

Manuel Benazić*

UDK 336.748:336.761.5(497.5)
JEL Classification F31, E44
Izvorni znanstveni rad

POVEZANOST CIJENE DIONICA I DEVIZNOG TEČAJA U REPUBLICI HRVATSKOJ: VEC MODEL

U ovome se radu istražuje postoji li u Republici Hrvatskoj veza između cijene dionica i tečaja kune. Da bi se ispitala uzročnost, u radu se koristilo vektorskim modelom s korekcijom odstupanja (VEC model), dekompozicijom varijanci prognostičkih pogrešaka i analizom impulsnih odgovora. U radu je analizirana kratkoročna i dugoročna struktura modela. Analiza dugoga roka ukazuje da bi povećanje cijene dionica vodilo aprecijaciji tečaja, dok je u kratkome roku utjecaj cijene dionica na tečaj gotovo neznačajan. Dodatno, analiza impulsnih odgovora ukazuje da bi povećanje cijene dionica utjecalo na aprecijaciju tečaja.

Ključne riječi: cijene dionica, devizni tečaj, VEC model, kointegracija, dekompozicija varijanci prognostičkih pogrešaka, analiza impulsnih odgovora

1. Uvod

U posljednje vrijeme u financijskome svijetu sve više postoji dilema o vezi među cijenama dionica i tečajem. Pogotovo se to odnosi na nova i brzorastuća tržišta kapitala poput Republike Hrvatske.

Već i samim uvidom u burzovni indeks hrvatskoga tržišta kapitala CROBEX moguće je vidjeti da su se u posljednjim godinama na tome tržištu ostvarivali značajni prinosi. Rezultat je to sve veće liberalizacije i povećanoga povjerenja u

* Manuel Benazić, mr. sc., asistent, Sveučilište Jurja Dobrile u Puli, Odjel za ekonomiju i turizam "Dr. Mijo Mirković", Katedra za financije, mbenaz@efpu.hr. Autor zahvaljuje anonimnim recenzentima na primjedbama i sugestijama. Prvobitna verzija rada primljena je u uredništvo 15. 11. 2007., a definitivna 6. 10. 2008.

hrvatsko financijsko tržište, uvođenja novih financijskih posrednika poput investicijskih fondova, koji su svekolikoj javnosti ponudili nove mogućnosti ulaganja financijske imovine itd. Jasno je da visoki prinosi privlače domaći i strani kapital koji u konačnici utječe na kretanja makroekonomskih varijabli poput tečaja.

Kako bi mogla ostvariti svoj osnovni cilj propisan Zakonom o Hrvatskoj narodnoj banci, a to je stabilnost cijena, Hrvatska narodna banka (HNB) nastoji održati tečaj stabilnim. Naime, u visokoeuriziranim gospodarstvima poput hrvatskoga, cijene su osjetljive na promjene tečaja.¹ Uz promjene tečaja vezana su i inflacijska očekivanja gospodarskih subjekata koja su osobito izražena zbog loših iskustava s visokom inflacijom u proteklom desetljeću.² Dakle, da bi HNB mogao ostvarivati svoj osnovni cilj, mora poznavati međuovisnosti među raznim makroekonomskim varijablama (poput cijena dionica) i tečaja.

Prema Dimitrovoj (2005.) utvrđivanje veze među cijenama dionica i tečajem važno je zbog nekoliko slijedećih razloga. Ta veza može utjecati na odluke monetarne i fiskalne politike. Tako Gavin (1989.) pokazuje da brzorastuće tržište dionica ima pozitivan učinak na agregatnu potražnju. Ako je učinak dovoljno snažan, ekspanzivna monetarna ili restriktivna fiskalna politika kojima se nastoji ciljati razina kamatne stope i tečajem u gospodarstvu može biti neutralizirana. Dalje, veza među tržištem dionica i tečajem može pomoći u određivanju tečaja. Ako je poznat učinak cijena dionica na tečaj, moguće je predviđati njegova buduća kretanja. Slijedeći se važan razlog odnosi na valutu kao dio imovine u portfelju nekoga subjekta. Dakle, očekivana zarada od navedenoga portfelja ovisit će o njegovoj varijabilnosti. I konačno, poznavanje veze među cijenom dionica i tečajem može pomoći u razumijevanju i predviđanju kriza na tržištu dionica.

Međuovisnost cijena dionica i tečaja moguće je opisati na nekoliko načina. Klasični se ekonomisti slažu da aprecijacija ili deprecijacija tečaja može utjecati na konkurentnost gospodarstva i bilancu plaćanja (Dornbusch i Fisher, 1980.). U slučaju aprecijacije tečaja, smanjuju se zarade domaćih poduzeća zbog smanjenja proizvodnje, a to u konačnici utječe i na smanjenje cijena njihovih dionica. Deprecijacija tečaja povećava konkurentnost gospodarstva i utječe na povećanje zarada domaćih poduzeća što u konačnici vodi porastu cijena dionica. No, deprecijacija (ili aprecijacija) tečaja može utjecati na povećanje ili na smanjenje vrijednosti poduzeća, a to ovisi o tome uvozi li ili izvozi određeno poduzeće. Tako, primjerice, u slučaju deprecijacije domaće valute ako izvozna poduzeća većim dijelom uvoze sirovine iz inozemstva, njihove se cijene dionica ne moraju povećavati, jer povećanje cijene

¹ Payne (2000.) u svojem istraživanju ukazuje da bi deprecijacija tečaja kune pozitivno i značajno utjecala na inflaciju u Republici Hrvatskoj. Billemeier i Bonato (2002.) ispitali su učinak djelovanja na cijene u Republici Hrvatskoj i zaključili da promjene tečaja ne bi imale učinka na proizvođačke cijene, a imale bi učinak na maloprodajne cijene. Vizek i Broz (2007.) ukazuju na kratkoročni učinak nominalnoga efektivnoga tečaja na kratkoročna inflatorna kretanja u Republici Hrvatskoj.

