

# SEZONALNOST PRINOSA DIONICA NA ZAGREBAČKOJ BURZI

Mladen FRUK, student  
Ekonomski fakultet, Zagreb

Izvorni znanstveni članak\*  
UDK: 330.43:330.32] (497.5 Zagreb)  
JEL C22, G14

## *Sažetak*

*Činjenica je da velik broj ekonomskih vremenskih serija sadržava neku vrstu sezonalnosti. Ovaj rad predstavlja rezultate istraživanja mjesečne sezonalnosti prinosa dionica na Zagrebačkoj burzi od travnja 1997. do ožujka 2004. Testiranje sezonskih jediničnih korijena ne otkriva postojanje stohastičke sezonalnosti u prinosima dionica. Osim toga, vremenska serija kapitalizacijom vaganog indeksa sadržava jedinični korijen na nultoj frekvenciji. Nakon uklanjanja stohastičkog trenda istraživanje otkriva slab dokaz iznadprosječnih prinosa u studenome, iako deterministička sezonalnost modelirana binarnim varijablama nije dominantna u konstruiranom indeksu.*

*Ključne riječi: sezonalnost, sezonski jedinični korijeni, Zagrebačka burza*

## **1. Uvod<sup>1</sup>**

Utvrđena je činjenica da velik broj ekonomskih vremenskih serija sadržava neku vrstu sezonalnosti. Najpoznatiji sezonski efekt u financijama jest »siječanjski«, koji označava veće prinose dionica u siječnju, najčešće zbog umanjivanja porezne obveze prema državi. Analiza mjesečne sezonalnosti započinje radom Rozeffa i Kinneya (1976) te je proširena radom Gultekina i Gultekina (1983) koji pokazuju da su veći prinosi u siječnju signifikantni za tržišta dionica SAD-a te za većinu međunarodnih tržišta dionica.

Ariel (1987) te Jaffe i Westerfield (1989) promatraju cijene dionica unutar pojedinog mjeseca (»mjesečni efekt«). Ariel (1987) pronalazi pozitivne prinose za tržište SAD-a u prvoj polovici mjeseca, na kraju radnog tjedna (»vikend efekt«) te zadnjeg dana trgovanja u mjesecu. Nasuprot Arielovu radu, Jaffe i Westerfield (1989) pronalaze

---

\* Priljeno (*Received*): 31.5.2004.  
Prihvaćeno (*Accepted*): 8.11.2004.

<sup>1</sup> Autor zahvaljuje anonimnim recenzentima na konstruktivnim sugestijama. Za eventualne pogreške u radu odgovoran je isključivo autor.

slab dokaz za takve vrste sezonalnosti na tržištima drugih zemalja, osim za efekt zadnjeg dana trgovanja u mjesecu.

Kramer (1994) pokušava objasniti sezonalnost na američkom tržištu kapitala koristeći se raznim makroekonomskim varijablama u multifaktorskom modelu. On ne pronalazi siječanjski efekt kada su iznadprosječni prinosi kondicionalni na makroekonomske varijable. Ako makroekonomske varijable mogu apsorbirati iznadprosječne prinose, koji se pojavljuju zbog većih premija rizika, tada prethodna opažanja cijena dionica mogu biti korisna za prognozu budućih cijena dionica. Takva vrsta neispunjavanja »hipoteze efikasnosti tržišta« (engl. *Efficient Market Hypothesis* – EMH) motivirala je Timmermanna i Granger (2004) na proširenje definicije EMH kako bi ona obuhvatila tehnologije pretraživanja (engl. *search technologies*) te dostupne prognostičke modele. Drugim riječima, sezonalnost prinosa dionica može biti prognozirana čak i ako je tržište efikasno.

Iako su provedena brojna istraživanja o sezonalnosti tržišta dionica, u relativno malo radova mogu se pronaći formalni testovi sezonalnosti. Većina radova oslanja se na jednostavne testove kao što su testiranje signifikantnosti razlike između aritmetičkih sredina prinosa primjenom t-testa. Treba naglasiti da takvi testovi mogu davati pogrešan dojam o sezonalnosti, posebice kada sve sezone nisu uključene u istraživanje (Clare, Psaradakis i Thomas, 1995). Osim toga, ako u vremenskoj seriji postoji stohastički trend, parametarski testovi nemaju više standardne distribucije te je potrebno ukloniti trend.

