

Wykorzystanie barometru stycznia i grudnia na przykładzie 88 spółek notowanych na GPW Warszawie

Krzysztof Borowski*

Streszczenie: *Cel* – Celem badania jest przeprowadzenie weryfikacji skuteczności stosowania tzw. barometru miesiąca (grudnia i stycznia) na przykładzie miesięcznych stóp zwrotu 88 cen akcji notowanych na GPW w Warszawie.

Metoda badania – Metoda została zaproponowana przez Dzhabarova i Ziembę i opiera się na analizie zależności występujących między miesięcznymi stopami zwrotu w miesiącu grudniu (i styczniu) a skumulowaną miesięczną stopą zwrotu w ciągu 11 miesięcy następujących po nim. Zależność tę wyraża się za pomocą regresji liniowej. Analizę przeprowadzono dla arytmetycznych i logarytmicznych stóp zwrotu w miesiącu grudniu i styczniu w trzech grupach: dla wszystkich stop zwrotu (dodatnich, ujemnych i równych zero), dla dodatnich i równych zero miesięcznych stóp zwrotu i dla ujemnych miesięcznych stóp zwrotu.

Wynik – Uzyskane wyniki wskazują na niską skuteczność tej metody na GPW w Warszawie poza przypadkami kilku spółek.

Oryginalność/wartość – Jest to jedno z nielicznych znanych autorowi badań na rynku polskim.

Słowa kluczowe: rynek finansowy, anomalie kalendarzowe, efektywność rynku

Wprowadzenie

Zagadnienie efektywności rynków finansowych wciąż cieszy się dużym zainteresowaniem badaczy, zwłaszcza kwestia występowania tzw. anomalii, tj. zachowań rynku, które przeczyłyby teorii efektywności rynków finansowych. Szczególnie często podejmowanym tematem są anomalie kalendarzowe, wśród których najbardziej popularne jest występowanie tzw. efektu stycznia i efektu grudnia, zgodnie z którymi w styczniu (lub grudniu) średnia miesięczna stopa zwrotu jest statystycznie różna od średniej miesięcznej stopy zwrotu w pozostałych miesiącach roku. Udowodnienie występowania efektu stycznia pozwala na stworzenie stosunkowo prostej strategii inwestycyjnej, dzięki której możliwe jest uzyskiwanie nadwyżkowych stóp zwrotu. Do tzw. efektów kalendarzowych zalicza się także tzw. barometr stycznia. W tym wypadku bada się zależności między miesięcznymi stopami zwrotu, jakie występują w miesiącu styczniu, a skumulowaną stopą zwrotu w ciągu

* dr hab. K. Borowski, Szkoła Główna Handlowa, Instytut Ryzyka i Rynków Finansowych, e-mail: Krzysztof.borowski@sggw.edu.pl

11 miesięcy następujących po danym miesiącu. Podejście to można zapisać w uproszczonej wersji w formie: jaki styczeń, taki cały rok.

Celem artykułu jest zbadanie zależności między miesięcznymi stopami zwrotu w miesiącu styczniu i grudniu oraz miesięcznymi stopami zwrotu występującymi w ciągu 11 miesięcy następującymi po każdym z tych miesięcy, na przykładzie 88 cen akcji notowanych na GPW w Warszawie, przy założeniu, że pierwsze notowanie analizowanej spółki miało miejsce przed 1 stycznia 2000 roku i że w chwili przeprowadzenia badania (maj 2018 r.) akcje tej firmy wciąż znajdowały się w obrocie giełdowym. W badaniu wykorzystano ceny zamknięcia analizowanych spółek na ostatniej sesji w poszczególnych miesiącach – dane pochodzą ze strony internetowej Domu Maklerskiego BOŚ (<http://bossa.pl>). Zestawienie analizowanych akcji zamieszczono w tabeli 4; znajduje się w niej również data ostatniego dnia miesiąca, w którym akcje spółki zadebiutowały na giełdzie. Ostatnią sesją uwzględnioną w badaniu jest sesja z 31 stycznia 2018 roku.

1. Literatura przedmiotu

Opublikowanie przez Famę (1965) teorii efektywności rynków finansowych zapoczątkowało proces prowadzenia badań nad występowaniem anomalii kalendarzowych. Do pierwszych tego typu prac zaliczyć można prace Lakonishoka i Smida (1988), Thaler (1992, s. 23–25) oraz Ziemby (1994) czy też bardziej współczesne: Keima i Ziemby (2000, s. 1–13), Hirscha i Hirscha (2011, 33–49) oraz Verheydena, De Moora i Van den Bossche’a (2013). Z kolei Dimson i Mussavian (1998) zamieścili przegląd badań oraz stosowanych metod, zaś Malkiel (2003, 2005) dokonał krytyki hipotezy rynku efektywnego. Badania poświęcone występowaniu efektu stycznia prowadzone były również na rynku polskim, m.in. przez Marianowską, Szerszyńską i Szymańskiego (2016, s. 35–48).

Rozeff i Kinney (1976) wykazali, że miesięczne stopy zwrotu indeksów giełdowych publikowanych przez New York Stock Exchange w latach 1904–1974, obliczone dla stycznia, były dodatnie, przy czym różnica ta w stosunku do innych miesięcy była statystycznie istotna. Keim (1983) udowodnił, że około połowa wartości rocznych stóp zwrotu cen akcji na giełdzie amerykańskiej w okresie 1963–1974 była udziałem stóp zwrotu w miesiącu styczniu. Hensel i Ziemba (1995) wykazali, że w okresie 1940–1993, kiedy stopa zwrotu indeksu S&P 500 w miesiącu styczniu była ujemna, skumulowana stopa zwrotu w ciągu pozostałych 11 miesięcy roku była również ujemna. Zależność ta była jeszcze silniejsza, kiedy stopa zwrotu w styczniu była dodatnia. Podobne wyniki zostały przedstawione wcześniej przez Ziembę (1994). Haug i Hirschey (2006) udowodnili, że w wypadku spółek o małej kapitalizacji średnia przeciętna stopa zwrotu w miesiącu styczniu zmienia się wraz z upływem czasu, przybierając lub też tracąc na sile. Zdaniem Rendona i Ziemby (2007) efekt stycznia wciąż jest obecny na rynkach kapitałowych, jednak znaczna część zwyżek cen akcji dawniej obserwowanych w styczniu ma miejsce w grudniu (efekt grudnia). Z kolei Easterday, Sen i Stephan (2008), na podstawie analizy stóp zwrotu w okresie 1963–1979, wcześniejszym niż rok 1963 i późniejszym niż 1979 (kończąc na 2007 r.), doszli do wniosku, że występo-

