAR modelu koristimo višedimenzionalni Brojš-Godfrijev LM test autokorelacije. Nulta hipoteza testa glasi H_0 : ne postoji autokorelacija reda h u našem modelu, naspram alterantivne H_1 : postoji autokorelacija za bilo koje $i \in \{1, 2, \dots, h\}$. Rezultati višedimenzionalnog BG testa autokorelacije na pet doznji dati su u Tabeli 5.

Tabela 5. Rezultati višedimenzionalnog BG testa autokorelacije

Doznja	1	2	3	4	5
LM-Stat.	8.907645	13.18403	16.07681	12.39408	9.374817
<i>p</i> vredn.	0.4458	0.1545	0.0653	0.1920	0.4034

Izvor: autori

Kako su sve *p* vrednosti iznad 0,05 zaključujemo da ne možemo odbaciti nultu hipotezu, tj. ne postoji zbirna autokorelacija na pet doznji.

Postojanje heteroskedastičnosti testiramo uz pomoć Vajtovog testa heteroskedastičnosti. Kako je dobijena *p* vrednost manja od 0,05 moramo da odbacimo nultu hipotezu o homoskedastičnosti i zaključujemo da u našem modelu postoji heteroskedastičnost reziduala. Prisustvo heteroskedastičnosti ne dovodi do toga da su ocene dobijene metodom najmanjih kvadrata pristrasne, ali uzrokuje da ocene nemaju minimalnu varijansu, tj. nisu efikasne. Smatramo da prisustvo

heteroskedastičnosti u našem modelu ne predstavlja problem. Ovo iz razloga što ocenjeni model ne koristimo za potrebe predviđanja budućih kretanja, već za analizu međuzavisnosti i uticaja poremećaja sa jednog tržišta na drugo.

Na kraju, sprovodimo Lutkepolov višedimenzionalni test normalnosti koji predstavlja modifikaciju jednodimenzionalnog JB testa. Nulta hipoteza ovog testa glasi: H_0 reziduali imaju višedimenzionalnu normalnu raspodelu. Kako je dobijena p vrednost ovog testa manja od 0,05 zaključujemo reziduali našeg VAR modela nemaju višedimenzionalnu normalnu raspodelu.

Kako bismo sagledali smer uticaja između promenljivih, sprovedemo test Grendžerove uzročnosti na diferenciranim podacima na dve docnje. Nulta hipoteza kod ovog testa glasi H_0 : promenljivu treba isključiti iz modela, naspram alternativne H_1 : između promenljivih postoji Grendžerova uzročnost. Nulta hipoteza se prihvata ako je registrovana p vrednost veća od 0,05. Rezultati Grendžerovog testa dati su u Tabeli 6.

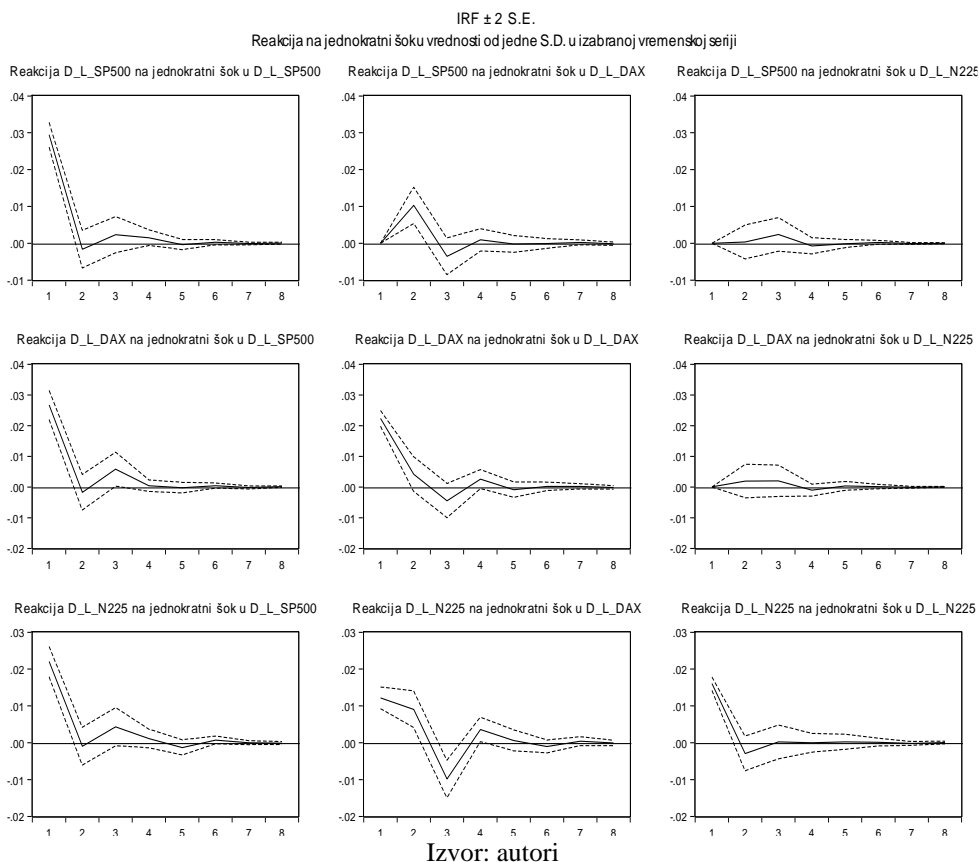
Tabela 6. Rezultati Grendžerovog testa.

