

Efekt barometru stycznia w funduszach inwestycyjnych akcji jako przykład anomalii sezonowych na rynkach kapitałowych

Ilona Żelazowska*

Streszczenie: *Cel* – Celem artykułu było przyjęcie lub odrzucenie hipotezy o występowaniu efektu barometru stycznia na podstawie stóp zwrotu z badanych funduszy inwestycyjnych w latach 2003–2017.

Metodologia badania – W badaniu wykorzystano miesięczne stopy zwrotu funduszy inwestycyjnych. Wyznaczono skumulowane stopy zwrotu, wykorzystano również model regresji liniowej, a badania poddano testowi dla dwóch wariacji bez powtórzeń.

Wynik – Różnice w stopach zwrotu wykazały występowanie barometru stycznia w 10 na 15 badanych przypadków. Wyniki są jednak nieistotne statystycznie, a model regresji liniowej jest słabo dopasowany do rzeczywistości, co może wskazywać na małą przydatność modelu do budowania skutecznych strategii inwestycyjnych opartych na barometrze stycznia.

Oryginalność/wartość – Badanie przeprowadzono na podstawie stóp zwrotu z funduszy inwestycyjnych. Wcześniejsze badania przeprowadzane w Polsce nie wskazywały jednoznacznych wyników i dotyczyły głównie indeksów giełdowych, pojedynczych spółek i surowców.

Słowa kluczowe: anomalie sezonowe, barometr stycznia, efekt stycznia, hipoteza efektywności rynku

Wprowadzenie

Efektywność rynku może być rozpatrywana w ujęciu transakcyjnym, alokacyjnym i informacyjnym. W sensie transakcyjnym charakteryzuje się niskimi kosztami transakcyjnymi, dzięki wysokiej konkurencji na rynku finansowym. Efektywność alokacyjna przejawia się przepływami kapitału od kapitałodawców do przedsięwzięć, które dadzą najwyższą możliwą stopę zwrotu. Natomiast efektywność w sensie informacyjnym zakłada, że wszystkie dostępne informacje o akcji są natychmiast odzwierciedlane w cenie tej akcji. Informacje powinny docierać do wszystkich inwestorów w tym samym czasie, a oni analizować informacje i podejmować na ich podstawie racjonalne decyzje (Fama, 1970). W publikacjach naukowych badacze od prawie pół wieku próbują z jednej strony określić, czy rynek jest efektywny w sensie informacyjnym, oraz zidentyfikować w jakiej formie (silnej, półsilnej, słabej), natomiast z drugiej strony badać anomalie, które są odstępstwami od hipotezy efek-

* Ilona Żelazowska, Uniwersytet Szczeciński, Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania, e-mail: zela-zowska_ilona@o2.pl.

tywności rynku i mogą być skutecznie wykorzystane w budowaniu strategii inwestycyjnych pozwalających na osiągnięcie ponadprzeciętnych stóp zwrotu.

W ramach badanych anomalii wyróżniono anomalie: sezonowe, fundamentalne oraz związane z nadreaktywnością i subreaktywnością. Szeroko rozpatrywaną anomalią sezonową, pierwszy raz zauważoną i nazwaną w 1942 roku, jest efekt stycznia, po raz pierwszy zbadany przez Wachtela, który zwrócił uwagę na nienaturalnie wysokie styczniowe stopy zwrotu dla indeksu Dow Jones Industrial Average (Wachtel, 1942).

Efekt stycznia charakteryzuje się szybką hossą na rynkach kapitałowych na skutek nowych, realizowanych przez inwestorów instytucjonalnych, inwestycji. Najczęściej ma to powiązanie z optymalizacją podatkową. Inwestorzy pod koniec roku decydują się na zamknięcie stratnych pozycji i tym samym obniżają swoje wykazywane zyski. Dopiero na początku stycznia akcje są ponownie odkupowane i tym samym zyskują na wartości (Reinganum, 1983).