wanie efektu stycznia nie słabnie na przestrzeni lat, a w wypadku spółek o małej i średniej kapitalizacji przybiera na sile. Bronson (2012) udowodnił, że w sześciu przypadkach, mimo dodatniej stopy zwrotu w miesiącu styczniu, stopa zwrotu w ciągu następnych 11 miesięcy była ujemna (w okresie 1940–2010). Taka sytuacja miała miejsce w następujących latach: 1946, 1947, 1966, 1987, 1994 i 2001. Z kolei ujemna stopa zwrotu w styczniu poprzedziła w 11 przypadkach dodatnie stopy zwrotu w pozostałych miesiącach roku.

W pracach niektórych autorów mówi się o tzw. barometrze stycznia. Według nich znak stopy zwrotu w styczniu (dodatnia lub ujemna) stanowi wyznacznik kierunku trendu na rynku akcji w kolejnych jedenastu miesiącach (Hirsch, 1986, s. 23–43). Kiedy stopa zwrotu w styczniu była dodatnia, skumulowana stopa zwrotu liczona dla pozostałych miesięcy również będzie dodatnia, a gdy stopa zwrotu w pierwszym miesiącu roku jest ujemna, wtedy stopa zwrotu dla pozostałych miesięcy jest ujemna lub bliska zera. W 2011 roku Hirsch i Hirsch (2011, s. 23–39) zaproponowali, aby w kalkulacjach uwzględniać nie stopę zwrotu w ciągu kolejnych 11 miesięcy, ale w ciągu 12 miesięcy, po styczniu.

Brown i Luo (2006) zaprezentowali użyteczność stosowania metody barometru styczniowego w USA w latach 1941–2003. Autorzy analizowali stopy zwrotu dla każdego miesiąca roku i kolejnych jedenastu po nim następujących. Ich zdaniem barometr stycznia sprawdzał się lepiej, kiedy stopa zwrotu w styczniu była ujemna, co doprowadziło do wypracowania przez autorów strategii, zgodnie z którą, jeśli miesięczna stopa zwrotu w styczniu jest ujemna, inwestorzy powinni pozostawać poza rynkiem, a w wypadku gdy miesięczna stopa zwrotu w styczniu jest dodatnia, nie powinni na tej podstawie prognozować wzrostów w ciągu następnych jedenastu miesięcy. Jednak zadaniem Stiversa, Suna i Suna (2009) znaczenie tej metody w wypadku indeksów giełd amerykańskich zmniejsza się wraz z upływem czasu, głównie od 1970 roku. Badanie Sturma (2009), obejmujące stopy zwrotu cen akcji z okresu 1940–2006, dowiodło, że metoda barometru styczniowego jest szczególnie efektywna w pierwszym i ostatnim roku cyklu prezydenckiego w USA, podczas gdy w roku drugim i trzecim cyklu efekt barometru stycznia nie został odnotowany. Cooper, McConnel i Ovtchinnikov (2006), analizując indeks CRSP w okresie 1940–2003, udowodnili, że gdy styczniowa stopa zwrotu jest dodatnia (ujemna), wtedy średnia stopa zwrotu w ciągu kolejnych jedenastu miesięcy wynosi 14,8% (2,92%), co pozwoliło im wyciągnąć wniosek, że stopa zwrotu w styczniu jest dobrym prognostykiem stóp zwrotu w kolejnych jedenastu miesiącach. Prawidłowość ta dotyczy zarówno spółek o dużej, jak i średniej kapitalizacji, a także spółek typu *growth* i *value*.

Występowanie efektu barometru stycznia zostało udowodnione również na giełdach europejskich, na których, podobnie jak zostało to wcześniej wykazane w USA, wartość prognostyczna dodatnich stóp zwrotu w styczniu była zdecydowanie silniejsza niż ujemnych (Hensel, Ziembra, 1995; Easton, Pinder, 2007). Imhof i Brusa dokonali analizy stóp zwrotu cen akcji w USA, Australii, Niemczech, Hongkongu, Japonii i Szwajcarii, dochodząc do wniosku, że gdy styczniowe stopy zwrotu w styczniu są dodatnie na wszystkich rynkach z wyłączeniem USA, wówczas skumulowana stopa zwrotu w ciągu pozostałych jedenastu miesięcy jest również dodatnia. Ujemne stopy zwrotu w styczniu zapowiadały skumulowaną stopę zwrotu równą w przybliżeniu zero w ciągu pozostałych jedenastu miesięcy na ana-

lizowanych rynkach (Imhof, Brusa, 2008). Brusa dokonał analizy stóp zwrotu wybranych indeksów giełdowych USA oraz 30 spółek przemysłowych w okresie 1940–2008, dowodząc, że efekt barometru stycznia obecny jest zarówno dla indeksów szerokiego rynku, jak i dla indeksów branżowych. Jednak występowanie tego efektu stało się słabsze dla pewnej grupy indeksów branżowych (Brusa, 2009). Tymczasem Bohl i Salm (2010), którzy przeanalizowali występowanie efektu barometru na giełdach w 19 krajach, dowiedli, że o ile był on dobrze widoczny w USA, Norwegii i Szwajcarii, o tyle w pozostałych 16 krajach (w tym w Japonii, Francji, Hiszpanii i Niemczech) nie stanowił dobrego narzędzia prognostycznego. System transakcyjny oparty na wskazaniach barometru stycznia został zaproponowany przez Kaepfela (2009, s. 38–42).

