

PAWEŁ SEKUŁA*, BŁAŻEJ SOCHA**

REAKCJA CEN AKCJI NA REWIZJE SKŁADU INDEKSU WIG20

RESPONSE OF SHARE PRICES TO THE REVISION OF WIG20 INDEX COMPOSITION

The purpose of this paper is to assess the impact of changes in the WIG20 index on the return rates of shares of companies included and excluded from the index. The analysis was carried out in several variants, in the period 2000–2020. To check the stability of the relationships observed in time, the research period was divided into two subperiods, the first being 2000–2009, the second 2010–2020. The research was carried out on the basis of event analysis, using parametric tests. The following research hypotheses were verified: *H1. The inclusion of companies in the WIG20 index positively affects the abnormal return rate of their shares, and H2. The removal of companies from the WIG20 index negatively affects the abnormal return rate of their shares.* The results obtained confirm the existence of a positive index effect caused by the inclusion of companies in the index. In the case of excluding companies from the index, the study did not report a statistically significant index effect. This indicates a certain observed feature of the Polish market: a noticeable asymmetry in the reactions measured by abnormal returns to the introduction and removal of companies from the index. The results of the study complement the existing results on price effects that occur during the revision of stock indices in emerging markets.

Keywords: index effect; portfolio management; abnormal return; public companies; event study

Celem badawczym artykułu jest ocena wpływu zmian składu indeksu WIG20 na stopy zwrotu akcji spółek włączanych i wykluczanych ze składu tego indeksu. Analiza została przeprowadzona w kilku wariantach dla okresu obejmującego lata 2000–2020. W celu sprawdzenia stabilności w czasie obserwowanych zależności okres badawczy podzielony został na dwa podokresy: 2000–2009 i 2010–2020. Badania zrealizowano, opierając się na analizie zdarzeń, z wykorzystaniem testów parametrycznych. Przedmiotem badania były krótkoterminowe ponadnormatywne stopy zwrotu z akcji spółek wprowadzanych i wycofywanych z indeksu. Weryfikacji poddano następujące hipotezy badawcze: *H1. Włączenie spółek w skład indeksu WIG20 pozytywnie wpływa na nadwyżkową stopę zwrotu ich akcji, oraz H2. Usunięcie spółek ze składu indeksu WIG20 negatywnie wpływa na nadwyżkową stopę zwrotu ich akcji.* Uzyskane wyniki potwierdzają występowanie dodatniego efektu cenowego wywołanego wprowadzeniem spółek do indeksu. W przypadku usunięcia spółek z indeksu w badaniu nie odnotowano istotnego statystycznie efektu indeksowego. Wskazuje to

* Paweł Sekuła
University of Lodz, Poland / Uniwersytet Łódzki, Polska
pawel.sekula@uni.lodz.pl, <https://orcid.org/0000-0002-1959-8378>

** Błażej Socha
University of Lodz, Poland / Uniwersytet Łódzki, Polska
blazej.socha@uni.lodz.pl, <https://orcid.org/0000-0002-2422-6851>

na pewną obserwowaną specyfikę polskiego rynku: wyraźną asymetrię w reakcjach mierzonych nadwyżkowymi stopami zwrotu na wprowadzenie i usunięcie spółek z indeksu. Przeprowadzone badania uzupełniają dostępne wyniki na temat efektów indeksowych występujących podczas rewizji indeksów giełdowych na rynkach wschodzących.

Słowa kluczowe: efekt indeksowy; zarządzanie portfelem; nadwyżkowa stopa zwrotu; spółki publiczne; analiza zdarzeń

I. WSTĘP

Problemy z uzyskiwaniem powtarzalnych ponadprzeciętnych zwrotów z inwestycji realizowanych według aktywnych strategii inwestycyjnych skłaniają do poszukiwania alternatywnych rozwiązań. Zgodnie z hipotezą rynku efektywnego odzwierciedlanie w wycenach rynkowych akcji wszystkich dostępnych informacji powoduje praktycznie bezcelowość aktywnego zarządzania kapitałem i uniemożliwia uzyskiwanie w długim terminie ponadnormatywnych zwrotów z akcji spółek błędnie wycenianych na rynkach. Skłoniło to do rozwoju pasywnych strategii inwestycyjnych, w których głównym założeniem jest uzyskanie pewnego, przeciętnego zwrotu, odpowiadającego przyjętemu wskaźnikowi rynku. W praktyce najczęściej jest to realizowane przy wykorzystaniu narzędzi inwestycyjnych opartych na replikacji indeksów. Rosnąca popularność takich rozwiązań może powodować wywieranie presji popytowej lub podażowej na akcje spółek uczestniczących w rewizjach indeksów i przyczyniać się do znaczących zmian cen, odbiegających od tzw. wartości równowagi. Badania naukowe w tym zakresie zapoczątkowano w Stanach Zjednoczonych już pod koniec lat osiemdziesiątych XX w., ale dotyczyły rynków rozwiniętych i głównych indeksów akcyjnych. W literaturze podkreśla się natomiast dość ograniczony zakres badań na *emerging markets*¹. Dlatego autorzy podjęli badania nad analizą krótkoterminowych efektów indeksowych i siły oddziaływania wzorca indeksu akcyjnego GPW w Warszawie. W związku z tym przyjęto za cel badawczy ocenę wpływu zmian składu indeksu WIG20 na stopy zwrotu akcji spółek włączanych i wykluczanych ze składu tego indeksu.

II. PRZEGLĄD LITERATURY

Jednym z filarów finansów neoklasycznych jest zaprezentowana przez Famę w 1965 r. hipoteza efektywności rynków kapitałowych². Zakłada ona, że rynek jest efektywny w sensie informacyjnym, kiedy wszystkie dostępne informacje są w pełni odzwierciedlone w cenach instrumentów. Przegląd badań światowych wskazuje jednak, że na rynkach finansowych występują anomalie, które podają w wątpliwość tezy stawiane w głównym nurcie finansów neoklasycznych.

¹ Afego (2017): 228–239.

² Fama (1965): 55–59.

Pierwsze prace poświęcone tzw. efektowi indeksowemu są dziełem Shleifera³ oraz Harris i Gurela⁴. Choć w obu pracach wykazano, że cena akcji spółek włączanych do indeksu wzrasta, to autorzy odmiennie argumentowali występowanie efektu indeksowego. Teoretycznych uwarunkowań zmian cen akcji, będących konsekwencją wejścia lub wyjścia ze składu indeksu giełdowego, upatrywano w hipotezie popytowej oraz hipotezie informacyjnej⁵.