Anomalią odwrotną do efektu stycznia jest barometr stycznia, nazywany również „innym efektem stycznia” (*other january effect*). Zakłada on, że wraz z dodatnią (ujemną) stopą w zwrotu w styczniu można przewidywać występowanie dodatniej (ujemnej) skumulowanej stopy zwrotu w pozostałych jedenastu miesiącach w roku. Oznacza to, że styczeń jest barometrem, zgodnie z którym podąża skumulowana stopa zwrotu w pozostałych miesiącach.

1. Przegląd literatury i dotychczasowych badań

Efekt barometru stycznia sprowadza się do jednej zasadniczej kwestii. Przed wszystkim charakteryzuje się tym, że dodatnia stopa zwrotu w styczniu ma być swego rodzaju „barometrem” wskazującym kształtowanie się dodatnich stóp zwrotu w pozostałych miesiącach roku, natomiast ujemna stopa zwrotu w styczniu ma wskazywać na ujemne stopy zwrotu w pozostałych miesiącach w roku. Zatem szeroko opisywany w światowej i polskiej literaturze przedmiotu efekt stycznia może być przydatny do przewidywania stóp zwrotu w pozostałej części roku. Warto jednak zauważyć, że zdaniem badaczy sprawdzalność barometru stycznia nie oznacza, że będzie on skutecznym narzędziem w podejmowaniu inwestycji (Keller, 2014).

Jednym z pierwszych badaczy, który, badając efekt stycznia, zauważył występowanie zależności charakteryzującej się stopami zwrotu od lutego do grudnia, podążającymi za styczniowymi stopami zwrotu, był Kaeppl (1990). Następnie badania zostały przeprowadzone przez Coopera, McConnella i Ovtchinnikova (2006). Autorzy sporządzili raport o sezonowości na podstawie amerykańskich stóp zwrotu akcji. Średni zwrot z 11-miesięcznego okresu od lutego do grudnia był znacznie wyższy w roku z dodatnimi stopami zwrotu ze stycznia niż w roku z ujemnymi stopami zwrotu ze stycznia. Dane obejmowały okres 1940–2006.

Bohl i Salm (2010) badali siły predykcyjne w styczniu i dla jedenastu pozostałych miesięcy w roku (od lutego do grudnia) dla stóp zwrotu w 19 różnych krajach, wnioskując, że jedynie w dwóch z 19 przebadanych krajów występuje efekt barometru stycznia, co zdaniem autorów

może świadczyć o tym, że barometr stycznia nie jest zjawiskiem międzynarodowym. Wzięto pod uwagę okresy kilkudziesięcioletnie, różne dla każdego z krajów poddanych badaniu.

Z kolei w innym artykule naukowym zaproponowano, by w celu zbadania barometru stycznia wziąć pod uwagę stopy zwrotu ze stycznia oraz skumulowane stopy zwrotu nie z jedenastu, lecz dwunastu miesięcy po okresie styczniowym (Hirsch, Hirsch, 2011). Natomiast w badanym okresie 1940–1993 Hensel i Ziemia (1995) dowiedli, że stopy zwrotu z jedenastu miesięcy od lutego do grudnia mają związek ze stopami zwrotu w styczniu, jeżeli w styczniu występuje ujemna stopa zwrotu; wówczas skumulowana stopa zwrotu z pozostałych miesięcy będzie również ujemna.

W polskich publikacjach naukowych temat barometru stycznia nie był tak szeroko omawianym zagadnieniem, jak w przypadku publikacji anglojęzycznych. W Polsce badano zazwyczaj indeksy giełdowe i surowcowe, występujące na Giełdzie Papierów Wartościowych. Jednym z pierwszych polskich badań poruszających problem barometru stycznia była praca Łona (2006). Autor oparł swoje badania na indeksach giełdowych Stanów Zjednoczonych w okresie 1988–2005 oraz wyznaczył korelację między stopami zwrotu ze stycznia a stopami zwrotu od lutego do grudnia. W badaniu wykazał, że wystąpiła silna korelacja o charakterze dodatnim. Autor badał również inne efekty sezonowe na rynkach akcji. W artykule z 2014 roku zbadał stopy zwrotu z indeksu giełdowego krajów wschodzących w latach 1995–2013, w celu przetestowania efektu stycznia i barometru stycznia na tych rynkach. W drugiej części badania skupił się na indeksach branżowych na Giełdzie Papierów Wartościowych. W badaniu dowiódł występowania barometru stycznia, zarówno dla rynków dojrzałych, rynków wschodzących, jak i w dla polskiego rynku akcji (Łon, 2014).

