

KRZYSZTOF BOROWSKI

kborow@sgh.waw.pl

*Czy inwestorzy na GPW w Warszawie powinni być przesądni?  
Na przykładzie stóp zwrotu 24 indeksów Giełdy Papierów  
Wartościowych w Warszawie*

---

Should Investors on the Warsaw Stock Exchange be Superstitious? On the Example of Returns  
of 24 Indexes of the Warsaw Stock Exchange

**Słowa kluczowe:** efektywność rynków; anomalie kalendarzowe; stopa zwrotu 13. i piątek; stopa zwrotu 13. i wtorek; efekt pechowych dat

**Keywords:** market efficiency; calendar anomalies; Friday the 13<sup>th</sup> rate of return; Tuesday the 13<sup>th</sup> rate of return; unfortunate dates effect

**Kod JEL:** G11; G14; G17

## Wstęp

Wiele badań naukowych poświęconych efektywności rynków finansowych stara się udowodnić występowanie różnych anomalii. Sam fakt pojawienia się takich anomalii stanowiłby głos przeciwny w stosunku do teorii efektywności rynków finansowych [Fama, 1970, s. 383–417]. Spośród wielu różnorodnych anomalii opisywanych w literaturze światowej na szczególną uwagę zasługują anomalie kalendarzowe. Do najbardziej znanych zaliczyć można tzw. efekt poniedziałku czy efekt końca dnia tygodnia, rajd świętego Mikołaja oraz efekt stycznia [Aggarval, Rivoli, 1989, s. 541–550]. Badający je naukowcy starają się za pomocą określonych metod statystycznych i ekonome-

trycznych wykazać, że średnia stopa zwrotu w pewnym interwale czasowym różni się statystycznie od średniej stopy zwrotu w pozostałych interwałach. Istnieje pewna grupa opracowań próbująca połączyć fakt anomalii rynkowych z szeroko rozumianymi datami pechowymi. Jeśli przyjmiemy, że w Europie powszechnie utrzymuje się, że pechową datą jest 13. dzień miesiąca przypadający w piątek (tzw. 13. i piątek), wtedy rodzi się pytanie, czy średnia stopa zwrotu w czasie takich sesji różni się od średniej stopy zwrotu w czasie pozostałych sesji. Studia literaturowe wskazują na to, że oprócz feralnego 13. i piątku w licznych krajach za pechowy dzień uznaje się po prostu każdy 13. dzień miesiąca. Z kolei w Hiszpanii i krajach, które były kiedyś koloniami korony hiszpańskiej, pechowy jest wtorek 13., co znajduje swoje odzwierciedlenie w przysłowiu: *trece martes, ni te cases ni te embarques* (trzynastego, we wtorek, nie żęń się ani nie odbywaj podróży). W Chinach i na Dalekim Wschodzie feralną liczbą jest 4 [Zhang, Risen, Hosey, 2014, s. 1171–1184].

Jeśli teraz przyjmiemy podział na cztery grupy dat, nazywanych w dalszej części artykułu „datami pechowymi”: 13. każdego miesiąca, 13. i piątek każdego miesiąca, 13. i wtorek każdego miesiąca, 4. każdego miesiąca, wtedy statystycznie istotną różnicę średniej stopy zwrotu w czasie sesji przypadającej w jednym z tych przypadków, w stosunku do średniej stopy zwrotu w czasie innych sesji, można nazwać „efektem dat (dni) pechowych”.

Celem opracowania jest zbadanie występowania anomalii kalendarzowych w tzw. dniach pechowych (w Europie i Chinach) na rynku akcji w Warszawie na przykładzie stóp zwrotu 24 indeksów publikowanych przez GPW w Warszawie. Może się okazać, że w czasie dni uznawanych za pechowe w innych krajach niż Polska na GPW w Warszawie obserwowane są anomalie kalendarzowe.