Hylleberg i sur. (1990) [HEGY] razvijaju formalni test za sezonske jedinične korijene za kvartalne podatke. Postojanje sezonskih jediničnih korijena implicira da proces koji generira podatke (engl. *Data Generating Process* – DGP) slijedi nestacionarnu stohastičku sezonalnost te bi uporaba determinističkih binarnih varijabli u modeliranju vodila do besmislenih rezultata. Nestacionarna stohastička sezonalnost implicira promjenjivi sezonski model pa bi trebala biti interpretirana s oprezom (Brendstrup i sur., 2002). Beaulieu i Miron (1993) te Franses (1991) proširuju HEGY test na mjesečne podatke.

Osborn (1990) provodi opsežno istraživanje o redu sezonske i nesezonske integracije makroekonomskih serija Ujedinjenog Kraljevstva te pronalazi da je deterministička sezonalnost relativno važnija od stohastičke. Clare, Psaradakis i Thomas (1995) rade sličnu analizu za tržište dionica Ujedinjenog Kraljevstva. Oni odbacuju postojanje sezonskih jediničnih korijena, ali pronalaze iznadprosječne prinose u siječnju i travnju te ispodprosječne prinose u rujnu. Andrade i sur. (1999) dolaze do sličnog zaključka koristeći se dnevnim podacima tržišta dionica SAD-a i Ujedinjenog Kraljevstva.

Ovaj rad prezentira analizu mjesečne sezonalnosti prinosa dionica na Zagrebačkoj burzi od travnja 1997. do ožujka 2004. U drugom dijelu rada izlaže se metodologija HEGY testa za mjesečne podatke. Treći dio rada identificira iznadprosječne i ispodprosječne prinose u determinističkom dijelu serije te diskriminira između determinističke i stohastičke sezonalnosti. Zaključne napomene dane su u posljednjem dijelu rada.

## 2. Testiranje sezonskih i nesezonskih jediničnih korijena

Sezonalnost je važno obilježje mnogih ekonomskih vremenskih serija. Ako je DGP dan stohastičkom diferencijskom jednadžbom čije homogeno rješenje nije stacionarno,

proces će biti eksplozivan te se ne mogu primijeniti klasične ekonometrijske metode. Kako bi osigurali stacionarnost, iz serije treba ukloniti trend. Sličan pristup vrijedi i za DGP, koji sadržava sezonske jedinične korijene i/ili deterministički trend. Prije bilo kakve analize podataka u kojoj bi sezonalnost mogla postojati trebalo bi provesti test za sezonske jedinične korijene jer bismo inače mogli interpretirati besmislene rezultate (Beaulieu i Miron, 1993). Hylleberg i sur. (1990) razvili su općeniti test koji omogućuje testiranje sezonskih jediničnih korijena na različitim frekvencijama. Kritične vrijednosti test statistika izračunane su primjenom metode Monte Carlo. Za mjesečne podatke dostupne su u Beaulieu i Miron (1993) te u Franses (1991).

Test HEGY pretpostavlja da je serija koju istražujemo generirana ovim autoregresivnim procesom:

$$A(L)y_t = \varepsilon_t \quad (1)$$

gdje  $\varepsilon_t$  je čisti »bijeli šum« (engl. *white noise*),  $A(L)$  polinom lag operatora koji je definiran kao  $Ly_t = y_{t-1}$ . Polinom za mjesečne podatke je  $A(L) = 1 - L^{12}$ . Proces sadržava sezonski jedinični korijen ako je  $\gamma = 1$ . Kako bi izveli HEGY test za mjesečne podatke, moramo linearizirati karakteristični polinom primjenom Taylorove aproksimacije te evaluirati na vrijednostima  $a_1 = a_2 = \dots = a_{12} = 1$ , gdje su  $a_k$  koeficijenti raznih frekvencija u proširenom polinomu  $A(L)$ . Sezonski jedinični korijeni za mjesečne podatke jesu:

$$-1, \pm i, -\frac{1}{2}(1 + \sqrt{3}i), \frac{1}{2}(1 \pm \sqrt{3}i), -\frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i), \frac{1}{2}(\sqrt{3} \pm i)$$

