

Borowski, Krzysztof

Working Paper

Analysis of monthly rates of return in April and correlation analysis of monthly rates of return in April on the example of selected world stock exchange indices

Institute of Economic Research Working Papers, No. 127/2015

Provided in Cooperation with:

Institute of Economic Research (IER), Toruń (Poland)

Suggested Citation: Borowski, Krzysztof (2015) : Analysis of monthly rates of return in April and correlation analysis of monthly rates of return in April on the example of selected world stock exchange indices, Institute of Economic Research Working Papers, No. 127/2015, Institute of Economic Research (IER), Toruń

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/219743>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by/3.0/>



Institute of Economic Research Working Papers

No. 127/2015

**Analiza miesięcznych stóp zwrotu w miesiącu kwietniu oraz korelacji
miesięcznych stóp zwrotu w miesiącu kwietniu na przykładzie
indeksów wybranych giełd światowych**

Krzysztof Borowski

The paper submitted to

**8th INTERNATIONAL CONFERENCE ON APPLIED ECONOMICS
CONTEMPORARY ISSUES IN ECONOMY
under the title
MARKET OR GOVERNMENT?**

Institute of Economic Research and Polish Economic Society Branch in Toruń

18-19 June 18-19, 2015, Toruń, Poland

Toruń, Poland 2015

© Copyright: Creative Commons Attribution 3.0 License

Analiza miesięcznych stóp zwrotu w miesiącu kwietniu oraz korelacji miesięcznych stóp zwrotu w miesiącu kwietniu na przykładzie indeksów wybranych giełd światowych

Analysis of monthly rates of return in April and correlation analysis of monthly rates of return in April on the example of selected world stock exchange indices.

JEL Classification: G11, G14

Słowa kluczowe: efektywność rynku; sezonowość rynków finansowych; anomalie rynkowe; efekt kwietnia.

Keywords: market efficiency; financial market seasonality; market anomalies; April effect.

Streszczenie: W artykule przedstawione zostało badanie efektywności 22 wybranych indeksów giełdowych przy zastosowaniu miesięcznych stóp zwrotu w miesiącu kwietniu (tzw. efekt kwietnia). Występowanie nieefektywności rynków wykazane zostało w następujących przypadkach: All-Ord, AMEX, BUX, CAC40, DAX, DJIA, DJTA, DJUA, EOE, FTSE100, SMI, SP500. Nie stwierdzono pojawiania się stóp zwrotu istotnie różnych od zera w miesiącu kwietniu dla takich indeksów jak: B-Share, Bovespa, Buenos, Hang-Seng, MEX-IPC, Nasdaq, Nikkei, Russel, TSE i WIG. W artykule zamieszczone zostały współczynniki korelacji stóp zwrotu w strategii nabycia portfela replikujące dany indeks giełdowy na ostatniej sesji w miesiącu marcu w cenach zamknięcia i sprzedaży tego portfela na ostatniej sesji w miesiącu kwietniu, również w cenach zamknięcia.

Abstract: The article presents a study of effectiveness of 22 selected stock indices with the use of the rates of return in the month of April. The portfolio replicating the stock index was bought at the close prices on the last session in March, and sold at the close prices on the last session in April. The presence of market inefficiency is demonstrated in the following cases: All-Ord, AMEX, BUX, CAC40, DAX, DJIA, DJTA, DJUA, EOE, FTSE100, SMI, SP500. There was no incidence rates of return significantly different from zero while maintaining a month long investment strategy for indexes such as: B-Share, Bovespa, Buenos, Hang-Seng, MEX-IPC, Nasdaq, Nikkei, Russel, TSE and WIG. The last part of the article is dedicated to correlation coefficients of rates of return for analyzed indices in month of April.

Wprowadzenie

Problemem efektywności rynków finansowych, postawiony przez Fama¹ staje się stosunkowo często tematem artykułów naukowych. Na przestrzeni dziesięcioleci liczba prac poświęconych tej tematyce urosła do kilku tysięcy, dlatego też w niniejszym artykule zamieszczone zostały jedynie niektóre pozycje omawiające tematykę efektywności rynków. Znaczna część prac dedykowanych teorii efektywności rynku koncentruje się głównie na tzw. anomaliami kalendarzowych – występowanie tego typu efektów stwierdzone zostało w wielu pracach empirycznych. Pojawianie się tego typu efektów kalendarzowych nosi nazwę anomalii cenowych i stanowi empiryczny dowód przeciw teorii efektywności rynków (Simon, 1988), (Jajuga & Jajuga, 2006, s. 147-149). Do grupy tzw. efektów kalendarzowych można zaliczyć m.in. (Nowakowski & Borowski, 2005, s. 322-329)¹:

Efekty dni tygodnia - osiągnięcie niższych lub wyższych stóp zwrotu przez indeksy giełdowe w poszczególne dni tygodnia. Jedną z pierwszych prac poświęconych temu efektowi jest opracowanie Hirscha, który w wyniku badania zachowania się indeksu S&P 500 w okresie: czerwiec 1952-czerwiec 1985, wykazał, że w 57% przypadków zamknięcie indeksu w poniedziałek było niższe od zamknięcia indeksu w poprzedzający go piątek. Z kolei w pozostałe dni tygodnia obserwowana była tendencja do

¹ W pozycji tej znajduje się szeroki przegląd literatury poświęconej problematyce efektywności rynków finansowych.

wyższego zamknięcia w stosunku do zamknięcia indeksu z dnia poprzedniego: wtorek – 43%, środa – 55,6%, czwartek – 52,6%, piątek – 58% (Hirsch, 1987). Efekt dnia tygodnia na rynku amerykańskim zaprezentowali także w swoich pracach m.in. Jaffie, Westerfield, Ma oraz French a także Lakonishok i Maberly, a na rynkach zagranicznych m.in.: Kato, Schwarz, Ziemba (Jaffie et al., 1989), (French, 1980), (Lakonishok & Maberly, 1990), (Kato et al., 1990).

Efekty miesięczne – uzyskiwanie przez portfel replikujący określony indeks giełdowy wyższych stóp zwrotu w poszczególnych miesiącach. Na polskim rynku wydawniczym dostępna jest książka Bernsteina, w której autor na podstawie analizy zachowań akcji na rynku amerykańskim w latach 1940-1989 podał zależności występujące pomiędzy stopami zwrotu w poszczególnych miesiącach (Bernstein, 1996, s. 76-77). Współczesne badania Gu oraz Schwerta wskazują, że w ostatnich dwu dekadach XX w. zjawisko miesiąca roku było dużo słabsze, co mogłoby sugerować, że jego odkrycie i upowszechnienie w literaturze światowej przyczyniło się do wzrostu efektywności rynku (Gu, 2003), (Schwert, 2002).

Inne efekty sezonowe – np. tendencja do uzyskiwania przez indeksy giełdowe wyższych stóp zwrotu w pierwszej połowie miesiąca niż w drugiej (Ariel, 1987), (Kim & Park, 1994).