## 1. Przegląd literatury

Problematyka występowania efektów kalendarzowych związanych z tzw. datami pechowymi została po raz pierwszy przedstawiona w pracy R. Kolba i R. Rodrigueza, którzy wykazali, że przeciętna stopa zwrotu dla sesji przypadających 13. i w piątek jest zdecydowanie niższa niż średnia stopa zwrotu obliczona dla pozostałych piątków [Kolb, Rodriguez, 1987, s. 1385–1387]. Jednak późniejsze prace wykazały, że jest wręcz odwrotnie [Agrawal, Tandon, 1994, s. 83–106; Lucey, 2000, s. 294–301]. I tak np. Dyl i Maberly udowodnili, że w pięciu spośród sześciu analizowanych okresów średnia stopa zwrotu w czasie sesji przypadających w piątek 13. była dodatnia i wyższa w porównaniu ze średnią stopą zwrotu kalkulowaną dla pozostałych sesji piątkowych [Dyl, Maberly, 1988, s. 1286–1295]. Do podobnych wniosków na giełdzie brytyjskiej doszedł Coutts, który zbadał stopy zwrotu z indeksu FTSE w okresie 59 lat, jak również Patel na podstawie analizy stóp zwrotu w 58-letnim okresie dla indeksu Nasdaq i S&P 500 [Coutts, 1999, s. 35–37; Patel, 2011, s. 55–58]. Jednak według Boyle'a i in. średnia stopa zwrotu w czasie sesji odbywających się w piątki

13. na giełdzie nowozelandzkiej nie była statystycznie różna od średniej stopy zwrotu dla innych sesji, które miały miejsce w piątki [Boyle i in., 2014, s. 1–23]. Z kolei Hirschleifer, Jian i Zhang wykazali istnienie efektów związanych z wiarą inwestorów w przesady na rynku pierwotnym w Chinach w latach 1991–2005. Nowo debiutujące spółki na giełdzie w Szanghaju, które w swoich skrótach (odpowiednikach tzw. *ticker* z USA) posiadały liczby przynoszące szczęście, charakteryzowały się wyższymi stopami zwrotu niż te, które miały liczby kojarzone z nieszczęściem [Hirschleifer, Jian, Zhang, 2016]. Efekty sezonowe związane z datami feralnymi były również przedmiotem badań naukowców i dotyczyły rynków w takich krajach, jak: Kenia, Maroko, Nigeria, Republika Południowej Afryki, Tunezja [Botha, 2013, s. 247–253], Filipiny [Auer, Rottmann, 2014, s. 1–27; Kalayaan, 2016, s. 84–96].

Większość z przeprowadzonych badań naukowych dotyczyła stóp zwrotu obliczonych z wykorzystaniem jedynie cen zamknięcia. Autorowi niniejszego opracowania nie są znane ani artykuły analizujące inne stopy zwrotu niż te oparte tylko i wyłącznie o ceny zamknięcia na dwu kolejnych sesjach, ani teksty naukowe poświęcone rynkowi polskiemu.

## 2. Metodyka badania

W przypadku dwu populacji hipoteza zerowa  $H_0$  oraz alternatywna  $H_1$ , dotycząca równości średnich stóp zwrotu w dwu populacjach, została sformułowana w sposób następujący:

$$\begin{aligned} H_0: E(\bar{r}_1) &= E(\bar{r}_2) \\ H_1: E(\bar{r}_1) &\neq E(\bar{r}_2) \end{aligned} \quad (1)$$

gdzie:

$\bar{r}_1$  – przeciętna stopa zwrotu w pierwszej populacji

$\bar{r}_2$  – przeciętna stopa zwrotu w drugiej populacji

Dla dwu niezależnych populacji stóp zwrotu, w których liczba obserwacji wynosi odpowiednio  $n_1$  i  $n_2$ , do testowania hipotezy zerowej i alternatywnej stosuje się statystykę  $z$ , a w przypadku liczby obserwacji mniejszej niż 30 – test studenta  $t$  [Defusco i in., 2001, s. 335]:

$$z = \frac{\bar{r}_1 - \bar{r}_2}{\sqrt{\left(\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}\right)}} \quad (2)$$

gdzie:

$S_1^2$  – wariancja stóp zwrotu w pierwszej populacji

$S_2^2$  – wariancja stóp zwrotu w drugiej populacji

$n_1$  – liczba obserwacji w pierwszej populacji

$n_2$  – liczba obserwacji w drugiej populacji

Jeśli wartość wariancji w obu populacjach jest nieznaną i nie można przyjąć założenia o ich równości, liczba stopni swobody, wykorzystana przy stosowanych testach statystycznych, jest równa [Defusco i in., 2001, s. 335]:

$$df = \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{(s_1^2/n_1)^2}{n_1} + \frac{(s_2^2/n_2)^2}{n_2}} \quad (3)$$

W kolejnym kroku dla obliczonych stóp zwrotu przeprowadzony zostanie parametryczny test Kruskala-Wallisa, w którym wartość statystyki H określona jest wzorem [Vargha, Delaney, 1998, s. 170–192]:

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^g n_i \bar{r}_i^2 - 3(N+1) \quad (4)$$

gdzie:

$N$  – łączna liczba obserwacji w obu grupach

$\bar{r}_i = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} r_{ij}}{n_i}$  – przeciętna ranga wszystkich obserwacji w grupie  $i$

$n_i$  – liczba obserwacji w grupie  $i$

$r_{ij}$  – ranga obserwacji  $j$  (przy uwzględnieniu wszystkich obserwacji) z grupy  $i$

$g$  – liczba grup obserwacji

Dla wszystkich testów statystycznych, tj. dokonanych za pomocą statystyki  $z$  oraz Kruskala-Wallisa, obliczona zostanie wartość  $p$  ( $p$ -value). Jeśli wartość  $p$  jest mniejsza lub równa 0,05, hipoteza  $H_0$  zostanie odrzucona na rzecz hipotezy alternatywnej  $H_1$ . W przeciwnym przypadku nie będzie podstaw do odrzucenia hipotezy  $H_0$  na rzecz hipotezy alternatywnej  $H_1$ .

Dla każdego z analizowanych indeksów obliczone zostaną następujące stopy zwrotu:

a) zamknięcie–zamknięcie (Z–Z):  $\frac{C_t - C_{t-1}}{C_{t-1}}$ ,

b) *overnight* (OV):  $\frac{O_t - C_{t-1}}{C_{t-1}}$ ,

c) otwarcie–otwarcie (O–O):  $\frac{O_t - O_{t-1}}{O_{t-1}}$ ,

d) otwarcie–zamknięcie (O–Z):  $\frac{C_t - O_t}{O_t}$ ,

gdzie:

$C_t$  – cena zamknięcia na sesji  $t$

$C_{t-1}$  – cena zamknięcia na sesji  $t-1$

$O_t$  – cena otwarcia na sesji  $t$

$O_{t-1}$  – cena otwarcia na sesji  $t-1$

Kalkulacje zostały wykonane dla 24 indeksów publikowanych przez Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie i zamieszczono je w tab. 2 i 3. W tab. 2 podano datę początkową indeksu. Ostatnią sesją wziętą pod uwagę w badaniu była sesja przypadająca na dzień 30 grudnia 2016 r. Weryfikacja hipotez statystycznych została przeprowadzona w 6 przypadkach (tab. 1).

Tab. 1. Populacja pierwsza i druga, dla których obliczone zostały stopy zwrotu

	Przypadek 1	Przypadek 2	Przypadek 3	Przypadek 4	Przypadek 5	Przypadek 6
Pierwsza populacja	13. dzień miesiąca	13. i piątek	13. i wtorek	4. dzień miesiąca	13. i piątek	13. i wtorek
Druga populacja	Pozostałe sesje	Pozostałe sesje	Pozostałe sesje	Pozostałe sesje	Pozostałe piątki	Pozostałe wtorki

Źródło: opracowanie własne.

Dla przypadków 1–4 zostały wykonane testy w układzie: zamknięcie–zamknięcie, *overnight*, otwarcie–otwarcie i otwarcie–zamknięcie, zaś dla punktów 5–6 jedynie w układzie: zamknięcie–zamknięcie.