te korespondiraju 6, 3, 9, 8, 4, 2, 10, 7, 5, 1 i 11 replikacija serije u jednoj godini. Sezonske jedinične korijene dobili smo faktoriziranjem polinoma  $A(L) = 1 - L^{12}$  te evaluiranjem na  $a_k = 1$ ,  $k = 1, \dots, 12$ .<sup>2</sup> Rješenja karakterističnog polinoma prirodno se pojavljuju u kompleksnim parovima te je nemoguće posebno testirati sezonske jedinične korijene na frekvencijama (3,9), (4,8), (2,10), (5,7) i (1,11)<sup>3</sup> (Hylleberg i sur., 1990). Tada test regresiju možemo zapisati kao (Franses, 1991)<sup>4</sup>:

$$(1 - L^{12})y_t = \gamma_1 y_{1,t-1} + \gamma_2 y_{2,t-1} + \gamma_3 y_{3,t-1} + \gamma_4 y_{3,t-2} + \gamma_5 y_{4,t-1} + \gamma_6 y_{4,t-2} + \gamma_7 y_{5,t-1} + \gamma_8 y_{5,t-2} + \gamma_9 y_{6,t-1} + \gamma_{10} y_{6,t-2} + \gamma_{11} y_{7,t-1} + \gamma_{12} y_{7,t-2} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

gdje su:

$$y_{1,t} = (1 + L)(1 + L^2)(1 + L^4 + L^8)y_t,$$

<sup>2</sup> Cjelovit izvod prezentiranih jednadžbi dan je u Beaulieu i Miron (1993), dodatak A.

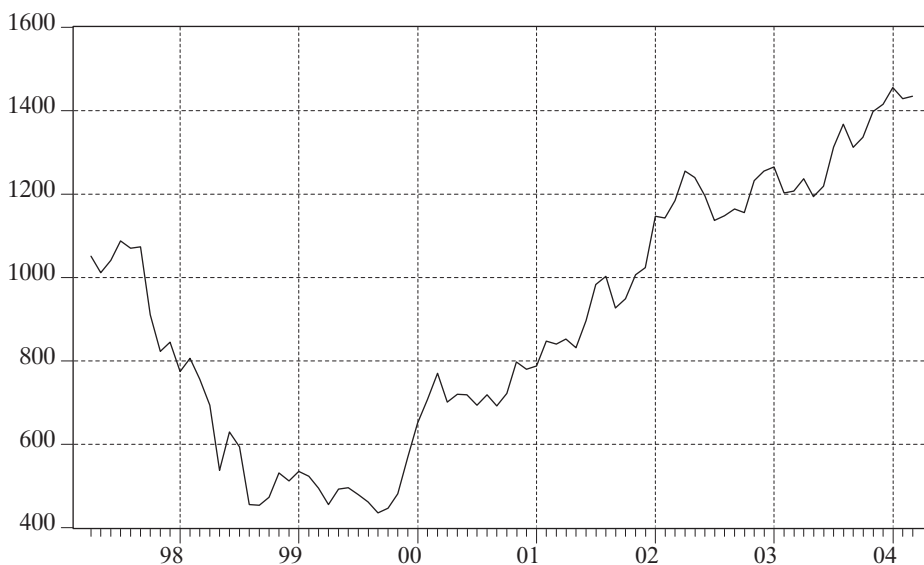
<sup>3</sup> Frekvencije možemo zapisati i u radijanima kao  $\pm \frac{\pi}{2}, \pm \frac{2\pi}{3}, \pm \frac{\pi}{3}, \pm \frac{5\pi}{6}$  i  $\pm \frac{\pi}{6}$ . Frekvencija koja korespondira sa sezonskim jediničnim korijenom -1 jest  $\pi$ , što znači da se serija ponavlja svakih šest mjeseci.