W Polsce badania dotyczące efektywności rynku i występowania efektów sezonowych przeprowadzone zostały przez kilku autorów (Buczka, 2005, s. 51-55), (Szyszka, 2007, s. 141-146), (Czekaj et al., 2001). Badania wykonane przez tych autorów wskazują na wysoki poziom efektywności w formie słabej polskiego rynku akcji. Poza początkowym okresem (do roku 1994) można stwierdzić, że kształtowanie się cen akcji spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie spełnia założenia słabej formy efektywności. W pracach S. Buczka [Buczka, 2005, s. 191] potwierdzone zostały anomalie związane z występowaniem efektu stycznia – w okresie 1999-2004 średni wzrost indeksu WIG w styczniu wynosił 6,2%, przy średniej dla wszystkich pozostałych miesięcy na poziomie 0,8%.

Spośród efektów miesięcznych często podnoszony przez autorów artykułów jest tzw. efekt stycznia i rajd Św. Mikołaja². Efekt stycznia polega na wykazywaniu przez indeksy rynków akcji tendencji do uzyskiwania dodatnich stóp zwrotu w pierwszym miesiącu roku kalendarzowego. Z kolei efekt określony w literaturze rajdem Św. Mikołaja – w miesiącu grudniu. Oba te efekty analizowane były w licznych pracach (Choudhary, 2001), (Fountas & Konstantinos, 2002). W literaturze przedmiotu podejmuje się też tematykę tzw. efektu kwietnia – tj. uzyskiwania dodatnich stóp zwrotu przez indeksy giełdowe stóp zwrotu w miesiącu kwietniu. Efekt ten był szczególnie widoczny na rynku brytyjskich (Rozeff & Kinney, 1976), (Corhay et al., 1988), (Gultekin & Gultekin, 1983). Także zdaniem Bernsteina stopy zwrotu w miesiącu kwietniu wykazują wyraźną tendencję wzrostową (Bernstein, 1996, s. 76-77). Jednak niektórzy autorzy kwestionują występowanie tego efektu na wybranych rynkach – np. Raj i Thurston dowiedli, że zarówno efekt stycznia jak i kwietnia, nie miały miejsca na giełdzie nowozelandzkiej (Raj & Thurson, 1994). Do analogicznych wniosków doszli Hasan i Raj (Hasan & Raj, 2001) oraz Li i Liu (Li & Liu, 2010). Z kolei Raj i Kumari udowodnili, że na giełdach: Bombay Stock Exchange i National Stock Exchange w Indiach nie występuje efekt stycznia, ale za to ma miejsce efekt kwietnia – stopy zwrotu w miesiącu kwietniu były znacząco wyższe niż w innych dziewięciu miesiącach roku. Ich zdaniem głównym czynnikiem odpowiedzialnym za powstawanie efektu kwietnia była wyprzedaż akcji na giełdzie w miesiącu marcu z uwagi na kończący się właśnie wtedy rok podatkowy w Indiach (Raj & Kumari, 2006). Podobne wytłumaczenie efektu kwietnia na innych giełdach podają m.in. Reinganum i Shapiro (Reinganum & Shapiro, 1987), a na giełdzie nowozelandzkiej opisują Hasan i Raj (Hasan & Raj, 2001). Ich zdaniem wprowadzenie podatku dochodowego od zysków kapitałowych w kwietniu 1965 r. w Wielkiej Brytanii i zmiana początku roku podatkowego z 1 stycznia na 1 kwietnia przyczyniła się do powstania efektu kwietnia na brytyjskim rynku finansowym. Występowanie efektu kwietnia na rynku brytyjskim zostało także udowodnione w pracy Clare, Psaradakisa i Thomasa (Clare et al., 1995).

Celem artykułu jest zbadanie występowania efektu kwietnia, z wykorzystaniem cen zamknięć na ostatniej sesji marcowej i kwietniowej, na wybranych rynkach finansowych reprezentowanych przez następujące indeksy giełdowe: All-Ord, AMEX, B-Shares, Buenos, BUX, CAC40, DAX, DJIA, DJTA, DJUI, EOE, FTSE100, Hang Seng, Mex-IPC, Nasdaq, Nikkei, Rusel, SMI, S&P500, TSE.

² Zwany też w literaturze efektem końca roku.

Metodologii badań

W literaturze światowej przy analizowaniu występowania efektów sezonowości stosuje się kalkulację stóp zwrotu z wykorzystaniem cen zamknięcia na dwu kolejnych sesjach. W przypadku efektów miesięcznych, stopa zwrotu liczona będzie na bazie wartości zamknięcia analizowanego indeksu giełdowego na ostatniej sesji w miesiącu kwietniu I_t , w stosunku do wartości zamknięcia tego samego indeksu na ostatniej sesji w miesiącu marcu

I_{t-1} , w tym samym roku kalendarzowym:

$$r = \frac{I_t - I_{t-1}}{I_{t-1}}$$

Z uwagi na różne okresy rozpoczęcia publikacji poszczególnych indeksów, a także biorąc pod uwagę zawartość bazy danych udostępnianych przez Dom Maklerski BOŚ, analiza efektów sezonowości poszczególnych indeksów odbywać się będzie w różnych interwałach czasowych.

Po kalkulacji stóp zwrotu w miesiącu kwietniu na przestrzeni lat, dostępnych w bazie danych DM BOS, dla poszczególnych indeksów testowana będzie hipoteza zerowa, że średnia wartość miesięcznej stopy zwrotu w miesiącu kwietniu dla każdego z 22 analizowanych indeksów jest równa zero (dla $\alpha = 5\%$). Odrzucenie hipotezy zerowej będzie równoznaczne z przyjęciem hipotezy alternatywnej, że średnia wartość miesięcznej stopy zwrotu w miesiącu kwietniu, dla określonego indeksu giełdowego jest statystycznie różna od zera, co świadczyć będzie o występowaniu efektu kwietnia na bazie cen zamknięcia z miesiąca marca i kwietnia, w przypadku danego indeksu giełdowego.

Występowanie efektu kwietnia, z wykorzystaniem jedynie cen zamknięcia na ostatniej sesji marcowej i kwietniowej, w przypadku badanego indeksu giełdowego pozwala na uzyskanie ponadprzeciętnych stóp zwrotu w dłuższym terminie (co może być wykorzystane w praktyce³) i stanowi dowód na istnienie anomalii rynkowych świadczących przeciw teorii efektywności rynków finansowych. A zatem otrzymane wyniki badań mogą zostać uznane za głos w dyskusji nt. zaprezentowanej przez Famę hipotezy rynku efektywnego.