### 3. Analiza otrzymanych wyników

Wyniki badania zostały zamieszczone odpowiednio w tab. 2 (test przeprowadzony za pomocą statystyki  $z$ ) i tab. 3 (test Kruskala-Wallisa). Zaciemnione komórki wskazują przypadki, dla których została odrzucona hipoteza zerowa na rzecz hipotezy alternatywnej. Z kolei czcionką pogrubioną oznaczono wartości parametru  $p$  większe od 0,05 i mniejsze od 0,1. W przypadku statystyki  $z$  odrzucenie hipotezy zerowej na rzecz hipotezy alternatywnej łącznie miało miejsce w 34 przypadkach, a dla testu Kruskala-Wallisa – w 24. Liczba wartości parametru  $p$  większych od 0,05 i mniejszych niż 0,1 wyniosła odpowiednio 21 i 26. Występowanie anomalii kalendarzowych zostało wykazane w wielu przypadkach, tj. w układzie stóp zwrotu:  $Z-Z$ ,  $OV$ ,  $O-O$ ,  $O-Z$ , jak również dla różnych dat uchodzących za pechowe, tj. 13. dzień miesiąca, 13. i piątek, 13. i wtorek oraz 4. dzień miesiąca, kiedy to drugą populację stanowiły stopy zwrotu dla innych sesji. Łączna liczba (tj. dla wszystkich układów:  $Z-Z$ ,  $OV$ ,  $O-O$ ,  $O-Z$ ) odrzuceń hipotezy zerowej dla dat pechowych w kolejności: 13. dzień miesiąca, 13. i piątek, 13. i wtorek oraz 4. dzień miesiąca, została podana w nawiasach – pierwsza liczba oznacza liczbę odrzuceń  $H_0$  za pomocą

