

Alen Belullo i  
Danijela Križman\*

UDK 380.8  
Izvorni znanstveni rad

## UTJECAJ PROMJENA U DOHOCIMA GLAVNIH EMITIVNIH ZEMALJA NA TURISTIČKI PROMET U HRVATSKOJ

*Autori su u ovome radu istražili za razdoblje od siječnja 1994. do prosinca godine 1998. dugoročnu i kratkoročnu elastičnost hrvatskog turističkog prometa na promjenu dohotka u Sloveniji, Italiji, Njemačkoj i Austriji. Kao pokazatelje turističkog prometa uzeli su broj noćenja i broj dolazaka stranih turista, a kao pokazatelje dohotka nominalne plaće i plaće korigirane za tečaj i cijene. Autori su zaključili da jednokratni dohodovni šokovi u analiziranim zemljama nemaju značajnog utjecaja na promjenu turističkog prometa u Hrvatskoj.*

### Uvod

Na formiranje turističke potražnje utječu mnogobrojni čimbenici, među kojima se veoma značajnim smatra raspoloživi dohodak nositelja potražnje. Stoga subjekti turističke ponude moraju poznavati dohodovnu elastičnost turističke potražnje za njihovim turističkim proizvodom, da bi mogli kvalitetnije planirati svoje aktivnosti. Svjesni toga, kao i činjenice da glavninu turističkog prometa u Hrvatskoj realiziraju stranci, postavili smo sebi za cilj utvrditi utječu li promjene u individualnim dohocima nama najemitivnijih zemalja (Austrija, Italija, Njemačka i Slovenija) na razinu prometa (turističku potražnju) koji turisti porijeklom iz tih zemalja ostvaruju kod nas. Dugoročnu elastičnost izračunat ćemo uz pomoć kointegracijske analize zasnovane na metodologiji Sorena Johansena (1995.), a kratkoročnu analizu dinamike kointegracijske dugoročne veze napraviti ćemo u okviru vektorskog modela s korekcijom odstupanja (Engle i Granger 1987.).

U radu ćemo najprije detaljno prikazati korištenu metodologiju istraživanja, zatim ćemo definirati varijable koje će biti korištene u analizi. U četvrtom ćemo

---

\* A. Belullo, doktor znanosti, viši asistent Fakulteta ekonomije i turizma "Dr. Mijo Mirković", Pula. D. Križman, magistar znanosti, asistent Fakulteta ekonomije i turizma "Dr. Mijo Mirković", Pula. Članak primljen u uredništvu: 07. 06. 2000.

dijelu prikazati rezultate dugoročne i kratkoročne analize, a u posljednjem iznijeti zaključke.

### Metodologija istraživanja

Granger je definirao da su, ako su elementi vektora slučajnih varijabli  $z_t = (z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{pt})'$  integrirani reda  $d$  i ako postoji vektor  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)'$  takav da je linearna kombinacija  $\beta' z_t = \beta_1 z_{1t} + \beta_2 z_{2t} + \dots + \beta_p z_{pt}$  za  $\beta \neq 0$  integrirana reda  $(d - b)$ , gdje je  $b > 0$ , elementi vektora  $z_t$  kointegrirani procesi reda  $z_t \sim CI(d, b)$ . On je dalje dokazao (Engle i Granger 1987.) da su varijable kointegrirane, ako i samo ako, postoji  $p$ -dimenzionalni vektorski prikaz s korekcijom odstupanja

$$\Delta z_t = \mu + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-1} + \Psi D_t + u_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

gdje je  $z_t$  vektor slučajnih varijabli reda  $(p \times 1)$ ,  $\mu$  je  $p$ -dimenzionalni vektor konstanti,  $D_t$  je vektor nestohastičkih varijabli  $u_1, \dots, u_T$  je  $p$ -dimenzionalni proces s bijelim šumom za koji vrijedi  $E(u_t) = 0$ ,  $E(u_t u_s') = \Sigma_u$ ,  $E(u_t u_s') = 0$  za  $s \neq t$ .  $\Pi = \alpha \beta$  gdje su  $\alpha$  i  $\beta$  matrice reda  $p \times r$ , gdje  $r$  označuje kointegracijski rang ili broj kointegracijskih veza. Elementi matrice  $\alpha$  jesu koeficijenti korekcije odstupanja koji pokazuju brzinu prilagođivanja varijabli u modelu prema dugoročnoj ravnoteži definiranoj kointegracijskim vektorom, a elementi matrice  $\beta'$  su transponirani nezavisni kointegracijski vektori koji prikazuju dugoročnu vezu između varijabli. Izraz  $\Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1}$  opisuje kratkoročnu dinamiku modela dugoročne ravnoteže prikazanu kointegracijskim vektorima. Broj stupaca matrice  $\beta$  različitih od nule određuju rang matrice  $\Pi$ .

Kointegracijsku ćemo analizu zasnivati na metodi maksimalne vjerodostojnosti koja je prikazana u radovima Johansena i Juseliusa (1990.) i Johansena (1995.) i koja uključuje tri koraka.

U prvom se koraku izvlači kratkoročna dinamika regresijom  $p$  varijabli  $\Delta z_t$  na  $\Delta z_{t-1}$  i konstantu da bi se dobili reziduali  $R_{0t}$ , i regresijom  $p$  varijabli  $z_{t-k}$  na njihovu lagiranu prvu diferenciju i konstantu da bi se dobili reziduali  $R_{kt}$ . Odabir dužine lagova zasnovali smo na Final Prediction Error kriteriju (Akaike, 1969.), Akaike's Information Criterion (Akaike, 1971.), Hannan i Quinn kriteriju (1979.) i Schwarzovom kriteriju (1978.).

Drugi se korak sastoji u ocjenjivanju kointegracijskih vektora. Definiranjem  $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}$  možemo naći broj značajnih korelacija, rješavanjem  $|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0$  i svrstavanjem svojstvenih vrijednosti u sljedeći redoslijed  $\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_n$ . Budući da  $\hat{\lambda}$  prikazuje kvadriranu kanoničku vezu između  $R_{0t}$  i  $R_{kt}$ , te će vrijednosti prikazivati jačinu linearnih kombinacija između reziduala iz podataka

u razini i reziduala iz podataka u diferenciji. Statistički značajne svojstvene vrijednosti ukazuju na značajne kointegracijske veze između  $p$  varijabli. Vektori  $\beta$  jednaki su svojstvenim vektorima koji odgovaraju najvećim svojstvenim vrijednostima.