² Vidjeti <http://www.hnb.hr/tecajn/htecajn.htm?tsfsg=d8e32a5850bbcd0f0a21f5e2b3d51b4e>

uvozne sirovine znači i povećanje troškova proizvodnje. Sa druge strane, poduzeća koja isključivo uvoze sirovine iz inozemstva mogu se suočiti sa smanjenjem cijena dionica u slučaju deprecijacije domaće valute, jer to može smanjiti njihove zarade.

No, promjenama tečaja nisu zahvaćena samo poduzeća koja sudjeluju u međunarodnoj razmjeni. Adler i Duma (1984) pokazali su da i domaća poduzeća koja ne sudjeluju u međunarodnoj razmjeni mogu biti zahvaćena navedenim promjenama ako su njihove ulazne i izlazne cijene podložne promjenama tečaja. Upravo navedeno proizlazi iz činjenice da domaća poduzeća koja ne sudjeluju u međunarodnoj razmjeni posluju s poduzećima koja su u razmjenu uključena. Dakle, jasno je uočljivo da su promjenama tečaja zahvaćene cijene dionica svih poduzeća, a ne samo onih koja su izravno uključena u međunarodnu razmjenu.³

Osim toga, visoke cijene dionica mogu voditi povećanoj potražnji za novcem, što u konačnici vodi većim kamatnim stopama. Veće domaće kamatne stope u odnosu na inozemne poticat će ulazak stranoga kapitala koji će imati aprecijacijske učinke na domaću valutu zato što transferiranje novčanih sredstava iz jedne zemlje u drugu zahtijeva promjenu valute (Babić, 1996.). Sa druge je strane smanjenje cijena dionica uzrok zbog kojega strani inozemni investitori prodaju dionice, što vodi deprecijaciji valute. To je suprotni slučaj, u kojem promjene cijena dionica vode promjenama tečaja. Tako su u zemljama u kojima postoji visoka mobilnost kapitala kapitalni, a ne trgovinski tijekovi ti koji utječu na potražnju za valutom (Dmitrova, 2005.).

U konačnici, veza među cijenama dionica i tečajem ne mora postojati. To je moguće objasniti činjenicom da tečaj predstavlja cijenu imovine i da je njegova cijena određena njegovim kretanjem u budućnosti (Muhammad i Rasheed, 2002.). Dakle, događaji u budućnosti utjecat će na kretanje tečaja danas, a ti događaji mogu biti potpuno različiti od onih koji utječu na kretanje cijena dionica. U tom slučaju veza među cijenom dionica i tečajem ne mora postojati.

Dosad je učinjeno više empirijskih istraživanja koja su vodila različitim zaključcima o međuovisnosti cijena dionica i tečaja. Tako su Abdalla i Murinde (1997.) ispitali navedenu međuovisnost u Indiji, u Sjevernoj Koreji i u Pakistanu u kojima su pokazali da promjene tečaja vode promjenama cijena dionica, to su učinili i u Filipinima gdje su uvidjeli da promjene cijena dionica vode promjenama tečaja. Granger i ostali (2000.) pronašli su dvosmjernu uzročnost cijena dionica i tečaja u Indoneziji i Maleziji, a u Tajvanu su utvrdili da cijene dionica vode promjenama tečaja. Dalje su za Japan i Hong Kong utvrdili da promjene tečaja vode promjenama cijena dionica. Nagayasu (2001.) je koristeći se vektorskim autoregresivnim (VAR) modelom zaključio da cijene dionica stvaraju rastući pritisak na tečaj u Tajlandu i Filipinima. Muhammad i Rasheed (2002.) analizira-

³ Ta činjenica opravdava razlog zbog kojega je u ovoj analizi uzet indeks cijena svih dionica, a ne cijena dionica samo onih poduzeća koja sudjeluju u međunarodnoj razmjeni.

li su vezu među cijenama dionica i tečajem za južnoazijske zemlje koristeći se VEC modelom i Grangerovom uzročnošću. Rezultati istraživanja nisu potvrdili postojanje kratkoročne veze među cijenama dionica i tečajem. Dugoročna veza među navedenim varijablama ustanovljena je za Bangladeš i Šri Lanku, a za Pakistan i Indiju nije ustanovljena. Dimitrova (2005.) je ispitala vezu među tržištem kapitala i tečajevima koja bi mogla objasniti fluktuacije na oba tržišta. Analizom je pokazala da deprecijacija valute može voditi padu tržišta dionica, ali i obrnuto - u slučaju aprecijacije. Hipoteza kojom se željelo pokazati da bi rastuće tržište dionica vodilo deprecijaciji tečaja nije dokazana. Azman-Saini i ostali (2006.) ustanovili su na primjeru Malezije postojanje uzročnosti tečaja i cijena dionica u pretkriznom razdoblju i ustanovili su da promjene tečaja vode promjenama cijena dionica u kriznome razdoblju. Wickremasinghe (2006.) je ispitao dinamičku vezu među cijenama dionica i tečajem u Šri Lanki. Koristeći se Johansenovim kointegracijskim testom nije pronašao dugoročnu vezu među navedenim varijablama. Ispitivanje veze nastavio je kratkoročnom analizom i utvrdio je postojanje uzročnosti među cijenama dionica i tečajem i pronašao je vezu u smjeru od cijena dionica prema tečaju američkoga dolara.

Dakle, dosad obavljena istraživanja ukazala su na različite rezultate i zaključke o vezi među cijenama dionica i tečajem.

2. Analiza vremenskih serija, model i empirijski rezultati

U analizi se koristi kvartalnim podacima vremenskih serija indeksa realnoga efektivnoga tečaja kune⁴ i indeksa cijena dionica na hrvatskome tržištu kapitala⁵ u razdoblju od rujna 1997. do ožujka godine 2008.

U nastavku možemo vidjeti kretanje navedenih serija.