Easton i Pinder (2007), na podstawie analizy stóp zwrotu akcji w USA i 38 innych rynków akcji z okresu 1940–2003, doszli do wniosku, że możliwość prognozowania stóp zwrotu w ciągu jedenastu miesięcy występujących po styczniu ograniczała się głównie do nadwyżkowych stóp zwrotu, a dla okresu 1973–2003 była mocno ograniczona. Autorzy zakwestionowali sprawdzalność barometru stycznia na innych rynkach niż amerykański. Z kolei Marshall i Visaltanachoti (2010) podważyli przydatność barometru stycznia na podstawie badania stóp zwrotu na 22 rynkach akcji, w tym na rynku amerykańskim. Zastosowanie strategii inwestycyjnej bazującej na barometrze stycznia generowało podobne stopy zwrotu, co wykorzystanie strategii opartej na barometrze listopada i grudnia, jednak niższe stopy zwrotu niż strategia „kup i trzymaj”. W swoich rozważaniach autorzy ci koncentrowali się na stopie zwrotu skorygowanej o czynnik ryzyka. Występowanie barometru stycznia dla indeksu giełdy indyjskiej NSE CNX 500 w okresie od 7.06.1999 do 30.06.2012 zostało zakwestionowane przez Patela (2014).

Dzhabarov i Ziembra (2011) udowodnili, że o ile dodatnia stopa zwrotu w styczniu może być dobrym prognostykiem, o tyle przy ujemnej stopie zwrotu w wielu wypadkach skumulowana stopa zwrotu w pozostałych miesiącach nie musi być negatywna. Autorzy badali model regresji liniowej, w którym zmienną niezależną była stopa zwrotu w styczniu, a zmienną zależną – stopa zwrotu w pozostałych miesiącach roku dla indeksu S&P 500 w okresie 1940–2010. Autorzy badali wartość współczynnika R^2 dla wszystkich otrzymanych stóp zwrotu w styczniu (dodatnich i ujemnych) oraz oddzielnie dla dodatnich i ujemnych stóp zwrotu w pierwszym miesiącu roku. Współczynniki R^2 dla przedstawionych modeli były równe odpowiednio: 6,7%, 0,5% i 7,2%.

2. Metodyka badania

Zależność między miesięczną stopą zwrotu w grudniu (i styczniu) a skumulowaną stopą zwrotu w ciągu jedenastu miesięcy następujących po nim wyrażona jest za pomocą regresji liniowej (Dzhabarov, Ziembra, 2011, s. 216):

$$ROY = \alpha + \beta \cdot R_j + \varepsilon,$$

gdzie:

R_j – miesięczna stopa zwrotu w analizowanym miesiącu (grudniu lub styczniu),

ROY – skumulowana stopa zwrotu dla 11 miesięcy następujących po analizowanym miesiącu,

α, β – współczynniki regresji,

ε – błąd dopasowania.

Analizę przeprowadzono dla arytmetycznych i logarytmicznych stóp zwrotu dla następujących przypadków:

- łącznie dla wszystkich stop zwrotu (dodatnich, ujemnych i równych zero R_j) w grudniu (styczniu),
- dla dodatnich i równych zero miesięcznych stóp zwrotu w grudniu (styczniu), tj. $R_j \geq 0$,
- dla ujemnych miesięcznych stóp zwrotu w grudniu (styczniu), tj. $R_j < 0$.

3. Analiza wyników

Otrzymane wyniki zaprezentowano z podziałem na dwie arytmetyczne i logarytmiczne stopy zwrotu.

3.1. Arytmetyczne stopy zwrotu

Uzyskane wyniki dla analizowanych akcji zamieszczono w tabeli 4. W grudniu najniższą wartość współczynnika R^2 (dodatnie, ujemne i równe zero stopy zwrotu R_j) odnotowano dla następujących akcji (w nawiasie podano jego wartość): CD Projekt, INGBS, Kruszwica i Żywiec (dla wszystkich spółek wartość współczynnika R^2 była równa 0), a najwyższą dla Alty (0,5071), TIM (0,3402) i Pekao (0,2852). Z kolei dla stycznia najniższa wartość współczynnika R^2 była udziałem następujących spółek: Kompa, PKN Orlen i TIM (dla wszystkich indeksów równa 0,0000), a najwyższa dla Polnordu (0,4227), Kopexu (0,3563) i Instal Kraków (0,2989).

Dla ujemnych stóp zwrotu w grudniu najniższe wartości współczynników R^2 uzyskano dla spółek: BBI Development, Amica, Impexmetal i Cognor (we wszystkich przypadkach wartość R^2 była równa 0), a najwyższe dla: Ulmy (0,9602), Comarcha (0,8484) i Rafako (0,7393). Dla dodatnich stóp zwrotu w grudniu wartości współczynników dopasowania R^2 były najniższe dla: Tritonu (0,0000), Polimexu Mostostal (0,0000) i Orange (0,0001), a najwyższe dla Alty (0,8059), Muzy (0,5602) i Protektora (0,5166).

Dla ujemnych stóp zwrotu w styczniu najniższe wartości współczynników R^2 uzyskano dla spółek: Pfeleiderer (0,0001), Forte (0,0003) i Novita (0,0004), a najwyższe dla Sanwilu (0,7622), Orange (0,6728) i Enapu (0,5128). Dla dodatnich stóp zwrotu w styczniu wartości współczynników dopasowania R^2 były najniższe dla Efektu (0,0000), Dębicy (0,0000) i Rafako (0,0002), a najwyższe dla Instal Kraków (0,6742), Polnordu (0,6077) i Krezusa (0,4726).

