



Munich Personal RePEc Archive

Testing the significance of calendar effects on croatian capital market

Tomić, Bojan

Effectus College for Law and Finance, Hrvatska elektroprivreda d.d.

June 2016

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/73311/>
MPRA Paper No. 73311, posted 26 Aug 2016 12:34 UTC

Izvorni znanstveni rad
UDK: 658.8/658.14
Rad zaprimljen: 24. 03. 2016.
Rad prihvaćen: 21. 04. 2016.

ISPITIVANJE KALENDARSKIH SEZONALITETA NA HRVATSKOM TRŽIŠTU KAPITALA

*Bojan Tomić, univ. spec.oec.,
HEP – Operator distribucijskog sustava, Elektra Zagreb d.o.o., Hrvatska
Effectus učilište – Visoka škola za financije i pravo, Zagreb, Hrvatska
bojan.tomic2@gmail.com*

SAŽETAK RADA:

Investitori primjenom različitih tehnika, modela i strategija pokušavaju konstruirati vlastiti portfelj čija bi dinamika performansi trebala pobijediti tržište, odnosno portfelj koji bi trebao ostvariti prinose više od prinosa tržišta u ravnoteži. Aktivnosti potrage za podcijenjenim dionicama, kao i kontinuirano trgovanje s njima, trebalo bi rezultirati tržištem koje je informacijski efikasno, tj. tržištem čija agregatna vrijednost odražava sve relevantne i dostupne informacije vezane za pojedine instrumente. Navedena definicija sugerira da primjena bilo kakvih tehnika, analiza i strategija s ciljem projekcije buduće cijene vrijednosnice ne može ostvariti željeni rezultat investitora jer su dostupne relevantne informacije već integrirane u tržišnu cijenu. S druge strane, ukoliko je hipoteza o efikasnosti tržišta točna, kalendarski sezonaliteti ne bi trebali postojati. Efekt ponedjeljka, dana u tjednu, odnosno vikend efekt su kalendarske anomalije koje su već ispitivane i dokazane na razvijenim tržištima kapitala, kao i na tržištima u nastajanju. Očituju se tako da određeni dan u tjednu može utjecati na dinamiku prinosa dionica. U ovom se radu ispituje prisutnost efekta ponedjeljka, efekta dana u tjednu, kao i prisutnost efekta tjedna u mjesecu na hrvatskom tržištu kapitala. Dobiveni rezultati potvrđuju postojanje efekta ponedjeljka, ali i prisutnost drugih kalendarskih obrazaca, čime se dovodi u pitanje točnost hipoteze o efikasnosti tržišta, kao i same efikasnosti hrvatskog tržišta kapitala.

***Gljučne riječi:** CROBEX, linearna regresija, kategorička varijabla, efekt dana u tjednu, efekt tjedna u mjesecu.*

1. UVOD I MOTIVACIJA

Damodaran (1996) je zaključio kako postoji signifikantna razlika u ostvarenim prinosima dionica između ponedjeljka i ostalih dana u tjednu. Određeni sezonalitet prinosa dionica, koji se ne može smatrati slučajnom pogreškom, uočen je ponedjeljkom gdje je prosjek ostvarenog prinosa bio negativan ili signifikantno niži za razliku od ostalih dana u tjednu. Takva se anomalija na efikasnom tržištu naziva efekt dana u tjednu (engl. *day of the week effect*). Efekt dana u tjednu je fenomen prema kojemu se dinamika performansi tržišta djelomično može opisati, tj. odrediti pojedinim danom u tjednu. S druge strane, ukoliko se to pokaže točnim, takva tvrdnja implicira da je moguće kreirati strategiju koja uzima u obzir potvrđene obrasce te na taj način pokušati predvidjeti kretanja tržišta. Na primjer, ako je na određeni dan u tjednu utvrđen prosječno negativan, odnosno pozitivan prinos, investitori bi tokom dana s negativnim prinosom trebali kupovati vrijednosnice, a prodavati ih na dan kada su prinosi signifikantno pozitivni Škrinjarić (2013). Primjer efekta dana u tjednu je već spomenuti efekt ponedjeljka (engl. *monday effect*) kada su prinosi negativni, ili značajno niži, u komparaciji s ostvarenim prinosima drugih dana u tjednu.

Za razliku od ponedjeljka i nižih prinosa, tržišta su kapitala postala značajno aktivna i na kraju tjedna, odnosno petkom. Prinosi koji su ostvareni na kraju tjedna bili su viši od prinosa ostvarenih ostalih dana u tjednu. Prema Rokhim i Tanuwijaya (2015), razmatrajući zajedno efekt ponedjeljka i efekt petka, nastao je novi uobičajeni termin: vikend efekt (engl. *weekend effect*), koji predstavlja anomaliju viših ili signifikantno pozitivnih prinosa petkom u odnosu na druge dane, odnosno nižih ili signifikantno negativnih prinosa ponedjeljkom u komparaciji s drugim danima. Osim razmatranja utjecaja dana u tjednu, neuobičajeni kalendarski učinci na sezonalitet su prisutni i kroz druge vremenske jedinice, kao što su sati tokom trgovinskog dana, mjeseci, kvartali i druga vremenska razdoblja kroz godinu.

Skraćena definicija prema Fama (1970, 1995), opisuje efikasno tržište kao tržište na kojemu postoji veliki broj aktivnih investitora koji maksimiziraju svoje profite, pokušavajući predvidjeti buduće tržišne vrijednosti pojedinačnih financijskih instrumenata, i gdje su relevantne i trenutne informacije dostupne svim potencijalnim investitorima. Definicija sugerira da bi na efikasnom tržištu cijena vrijednosnice trebala biti determinirana upravo tim dostupnim informacijama, što znači da kalendarski sezonalitet ne bi trebao utjecati na dinamiku tržišta. S druge strane, ne mora biti nužno da prisutnost takvog efekta narušava hipotezu o informacijski efikasnom tržištu. Ukoliko se kalendarski obrazac prinosa potvrdi, to može implicirati da sudionici tržišta kapitala jednako ne percipiraju dostupne informacije za pojedine vrijednosnice. Drugim riječima, kroz dva različita dana u tjednu, ista informacija može različitim intenzitetom