Do badania wybrane zostały 22 następujące indeksy giełdowe:

1. All-ordinaries – indeks giełdy w Sydney,
2. AMEX – indeks giełdy amerykańskiej (American Stock Exchange),
3. B-shares - indeks giełdy w Szanghaju,
4. Bovespa – indeks giełdy w Sao Paulo,
5. Bueons – indeks giełdy w Bueons Aires,
6. BUX – indeks giełdy w Budapeszcie,
7. CAC 40, - indeks giełdy w Paryżu,
8. DAX – indeks giełdy we Frankfurcie,
9. DJIA – Dow Jones Industrial Average – indeks giełdy w Nowym Jorku, obejmujący spółki z sektora przemysłowego,
10. DJTA – Dow Jones Transportation Average – indeks giełdy w Nowym Jorku, obejmujący spółki z sektora transportowego.
11. DJUA – Dow Jones Utility Average – indeks giełdy w Nowym Jorku, obejmujący spółki z sektora użyteczności publicznej,
12. EOE – indeks giełdy w Amsterdamie,
13. FTSE 100, - indeks giełdy w Londynie,
14. Hang Seng – indeks giełdy w Hongkongu,
15. MEX-IPC – indeks giełdy w Meksyku,
16. Nasdaq- indeks giełdy w USA,
17. Nikkei – indeks giełdy w Tokio,
18. Russel – indeks giełdy w USA,
19. SMI – indeks giełdy w Zurychu w Szwajcarii,
20. S&P 500 – indeks giełdy w Nowym Jorku,

³ W postaci strategii inwestycyjnej nabycia portfel akcji replikującego określony indeks giełdowy po cenie zamknięcia na ostatniej sesji w miesiącu marcu i jego sprzedaży po cenach zamknięcia na ostatniej sesji w miesiącu kwietniu.

21. TSE 300 – indeks giełdy w Toronto,
22. WIG – indeks giełdy w Warszawie.

W analizowanej grupie znalazły się zatem indeksy giełd zagranicznych rozwiniętych krajów (np. DJIA, TSE 300, S&P 500), a także rynków młodych zaliczanych do grupy *emerging markets* (np. WIG, BUX, MEX-IPC, Bovespa, Buenos).

Wybór indeksów podyktowany był dostępnością danych dla wielu interwałów czasowych oferowanych przez Dom Maklerski BOS. Z kolei oznaczenia indeksów są zgodne z powszechnie przyjętymi skrótami w serwisie informacyjnym tego biura maklerskiego. Data początkowa, od której dostępna jest w ww. bazie danych informacja nt. wartości indeksu, została przedstawiona w tabeli nr 1. I tak w przypadku indeksu CAC40 okres analizy efektu sezonowości miał miejsce od kwietnia 1995 do kwietnia 2014, co jest równoznaczne z 20 miesięcznymi stopami zwrotu. Najdłuższe dostępne szeregi czasowe obejmujące 40 lat i więcej, pozwoliły na kalkulację 43 stóp zwrotu w miesiącu kwietniu dla indeksu Nasdaq, oraz 45 dla indeksów: S&P500, Nikkei, DJIA. W analizie uzyskanych stóp zwrotu pominięte zostały koszty transakcyjne.

Tabela 1. Dаты kalkulacji pierwszych stóp zwrotu i liczebności miesięcznych stóp zwrotu dla poszczególnych indeksów

Nazwa indeksu	I	K	L	M	A	M	C	A	J	J	H	H	L	C	E	B	-	S	K	L	S	N	S	S	T	C
Pierwsza stopa zwrotu w miesiącu kwietniu uwzględniona w obliczeniach	1990-04-30	1995-04-28	1999-04-30	1995-04-28	1997-04-30	1995-04-28	1995-04-28	1995-04-28	1970-04-30	1995-04-28	1995-04-28	1995-04-28	1995-04-28	1993-04-30	1988-04-29	1994-04-29	1972-04-28	1970-04-30	2002-04-30	1995-04-28	1970-04-30	1990-04-30	1992-04-30			
Liczba stóp zwrotu w obliczeniach	25	20	16	20	18	20	20	20	45	20	20	20	20	22	27	21	43	45	13	20	45	25	23			

Źródło: opracowanie własne

W ostatnim etapie badania, dla każdego z ujęć obliczona została macierz korelacji pomiędzy stopami zwrotów dla poszczególnych indeksów giełdowych w miesiącu kwietniu. Taka analiza pozwala ocenić stopień zależności między poszczególnymi rynkami, dla każdego z analizowanych indeksów.

Otrzymane wyniki i wnioski

Wyniki analizy dla poszczególnych indeksów zostały zebrane w tabelach nr 2 i nr 3 – w przypadku gdy wielkość próby była niższa niż 30 miesięcznych stóp zwrotu, w obliczeniach zastosowany został rozkład T-Studenta. Kiedy zaś wielkość próby była równa lub wyższa niż 30 – rozkład normalny. Nominalna stopa zwrotu obliczona została w postaci iloczynu średniej miesięcznej stopy zwrotu w miesiącu kwietniu i liczby 12. W wierszu „Sprawdzenie hipotezy zerowej” przyjęta została następująca zasada. Jeśli nie było podstaw do odrzucenie hipotezy zerowej, wtedy w wierszu zapisane zostało słowo „Prawda”, natomiast w sytuacji gdy hipoteza zerowa została odrzucona na rzecz hipotezy alternatywnej – słowo „Falsz”.

Tabela 2. Podstawowe dane statystyczne uzyskane dla stóp zwrotu w miesiącu kwietniu w przypadku pierwszych 11 z 22 analizowanych indeksów giełdowych.

Indeks	All-Ord	AMEX	B-Shares	Bovespa	Buenos	BUX	CAC40	DAX	DJIA	DJTI	DJUA
Średnia miesięczna stopa zwrotu	0,0187	0,0284	0,0214	0,0296	0,0208	0,0420	0,0257	0,0363	0,0199	0,0344	0,0309
Błąd standardowy	0,0069	0,0082	0,0234	0,0215	0,0274	0,0142	0,0117	0,0153	0,0058	0,0138	0,0071
Mediana	0,0235	0,0250	0,0077	0,0286	0,0074	0,0440	0,0257	0,0115	0,0140	0,0280	0,0366

⁴ Z uwagi na to, że pierwsza sesja na GPW w Warszawie miała miejsce w dniu 16.04.1991 r., dla indeksu WIG pierwsza miesięczna stopa zwrotu w miesiącu kwietniu obliczona została w 1992 r. Kalkulacja miesięcznej stopy zwrotu w kwietniu 1991 r. uwzględniałaby jedynie połowę miesiąca. Biorąc pod uwagę fakt, iż w tamtym okresie sesje na GPW w Warszawie odbywały się jedynie raz w tygodniu, podanie miesięcznej stopy zwrotu w kwietniu 1991 r. wydaje się być nieuzasadnione.