Hipotezy oparte na popycie sugerują, że czynnikiem warunkującym zmianę ceny akcji spółek włączanych bądź usuwanych ze składu indeksu giełdowego jest zmieniający się popyt inwestorów. Wśród autorów nie ma jednak zgody co do trwałości zmian cen. Scholes⁶ oraz Harris i Gurel⁷ sugerują, że krzywa popytu na akcje będzie nachylona ujemnie w krótkim okresie. Innymi słowy, zmiana w popycie spowoduje tymczasową reakcję cen – włączenie akcji spółki do indeksu będzie prowadziło do zwiększonego popytu, który przełoży się na krótkoterminowy wzrost cen walorów. Sytuacja analogiczna będzie zachodziła w przypadku usunięcia akcji spółki z indeksu – prowadzi do zmniejszenia popytu i tymczasowego obniżenia cen akcji. Shleifer⁸ i Chen⁹ twierdzą z kolei, że zmiana ceny akcji zrealizowana pod wpływem zmiany popytu będzie trwała. Sugeruje to, że ujemne nachylenie krzywej popytu będzie miało charakter długoterminowy i wynika z niedoskonałej substytucyjności aktywów. Przyjmując, że akcje nie mają bliskich substytutów, efekt zmiany ceny waloru włączanego bądź usuwanego z indeksu powinien utrzymać się w dłuższym horyzoncie czasowym.

Badania w zakresie przydatności informacji o włączeniu lub usunięciu spółki z indeksu giełdowego prowadzone były przez Jaina¹⁰, który sugeruje, że wejście spółki w skład indeksu S&P 500 może być przez inwestorów interpretowane jako istotna informacja uwzględniana w selekcji aktywów. Włączenie spółki do prestiżowego indeksu jest rozpatrywane jako świadectwo wysokiej jakości zarządzania i stabilnych fundamentów podmiotu, prowadzących do obniżenia ryzyka inwestycyjnego danego aktywa. Podobne wnioski, wspierające hipotezę informacyjną, płyną z badań prowadzonych m.in. przez Denisa i in.¹¹ oraz Platinkovą¹²; zgodnie z nimi po włączeniu spółki w skład indeksu S&P 500 jakość jej zysków rośnie, a analitycy są bardziej skłonni do korzystnych zmian prognoz zysków. Kolejnym argumentem przemawiającym za istnieniem efektu indeksowego jest behawioralne założenie Mertona, zgodnie z którym inwestorzy wybierają do portfela inwestycyjnego instrumenty, o których istnieniu wiedzą¹³. Oznacza to, że walory wchodzące w skład indeksu będą mia-

³ Shleifer (1986): 579–590.

⁴ Harris, Gurel (1986): 815–829.

⁵ Afego (2017): 228–239.

⁶ Scholes (1972): 179–211.

⁷ Harris, Gurel (1986): 815–829.

⁸ Shleifer (1986): 579–590.

⁹ Chen (2006): 409–430.

¹⁰ Jain (1987): 58–65.

¹¹ Denis et al. (2003): 1821–1840.

¹² Platikanova (2008): 62–76.

¹³ Merton (1987): 483–510.

ły większą rozpoznawalność wśród potencjalnych i obecnych inwestorów, co może prowadzić do wzrostu ich ceny. Warto jednak zwrócić uwagę, że zgodnie z wynikami Chena i in.¹⁴ efekty cenowe wejścia i wyjścia akcji spółek z indeksu S&P 500 mają charakter asymetryczny. Włączenie do indeksu prowadzi do trwałego wzrostu ceny akcji, podczas gdy usunięcie waloru ze składu indeksu nie powoduje trwałych reakcji bądź siła tej reakcji jest stosunkowo mniejsza niż przy włączeniu. Dodatkowo warto nadmienić, że wraz z włączeniem akcji spółki do indeksu wzrasta na ogół ich płynność. Większa płynność, więcej uwagi analityków i maklerów poświęconej takim walorom, a co za tym idzie – łatwiejszy i szerszy dostęp do informacji, przyczyniają się do redukcji asymetrii informacji, co powinno przełożyć się na spadek wymaganej stopy zwrotu i wzrost ceny. Z kolei przy wykluczeniu walorów z indeksu powinniśmy zaobserwować skutek odwrotny. W ramach efektów informacyjnych w literaturze podnosi się też kwestię specyfiki kryteriów wyboru instrumentów wchodzących w skład indeksu. W ramach analizy funduszy indeksowych Petajisto¹⁵ sugeruje, że zasady doboru instrumentów, ich przewidywalność, przejrzystość i stopień losowości mogą mieć wpływ na wielkość efektu indeksowego.

Analiza wyników badań opublikowanych w ostatnich latach potwierdza istnienie efektu indeksowego. Należy zauważyć, że od rozpoczęcia badań nad tym zjawiskiem najczęściej badanym indeksem jest S&P500. W badaniach Chana i in.¹⁶, obejmujących okres 1962–2003, potwierdzono istotny wzrost cen akcji włączanych do indeksu S&P500. W przypadku wykluczenia spółki wykazano krótkoterminowy ujemny wpływ na ceny. Pozostając przy wynikach opartych na analizie indeksu S&P500, warto przywołać badania Kamala i in.¹⁷, którzy porównali siłę i istotność efektu indeksowego w dwóch okresach – przed i po roku 2000, zakładając, że uregulowania prawne wprowadzone w tym roku przyczyniły się do zmniejszenia asymetrii informacyjnej. Wyniki ich badań sugerują, że zmniejszenie asymetrii informacyjnej skutkowało istotnym spadkiem nadwyżkowej stopy zwrotu w dniu ogłoszenia informacji o włączeniu spółki do indeksu. W przypadku usunięcia spółki z indeksu ujemna nadwyżkowa stopa zwrotu w krótkim okresie nie odbiegała wielkością od tych osiągniętych przed rokiem 2000¹⁸. Odmienne wyniki badań opartych na analizie indeksu S&P 500 uzyskali Bennett i in.¹⁹, według których, o ile w okresie 1997–2007 istniała pozytywna zależność między wejściem spółki do indeksu i zmianą jej ceny akcji, to w okresie obejmującym lata 2008–2017 takiego efektu w krótkim okresie już nie obserwowano.

Wyniki badań prowadzonych na indeksie brytyjskim FTSE 100 świadczą w większości o pozytywnym wpływie włączenia spółki do indeksu. Daya i in.²⁰ potwierdzili pozytywny wpływ włączenia spółki do indeksu oraz brak istotnego wpływu usunięcia spółki z indeksu. Podobne wyniki osiągnęli Fernandes

¹⁴ Chen et al. (2004): 1901–1930.

¹⁵ Petajisto (2008).

¹⁶ Chan et al. (2013): 4920–4930.

¹⁷ Kamal et al. (2012): 380–402.

¹⁸ Kamal (2014): 1–10.

¹⁹ Bennett et al. (2020).