posredno utjecati na vrijednost dionice. Ovo posljednje sugerira da sama hipoteza o informacijski efikasnom tržištu ne mora biti narušena, ali implicira na postojanje jedne druge anomalije, a to je intenzitet odziva investitora na dostupne informacije po danima u tjednu jer, kao što je prethodno navedeno, prinosi po dionicama u određenim danima mogu biti prosječno negativni, ali isto tako mogu biti samo prosječno niži u odnosu na ostale dane u tjednu. Pored toga, prisutnost kalendarskih obrazaca može ovisiti i o trenutku prezentiranja potencijalno negativnih informacija javnosti, tj. investitorima. Kompanije čije vrijednosnice kotiraju na sekundarnim tržištima mogu namjerno odgoditi takve informacije do kraja tjedna (petak), što znači da će tržište na iste informacije reagirati tek u ponedjeljak. Reakcija tržišta će biti povećana ponuda, a viša ponuda će utjecati na cijenu vrijednosnica te posredno na niže prinose. Višu ponudu većim će dijelom kreirati individualni investitori, dok će se institucionalni investitori usmjeriti na planiranje investicijskih aktivnosti tokom tjedna. Ovo posljednje može biti i uobičajeni obrazac aktivnosti individualnih, odnosno institucionalnih investitora na tržištu kapitala, neovisno o dostupnosti relevantnih informacija.

U ovom će se radu nastojati formalno utvrditi postojanje efekta dana u tjednu, odnosno postojanje vikend efekta na hrvatskom tržištu kapitala. Pored toga, analiza će se proširiti i na teorijsku pretpostavku o postojanja sezonaliteta tjedna u mjesecu. Ispitat će se moguća povezanost između prinosa CROBEX indeksa i broja tjedna u mjesecu.

2. PRIJAŠNJA ISTRAŽIVANJA

Postoje brojna strana istraživanja u kojima su se provela ispitivanja kalendarskih sezonaliteta prinosa. Prvo istraživanje o učinku efekta dana u tjednu na prinose tržišta provodi Fields (1931), u SAD-u. U svom istraživanju ispituje obrazac kretanja cijena Dow Jones Industrial Average (DJIA) indeksa za vremenski period od 1915. do 1930. godine. Istraživanje je provedeno komparacijom završne vrijednosti DJIA indeksa koja je postignuta za vikend (subota), s aritmetičkom sredinom završne vrijednosti indeksa kroz dane u tjednu (pon-pet). Za 717 promatranih vikenda, vrijednost indeksa subotom bila je veća za 10\$ nego izračunata aritmetička sredina dana u tjednu. Dokaz da je postojala razlika između ostvarenih prinosa potaknula je druge znanstvenike na proučavanje iste anomalije. Tako je Cross (1973) nastavio razmatrati problematiku dinamike prinosa S&P 500 indeksa za vremenski period od 1953. pa do 1970. godine. Rezultati istraživanja potvrdili su postojanje vikend efekta. Aritmetička sredina ostvarenih prinosa petkom bila je viša od aritmetičke sredine ostvareni prinosa ponedjeljkom. Slično istraživanje provodi French (1980) koji također ispituje efekt dana u tjednu na S&P 500 indeksu za nešto dulji period

od 1953. do 1977. godine. Kao i prethodno, i njegovo istraživanje je potvrdilo postojanje vikend efekta. Osim toga, istraživanje je pokazalo da je aritmetička sredina prinosa pozitivna za sve dane u tjednu, a da su najviši prinosi ostvareni srijedom i petkom. Gibbons i Hess (1981) također dokazuju negativne prinose ponedjeljkom na odabranih 30 dionica DJIA indeksa. Keim i Stambaugh (1984) ispituju utjecaj efekta dana u tjednu na brojne kreirane portfelje. Rezultati i njihovog istraživanja potvrđuju rezultate prijašnjih istraživanja provedenih na području SAD-a.

Efekt dana u tjednu također je dokumentiran i na drugim tržištima kapitala izvan granica SAD-a. Jaffe i Westerfield (1985) ispituju vikend efekt na četiri razvijena tržišta; Australiji, Kanadi, Japanu i Velikoj Britaniji. Istraživanjem su dokazali postojanje vikend efekta na svim tržištima. Međutim, za razliku od istraživanja u SAD-u, najniži prinos u Japanu i Australiji dovodi se u vezu s utorkom. Solnik i Bousquet (1990) testiraju efekt dana u tjednu na Pariškoj burzi, gdje dokazuju jaki i konzistentno negativni prinos utorkom, jednako istraživanjima u Australiji i Japanu. Na području Italije Barone (1990) dokumentira slične dokaze. Obrazac negativnih prinosa pojavljuje se na početku tjedna, s naglaskom na utorak. Chen et al. (2008) za period od 1986. do 2006. godine dokazuje signifikantan i konstantan vikend efekt na Taiwanskom tržištu kapitala. Cinko i Afcı (2009) provode istraživanje na burzi u Istanbulu na ISE-100 indeksu. Za period od 1995. do 2008. godine regresijskom su analizom utvrdili značajno negativne prinose ponedjeljkom, a pozitivne četvrtkom i petkom. Također, primjenom regresijske analize Kamath i Liu (2011) ispituju povezanost između dana u tjednu i IPSA indeksa na Santiago burzi u Čileu. Analizirani vremenski interval od 2003. do 2008. godine podijeljen je u dva pod-intervala (siječanj, 2003 – listopad, 2005) i (studeni, 2005 – kolovoz, 2008). U prvom pod-intervalu rezultati su pokazali uobičajeni vikend obrazac, dok je u drugom pod-intervalu dodatno uočen obrazac značajno visokog prinosa srijedom. Raj i Kumari (2006) istražuju prisutnost efekta sezonaliteta u Indiji na njihovim vodećim indeksima. Regresijskom analizom dokazuju da su prinosi ponedjeljkom pozitivni, a utorkom negativni. Slično istraživanje u Indiji provode i Elango i Al Macki (2008). Međutim, rezultati njihovog istraživanja ukazuju na suprotno. Niži prinosi ostvareni su ponedjeljkom i petkom, dok su srijedom zabilježeni izrazito pozitivni prinosi. S obzirom na prezentirane rezultate, može se reći da je efekt dana u tjednu uobičajeni fenomen razmatran i dokazan u različitim zemljama, kao i različitim tipovima tržišta kapitala.