<sup>4</sup> Beaulieu i Miron (1993) prikazuju istu jednadžbu s nešto više varijabli jer je Franses (1991) zapisuje u sažetom obliku.

$$\begin{aligned}
 y_{2,t} &= -(1-L)(1+L^2)(1+L^4+L^8)y_t, \\
 y_{3,t} &= -(1-L^2)(1+L^4+L^8)y_t, \\
 y_{4,t} &= -(1-L^4)(1-\sqrt{3}L+L^2)(1+L^2+L^4)y_t, \\
 y_{5,t} &= -(1-L^4)(1+\sqrt{3}L+L^2)(1+L^2+L^4)y_t, \\
 y_{6,t} &= -(1-L^4)(1-L^2+L^4)(1-L+L^2)y_t, \\
 y_{7,t} &= -(1-L^4)(1-L^2+L^4)(1+L+L^2)y_t,
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

Jednadžba (2) ocjenjuje se običnom metodom najmanjih kvadrata (OLS) te se dani  $t$  i  $F$  statistike uspoređuju s kritičnim vrijednostima baziranim na eksperimentu Monte Carlo. Za frekvencije 0 i  $\pi$  test možemo provesti odvojeno s nultom hipotezom  $\gamma_k=0$  (ili  $a_k=1$ ), nasuprot alternativnoj hipotezi  $\gamma_k<0$ . Ako ne uspijemo odbaciti nultu hipotezu  $\gamma_1=0$ , homogeno će rješenje biti  $y_t=y_{t-1}$ , tj. serija se ponaša kao nasumičan hod (engl. *random walk*). Ako je  $\gamma_2=0$ , homogeno će rješenje biti  $y_t=y_{t-1}$ , tj. serija sadržava polugodišnji ciklus (Enders, 2004). Za ostale frekvencije zasebni testovi nisu provedivi. Jedan od mogućih načina testiranja jest primjena  $F$ -testa za ograničenje  $\gamma_k-\gamma_{k+1}=0$ , gdje je  $k=\{3,5,7,9,11\}$ . U jednadžbu (2) možemo uvrstiti konstantu, sezonske binarne varijable te trend. Njihovim se uključivanjem snaga testa nesignifikantno smanjuje, čak i ako su potpuno nepotrebni (Beaulieu i Miron, 1993). Ako su regresijski reziduali autokorelirani, moramo uključiti lagirane vrijednosti  $(1-L^2)y_t$  kako bismo postigli da se ponašaju kao bijeli šum.

Slika 1. Konstruirani indeks Zagrebačke burze (4/1997-3/2004)



Fruk i Huljak (2004) napominju da CROBEX, indeks Zagrebačke burze, nije dobro konstruiran te predlažu alternativni. Mi se koristimo navedenim indeksom, ali proširenim tako da obuhvaća razdoblje od travnja 1997. do ožujka 2004. U tablici 1. prikazani su rezultati testa sezonskih jediničnih korijena logaritamske transformacije konstruiranog indeksa dionica. U drugom i trećem stupcu prikazani su  $t$ -statistike za nultu i polugodišnju frekvenciju, dok ostali stupci prikazuju  $F$ -statistike signifikantnosti ograničenja. Odabrali smo osam lagova zavisne varijable nakon što smo rezidualne testirali Breusch-Godfreyevim Lagrange Multiplier testom za autokorelaciju posljednjih 12 lagova.<sup>5</sup> Ako su koeficijent na frekvenciji  $\pi$  i barem jedna  $F$ -statistika za ostale sezonske frekvencije različiti od nule, serija ne sadržava sezonski jedinični korijen ni na jednoj frekvenciji (Beaulieu i Miron, 1993). Koeficijent na frekvenciji  $\pi$  iznosi -2,62 pa odbacujemo mogućnost da je na 10%, ali ne i na 5% signifikantnosti. U vezi s ostalim sezonskim frekvencijama odbacujemo nultu hipotezu jediničnog korijena dva od pet puta. Za razliku od Clare, Psaradakis i Thomas (1995), nemamo jake dokaze protiv nestacionarne stohastičke sezonalnosti. Međutim, treba napomenuti da takav rezultat može proizići iz male snage testa kada ocjenjujemo velik broj parametara iz relativno malog broja podataka (Osborn, 1990). Kako bismo ojačali zaključak, dodatno je testirano ograničenje da su svi sezonski koeficijenti jednaki nuli.  $F$ -statistika dana je u posljednjem stupcu tablice 1. te je nulta hipoteza,  $k=\{3, \dots, 12\}$ . Odbacujemo nultu hipotezu na razini od 5% signifikantnosti te zaključujemo da u konstruiranom indeksu Zagrebačke burze ne postoji nestacionarna stohastička sezonalnost.