W swojej pracy Borowski (2018) dowodził występowania barometru stycznia i grudnia dla 50 giełd światowych i 32 cen surowców. Okres badawczy obejmował datę pierwszego notowania indeksu lub ceny surowców (na podstawie bazy danych portalu stooq.pl), a ostatnia sesja uwzględniona w tymże badaniu przypadła na koniec 2017 roku. W badaniu wykorzystano model regresji liniowej. Autor wykazał niskie wartości współczynników R^2 w przypadku analizowanych indeksów giełdowych i cen surowców w badanym okresie, co świadczy o małej przydatności zastosowania barometru stycznia w podejmowaniu decyzji inwestycyjnych.

Marianowska, Szerszyńska i Szymański (2016) przebadali miesięczne stopy zwrotu dla indeksów WIG, WIG20, mWIG40 i sWIG80. Dowiedli, że w większości z badanych lat (okres badawczy obejmował lata 1992–2016) występuje efekt barometru stycznia, który osłabił się od 2013 roku, jednak nie nadmieniono, czy uzyskane wyniki są istotne statystycznie.

Istnieją ponadto badania oparte na indeksie sWIG80, które dowiodły, że w okresie 9-letnim, przypadającym na lata 2007–2015, barometr stycznia nie wystąpił w żadnym przypadku, a korelacja dotycząca badanych miesięcy okazała się nieistotna statystycznie (Karaszkievicz, Staniec, 2017).

2. Metodologia badań empirycznych

W artykule przyjęto określone zakresy badawcze. Ze względu na zakres czasowy przyjmuje się ograniczenia, skupiając się danych z lat 2003–2017. W badaniach oparto się na miesięcznych stopach zwrotu. Badaniu poddano fundusze inwestycyjne, które w swoim portfelu miały przewagę spółek notowanych na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych i których aktywa alokowane były przede wszystkim w instrumenty finansowe o charakterze udziałowym (nie mniej niż 50%, do 100% wartości aktywów funduszu w swojej polityce inwestycyjnej). Portfele funduszy opierają się na akcjach polskich i należą do grup akcji polskich uniwersalnych oraz akcji polskich małych i średnich spółek. Do badania wybrano fundusze, które spełniały powyższe kryteria i działały nieprzerwanie co najmniej od 2003 do końca 2017 roku. Badanie objęło 13 funduszy inwestycyjnych, które spełniły założone kryteria. Celem artykułu było zweryfikowanie hipotezy o występowaniu efektu barometru stycznia na podstawie miesięcznych stóp zwrotu z badanych funduszy inwestycyjnych w latach 2003–2017.

Materiałami empirycznymi były informacje uzyskane za pośrednictwem literatury krajowej i zagranicznej oraz dane surowe pozyskane z serwisów www.analizy.pl i www.stooq.pl.

W pierwszym etapie badań wyznaczono miesięczne logarytmiczne stopy zwrotu dla badanych 13 funduszy, zgodnie ze wzorem:

$$R_t = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right),$$

gdzie:

P_t – cena akcji na koniec badanego okresu,

P_{t-1} – cena akcji na początku badanego okresu.