Odchylenie standardowe	0,0343	0,0366	0,0936	0,0963	0,1162	0,0634	0,0524	0,0682	0,0388	0,0618	0,0316
Wariancja próbki	0,0012	0,0013	0,0088	0,0093	0,0135	0,0040	0,0027	0,0047	0,0015	0,0038	0,0010
Kurtoza	0,0892	0,3609	4,8157	1,0832	2,3228	0,6664	-0,1613	1,4415	-0,3039	0,3605	-0,5029
Skośność	-0,5440	-0,1297	2,0289	0,6900	1,0852	-0,4647	0,2995	1,1331	0,3566	0,2699	-0,0094
Zakres	0,1426	0,1528	0,3865	0,4083	0,4963	0,2754	0,1896	0,2798	0,1687	0,2493	0,1168
Minimum	-0,0667	-0,0553	-0,0865	-0,1281	-0,1536	-0,1128	-0,0616	-0,0660	-0,0631	-0,0779	-0,0278
Maksimum	0,0759	0,0975	0,2999	0,2802	0,3428	0,1626	0,1280	0,2138	0,1056	0,1714	0,0890
Suma	0,4669	0,5687	0,3418	0,5925	0,3751	0,8406	0,5136	0,7252	0,8934	0,6883	0,6181
Licznik	25	20	16	20	18	20	20	20	45	20	20
Poziom ufności (95,0%)	0,0142	0,0171	0,0499	0,0451	0,0578	0,0297	0,0245	0,0319	0,0117	0,0289	0,0148
Sprawdzenie hipotezy zerowej	FALSZ	FALSZ	PRAWDA	PRAWDA	PRAWDA	FALSZ	FALSZ	FALSZ	FALSZ	FALSZ	FALSZ
Nominalna stopa zwrotu w proc.	22,41%	34,12%	25,63%	35,55%	25,01%	50,44%	30,82%	43,51%	23,82%	41,30%	37,08%

Sprawdzenie hipotezy zerowej: prawda – brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, fałsz – należy odrzucić hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej.

Źródło: opracowanie własne

Tabela 3. Podstawowe dane statystyczne uzyskane dla stóp zwrotu w miesiącu kwietniu w przypadku pozostałych 11 z 22 analizowanych indeksów giełdowych.

Indeks	EOE	FTSE100	Hang Seng	MEX-IPC	Nasdaq	Nikkei	Russel	SMI	SP500	TSE	WIG
Średnia miesięczna stopa zwrotu	0,0242	0,0193	0,0236	0,0122	0,0132	0,0107	0,0167	0,0184	0,0128	0,0069	0,0415
Błąd standardowy	0,0113	0,0072	0,0132	0,0124	0,0087	0,0090	0,0165	0,0078	0,0059	0,0070	0,0303
Mediana	0,0085	0,0230	0,0232	0,0062	0,0178	0,0132	0,0008	0,0170	0,0094	0,0077	0,0200
Odchylenie standardowe	0,0506	0,0336	0,0685	0,0570	0,0568	0,0601	0,0594	0,0351	0,0393	0,0352	0,1451
Wariancja próbki	0,0026	0,0011	0,0047	0,0032	0,0032	0,0036	0,0035	0,0012	0,0015	0,0012	0,0211
Kurtoza	-0,0019	-0,4282	1,8601	-0,0960	1,2193	1,2048	1,0738	1,2145	0,1583	0,2869	2,8730
Skośność	0,4966	0,4102	0,6993	0,0688	-0,2825	-0,7689	0,9935	0,7860	-0,0458	-0,2731	1,2674
Zakres	0,1950	0,1191	0,3269	0,2272	0,3057	0,2875	0,2113	0,1492	0,1844	0,1515	0,6606
Minimum	-0,0578	-0,0325	-0,1084	-0,1114	-0,1557	-0,1623	-0,0580	-0,0373	-0,0905	-0,0821	-0,2419
Maksimum	0,1372	0,0865	0,2185	0,1158	0,1500	0,1252	0,1533	0,1119	0,0939	0,0693	0,4187
Suma	0,4834	0,4241	0,6361	0,2562	0,5668	0,4801	0,2174	0,3689	0,5774	0,1722	0,9550
Licznik	20	22	27	21	43	45	13	20	45	25	23
Poziom ufności(95,0%)	0,0237	0,0149	0,0271	0,0259	0,0175	0,0181	0,0359	0,0164	0,0118	0,0145	0,0628
Sprawdzenie hipotezy zerowej	FALSZ	FALSZ	PRAWDA	PRAWDA	PRAWDA	PRAWDA	PRAWDA	FALSZ	FALSZ	PRAWDA	PRAWDA
Nominalna stopa zwrotu w proc.	29,01%	23,13%	28,27%	14,64%	15,82%	12,80%	20,07%	22,13%	15,40%	8,27%	49,83%

Sprawdzenie hipotezy zerowej: prawda – brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, fałsz – należy odrzucić hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej.

Źródło: opracowanie własne

Aż w dwunastu spośród 22 analizowanych indeksów giełdowych, tj. w 54,54% przypadków stopa zwrotu w miesiącu kwietniu okazała się być statystycznie różna od zera. Statystycznie różna od zera stopa zwrotu w miesiącu kwietniu miała miejsce dla następujących indeksów: All-Ord, AMEX, BUX, CAC40, DAX, DJIA, DJTA, DJUA, EOE, FTSE100, SMI, SP500. Dla indeksów: B-Share, Bovespa, Buenos, Hang-Seng, MEX-IPC, Nasdaq, Nikkei, Russel, TSE i WIG średnia miesięczna stopa zwrotu była statystycznie równa zero (dla $\alpha = 5\%$). Zauważmy, że wśród indeksów, dla których średnia miesięczna stopa zwrotu w miesiącu kwietniu jest różna od zera, dominują indeksy giełd rozwiniętych (ALL-Ord, AMEX, CAC40, DAX, DJIA, DJTA, DJUA, EOE, FTSE100, SMI, SP500), chociaż w tej grupie znalazł się też indeks giełdy budapesztańskiej (BUX), tj. kraju o niższym poziomie rozwoju rynku finansowego w porównaniu takich krajów jak USA czy Wielka Brytania.

Z kolei w grupie indeksów, w których średnia miesięczna stopa zwrotu w miesiącu kwietniu jest równa zero (dla $\alpha = 5\%$), dominują raczej indeksy giełd mniej rozwiniętych (B-Share, Bovespa, Buenos, MEX-IPC i WIG), chociaż reprezentacja indeksów z krajów o znacznym zaawansowaniu rozwoju rynku finansowego jest duża (Hang-Seng, Nikkei, Russel, TSE). Tak więc można wyciągnąć wniosek, że efekt kwietnia występował częściej na rynkach rozwiniętych niż rozwijających się. We wszystkich analizowanych przypadkach średnia miesięczna stopa zwrotu w miesiącu kwietniu okazała się być dodatnia i osiągnęła najwyższą wartość równą 4,20% dla indeksu BUX, tj. o 0,05 pkt. proc. więcej niż dla indeksu WIG – przy czym należy pamiętać, że dla indeksu BUX miało miejsce odrzucenie hipotezy zerowej na korzyść hipotezy alternatywnej, a dla indeksu WIG – nie.

Najniższa średnia miesięczna stopa zwrotu w miesiącu kwietniu równa 0,69% była udziałem indeksu TSE (brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej). Największy błąd w szacowaniu średniej stopy zwrotu w miesiącu kwietniu wystąpił dla indeksu WIG i był równy 3,03%, a najmniejszy dla MEX-IPC (0,58%). Z kolei analiza zmienności wartości indeksu w miesiącu kwietniu dała najwyższą wartość odchylenia standardowego dla indeksu WIG (14,51%), a najmniejszą dla DJUA (3,16%). W

przypadku zakresu zmienności najwyższa wartość uzyskana została przez indeks WIG (0,6606), a najniższa przez DJUA (0,1168).