²⁰ Daya et al. (2012): 1054–1069.

i Mergulhao²¹, uszczegółowiając, że w przypadku włączenia (usunięcia) spółki z indeksu ok. 40% (23%) dodatniej (ujemnej) nadwyżkowej stopy zwrotu jest generowane w okresie przez dzień zdarzenia, tj. ogłoszeniem o zmianie składu indeksu. Biorąc pod uwagę przejrzyste i ogólnodostępne kryteria włączenia spółek, wynik wspiera twierdzenie świadczące o informacyjnym efekcie zmiany składu indeksu. Wyniki badań nad efektem indeksowym na innych rynkach kapitałowych również są dostępne i obejmują Chiny²², Japonię²³, Afrykę Południową²⁴, Niemcy²⁵, Francję²⁶, Australię²⁷ czy badania multinarodowe²⁸. Wyniki te w przeważającej większości opublikowane zostały jednak wiele lat temu.

Na gruncie rynku polskiego pierwsze analizy efektu indeksowego przypisywane są Wiśniewskiemu²⁹ oraz Hońdzie³⁰. Izbrandt wykorzystał analizę zdarzeń do weryfikacji charakterystycznych dat związanych ze zmianą składu indeksu WIG20. Wykazał, że w poszczególnych dniach poprzedzających lub następujących po dniu zdarzenia występuje istotny wpływ wejścia lub opuszczenia indeksu WIG20 przez spółkę na stopy zwrotu jej akcji³¹. Gurgul³² na podstawie 34 zdarzeń w okresie 1995–2005 wskazywał na istotne nadwyżkowe stopy zwrotu na 5 dni przed wejściem spółki do indeksu WIG20 i spadek cen akcji po dacie włączenia, tłumacząc efekt hipotezą presji cenowej. W przypadku usunięcia spółek z indeksu nie zaobserwował istotnych zależności. Wyniki badań uzyskane przez Miziołka³³ sugerują, że w okresie 2009–2015 ogłoszenie informacji o wykluczeniu spółki z indeksu WIG20 powodowało wystąpienie dodatniej, skumulowanej nadwyżkowej stopy zwrotu. Wynik ten był jednak rezultatem wysokich nadwyżkowych stóp zwrotu po dniu zdarzenia oraz pochodną wysokich nadwyżkowych stóp zwrotu tylko kilku spółek.

Ograniczona liczba badań zrealizowanych w warunkach polskiego rynku kapitałowego oraz dość niejednoznaczne wyniki przeprowadzonych testów skłoniły do analizy wpływu rewizji składu indeksu giełdowego WIG20 na cenę akcji spółek włączanych i usuwanych z indeksu. Przedmiotem badania były krótkoterminowe ponadnormatywne stopy zwrotu z akcji spółek wprowadzanych i wycofywanych z indeksu. W tym celu postawiono dwie hipotezy badawcze:

H1. Włączenie spółek w skład indeksu WIG20 pozytywnie wpływa na nadwyżkową stopę zwrotu ich akcji.

H2. Usunięcie spółek ze składu indeksu WIG20 negatywnie wpływa na nadwyżkową stopę zwrotu ich akcji.

²¹ Fernandes, Mergulhao (2016): 79–90.

²² Wang et al. (2015): 13–33.

²³ Liu (2006): 246–269.

²⁴ Miller, Ward (2015): 84–101.

²⁵ Deininger et al. (2001):

²⁶ Vespro (2006): 103–127.

²⁷ Pullen, Gannon (2007).

²⁸ Hacibedel, van Bommel (2007).

²⁹ Wiśniewski (2002): 80–88.

³⁰ Hońdo (2010).

³¹ Izbrandt (2016): 103.

³² Gurgul (2019): 155–170.

³³ Miziołek (2016): 74–86.

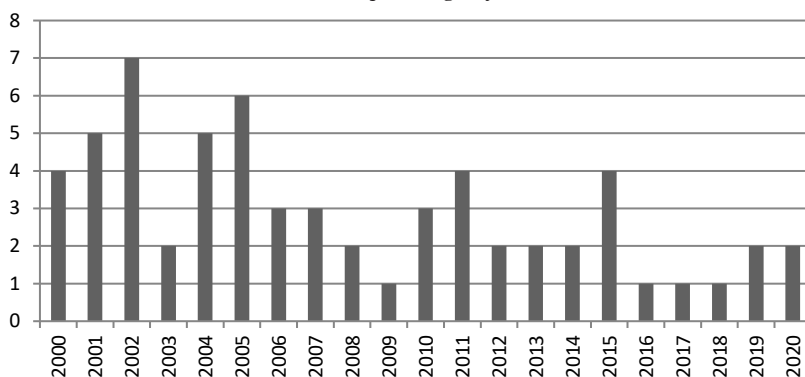
III. PRÓBA BADAWCZA I METODA BADAŃ

Badanie efektu indeksowego w warunkach GPW w Warszawie przeprowadzono dla indeksu akcji WIG20. W badaniu zdecydowano się na wybór indeksu dwudziestu największych spółek notowanych na GPW w Warszawie, ponieważ spełniają kluczową rolę wskaźnika benchmarkowego. WIG20 stanowi podstawę najpopularniejszych derywatów i może być wykorzystywany jako wzorzec do tworzenia portfeli pasywnych, dlatego wydawał się odpowiedni do testowania hipotezy popytowej czy informacyjnej.

Badania obejmowały okres od 2000 do 2020 r., co pozwoliło uwzględnić 62 operacje korekty składu indeksu. Analiza została przeprowadzona w kilku wariantach. Uwzględniała cały okres badawczy od 2000 do 2020 r. oraz dwa podokresy: 2000–2009 i 2010–2020. Podział na podokresy badawcze argumentowany był chęcią sprawdzenia stabilności w czasie obserwowanych zależności w warunkach zmieniającego się otoczenia. Pierwszy okres obejmował hossę poprzedzającą kryzys w roku 2008 i miesiące załamania rynkowego, drugi okres obejmował natomiast lata pokryzysowe. Ponadto można było również zaobserwować pewne zmiany w częstotliwości korekt badanego indeksu (wykres 1). W pierwszym z podokresów skład indeksu był bardziej niestabilny i liczba korekt była wyraźnie wyższa niż w drugim podokresie. Pozwalało to analizować wpływ liczby korekt w indeksie na reakcje rynkowe kursów akcji badanych spółek.

Wykres 1

Liczba korekt składu indeksu WIG20 w poszczególnych latach w okresie 2000–2020



Źródło: opracowanie własne na podstawie: Rocznik giełdowy, GPW, 2000–2021, <https://www.gpw.pl/biblioteka-gpw-lista?gpwlc_id=10> [dostęp: 10.01.2021].