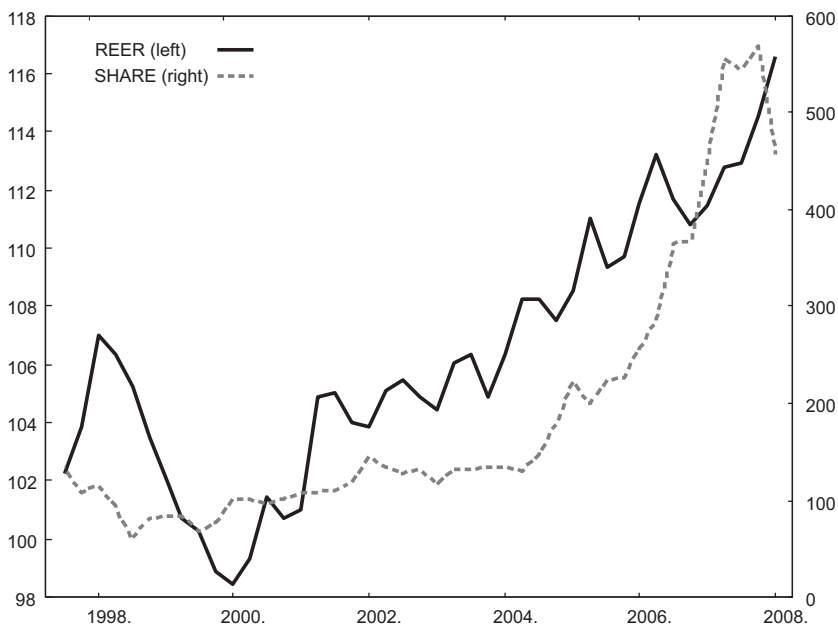
⁴ Indeks realnoga efektivnoga tečaja ponderirani je geometrijski prosjek indeksa bilateralnih tečajeva kune korigiranih odgovarajućim indeksima relativnih cijena (odnos indeksa cijena u zemljama partnerima i domaćih cijena). Za deflacioniranje može se koristiti indeksima cijena industrijskih proizvoda pri proizvođačima i indeksima potrošačkih cijena, tj. ukupni harmonizirani su indeksom potrošačkih cijena za zemlje članice eurozone.

U radu se moglo koristiti i nominalnim efektivnim tečajem i tečajem HRK/EUR, ali je, analiza koeficijenata korelacije među navedenim varijablama i cijenom dionica ukazala na visok stupanj korelacije među cijenom dionica i realnim efektivnim tečajem, pa se stoga potonjim koristilo u analizi.

⁵ Kretanje cijena dionica na hrvatskom tržištu kapitala predstavljeno je kretanjem indeksa cijena dionica Zagrebačke burze CROBEX. Potrebno je reći da CROBEX ne predstavlja sveobuhvatni indeks kretanja cijena dionica na hrvatskome tržištu kapitala, već kretanje cijena dionica samo na Zagrebačkoj burzi. Naime, u Republici Hrvatskoj postojala je do početka godine 2007. i Varaždinska burza sa svojim indeksom kretanja cijena dionica (VIN indeks). Ipak, tržišna kapitalizacija Zagrebačke burze znatno je veća u odnosu na Varaždinsku burzu, pa se stoga CROBEX može s pravom uzeti kao pokazatelj kretanja cijena dionica hrvatskoga tržišta kapitala.

Slika 1.

INDEKSI REALNOGA EFEKTIVNOGA TEČAJA KUNE*
(2000=100, NA GRAFIKONU LIJEVO) I CIJENA DIONICA
NA HRVATSKOME TRŽIŠTU KAPITALA
(CROBEX, 2000=100, NA GRAFIKONU DESNO)



Izvor: International financial statistics (IFS).

* Porast efektivnog tečaja označuje aprecijaciju kune.

Vidi se da postoji određena sličnost u kretanju tečaja i cijena dionica. Nakon početnoga sniženja cijena dionica na svršetku devedesetih godina 20. stoljeća uslijedilo je njihovo snažno povećanje sve do kraja godine 2007. Snažno je povećanje cijena dionica uslijedilo godine 2000. nakon parlamentarnih izbora koji su očito potakli snažan val ulaganja na hrvatskome tržištu kapitala. Dalje, do godine 2000. moguće je uočiti deprecijaciju tečaja, a nakon toga je uslijedila njegova značajna aprecijacija. Potrebno je spomenuti da je godinu 1999. obilježila druga bankarska kriza koja je dovela do pokretanja stečajnih postupaka u nekoliko poslovnih banaka. To se u konačnici negativno odrazilo na stanje u hrvatskome gospodarstvu, uključivši i kretanja na tržištu kapitala. Isto je tako moguće pretpostaviti da su uvođenje PDV, u Republici Hrvatskoj godine 1998. i vojna akcija na

Kosovu godine 1999. također negativno utjecali na kretanja na hrvatskome tržištu kapitala.

Za ispitivanje odnosa cijena dionica i tečaja u radu se koristilo vektorskim modelom s korekcijom odstupanja (VECM). Da bismo ustanovili postoji li dugoročna veza među navedenim varijablama potrebno je primijeniti koncept kointegracije vremenskih serija, a dodatno će biti provedene dekompozicija varijanci prognostičkih pogrešaka (uzročnost izvan uzorka) i analiza impulsnih odgovora, kojom će biti ispitani dinamički odgovori varijabli u modelu.