Tabela 4. Liczebności i odsetek wystąpienia dodatnich i ujemnych stóp zwrotu w miesiącu kwietniu dla analizowanych indeksów giełdowych uporządkowane malejąco dla odsetka dodatnich stóp zwrotu.

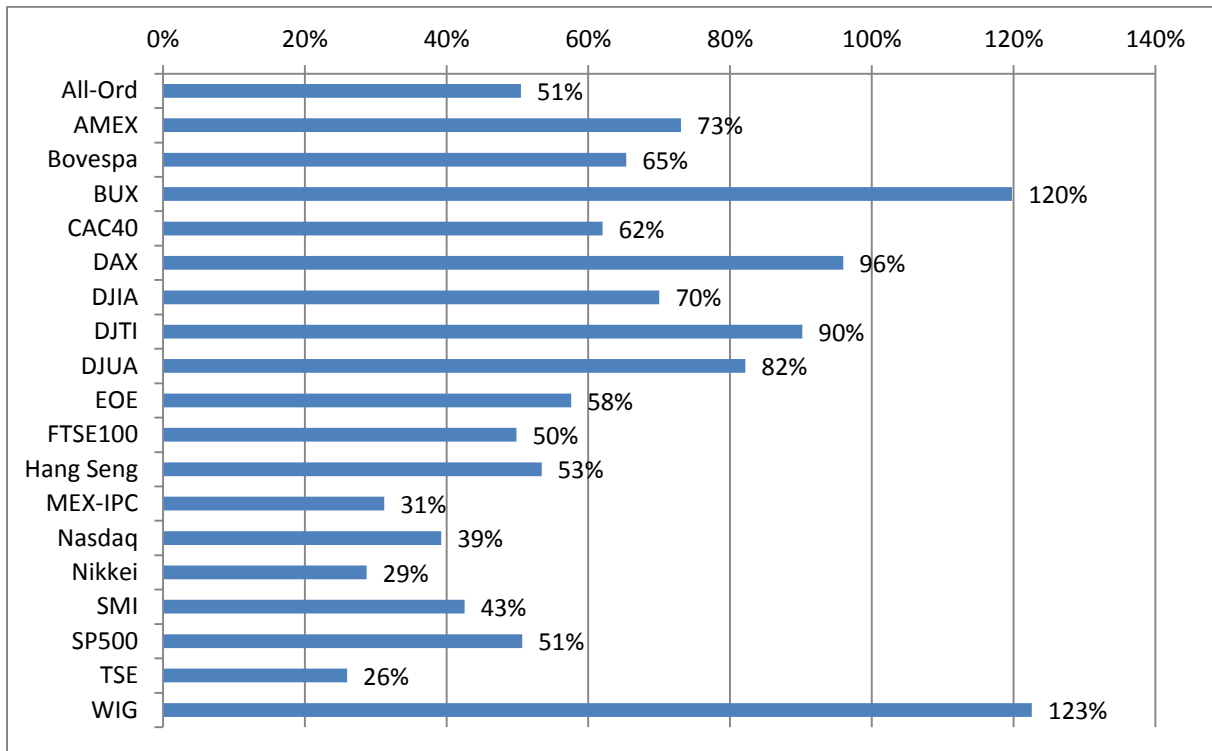
Indeks	Ilość wszystkich obliczonych miesięcznych stóp zwrotu	Ile razy wystąpiła dodatnia stopa zwrotu	Ile razy wystąpiła ujemna stopa zwrotu	Proc. dodatnich stóp zwrotu	Proc. ujemnych stóp zwrotu	Suma
AMEX	20	16	4	80,00%	20,00%	100%
DJUA	20	16	4	80,00%	20,00%	100%
BUX	20	15	5	75,00%	25,00%	100%
DAX	20	15	5	75,00%	25,00%	100%
CAC40	20	14	6	70,00%	30,00%	100%
DJTA	20	14	6	70,00%	30,00%	100%
EOE	20	14	6	70,00%	30,00%	100%
SMI	20	14	6	70,00%	30,00%	100%
FTSE100	22	15	7	68,18%	31,82%	100%
All-Ord	25	17	8	68,00%	32,00%	100%
Hang Seng	27	18	9	66,67%	33,33%	100%
SP500	45	30	15	66,67%	33,33%	100%
Nikkei	45	29	16	64,44%	35,56%	100%
Nasdaq	43	27	16	62,79%	37,21%	100%
DJIA	45	28	17	62,22%	37,78%	100%
WIG	23	14	9	60,87%	39,13%	100%
MEX-IPC	21	12	9	57,14%	42,86%	100%
B-Shares	16	9	7	56,25%	43,75%	100%
Buenos	18	10	8	55,56%	44,44%	100%
Bovespa	20	11	9	55,00%	45,00%	100%
Russel	13	7	6	53,85%	46,15%	100%
TSE	25	13	12	52,00%	48,00%	100%

Źródło: opracowanie własne

Tabela nr 4 przedstawia uporządkowane wg wartości malejącej odsetek wystąpień dodatnich stóp zwrotu w miesiącu kwietniu. Aż w 80% przypadków została odnotowana dodatnia stopa zwrotu dla indeksów AMEX i DJUA, w 75% dla BUX i DAX, a w 70% dla CAC40, DJTA, EOE i SMI. Na rynku brytyjskim dodatnie stopy zwrotu wystąpiły w 68,18%; a w Warszawie w 60,87%. Dla indeksu TSE dodatnie stopy zwrotu w miesiącu kwietniu miały miejsce w 52% przypadków – dla tego indeksu najwyższy jest też odsetek ujemnych stóp zwrotu notowany w miesiącu kwietniu równy 48%.

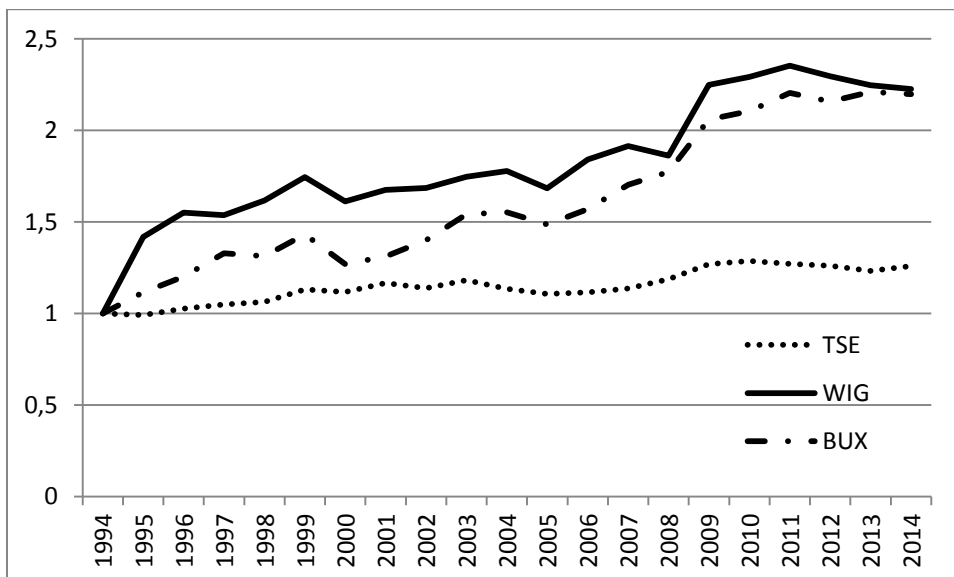
Rozważmy teraz następującą strategię inwestycyjną. Dokonujemy zakupu portfela inwestycyjnego replikującego swoim składem określony indeks giełdowy na ostatniej sesji w miesiącu marcu w cenach zamknięcia, a sprzedajemy go na ostatniej sesji w miesiącu kwietniu, również w cenach zamknięcia tej sesji. W pozostałych miesiącach środki finansowe przechowywane są na nieoprocentowanej lokacie. Inwestując tak przez ostatnie 20 lat (tj. w okresie: 1995-2014) możliwa do uzyskania skumulowana stopa zwrotu dla każdego z analizowanych indeksów giełdowych (za wyjątkiem tych, dla których baza danych jest krótsza niż 20 ostatnich lat, tj. za wyjątkiem indeksów B-Shares, Buenos i Russel) została przedstawiona na rysunku nr 1.