Następnie badanie, w celu weryfikacji zjawiska, jakim jest barometr stycznia, podzielono na dwie części. W pierwszej kolejności wyznaczono nadwyżkę stóp zwrotu z funduszy inwestycyjnych nad stopą zwrotu z indeksu WIG w badanym okresie, a następnie wyznaczono skumulowaną stopę zwrotu dla stóp zwrotu ze stycznia oraz z pozostałych jedenastu miesięcy. Druga część badania objęła analizę regresji w celu określenia zależności między miesięczną stopą zwrotu w styczeniu a skorelowaną stopą zwrotu z jedenastu miesięcy następujących po styczeniu. Analiza regresji linowej wyrażona została następująco:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i * d_{i,t} + \varepsilon_{i,t},$$

gdzie:

$R_{i,t}$ – skumulowana stopa zwrotu dla jedenastu miesięcy, od lutego do grudnia dla badanych funduszy,

$d_{i,t}$ – miesięczna stopa zwrotu w styczeniu dla badanych funduszy,

α_p, β_p – współczynniki regresji linowej.

W celu potwierdzenia lub odrzucenia hipotezy o występowaniu efektu barometru stycznia w wybranych funduszach inwestycyjnych zastosowano test statystyczny F dla dwóch wariancji dla prób niezależnych postaci:

$$F = \frac{S_x^2}{S_y^2}$$

Test statystyczny ma rozkład F z $v_1 = n-1$ i $v_2 = m-1$ stopniami swobody. W celu weryfikacji hipotezy o istotnej liniowej relacji między stopami zwrotu w styczniu oraz z jedenastu miesięcy następujących po styczniu, przeprowadzono analizę dwuczynnikową wariancji bez powtórzeń dla średnich miesięcznych stóp zwrotu badanych 13 funduszy.

3. Wyniki przeprowadzonych badań

W badaniu przeanalizowano miesięczne stopy zwrotu 13 funduszy inwestycyjnych w latach 2003–2017. W badanym okresie wyznaczono miesięczne stopy zwrotu, a następnie wyznaczono nadwyżkową stopę zwrotu funduszy inwestycyjnych nad indeksem WIG, po czym obliczono skumulowaną stopę zwrotu dla nadwyżkowych stóp zwrotu dla każdego z miesięcy (tab. 1).

Wyniki pokazują, że w większości badanych funduszy inwestycyjnych skumulowana stopa zwrotu w styczniu nie jest najwyższą stopą zwrotu, a jedynie w przypadku funduszu Investor Top 25 Małych Spółek, który należy do grupy akcji polskich małych i średnich spółek, styczniowa stopa zwrotu jest najwyższą stopą zwrotu we wszystkich miesiącach.

W tabeli 2 wzięto pod uwagę stopy zwrotu ze stycznia dla wszystkich badanych funduszy inwestycyjnych oraz skumulowane stopy zwrotu z pozostałych jedenastu miesięcy dla badanych funduszy. Efekt barometru stycznia wystąpił wówczas, gdy dodatnia stopa zwrotu w styczniu prognozowała dodatnią skumulowaną stopę zwrotu z pozostałych miesięcy, natomiast ujemne stopy zwrotu występujące w styczniu prognozowały ujemną skumulowaną stopę zwrotu w przypadku pozostałych miesięcy.

Zgodnie z wynikami przedstawionymi w tabeli 2 efekt barometru stycznia mógł wystąpić w badanym okresie w 60% przypadków, czyli w dziewięciu latach w badanym 15-letnim okresie. Barometr stycznia nie występował przede wszystkim w okresie bezpośrednio przed i w trakcie kryzysu gospodarczego, czyli w latach 2007–2010, ale również we wcześniejszych latach: 2003, 2005 oraz w 2014.

Tabela 1

Skumulowana miesięczna stopa zwrotu funduszy inwestycyjnych w miesiącu w badanym okresie (%)