Prethodno se moraju utvrditi osnovne značajke vremenskih serija, tj., stacionarnost i stupanj integracije. Rezultati dobiveni analizom nestacionarnih vremenskih serija mogu voditi neispravnoj interpretaciji i stvaraju pogrešne pretpostavke o reprezentativnosti modela. Budući da su ekonomske vremenske serije u pravilu nestacionarne, potrebno ih je transformirati, ili točnije - učiniti ih stacionarnima postupkom koji nazivamo diferenciranjem. Serije je potrebno diferencirati i više puta (d puta) da bi se postigla stacionarnost. Za takve serije kažemo da su integrirane reda d i označuju se kao $x \sim I(d)$. Da bi se utvrdio stupanj integracije serija, u radu će biti korišteno više testova - poput proširenoga Dickey-Fullerovog ADF testa (Dickey i Fuller, 1979.), Phillips i Perronovog PP testa (1988.) te KPSS testa (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, 1992.). Glavna je razlika među ADF i KPSS testom u nul hipotezi. Kod ADF testa nul hipoteza pretpostavlja nestacionarnost, a kod KPSS testa ona pretpostavlja stacionarnost serije.

Prije toga je nad svim serijama provedeno desezoniranje da bi se otklonio utjecaj sezonskih čimbenika na varijable.⁶ Vrijednosti serija izražene su u obliku indeksa na stalnoj bazi (prosjek 2000=100), a radi stabilizacije varijance provedena je njihova logaritamska transformacija.

U slijedećoj su tablici prikazani rezultati testova o postojanju jediničnoga korijena u modelu s konstantom i bez trenda i u modelu s konstantom i trendom.⁷

⁶ Desezoniranje je obavljeno uz pomoć X12 Arima metode.

⁷ U radu je korišten Gretl ekonometrijski program za višestruku (multiplu) analizu vremenskih serija.

Tablica 1.

TESTOVI O POSTOJANJU JEDINIČNOGA KORIJENA
 U VREMENSKIM SERIJAMA

ADF									
	Razina				Varijabla	Prva diferencija			
	Konstanta		Konstanta i trend			Konstanta		Konstanta i trend	
Varijabla	Vjer.	Pomak	Vjer.	Pomak	Varijabla	Vjer.	Pomak	Vjer.	Pomak
LREER	0,9872	0	0,9120	0	D(LREER)	0,0014	0	0,0028	0
LSHARE	0,9820	0	0,0565	0	D(LSHARE)	0,0000	0	0,0000	0
PP									
	Razina				Varijabla	Prva diferencija			
	Konstanta		Konstanta i trend			Konstanta		Konstanta i trend	
Varijabla	Vjerojatnost				Varijabla	Vjerojatnost			
LREER	0,9550				D(LREER)	0,0013			0,0032
LSHARE	0,9717				D(LSHARE)	0,0000			0,0000
KPSS									
	Razina				Varijabla	Prva diferencija			
	Konstanta		Konstanta i trend			Konstanta		Konstanta i trend	
Varijabla	LM-statistika				Varijabla	LM-statistika			
LREER	0,688763				D(LREER)	0,167769			0,048648
LSHARE	0,696569				D(LSHARE)	0,404658			0,107007

Izvor: Izračun autora.

1) Kritične vrijednosti testa za ADF test i za PP test preuzete su od MacKinnon (1996.), a za KPSS test preuzete su od Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992.). Za odabir broja pomaka u ADF testu korišten je Schwarzov informacijski kriterij.

2) D označuje prvu diferenciju.

Na osnovi dobivenih rezultata može se zaključiti da su varijable $I(1)$, tj., da su promatrane serije nestacionarne, a da su njihove prve diferencije stacionarne.

Nakon analize testova o postojanju jediničnoga korijena nastavit ćemo s definiranjem modela, tj. s utvrđivanjem postojanja kointegracije varijabli. Engle i Granger (1987.) ukazali su da linearna kombinacija dviju ili više nestacionarnih vremenskih serija može biti stacionarna. Ako ona postoji, za navedene se nestacionarne serije kaže da su kointegrirane, tj. stacionarna se linearna kombinacija naziva kointegracijskom jednadžbom i može se interpretirati kao dugoročna

ravnotežna veza. Navedenu vezu ispitat ćemo Johansenovom (1991, 1995a) metodologijom.

Prilikom analize definiran je vektor varijabli $y_t = (LREER, LSHARE)$ u kojem su obje varijable potencijalno endogene, točnije - definiran je naredni neograničeni VAR model:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \approx IN(0, \Sigma), \quad (1)$$

u kojem y_t predstavlja k -vektor nestacionarnih I(1) varijabli sustava, x_t je d -vektor determinističkih varijabli, a \square predstavlja vektor nezavisno i normalno distribuiranih grešaka s nultom srednjom vrijednošću i matricom kovarijanci \square

Model (1) može se preformulirati u slijedeći VEC model:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

pri čemu je:

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j. \quad (3)$$

U Grangerovom reprezentacijskom poučku tvrdi se da ukoliko koeficijent matrice \square ima reducirani rang $r < k$, tada postoje $k \times r$ matrice \square_i i \square svaka s rangom r tako da $\square = \square \square'$ i $\square y_t$ su I(0). Svaka kolona \square matrice predstavlja kointegracijski vektor, a \square matrica koeficijenata kointegracijskoga vektora i predstavlja brzinu prilagodbe dugoročnoj ravnoteži. r je broj kointegracijskih relacija, a p predstavlja broj pomaka VAR modela.

Broj pomaka u VAR modelu određen je primjenom standardnih informacijskih kriterija (LR, FPE, AIC, SC i HQ).⁸ Zato što su kriteriji ukazivali na različiti broj pomaka, dodatno su korišteni Waldov test isključivanja neznačajnih pomaka i F-test značajnosti pomaka. Testovi značajnosti ukazivali su na značajnost prvoga i drugoga pomaka u modelu (i pojedinačno i kumulativno), pa je konačno ocjenjen model sa dva pomaka.

Kointegracija varijabli testirana je Johansenovim testom traga matrice i testom maksimalne vjerodostojnosti. Testiran je tzv. drugi Johansenov slučaj kointegracije (Case 2) koji ne dopušta postojanje linearnoga trenda u varijablama u razinama, a kointegracijska jednadžba sadrži samo konstantan član.