Wpływ rewizji składu WIG20 analizowano zarówno dla spółek wprowadzanych, jak i usuwanych z indeksu. W tym przypadku zdecydowano się na dwa warianty badania. Testowano wszystkie korekty WIG20 w poszczególnych okresach oraz tylko te korekty, które dotyczyły pierwszego wejścia lub wyjścia danej spółki z indeksu. Zakładano, że w przypadku wielokrotnego wchodzenia spółki do indeksu powstający z tego powodu efekt popytowy lub

efekt informacyjny może być ograniczony, z uwagi na wcześniejsze korekty w składach portfeli inwestorów.

W badaniach posłużono się analizą zdarzeń, która jest powszechnie wykorzystywana do weryfikacji anomalii występujących na rynkach kapitałowych. Metoda ta pozwala zweryfikować, czy uzyskiwane stopy zwrotu z akcji spółek są zależne od wybranego zdarzenia. W badaniach przyjęto, że dniem zdarzenia jest tzw. *effective day* (ED), czyli ostatni dzień sesyjny przed wejściem w życie zmiany w składzie indeksu WIG20. W tym zakresie postępowano podobnie jak na przykład w pracy Biktimirova i Li³⁴. Analizę zdarzeń przeprowadzono natomiast przy wykorzystaniu jednej z metod zaproponowanej przez Browna i Warnera³⁵, tj. *Market-Adjusted Return Model*. Dokonując wyboru metody, kierowano się zasadą wskazywaną w literaturze, że *Market-Adjusted Return Model* ma zdolność do weryfikowania nadwyżkowych stóp zwrotu na poziomie zbliżonym do pozostałych modeli³⁶.

W pierwszej kolejności oszacowano nadwyżkowe stopy zwrotu (AR) jako różnicę między realizacją w dniu t stopy zwrotu akcji i -tej spółki a stopą zwrotu portfela rynkowego. Za odpowiednik portfela rynkowego przyjęto Stooc Poland All Stocks Price Index. Jest to szeroki indeks cenowy uwzględniający wszystkie spółki z rynku głównego GPW w Warszawie i rynku NewConnect, w którym każda ze spółek ma taką samą wagę w indeksie. Bieżąca zmiana wartości indeksu wyznaczana jest z iloczynu wartości indeksu z poprzedniej sesji oraz średniej geometrycznej procentowych zmian cen na danej sesji akcji spółek będących składowymi indeksu.

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - R_{m,t}$$

gdzie: $AR_{i,t}$ – nadwyżkowa stopa zwrotu obliczona dla akcji spółki i (włączonej lub usuniętej z indeksu) w dniu t ; $R_{i,t}$ – stopa zwrotu z akcji spółki i w dniu t ; $R_{m,t}$ – stopa zwrotu z portfela rynkowego w dniu t .

Analizując nadwyżkowe stopy zwrotu podzielono każdy z okresów badawczych na okno estymacyjne (od T_0 do T_1) i okno wydarzenia (od T_1 do T_2). Przyjęto, że okno estymacyjne dla każdej ze średnich nadwyżkowych stóp zwrotu (AAR) w dniu t obejmuje 50 wcześniejszych sesji. Analogicznie, dokonując oszacowań dla skumulowanych średnich nadwyżkowych stóp zwrotu (CAAR), założono, że okres estymacyjny obejmuje 50 sesji przed oknem wydarzenia. Z próby badawczej wyeliminowano sześć korekt indeksu, z uwagi na zbyt krótką historię notowań w stosunku do wymagań długości okna estymacyjnego. Pominięto wejścia do indeksu: BACA 12.2003, PKO BP 12.2004, PGNiG 12.2005, PZU 6.2010, JSW 9.2011, Allegro 12.2020.

Dla poszczególnych dni t okna zdarzenia, obejmującego okres od 10 dni przed i 10 dni po *effective day*, wyznaczono AAR. Następnie dla trzech wariantów

³⁴ Biktimirov, Li (2014): 95–122.

³⁵ Brown, Warner (1985): 3–31.

³⁶ Dyckman, Philbrick, Stephan (1984): 1–30.

tów długości okna wydarzenia obliczono CAAR, korzystając ze skumulowanych nadwyżkowych stóp zwrotu (CAR) poszczególnych spółek i .

$$ARR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i,t},$$

$$CAR_i = \sum_{t=T_1+1}^{T_2} AR_{i,t},$$

$$CAAR = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_i,$$

gdzie: N – liczba spółek wprowadzanych lub wycofywanych z indeksu.

Do weryfikacji nadwyżkowych stóp zwrotu wykorzystano zaproponowaną przez Browna i Wernera³⁷ zmodyfikowaną wersję testu dla wartości średniej, w którym modyfikacja polegała na wykorzystaniu odchylenia standardowego średnich nadwyżkowych stóp zwrotu.

$$S_{AAR} = \sqrt{\frac{1}{M-1} \sum_{t=T_0}^{T_1} (AAR_t - \overline{AAR})^2},$$

$$\overline{AAR} = \frac{1}{M} \sum_{t=T_0}^{T_1} AAR_t,$$

gdzie: M – długość okna estymacyjnego.

Statystka testowa dla hipotezy $H_0: E(AAR_t)$ jest dana w postaci:

$$t_{AAR_t} = \frac{AAR_t}{S_{AAR}}.$$

Statystka testowa dla hipotezy $H_0: E(CAAR_i)$ jest dana w postaci:

$$t_{CAAR} = \frac{CAAR}{\sqrt{T_2 - T_1} S_{AAR}}.$$

Zgodnie z powyższym, jeżeli hipoteza zerowa zostanie odrzucona, to nadwyżkowa stopa zwrotu istotnie różni się od zera. Oznacza to, że dokonywane korekty w składzie indeksu WIG20 miałyby istotny statystycznie wpływ na wysokość stóp zwrotu z badanych spółek.

IV. WYNIKI BADAŃ

W pierwszej kolejności w badaniu uwzględniono pełny, dwudziestoletni okres badania, obejmujący lata 2000–2020. Wyniki przedstawione w tabeli 1 pokazują dla zdarzenia polegającego na wprowadzeniu spółek do indeksu WIG20 występowanie zarówno dodatnich, jak i ujemnych średnich nadwyżkowych stóp zwrotu w przyjętym oknie zdarzenia. Ujemne AAR wy-

³⁷ Brown, Warner (1985): 3–31.

stępują częściej w dniach oddalonych od ED, a dodatkowo w dniach bliższych ED (zob. wykres 2). Uzyskane wartości wahają się w przedziale od $-0,61\%$ do $0,95\%$. Parametryczny test t wykazał istotność statystyczną wyników w dniu ED. Sugeruje to, że wprowadzenie spółki do indeksu WIG20 wiąże się z osiągnięciem istotnej nadwyżkowej stopy zwrotu w ostatnim dniu sesyjnym przed wejściem w życie zmiany w składzie indeksu.