U republici Hrvatskoj provedeno je jako malo istraživanja na ovu temu. Prvo istraživanje koje obrađuje ovu temu prezentira Fruk (2004). U svom radu ispituje mjesečnu sezonalnost prinosa dionica na Zagrebačkoj burzi od travnja 1997. do ožujka 2004. godine provodeći prvi formalni test sezonskih jediničnih korijena (HEGY). Rezultati testiranja sezonskih jediničnih korijena ne otkrivaju

postojanje stohastičke sezonalnosti u mjesečnim prinosima dionica, pa tako povezanost između određenog mjeseca i prinosa u mjesecu nije dokazana. Drugo istraživanje o postojanju kalendarske sezonalnosti na Zagrebačkoj burzi prezentiraju Šego i Škrinjarić (2012) gdje ispituju postojanje učinka dana u tjednu na prinose dionica u trogodišnjem razdoblju od 2009. do kraja 2011. godine. U svom su radu dokazali postojanje efekta ponedjeljka gdje su prinosi bili prosječno negativni, ali i postojanje efekta srijede kada su prinosi bili prosječno pozitivni. Temeljem tih rezultata, Škrinjarić (2013) proširuje istraživanje i simulira pasivnu, ali i aktivnu investicijsku strategiju prilagođenu upravo dinamici dnevne sezonalnosti prinosa dionica – što je i konačni cilj. Rezultati simulacija sugeriraju blagu investicijsku prednost aktivne strategije. Međutim, ista se poništava transakcijskim troškovima trgovanja. S obzirom na takve rezultate, u ovom će se radu drugim metodološkim pristupom ispitati formalno postojanje dnevne, ali i moguće tjedne sezonalnosti, što do sada još nije razmatrano na sekundarnom tržištu kapitala u Republici Hrvatskoj.

3. METODOLOGIJA I IZBOR VARIJABLI PROMATRANJA

Za analizu postojanja dnevnog sezonaliteta u radu je korištena vremenska serija podataka CROBEX indeksa u vremenskom periodu od 2. siječnja 2014. godine do 30. prosinca 2015. godine, što ukupno čini 497 opservacija. Zbog boljih statističkih svojstava (odsutnosti postojanja trenda – stacionarnost), numerička varijabla CROBEX je diferencirana logaritmiranjem, odnosno izražena je kao serija prirodnih logaritama dnevnih prinosa pomoću izraza: $\ln \left(\frac{P_{ct}}{P_{ct-1}} \right)$, gdje je: \ln – prirodni logaritam, P_{ct} – vrijednost CROBEX-a u vremenu t , P_{ct-1} – vrijednost CROBEX-a u vremenu $t-1$. Osim postojeće numeričke CROBEX varijable, kreirano je i pet kategoričkih binomnih varijabli (engl. *dummy variable*), za svaki dan u tjednu: ponedjeljak = Pon , utorak = Uto , srijeda = Sri , četvrtak = Cet , petak = Pet . Na primjer, ako je na datum 13. siječnja 2014. godine – vrijeme t , kalendarski dan u tjednu bio ponedjeljak, onda su kategoričke varijable izražene kao: $Pon_t = 1$; $Uto_t = 0$; $Sri_t = 0$; $Cet_t = 0$; $Pet_t = 0$. Nastavno, ukoliko je na datum 14. siječnja 2014. godine – vrijeme $t + 1$, kalendarski dan u tjednu bio utorak, kategoričke varijable su izražene kao: $Pon_{t+1} = 0$; $Uto_{t+1} = 1$; $Sri_{t+1} = 0$; $Cet_{t+1} = 0$; $Pet_{t+1} = 0$, itd.

Za analizu postojanja tjednog sezonaliteta u radu je korišten sličan metodološki pristup na jednakom uzorku podataka. Logaritmirani dnevni prinosi su izraženi na tjednoj razini u obliku aritmetičke sredine, što ukupno čini uzorak od 106 opservacija. Slično kao i prethodno, kreirane su kategoričke binomne varijable za svaki tjedan u mjesecu: Prvi = $Tjedan1$, Drugi = $Tjedan2$, Treći = $Tjedan3$, Četvrti = $Tjedan4$, Peti = $Tjedan5$.

Na primjer, razdoblje od 2. siječnja do 3. siječnja 2014. godine – vrijeme t , predstavlja tjedan Prvi, pa su kategoričke varijable izražene kao: $Tjedan1_t = 1$; $Tjedan2_t = 0$; $Tjedan3_t = 0$; $Tjedan4_t = 0$; $Tjedan5_t = 0$. Nastavno, razdoblje od 7. siječnja do 9. siječnja 2014. godine – vrijeme t , predstavlja tjedan Drugi, pa su kategoričke varijable izražene kao: $Tjedan1_t = 0$; $Tjedan2_t = 1$; $Tjedan3_t = 0$; $Tjedan4_t = 0$; $Tjedan5_t = 0$, itd.

Analiza utjecaja dana u tjednu i tjedna u mjesecu na ostvarene prinose CROBEX indeksa provodi se kroz tri glavna dijela. U prvom se dijelu opisuje i vizualno identificira dinamika vrijednosti pokazatelja deskriptivne statistike temeljene na prinosu za pojedini dan, odnosno tjedan.

U drugom će se dijelu regresijskom analizom (metodom najmanjih kvadrata) ispitati ovisnost između prinosa CROBEX indeksa i kreiranih kategoričkih varijabli. Zbog problema singularnosti matrice kod regresije s kategoričkim varijablama čija je determinanta matrice jednaka nuli, regresijska će se analiza provesti pojedinačno isključujući po jednu kategoričku varijablu za svaki dan. U tom slučaju isključena varijabla predstavlja referentnu vrijednost za usporedbu dobivenih regresijskih koeficijenata. Hipoteze analize postavljene su kako slijedi:

$H_0: \hat{\beta}_j = 0$ (dani u tjedni i tjedni u mjesecu ne utječu na prinos CROBEX – a)

$H_1: \hat{\beta}_j \neq 0$ (dani u tjedni i tjedni u mjesecu ne utječu na prinos CROBEX – a)

Model višestruke regresije s kategoričkim nezavisnim varijablama kreiran je u formi:

$$r_t = \alpha + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 D_3 + \beta_4 D_4 + \beta_5 D_5 + e_t$$

Gdje je: r_t – prinos CROBEX-a u vremenu t , D_1 – kategorička (engl. *dummy* – D) varijabla za ponedjeljak. Vrijednost je 1 ukoliko je ponedjeljak, odnosno 0 ako je neki drugi dan u tjednu. D_2 – kategorička varijabla za utorak. Vrijednost je 1 ukoliko je utorak, odnosno 0 ako je neki drugi dan u tjednu. D_3 – kategorička varijabla za srijedu. Vrijednost je 1 ukoliko je srijeda, odnosno 0 ako je neki drugi dan u tjednu. D_4 – kategorička varijabla za četvrtak. Vrijednost je 1 ukoliko je četvrtak, odnosno 0 ako je neki drugi dan u tjednu. D_5 – Vrijednost je 1 ukoliko je petak, odnosno 0 ako je neki drugi dan u tjednu. e_t – odstupanje od funkcionalnog odnosa (greške relacije), $\beta_1 - \beta_5$ – vrijednost regresijskih koeficijenata kategoričkih varijabli od ponedjeljka do petka. Regresijski koeficijenti ukazuju na magnitudu prosječnog prinosa indeksa svakog trgovinskog dana, odnosno tjedna.