Rezultati testova prikazani su u nastavku.

⁸ LR-uzastopna modificirana LR test statistika, FPE-finalna prognostička pogreška, AIC-Akaike informacijski kriterij, SC-Schwarz informacijski kriterij, HQ-Hannan-Quinn informacijski kriterij.

Tablica 2.

JOHANSENOVI KOINTEGRACIJSKI TESTOVI VREMENSKIH SERIJA

Test traga matrice				
Broj kointegracijskih vektora	Svojtvena vrijednost	Statistika traga	Kritična vrijednost	Vjerojatnost **
Nijedan *	0,348627	20,78535	20,26184	0,0423
Najviše 1	0,075301	3,209765	9,164546	0,5423
Test maksimalne vjerodostojnosti				
Broj kointegracijskih vektora	Svojtvena vrijednost	Statistika maksimalne vjerodostojnosti	Kritična vrijednost	Vjerojatnost
Nijedan	0,348627	17,57558	15,89210	0,0270
Najviše 1	0,075301	3,209765	9,164546	0,5423

Izvor: Izračun autora.

* označuje odbacivanje hipoteze pri 5%-tnoj razini značajnosti

** p-vrijednosti preuzete od MacKinnon, Haug i Michelis (1999.)

Prva kolona predstavlja broj kointegracijskih relacija, druga kolona predstavlja svojtvenu vrijednost \square matrice, treća kolona predstavlja statistiku testa, a četvrta i peta kolona predstavljaju kritičnu vrijednosti i vjerojatnost.

Test traga matrice testira nul hipotezu od r kointegracijskih relacija u odnosu na alternativnu od k kointegracijskih relacija, gdje je k broj endogenih varijabli, za $r = 0, 1, \dots, k-1$. Test maksimalne vjerodostojnosti testira nul hipotezu od r kointegracijskih relacija u odnosu na alternativnu od $r + 1$ kointegracijskih relacija.

Oba testa jasno ukazuju na postojanje jednog kointegracijskog vektora. S tom ćemo pretpostavkom nastaviti analizu. Ocijenjeni VEC model moguće je vidjeti u sljedećoj tablici.

Tablica 3.

**KOINTEGRACIJSKI VEKTOR I KOEFICIJENTI
BRZINE PRILAGOĐIVANJA**

Kointegracijski vektor (Beta)		
LREER	LSHARE	Konstanta
1	-0,086337	-424,23
Koeficijenti brzine prilagođavanja (Alfa)		
	Koeficijenti	t-omjer
D(LREER)	-0,24309	-4,44617
D(LSHARE)	-0,86194	-0,90875

Izvor: Izračun autora.

Nakon ocjene modela dodatno je LR testom ispitana opravdanost uzimanja drugog Johansenovog slučaja kointegracije usporedbom trećega slučaja (Case 3)⁹ sa drugim slučajem. Test je pokazao da se drugi Johansenov slučaj za dani rang može prihvatiti (LR(1) = 2,6433 i p-vrijednost = 0,1040).

Testiranje značajnosti varijabli u dugome roku provedeno je LR testom koji je pokazao da su sve varijable značajne (za tečaj $\square^2(1) = 10,336$ i p-vrijednost = 0,0013; za cijene dionica $\square^2(1) = 13,072$ i p-vrijednost = 0,0003; za konstantni član $\square^2(1) = 9,9869$ i p-vrijednost = 0,0016). Dalje je uočljivo da koeficijent uz cijenu dionica iznosi gotovo -0,1.

Konačni je rezultat kointegracijske analize sljedeća dugoročna relacija:

$$LREER_t = 0,086337 LSHARE + 424,23 \quad (4)$$

Iz tablice u nastavku vidi se dijagnostika modela koja uključuje skupne i pojedinačne testove autokorelacije, normalnosti, heteroskedastičnosti i ARCH učinaka.

⁹ Dopušta postojanje linearnoga trenda u varijablama u razinama, a kointegracijska jednadžba sadrži samo konstantni član.

Tablica 4.

DIJAGNOSTIKA VEC MODELA

Skupni testovi	
Test autokorelacije	
Vektorski Portmanteau (4): 16,4333	
Testovi normalnosti	
Vektorski test: $\chi^2(4) = 4,6858$, p-vrijednost = 0,3211	
Testovi heteroskedastičnosti	
Vektorski test korištenjem kvadrata: $F(24,73) = 1,4960$, p-vrijednost = 0,0971	
Vektorski test korištenjem kvadrata i unakrsnih produkata: $F(42,57) = 1,2641$, p-vrijednost = 0,2035	
Pojedinačni testovi	
Test autokorelacije	
Varijabla	Test
LREER	Portmanteau (4): 3,69026
LSHARE	Portmanteau (4): 3,16093
Testovi normalnosti	
Varijabla	Test
LREER	$\chi^2(2) = 3,3295$, p-vrijednost = 0,1892
LSHARE	$\chi^2(2) = 1,4470$, p-vrijednost = 0,4850
ARCH testovi	
Varijabla	Test
LREER	ARCH 1-4 test: $F(4,29) = 0,34762$, p-vrijednost = 0,8435
LSHARE	ARCH 1-4 test: $F(4,29) = 1,2221$, p-vrijednost = 0,3230
Testovi heteroskedastičnosti	
Varijabla	Test
LREER	Korištenjem kvadrata: $F(8,27) = 0,64355$, p-vrijednost = 0,7345
LSHARE	Korištenjem kvadrata: $F(8,27) = 3,5580$, p-vrijednost = 0,0061
LREER	Korištenjem kvadrata i unakrsnih produkata: $F(14,21) = 0,71511$, p-vrijednost = 0,7375
LSHARE	Korištenjem kvadrata i unakrsnih produkata: $F(14,21) = 2,4408$, p-vrijednost = 0,0315

Izvor: Izračun autora.