Posljednji je korak testiranje značajnosti kointegracijskih veza primjenom Johansenovih testova omjera vjerodostojnosti  $\lambda_{\text{trace}}$  i  $\lambda_{\text{max}}$ :

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3)$$

$\lambda_{\text{trace}}$  statistika testira nul hipotezu da je broj različitih kointegracijskih vektora manji ili jednak  $r$  nasuprot alternativnoj hipotezi da je veći.  $\lambda_{\text{max}}$  statistika testira nul hipotezu da je broj kointegracijskih vektora jednak  $r$ , nasuprot hipotezi da je jednak  $r+1$ . Koristili smo se kritičkim vrijednostima za  $\lambda_{\text{trace}}$  i  $\lambda_{\text{max}}$  statistiku koje su izračunali Johansen i Nielsen (1993.) za modele koji uključuju dummy varijable.

Veza između reziduala reduciranog vektorskog modela s korekcijom odstupanja (VECM) iz jednadžbe 1 i reziduala strukturnog VECM-a je ovakva:

$$\varepsilon_t = Bu_t \quad (4)$$

što povlači

$$\Sigma_\varepsilon = (\varepsilon_t \varepsilon_t') = Bu_t (Bu_t)' = Bu_t u_t' B' = B \Sigma_u B' \quad (5)$$

Da bismo identificirali strukturne šokove ( $\varepsilon_t$ ) iz informacija koje smo dobili ocjenjivanjem VECM-a iz jednadžbe (1), tj. iz reduciranog oblika šokova ( $u_t$ ) i njihove kovarijančne/varijančne matrice ( $\Sigma_u$ ), moramo dodatno ograničiti strukturni model. U tu ćemo se svrhu koristiti Choleskijevom trijangularnom dekompozicijom  $\Sigma_u = PP'$ , gdje je  $P$  donja trijangularna matrica. Ako definiramo dijagonalnu matricu  $D$  tako da ima iste elemente na glavnoj dijagonali kao i  $P$ , imamo:

$$B = (PD^{-1})^{-1} \quad (6)$$

$$\Sigma_\varepsilon = DD'$$

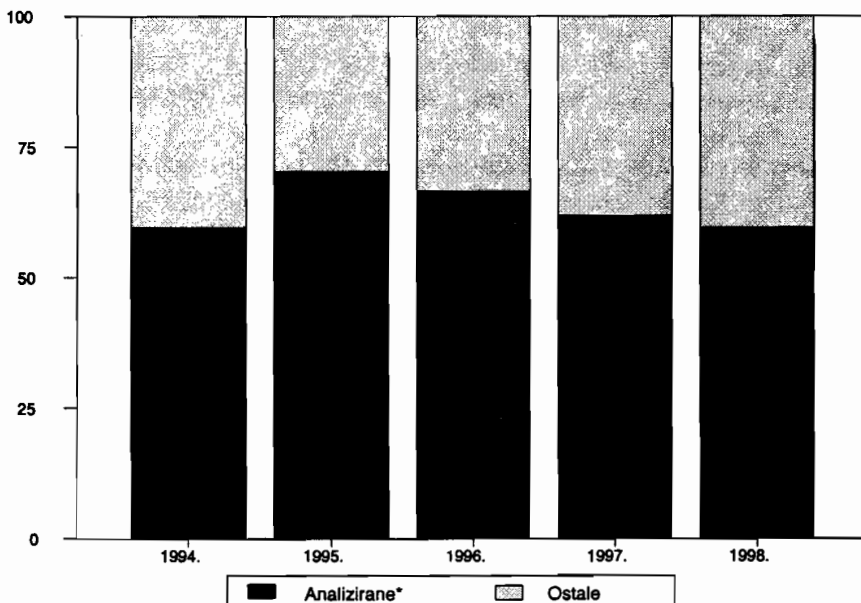
gdje je  $\Sigma_\varepsilon$  dijagonalna matrica s varijancama na glavnoj dijagonali,  $B$  je donja trijangularna matrica s jedinicama na glavnoj dijagonali. Elementi matrice  $P$  prikazuju trenutačne odgovore sustava na jedinične inovacije. Budući da je  $P$  donja trijangularna matrica, važan je redosljed ulaska varijabli u model. Odabir Woldovog uzročnog redosljeda može utjecati na funkcije odgovora na impulse i stoga je kritičan za interpretaciju sustava.

## Podaci

Sve su varijable koje ulaze u analizu na mjesečnoj frekvenciji za razdoblje od siječnja godine 1994. do prosinca godine 1998. Kao pokazatelje turističkog prometa u Hrvatskoj uzeli smo broj noćenja i broj dolazaka stranih turista u Republiku Hrvatsku. Izvor su tih podataka Mjesečna priopćenja Državnog zavoda za statistiku RH. U analizi smo se koristili dvjema vrstama dohodaka: izvornim nominalnim dohocima i dohocima koje smo korigirali za tečaj DEM u Sloveniji, Italiji i Austriji, a za Njemačku smo korigirali dohodak za njemačke indekse cijena na malo. Izvori su podataka za dohotke građana Slovenije i Italije i za indekse cijena na malo u Njemačkoj International Financial Statistics (IFS) Međunarodnog monetarnog fonda, a za Njemačku i Austriju OECD Main Statistical Indicators. Izvori podataka za tečaj DEM u Sloveniji, Italiji i Austriji jesu statistički bilteni Središnjih banaka tih zemalja.

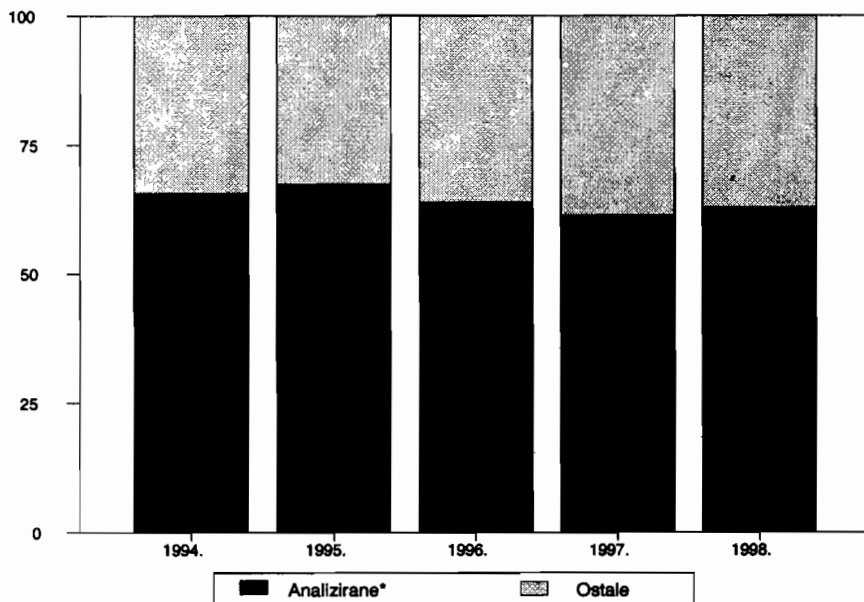
Slika 1.