Tab. 2. Wartości parametru  $p$  w przypadku stosowania statystyki  $z$

Indeks	Data bazowa	Ilość odrzuceń $H_0$	13. dzień miesiąca			13. i piątek			13. i wtorek			4. dzień miesiąca			13. i piątek i wtorek					
			Z-Z	O-O	O-Z	OV	O-O	O-Z	Z-Z	OV	O-O	O-Z	Z-Z	OV	O-O	O-Z	Z-Z	Z-Z		
NC Index	2007-08-30	0	0,635	0,560	0,119	0,921	0,173	0,153	0,551	0,986	0,762	0,240	0,924	0,409	0,264	0,231	0,134	0,772	0,975	0,762
RespectIndex	2008-12-31	3	0,390	0,462	0,322	0,609	0,447	0,645	0,205	0,028	0,006	0,128	0,513	0,047	0,732	0,390	0,214	0,151	<b>0,062</b>	<b>0,092</b>
WIG	1991-04-16	3	0,142	0,147	0,253	0,791	0,037	0,265	0,619	0,024	0,756	0,511	0,168	0,260	0,153	<b>0,056</b>	<b>0,093</b>	0,927	0,027	0,322
mWIG40	1997-12-31	1	0,378	0,520	0,201	0,514	0,019	0,106	0,956	<b>0,076</b>	0,430	0,467	<b>0,070</b>	0,653	0,902	0,133	0,299	0,384	0,102	0,642
sWIG80	1994-12-29	1	0,316	0,509	0,288	0,422	0,020	<b>0,064</b>	0,452	0,182	0,787	0,869	0,348	0,779	0,382	0,196	0,265	0,603	0,207	0,507
WIG20	1994-04-14	1	0,120	<b>0,087</b>	0,139	0,709	0,031	<b>0,056</b>	0,227	0,265	0,622	0,307	<b>0,073</b>	0,492	0,211	<b>0,066</b>	0,101	0,841	0,264	0,577
WIG20TR	2004-12-31	4	0,718	0,740	0,923	0,866	0,045	<b>0,061</b>	<b>0,063</b>	0,504	0,008	0,034	0,046	0,452	0,269	0,358	0,444	0,428	0,398	0,396
WIG30	2012-12-28	0	0,861	0,909	0,910	0,888	0,180	0,448	0,534	0,253	0,201	0,703	0,959	0,294	0,835	0,206	0,329	<b>0,066</b>	0,182	0,424
WIG30TR	2012-12-28	1	0,903	0,669	0,618	0,722	0,166	0,476	0,511	0,313	0,211	0,480	0,534	0,823	0,854	0,274	0,281	0,044	0,222	0,836
WIG-Banki	1997-12-31	3	0,306	0,329	0,545	0,768	0,009	0,120	0,319	0,032	0,113	0,151	0,741	0,818	0,402	0,224	0,686	0,943	0,035	0,981
WIG-Budownictwo	1997-12-31	4	0,128	0,320	0,418	0,348	0,005	0,026	0,432	0,325	0,579	0,425	0,807	0,860	0,204	0,020	0,044	0,380	0,446	0,998
WIG-CEE	2012-05-30	0	0,663	0,738	0,632	0,704	0,911	0,868	0,950	0,696	0,967	0,461	0,548	0,352	0,345	0,607	0,188	0,150	0,810	0,193
WIG-Chemia	2008-09-22	0	0,413	0,285	0,173	0,928	0,911	0,326	0,689	0,638	0,403	0,558	0,906	0,587	0,917	0,795	0,635	0,886	0,513	0,523
WIG-Deweloperszy	2007-06-18	1	0,918	0,291	0,179	0,563	0,129	0,706	0,425	0,287	0,470	0,172	0,707	0,865	0,250	0,036	0,490	0,645	0,442	0,944
WIGDIV	2011-01-03	0	0,326	0,310	0,534	0,556	0,339	0,275	0,832	0,590	0,442	0,937	0,616	0,383	<b>0,075</b>	0,194	0,597	0,142	0,572	0,374
WIG-Energia	2010-01-04	5	<b>0,007</b>	<b>0,006</b>	<b>0,005</b>	0,356	0,858	0,961	0,867	0,843	0,188	0,297	0,292	0,396	<b>0,009</b>	0,141	0,816	<b>0,037</b>	0,798	0,434
WIG-Informatyka	1997-12-31	0	0,866	0,598	0,416	0,581	0,858	0,947	0,938	0,765	0,539	0,924	0,527	0,211	0,806	0,159	0,165	0,111	0,734	0,234
WIG-Media	2004-12-31	0	0,768	0,850	0,774	0,449	0,137	0,317	0,463	0,382	0,889	0,789	0,580	0,947	0,484	0,197	0,575	0,774	0,586	0,823
WIG-Paliwa	2005-12-30	0	0,336	0,214	0,779	0,992	0,128	0,198	0,905	0,302	<b>0,059</b>	0,253	0,997	0,272	0,464	0,235	0,620	0,814	0,590	0,362
WIG-Poland	1991-04-16	4	0,140	0,163	0,229	0,698	0,036	0,166	0,296	0,043	0,764	0,747	0,386	0,920	0,157	0,035	<b>0,062</b>	0,426	0,050	0,985
WIG-Spożywczy	1997-12-31	1	0,670	0,710	0,653	0,960	0,433	0,894	0,754	0,448	0,553	0,371	0,810	0,796	0,600	<b>0,090</b>	0,648	0,001	0,694	0,854
WIG-Surowce	2010-12-31	0	0,672	0,297	0,356	0,551	0,363	0,366	0,167	0,705	0,901	0,709	0,754	0,584	0,448	0,482	0,808	0,645	0,726	0,727
WIG-Telekomunikacja	1997-12-31	2	0,681	0,943	0,567	0,503	0,105	0,522	0,671	0,020	<b>0,094</b>	0,335	0,937	0,115	0,791	0,276	<b>0,055</b>	0,282	0,020	0,112
WIG-Ukraina	2010-12-31	0	0,162	0,748	0,615	0,117	0,755	0,342	0,893	0,391	0,968	0,861	0,861	0,865	0,419	0,734	0,667	<b>0,087</b>	0,978	0,999