Tabela 1

Średnie nadwyżkowe zwroty (AAR) w poszczególnych dniach okna zdarzenia wyznaczone dla spółek wprowadzanych i wycofywanych z indeksu WIG20 w okresie 2000–2020

Wprowadzenie do indeksu ($N = 56$)			Wycofanie z indeksu ($N = 62$)		
dzień	AAR _{<i>t</i>}	test t	dzień	AAR _{<i>t</i>}	test t
-10	-0,25	-0,5960	-10	0,44	1,0928
-9	0,22	0,5411	-9	0,48	1,1730
-8	-0,19	-0,4620	-8	-0,42	-1,0489
-7	-0,52	-1,2777	-7	-0,32	-0,7938
-6	-0,07	-0,1582	-6	0,10	0,2474
-5	-0,55	-1,3245	-5	-0,60	-1,4863
-4	0,39	0,9223	-4	-0,15	-0,3583
-3	0,29	0,6735	-3	-0,36	-0,8868
-2	0,63	1,4947	-2	0,43	1,0495
-1	-0,05	-0,1103	-1	0,06	0,1530
0 (ED)	0,95	2,337**	0 (ED)	0,42	1,0190
1	0,05	0,1114	1	-0,64	-1,5555
2	0,32	0,7518	2	0,18	0,4402
3	0,19	0,4504	3	0,02	0,0411
4	-0,06	-0,1481	4	0,19	0,4486
5	-0,51	-1,2185	5	0,25	0,6458
6	-0,20	-0,4791	6	-0,77	-1,9439*
7	-0,26	-0,6359	7	-0,64	-1,6039
8	0,13	0,3189	8	0,47	1,1677
9	-0,61	-1,5636	9	0,06	0,1346
10	-0,50	-1,3354	10	0,23	0,5570

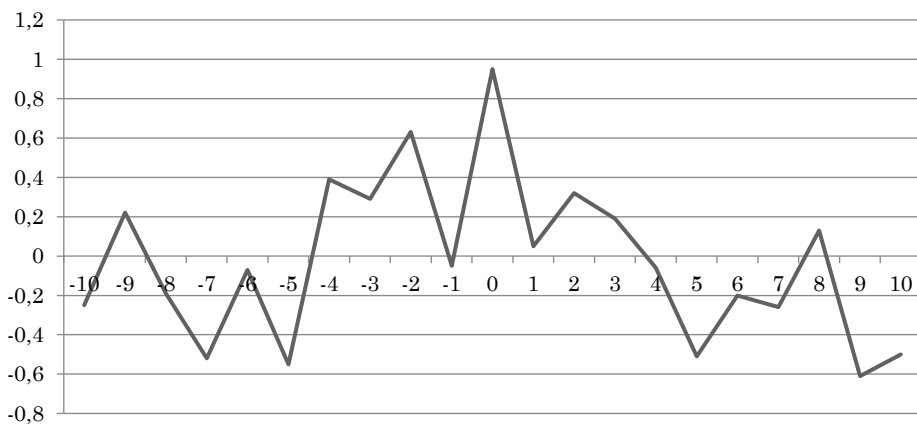
*, **, *** – odrzucenie weryfikowanej hipotezy na poziomie istotności, odpowiednio, 0,1; 0,05; 0,01.

Źródło: opracowanie własne.

Analiza zdarzeń polegających na wycofaniu spółek z indeksu WIG20 pozwala stwierdzić, że średnie nadwyżkowe stopy zwrotu kształtują się w przedziale od $-0,77\%$ do $0,48\%$. Wyniki te nie są jednak istotne statystycznie.

Wykres 2

Średnie nadwyżkowe zwroty (AAR) dla spółek wprowadzonych do indeksu WIG20 w okresie 2000–2020



Dni transakcyjne numerowane są względem dnia efektywnego (ED).

Źródło: opracowanie własne.

Zaprezentowane w tabeli 2 skumulowane nadwyżkowe stopy zwrotu potwierdzają wnioski uzyskane z analizy AAR. Wprowadzenie spółek do indeksu WIG20 prowadzi do osiągnięcia dodatniej CAAR w krótszych oknach zdarzeń, tj. obejmujących 7 i 11 dni (odpowiednio 2,37% i 1,64%). W przypadku okna obejmującego 21 dni wynik okazał się ujemny. Istotność statystyczną wyników wykazano dla 7-dniowego okna zdarzenia, potwierdzając, że analizowany efekt indeksowy ma charakter krótkookresowy. W przypadku zdarzenia polegającego na wycofaniu spółki z indeksu wyniki okazały się nieistotne statystycznie, a wartości CAAR wahają się w przedziale od -0,58% do 0,11%.

Tabela 2

Skumulowane średnie nadwyżkowe zwroty (CAAR) dla spółek wprowadzanych i wycofywanych z indeksu WIG20 w okresie 2000–2020

Wprowadzenie do indeksu (N = 56)			Wycofanie z indeksu (N = 62)		
okres	CAAR	test t	okres	CAAR	test t
ED - 10, ED + 10	-0,61	-0,3195	ED - 10, ED + 10	-0,58	-0,3138
ED - 5, ED + 5	1,64	1,1862	ED - 5, ED + 5	-0,20	-0,1514
ED - 3, ED + 3	2,37	2,1080**	ED - 3, ED + 3	0,11	0,0990

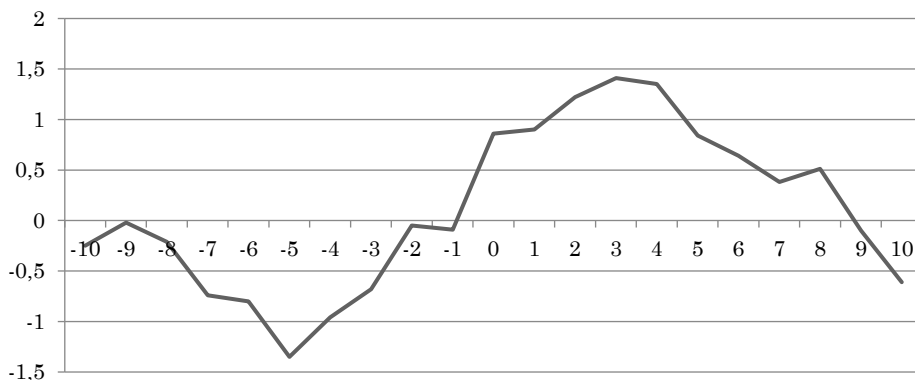
*, **, *** – odrzucenie weryfikowanej hipotezy na poziomie istotności, odpowiednio 0,1; 0,05; 0,01.

Źródło: opracowanie własne.