Tablica 1. Test sezonskih jediničnih korijena

Frekvencija	0	$\pi$	$\frac{\pi}{2}$	$\pm \frac{5\pi}{6}$	$\pm \frac{\pi}{6}$	$\pm \frac{2\pi}{3}$	$\pm \frac{\pi}{3}$	Zajednički test
Ocjena	-0,44	-2,62**	4,53	7,11*	1,82	6,03*	0,81	7,31*

Napomene: Regresija uključuje konstantu, sezonske binarne varijable, trend i osam lagova zavisne varijable.

\* Označava signifikantno na razini 5%.

\*\* Označava signifikantno na razini 10%. Kritične vrijednosti dostupne su u Franses (1991).

Nasuprot tome, nismo uspjeli odbaciti hipotezu da nesezonski jedinični korijen postoji u logaritamskoj transformaciji dioničkog indeksa na bilo kojoj konvencionalnoj razini signifikantnosti. Stoga provodimo prošireni Dickey-Fullerov test (ADF) za nesezonski jedinični korijen (Dickey i Fuller, 1979; 1981). Ocjenjujemo sljedeću regresiju primjenom OLS (Verbeek, 2000):

$$(1-L)y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i (1-L)y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

<sup>5</sup> Breusch-Godfrey LM statistika definirana je kao  $\hat{\xi}_{LM}^2 = (T-1)R_2^2$  gdje je  $T$  broj podataka te  $R_2^2$  je  $R_2^2$  iz regresije reziduala na originalne regresore i lagirane rezidualne. Asimptotski je distribuiran kao  $\chi^2(p)$ , gdje je  $p$  broj lagiranih reziduala (Verbeek, 2000).

Pritom je  $t$  trend, a  $p$  broj lagova regresanda koji se predlaže u Breusch-Godfreyevu LM testu za autokorelaciju prvih 12 reziduala. Ako ne uspijemo odbaciti nultu hipotezu da je  $\gamma=0$ , serija sadržava (nesezonski) jedinični korijen. Sljedeći test koji provodimo jest Phillips-Perronov test (PP), kojim se ispravlja standardna pogreška AR(1) koeficijenta u neproširenoj Dickey-Fullerovoj regresiji na Newey-Westov način (Phillips, 1987; Phillips i Perron, 1988).<sup>6</sup> Važno je napomenuti da Monte Carlo studije ne pokazuju prednost jednog testa pred drugim u konačnim uzorcima (Verbeek, 2000). Rezultati u drugom stupcu tablice 2. potvrđuju postojanje stohastičkog trenda. Prema MacKinnonovim kritičnim vrijednostima za oba testa, ne možemo odbaciti nultu hipotezu ni na jednoj konvencionalnoj razini signifikantnosti.

Tablica 2. Test nesezonskih jediničnih korijena

	ADF	PP	LAGOVI
$y_t$	-3,01	-2,40	7
$(1-L)y_t$	-2,64	-8,21*	6

Napomene: Regresije uključuju konstantu i trend. Broj lagova zavisne varijable u ADF test regresiji nalazi se u trećem stupcu.

\* Označava signifikantno na razini 5%. Primijenjene su MacKinnonove kritične vrijednosti iz E-Viewsa.

Prema rezultatima prikazanim u tablici 2. ne uspijevamo odbaciti nultu hipotezu da su prve diferencije nestacionarne koristeći se ADF testom, dok pouzdano odbacujemo istu hipotezu koristeći se PP testom. Takav je konflikt moguć, posebice kada u seriji postoji slab sezonski model, iako nije signifikantan. S obzirom na to da relativno malo ekonomskih vremenskih serija treba dvaput diferencirati da bi postale stacionarne, zaključujemo da logaritamsku transformaciju indeksa dionica treba diferencirati jedanput kako bi postala stacionarna. Sezonskih jediničnih korijena u seriji nema, što znači da sezonsko diferenciranje nije potrebno.