3.2. Logarytmiczne stopy zwrotu

W grudniu najniższą wartość współczynnika R^2 (dodatnie, ujemne i równe zero stopy zwrotu R_t) otrzymano dla następujących akcji: Impexmetal, Żywiec i CD Projekt (dla wszystkich spółek wartość współczynnika R^2 była równa 0), a najwyższą dla Alty (0,3669), BOS (0,2815) i Pekao (0,2501). W styczniu najniższą wartość współczynnika R^2 obliczono dla spółek: PolimexMS (0,0000), Odlewnie (0,0002) i TIM (0,0002), a najwyższą dla KCI (0,5343), Kopexu (0,3382) i Tritona (0,2570).

Dla ujemnych stóp zwrotu w grudniu najniższe wartości współczynników R^2 otrzymano dla spółek: Suwary (0,0000), Best (0,0002) i Impexmetal (0,0002), a najwyższe dla Ulmy (0,9229), Comarcha (0,8514) i CNT (0,5685). Dla dodatnich stóp zwrotu w grudniu wartości współczynników dopasowania R^2 były najniższe dla Ulmy, Atlantisu i Polimexu MS (dla wszystkich spółek wartość współczynnika R^2 była równa 0), a najwyższe dla Alty (0,7016), TIM-u (0,5376) i PMPG (0,4541).

Dla ujemnych stóp zwrotu w styczniu najniższe wartości współczynników R^2 uzyskano dla spółek: MDI Energia (0,0000), Imperia (0,0001) i Ropczyce (0,0002), a najwyższe dla KCI (0,8927), Impexmetal (0,7514) i Orange (0,7256). Dla dodatnich stóp zwrotu w styczniu wartości współczynników dopasowania R^2 były najniższe dla następujących spółek: Colian, Assecopol i Mostostal Zabrze (dla wszystkich spółek wartość współczynnika R^2 była równa 0), a najwyższe dla spółek Instal Kraków (0,5863), Orbis (0,5223) i Efekt (0,4376).

Tabela 1

Częstości współczynników R^2 przy wykorzystywaniu wszystkich stóp zwrotu, jedynie dodatnich i jedynie ujemnych stóp zwrotu w grudniu i styczniu

Przedział	Wszystkie stopy zwrotu		Grudzień		Styczeń	
	grudzień (%)	styczeń (%)	ujemne (%)	dodatnie (%)	ujemne (%)	dodatnie (%)
0–0,1	71,59	71,59	61,36	57,95	43,18	60,23
0,1–0,2	20,45	20,45	19,32	21,59	26,14	17,05
0,2–0,3	6,82	6,82	6,82	12,50	15,91	11,36
0,3–0,4	1,14	1,14	5,68	2,27	3,41	6,82
0,4–0,5	0,00	0,00	1,14	3,41	5,68	2,27
0,5–0,6	0,00	0,00	3,41	1,14	1,14	2,27
0,6–0,7	0,00	0,00	0,00	0,00	1,14	0,00
0,7–0,8	0,00	0,00	0,00	1,14	2,27	0,00
0,8–0,9	0,00	0,00	1,14	0,00	1,14	0,00
0,9–1,0	0,00	0,00	1,14	0,00	0,00	0,00

Źródło: opracowanie własne.

W wypadku posługiwania się zarówno dodatnimi, jak i ujemnymi stopami zwrotu, przeważający odsetek współczynników R^2 należy do przedziału od 0–0,5. Liczbę przypadków i odsetek występowania współczynników R^2 większych niż 0,5 zamieszczono w tabeli 3.

Przy arytmetycznych stopach zwrotu najwyższy odsetek odnotowano, gdy analizowane były ujemne stopy zwrotu w tym miesiącu (4,55%). Z kolei dla logarytmicznych stóp zwrotu, gdy brane były pod uwagę ujemne stopy zwrotu w grudniu i styczniu, odsetek ten wyniósł 5,68%. Zarówno dla grudnia jak i stycznia odsetek wartości R^2 większych niż 0,5 był wyższy dla ujemnych niż dla dodatnich stóp zwrotu. Wartości współczynników R^2 większe niż 0,6 należą do rzadkości: grudzień – jedynie ujemne stopy zwrotu (łącznie 2,28%), grudzień – jedynie dodatnie stopy zwrotu (1,14%) oraz styczeń – jedynie ujemne stopy zwrotu (łącznie 4,55%). W styczniowych, wyłącznie dodatnich stopach zwrotu, nie odnotowano żadnego przypadku, kiedy współczynnik R^2 był wyższy od 0,6.

Tabela 2Ilość i odsetek przypadków gdy R^2 jest większe niż 0,5

Arytmetyczne stopy zwrotu						
	grudzień łącznie	styczeń łącznie	grudzień – ujemne stopy zwrotu	grudzień – dodatnie stopy zwrotu	styczeń – ujemne stopy zwrotu	styczeń – dodatnie stopy zwrotu
Ilość przypadków gdy $R^2 > 0,5$	1	0	4	3	3	2
Odsetek przypadków gdy $R^2 > 0,5$	1,14%	0,00%	4,55%	3,41%	3,41%	2,27%
Logarytmiczne stopy zwrotu						
Ilość przypadków gdy $R^2 > 0,5$	0	1	5	2	5	2
Odsetek przypadków gdy $R^2 > 0,5$	0,00%	1,14%	5,68%	2,27%	5,68%	2,27%

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3Mediana współczynników R^2 w stosowanym modelu

Arytmetyczne stopy zwrotu						
	grudzień łącznie	styczeń łącznie	grudzień – ujemne stopy zwrotu	grudzień – dodatnie stopy zwrotu	styczeń – ujemne stopy zwrotu	styczeń – dodatnie stopy zwrotu
Mediana	0,0306	0,0236	0,0521	0,0663	0,1063	0,0690
Logarytmiczne stopy zwrotu						
Mediana	0,0429	0,0360	0,0594	0,0668	0,1289	0,0700

Źródło: opracowanie własne.