Zaprezentowana na wykresie 3 skumulowana nadwyżkowa stopa zwrotu dla spółek wprowadzonych do indeksu WIG20 w okresie 2000–2020 wskazuje, że pozytywne efekty włączenia spółek do indeksu obserwowane są od dnia poprzedzającego włączenie do indeksu i są kontynuowane do 3 dnia po dniu włączenia. Wyniki pokazują też, że pozytywny efekt utrzymuje się względnie stabilnie aż do ósmego dnia po dniu zdarzenia.

Wykres 3

Skumulowany średni nadwyżkowy zwrot (CAAR) dla spółek wprowadzonych do indeksu WIG20 w okresie 2000–2020



Dni transakcyjne numerowane są względem dnia efektywnego (ED).

Źródło: opracowanie własne.

Zmiany zachodzące na polskim rynku kapitałowym, przejawiające się m.in. zmianą struktury inwestorów, form inwestowania oraz ogólnie rozumianych warunków rynkowych, skłoniły do przeprowadzenia analizy wyników w podziale na okres 2000–2009 oraz 2010–2020. Wartości AAR uzyskane dla okresu 2000–2009 sugerują brak występowania efektu indeksowego, zarówno dla wprowadzenia, jak i wycofania spółek z indeksu WIG20. Choć w wynikach można zaobserwować dodatnie AAR na kilka dni przed, po i w dniu ED dla wprowadzenia spółek do indeksu, to wyniki są nieistotne statystycznie³⁸. Brak dowodów na istnienie efektu indeksowego w latach 2000–2009, który zasygnalizowano przy analizie AAR, ma swoje potwierdzenie w wartościach CAAR zaprezentowanych w tabeli 3. Skumulowane średnie nadwyżkowe zwroty w tym okresie okazały się nieistotne statystycznie, zarówno dla wprowadzenia, jak i wycofania spółek z WIG20.

³⁸ Ze względu na ograniczenia objętościowe tekstu autorki nie prezentują tabeli z wartościami AAR dla tego podokresu badawczego.

Tabela 3

Skumulowane średnie nadwyżkowe zwroty (CAAR) dla spółek wprowadzanych i wycofywanych z indeksu WIG20 w okresie 2000–2009

Wprowadzenie do indeksu ($N = 35$)			Wycofanie z indeksu ($N = 38$)		
okres	CAAR	test t	okres	CAAR	test t
ED – 10, ED + 10	–0,87	–0,4037	ED – 10, ED + 10	–0,92	–0,3461
ED – 5, ED + 5	1,15	0,7139	ED – 5, ED + 5	0,80	0,4198
ED – 3, ED + 3	2,22	1,6546	ED – 3, ED + 3	0,90	0,5927

*, **, *** – odrzucenie weryfikowanej hipotezy na poziomie istotności, odpowiednio, 0,1; 0,05; 0,01.

Źródło: opracowanie własne.

W drugim badanym podokresie, tj. w latach 2010–2020 (tabela 4), można zaobserwować istotne zależności między włączeniem spółek do indeksu WIG20 a średnimi nadwyżkowymi stopami zwrotu ich akcji. Najwyższa dodatnia AAR wystąpiła w dniu efektywnym (1,25%, wynik istotny statystycznie). Istotnie statystycznie okazały się też wartości AAR na dwa dni przed ED (dodatnia AAR) oraz 7 dni przed i 9 oraz 10 dni po ED (ujemne AAR). W przypadku wycofania spółki z indeksu istotnie statystycznie wyniki wykazano dzień do ED (ujemna ARR) oraz 8 dni po ED (dodatnia AAR).

Tabela 4

Średnie nadwyżkowe zwroty (AAR) w poszczególnych dniach okna zdarzenia wyznaczone dla spółek wprowadzanych i wycofywanych z indeksu WIG20 w okresie 2010–2020

Wprowadzenie do indeksu ($N = 21$)			Wycofanie z indeksu ($N = 24$)		
dzień	AAR _{<i>t</i>}	test t	dzień	AAR _{<i>t</i>}	test t
–10	0,14	0,2836	–10	0,61	1,2060
–9	–0,15	–0,3030	–9	0,17	0,3327
–8	0,20	0,4232	–8	–0,78	–1,5298
–7	–0,82	–1,7367*	–7	0,01	0,0279
–6	0,74	1,5307	–6	0,83	1,6690
–5	–0,03	–0,0535	–5	–0,82	–1,6063
–4	0,14	0,2796	–4	–0,37	–0,7146
–3	0,54	1,1105	–3	0,23	0,4444
–2	0,89	1,8726*	–2	–0,08	–0,1706
–1	–0,03	–0,0734	–1	–0,07	–0,1444
0 (ED)	1,25	2,8687***	0 (ED)	–0,21	–0,4370
1	–0,96	–2,0645*	1	–0,91	–1,9338*
2	0,57	1,1750	2	0,51	1,0465

3	0,38	0,7678	3	-0,61	-1,2410
4	-0,11	-0,2332	4	0,15	0,3043
5	-0,17	-0,3539	5	0,40	0,8562
6	-0,47	-0,9590	6	-0,49	-1,0506
7	0,35	0,7002	7	-0,66	-1,3929
8	-0,40	-0,8015	8	1,83	3,8145***
9	-1,26	-2,5965**	9	0,22	0,4031
10	-0,95	-1,9638*	10	0,00	0,0021

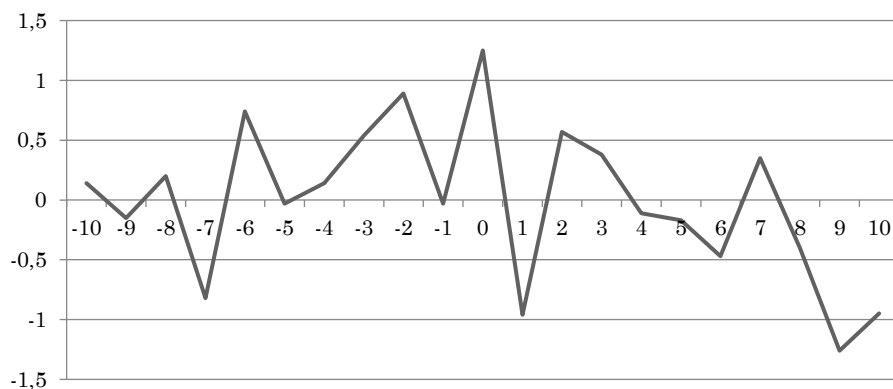
*, **, *** – odrzucenie weryfikowanej hipotezy na poziomie istotności, odpowiednio, 0,1; 0,05; 0,01.

Źródło: opracowanie własne.

Pozytywny efekt wprowadzenia spółek do WIG20 na średnią nadwyżkową stopę zwrotu w dniu efektywnym widoczny jest wyraźnie na wykresie 4. W analizowanym oknie dodatnie wartości widoczne są już na 6 dni przed ED.