### 3. Deterministička nasuprot stohastičkoj sezonalnosti

S obzirom na rezultate u prethodnom odjeljku, otklonit ćemo trend tako da diferenciramo vremensku seriju,  $(1-L)y_t$ , gdje  $y_t$  logaritamska transformacija konstruiranog indeksa ima prigodnu ekonomsku interpretaciju – mjesečni prinos tržišta dionica. Diferenciranu seriju možemo modelirati kao zbroj determinističke i stohastičke komponente ovako:

$$(1-L)y_t = \alpha_0 + \sum_{m=1}^{11} \alpha_m (D_{m,t} - D_{12,t}) + u_t \quad (5)$$

<sup>6</sup> Broj perioda autokorelacije u korekciji standardnih pogrešaka (engl. *truncation lag*) postavljen je na 12, iako ocjene ostaju jednake koristimo li se bilo kojim lagom od 1 do 12.

gdje je  $D_{m,t}$  binarna varijabla koja poprima vrijednost 1 u mjesecu  $m$  te vrijednost 0 u ostalim mjesecima. Odstupanje,  $u_t$ , sadržava sve ostale sezonske i nesezonske komponente koje nisu objašnjene binarnim varijablama. Osborn (1990) i Clare, Psaradakis i Thomas (1995) koriste se istom jednadžbom te interpretiraju koeficijent  $a_m$  kao razliku između prosječnog prinosa u mjesecu  $m$  i ukupnog prinosa. Koeficijent  $a_{12}$  može se izraziti kao  $\sum_{m=1}^{11} a_m$ .

Tablica 3. Deterministički sezonski predložak nakon uklanjanja stohastičkog trenda

Mjesec	siječanj	veljača	ožujak	travanj	svibanj	lipanj	srpanj	kolovoz
$a_i$	0,032	0,011	-0,003	-0,031	-0,041	0,033	0,001	-0,034
Mjesec	rujan	listopad	studeni	prosinac	$\hat{\sigma}_f$	$\hat{\sigma}_r$	$R^2$	prilag. $R^2$
$a_i$	-0,033	-0,005	0,048**	0,003	0,079	0,072	0,158	0,027

Napomena: \*\* označava signifikantno na razini od 10%.

U tablici 3. mogu se očitati postotne razlike između prinosa na kraju mjeseca i ukupnog prinosa. Prinosi su pozitivni od studenoga do veljače te od lipnja do srpnja. Prinosi dionica postaju negativni od ožujka do svibnja te od kolovoza do listopada. Prezentirani ocijenjeni koeficijenti nisu signifikantni, osim koeficijenta za studeni, koji je signifikantan na razini od 10%. Statistika  $\hat{\sigma}_f$  pokazuje procjenu standardne devijacije objašnjene dijela regresije i predstavlja varijaciju u determinističkoj sezonskoj komponenti. Osim toga,  $\hat{\sigma}_r$  je ocijenjena varijanca reziduala i predstavlja varijaciju u stohastičkoj komponenti indeksa dionica (Clare, Psaradakis i Thomas, 1995). Usporedimo li navedene dvije statistike, ne možemo diskriminirati između determinističke i stohastičke sezonalnosti. Posljednja dva stupca tablice 3. prikazuju  $R^2$  i prilagođeni  $R^2$ . Deterministička sezonska komponenta modelirana binarnim varijablama poprima tek 15,8% ukupne varijacije indeksa dionica. Treba dodati da  $R^2$  prenaglašava proporciju varijacije koju binarne varijable stvarno objašnjavaju jer je ocijenjen relativno velik broj parametara. Takav je zaključak jasan nakon što pogledamo vrijednost prilagođenog  $R^2$ , koji penalizira uključivanje varijable u model čija je  $t$ -statistika manja od jedan.

Jednadžba (5) nema dinamičkih elemenata pa rezultati u tablici 3. predočuju dugoročne sezonske efekte (Osborn, 1990). Kako bismo razlikovali determinističku i stohastičku sezonsku komponentu, ocijenit ćemo sljedeći model.

$$(1-L)y_t = \alpha_0 + \sum_{m=1}^{11} \alpha_m (D_{m,t} - D_{12,t}) + \delta_1 (1-L)y_{t-12} + \delta_2 (1-L)y_{t-24} + \delta_3 (1-L)y_{t-36} + \phi_1 (1-L)y_{t-1} + \phi_2 (1-L)y_{t-2} + \phi_3 (1-L)y_{t-4} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Model je odabran tako da su lagovi postupno reducirani, a da pritom reziduali nisu autokorelirani. Tablica 4. pokazuje Wald statistike, zajedno s  $p$ -vrijednostima za testiranje ograničenja (v. Verbeek, 2000). Prvi dio tablice prikazuje rezultate za ograničenje  $a_1 = \dots = a_{11} = 0$ , dok drugi dio tablice predočuje rezultate za ograničenje  $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ . Ako su

svi koeficijenti  $a_i$  signifikantno različiti od nule, determinističke sezonalnosti u indeksu nema. Nasuprot tome, hipoteza da su svi koeficijenti  $\delta_i$  jednaki nuli implicira da ne postoji stohastička sezonska komponenta u indeksu. Iako rezultati u tablici 4. idu u prilog hipotezi da nijedna komponenta nije signifikantna, trebamo biti oprezni jer ocjenjivanje jednadžbe (6) zahtijeva 37 lagova serije, što drastično smanjuje snagu testa.