	Styczeń	Luty	Marzec	Kwiecień	Maj	Czerwiec	Lipiec	Sierpień	Wrzesień	Październik	Listopad	Grudzień
Aviva Investors Polskich Akcji	0,38	-1,44	2,08	5,75	10,07	-4,65	-4,43	-3,52%	5,15	-3,55	12,57	-2,37
Investor Akcji Spółek Dywidendowych	-5,03	-11,69	-6,18	-10,76	8,46	-1,79	-2,73	-12,72	4,30	-10,81	13,38	-0,51
Investor Top 25 Małych Spółek	28,03	15,45	2,01	-14,47	12,26	-7,46	-28,23	-6,05	9,88	-7,60	-7,88	-9,20
Millennium Akcji	-5,31	-2,35	-3,64	-6,58	3,11	-1,61	-15,42	-4,30	0,43	-8,92	2,48	-8,18
NN Akcji	-0,30	-8,46	-6,92	0,10	0,51	-2,33	-0,21	-3,24	2,84	-1,72	5,39	-10,51
NN FIO Akcji 2 A	2,96	-4,34	-8,95	0,90	2,89	2,97	-3,07	0,96	7,94	-0,09	9,10	-6,91
Arka BZ WBK Akcji Polskich	2,99	-2,07	-3,91	1,69	0,84	-6,80	-1,30	8,23	5,13	-6,56	2,76	3,47
PZU Akcji KRAKOWIAK	-7,62	-2,72	-6,56	-10,83	2,08	-5,45	-13,74	-9,11	4,11	-5,21	0,46	-5,48
Rockbridge Akcji	-1,64	-7,82	0,71	-7,56	-1,97	-8,84	-11,64	-5,93	9,26	-1,36	1,34	-6,00
Skarbiec Akcja	-2,88	3,95	-11,37	3,53	4,32	2,57	-2,13	-7,47	8,12	-9,33	11,10	-3,63
UniKorona Akcje	-5,85	-6,78	-3,14	4,55	10,02	-0,03	-0,54	-5,67	10,78	3,59	5,56	-5,50
AEGON UFK ESALIENS Akcji	-4,43	-6,56	-2,12	1,37	13,81	3,24	-17,77	2,42	6,61	-12,38	11,65	-4,85
Novo Akcji	-0,35	-4,70	-1,83	3,59	2,71	1,63	-14,07	-11,32	5,96	-9,07	-1,49	-11,37

Źródło: opracowanie własne.

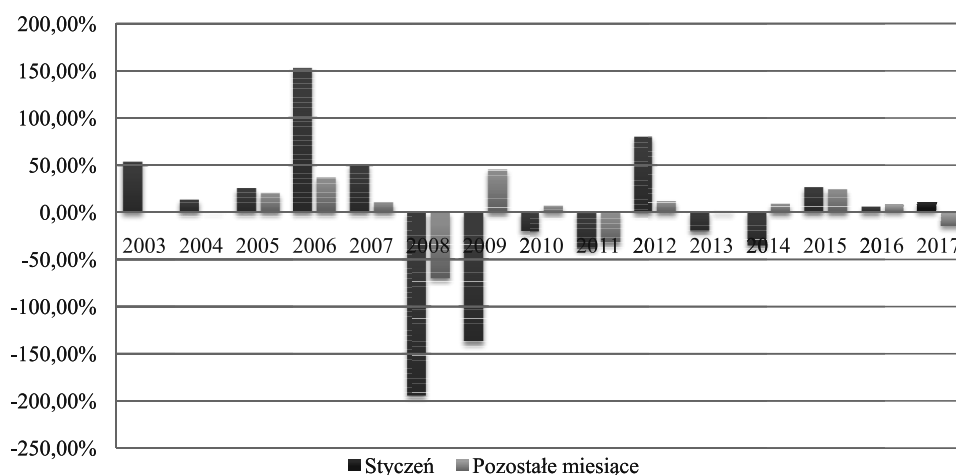
Tabela 2

Występowanie barometru stycznia dla badanych funduszy inwestycyjnych (%)

Rok	Styczeń	Pozostałe miesiące	Barometr stycznia
2003	35,52	-8,81	NIE
2004	-8,70	-8,55	TAK
2005	7,91	-135,76	NIE
2006	-40,78	-3,39	TAK
2007	-8,27	38,50	NIE
2008	-5,00	66,06	NIE
2009	7,79	-155,77	NIE
2010	-8,13	-7,34	TAK
2011	3,02	15,28	TAK
2012	-13,24	-54,72	TAK
2013	7,42	28,98	TAK
2014	9,56	-13,57	NIE
2015	12,74	33,88	TAK
2016	4,59	29,93	TAK
2017	-3,49	-72,29	TAK

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 1 ukazano podążanie za stopą zwrotu ze stycznia ze stopami zwrotu w miesiącach od lutego do grudnia każdego analizowanego roku. Wyznaczono stopy zwrotu ze stycznia każdego analizowanego roku oraz średnią ze skumulowanej stopy zwrotu dla pozostałych jedenastu miesięcy.