Rysunek 1. Skumulowane stopy zwrotu w horyzoncie 20-letnim (1995-2014) przy inwestowaniu w portfel replikujący dany indeks giełdowy – nabycie portfela na ostatniej sesji w marcu w cenach zamknięcia, a sprzedaż na ostatniej sesji w miesiącu kwietniu w cenach zamknięcia.



Źródło: opracowanie własne

Rysunek 2. Zmiana wartości portfela jednostkowego dla indeksów WIG, BUX i TSE w okresie 1995-2014 dla strategii nabycia akcji replikujących dany indeks giełdowy na ostatniej sesji w miesiącu marcu i jego sprzedaży na ostatniej sesji w miesiącu kwietniu w cenach zamknięcia.



Źródło: opracowanie własne

Najwyższa stopa zwrotu możliwa do uzyskania w tego typu strategii miała miejsce w przypadku indeksu WIG i wynosiła 123%. Na drugim miejscu uplasował się indeks drugiej giełdy z regionu Europy Środkowej i Wschodniej – BUX z wynikiem 120%. Najniższą stopę zwrotu przy zastosowaniu tej strategii odnotowano dla indeksu TSE – 26% - por. rys. 2.

Tabela 5. Współczynniki korelacji miesięcznych stóp zwrotu w miesiącu kwietniu dla analizowanych indeksów.

	All-Ord	AMEX	B-Shares	Bovespa	Buenos	BUX	CAC40	DAX	DJIA	DJTI	DJUA	EOE	FTSE100	Hang Seng	MEX-IPC	Nasdaq	Nikkei	Russel	SMI	SP500	TSE	WIG
All-Ord	1,00	0,70	0,37	0,83	0,60	0,68	0,71	0,64	0,64	0,59	0,15	0,80	0,74	0,36	0,67	0,62	0,36	0,64	0,58	0,68	0,62	0,41
AMEX		1,00	0,40	0,53	0,62	0,57	0,62	0,64	0,95	0,74	0,18	0,69	0,64	0,46	0,51	0,63	0,49	0,73	0,55	0,80	0,72	0,32
B-Shares			1,00	0,29	-0,03	0,11	0,22	0,11	0,40	0,09	0,16	0,16	0,12	0,12	0,12	0,28	0,00	0,04	0,14	0,32	0,32	0,09
Bovespa				1,00	0,58	0,80	0,50	0,53	0,59	0,53	0,09	0,68	0,63	0,42	0,72	0,60	0,53	0,75	0,58	0,64	0,54	0,77
Buenos					1,00	0,56	0,53	0,60	0,69	0,58	0,36	0,59	0,49	0,64	0,63	0,47	0,44	0,55	0,43	0,56	0,64	0,51
BUX						1,00	0,50	0,60	0,59	0,59	-0,20	0,66	0,66	0,55	0,79	0,67	0,68	0,85	0,61	0,64	0,53	0,64
CAC40							1,00	0,89	0,67	0,69	0,36	0,89	0,86	0,31	0,49	0,67	0,41	0,69	0,79	0,79	0,66	0,31
DAX								1,00	0,75	0,80	0,35	0,89	0,87	0,42	0,63	0,69	0,34	0,77	0,85	0,83	0,64	0,36
DJIA									1,00	0,75	0,27	0,74	0,73	0,55	0,61	0,72	0,26	0,77	0,61	0,92	0,67	0,16
DJTI										1,00	0,27	0,82	0,71	0,46	0,51	0,56	0,33	0,88	0,68	0,81	0,76	0,30
DJUA											1,00	0,28	0,14	0,20	-0,04	-0,04	-0,09	0,28	0,30	0,21	0,20	-0,15
EOE												1,00	0,86	0,39	0,62	0,70	0,48	0,80	0,80	0,83	0,75	0,44
FTSE100													1,00	0,45	0,63	0,80	0,37	0,65	0,82	0,86	0,58	0,09
Hang Seng														1,00	0,57	0,38	0,49	0,59	0,31	0,42	0,55	0,14
MEX-IPC															1,00	0,66	0,33	0,72	0,45	0,59	0,68	0,65
Nasdaq																1,00	0,46	0,86	0,50	0,84	0,61	0,24
Nikkei																	1,00	0,44	0,37	0,29	0,43	0,43
Russel																		1,00	0,56	0,81	0,80	0,72
SMI																			1,00	0,72	0,43	0,26
SP500																				1,00	0,64	0,09
TSE																					1,00	0,42
WIG																						1,00

Źródło: opracowanie własne

Współczynniki korelacji miesięcznych stóp zwrotu z miesiąca kwietnia dla analizowanych indeksów podane zostały w tabeli nr. 5. Jedynie w 6 wypadkach na 231 odnotowany został ujemny współczynnik korelacji. Najbardziej ujemny (-0,20) był on dla indeksów BUX i DJUA. Dla indeksów WIG i DJUA wyniósł on -0,15. W pozostałych przypadkach współczynnik korelacji był wyższy niż -0,10. Warto podkreślić fakt, że aż w 4 przypadkach, współczynnik korelacji indeksu DJUA z innymi indeksami (WIG, MEX-IPC, Nasdaq i Nikkei) był nieznacznie ujemny. Najbardziej dodatnią wartość współczynnika korelacji, dla miesięcznych stóp zwrotu, w miesiącu kwietniu, obliczono dla indeksów AMEX i DJIA (0,95). Na drugim miejscu znalazł się współczynnik korelacji między indeksami DJIA i S&P500 (0,92). Łącznie współczynników korelacji większych niż 0,6 było 105, tj. 45,45% wszystkich obliczonych współczynników korelacji - por. tabela nr. 6.