Tablica 4. Deterministička i stohastička sezonska komponenta

Deterministička sezonalnost			Stohastička sezonalnost		
Wald statistike	p-vrijednost	$R_d^2$	Wald statistike	p-vrijednost	$R_s^2$
1,67	0,13	0,16	1,17	0,34	0,87

Veličine  $R_d^2$  i  $R_s^2$  predočuju marginalne koeficijente determinacije te su izračunani prema formuli (Clare, Psaradakis i Thomas, 1995):

$$R^2 = 1 - \frac{RSS_u}{RSS_r} \times \frac{T-k}{T-n} \quad (7)$$

gdje su  $k$  i  $n$  broj ocijenjenih parametara u modelu s ograničenjem i u modelu bez ograničenja (jednadžba 6),  $RSS_r$  i  $RSS_u$  rezidualni su zbrojevi kvadrata u modelu s ograničenjem i u modelu bez ograničenja. Prema kriteriju marginalnih koeficijenata determinacije stohastička je komponenta relativno važnija. Takvi su nalazi donekle neočekivani jer Osborn (1990) ustanovljuje da je deterministička komponenta relativno važnija za većinu makroekonomskih serija Ujedinjenog Kraljevstva.

#### 4. Zaključak

Ovaj rad prezentira analizu sezonalnosti prinosa dionica na Zagrebačkoj burzi. Primjenom HEGY testa odbacujemo hipotezu o postojanju sezonskih jediničnih korijena u konstruiranom indeksu dionica. Međutim, nismo uspjeli odbaciti hipotezu o postojanju nesezonskoga stohastičkog trenda u seriji. Modeliranje diferencirane serije binarnim varijablama otkrilo je slabe dokaze iznadprosječnih prinosa u studenome. Dekompozicija diferencirane serije pokazuje relativno važniju stohastičku komponentu u seriji indeksa dionica.

U ovom smo radu implicitno testirali slabu formu hipoteze efikasnosti tržišta (EMH), koja govori da se budući prinosi dionica ne mogu prognozirati iz prošlih prinosa dionica. Nismo uspjeli pronaći redoviti sezonski model na Zagrebačkoj burzi pa se čini da arbitražeri eliminiraju iznadprosječne prinose na tržištu. Međutim, trebamo biti oprezni jer su za čvrste rezultate potrebne dulje vremenske serije te analize drugih vrsta sezonalnosti na tržištu dionica. Signifikantni iznadprosječni prinosi u studenome mogu biti posljedica čiste šanse kada se ocjenjuje velik broj parametara. Sullivan, Timmermann i White (1995) pokazuju da je velik broj sezonskih efekata posljedica intenzivne potrage istraživača za anomalijama, koji na taj način uvode *data snooping bias*.



Buduća bi istraživanja trebala uključiti analizu mjesečnog efekta, vikend efekta te efekta zadnjeg dana trgovanja u mjesecu, kao što je definirano u Jaffe i Westerfield (1989). Ako istraživač identificira neku vrstu sezonalnosti, bilo bi zanimljivo vidjeti što je uopće prouzročuje. Zanimljiv pristup primjenom modela GARCH predlažu Clare, Psaradakis i Thomas (1995), koji navode da je sezonska varijabilnost posljedica sezonskih promjena premije rizika.

Seriju korištenu u ovom radu nije bilo potrebno sezonski diferencirati. Jedna od važnih tema za sljedeće analize svakako je klasifikacija hrvatskih makroekonomskih varijabli prema redu sezonske i nesezonske integracije. Takva bi analiza posebno pomogla ekonomistima koji se koriste procedurama za sezonsku prilagodbu podataka bez provjeravanja je li serija stacionarna.