H0:	F-Stat.	p vredn.
D_L_N225 ne uzrokuje u smislu Grejndžera D_L_DAX	1.29936	0.2758
D_L_DAX ne uzrokuje u smislu Grejndžera D_L_N225	6.26550	0.0024
D_L_SP500 ne uzrokuje u smislu Grejndžera D_L_DAX	4.87878	0.0089
D_L_DAX ne uzrokuje u smislu Grejndžera D_L_SP500	10.2594	7.E-05
D_L_SP500 ne uzrokuje u smislu Grejndžera D_L_N225	4.70989	0.0104
D_L_N225 ne uzrokuje u smislu Grejndžera D_L_SP500	2.60665	0.0771

Izvor: autori

U skladu sa rezultatima Grendžerovog testa, iz jednačine američkog indeksa SP500 bi mogli isključiti prethodna dešavanja sa berze u Japanu. Što se tiče berze u Japanu, statistički su značajna prethodna dešavanja sa berze u Nemačkoj i u SAD-u. I na kraju, dešavanja na nemačkoj berzi se mogu potpunije objasniti prethodnim dešavanjima na američkoj berzi, ali ne i dešavanjima na tokijskoj berzi.

Svakako, sastavni deo analize međusobnog uticaja posmatranih tržišta čini analiza šokova na njima. Kako bismo sagledali stepen u kome se promene u jednoj promenljivoj direktno ili indirektno prenose na ostale promenljive u sistemu u različitim trenucima u budućnosti koristimo funkciju impulsnog odziva. U našem radu, funkcija impulsnog odziva se formira prema Holeskijevoj dekompoziciji kovarijacione matrice reziduala prema sledećem redosledu promenljivih: D_L_SP500, D_L_DAX, D_L_N225. Funkcija impulsnog odziva je predstavljena na Grafiku 3.

Grafik 3. Funkcija impulsnog odziva

Zajedničko svim posmatranim tržištima je da su posledice izazvane inicijalnim šokovima vrlo male po isteku trećeg perioda i da skoro pa nestaju po isteku četvrtog perioda. To znači da je inicijalnim šokovima potrebno otprilike četiri nedelje ili mesec dana da nestanu. Što se tiče uticaja promenljive DAX na S&P500, postoji značajan pozitivni uticaj koji se ispoljava dva perioda nakon inicijalnog šoka (u našem slučaju dve nedelje) i verovatno negativni uticaj po isteku treće nedelje. Uticaj šoka izazvanog u promenljivoj N225 na S&P500 skoro da i ne postoji. Poremećaji na japanskom tržištu se ne prenose na nemačko i američko tržište, tj. ostaju u Japanu. Sa druge strane, šokovi koji se mogu pojaviti na tržištu SAD-a imaju skoro identičan uticaj na svim posmatranim tržištima. Ovi inicijalni šokovi pozitivno utiču na prinose na nemačkom i na japanskom tržištu u prvom i trećem periodu, ali ne dolaze do izražaja u drugom periodu. Na kraju, šokovi na nemačkom tržištu se prenose odmah i deluju pozitivno na japansko tržište sve do isteka drugog perioda kada njihov uticaj postaje negativan. Ovi rezultati u skladu su sa Grendžerovim testom uzročnosti.