Prije regresijske analize, proveden je i formalni test jediničnog korijena, tj. prošireni Dickey-Fuller test (*ADF test*), s kojim će se ispitati stacionarnost vremenske serije logaritmiranih prinosa CROBEX indeksa (Dickey i Fuller, 1979). Postojanje trenda (nestacionarnost) vremenske serije može voditi prema ne-

točnoj interpretaciji i pogrešnim pretpostavkama signifikantnosti regresijskog modela. Jednako tako, prije pokretanja regresije, provodi se i formalni test na postojanje korelacije između kategoričkih varijabli s ciljem utvrđivanja multikolinearnosti koja, također, može dovesti do krive procjene parametara regresijske jednadžbe. Za formalni test odabran je izračun *VIF* pokazatelja, odnosno faktor inflacije varijance (engl. *variance inflation factor*) (Belsley, et al. 1980). Nakon provedbe regresije, model se testira na prisutnost heteroskedastičnosti, odnosno autokorelacije reziduala modela regresije. Za testiranje hipoteze o homoskedastičnosti varijance reziduala modela proveden je Breusch-Pagan test (*BP test*), gdje su postavljene hipoteze: $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2 = 0$ (*homogenost varijance*), odnosno: $H_1: \sigma_j^2 \neq 0$ za barem jednu od $j, j = 1, 2, \dots$ (Breusch i Pagan, 1979). Za formalno utvrđivanje autokorelacije proveden je Durbin Watson test s postavljenim hipotezama: $H_0: \rho = 0$ (*nema autokorelacije*), odnosno: $H_1: \rho \neq 0$ (Durbin i Watson 1950; 1951).

Na kraju, u trećem se djelu provodi jednosmjerna analiza varijance – ANOVA (engl. *analysis of variance*), primjenom Post Hoc Tukey HSD testa (engl. *honestly significant difference*) (Tukey, 1953). Međutim, prije determiniranja razlika u srednjoj vrijednosti, testira se nulta hipoteza o homogenosti varijance, odnosno provodi se Bartlett test koji upućuje postoji li razlika između varijanci prinosa u uzorku po danima. Postavljene hipoteze Bartlett testa su: $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2$ (*homogenost varijance*), odnosno $H_1: \sigma_j^2 \neq \sigma_1^2$ za barem jedan od parova (i, j) (Bartlett, 1937).

4. REZULTATI EKONOMETRIJSKE ANALIZE

U Tablici 1. prikazane su vrijednosti deskriptivne statistike za ostvarene prinose CROBEX indeksa prema danima u tjednu. Svi pokazatelji potvrđuju postojanje efekta ponedjeljka. Najniži prinos, srednja vrijednost, kao i medijan, ostvareni su ponedjeljkom. Također, standardna devijacija prinosa je najviša ponedjeljkom što sugerira visoku varijabilnost cijena dionica na početku tjedna u odnosu na druge dane. Promatrajući ukupne dnevne prinose, najniža se vrijednost jednako tako odnosi na ponedjeljak. S druge strane, vrijednosti pokazatelja od četvrtka su u suprotnosti s ponedjeljkom. Medijan i srednja vrijednost otkrivaju da je tržište kapitala ostvarilo najviše prinose upravo četvrtkom. Vrijednost ukupnih prinosa ostvarenih četvrtkom je daleko najviša u komparaciji s drugim ukupnim prinosisima po danima u tjednu. Pored toga, povijesna standardna devijacija prinosa je najniža četvrtkom, s tendencijom rasta kroz petak.

Tablica 1.: Vrijednosti pokazatelja deskriptivne statistike prinosa CROBEX indeksa prema danima u tjednu

	ponedjeljak	utorak	srijeda	četvrtak	petak
<i>Minimalna vrijednost</i>	-0,029610	-0,012990	-0,020030	-0,009676	-0,010730
<i>Donji kvartil</i>	-0,005418	-0,003710	-0,002024	-0,001498	-0,002427
<i>Medijan</i>	-0,001587	-0,000558	0,000507	0,001090	0,000101
<i>Srednja vrijednost</i>	-0,001932	-0,000343	0,000470	0,000779	0,000467
<i>Gornji kvartil</i>	0,001540	0,002530	0,003724	0,003499	0,003016
<i>Maksimalna vrijednost</i>	0,013990	0,013580	0,012190	0,010410	0,018360
<i>Standardna devijacija</i>	0,005948	0,004693	0,005005	0,004111	0,004899
<i>Varijanca</i>	0,000035	0,000022	0,000025	0,000017	0,000024
<i>Ukupno prinosi po danu</i>	-0,193161	-0,034928	0,046935	0,074815	0,046245
<i>Broj opservacija</i>	100	102	100	96	99

Izvor: Izrada autora

Tablica 2. komparativno prikazuje vrijednosti pokazatelja deskriptivne statistike ostvarenih prinosa prema tjednima u mjesecu. Zbog dinamike ponavljanja petog tjedna u mjesecu – samo 12 opservacija, što je za 50% manje u odnosu na ostale tjedne, vrijednosti petog tjedna se neće razmatrati kao relevantne. Za razliku od dnevnih, prinosi po tjednu nisu potvrdili postojanje značajnijih obrazaca. Međutim, za istaknuti su vrijednosti koje se odnose na Treći tjedan gdje je srednja vrijednost, kao i ukupni prinos najviši. Pored toga, indikativne su vrijednosti donjeg, odnosno gornjeg kvartila. *Donji kvartil* koji predstavlja graničnu vrijednost iznad (ispod) koje se nalazi 75% (25%) preostalih vrijednosti je u visini od -0,000671, a dobivena vrijednost je najviša u odnosu na *donji kvartil* drugih tjedana.