Analiza median dla obliczonych współczynników R^2 wskazuje, że w czterech przypadkach były one większe dla miesiąca stycznia niż grudnia – dotyczy to analizowania oddzielnie ujemnych i dodatnich stóp zwrotu w każdym z tych miesięcy. Z kolei gdy stopy zwrotu były analizowane razem, wartości median współczynników R^2 były wyższe dla grudnia niż dla stycznia.

Tabela 4

Wartości współczynników R², alfa i beta dla analizowanych spółek – barometr grudnia, arytmetyczne stopy zwrotu

Spółka	Data pierwszego miesiaca	3	4	5	6	7	8	9	10	11
		Współczynnik beta	Wyraz wolny (alfa)	Błąd wyrazu współczynniku beta	Błąd wyrazu wolnego	Współczynnik R ²	Średni błąd	Statystyka F	SS regresja	SS Składnik losowy
I	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Agora	1999-05-31	0,7484	0,0226	0,7006	0,0867	0,0629	0,3776	1,1411	0,1627	2,4239
Alchemia	1998-05-29	0,5257	0,0620	0,9854	0,2139	0,0165	0,8343	0,2846	0,1981	11,8337
Alta	1999-01-29	3,2227	0,1607	0,7707	0,1656	0,5071	0,7168	17,4868	8,9857	8,7355
Amica	1997-09-30	2,1808	0,1126	1,4604	0,1373	0,1102	0,5886	2,2299	0,7725	6,2362
Apator	1997-04-30	-0,5549	0,2459	1,2635	0,1216	0,0106	0,5286	0,1929	0,0539	5,0287
Asseccopol	1998-06-30	0,6414	0,0305	1,2593	0,1058	0,0150	0,4228	0,2594	0,0464	3,0387
Atlantis	1997-06-30	0,7081	0,0263	1,0132	0,1390	0,0264	0,5846	0,4884	0,1669	6,1507
Awbud	1998-06-30	2,2374	0,1692	1,2822	0,1443	0,1519	0,5839	3,0448	1,0380	5,7953
BBi	1997-06-30	0,6516	-0,1114	0,6984	0,0887	0,0461	0,3964	0,8705	0,1368	2,8290
Development										
Będzin	1998-12-31	-2,3680	0,2692	1,6607	0,2444	0,1128	0,9852	2,0333	1,9735	15,5297
Best	1997-05-30	-1,0870	0,6225	2,5261	0,3058	0,0114	1,1521	0,1852	0,2458	21,2364
Boryszew	1996-05-31	4,0293	0,5238	2,4036	0,3214	0,1289	1,4699	2,8103	6,0715	41,0488
BOS	1997-02-28	1,3626	-0,0445	0,6226	0,0577	0,2102	0,2573	4,7897	0,3172	1,1919
Budimex	1995-05-31	-0,1658	0,1564	0,8155	0,0775	0,0021	0,3635	0,0413	0,0055	2,6424
Bytom	1994-12-22	-1,5015	0,3584	1,5315	0,2508	0,0459	1,1715	0,9613	1,3193	27,4493
BZW BK	1993-06-29	-1,5262	0,2688	1,1056	0,1350	0,0797	0,5692	1,9057	0,6174	7,1275
CD Projekt	1994-08-31	0,0350	0,2726	1,1489	0,1473	0,0000	0,6800	0,0009	0,0004	9,2489
CNT	1998-11-30	7,0854	1,6285	7,3451	1,3896	0,0519	5,9707	0,9305	33,1725	606,0352
Cognor	1997-03-27	1,3180	0,2236	1,6370	0,2521	0,0348	1,1238	0,6482	0,8186	22,7328

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Colian	1995-05-31	1,1484	0,1822	1,4470	0,1340	0,0305	0,6147	0,6298	0,2379	7,5559
Comarch	1999-03-31	-1,6906	0,2406	1,4419	0,1677	0,0791	0,6367	1,3746	0,5572	6,4860
Dębica	1994-11-30	-2,0684	0,2223	1,5526	0,1231	0,0779	0,5130	1,7747	0,4671	5,5273
Echo	1996-03-29	-0,4153	0,1668	1,1614	0,1219	0,0067	0,5375	0,1279	0,0370	5,4897
Efekt	1993-04-29	-0,4006	0,0738	0,6783	0,0858	0,0156	0,4200	0,3488	0,0615	3,8812
Elbudowa	1996-02-29	-0,7780	0,1310	1,6865	0,1258	0,0111	0,5746	0,2128	0,0702	6,2723
Elzab	1998-05-29	2,5621	0,3856	2,3309	0,2150	0,0664	0,9062	1,2082	0,9921	13,9595
ENAP	1997-08-29	1,0952	0,0464	0,5999	0,1171	0,1562	0,5173	3,3326	0,8917	4,8163
Ferrum	1997-06-30	-1,9624	0,3385	2,1877	0,2929	0,0428	1,2805	0,8046	1,3193	29,5128
Forte	1996-07-31	0,8613	0,2520	1,9454	0,1693	0,0102	0,7752	0,1960	0,1178	11,4180
Groclin	1998-11-30	-0,3186	0,3567	2,5322	0,3069	0,0009	1,2525	0,0158	0,0248	26,6705
Handlowy	1997-06-30	0,4772	0,0159	0,9397	0,0684	0,0141	0,2690	0,2579	0,0187	1,3025
Hydrotor	1998-03-31	2,0468	0,1948	1,2945	0,1245	0,1282	0,5428	2,5002	0,7366	5,0085
Imperia	1997-06-30	-0,7999	0,0071	2,4352	0,1807	0,0060	0,8070	0,1079	0,0703	11,7221
Impxmetal	1997-06-30	-0,1689	0,3378	2,5763	0,2343	0,0002	1,0455	0,0043	0,0047	19,6749
Indy/kpol	1994-10-28	-1,5677	0,2501	1,1592	0,1493	0,0801	0,7140	1,8288	0,9322	10,7044
ING BS	1994-01-31	-0,0248	0,1404	0,9475	0,0745	0,0000	0,3278	0,0007	0,0001	2,2571
Instal Kraków	1999-04-30	-0,3703	0,2561	2,3702	0,2318	0,0016	0,9220	0,0244	0,0208	12,7525
KCI	1998-01-30	-2,1749	0,2913	3,5354	0,4770	0,0231	1,9317	0,3785	1,4123	59,7063
Kety	1996-01-31	-1,7742	0,2187	0,8725	0,0995	0,1787	0,4036	4,1353	0,6735	3,0942
KGHM	1997-07-31	-0,7279	0,2765	1,5271	0,1695	0,0125	0,7582	0,2272	0,1306	10,3480
Kompap	1996-11-29	-1,0734	0,0076	0,7423	0,0851	0,0991	0,3794	2,0907	0,3009	2,7347
Kopex	1998-06-30	1,9402	0,3613	2,6421	0,3372	0,0307	1,4672	0,5392	1,1608	36,5957
Krezus	1997-06-30	0,6085	0,1598	0,9513	0,1712	0,0222	0,7594	0,4091	0,2360	10,3814
Kruszwica	1997-01-31	0,0138	0,3017	2,0390	0,2348	0,0000	1,0477	0,0000	0,0001	19,7594
Lentex	1997-05-30	-3,1656	0,2699	1,6913	0,1701	0,1629	0,6678	3,5032	1,5624	8,0278