### STRUKTURA OSTVARENIH STRANIH NOĆENJA U RH - U POSTOTKU



Slika 2.

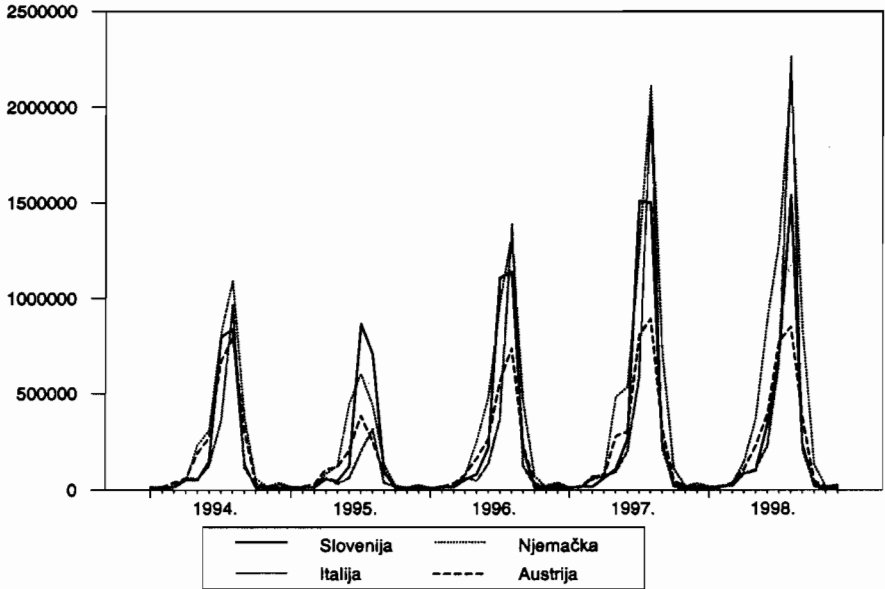
### STRUKTURA OSTVARENIH STRANIH DOLAZAKA U RH - U POSTOTKU



Iz slike 1. i 2. vidi se da smo uključivanjem u analizu Slovenije, Italije, Njemačke i Austrije obuhvatili više od 60% stranih noćenja i dolazaka stranih turista u Hrvatsku. Potrebno je napomenuti da strani turisti ostvaruju većinu turističkog prometa u Republici Hrvatskoj, a to se smatra veoma značajnim zato što potrošnja stranih turista ima multiplikativni utjecaj na nacionalno gospodarstvo.

Slika 3.

### BROJ NOĆENJA STRANIH TURISTA U HRVATSKOJ PO ZEMLJAMA PORIJEKLA



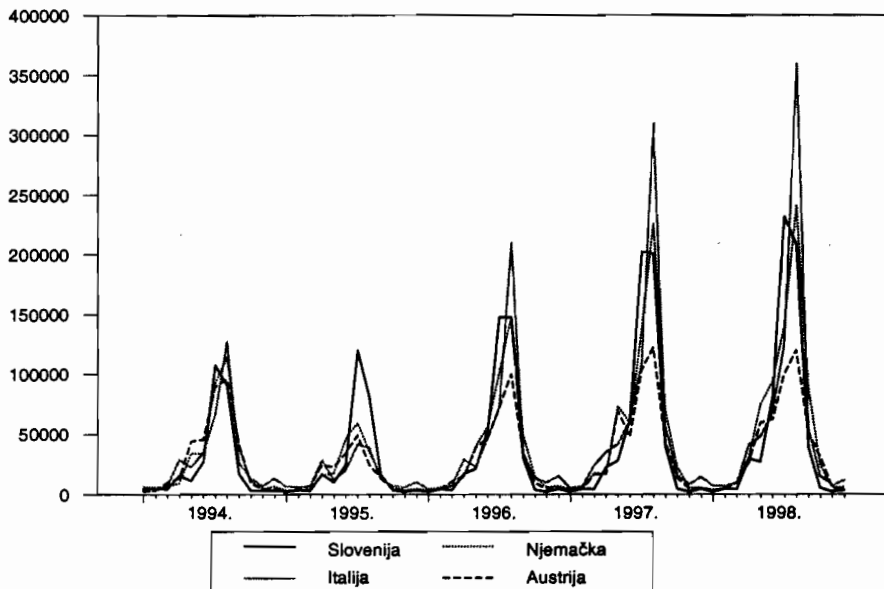
Na slici 3. i 4. prikazani su broj noćenja i dolazaka stranih turista u Hrvatsku po analiziranim zemljama porijekla. Vidimo da sve serije imaju naglašenu sezonsku komponentu s vrhovima u srpnju i kolovozu. Dalje vidimo da je godine 1995., zbog redarstvenih akcija Bljesak i Oluja, došlo do znatnog smanjenja broja noćenja i dolazaka u Hrvatsku, osim za Sloveniju. Zbog toga ćemo u naše modele uključiti 11 sezonskih dummy varijabli, kojima ćemo desezonirati ekonomske pokazatelje, i dummy varijablu Oluja kojom ćemo neutralizirati utjecaj na istraživanje redarstvenih akcija Bljesak i Oluja.

Sve korištene varijable logaritmirane da bi bile u proporcionalnoj skali. Stoga su korišteni podaci u analizi ovi:

- Noćenja  $\equiv$  prirodni logaritam broja noćenja stranih turista u Hrvatskoj
- Dolasci  $\equiv$  prirodni logaritam broja dolazaka stranih turista u Hrvatsku
- Dohodak  $\equiv$  prirodni logaritam mjesečnih primanja radnika
- Tečaj  $\equiv$  prirodni logaritam tečaja DEM u zemljama porijekla turista
- CPI  $\equiv$  prirodni logaritam indeksa cijena na malo u Njemačkoj
- Korigirani dohodak  $\equiv$  (Dohodak-Tečaj) za sve zemlje, osim za Njemačku. Za Njemačku: (Dohodak-CPI)
- Oluja  $\equiv$  dummy varijabla u kointegracijskom vektoru; Oluja=1 za 1995.:5  $\leq t \leq$  1995.:8; Oluja=0 za ostala razdoblja
- Sezona  $\equiv$  11. sezonskih dummy u kratkoročnoj dinamici VECM-a

Slika 4.

### BROJ DOLAZAKA STRANIH TURISTA U HRVATSKU PO ZEMLJAMA PORJEKLA



### Empirički rezultati

U empiričkom dijelu ovoga rada napraviti ćemo dugoročnu i kratkoročnu analizu utjecaja promjene dohotka u Sloveniji, Italiji, Njemačkoj i Austriji na turistički promet u Hrvatskoj. Paralelno ćemo se koristiti kao pokazateljima za turistički promet brojem noćenja i brojem dolazaka, a kao pokazateljima dohotka koristit ćemo se paralelno nominalnim dohocima i dohocima korigiranim za tečaj i cijene. Budući da procesi koji ulaze u analizu iskazuju trendovske komponente, na početku moramo istražiti radi li se o tzv. trend stacionarnim ili diferentno stacionarnim procesima da bismo primijenili odgovarajuću metodu detrendiranja.