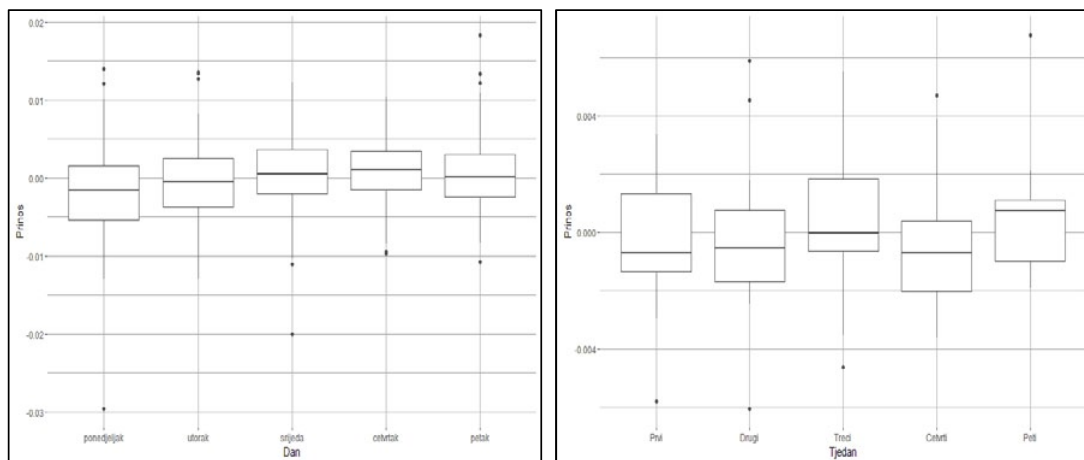
Tablica 2.: Vrijednosti pokazatelja deskriptivne statistike prinosa CROBEX indeksa prema tjednima u mjesecu

	Prvi	Drugi	Treći	Četvrti	Peti
<i>Minimalna vrijednost</i>	-0,005825	-0,006072	-0,004644	-0,003629	-0,001939
<i>Donji kvartil</i>	-0,001371	-0,001692	-0,000671	-0,002035	-0,001002
<i>Medijan</i>	-0,000708	-0,000559	-0,000044	-0,000709	0,000717
<i>Srednja vrijednost</i>	-0,000364	-0,000282	0,000461	-0,000573	0,000611
<i>Gornji kvartil</i>	0,001311	0,000756	0,001805	0,000384	0,001086
<i>Maksimalna vrijednost</i>	0,003334	0,005874	0,005488	0,004706	0,006761
<i>Standardna devijacija</i>	0,002026	0,000006	0,002640	0,002097	0,002353
<i>Varijanca</i>	0,000004	0,000006	0,000007	0,000004	0,000006
<i>Ukupno prinosi po tjednu</i>	-0,008737	0,002406	0,011053	-0,013167	0,007338
<i>Broj opservacija</i>	24	23	24	23	12

Izvor: Izrada autora

Jednako tako i *gornji kvartil* ispod (iznad) kojeg se nalazi 75% (25%) preostalih vrijednosti je u visini od 0,001805, a vrijednost je, također, najviše u odnosu na *gornji kvartil* drugih tjedana. Vizualna dinamika pokazatelja deskriptivne statistike koja potvrđuje prethodno navedeno prikazana je na Slici 1.

Slika 1.: Usporedni prikaz kutijastog (engl. box-plot) dijagrama za prinose prema danima u tjednu (lijeva slika), i prinose prema tjednima u mjesecu (desna slika)



Izvor: Izrada autora

Tablica 3. prikazuje rezultate proširenog ADF testa jediničnog korijena. Vrijednosti ADF testa na diferenciranim varijablama su manje od kritičnih vrijednosti što upućuje da su varijable stacionarne, odnosno integrirane reda I(1).

Tablica 3.: Rezultati ADF testa jediničnog korijena (uključena konstanta i trend)

Varijabla	Kritične vrijednosti ADF testa			Prva diferencija
	1%	5%	10%	
<i>Prinos – dan</i>	-3,98	-3,42	-3,13	-15,6054
<i>Prinos – tjedan</i>	-3,99	-3,43	-3,13	-6,8707

Kritične vrijednosti ADF testa preuzete su od Hamilton (1994) i Dickey i Fuller (1981).

Optimalni broj pomaka u modelu je određen prema Bayes "BIC" informacijskom kriteriju te iznosi 1 za obje varijable.

Izvor: Izrada autora

Rezultati regresijskih modela prema danima u tjednu, prikazani u Tablici 4. do Tablice 8., sugeriraju prisutnost efekta ponedjeljka. Kada se isključi varijabla *Pon* – koja u tom slučaju predstavlja referentnu vrijednost za usporedbu (re-

gresijski odsječak), ostvareni su prosječno pozitivni prinosi, što potvrđuje rezultate deskriptivne statistike. Prosječni prinosi koji su ostvareni tokom drugih dana u tjednu viši su u odnosu na prosječni prinos ostvaren ponedjeljkom. Najviši ostvareni prosječni prinos (koeficijent) ostvaren je četvrtkom. Razlika prosječnih prinosa između ponedjeljka i četvrtka na dnevnoj je razini 0,002711, što je kontinuirano ukamaćena kamatna stopa na godišnjem intervalu 1,69% ($e^{(0,002711 \times 365)} - 1$). Iza njega slijedi prosječni prinos ostvaren srijedom, pa tek onda petkom. Takav rezultat sugerira odsutnost efekta petka, drugim riječima, tržište kapitala više pozitivno reagira sredinom tjedna nego pri njegovom kraju. Tablice 5., 6., 7. i 8. potvrđuju prethodne rezultate.

Tablica 4.: Rezultati regresije bez varijable *Pon*

Varijabla	Koeficijent	p-value
<i>Reg. odsječak</i>	-0.001932	
<i>Uto</i>	0,001589	0,023570
<i>Sri</i>	0,002401	0,000692
<i>Cet</i>	0,002711	0,000153
<i>Pet</i>	0,002399	0,000722

Izvor: Izrada autora

Tablica 5.: Rezultati regresije bez varijable *Uto*

Varijabla	Koeficijent	p-value
<i>Reg. odsječak</i>	-0.000342	
<i>Pon</i>	-0,001589	0,023600
<i>Sri</i>	0,000812	0,246600
<i>Cet</i>	0,001122	0,113300
<i>Pet</i>	0,000810	0,249100

Izvor: Izrada autora

Tablica 6.: Rezultati regresije bez varijable *Sri*

Varijabla	Koeficijent	p-value
<i>Reg. odsječak</i>	0,000469	
<i>Pon</i>	-0,002401	0,000692
<i>Uto</i>	-0,000812	0,246555
<i>Cet</i>	0,000310	0,662816
<i>Pet</i>	-0,000002	0,997478