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Lubawa	1996-11-29	1,5752	0,2677	1,6525	0,1659	0,0456	0,7287	0,9086	0,4825	10,0891
mBank	1992-10-29	-1,0136	0,4640	2,0827	0,2960	0,0102	1,3897	0,2369	0,4575	44,4220
MDI Energia	1997-06-30	0,0758	-0,0288	0,9043	0,1975	0,0004	0,8713	0,0070	0,0053	13,6641
Mennica	1998-04-30	2,0146	0,1158	1,3702	0,1216	0,1128	0,4735	2,1617	0,4846	3,8110
Millennium	1992-08-27	0,4296	0,3311	2,0660	0,2181	0,0019	1,0567	0,0432	0,0483	25,6798
Mostostal Plock	1998-09-30	-0,5802	0,0796	1,0798	0,1209	0,0167	0,5260	0,2887	0,0799	4,7037
Mostostal Warszawa	1993-10-28	1,9403	0,1331	1,5506	0,1756	0,0664	0,8497	1,5657	1,1304	15,8830
Mostostal Zabrze	1994-10-28	2,2095	-0,0194	1,3089	0,1186	0,1195	0,5384	2,8497	0,8261	6,0876
Muza	1998-04-30	2,6078	0,1348	1,1944	0,0959	0,2190	0,3943	4,7667	0,7410	2,6428
Novita	1994-12-29	-0,0259	0,3629	1,0218	0,3091	0,0001	0,7338	0,0006	0,0003	4,3071
Odlownie	1998-03-31	0,6517	0,2582	1,2983	0,1882	0,0146	0,7658	0,2520	0,1478	9,9701
Orange	1998-11-30	0,4184	-0,0547	0,5511	0,0450	0,0328	0,1923	0,5763	0,0213	0,6286
Orbis	1997-11-28	-1,5973	0,1592	0,9904	0,0787	0,1263	0,2900	2,6013	0,2188	1,5139
Pekao	1998-06-30	1,6303	0,0187	0,6260	0,0457	0,2852	0,1841	6,7812	0,2298	0,5762
Pepees	1997-05-30	1,1524	0,2883	2,1770	0,2240	0,0153	0,9890	0,2802	0,2741	17,6047
Pfleiderer	1997-05-30	-2,9830	0,4114	1,3178	0,1691	0,2216	0,6802	5,1236	2,3704	8,3276
PKN Orlen	1999-11-30	-0,6456	0,1263	0,7603	0,0700	0,0431	0,2863	0,7211	0,0591	1,3111
PMPG	1995-12-29	0,2940	-0,0654	0,5274	0,1309	0,0170	0,5761	0,3107	0,1031	5,9746
Polimex Mostostal	1997-10-31	0,4729	0,1218	1,4673	0,1865	0,0057	0,8322	0,1039	0,0719	12,4648
Polnord	1998-12-31	4,4219	-0,0135	2,1103	0,3323	0,2153	1,3084	4,3907	7,5161	27,3890
Prochem	1994-06-30	1,6796	0,2295	1,3645	0,1238	0,0673	0,5588	1,5152	0,4731	6,5566
Próchnik	1991-04-30	-5,4044	0,3681	3,7831	0,5547	0,0784	2,7900	2,0408	15,8863	186,8247
Projprzem	1999-08-31	-0,2848	0,1348	0,7846	0,1435	0,0082	0,5725	0,1318	0,0432	5,2442