Na osnovi rezultata testova može se reći da je model dobro postavljen i da su karakteristike modela uglavnom dobre i prihvatljive. Uvid u koeficijente brzine prilagođivanja i njihove t-omjere ukazuje na moguću slabu egzogenost cijene dio-

nica koja je u nastavku analize testirana LR testom. Uz to je testirano i ograničenje na kointegracijskom vektoru da je koeficijent uz cijenu dionica jednak $-0,1$.

Tablica 5.

TESTIRANJE OGRANIČENJA NA KOINTEGRACIJSKOM
VEKTORU I VEKTORU BRZINE PRILAGOĐIVANJA

Ograničenje na α	$\alpha = (1, -0.1)$	$\alpha = (1, -0.1)$
Ograničenje na β	Bez ograničenja	$\beta = (*, 0)$
$\chi^2(1)$	0,95842	2,0911
p-vrijednost	0,3276	0,3515

Izvor: Izračun autora.

Iz rezultata u tablici vidi se da se postavljena ograničenja mogu prihvatiti i da se cijene dionica mogu isključiti iz kratkoročne dinamike modela, a to znači da su bile slabo egzogene. Stoga, ćemo analizu nastaviti postavljenim ograničenjima uvjetovanim modelom, tj. kratkoročnim dinamičnim modelom.¹⁰

Model (2) može se preformulirati u:¹¹

$$\Delta LREER_t = a + \sum_{i=1}^1 b_i \Delta LREER_{t-i} + \sum_{i=0}^1 c_i \Delta LSHARE_{t-i} + \alpha ECM_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (6)$$

Rezultati ocijenjene jednadžbe (6) mogu se vidjeti u slijedećoj tablici:

Tablica 6.

REZULTATI OCJENE KRATKOROČNOG UVJETOVANOG MODELA

Varijabla	Koeficijent	t-vrijednost	t-vjerojatnost
Konstanta	1,84e-006	0,00	1,000
DLREER_1	0,295543	2,32	0,026
DLSHARE	0,00185010	0,18	0,855
DLSHARE_1	-0,0222279	-1,94	0,061
ECM_1	-0,197935	-3,95	0,000

Izvor: Izračun autora.

¹⁰ Predstavlja ponovno ocijenjenu kointegracijsku relaciju s ograničenjem na kointegracijskom vektoru i tretirajući cijene dionica kao slabo egzogenu varijablu.

¹¹ Uvjetovanje varijable cijene dionica znači da varijabla ostaje u dugom roku, tj. kointegracijskom vektoru, a isključena je iz kratkoročne dinamike modela.

ECM predstavlja razliku među sadašnjom vrijednošću tečaja i njegovom dugoročnom vrijednošću predviđenom kointegracijskom relacijom:

$$LREER_t = -0,1LSHARE_t - 417,51 \quad (5)$$

ECM ima očekivani negativni predznak i iznosi -0,198 s t-vrijednošću od -3,95, a predstavlja mjeru prosječne brzine kovergencije prema dugoročnoj ravnoteži. Devijacije od dugoročne ravnoteže čine pritisak na tečaj, prilagođujući se za gotovo 20% u svakome kvartalu.

Dijagnostika ocijenjenoga modela može se vidjeti u slijedećoj tablici.

Tablica 7.

DIJAGNOSTIKA UVJETOVANOGA MODELA

Test autokorelacije
Vektorski Portmanteau (4): 3,33072
$\chi^2(4) = 5,7983$, p-vrijednost = 0,2147; F (4,32) = 1,3177, p-vrijednost = 0,2845
Testovi normalnosti
$\chi^2(2) = 3,9502$, p-vrijednost = 0,1387
ARCH test
ARCH 1-4 test: F (4,28) = 0,33601, p-vrijednost = 0,8513
Testovi heteroskedastičnosti
Vektorski test korištenjem kvadrata: $\chi^2(8) = 6,0913$, p-vrijednost = 0,6370; F (8,27) = 0,58892, p-vrijednost = 0,7782
Vektorski test korištenjem kvadrata i unakrsnih produkata: $\chi^2(14) = 8,3577$, p-vrijednost = 0,8699; F (14,21) = 0,38406, p-vrijednost = 0,9649

Izvor: Izračun autora.

Može se reći da je model dobro postavljen i da su karakteristike modela uglavnom dobre i prihvatljive.

Na osnovi dobivenih rezultata moguće je uvidom u kointegracijski vektor zaključiti da postoji statistički značajna veza među cijenom dionica i tečajem. Tako bi povećanje cijene dionica vodilo aprecijaciji tečaja. Moguće je pretpostaviti da je povećanje cijene dionica izazvano povećanjem potražnje za njima u proteklome razdoblju vodilo aprecijaciji tečaja i da su ga izazvali rezidenti Republike

Hrvatske koji su u proteklome razdoblju povlačili štednju (kunsku i deviznu) iz banaka¹² i strani građani koji su radi kupnje dionica na hrvatskome tržištu morali konverzirati svoje valute u kune.

Iz rezultata kratkoročnoga uvjetovanoga modela može se vidjeti da su promjene samoga tečaja statistički značajno i pozitivno utjecale na tečaj. Osim toga, cijene dionica utječu na tečaj s promjenama predznaka u vremenu. U tekućem razdoblju utjecaj je pozitivan (tj. povećanje cijene dionica vodilo bi aprecijaciji tečaja), ali statistički neznačajan. U prethodnome je razdoblju učinak cijene dionica na tečaj negativan (tj. povećanje cijene dionica vodilo bi deprecijaciji tečaja) i na granici je statističke značajnosti. Dodatno proveden test značajnosti varijable cijena dionica (test isključivanja) u tekućem i prethodnome razdoblju pokazao je neznačajnost varijable u modelu ($F(2,36) = 1,9137 [0,1622]$).

Analizu nastavljamo dekompozicijom varijanci prognostičkih pogrešaka, tj. prognozom izvan uzorka.

Tablica 8.