Objasnienia: Z-Z (zamknięcie-zamknięcie), OV (overnight), O-O (otwarcie-otwarcie) i O-Z (otwarcie-zamknięcie)

Źródło: opracowanie własne.



statystyki  $z$ , a druga – za pomocą testu Kruskala-Wallisa: (3, 10), (14, 3), (5, 4), (8, 5). Natomiast łączna liczba odrzuceń  $H_0$  (dla wszystkich układów) wyłącznie dla stóp zwrotu przypadających 13. i w piątek oraz 13. i we wtorek w stosunku do stóp zwrotu w inne piątki i wtorki wyniosła odpowiednio (4, 2) i (0, 0). W sześciu przypadkach rezultaty otrzymane przy wykorzystaniu statystyki  $z$  pokryły się z wynikami otrzymanymi za pomocą testu Kruskala-Wallisa: RespectIndex (13. i wtorek, układ: Z–Z), WIG-Banki (13. i piątek, układ: Z–Z), WIG-Budownictwo (4. dzień miesiąca, układ: OV), WIG-Energia (4. dzień miesiąca, układ: Z–Z i O–Z), WIG-Spożywczy (4. dzień miesiąca, układ: O–Z).

### Podsumowanie

Przeprowadzone badanie dotyczyło występowania anomalii kalendarzowych w czasie tzw. dni pechowych i obejmowało kalkulację stóp zwrotu 24 indeksów notowanych na GPW w Warszawie. Analiza została przeprowadzona przy zastosowaniu statystyki  $z$  oraz testu Kruskala-Wallisa. W sześciu przypadkach hipotezy zerowe, odrzucone z wykorzystaniem statystyki  $z$ , pokrywały się z wynikami otrzymanymi za pomocą testu Kruskala-Wallisa, jednakże w przeważającej liczbie przypadków, dla których hipoteza zerowa została odrzucona, wyniki uzyskane za pomocą pierwszej metody były odmienne od tych otrzymanych na podstawie drugiej.

Uzyskane w wyniku badania wyniki mogą zostać wykorzystane w praktyce, tj. w procesie przygotowywania i wdrażania w życie strategii inwestycyjnych bazujących na efektach kalendarzowych. Tego typu strategię są bowiem często stosowane przez fundusze typu *hedge*. Dalsze badania naukowe mogą dotyczyć stóp zwrotu dla spółek notowanych na parkiecie głównym Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie, NewConnect lub innych zagranicznych giełdach.

### Bibliografia

- Aggarwal R., Rivoli P., *Seasonal and day-of-the-week effects in four emerging stock markets*, "Financial Review" 1989, Vol. 24.
- Agawal A., Tandon K., *Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries*, "Journal of International Money and Finance" 1994, Vol. 13(1),  
**DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0261-5606\(94\)90026-4](http://dx.doi.org/10.1016/0261-5606(94)90026-4)**.
- Auer B., Rottman H., *Is there a Friday the 13<sup>th</sup> effect in emerging Asian stock markets?*, "Journal of Behavioral and Experimental Finance" 2014, Vol. 1, **DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jbef.2014.01.001>**.
- Botha F., *Stock returns and Friday the 13<sup>th</sup> effect in five African countries*, "African Review of Economics and Finance" 2013, Vol. 4(2).
- Boyle G., Hagan A., O'Connor S., Whitwell N., *Emotion, fear and superstition in the New Zealand stock market*, Working Paper New Zealand Institute for the Study of Competition and Regulation Inc., 2014.
- Coutts J., *Friday the thirteenth and the Financial Times industrial ordinary shares index 1935–94*, "Applied Economics Letters" 1999, Vol. 6(1), **DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/135048599353843>**.