Izvor: Izrada autora

Tablica 7.: Rezultati regresije bez varijable Cet

Varijabla	Koeficijent	p-value
<i>Reg. odsječak</i>	0.000780	
<i>Pon</i>	-0,002711	0,000153
<i>Uto</i>	-0,001122	0,113263
<i>Sri</i>	-0,000310	0,662816
<i>Pet</i>	-0,000312	0,661327

Izvor: Izrada autora

Tablica 8.: Rezultati regresije bez varijable Pet

Varijabla	Koeficijent	p-value
<i>Reg. odsječak</i>	0,000467	
<i>Pon</i>	-0,002399	0,000722
<i>Uto</i>	-0,000810	0,249055
<i>Sri</i>	0,000002	0,997478
<i>Cet</i>	0,000312	0,661327

Izvor: Izrada autora

Kroz sve regresijske modele statistički signifikantna se pokazuje varijabla *Pon* s najnižom vrijednošću regresijskog koeficijenta. Distribucija regresijskih koeficijenata ostalih varijabli odgovara njihovoj dinamici iz Tablice 4. Isključujući bilo koju kategoričku varijablu, najniži prosječni prinos ostvaren je ponedjeljkom, a najviši četvrtkom.

Rezultati regresijskog modela između prosječnih tjednih prinosa kao zavisne varijable i tjedana u mjesecu u obliku kreiranih nezavisnih kategoričkih varijabli nisu dokazali postojanje statistički značajne veze¹. Zbog toga se analiza nastavlja isključujući teoretsku pretpostavku postojanja veze između prosječnog tjednog prinosa i tjedna u mjesecu.

S obzirom da je u radu razmotreno pet modela regresijske analize, Tablica 9. prikazuje rezultate *VIF* pokazatelja za sve varijable. U slučaju prisutnosti multikolinearnosti, vrijednost *VIF* pokazatelja se očekuje da bude u intervalu $4 < VIF$. Vrijednosti svih pokazatelja se nalaze unutar dopuštenog intervala pa se isključuje utjecaj multikolinearnosti nezavisnih varijabli.

¹ Zbog ograničenog prostora rezultati nisu prikazani, ali su dostupni na zahtjev.

Tablica 9.: Rezultati VIF pokazatelja

Varijabla	Bez varijable Pon	Bez varijable Uto	Bez varijable Sri	Bez varijable Cet	Bez varijable Pet
Pon	/	1,581923	1,597586	1,630869	1,605654
Uto	1,605433	/	1,605433	1,639210	1,613621
Sri	1,597586	1,581923	/	1,630869	1,605654
Cet	1,581408	1,566221	1,581408	/	1,589232
Pet	1,593602	1,578057	1,593602	1,626635	/

Izvor: Izrada autora

Rezultati Breusch-Pagan testa, prikazani u Tablici 10., odgovaraju H_0 postavljenoj hipotezi o nepromjenjivosti varijance, što znači da se H_0 ne može odbaciti – rezultat p -vrijednosti ide u korist H_0 hipoteze². Rezultati testa dokazuju odsutnost heteroskedastičnosti.

Tablica 10.: Rezultati Breusch-Pagan testa

Oznaka	Vrijednost
Breusch-Pagan test	6,462
p -value	0,1672
df	4

Izvor: Izrada autora

Tablica 11. Prikazuje rezultate Durbin Watson testa na prisutnost autokorelacije reziduala za sve pokrenute modele regresije. Sukladno postavljenim hipotezama DW testa, hipoteza H_0 se ne može odbaciti – rezultat p -vrijednost ide u korist H_0 hipoteze. Rezultati testa dokazuju nepostojanje autokorelacije prvog reda (LAG 1)³.

² S obzirom da su u modelu 4 kategoričke varijable te da je za BP test odabran interval statističke značajnosti $\alpha = 0,05$, kritična vrijednosti iz HI -kvadrat distribucije je: $X^2_{4,0,05} = 9,488$. Sukladno tome, vrijednost distribucije je viša nego rezultat BP testa pa takav rezultat potvrđuje odsutnost heteroskedastičnosti, odnosno hipoteza H_0 se ne može odbaciti. Vrijednosti pokazatelja BP testa, kao i statistička značajnost, jednaka je za sve pokrenute modele regresije.

³ Vrijednost korelacije između reziduala je $\rho = 0,04$, a takav rezultat sugerira na odsutnost autokorelacije. Vrijednost DW testa je 1,93 što prema rasponu $0 \leq DW \leq 2$ odgovara testu na postojanje pozitivne autokorelacije. Kako bi se potvrdile pretpostavke o nepostojanju autokorelacije, vrijednost DW testa se uspoređuje s definiranim kritičnim vrijednostima d_L i d_U iz Durbin Watson tablice uz odabranu razinu signifikantnosti od $\alpha = 0,05$ te broj varijabli $k+1$: $d_L = 1,63029$ i $d_U = 1,77022$. Budući da rezultat DW testa prelazi gornju granicu, može se zaključiti da nema pozitivne autokorelacije: $DW > d_U \rightarrow H_0 DW > d_U$.

Tablica 11.: Rezultati Durbin Watson testa

Regresijski model	LAG	Autocorrelation - ρ	D-W Statistic	p-value
Bez varijable <i>Pon</i>	1	0,04	1,93	0,47
Bez varijable <i>Uto</i>	1	0,04	1,93	0,39
Bez varijable <i>Sri</i>	1	0,04	1,93	0,46
Bez varijable <i>Cet</i>	1	0,04	1,93	0,45
Bez varijable <i>Pet</i>	1	0,04	1,93	0,41

Izvor: Izrada autora

Tablica 12. Prikazuje rezultat Bartlett testa o homogenosti varijance. S obzirom na postavljene hipoteze i visinu p -vrijednosti, odbacuje se H_0 hipoteza o homogenosti varijance u korist alternativne H_1 hipoteze⁴. Zbog toga se u nastavku provodi jednosmjerna analiza varijance – ANOVA (engl. *analysis of variance*), primjenom Post Hoc Tukey HSD testa.

Tablica 12.: Rezultati Bartlett testa

Oznaka	Vrijednost
Bartlett test	13,92
p -value	0,01
df	4

Izvor: Izrada autora

Rezultati Post Hoc Tukey HSD testa prikazani su u Tablicama 13., 14., 15., 16. i 17. Vrijednosti testa dodatno potvrđuju rezultate regresijske analize. Tablica 13. prikazuje razliku između srednjih vrijednosti prinosa ponedjeljkom – bazni dan, i ostalih dana u tjednu. Razlike su prezentirane na način da se od prosječnog prinosa baznog dana oduzima prosječni prinos ostalih dana u tjednu. Osim utorka – za kojeg nije utvrđena statistička značajnost, statistički značajne razlike u srednjoj vrijednosti su dokazane između ponedjeljka i ostalih dana u tjednu. Najveća razlika je ostvarena između srednje vrijednosti ponedjeljka i četvrtka (-0,002711), što potvrđuje prethodne rezultate deskriptivne statistike i regresijske analize. U Tablicama 15., 16. i 17. statistički značajne razlike su utvrđene između srednje vrijednosti prinosa baznog dana i srednje vrijednosti prinosa ponedjeljka.