**Rysunek 1.** Barometr stycznia dla badanych funduszy inwestycyjnych w latach 2003–2017

Źródło: opracowanie własne.

W celu sprawdzenia istotności statystycznej danych zawartych w tabeli 2, z której można wyciągnąć jednoznaczne wnioski, że w większości badanych lat wystąpił efekt barometru stycznia w odniesieniu do wybranych funduszy inwestycyjnych, przeprowadzono test F dla dwóch wariancji bez powtórzeń. Sformułowano hipotezę zerową oraz hipotezę alternatywną.

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2,$$

$$H_1: \sigma_1^2 > \sigma_2^2 \text{ lub } \sigma_1^2 < \sigma_2^2,$$

gdzie:

H_0 oznacza, że w badanych funduszach inwestycyjnych istnieją podstawy do potwierdzenia występowania efektu barometru stycznia na podstawie stóp zwrotu w badanym okresie.

H_1 zakłada, że w badanych funduszach inwestycyjnych nie występuje efekt barometru stycznia w badanym okresie.

Tabela 3

Wyniki i obszary krytyczne dla testu F dla dwóch wariancji

Rok	Test F
2003	0,04909
2004	0,102585
2005	0,017876
2006	0,046356
2007	0,144405
2008	0,012227
2009	0,041696
2010	0,108824
2011	0,043551
2012	0,321742
2013	0,048306
2014	0,051464
2015	0,004211
2016	0,146838
2017	0,046515

Źródło: opracowanie własne.

Wartości dla testu F przedstawiono w tabeli 3, natomiast obszar krytyczny dla każdego z testów jest obszarem jednostronnym $(0,372213; +\infty)$, obliczonym dla 12 stopni swobody i poziomu istotności 0,05.

W związku z powyższym należy dla badanych lat odrzucić hipotezę zerową na korzyść hipotezy alternatywnej, mówiącej o tym, że w badanych funduszach inwestycyjnych nie występuje efekt barometru stycznia w omawianym okresie. Otrzymane w tabeli 2 wyniki

nie zostały potwierdzone za pomocą testu statystycznego i założenie, według którego stopy zwrotu wskazywałyby na występowanie barometru stycznia, nie może zostać uznane za prawdziwe.

Drugą część badania stanowił zbudowany dla każdego z funduszy inwestycyjnych model regresji liniowej. Dane dla modelu przedstawiono w tabeli 4.

Tabela 4

Parametry regresji liniowej dla funduszy inwestycyjnych w latach 2003–2017

Rok	Alfa	Beta	R ²	DW
2003	0,0384	0,5559	0,01517	2,805355**
2004	-0,0047	0,9687	0,09626	1,259937**
2005	0,1546*	0,6934	0,00859	2,242038
2006	0,1260	1,5727	0,11466	2,813258**
2007	0,0875*	0,0168	0,00004	1,049483**
2008	0,0332	4,1901	0,21467	1,8584
2009	0,3051	-0,7403	0,02285	1,539657
2010	0,0617*	0,2365	0,00609	2,281276
2011	-0,3089*	-1,1727	0,05989	1,939381
2012	0,1027*	-0,0580	0,00108	2,265165
2013	0,0658*	3,5109*	0,59545	1,713747
2014	-0,0103	-3,1582*	0,51331	1,893412
2015	0,2452*	-1,9439	0,01591	2,065523
2016	0,0744	-1,4363	0,30291	2,081107
2017	-0,1459*	2,5859*	0,31104	1,667361

* Wyniki estymacji parametrów α i β uznane za istotne statystycznie; ** brak konkluzji na temat autokorelacji składnika losowego.