- Defusco R., McLeavey D., Pinto J., Runkle D., *Quantitative methods for investment analysis*, United Book Press, Baltimore 2001.
- Dyl E., Maberly E., *The anomaly that isn't there: A comment on Friday the Thirteenth*, "Journal of Finance" 1988, Vol. 43(5), DOI: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb03971.x>.
- Fama E., *Efficient capital markets: A review of theory and empirical work*, "Journal of Finance" 1970, Vol. 25(2), DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/2325486>.
- Hirshleifer D., Jian M., Zhang H., *Superstition and financial decision making*, "Management Science" 2016, DOI: <http://dx.doi.org/10.1287/mnsc.2016.2584>.
- Kalayaan C., *Superstition in the Philippine stock market*, "Review of Integrative Business and Economics Research" 2016, Vol. 5(2).
- Kolb R., Rodriguez R., *Friday the thirteenth: part VII – a note*, "Journal of Finance" 1987, Vol. 42(5), DOI: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1987.tb04373.x>.
- Lucey B., *Friday the 13<sup>th</sup> and the philosophical basis of financial economics*, "Journal of Economics and Finance" 2000, Vol. 24(3), DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/BF02752610>.
- Patel J., *Recent evidence on Friday the thirteenth effect in U.S. stock returns*, "Journal of Business and Economics Research" 2011, Vol. 7(3), DOI: <http://dx.doi.org/10.19030/jber.v7i3.2271>.
- Vargha A., Delaney H., *Kruskal-Wallis test and stochastic homogeneity*, "Journal of Educational and Behavioral Statistics" 1998, Vol. 23(2), DOI: <http://dx.doi.org/10.3102/10769986023002170>.
- Zhang Y., Risen J., Hosey C., *Reversing one's fortune by pushing away bad luck*, "Journal of Experimental Psychology" 2014, Vol. 143(3).

### **Should Investors on the Warsaw Stock Exchange be Superstitious? On the Example of Returns of 24 Indexes of the Warsaw Stock Exchange**

The problem of financial markets efficiency, especially the calendar effect, has always fascinated scientists. The issue is significant from the point of view of assessing the portfolio management effectiveness and behavioral finance. This paper tests the hypothesis of the unfortunate dates effect upon 22 equity indices, published by the Warsaw Stock Exchange, in relation to the following four approaches: close-close, overnight, open-open, open-close calculated for the sessions falling on the 13<sup>th</sup> and 4<sup>th</sup> day of the month, Friday the 13<sup>th</sup> and Tuesday the 13<sup>th</sup>, while the second observation group is composed of rates of return of remaining sessions. In the following part of the paper, the statistical equality of one-session average rates of return (close-close) for sessions falling on Friday 13<sup>th</sup> and sessions falling on other Fridays will be compared as well as for sessions falling on Tuesday the 13<sup>th</sup> and sessions falling on other Tuesdays.

### **Czy inwestorzy na GPW w Warszawie powinni być przesądni? Na przykładzie stóp zwrotu 24 indeksów Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie**

Problematyka efektywności rynków finansowych, w tym występowanie efektu tygodniowego, zawsze stanowiła przedmiot zainteresowania badaczy. Zagadnienie to staje się niezwykle ważne z punktu widzenia oceny efektywności zarządzania portfelem aktywów, a także w ujęciu finansów behawioralnych. W artykule została zweryfikowana hipoteza występowania tzw. dni pechowych na przykładzie stóp zwrotu 22 indeksów giełdowych publikowanych przez GPW w Warszawie. Badaniu poddano stopy zwrotu obliczone w następujących ujęciach: cena zamknięcia – cena zamknięcia, *overnight*, cena otwarcia – cena otwarcia oraz cena otwarcia – cena zamknięcia dla sesji przypadających w następujących dniach: 13. i 4. dzień każdego miesiąca, 13. i piątek oraz 13. i wtorek każdego miesiąca, podczas gdy drugą grupą obserwacji były stopy zwrotu w trakcie pozostałych sesji. W dalszej części opracowania zamieszczono wyniki testowania hipotez statystycznych w ujęciu cena zamknięcia – cena zamknięcia dla sesji odbywających się 13. i w piątek oraz 13. i we wtorek, przy założeniu, że drugą grupę obserwacji stanowią stopy zwrotu odpowiednio w pozostałe piątki i wtorki.