⁴ Ispitivanje homogenosti varijance provedeno je na jednoj varijabli, ali po danima u tjednu (ponedjeljak, utorak, srijeda, četvrtak i petak), gdje je ukupno izvršeno 5 promatranja varijanci. Međutim, da bi se odredila granična vrijednost HI-kvadrat distribucije, stupanj slobode je potrebno korigirati kao $N-1$, odnosno $5-1 = 4$. Prema tome, vrijednost HI-kvadrat distribucije uz odabran interval statističke značajnosti od $\alpha = 0,05$, jednaka je kao i prethodno $X^2_{4,0,05} = 9,488$. Granična vrijednost iz distribucije je niža od dobivene vrijednosti Bartlett testa, pa se H_0 odbacuje u korist alternativne hipoteze.

Tablica 13.: Post Hoc Tukey HSD test - ponedjeljak

Dan u tjednu	Razlika	p-value
utorak	-0,001589	0,16
srijeda	-0,002401	0,01
četvrtak	-0,002711	0,00
petak	-0,002399	0,01

Izvor: Izrada autora

Tablica 14.: Post Hoc Tukey HSD test - utorak

Dan u tjednu	Razlika	p-value
ponedjeljak	0,001589	0,16
srijeda	-0,000812	0,77
četvrtak	-0,001122	0,51
petak	-0,000810	0,78

Izvor: Izrada autora

Tablica 15.: Post Hoc Tukey HSD test - srijeda

Dan u tjednu	Razlika	p-value
ponedjeljak	0,002401	0,01
utorak	0,000812	0,77
četvrtak	-0,000310	0,99
petak	0,000002	1,00

Izvor: Izrada autora

Tablica 16.: Post Hoc Tukey HSD test - četvrtak

Dan u tjednu	Razlika	p-value
ponedjeljak	0,002711	0,00
utorak	0,001122	0,51
srijeda	0,000310	0,99
petak	0,000312	0,99

Izvor: Izrada autora

Tablica 17.: Post Hoc Tukey HSD test - petak

Dan u tjednu	Razlika	p-value
ponedjeljak	0,002399	0,01
utorak	0,000810	0,78
srijeda	-0,000002	1,00
četvrtak	-0,000312	0,99

Izvor: Izrada autora

5. ZAKLJUČAK

Primarna tema ovog rada bila je ispitivanje prisutnosti kalendarskih sezonaliteta ostvarenih prinosa na sekundarnom tržištu kapitala Republike Hrvatske koje je predstavljeno kroz dinamiku CROBEX indeksa za razdoblje od 2. siječnja 2014. godine do 30. prosinca 2015. godine. Pored toga, prisutnost kalendarskog obrasca prinosa potencijalno narušava hipotezu i o informacijski efikasnom tržištu, što čini sekundarni aspekt ovog rada. Kalendarski sezonaliteti ispitivani su u kontekstu efekta ponedjeljka, efekta dana u tjednu i efekta tjedna u mjesecu. S ciljem što kvalitetnije analize, ispitivanje je provedeno i opisano kroz tri različita metodološka pristupa. U prvom redu, dinamika performansi ostvarenih prinosa analizirana je kroz pokazatelje deskriptivne statistike. U nastavku rada, analiza se proširuje na višestruku linearnu regresiju s kreiranim kategoričkim nezavisnim varijablama koje predstavljaju dane u tjednu, odnosno tjedne u mjesecu. Na kraju analize, provodi se Post Hoc Tukey HSD test kako bi se utvrdila razlika u srednjoj vrijednosti između prinosa prema danima u tjednu.

Rezultati sve tri analize potvrđuju prisutnost efekta ponedjeljka što je konzistentno s prethodno provedenim istraživanjima o utjecaju dana u tjednu na dinamiku tržišta. Međutim, osim efekta ponedjeljka, utvrđeni su drugi specifični obrasci koju su u suprotnosti s prethodnim razmatranjima. Tako se u prethodnim istraživanjima naglašava da se najviši prinosi mogu očekivati sredinom tjedna, tj. srijedom. Prezentirani rezultati u ovom radu sugeriraju da se najviši prinosi tržišta mogu očekivati četvrtkom. Razlike u analizi mogu biti rezultat različitog vremenskog intervala na kojemu je provedeno istraživanje, što dokazuje promjenu dinamike aktivnosti tržišta. Zbog toga, ovakva su istraživanja nužna kako bi investitori kontinuirano mogli usklađivati svoju strategiju trgovanja s utvrđenim obrascima sezonaliteta prinosa.

Osim dinamike performansi tržišta u ovisnosti na dane u tjednu, u ovom je radu ispitana i prisutnost efekta tjedna u mjesecu što do sada nije razmatrano na sekundarnom tržištu Republike Hrvatske. Rezultati regresijske analize, kao i Bartlett, odnosno Post Hoc Tukey HSD testa, nisu dokazali statistički značajnu vezu između tjedna u mjesecu i ostvarenog prosječnog tjednog prinosa CROBEX indeksa. Međutim, s obzirom na rezultate pokazatelja deskriptivne statistike, ipak se može ustanoviti postojanje obrasca više pozitivnih prinosa tokom sredine mjeseca, što sugerira da je sekundarno tržište najaktivnije kroz treći tjedan u mjesecu.

Na kraju, bez obzira na inicijalne uzroke postojanja kalendarskih sezonaliteta dinamike prinosa, zaključuje se da bi investitori trebali kreirati svoju strategiju na način da kupuju vrijednosnice ponedjeljkom – kada su cijene vrijednosnica niže, te ih prodaju četvrtkom – kada je razlika u cijeni od ponedjeljka

najviša. U tu svrhu, bilo bi poželjno kupovne transakcije provoditi pred kraj mjeseca, a prodajne tokom trećeg tjedna u mjesecu – kada je prosječni tjedni prinos najviši u mjesecu. Također, investitorima se sugerira da pri praktičnoj implikaciji dobivenih rezultata kod kreiranja aktivnih trgovinskih strategija uzmu u obzir i različite vrste trgovinskih naknada koje se plaćaju za obavljene transakcije. Takve naknade, u konačnici, mogu neutralizirati utvrđene kalendarske anomalije, pa tako dovesti u pitanje i samu uspješnost usvojene strategije temeljene na dinamici sezonaliteta prinosa.