### Testiranje stacionarnosti procesa

Testiranjem stacionarnosti procesa želimo odrediti možemo li određeni proces stacionirati njegovim diferenciranjem. Budući da procesi koji nisu stacionarni ne moraju imati izraženu trendovsku komponentu (mogu biti nestacionarni u varijanci ili autokorelirani), koristit ćemo se dvjema vrstama testova. Prva se vrsta testova odnosi na testiranje jesu li vremenske serije, s izraženom trendovskom komponentom, trendovski stacionarne ili diferentno stacionarni procesi (kao, npr., proces

sa slučajnim hodom s driftom s jednom ili više jediničnih svojstvenih vrijednosti<sup>1</sup>), a druga se vrsta testova odnosi na testiranje stacionarnosti serija (postoji li mogućnost da proces ima jednu ili više jediničnih svojstvenih vrijednosti).

Za obje vrste testiranja paralelno ćemo se koristiti dvama testovima: prošireni Dickey-Fuller (ADF) (1981.) i Phillip-Perron (PP) (1988.). ADF test testira na specifikaciji:

$$\Delta z_t = \alpha + \beta t + \gamma z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t$$

je li koeficijent  $\gamma = 0$ , nasuprot hipotezi da je  $\gamma < 0$  (zato što eksplozivne procese ne uzimamo u obzir). Drugim riječima ADF test testira radi li se o procesu sa slučajnim hodom s driftom, nasuprot trend stacionarnom procesu. Koristit ćemo se kritičkim vrijednostima ADF testa koje su izračunali Dickey i Fuller (1981.).

PP test testira neposredno na specifikaciji:

$$z_t = \alpha + \beta t + \gamma z_{t-1} + \sum_{i=2}^p \delta z_{t-i} + \varepsilon_t$$

$H_0: \gamma = 1$ , tj. proces s jediničnom svojstvenom vrijednošću sa driftom, nasuprot  $H_1: \gamma < 1$ , tj. trend stacionarna serija. U svom članku Phillip i Perron (1988.) objasnili su metodologiju testiranja, izračunali su distribuciju i kritičke vrijednosti statistike PP testova.

Za  $\beta = 0$  ti testovi testiraju proces s jediničnom svojstvenom vrijednošću ( $\gamma = 0$ ) nasuprot stacionarnoj seriji ( $\gamma < 0$ ).

Odabir dužine lagova učinjen je Schwartz-Bayesian information criterion metodom.

<sup>1</sup> Više svojstvenih vrijednosti kod procesa sa jednom varijablom možemo imati ako imamo više lagova te varijable.



Tablica 1.

TESTIRANJE STACIONARNOSTI PROCESA PROŠIRENIM DICKEY-FULLER  
 I PHILLIPS-PERRON TESTOVIMA

		Varijable	Pomaci	ADF	PP
VARIJABLE U RAZINI	Slovenija	Noćenja	14	-2.53	12.44
		Dolasci	14	-1.50	15.62
		Dohodak	0	-3.05	-10.58
		Korigirani dohodak	0	-3.01	-12.29
	Italija	Noćenja	14	-3.74**	11.05
		Dolasci	14	-3.50**	10.49
		Dohodak	0	-4.17***	-27.25**
		Korigirani dohodak	0	-1.81	-4.94
	Njemačka	Noćenja	14	-2.79	12.03
		Dolasci	14	-2.60	13.72
		Dohodak	8	-0.98	-2.93
		Korigirani dohodak	1	-2.72	-14.00
Austrija	Noćenja	0	-1.73	-6.00	
	Dolasci	0	-1.86	-6.78	
	Dohodak	12	-2.54	-20.31*	
	Korigirani dohodak	4	-1.95	-8.54	
VARIJABLE U PRVOJ DIFERENCIJI	Slovenija	Noćenja	0	-7.49***	-59.18***
		Dolasci	0	-7.72***	-58.64***
		Dohodak	0	-8.06***	-64.24***
		Korigirani dohodak	0	-7.77***	-60.26***
	Italija	Noćenja	0	-7.06***	-54.90***
		Dolasci	0	-6.74***	-52.79***
		Dohodak	5	-2.82*	-54.32***
		Korigirani dohodak	0	-5.45***	-40.27***
	Njemačka	Noćenja	6	-7.22***	24.65***
		Dolasci	5	-8.79***	30.46***
		Dohodak	4	-3.68***	-20.01***
		Korigirani dohodak	1	-3.83***	-30.77***
	Austrija	Noćenja	5	-7.24***	33.25***
		Dolasci	6	-7.60***	24.61***
		Dohodak	5	-3.21*	28.78***
		Korigirani dohodak	1	-5.92***	-63.80***

\* Statistički značajno na razini signifikantnosti od 10%.

\*\* Statistički značajno na razini signifikantnosti od 5%.

\*\*\* Statistički značajno na razini signifikantnosti od 1%.

U tablici 1. prikazani su rezultati testiranja stacionarnosti procesa koji će ući u analizu. U gornjem dijelu tablice prikazano je testiranje s varijablama u razini s  $\beta=0$ . To znači da testiramo jesu li promatrani procesi, procesi sa slučajnim hodom s driftom (random walk with drift). Vidimo da, osim postojanja male sumnje za neke talijanske procese, ne možemo odbaciti nul hipotezu da se radi o diferentno stacionarnim procesima koje možemo stacionirati prvom diferencijom. Stoga smo, nakon diferenciranja procesa, testirali stacionarnost sa  $\beta=0$ . Rezultati toga testiranja prikazani su u donjem dijelu tablice 1. Iz statistike navedenih testova vidimo da su jednom diferencirani procesi stacionarni, pa možemo pouzdano tvrditi da su svi procesi koji ulaze u analizu integrirani procesi prvoga reda ili  $I(1)$  procesi. Dalje vidimo da je testiranje obavljeno s malim brojem autoregresivnih članova, što nam garantira da procesi nemaju višestruke jedinične svojstvene vrijednosti.

Ako su procesi koji ulaze u analizu  $I(1)$  procesi, tada je primjerena dugoročna analiza testiranjem kointegracijske veze između procesa. Sa druge strane, kada postoji kointegracijska veza između varijabli, prikladno je analizirati dinamiku kointegracijske veze u okviru vektorskog modela s korekcijom odstupanja (VECM).