Tabela 6. Liczebności i odsetek współczynników korelacji w różnych przedziałach

Współczynnik korelacji większy niż:	Ilość współczynników korelacji	Odsetek
0,5	140	60,61%
0,6	105	45,45%
0,7	55	23,81%
0,8	26	11,26%
0,9	2	0,87%

Źródło: opracowanie własne

Dla inwestorów krajowych, praktyczne znaczenie może mieć wysoka wartość współczynnika korelacji miesięcznych stóp zwrotu w miesiącu kwietniu, występująca między indeksem WIG a następującymi indeksami giełd zagranicznych: Bovespa (0,77), BUX (0,66), MEX-IPC (0,65) i Russel (0,72). Z kolei współczynnik korelacji dla indeksu WIG i FTSE100 oraz WIG i S&P500 był niemal blisko zera i w obu przypadkach wynosił 0,09.

Stosunkowo wysoki współczynnik korelacji stóp zwrotu dla indeksów WIG i BUX w analizowanym okresie (ok. 0,66) świadczy niewątpliwie o napływie środków finansowych z zagranicznych funduszy inwestycyjnych na giełdy w Polsce i na Węgrzech. Giełdy obu tych krajów zaliczane są do segmentu *emerging markets*, a wiele funduszy inwestycyjnych dokonujących inwestycji portfelowych traktuje je jako jeden obszar inwestycyjny.

Wy tłumaczeniem efektu występowania efektu weekendowego może być pojawianie się istotnych informacji makroekonomicznych ze światowych rynków oraz publikowanie przez spółki giełdowe komunikatów giełdowych w czasie: od piątkowego zamknięcia sesji do poniedziałkowego otwarcia. Tego typu wyjaśnienie dominuje w pracy Penmana oraz Connolly'ego (Penman, 1987), (Connolly, 1991). Zdaniem obu autorów najwięcej informacji z otoczenia spółek pojawia się właśnie w weekendy. Do podobnych wniosków dochodzą też Thaler oraz Dyl i Maberly, którzy uzasadniają występowanie efektu końca tygodnia odkładaniem przez spółki giełdowe na weekend istotnych komunikatów rynkowych (Thaler, 1987), (Dyl & Maberly, 1988). Jednak tego typu wyjaśnienie przy analizowaniu miesięcznych stóp zwrotu ma zdecydowanie mniejsze znaczenie niż przy analizie efektu weekendowego. Najbardziej wiarygodnym powodem występowania efektu kwietnia jest jednak przebudowa portfeli inwestycyjnych przez inwestorów, w tych krajach, w których rok podatkowy kończy się 31 marca. Otwierając nowe pozycje w wybranych krajach przyczyniają się oni w ten sposób do powstania efektu kwietnia.

Na koniec warto zaznaczyć, że występowanie dodatnich stóp zwrotu w pewnych dniach tygodnia czy też miesiącach, a ujemnych w innych, jest cechą charakterystyczną każdego z rynków finansowych i świadczy o nieefektywności takiego rynku. Tego typu podejście spotkać można w pracy Frencha, który nie podaje przyczyn występowania ujemnych stóp zwrotu na rynku amerykańskim, uznając je za cechę charakterystyczną danego rynku i świadczącą o jego nieefektywności (French, 1980). Podobną tezę stawia Rogalski (Rogalski, 1984).

Zakończenie

Przedstawione w pracy obliczenia jednoznacznie wskazują na występowanie stóp zwrotu statystycznie różnych od zera, przy założeniu nabycia portfela akcji replikującego dany indeks giełdowy na zamknięciu ostatniej sesji w miesiącu marcu i jego sprzedaży na ostatniej sesji w miesiącu maju, również w cenach zamknięcia. Takie przypadki miały miejsce dla następujących indeksów giełdowych: All-Ord, AMEX, BUX, CAC40, DAX, DJIA, DJTA, DJUA, EOE, FTSE100, SMI, SP500. Nie stwierdzono występowania stóp zwrotu statystycznie różnych od zera przy zachowaniu strategii inwestycyjnej polegającej na utrzymywaniu w pozycji długiej portfela inwestycyjnego replikującego swoim składem dany indeks giełdowy dla indeksów: B-Share, Bovespa, Buenos, Hang-Seng, MEX-IPC, Nasdaq, Nikkei, Russel, TSE i WIG

Wynik ten potwierdza wcześniejsze rezultaty sugerujące, że efekt kwietnia ma miejsce na rynkach finansowych uzyskane przez Rozeffa i Kinneya (1976), Corhaya, Hawawini i Michela (1988), Clare, Psaradakisa i Thomasa (1995) oraz Gultekina i Gultekina (1983) czy też Bernsteina (1996).

Uwaga to dotyczy głównie rynku brytyjskiego, reprezentowanego w badaniu przez indeks FTSE100, dla którego wykazane zostało występowanie efektu kwietnia. Ten sam efekt miał miejsce w analizowanym okresie dla takich giełd anglosaskich jak USA (AMEC, DJIA, DJTA i DJUA) czy Australia (All-Ord), natomiast nie został on stwierdzony w przypadku takich indeksów anglosaskich jak Nasdaq i Russel (oba z USA) oraz TSE (Kanada).

Badania dotyczące efektywności poszczególnych rynków powinny być kontynuowane w przyszłości, a ich efekty porównywane z wynikami otrzymywanymi przez innych analityków.

Bibliografia

1. Abraham, A. & Ikenberry, D. (1994). Individual investors and the Weekend Effect, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2, <http://dx.doi.org/10.2307/2331225>.
2. Al-Khazali, O., Koumanakos, E. & Pyun, C. (2008). Calendar anomaly in the Greek stock market: stochastic dominance analysis. *International Review of Financial Analysis*, 3, <http://dx.doi.org/10.1016/j.irfa.2007.02.001>
3. Ariel, R., (1987). A monthly effect in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 17, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90066-3](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(87)90066-3)
4. Bekaert, G., & Harvey, C. (2000). Foreign speculators and emerging equity markets. *Journal of Finance*, 2, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.61988>
5. Benson, E., & Rystrom, D. (1989). Investor psychology and the day-of-the-week effect. *Financial Analyst Journal*, 5.
6. Bernstein, J. (1996). *Cykle giełdowe*, Warszawa: WIG-Press.
7. Buczek, S. (2005). *Efektywność informacyjna rynków akcji. Teoria a rzeczywistość*, Warszawa: Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.
8. Chang, C. & Pinegar, L. (1989). Seasonal fluctuations in industrial production and stock market seasonals. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, <http://dx.doi.org/10.2307/2330748>
9. Chang, C. & Pinegar, L. (1990). Stock market seasonal and prespecified multifactor pricing relations. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, <http://dx.doi.org/10.2307/2331014>
10. Chang, C., Pinegar, L. & Ravichandron R. (1993). International evidence of the robustness of the day-of-the-week effect. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28,
11. Chen, H. & Singal, V. (2003). Role of speculative short sales in price formation: case of the weekend effect. *Journal of Finance*, 4, <http://dx.doi.org/10.1111/1540-6261.00541>
12. Choudhary, T. (2001). Month of the year effect and January effect in pre-WWI stock returns: evidence from non-linear GARCH. *International Journal of Finance & Economics*, 6.
13. Claessens, S., Dasgupta, S. & Glen, J. (1995). Return behavior in emerging stock markets. *The World Bank Economic Review*, 1, <http://dx.doi.org/10.1093/wber/9.1.131>
14. Clare, A., Psaradakis, Z. & Thomas, S. (1995). An analysis of seasonality in the UK equity market. *Economic Journal*, 105.
15. Connolly, R. (1989). An examination of the robustness of the weekend effect. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24.
16. Connolly, R. (1991). A posterior odds analysis of the weekend effect. *Journal of Econometrics*, 49, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(91\)90010-B](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(91)90010-B)
17. Corhay, A., Hawawini, G. & Michel, P. (1988). *Stock market anomalies*, Cambridge: University Press, Cambridge.
18. Coursey, D., & Dyl, E. (1986), Price effects of trading interruptions in an experimental markets. University of Wyoming, Working Paper.
19. Czekaj, J., Woś, M. & Żarnowski J. (2001). *Efektywność giełdowa rynku akcji w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
20. Dyl, E., & Maberly, D. (1989). A possible explanation of the weekend effect. *Financial Analyst Journal*, 44, <http://dx.doi.org/10.2469/faj.v44.n3.83>.
21. Fountas, S., & Konstantinos S. (2002). Emerging stock markets return seasonalities: the January effect and the tax-loss selling hypothesis. *Applied Financial Economics*, vol. 12.
22. French, K. (1980). Stock returns and weekend effect. *Journal of Financial Economics*, 8, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(80\)90021-5](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(80)90021-5)
23. Gu, A. (2003). The declining January effect: evidence from U.S. equity markets, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 2, [http://dx.doi.org/10.1016/S1062-9769\(02\)00160-6](http://dx.doi.org/10.1016/S1062-9769(02)00160-6).
24. Gultekin, M. & Gultekin B. (1983). Stock market seasonality international evidence. Working paper. Dostępny w SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1593770>.