Wykres 4

Średnie nadwyżkowe zwroty (AAR) dla spółek wprowadzonych do indeksu WIG20 w okresie 2010–2020



Dni transakcyjne numerowane są względem dnia efektywnego (ED).

Źródło: opracowanie własne.

Wystąpienie istotnego statystycznie efektu indeksowego dla wprowadzenia spółki do WIG20 potwierdzone zostało dla okresu 2010–2020 w najkrótszym, 7-dniowym oknie zdarzenia (zob. tabela 5). Dodatnią skumulowaną średnią nadwyżkową stopę zwrotu uzyskano też dla okna 11-dniowego, ale wynik okazał się nieistotny statystycznie. W przypadku wycofania spółki z indeksu uzyskane wartości CARR dla wszystkich okien sugerują negatywny efekt, ale wyniki nie są istotne statystycznie.

Tabela 5

Skumulowane średnie nadwyżkowe zwroty (CAAR) dla spółek wprowadzanych i wycofywanych z indeksu WIG20 w okresie 2010–2020

Wprowadzenie do indeksu ($N = 21$)			Wycofanie z indeksu ($N = 24$)		
okres	CAAR	test t	okres	CAAR	test t
ED – 10, ED + 10	–0,16	–0,0748	ED – 10, ED + 10	–0,05	–0,0227
ED – 5, ED + 5	2,45	1,4927	ED – 5, ED + 5	–1,79	–1,0588
ED – 3, ED + 3	2,63	2,0599*	ED – 3, ED + 3	–1,14	–0,8374

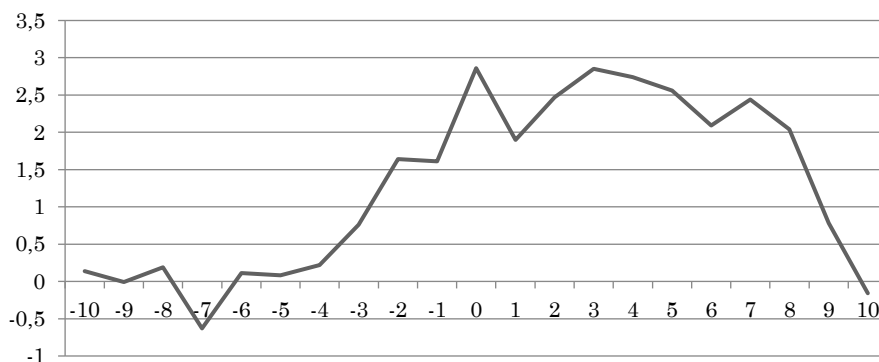
*, **, *** – odrzucenie weryfikowanej hipotezy na poziomie istotności, odpowiednio, 0,1; 0,05; 0,01.

Źródło: opracowanie własne.

Pozytywny skutek włączania spółek do indeksu w okresie 2010–2020 w postaci wygenerowania skumulowanej nadwyżkowej stopy zwrotu widać wyraźnie na wykresie 5. Największe przyrosty odnotowano w okresie od 4 dni przed włączeniem do dnia włączenia spółki do WIG20. W kolejnym dniu następuje spadek CAAR, ale efekt utrzymuje się aż do 9 dnia po ED.

Wykres 5

Skumulowany średni nadwyżkowy zwrot (CAAR) dla spółek wprowadzonych do indeksu WIG20 w okresie 2010–2020



Dni transakcyjne numerowane są względem dnia efektywnego (ED).

Źródło: opracowanie własne.

Analiza zdarzeń zdefiniowanych jako pierwszorazowe wprowadzenie lub wycofanie danej spółki ze składu indeksu WIG20 (tabela 6 i 7) nie daje wyników istotnie różnych od uzyskanych dla próby obejmującej wszystkie zmiany zachodzące w składzie indeksu. W dalszym ciągu obserwujemy pozytywną i istotnie statystyczną średnią skumulowaną nadwyżkową stopę zwrotu w dniu efektywnym (1%) oraz pozytywną i istotną statystycznie skumulowaną średnią

Tabela 6

Średnie nadwyżkowe zwroty (AAR) w poszczególnych dniach okna zdarzenia wyznaczone dla spółek po raz pierwszy wprowadzanych i wycofywanych z indeksu WIG20 w okresie 2000–2020

Wprowadzenie do indeksu ($N = 44$)			Wycofanie z indeksu ($N = 51$)		
dzień	AAR _{<i>t</i>}	test <i>t</i>	dzień	AAR _{<i>t</i>}	test <i>t</i>
-10	-0,34	-0,7004	-10	0,44	1,0424
-9	0,41	0,8390	-9	0,65	1,5304
-8	-0,15	-0,3059	-8	-0,56	-1,3126
-7	-0,64	-1,3396	-7	-0,50	-1,1710
-6	-0,27	-0,5478	-6	0,01	0,0282
-5	-0,72	-1,4760	-5	-0,93	-2,1789**
-4	0,52	1,0474	-4	-0,13	-0,2865
-3	0,35	0,6878	-3	-0,11	-0,2385
-2	0,71	1,4084	-2	0,61	1,3805
-1	-0,06	-0,1173	-1	0,12	0,2603
0 (ED)	1,00	2,0550**	0 (ED)	0,60	1,3474
1	0,12	0,2316	1	-0,46	-1,0227
2	0,28	0,5503	2	0,20	0,4456
3	0,33	0,6644	3	-0,04	-0,0808
4	-0,01	-0,0244	4	0,27	0,6021
5	-0,56	-1,1340	5	0,16	0,3969
6	-0,16	-0,3355	6	-0,81	-1,9706*
7	-0,24	-0,5005	7	-0,90	-2,1752**
8	0,38	0,7872	8	0,58	1,3387
9	-0,72	-1,5608	9	0,03	0,0721
10	-0,28	-0,6236	10	0,35	0,8131

*, **, *** – odrzucenie weryfikowanej hipotezy na poziomie istotności, odpowiednio, 0,1; 0,05; 0,01.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 7

Skumulowane średnie nadwyżkowe zwroty (CAAR) dla spółek po raz pierwszy wprowadzanych i wycofywanych z indeksu WIG20 w okresie 2000–2020

Wprowadzenie do indeksu ($N = 44$)			Wycofanie z indeksu ($N = 51$)		
okres	CAAR	test <i>t</i>	okres	CAAR	test <i>t</i>
ED – 10, ED + 10	0,31	0,1396	ED – 10, ED + 10	-0,42	-0,2208
ED – 5, ED + 5	2,03	1,2496	ED – 5, ED + 5	0,29	0,2064
ED – 3, ED + 3	2,83	2,1209**	ED – 3, ED + 3	0,93	0,7868

*, **, *** – odrzucenie weryfikowanej hipotezy na poziomie istotności, odpowiednio, 0,1; 0,05; 0,01.