ORTOGONALNA DEKOMPOZICIJA VARIJANCI PROGNOŠTIČKIH
POGREŠAKA (CHOLESKYEVA DEKOMPOZICIJA, U %)

Dekompozicija za varijablu LREER		
Horizont (kvartali)	LREER	LSHARE
4	88	12
8	39	61
12	22	78
16	16	84
20	12	88
24	10	90
Dekompozicija za varijablu LSHARE		
Horizont (kvartali)	LREER	LSHARE
4	0,5	99,5
8	0,3	99,7
12	0,3	99,7
16	0,2	99,8
20	0,2	99,8
24	0,2	99,8

Izvor: Izračun autora.

¹² Dijelom je to moguće vidjeti iz podataka u tablici relativne važnosti financijskih posrednika koju objavljuje HNB (Makrobonitetna analiza, Broj 6). Tako je od godine 2003. do lipnja godine 2007. udio banaka u ukupnoj imovini financijskih posrednika smanjen sa 83,4% na 73,5%, a udio otvorenih i zatvorenih (uključivši Fond branitelja) investicijskih fondova povećan od 1,7% na 7,9%.

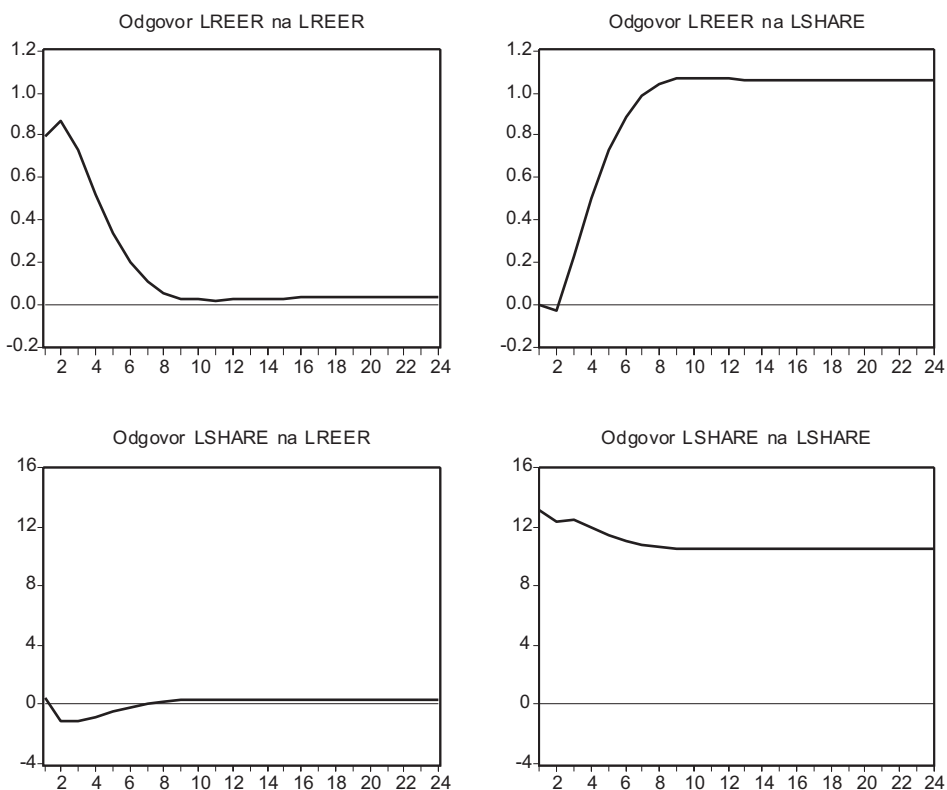
Iz podataka u tablici vidi se da je najveći dio varijacija tečaja objašnjen promjenom cijena dionica, i to s početnih 12% do 90%, a najveći je dio varijacija cijena dionica objašnjen samom promjenom cijena dionica.

Procedura provođenja dekompozicije varijance prema Choleskijevoj dekompoziciji može ovisiti o redosljedu varijabli, u modelu. Stoga je učinjena dekompozicija varijance uz suprotni redosljed varijabli koja u tekstu nije pokazana radi uštede prostora. Dobiveni su rezultati gotovo identični s prethodnom dekompozicijom, a to dokazuje postojanost metode.

Na kraju slijedi analiza jediničnih ortogonalnih impulsnih odgovora varijabli u modelu na povećanja od jedne standardne devijacije.

Slika 2.

ODGOVORI NA JEDINIČNI ORTOGONALNI IMPULS



Izvor: Izračun autora.

Povećanje cijene dionica u prva dva kvartala od nastanka šoka gotovo i ne bi utjecalo na tečaj, ali bi nakon toga uslijedila njegova značajna aprecijacija. Sa druge strane, aprecijacija tečaja vodila bi trenutnom sniženja cijena dionica, a njihovo bi povećanje uslijedilo tek sedam kvartala poslije nastanka šoka.

3. Zaključak

U radu se nastojalo utvrditi postoji li međuovisnost među cijenama dionica i tečajem u Republici Hrvatskoj. Dosad provedene analize za ostale zemlje pokazale su da utjecaj može biti obostran, tj. kretanje cijene dionica može utjecati na kretanje tečaja, ali i obrnuto. No, jednako tako navedena povezanost ne mora postojati.

Da bi se ispitala veza među cijenom dionica i tečajem u Republici Hrvatskoj, u radu je analiziran dug i kratak rok. Analiza dugoga roka pokazala je postojanje veze među cijenom dionica i tečajem uz značajnost obje varijable. Iz ocijenjenoga kointegracijskoga vektora moguće je vidjeti da bi povećanje cijene dionica vodilo aprecijaciji tečaja. Sa druge strane, rezultati kratkoročnoga uvjetovanoga modela pokazuju da promjene samoga tečaja statistički značajno i pozitivno utječu na tečaj. Cijene dionica utječu na tečaj promjenama predznaka u vremenu, s time da je u tekućem razdoblju utjecaj pozitivan (tj. povećanje cijene dionica vodilo bi aprecijaciji tečaja), ali statistički neznačajan, a u prethodnome je razdoblju učinak negativan (tj. povećanje cijene dionica vodilo bi deprecijaciji tečaja) i na granici statističke značajnosti.