25. Hasan, T. & Raj, M. (2001). An examination of the tax loss selling behavior in a de-regulated Pacific financial market. *American Business Review*, 19.
26. Hirsch, Y. (1987). *Don't sell stock on Monday*, New York: Penguin Books.
27. Jaffie, J. & Westerfield, R. (1989). Is there a monthly effect in common stock returns? Evidence from foreign countries, *Journal of Banking and Finance*, 13.
28. Jaffie, J., Westerfield, R. & Ma C. (1989). A twist on Monday effect in stock prices: evidence from the US and foreign stock markets, *Journal of Banking and Finance*, 15.
29. Jajuga, K. & Jajuga, T. (2006). *Investycje*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
30. Kato, K., Schwarz, S. & Ziemba, W. (1990). *Day of the weekend effects in Japanese stocks*, *Japanese Capital Markets*, New York: Ballinger.
31. Kim, C. & Park, J. (1994). Holiday effects and stock returns: further evidence, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, <http://dx.doi.org/10.2307/2331196>
32. Kohers, T. & Kohli, R. (1992). The yearend effect in stock returns over business cycles: a technical note, *Journal of Economics and Finance*, 16, <http://dx.doi.org/10.1007/BF02919794>.
33. Kramer, C. (1994). Macroeconomic seasonality and the January effect, *Journal of Finance*, 49, DOI 10.2307/2329275
34. Lakonishok, J. & Maberly, E. (1990). The weekend effect: trading patterns of individual and institutional investors, *Journal of Finance*, 45, <http://dx.doi.org/10.2307/2328818>
35. Lakonishok, J. & Smidt, S. (1984). Volume and turn-of-the-year behavior, *Journal of Financial Economics*, 13, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90008-4](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(84)90008-4)
36. Li, B. & Liu, B. (2010). Monthly seasonality in the New Zealand stock market. *International Journal of Business, Management and Economic Research*, 1.
37. Ligon, J. (1997). A simultaneous test of competing theories regarding the January effect, *Journal of Financial Research*, 20, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1475-6803.1997.tb00234.x>
38. Longin, F. & Solnik, B. (1995). Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990?, *Journal of International Money and Finance*, 1.
39. Miller, E. (1988). Why a Weekend Effect?, *Journal of Portfolio Management*, 14, <http://dx.doi.org/10.3905/jpm.1988.409174>
40. Nowakowski, J. & Borowski, K. (2005) Zastosowanie teorii Carolana i Fischera na rynku kapitałowym. Warszawa: Difin, Warszawa.
41. Ogden, J. (1990). Turn-of month evaluations of liquid profits and stock returns: A common explanation for the monthly and January effects, *Journal of Finance*, 45, <http://dx.doi.org/10.2307/2328723>
42. Penman, S. (1987). The distribution of earnings news over time and seasonalities in aggregate stock returns, *Journal of Financial Economics*, 18, D [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90039-0](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(87)90039-0)
43. Pettengill, G. (2003). A survey of the Monday effect literature, *Quarterly Journal of Business & Economics*, 3.
44. Polwitoon, P. & Tawatnuntachai, O. (2008). Emerging market bond funds: a comprehensive analysis, *Financial Review*, 1, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6288.2007.00186.x>
45. Raj, M. & Kumari, D. (2006). Day-of-the-week and other market anomalies in the Indian stock market. *International Journal of Emerging Markets*, 1.
46. Raj, M. & Thurston, D. (1994). January or April? Test of the turn-of-the-year-effect in the New Zealand stock market. *Applied Economics Letters*, 18.
47. Reinganum, M. (1983). Ten anomalous stock market behavior of small firms in January: empirical tests for tax-loss selling effects, *Journal of Financial Economics*, 12.
48. Reinganum, M. & Shapiro, A. (1987). Taxes and stock return seasonality: evidence from the London stock exchange. *Journal of Business*, 60.
49. Ritter, J. (1987). *An explanation to the turn of the year effect*, University of Michigan, Graduate School of Business Administration, Working Paper, <http://dx.doi.org/10.2307/2328193>
50. Ritter, J. (1998). The buying and selling behavior of individual investors at the turn of the year, *Journal of Finance*, 43.
51. Rogalski, M. (1984). Discussion to Keim i Stambaugh, *Journal of Finance*, 3.
52. Roll, R. (1983). Was is das? The turn-of-the-year effect and the return premia of small firms, *Journal of Portfolio Management*, 9.
53. Rozeff, M. & Kinney, W. (1976). Capital market seasonality: the case of stock returns, *Journal of Financial Economics*, 3, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90028-3](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(76)90028-3)
54. Simson, E. (1988). *Stock market anomalies*. Cambridge: Cambridge University Press.
55. Schwert, W. (2002). *Anomalies and market efficiency*, Simon School of Business Working Paper no. FR 02-13, 2002, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.338080>
56. Suppa-Aim, T. (2010), *Mutual fund performance in emerging markets: the case of Thailand*, University of Birmingham, Working Paper.

57. Szyszka, A. (2007). *Wycena papierów wartościowych na rynku kapitałowym w świetle finansów behawioralnych*. Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
58. Szyszka, A. (2003). *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*. Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
59. Thaler, R. (1987). Seasonal movements in security prices II: weekend, holiday, turn of the month and intraday effects, *Journal of Economic Perspectives*, 1, <http://dx.doi.org/10.1257/jep.1.2.169>