### *Dugoročna analiza*

Dugoročnom analizom želimo istražiti postoji li dugoročna veza između promjene dohoda u Sloveniji, Italiji, Njemačkoj i Austriji s turističkim prometom koji iskazuju turisti navedenih zemalja u Hrvatskoj. Drugim riječima, budući da se radi o integriranim procesima prvoga reda, istražujemo postoji li značajna kointegracijska veza između varijabli noćenja ili dolazaka i različitih dohoda.

U prvom stupcu tablice 2. prikazane su svojstvene vrijednosti matrice  $\Pi$  iz jednadžbe (1). U drugom i trećem stupcu prikazane su statistike  $\lambda_{max}$  i  $\lambda_{trace}$  testova kointegracijskog ranga. Stupci 4., 5. i 6. prikazuju, u gornjem dijelu kointegracijske vektore normalizirane po prvoj varijabli (noćenja ili dolasci), a u donjem dijelu koeficijente matrice  $\alpha$ , koji pokazuju brzinu prilagođivanja prema dugoročnoj ravnoteži (kointegracijskoj vezi) i njihovu značajnost prikazanu  $t$  statistikom. Budući da se radi o logaritmiranim varijablama, vrijednost kointegracijskog vektora pokazuje dugoročni koeficijent elastičnosti turističkog prometa u Hrvatskoj na promjene u dohotku s obrnutim predznakom. Dummy varijable za desezoniranje uključili smo u dinamiku oko dugoročne kointegracijske veze, a dummy varijablu Oluja uključili smo kao egzogeni član u kointegracijski vektor.

Iz tablice 2. vidimo da postoje jake dugoročne veze između dohoda i broja noćenja ili dolazaka u Hrvatsku stranih turista, jer smo za sve zemlje našli jedan značajan kointegracijski vektor. Iz  $t$  vrijednosti koeficijenata brzine prilagođivanja  $\alpha$  vidimo da je u zemljama u kojima smo našli dva značajna kointegracijska vektora, prvi zanimljiv za varijable noćenja i dolazaka ( $Y$ ). Tablica 2. ukazuje da su dugoročni koeficijenti elastičnosti noćenja manji od dugoročnih koeficijenata elastičnosti dolazaka na promjene nominalnih dohoda. Najmanje koeficijente elastičnosti

registrirali smo za Sloveniju: 0.69 (noćenja), 1.12 (dolasci), a najviše dugoročne koeficijente elastičnosti registrirali smo za Njemačku: 4.25 (noćenja), 5.17 (dolasci). Za Italiju ti koeficijenti iznose: 3.43 (noćenja) i 3.78 (dolasci), a za Austriju: 1.11 (noćenja), 2.51 (dolasci).

Tablica 2.

KOINTEGRACIJSKA ANALIZA BEZ KOREKCIJE DOHODAKA ZA TEČAJ

Zemlja		Testiranje kointegracijskog ranga			Kointegracijski vektori $\beta_i$ i parametri prilagođivanja $\alpha_i$ sa $t$ vrijednostima u zagradama			
		S.V.	$\lambda_{max}$	$\lambda_{trace}$	Y	Dodatak	Oluja	
		1	2	3	4	5	6	
Slovenija	Noćenja	0.33	24.04*	33.86*	$\beta_1$	1		
		0.15	9.82*	9.82*	$\beta_2$	1	-16.59	-5.11
				$\alpha_1$		-0.01(-0.83)		
				$\alpha_2$		0.00(3.23)		
Dolasci	0.37	26.97*	37.71*	$\beta_1$	1			
	0.17	10.74*	10.74*	$\beta_2$	1	4.99	2.64	
				$\alpha_1$		-0.00(-0.61)		
				$\alpha_2$		-0.05(-3.41)		
Italija	Noćenja	0.31	21.68*	23.33*	$\beta_2$	1		
		0.02	1.65	1.65	$\alpha_1$		0.00(1.67)	
				$\beta_2$	1			
				$\alpha_1$		0.00(1.63)		
Dolasci	0.35	35.75*	27.43*	$\beta_2$	1			
	0.02	1.68	1.68	$\alpha_1$		0.00(1.63)		
Njemačka	Noćenja	0.40	30.35*	42.79*	$\beta_1$	1		
		0.19	12.44*	12.44*	$\beta_2$	1	-2.76	-1.53
				$\alpha_1$		-0.00(-0.09)		
				$\alpha_2$		-0.00(-2.40)		
Dolasci	0.45	34.93*	48.99*	$\beta_1$	1			
	0.21	14.06*	14.06*	$\beta_2$	1	3.68	-0.99	
			$\alpha_1$		0.00(0.03)			
			$\alpha_2$		-0.00(-2.37)			
Austrija	Noćenja	0.45	35.64*	42.52*	$\beta_1$	1		
		0.11	6.88*	6.88*	$\beta_2$	1	15.38	-0.89
				$\alpha_1$		-0.00(-0.72)		
				$\alpha_2$		-0.00(-2.68)		
Dolasci	0.44	33.78*	39.81*	$\beta_1$	1			
	0.09	6.03*	6.03*	$\beta_2$	1	4.99	1.55	
			$\alpha_1$		0.00(0.04)			
			$\alpha_2$		-0.00(1.52)			

\* Statistički značajno na razini signifikantnosti od 5%.

Iz šestog stupca vidimo da postoji i negativan utjecaj redarstvenih akcija Bljesak i Oluja na broj noćenja i dolazaka za pojedine analizirane zemlje. Koefficienti brzine prilagođivanja (vrlo su visoki za sve zemlje (preko 50%), a to kazuje da će kratkoročna neravnoteža konvergirati prema dugoročnoj vezi unutar dva mjeseca.

Tablica 3.