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Protektor	1998-07-31	-0,6126	0,5282	3,2095	0,3682	0,0023	1,5510	0,0364	0,0876	38,4874
Rafako	1994-03-31	-1,6297	0,1175	1,1589	0,1352	0,0861	0,6428	1,9774	0,8172	8,6784
Relpol	1996-02-29	0,4276	0,0715	0,9008	0,1137	0,0117	0,5202	0,2253	0,0610	5,1420
Remak	1994-11-30	0,1165	0,1396	0,7126	0,1206	0,0013	0,5741	0,0267	0,0088	6,9214
Ropezyc	1997-12-31	-1,8039	0,2033	0,7555	0,1023	0,2512	0,4459	5,7016	1,1336	3,3798
Rubicon	1997-06-30	0,5821	-0,0765	0,7832	0,1240	0,0298	0,5391	0,5523	0,1605	5,2314
Sanok	1997-01-31	1,1352	0,2324	1,6895	0,1650	0,0245	0,7244	0,4515	0,2369	9,4446
Sanwil	1998-02-27	0,4753	0,0075	0,9454	0,1789	0,0147	0,7569	0,2528	0,1448	9,7399
Sohodev	1997-06-30	0,4625	0,0228	0,8236	0,0935	0,0172	0,4181	0,3154	0,0551	3,1466
Stalexport	1994-10-28	1,9625	-0,0152	1,0546	0,0884	0,1416	0,4176	3,4628	0,6040	3,6628
Stalprodukt	1997-08-29	2,1585	0,5238	2,9108	0,3564	0,0296	1,5914	0,5499	1,3927	45,5847
Suway	1998-10-30	2,0339	0,1459	1,5871	0,1693	0,0931	0,6940	1,6424	0,7909	7,7054
Sygnity	1995-10-31	0,9205	-0,0015	1,4119	0,1671	0,0208	0,7334	0,4250	0,2286	10,7575
TIM	1998-02-27	6,4203	0,2944	2,1686	0,2246	0,3402	0,9779	8,7651	8,3824	16,2578
Triton	1998-11-30	0,1109	0,1968	0,8513	0,2259	0,0010	0,9574	0,0170	0,0156	15,5827
Ulma	1997-05-30	-0,1483	0,3580	1,9896	0,2815	0,0003	1,0730	0,0056	0,0064	19,5726
Vistula	1993-09-30	3,8920	0,3786	2,0815	0,2457	0,1371	1,1966	3,4962	5,0065	31,5031
Wawel	1998-03-31	-1,0612	0,3139	1,2752	0,1115	0,0391	0,4513	0,6925	0,1411	3,4628
Wikana	1997-02-28	3,3335	0,1749	1,7310	0,3095	0,1791	1,3489	3,7086	6,7478	30,9318
Zywiec	1991-09-24	0,0053	0,3798	2,3393	0,3524	0,0000	1,7319	0,0000	0,0000	71,9910

Źródło: opracowanie własne.

Uwagi końcowe

Zaproponowana przez Dzhabarova i Ziembę (2011, s. 216) metoda badania zależności między miesięcznymi stopami zwrotu w miesiącu grudniu (i styczniu) a skumulowaną miesięczną stopą zwrotu w ciągu jedenastu miesięcy następujących po nim, wyrażona za pomocą regresji liniowej, wykazała niskie wartości współczynników R^2 w przypadku analizowanych spółek notowanych na GPW w określonych interwałach czasowych. Spośród analizowanych przypadków: wszystkich stóp zwrotu, dodatnich i ujemnych stóp zwrotu wartość współczynnika R^2 większa niż 0,6 nie została odnotowana jedynie dla grudniowych i styczniowych stóp zwrotu obliczonych dla wszystkich stóp zwrotu. W pozostałych przypadkach były to sporadyczne wystąpienia:

- grudzień, ujemna arytmetyczna stopa zwrotu: Ulma, Comarch i Rafako,
- grudzień, dodatnia arytmetyczna stopa zwrotu: Alta,
- styczeń, ujemna arytmetyczna stopa zwrotu: Sanwil i Orange,
- grudzień, dodatnia arytmetyczna stopa zwrotu: Alta,
- grudzień, ujemna logarytmiczna stopa zwrotu: Ulma i Comarch,
- grudzień, dodatnia logarytmiczna stopa zwrotu: Alta,
- styczeń, ujemna logarytmiczna stopa zwrotu: KCI, Impexmetal, Sanwil, Orange.

Pewnym ograniczeniem badania jest wielkość bazy danych – polski rynek kapitałowy jest jeszcze stosunkowo młody, obserwowane są na nim wciąż procesy włączania i wyłączenia z notowań akcji spółek, jak również fuzji i przejęć, zachodzące w stopniu bardziej intensywnym niż na rynkach rozwiniętych. Innym ograniczeniem przeprowadzonego badania jest różna długość wziętych pod uwagę horyzontów inwestycyjnych, co nierozdzielnie wiąże się z wcześniej opisanymi uwarunkowaniami badania. Dla podziału na dodatnie i ujemne stopy zwrotu w grudniu (i styczniu) i kalkulacji współczynnika R^2 w wielu wypadkach liczba stopni swobody ograniczała się do 5 lub 6 danych, co wpływało na uzyskiwane wyniki.

W literaturze przedmiotu rzadko można znaleźć opracowania dotyczące tzw. barometru grudnia czy też analizę arytmetycznych i logarytmicznych stóp zwrotu, dlatego też uzyskane w artykule wyniki są swoistym *novum*.

Podobne badania mogą zostać prowadzone również dla rynku surowców i indeksów giełdowych. Pojawia się również możliwość modyfikacji zastosowanej metody, aby zamiast miesięcznych stóp zwrotu badać zależność kwartalnej stopy zwrotu (w pierwszym lub ostatnim kwartale roku) i skumulowanej stopy zwrotu w trzech lub czterech kwartałach po nim następujących.

Literatura

- Bohl, M., Salm, C. (2010). The Other January Effect: International Evidence. *European Journal of Finance*, 2 (16), 173–182. DOI:10.1080/13518470903037953.
- Bronson, R. (2012). *What January Effect?* Pobrano z: <http://ritholz.com/blog/2011/02/what-January-effect-2/9>, 2011 (12.01.2018).