5. Zaključak

Svrha ovog istraživanja je bila sagledati međuzavisnost berzanskih indeksa sa vodećih tržišta kapitala u svetu: SAD-u, Evropskoj uniji i Aziji i utvrditi kako se šokovi prenose među njima. Sve tri serije berzanskih indeksa su integrisane reda jedan, te

smo nakon prvog diferenciranja dobijali stacionarne serije. Sproveli smo Johansenov test kointegracije i utvrdili da ne postoji dugoročna ravnotežna veza, što znači da ne postoji mogućnost arbitražne zarade i da investitor koji poseduje akcije sa različitih tržišta može dobro da diversifikuje svoj portfolio i tako se zaštiti od rizika. Formirali smo stabilni VAR (2) model nad stacionarnim serijama koga karakteriše odsustvo autokorelacije u rezidualima i utvrdili uzročnost u smislu Grenjdžera. Rezultati Grejndžerovog testa uzročnosti nam ukazuju da između Nemačkog tržišta kapitala i tržišta kapitala u SAD-u postoji obostrana uzročnost. Što se tiče japanskog indeksa NIKKEI225, statistički su značajna prethodna dešavanja na berzama u Nemačkoj i u SAD-u, ali prethodna dešavanja na berzi u Tokiju ne mogu da potpunije objasne kretanja na tržištu kapitala u Nemačkoj i SAD-u. Zatim, u skladu sa rezultatima analize funkcije impulsnog odziva, šokovi koji se mogu pojaviti na tržištu SAD-a imaju skoro identičan uticaj na svim posmatranim tržištima. Ovi inicijalni šokovi pozitivno utiču na prinose na nemačkom i na japanskom tržištu u prvom i trećem periodu, ali ne dolaze do izražaja u drugom periodu. Sa druge strane, poremećaji na japanskom tržištu se ne prenose na nemačko i američko tržište, tj. ostaju u Japanu. Zajedničko svim tržištima kapitala je da je inicijalnim šokovima potrebno otprilike četiri nedelje ili mesec dana da nestanu.

Literatura

- Akaike, H., (1974). A new look at the statistical model identification, *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716–723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Aloy, M., Boutahar, M., Gente, K., & Péguin-Feissolle, A. (2013). Long-run relationships between international stock prices: further evidence from fractional cointegration tests, *Applied Economics*, 45(7), 817–828. <https://doi.org/10.1080/00036846.2011.566207>
- Aloy, M., Boutahar, M., Gente, K., & Peguin-Feissolle, A. (2010). Fractional integration and cointegration in stock prices and exchange rates. *Economics Bulletin, AccessEcon*, 30(1), 115–129.
- An Li., (2010). Equity market integration between the US and BRIC countries: Evidence from unit root and cointegration test. *Research Journal of International Studies*, 16, 15–24.
- Assidenou, K. E., (2011). Cointegration of Major Stock Market Indices during the 2008 Global Financial Distress. *International Journal of Economics and Finance*. 3(2), 212–222. <https://doi.org/10.5539/ijef.v3n2p212>
- Balios, D., & Xanthakis M. (2003). International interdependence and dynamic linkages between developed stock markets, *South Eastern Europe Journal of Economics*, 1, 105–130.
- Blackman, S. C., Holden, K., & Thomas, W. A., (1994). Long term relationships between international share prices. *Applied Financial Economics*, 4, 297–304. <https://doi.org/10.1080/758530896>
- Breusch, S.T., & Pagan, R.A. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239–253. <https://doi.org/10.2307/2297111>