## KOINTEGRACIJSKA ANALIZA S KOREKCIJOM DOHODAKA ZA TEČAJ I CIJENE

Zemlja		Testiranje kointegracijskog ranga			Kointegracijski vektori $\beta_i$ i parametri brzine prilagođivanja $\alpha_i$ sa $t$ vrijednostima u zagradama			
		S.V.	$\lambda_{\max}$	$\lambda_{\text{trace}}$	Y	Dodatak	Oluja	
		1	2	3	4	5	6	
Slovenija	Noćenja	0.33 0.04	23.79* 2.80*	26.59* 2.80*	$\beta_1$ $\beta_2$ $\alpha_1$ $\alpha_2$	1 1 -0.99(-5.37) 0.00(0.21)	21.22 34.75 -0.00(-0.32) -0.00(-1.69)	0.33 13.29
	Dolasci	0.37 0.06	27.13* 3.79*	30.12* 3.79*	$\beta_1$ $\beta_2$ $\alpha_1$ $\alpha_2$	1 1 -0.64(-5.56) -0.00(-1.93)	21.58 8.38 -0.01(-1.28) -0.00(-1.93)	0.36 4.07
Italija	Noćenja	0.41 0.14	30.92* 9.02*	39.94* 9.02*	$\beta_1$ $\beta_2$ $\alpha_1$ $\alpha_2$	1 1 -0.79(-6.19) -0.01(-1.95)	2.66 -10.11 0.01(-1.85) -0.00(-1.93)	0.38 -8.46
	Dolasci	0.35 0.15	25.29* 9.29*	34.57* 9.29*	$\beta_1$ $\beta_2$ $\alpha_1$ $\alpha_2$	1 1 -0.74(-5.63) -0.01(-0.00)	2.43 -5.70 -0.01(-0.63) -0.01(-3.15)	0.37 -4.57
Njemačka	Noćenja	0.39 0.18	29.38* 11.76*	41.14* 11.76*	$\beta_1$ $\beta_2$ $\alpha_1$ $\alpha_2$	1 1 -0.47(-5.68) 0.00(0.01)	7.12 -5.40 0.00(0.83) -0.00(-3.74)	0.39 -1.28
	Dolasci	0.43 0.18	33.23* 11.93*	45.16* 11.93*	$\beta_1$ $\beta_2$ $\alpha_1$ $\alpha_2$	1 1 -0.31(-5.12) 0.00(1.38)	8.74 -6.69 0.00(1.38) -0.00(-3.56)	0.40 -0.80
Austrija	Noćenja	0.44 0.10	35.54* 6.02*	41.56* 6.02*	$\beta_1$ $\beta_2$ $\alpha_1$ $\alpha_2$	1 1 -0.60(-6.93) -0.05(-0.73)	1.06 13.91 -0.01(-0.73) 0.01(2.12)	0.35 -0.93

\* Statistički značajno na razini signifikantnosti od 5%.

U tablici 3. prikazani su rezultati kointegracijske analize u koju smo uključili korigirani dohodak umjesto nominalnog dohotka. Dohodak smo korigirali za tečaj DEM u zemljama porijekla turista, a za Njemačku smo dohodak korigirali za indekse potrošačkih cijena na malo (CPI). Takav model pretpostavlja da su cijene hrvatske ponude fiksne u DEM i to da se odluka o noćenju ili dolasku u Hrvatsku ne donosi na osnovi izvanpansionske potrošnje. Iz tablice 3. vidimo da smo za sve zemlje našli dva značajna kointegracijska vektora, od kojih je prvi zanimljiv za našu analizu. Za Sloveniju i Njemačku dugoročni koeficijenti elastičnosti broja noćenja i dolazaka na promjene korigiranog dohotka veći su u odnosu na nekorigirani dohodak, to pokazuju da u tim zemljama ne postoji kod ekonomskih subjekata tzv. novčana iluzija, tj. da se povećanje nominalnog dohotka interpretira kao povećanje realnog dohotka. Stoga su jače promjene na realni dohodak od promjena na nominalni dohodak. Za Italiju vrijedi da su koeficijenti elastičnosti na korigirani dohodak manji od nekorigiranog, a to znači da za Italiju ne možemo odbaciti hipotezu o novčanoj iluziji. Koeficijenti prilagođavanja  $\alpha$  i dalje su visoki i značajni za prvi kointegracijski vektor.

Iz takve dugoročne analize možemo zaključiti da postoje jake dugoročne veze između dohodaka i noćenja/dolazaka u Hrvatsku u analiziranim zemljama s visokim dugoročnim koeficijentima elastičnosti.

### *Kratkoročna analiza*

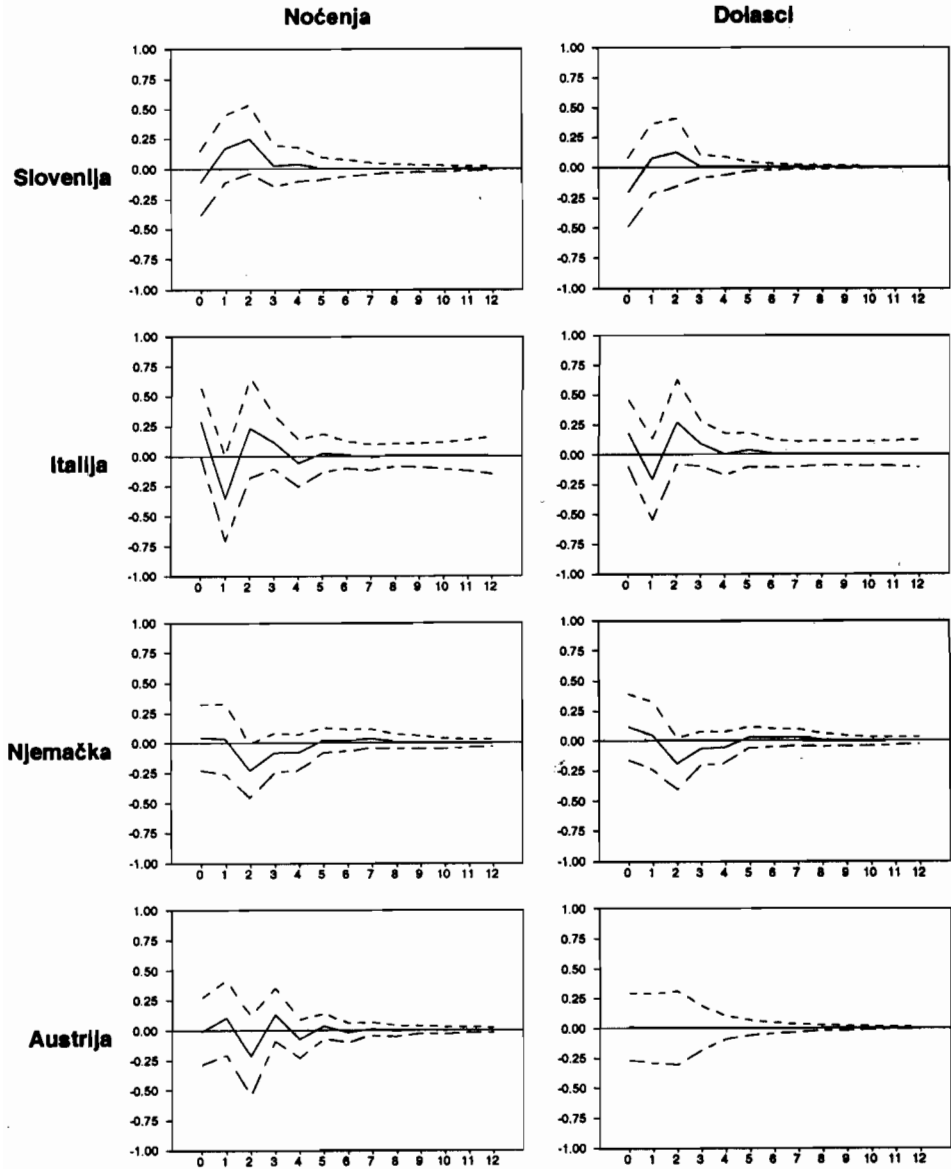
Kratkoročnu ćemo analizu napraviti uz pomoć funkcija odgovora noćenja i dolazaka na jedinični ortogonalni impuls u dohocima VECM-a prikazanog u jednadžbi 1. i uz pomoć testiranja uzrokuje li dohodak u Grangerovom smislu noćenja i dolaska stranih turista u Hrvatsku. Budući da su varijable logaritmirane, funkcije odgovora na jedinični impuls izražene su u proporcionalnoj skali i prikazuju postotnu promjenu noćenja ili dolazaka uzrokovanom jednopostotnim jednokratnim povećanjem dohotka. Stoga prikazuju kratkoročne, dinamične koeficijente elastičnosti. Budući da po pretpostavci smatramo da promjena dohotka uzrokuje promjenu noćenja i dolazaka, a da suprotno ne vrijedi, koristit ćemo se trijangularnom (Choleskijevom) dekompozicijom s Woldovim redoslijedom: Dohodak(Noćenja (Dolasci)). Oko funkcija odgovora na ortogonalne impulse konstruirali smo, primjenom 1000 Monte Carlo simulacija, intervale pouzdanosti od dvije standardne greške (95% pouzdanosti ili 5% značajnosti). Tako konstruirani intervale pouzdanosti asimptotski su potpuno konzistentni.