Dekompozicija varijance prognostičkih pogrešaka pokazala je da je najveći dio varijacija tečaja objašnjen promjenom cijena dionica, a najveći je dio varijacija cijena dionica objašnjen promjenom cijena dionica.

I na kraju je, analiza impulsnih odgovora pokazala da bi povećanje cijene dionica utjecalo na aprecijaciju tečaja, a aprecijacija tečaja prvotno bi vodila trenutnome padu cijena dionica uz njihov porast tek nakon sedam kvartala poslije nastanka šoka.

LITERATURA

1. Abdalla, I. i Murinde, V. (1997.). "Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan, and Philippines", *Applied Financial Economics*, vol. 7, pp. 25-35.

2. Adler, M. i Dumas, B. (1984.). "Exposure to currency risk: Definition and measurement" *Financial Management*, 13, (Summer), 41-50.
3. Azman-Saini, W., Habibullah, M. i Azali, M. (2003.). "Stock price and exchange rate dynamics: evidence from Thailand", *Savings and Development*, vol. 27(3), pp. 245-258.
4. Azman-Saini, W., Habibullah, M., Siong Hook Law i Dayang-Afizzah, A. M. (2006.). "Stock prices, exchange rates and causality in Malaysia: a note", *MPRA Paper No. 656*.
5. Babić, M. (1996). *Međunarodna ekonomija*. MATE, Zagreb.
6. Bahmani-Oskooee, M. i Sohrabian, A. (1992.). "Stock prices and the effective exchange rate of the dollar", *Applied Economics*, vol. 24, pp. 459-64.
7. Billmeier, A. i Bonato, L. (2002.). "Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy in Croatia", *IMF Working paper*.
8. Dimitrova, D. (2005.). "The Relationship between Exchange Rates and Stock Prices: Studied in a Multivariate Model", *Issues in Political Economy*, Vol. 14.
9. Dornbusch, R. i Fischer, S. (1980.) "Exchange Rates and Current Account", *American Economic Review*, 70; 960-971.
10. Engle, R. F. i Granger C. W. J. (1987.). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
11. Gavin, M. (1989.). "The Stock Market and Exchange Rate Dynamics", *Journal of International Money and Finance*, 8:181-200.
12. Granger C.W.J, Bwo-Nung, H. i Yang, C. (2000.). "A bivariate causality between stock prices and exchange rates: Evidence from recent Asia flu", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 40, pp. 337-354.
13. Hatemi-J, A. i Irandoust, M. (2002.). "On the causality between exchange rates and stock prices: a note", *Bulletin of Economic Research*, vol. 54(2), pp. 197-203.
14. Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. i Shin, Y. (1992.). "Testing the null hypothesis stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?", *Journal of Econometrics*, vol. 54, pp. 159-178.
15. MacKinnon, J. G. (1996.). "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests" *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
16. MacKinnon, J. G., Haug, A. A. i Michelis, L. (1999.) "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests For Cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577.

17. Muhammad, N. i Rasheed, A. (2002.). "Stock Prices and Exchange Rates: Are they Related? Evidence from South Asian Countries", *The Pakistan Development Review*, 41:4 Part II (Winter 2002.) pp. 535–550.
18. Nagayasu, J. (2001.). "Currency crisis and contagion: evidence from exchange rate and sectoral indices of the Philippines and Thailand", *Journal of Asian Business*, vol. 12, pp. 529-546.
19. Payne, J. E. (2000.). "Inflationary Dynamics of a Transition Economy: The Croatian Experience", *Privredna kretanja i ekonomska politika*, No. 81, Zagreb.
20. Toda, H. and Phillips, P. (1995.). "Vector autoregressions and causality", *Econometrica*, vol. 61, pp. 1367-1393.
21. Vizek, M. i Broz, T. (2007.). "Modelling inflation in Croatia", *13th Dubrovnik Economic Conference*, June 27 - June 30, 2007.
22. Wei, K., Yu-Jane, L., Chau-Chen, Y. and Guey-Shiang, C. (1995.). "Volatility and price change spillover effects across the developed and emerging market", *Pacific-Basin Finance Journal*, vol. 3, pp. 113-136.
23. Wickremasinghe, G. B. (2006.). "Dynamic Relations between Stock Prices and Exchange Rates in Sri Lanka: Some Empirical Evidence", *11th FINSIA-Melbourne Centre for Financial Studies Banking and Finance Conference*, September.
24. Zakon o Hrvatskoj narodnoj banci, *Narodne novine*, 36/01, 2001., Zagreb.

Internet stranice:

1. <http://gretl.sourceforge.net>
2. <http://www.hnb.hr>
3. <http://www.jmulti.com>
4. <http://www.zse.hr>

THE RELATIONSHIP BETWEEN STOCK PRICES AND EXCHANGE RATE IN THE REPUBLIC OF CROATIA: VEC MODEL

Summary

The aim of this paper is to examine the long-run and short-run relationship between stock prices represented by CROBEX and the real effective exchange rate of Croatian Kuna in the Republic of Croatia. This relationship is analysed using vector error correction (VEC) model, forecast error variance decomposition (FEVD) and impulse response analysis. The results showed the existence of a long-run relationship between variables. All variables in the long-run are statistically significant showing that an increase in share prices will lead to the exchange rate appreciation. In the short-run changes in share prices are almost statistically insignificant.

Furthermore, impulse response analysis showed that an increase in share prices will lead to the exchange rate appreciation.

Keywords: stock prices, exchange rate, Republic of Croatia, VEC model, forecast error variance decomposition (FEVD), impulse response analysis