- Dasgupta, R., (2013). BRIC and US Integration and Dynamic Linkages: An Empirical Study for International Diversification Strategy. *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*, 5(7), 536-563
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431 <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J., (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica*. 55(2), 251-276, <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Eryiğit, M., & Öget, E., (2015). Causality Relationships Between BIST100 and Some Developed Stock Market Indices, *Conference on Economics, Management and Marketing, Proceedings of MAC-EMM 2015*, (1st ed.). MAC Prague consulting Ltd.
- Ghulam, S., (2014). US stock market uncertainty and cross-market European stock returns. *Journal of Multinational Financial Management*, 28, 1–14. <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2014.07.001>
- Glezakos, M., Merika, A., & Kaligosfiris, H. (2007). Interdependence of major world stock exchanges: How is the Athens stock exchange affected, *International Research Journal of Finance and Economics*, 7, 23-39
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438, <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Hilliard, J.E. (1979). The Relationship Between Equity Indices on World Exchanges. *The Journal of Finance*, 34, 103-114. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1979.tb02074.x>
- Johansen, S., (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59(6), 1551-1580, <https://doi.org/10.2307/2938278>
- Johansen, S., Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>
- Ibicioglu, M., Kapusuzoglu, A. (2011). An Empirical Analysis on the Integration of the Stock Exchanges of the Ise with those of European Union Mediterranean Countries. *Anadolu University Journal of Social Sciences*, Anadolu University, 11(3), 85-102
- Karolyi, A., & Stulz, R. M., (1996), Why Do Markets Move Together? An Investigation of US Japan Stock Return Co-movements. *Journal of Finance*, 51(3), 951-986, <https://doi.org/10.2307/2329228>
- Kasa, K. (1992). Common stochastic trends in international stock markets. *Journal of Monetary Economics*, 29, 95-124
- Khan, T. A. (2011). Cointegration of International Stock Markets: An Investigation of Diversification Opportunities, *Undergraduate Economic Review*, 8(1). <https://digitalcommons.iwu.edu/uer/vol8/iss1/7>
- Kozhan, R. (2021, February 6), Financial Econometrics – With Eviews <http://artemisa.unicauca.edu.co/~sidrobo/libros/FinancialEconometricsEviews.pdf>

- Lessard, D. (1973). International Portfolio Diversification: A multivariate analysis for a group of Latin American Countries. *Journal of Finance*, 28, 619-37
- Lütkepohl, H. (1991). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag.
- Makridakis, S.G., & Wheelwright, S.C. (1974). An Analysis of the Interrelationships Among the Major World Stock Exchanges. *Journal of Business Finance & Accounting*, 1: 195-215. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.1974.tb00859.x>
- Maldonado, R., & Saunders, A. (1981). International portfolio diversification and the inter-temporal stability of international stock market relationships. *Financial Management*, 10, 54-63.
- Mills, T. C., & Markellos, R. N. (2008). *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. Cambridge University Press.
- Mladenović, Z., Nojković, A. (2012). *Primenjena analiza vremenskih serija*. Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta u Beogradu
- Nafeesa, Y., (2013). Contagion in international financial markets: A recursive cointegration approach. *Journal of Multinational Financial Management*, 23, 327–337. <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2013.06.003>
- Ouattara, B. S., (2017). Re-Examining Stock Market Integration Among BRICS Countries. *Eurasian Journal of Economics and Finance*, 5(3), 109-132. <https://doi.org/10.15604/ejef.2017.05.03.009>
- Ripley, D. (1973). Systematic Elements in the Linkage of National Stock Market Indices. *Review of Economics and Statistics*, 55, 356-61.
- Roca, E. D. (1999). Short-term and long-term price linkages between the equity markets of Australia and its major trading partners. *Applied Financial Economics*, 9(5), 501-511. <https://doi.org/10.1080/096031099332168>
- Von Furstenberg, & G., Jeon, B. (1989). International Stock Price Movements: Links and Messages. *Brookings Papers on Economic Activity*, 20(1), 125-180
- Wu, C., Su, Y.C. (1998). Dynamic Relations among International Stock Markets, *International Review of Economics and Finance*, Vol. 7, 63–84, [https://doi.org/10.1016/S1059-0560\(99\)80017-3](https://doi.org/10.1016/S1059-0560(99)80017-3)

Rad je primljen: 20.05.2021; Prihvaćen: 29.05.2021.
Received: 10 May, 2021; Accepted: 29 May, 2021