Iz slike 5. vidimo da jednokratni šok u nominalnim dohocima Slovenaca i Talijana uzrokuje nakon dva mjeseca značajno (5%) povećanje njihovih noćenja i dolazaka u Hrvatsku. To ne vrijedi za Nijemce i Austrijance. To ukazuje da Slovenci i Talijani donose svoje odluke o dolasku u Hrvatsku dva mjeseca prije dolaska, a Nijemci i Austrijanci to čine tako da dugoročnije planiraju svoj dolazak, zanemarujući kratkoročne promjene svojih nominalnih dohodaka. Možemo reći i da Slovenci i Talijani "impulzivnije" donose odluke o ljetovanju u Hrvatskoj u odnosu na Nijemce i Austrijance.



Slika 6.

### ODGOVORI NA JEDINIČNI ORTOGONALNI IMPULS U KORIGIRANIM DOHOTCIMA



Kada se, međutim, radi o jednokratnoj promjeni korigiranog dohotka, vidimo iz slike 6. da je taj efekt za Slovence i Talijane znatno manji. Naime, vidimo da za jednokratnu promjenu korigiranog dohotka nemamo kratkoročno značajnog odgovora noćenja, a ni dolazaka ni za jednu analiziranu zemlju. Funkcije odgovora noćenja na dohodovne impulse i funkcije odgovora dolazaka na dohodovne impulse međusobno su slične za sve analizirane zemlje i za nominalne i korigirane dohotke.

To znači da postoji dugoročna veza između dohodaka i turističkog prometa, ali kratkoročna veza ne postoji. To pokazuje da ekonomski subjekti iz analiziranih zemalja donose svoje odluke na osnovi promjene permanentnog dohotka, a ne na osnovi kratkoročnih i jednokratnih promjena svojih dohodaka. Takvu ćemo hipotezu testirati specifikacijom:

$$\Delta(\text{Noć} / \text{Doš})_t = v + \psi D_t + \alpha \beta' z_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \phi_i \Delta(\text{Noć} / \text{Doš})_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta(\text{Doh})_{t-i} + u_t$$

tako da testiramo zajedničku vjerojatnost da:

- $\gamma_i = 0$  ; za  $i=1,2$
- $\gamma_i = \alpha = 0$  ; za  $i=1,2$

Takvo testiranje restrikcija na parametrima jedne jednadžbe naziva se i testiranjem Grangerove uzročnosti; u našem slučaju testiramo uzrokuje li dohodak u Grangerovom smislu noćenja i dolaske. Uz pomoć prve hipoteze da je  $\gamma_i = 0$  testiramo uzrokuje li dohodak noćenja i dolaske kroz kratkoročnu dinamiku modela, a pomoću hipoteze  $\gamma_i = \alpha = 0$  testiramo uzrokuje li dohodak noćenja i dolaske kroz kratkoročnu dinamiku kao i kroz kointegracijske vektore; tj. dugoročnu vezu.

Iz tablice 4. vidimo da u svim slučajevima možemo na razini signifikantnosti od 1% odbaciti hipotezu da dohodak ne uzrokuje u Grangerovom smislu noćenja i dolaske kroz kratkoročnu i dugoročnu vezu. Sa druge pak strane, ako testiramo samo kratkoročnu uzročnost, vidimo da tu hipotezu možemo odbaciti jedino u slučaju Slovenije (noćenja i dolasci) i Italije (dolasci) za dohodak bez korekcije. Za sve druge slučajeve ne možemo odbaciti hipotezu da dohodak ne uzrokuje u Grangerovom smislu noćenja i dolaske kroz kratkoročnu dinamiku. Do takvog smo zaključka došli i prethodnim testiranjima, kada smo otkrili da jedino za slučaj Slovenije i Italije imamo značajne odgovore noćenja i dolazaka na ortogonalni impuls u nekorigiranom dohotku, a u ostalim slučajevima nemamo značajnih odgovora noćenja i dolazaka na ortogonalne impulse u dohocima. Stoga možemo s visokom razinom pouzdanosti tvrditi da se utjecaj promjene dohotka na noćenja i dolaske u analiziranim zemljama rasprostire kroz dugoročnu vezu, a ne kroz kratkoročnu dinamiku, što znači da ekonomski subjekti u tim zemljama donose svoje odluke o dolasku u Hrvatsku na osnovi promjene njihovih permanentnih, a ne jednokratnih i kratkoročnih dohodaka.



Tablica 4.

TESTIRANJE GRANGEROVE UZROČNOSTI: F VRIJEDNOSTIMA S RAZINOM  
 SIGNIFIKANTNOSTI U ZAGRADAMA

Zemlja		Dohodak bez korekcije		Dohodak s korekcijom	
		$\gamma_i=0$	$\gamma_i=\alpha=0$	$\gamma_i=0$	$\gamma_i=\alpha=0$
Slovenija	Noćenja	3.29 (0.05)	6.72 (0.00)	1.88 (0.17)	5.78 (0.00)
	Dolasci	2.84 (0.07)	8.15 (0.00)	0.64 (0.58)	6.29 (0.00)
Italija	Noćenja	1.81 (0.17)	9.09 (0.00)	2.16 (0.13)	5.39 (0.00)
	Dolasci	2.38 (0.10)	7.89 (0.00)	1.72 (0.19)	5.02 (0.00)
Njemačka	Noćenja	1.01 (0.37)	3.66 (0.01)	2.13 (0.13)	4.64 (0.00)
	Dolasci	1.81 (0.18)	4.90 (0.00)	1.73 (0.19)	4.51 (0.00)
Austrija	Noćenja	0.64 (0.52)	8.68 (0.00)	0.65 (0.52)	8.64 (0.00)
	Dolasci	0.01 (0.98)	5.38 (0.00)	0.00 (0.99)	5.37 (0.00)

### Zaključak

U ovom smo radu analizirali utjecaj promjene dugoročnih i kratkoročnih dohodaka u Sloveniji, Italiji, Njemačkoj i Austriji na broj noćenja i dolazaka turista iz tih zemalja u Hrvatsku, za razdoblje od siječnja godine 1994. do prosinca godine 1998.