LITERATURA

1. Barone, E., (1990). „The Italian Stock Market: Efficiency and Calendar Anomalies.“ *Journal of Banking and Finance*, No. 14, pp. 483-510.
2. Bartlett, M. S., (1937). „Properties of sufficiency and statistical tests“. *Proc of the Royal Statistical Society, Series A*, 160, pp. 268–282.
3. Belsley, D. A., Kuh, E. and Welsch, R. E., (1980). „Regression Diagnostics – Identifying Influential Data and Sources of Collinearity“. *Journal of Marketing Research* 14(3), xv + 292 pages.
4. Breusch, T. S., Pagan, A. R. (1979). „A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation“. *Econometrica*, 47 (5), pp. 1287–1294.
5. Chen, C.Y., Lin, C.J. and Lin, Y.C., (2008). „Audit partner tenure, audit firm tenure, and discretionary accruals: Does long auditor tenure impair earnings quality?“ *Contemporary Accounting Research*, 25(2), pp. 415-445.
6. Cinko, M., Afcı, E., (2009). „Examining the day of the week effect in Istanbul Stock Exchange“. *The International Business and Economics Research Journal*, 8 (11), pp. 45-49.
7. Cross, F., (1973). „The Behaviour of Stock Price on Friday and Monday“. *Financial Analysis Journal*, No. 29, pp.67-69.
8. Damodaran, A., (1996). „Investment Valuation. John Wiley and Sons. Inc. New York.
9. Dickey, D. A., Fuller, W. A., (1979). „Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root“. *Journal of the American Statistical Association*, pp. 427-431.
10. Durbin, J., Watson, G. S., (1950). „Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, I“. *Biometrika* 37 (3–4), pp. 409–428.
11. Durbin, J., Watson, G. S., (1951). „Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, II“. *Biometrika* 38 (1–2), pp. 159–179.
12. Elango, R., Al Macki, N., (2008). „Monday effect and stock return seasonality: Further empirical evidence“. *The Business Review, Cambridge*, 10(2), pp. 282-288.
13. Fama, E. F., (1970). „Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work“. *Journal of Finance*, 25(2), pp. 383-417.
14. Fama, E. F., (1995). „Random Walks in Stock Market Prices“. *Financial Analysts Journal*, September/October, 5 (21), pp. 75-80.
15. Fields, M.J., (1931). „Stock Prices: A Problem in Verification“. *Journal of Business*, Vol (4).
16. French, K., (1980). „Stock Return and the Weekend Effect“. *Journal of Financial Economics*, No. 40. pp.31-62.
17. Fruk, M., (2004). „Sezonalnost prinosa dionica na Zagrebačkoj burzi.“ *Financijska teorija i praksa*, 28 (4), pp. 435-444.

18. Gibbons, M., and Hess, P., (1981). „Day of the Week Effects and Asset Returns.“ *Journal of Business*, No. 54, pp. 579-596.
19. Jaffe, J., and R. Westerfield., (1985). „The Weekend Effect in Common Stock Returns: The International Evidence.“ *Journal of Finance*, No. 40, pp. 433-454.
20. Kamath, R., Liu, C. (2011). „The day-of-the-week effect on the Santiago Stock Exchange of Chile“. *Journal of International Business Research*, 10 (1).
21. Keim, D. B., and F. Stambaugh., (1984). „A Further Investigation of Weekend Effects in Stock Returns.“ *Journal of Finance*, No. 39, pp. 819-840.
22. Raj, M., Kumari, D., (2006). „Day-of-the-week and other market anomalies in the Indian Stock Market“. *International Journal of Emerging Markets*, 1(3),pp. 235-246.
23. Rokhim, R., Tanuwijaya, H., (2015). „Market Anomalies and Intraday Return Indonesia Stock Exchange“. *International Journal of Economics & Management Sciences*, No 5 (4).
24. Solnik, B., and L. Bousquet., (1990). „Day-of-the-Week Effect on the Paris Bourse.“ *Journal of Banking and Finance*, No. 14, pp. 461-468.
25. Šego, B., Škrinjarić, T., (2012). „Modeliranje dnevne sezonalnosti prinosa na Zagrebačkoj burzi, Matematički modeli u analizi razvoja hrvatskog financijskog tržišta.“ (urednici: Aljinović, Z., Marasović, B.), Sveučilište u Splitu, Ekonomski fakultet, Split, ISBN 978-953-281-049-3, pp. 159-172.
26. Škrinjarić, T., (2013). „Investicijske strategije prilagođene dnevnoj sezonalnosti u prinosima dionica“. *Ekonomska misao i praksa*, No 1., pp. 97-120.
27. Škrinjarić, T., (2013). „Investicijske strategije prilagođene dnevnoj sezonalnosti u prinosima dionica“. *Ekonomska misao i praksa*, No. 1, pp. 159-172.
28. Tukey, John W., (1953). „The Problem of Multiple Comparisons“. Unpublished manuscript, Princeton University.

TESTING THE SIGNIFICANCE OF CALENDAR EFFECTS ON CROATIAN CAPITAL MARKET

ABSTRACT:

Using different techniques, models and strategies investors are trying to construct their own portfolio whose dynamic performance should beat the market, or portfolio that should achieve yields more than the yield of the market in equilibrium. Active search for undervalued stocks, as well as the continuous trading with them, should result in a efficient market, which reflects aggregate value of all relevant and available information related to the individual instruments. This definition suggests that the use of any kind technique, analysis and strategies to project future prices of securities may not achieve desired result of investors, because the relevant informations are already integrated in the market price. On the other hand, if the efficient markets hypothesis is accurate, calendar anomalies should not exist. The Monday effect, the day of the week or the weekend effect are the calendar anomalies that have already been tested and proven in the developed capital markets, as well as in the emerging markets. They are expressed so that a specific day of the week can affect the dynamics of share return. This paper examines the presence of Monday effect, the day of the week effect, as well as the presence of the week of the month effects in the Croatian capital market. The results confirm the existence of Monday effect, but also and the presence of other calendar patterns, which brings into question the accuracy of the efficient markets hypothesis, as well as the very efficiency of the Croatian capital market.

Key words: CROBEX, linear regression, categorical variables, the day of the week effect, the week of the month effects.