## LITERATURA

**Andrade, I. C. [et al.], 1999.** »Tests for Stochastic Seasonality Applied to Daily Financial Time Series«. *The Manchester School*, 67 (1), 39-59.

**Ariel, R., 1987.** »A Monthly Effect in Stock Market Returns«. *Journal of Financial Economics*, 18, 161-174.

**Beaulieu, J. J. and Miron, J. A., 1993.** »Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data«. *Journal of Econometrics*, 55, 305-328.

**Brendstrup, B. [et al.], 2002.** »Seasonality in Economic Models«. *University of Aarhus Working Paper*, (2001-16).

**Campbell, J. Y., Lo, A. W. and MacKinlay, A. C., 1997.** *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton; New Jersey: Princeton University Press.

**Clare, A. D., Psaradakis, Z. and Thomas, S. H., 1995.** »An Analysis of Seasonality in the U.K. Equity Market«. *Economic Journal*, 105 (March), 398-409.

**Dickey, D. and Fuller, W. A., 1979.** »Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root«. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.

**Dickey, D. and Fuller, W. A., 1981.** »Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root«. *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072.

**Enders, W., 2004.** *Applied Econometric Time Series*. Chichester: John Wiley & Sons.

**Franses, P. H, 1991.** »Seasonality, Non-stationarity and the Forecasting of Monthly Time Series«. *International Journal of Forecasting*, 7, 199-208.

**Fruk, M. i Huljak, I., 2004.** »Testiranje Sharpe-Lintnerovog modela na Zagrebačkoj burzi«. *Financijska teorija i praksa*, 28 (1), 77-91.

**Ghysels, E. and Osborn, D. R., 1997.** *The Econometric Analysis of Seasonal Time Series*. Cambridge: Cambridge University Press.

**Greene, W. H., 2003.** *Econometric Analysis*. New York: Prentice Hall.

**Gultekin, B. and Gultekin, M., 1983.** »Stock Market Seasonality: International Evidence«. *Journal of Financial Economics*, 12, 462-482.

**Hylleberg, S. [et al.], 1990.** »Seasonal Integration and Cointegration«. *Journal of Econometrics*, 44, 215-238.

**Jaffe, J. and Westerfield, R., 1989.** »Is There a Monthly Effect in Stock Market Returns? Evidence from Foreign Countries«. *Journal of Banking and Finance*, 13 (2), 237-244.

**Kramer, C., 1994.** »Macroeconomic Seasonality and the January Effect«. *Journal of Finance*, 49 (5), 1883-1891.

**Osborn, D. R., 1990.** »A Survey of Seasonality in UK Macroeconomic Variables«. *International Journal of Forecasting*, 6, 327-336.

**Phillips, P. C. B., 1987.** »Time Series Regression with a Unit Root«. *Econometrica*, 55 (2), 277-301.

**Phillips, P. C. B. and Perron, P., 1988.** »Testing for a Unit Root in Time Series Regression«. *Biometrika*, 75 (2), 335-346.

**Rozeff, M. S. and Kinney, W. R., 1976.** »Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns«. *Journal of Financial Economics*, 3, 379-402.

**Sullivan, R., Timmermann, A. and White, H., 1998.** »Dangers of Data-Driven Inference: The Case of Calendar Effects in Stock Returns«. *University of California, San Diego Discussion Paper*.

**Timmermann, A. and Granger, C. W. J., 2004.** »Efficient Market Hypothesis and Forecasting«. *International Journal of Forecasting*, 20 (1), 15-27.

**Verbeek, M., 2000.** *A Guide to Modern Econometrics*. Chichester: John Wiley & Sons.

### **I v a n F r u k : Seasonality in Stock Returns: Evidence from the Zagreb Stock Exchange**

#### *Summary*

*It is a stylised fact that great range of economic time series exhibits a seasonal pattern. This paper presents the evidence for monthly seasonality in the equity returns on the Zagreb Stock Exchange from April 1997 to March 2004. The seasonal unit root test does not reveal the presence of stochastic seasonality. The time series of the capitalization weighted equity index contains a unit root at zero frequency. Examination of detrended series reveals weak evidence of above average returns in November, although deterministic seasonality modeled with dummies is not a key feature of the equity index.*

*Key words: seasonality, seasonal unit roots, equity returns, Zagreb Stock Exchange*