Testiranjem stacionarnosti korištenih procesa zaključili smo da se radi o  $I(1)$  procesima koje možemo stacionirati uz pomoć prve diferencije i analizirati u okviru vektorskog modela s korekcijom odstupanja. Dugoročnu smo analizu napravili testiranjem kointegracijskog ranga između varijabli dohodaka i varijabli noćenja i dolazaka. Za sve smo zemlje našli najmanje jednu kointegracijsku vezu, a to ukazuje da postoji jaka dugoročna veza između tih varijabli. Ustanovili smo da su dugoročni koeficijenti elastičnosti broja noćenja i broja dolazaka na promjene dohodaka relativno visoki. Nešto su veći za Italiju i Njemačku, a manji za Sloveniju i Austriju. Dalje smo pronašli da su dugoročni koeficijenti elastičnosti dolazaka na promjene dohodaka veći u odnosu na koeficijente elastičnosti noćenja i da su dugo-

ročni koeficijenti elastičnosti noćenja i dolazaka na promjene nominalnih dohodaka manji od koeficijenta elastičnosti na promjene u korigiranim (tečajem i cijenama) dohocima, osim Italije, što ukazuje da u tim zemljama nije bilo novčane iluzije.

Analizu kratkoročnog utjecaja promjene dohodaka na broj noćenja i dolazaka u Hrvatsku napravili smo istraživanjem kratkoročne dinamike kointegracijske veze u VECM modelu. Otkrili smo da jednokratni dohodovni šok neće uzrokovati promjenu noćenja i dolazaka na razini signifikantnosti od 5%. Pronašli smo nešto jače odgovore u Sloveniji i Italiji na jednokratne dohodovne šokove dva mjeseca nakon šoka, a to ukazuje da ekonomski subjekti u tim zemljama donose odluke o boravku u Hrvatskoj dva mjeseca prije dolaska.

Testiranjem Grangerove uzročnosti ustanovili smo da promjena dohotka glavnih emitivnih zemalja uzrokuje u Grangerovom smislu noćenja i dolaske u Hrvatsku kroz dugoročnu kointegracijsku vezu, a kratkoročna je dinamika statistički zanemariva. To pokazuje da turisti donose svoje odluke o dolasku i noćenju u Hrvatsku na osnovi promjene permanentnog dohotka, a ne na osnovi jednokratnih ili kratkoročnih promjena dohotka.

#### LITERATURA:

1. Akaike, H.: "Fitting Autoregressive Models for Prediction", *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 23, 1969., str. 243-247.
2. Akaike, H.: "Autoregressive Model Fitting for Control", *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 23, 1971., str. 163-180.
3. Dickey, D., W. A. Fuller: "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1981., str. 1057-1072.
4. Engle, R., C. W. J. Granger: "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, 1987., str. 251-276.
5. Fuller, W. A.: "Introduction to Statistical Time Series", (2nd Ed.), New York, John Wiley, 1996.
6. Granger, C. W. J.: "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods", *Econometrica*, 37, 1969., str. 424-438.
7. Hall, A.: "Testing for a Unit Root in the Presence of Moving Average Parameters", *Biometrika* 76, 1989., str. 49-56.
8. Hamilton, J. D.: "Time Series Analysis", Princeton University Press, New Jersey, 1994.
9. Hannan, E. J., B. G. Quinn: "The Determination of the Order of an Autoregression", *Journal of the Royal Statistical Society*, B41, 1979., str. 190-195.
10. Haug, A. A.: "Critical Values for the  $Z_{\alpha}^{\lambda}$ -Phillips-Ouliaris Test for Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 1992., str. 473-480.
11. Hendry, D.: "Dynamic Econometrics", Oxford University Press Inc., New York, 1995.
12. Johansen, S., K. Juselius: "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 1990., str. 169-209.

13. *Johansen, S., B. Nielsen*: "Asymptotics for Cointegration Rank Test in the Presence of Intervention Dummies", University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics, Denmark, 1993.
14. *Johansen, S.*: "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regression Models", Oxford University Press, New York, 1995.
15. *Lutkepohl, H.*: "Introduction to Multiple Time Series Analysis", 2nd edition, Springer Verlag, Berlin-Heidelberg, 1993.
16. *MacKinnon, J. G.*: "Critical Values for Cointegration Tests", in Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, ed. R.F.Engle and C.W.J.Granger, Oxford, Oxford University Press, 1991., str. 267-276.
17. *Nelson, C., C. Plosser*: "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", Journal of Monetary Economics, 10, 1982., str. 139-162.
18. *Paulsen, J.*: "Order Determination of Multivariate Autoregressive Time Series with Unit Roots", Journal of Time Series Analysis, 5, 1984., str. 115-127.
19. *Phillips, P., P. Perron*: "Testing for Unit Root in Time Series Regression", Biometrika, 75, 1988., str. 311-340.
20. *Quinn, B. G.*: "Order Determination for a Multivariate Autoregression", Journal of the Royal Statistical Society, B42, 1980., str. 182-185.
21. *Salmon, M.*: "Error Correction Mechanism", Economic Journal, 92, 1982. str. 615-629.
22. *Sims, C., T. Zha*: "Error Bands for Impulse Responses", Mimeo, Yale University, 1995.
23. *Sims, C. A.*: "Macroeconomics and Reality", Econometrica, 48, 1980., str. 1-48.

## IMPACT OF REVENUES CHANGES IN MAIN ISSUING COUNTRIES ON TOURIST TRAFFIC IN CROATIA

### Summary

The authors in this paper made a research of long-term and short-term elasticity of Croatian tourist traffic on revenue change in Slovenia, Italy, Germany and Austria for the period January 1994 to December 1998. For indicators of tourist traffic they took a number of overnights and foreign tourist arrivals and for income indicators nominal wages and adjusted wages by rate and prices. By cointegration analysis they concluded that there were long-term strong connections with high elasticity coefficient between income and tourist traffic realized by tourists from analyzed countries. In short analysis by the help of vector error correction model the authors concluded that single income shocks in analyzed countries do not have a significant impact on change of tourist traffic in Croatia.