Źródło: opracowanie własne.

Modele regresji charakteryzowały się niskim współczynnikiem dopasowania do rzeczywistości. Najwyższym wskaźnikiem R² charakteryzowały się lata 2013 (0,59545) i 2014 (0,51331), w których nie zaobserwowano barometru stycznia (tab. 2). Z kolei najniższy współczynnik determinacji R² zaobserwować można w latach 2004, 2005, 2007, 2010 i 2012, gdzie – zgodnie z informacjami w tabeli 2 – badając jedynie skumulowane stopy zwrotu, można było zaobserwować potencjalnie występujący barometr stycznia (z wyjątkiem 2010 r.). Niski współczynnik determinacji świadczy o tym, że ewentualne różnice w stopach zwrotu nie będą przydatne do budowania skutecznych strategii inwestycyjnych, opartych na efekcie barometru stycznia.

Przy badaniu autokorelacji składnika losowego postawiono dwie hipotezy: H₀: $\rho_1 = 0$, H₁: $\rho_1 > 0$ lub $\rho_1 < 0$. Wartość statystyki DW wynosi od 1,049483 do 2,813258, natomiast wartości krytyczne statystyki DW wynoszą odpowiednio: d₁ = 1,01; d_g = 1,34, co oznacza, że w roku 2005 oraz latach 2008–2017 nie wystąpiła autokorelacja składnika losowego, natomiast

w latach 2003–2004 oraz 2006–2007 nie można podjąć decyzji co do wystąpienia autokorelacji składnika losowego i należy wykorzystać wzór $\rho = \frac{|2-DW|}{2}$. Stwierdzono, że w żadnym z modeli w latach 2003–2004 i 2006–2007 nie występuje autokorelacja składnika losowego.

W odniesieniu do lat 2005, 2007, 2010–2013, 2015, 2017 warto zauważyć, że parametr α_1 jest istotny statystycznie, natomiast w przypadku lat 2013–2014 i 2017 dodatkowo istotny statystycznie jest również parametr β_1 . Oznacza to, że w powyższych przypadkach p-value < 0,05.

Uwagi końcowe

Badając jedynie skumulowane stopy zwrotu dla wybranych funduszy inwestycyjnych w okresie od 2003 do 2017 roku, można byłoby potwierdzić występowanie barometru stycznia w dziewięciu z piętnastu badanych lat. Jednak test statystyczny nie jest w stanie potwierdzić istotności statystycznej wyników.

W pojedynczych badanych funduszach, po wyznaczeniu 13 modeli regresji liniowej, zauważono, że modele były niedopasowane do rzeczywistości ze względu na niski współczynnik determinacji R^2 , co może sugerować niską przydatność zastosowania modelu w wykorzystaniu barometru stycznia do podejmowania decyzji inwestycyjnych.

Przeprowadzone badania są zbieżne z badaniami anglojęzycznymi i polskimi, które mówią o słabym dopasowaniu danych do rzeczywistości i tym samym braku możliwości wykorzystania zależności w stopach zwrotu przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych. Warto też zwrócić uwagę na analizę stóp zwrotu dla poszczególnych lat. Pomimo występowania zależności wskazujących, że dodatnie stopy zwrotu w styczniu przewidują dodatnią skumulowaną stopę zwrotu w pozostałych jedenastu miesiącach, natomiast ujemne stopy zwrotu w styczniu będą przewidywały ujemną skumulowaną stopę zwrotu w pozostałych jedenastu miesiącach w roku, nie można z całą pewnością stwierdzić występowania efektu barometru stycznia, gdyż nie ma on potwierdzenia w teście statystycznym. Warto zaznaczyć, że w badaniach anglojęzycznych analizie poddawane były okresy kilkudziesięcioletnie. Na tle anglojęzycznych badań przytoczonych w przeglądzie literaturowym należy zaznaczyć, że 15 lat to dość krótki okres, aby można było wysnuć jednoznaczne wnioski, dlatego badania dotyczące anomalii występujących w funduszach inwestycyjnych warto powtórzyć w kolejnych latach ich działalności, gdy możliwe będzie wzięcie pod uwagę dłuższego okresu badawczego.