- Brown, L., Luo, L. (2006). The January Barometer: Further Evidence. *Journal of Investing*, 1 (15), 25–31. DOI: 10.3905/joi.2006.616841.
- Brusa, J. (2009). An Industry Analysis of the Other January Effect. *Journal of International Finance and Economics*, 4 (8), 74–81.
- Cooper, M., McConnell, J., Ovtchinnikov, A. (2006). The Other January Effect. *Journal of Financial Economics*, 2 (82), 315–341. DOI: 10.1016/j.jfineco.2006.03.001.
- Dimson, E., Mussavian, M. (1998). A Brief History of Market Efficiency. *European Financial Management*, 1 (4), 91–193. DOI:10.1111/1468-036X.00056.
- Dzhabarov, C., Ziemba, W. (2011). Seasonal Anomalies. W: L. Zacks (red.), *The Handbook of Equity Market Anomalies* (s. 213–217). Hoboken: Wiley & Sons.
- Easterday, K., Sen, P., Stephan, J. (2008). The Persistence of the Small Firm/January Effect: Is It Consistent with Investors' Learning and Arbitrage Efforts? *Quarterly Review of Economics and Finance*, 3 (49), 1172–1193. DOI:10.1016/j.qref.2008.07.001.
- Easton, S., Pinder, S. (2007). A Refutation of the Existence of the Other January Effect. *International Review of Finance*, 3–4 (7), 89–104. DOI:10.1111/j.1468-2443.2007.00069.x.
- Fama, E. (1965). The Behavior of Market Prices. *Journal of Business*, 1 (38), 34–105.
- Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 2 (25), 383–417. DOI:10.2307/2325486.
- Fama, E. (1991). Efficient Capital Markets II. *Journal of Finance*, 5 (46), 1575–1617. DOI:10.1111/j.1540-6261.1991.tb04636.x.
- Haug, M., Hirschey, M. (2006). The January Effect. *Financial Analyst Journal*, 5 (65), 78–88. DOI:10.2469/faj.v62.n5.4284.
- Hensel, C., Ziemba, W. (1995). The January Barometer. *Journal of Investing*, 2 (4), 67–70. DOI:10.3905/joi.4.2.67.
- Hirsch, Y. (1986). *Don't Sell Stocks on Monday*. New York: Facts on File Publications.
- Hirsch, J., Hirsch, Y. (2011). *Stock Trader's Almanac*. Hoboken: Wiley & Sons.
- Imhof, M., Brusa J. (2008). The Other January Effect: International Evidence. *International Journal of Business Research*, 5 (8), 48–52.
- Kaepfel, J. (2009). *Seasonal Stock Market Trends: The Definitive Guide to Calendar-based Stock Market Trading*. Hoboken: Wiley & Sons.
- Keim, D. (1983). Size Related Anomalies and Stock Returns Seasonality: Further Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics*, 1 (12), 3–32. DOI: 10.1016/0304-405X(83)90025-9.
- Keim, D., Ziemba, W. (2000). *Security Market Imperfections in Worldwide Equity Markets*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lakonishok, J., Smidt, S. (1988). Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-year Perspective. *Review of Financial Studies*, 1 (4), 403–425. DOI:dx.doi.org/10.1093/rfs/1.4.403.
- Malkiel, B. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, 1 (17), 59–82. DOI:10.1257/089533003321164958.
- Malkiel, B. (2005). Reflections on the Efficient Market Hypothesis: 30 Years Later. *Financial Review*, 1 (40), 1–9. DOI: 10.1111/j.0732-8516.2005.00090.x.
- Marianowska, M., Szerszyńska, E., Szymański, M. (2016). Anomalie sezonowe na rynkach kapitałowych: efekt stycznia i barometr stycznia na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. *Journal of Capital Market and Behavioral Finance*, 1 (3), 35–48.
- Marshall, B., Visaltanachoti, N. (2010). The Other January Effect: Evidence against Market Efficiency. *Journal of Banking & Finance*, 10 (34), 2413–2424. DOI:10.1016/j.jbankfin.2010.03.019.
- Patel, J. (2014). The Monthly Barometer of the Indian Stock Market. *International Business & Economic Research Journal*, 1 (13), 85–92. DOI:10.19030/iber.v13i1.8358.
- Rendon, J., Ziemba, W. (2007). Is the January Effect Still Alive in the Futures Markets? *Financial Market and Portfolio Management*, 3 (21), 381–396. DOI: 10.1007/s11408-007-0049-3.

- Rozeff, M., Kinney, W. (1976). Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 3 (4), 379–402. DOI:10.1016/0304-405X(76)90028-3.
- Stivers, C., Sun, L., Sun, Y. (2009). The Other January Effect: International, Style, and Subperiod Evidence. *Journal of Financial Markets*, 3 (12), 521–546. DOI:10.1016/j.finmar.2009.01.001.
- Sturm, R. (2009). The „Other” January Effect and the Presidential Election Cycle. *Applied Financial Economics*, 17 (19), 1–9. DOI:10.1080/09603100802599589.
- Thaler, R. (1992). *The Winner Curse*. New York: The Free Press.
- Verheyden, T., De Moor, L., Van den Bossche, F. (2013). A Tale of Market Efficiency. *Review of Economics and Business Literature*, 2 (58), 139–156.
- Ziembra, W. (1994). Investing in the Turn-of-the-year Effect in the Futures Markets. *Interfaces*, 3 (24), 46–61. DOI: 10.1287/inte.24.3.46.

THE JANUARY (DECEMBER) BAROMETER EFFECT ON THE EXAMPLE OF 88 EQUITIES LISTED ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE

Abstract: *Purpose* – The aim of the research is to verify the effectiveness of the so-called January (December) barometer on the example of monthly rates of return 88 equity prices listed on the Warsaw Stock Exchange.

Design/methodology/approach – The method was proposed by Dzhabarov and Ziembra and is based on an analysis of the relationships between the monthly rates of return in the month of December (or January) and the cumulative monthly rates of return during the following 11 months. This dependence is expressed by linear regression. The monthly arithmetic and logarithmic rates of return registered in December and January were divided into three groups: (1) all rates of return (positive, negative and equal to zero), (2) positive and equal to zero and (3) negative rates of return.

Originality/value – This is the one of the first study known regarding Polish equity market.

Findings – In the case of 88 shares listed on the Warsaw Stock Exchange, except a few companies, low effectiveness of the January (December) barometer was found.

Keywords: financial market, calendar anomalies, financial market effectiveness.

Cytowanie

Borowski, K. (2018). Wykorzystanie barometru stycznia i grudnia na przykładzie 88 spółek notowanych na GPW Warszawie. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 4 (94/2), s. 5–18. DOI: 10.18276/fffu.2018.94/2-01.