Literatura

- Bohl, M., Salm, C. (2010). The Other January Effect: International Evidence. *European Journal of Finance*, 16, 173–182.
- Borowski, K. (2018). Analiza barometru stycznia i grudnia na przykładzie 50 indeksów giełd światowych i 32 cen surowców. W: J. Ostaszewski, M. Wrzeński (red.), *Etyka, sprawiedliwość i racjonalność w dorobku nauki o finansach w latach 1918–2018* (s. 177–192). Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Cooper, M., McConnell, J., Ovtchinnikov, A. (2006). The Other January Effect. *Journal of Financial Economics*, 82, 315–341.

- Czerwonka, M., Gorlewski, B. (2012). *Finanse behawioralne*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 25, 383–417.
- Hensel, C., Ziemba, W. (1995). The January Barometer: Swiss, European and Global Results. *Financial Market and Portfolio Management*, 2 (9), 187–196.
- Hirsch, J., Hirsch, Y. (2011). *Stock Trader's Almanac*. Hoboken: Wiley & Sons.
- Jajuga, K., Jajuga, T. (2006). *Inwestycje, instrumenty finansowe, aktywa niefinansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Kaepfel, J. (1990). The January Barometer: Myth and Reality. *Technical Analysis of Stock and Commodities*, 8, 252–254.
- Karaszewicz, B., Staniec, I. (2017). Wpływ efektu stycznia na WIG20. *Zeszyty Naukowe. Organizacja i Zarządzanie*, 67 (1214), 87–96.
- Keller, J. (2014). Efekt stycznia na polskim rynku akcji – występowanie i cykliczność. W: P. Urbanek, E. Walińska (red.), *Ekonomia, finanse i nauki o zarządzaniu wobec wyzwań współczesnych gospodarek* (s. 103–114). Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Lon, E. (2006). Barometr stycznia. *Gazeta Bankowa*, 8, 30–33.
- Lon, E. (2014). Efekty sezonowe na rynkach akcji. *Pieniądze i Więź*, 3 (64), 69–77.
- 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.
- Reinganum, M.R. (1983). The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effects. *Journal of Financial Economics*, 1 (12), 89–104.
- Stivers, C., Sun, L., Sun, Y. (2009). The Other January Effect: International, Style, and Subperiod Evidence. *Journal of Financial Markets*, 3 (12), 521–546.
- Wachtel, S. (1942). Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices. *Journal of Business*, 2 (15), 184–193.

OTHER JANUARY EFFECT IN STOCK MUTUAL FUNDS AS AN EXAMPLE OF SEASONAL ANOMALIES IN THE CAPITAL MARKETS

Abstract: *Purpose* – The article presents the other January effect. The purpose of the article was to accept or reject the hypothesis about the occurrence of the other January effect, based on the rates of return from the mutual funds in 2003–2017.

Methodology/approach – The study uses the monthly rates of return of mutual funds. Accumulated rates of return have been determined. The linear regression model was also used, and the results were tested for two variances without repetition.

Findings – Differences in the rates of return have been demonstrated the presence of the other January effect in 10 out of the 15 cases studied. However, the results are statistically insignificant, and the linear regression model is poorly suited to reality, which may indicate the low usefulness of the model for building effective investment strategies based on the other January effect.

Originality/value – The study was conducted based on rates of return from mutual funds. Earlier research carried out in Poland did not indicate unequivocal results, and stock market indices and focused on individual companies and raw materials.

Keywords: seasonal anomalies, other January effect, January effect, capital market efficiency hypothesis

Cytowanie

Zelazowska, I. (2018). Efekt barometru stycznia w funduszach inwestycyjnych akcji jako przykład anomalii sezonowych na rynkach kapitałowych. *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 4 (94/2), 143–153. DOI: 10.18276/frfu.2018.94/2-11.