Źródło: opracowanie własne.

nadwyżkową stopę zwrotu (2,83%) dla 7-dniowego okna zdarzenia dla zdarzenia polegającego na pierwszorazowym włączeniu spółek do indeksu. W przypadku zdarzeń polegających na pierwszorazowym wycofaniu spółki ze składu indeksu uzyskane wyniki ponownie nie były istotne statystycznie.

Podsumowując uzyskane wyniki, należy stwierdzić, że włączenie akcji spółki do indeksu WIG20 może przyczyniać się w krótkim terminie do osiągnięcia dodatniej nadwyżkowej stopy zwrotu. Zależność taka zaobserwowana została dla okresu badawczego 2000–2020 (zarówno dla spółek włączanych do indeksu po raz pierwszy, jak i po raz kolejny) oraz 2010–2020, przy czym pozytywny wpływ włączenia spółki do indeksu wydawał się silniejszy w latach 2010–2020. Wyniki takie są zbieżne z obserwacjami na rynku amerykańskim³⁹. Ponadto zróżnicowane wyniki w zależności od przyjętego okresu badawczego mogą wynikać ze stopnia asymetrii informacyjnej występującej na danym rynku czy uwarunkowań dotyczących inwestorów⁴⁰. W badaniu nie wykazano istotnej statystycznie zależności między wycofaniem akcji spółki z indeksu WIG20 a nadwyżkową stopą zwrotu oraz skumulowaną nadwyżkową stopą zwrotu. Otrzymane wyniki dość trudno odnieść do wcześniejszych badań na polskim rynku kapitałowym, ze względu na odmiennie zdefiniowane: dzień zdarzenia, horyzont czasowy i sposób szacowania stóp zwrotu.

V. ZAKOŃCZENIE

Badania nad wpływem zmian w składzie indeksu giełdowego na polskim rynku kapitałowym, przy wykorzystaniu analizy zdarzeń, dotyczyły krótkoterminowego efektu cenowego. Dotychczasowe dość ograniczone badania w tym zakresie skłoniły autorów do wykorzystania w analizie indeksu akcyjnego GPW w Warszawie – WIG20. Po raz pierwszy w warunkach polskich wykorzystano jako dzień zdarzenia tzw. *effective day*, czyli ostatni dzień sesyjny przed dokonaniem rewizji indeksu. Argumentowano to opiniami w literaturze, zgodnie z którymi w celu ograniczenia błędów dopasowania fundusze indeksowe bilansują swoje portfele na dzień przed datą wejścia w życie zmian w składzie indeksu⁴¹. Zaproponowano również, w porównaniu z dotychczasowymi badaniami, długi – 21-letni okres analizy, dodatkowo podzielony na podokresy, co pozwalało obserwować trwałość efektów indeksowych.

Zrealizowane badania wykazały, że wprowadzenie spółek do indeksu skutkowało występowaniem istotnych statystycznie przeciętnych dodatnich nadwyżkowych stóp zwrotu oraz skumulowanych przeciętnych dodatnich nadwyżkowych stóp zwrotu. Efekt indeksowy dla włączenia spółek do indeksu był obserwowany w pierwszym (2000–2020), jak i w drugim podokresie badawczym (2010–2020). Podkreślić jednak należy, że pozytywny efekt indeksowy był silniejszy w drugim z badanych okresów. Mogłoby to wskazywać na zmiany następujące na polskim

³⁹ Chan et al. (2013): 4920–4930.

⁴⁰ Kamal et al. (2012): 380–402; Bennett et al. (2020).

⁴¹ Mazouz, Saadouni (2007): 501–510.

rynku kapitałowym, spowodowane być może wzrostem udziału inwestorów instytucjonalnych wykorzystujących pasywne strategie inwestycyjne oparte na replikacji indeksów. Koresponduje to również w pewnym stopniu z częstotliwością rewizji WIG20. W pierwszym z podokresów liczba zmian składu indeksu była zdecydowanie wyższa, stąd przypuszczenie o silniejszym wpływie korekt w indeksie dokonywanych z niższą częstotliwością w drugim z podokresów. Nie zaobserwowano natomiast wyraźnego wpływu pierwszorazowego wprowadzenia spółki do indeksu. Zarówno w przypadku pierwszorazowego wprowadzenia czy próby badawczej uwzględniającej wszystkie zmiany w indeksie obserwowano dodatnie istotne statystycznie średnie nadwyżkowe stopy zwrotu.

Jeśli chodzi o efekt indeksowy wywołany wprowadzeniem spółek do indeksu, to wyniki polskiego rynku były zbieżne z obserwacjami na rynkach rozwiniętych⁴², natomiast wyglądało to zupełnie inaczej w przypadku usunięcia spółek z indeksu. W badaniu nie odnotowano istotnego statystycznie wpływu usunięcia spółek z indeksu WIG20, co było podstawą do odrzucenia hipotezy badawczej H2. W wielu analizach na rynkach rozwiniętych wykluczenie spółek z indeksów skutkowało istotnymi ujemnymi stopami zwrotu⁴³. W warunkach polskich w zrealizowanym badaniu takich reakcji w ogóle nie odnotowano.

Mimo pewnych trudności w porównaniu z innymi badaniami polskiego rynku, wynikającymi z dość ograniczonej liczby dotychczasowych analiz i istotnych różnic w stosowanej metodzie i przyjętym zakresie czasowym, wydaje się, że najbardziej odpowiednie mogą być badania Gurgula⁴⁴. Przedmiotem porównania może być zwłaszcza pierwszy podokres analizy, w którym mamy częściową zbieżność analizowanego zakresu czasowego. Można tutaj obserwować pewną zgodność wskazań z badań. Odnotowywano dodatnie nadwyżkowe stopy zwrotu przed wejściem spółki do WIG20 i brak istotnej reakcji na usunięcie spółki z indeksu.

Z uwagi na dość ograniczony zakres dotychczasowych badań na polskim rynku wydaje się, że testowanie wpływu zmian w składach indeksów giełdowych powinno być dalej kontynuowane. Podkreślić jednak należy pewną obserwowaną specyfikę polskiego rynku. Wyraźną asymetrię w reakcjach mierzonych nadwyżkowymi stopami zwrotu na wprowadzenie i usunięcie spółek z indeksu.

- Afego, P.N. (2017). Effects of changes in stock index compositions: a literature survey. *International Review of Financial Analysis* 52: 228–239.
- Bennett, B., Stulz, R.M., Wang, Z. (2020). Does joining the S&P 500 Index hurt firms? ECGI Working Paper Series in Finance 690/2020.
- Biktimirov, E.N., Li, B. (2014). Asymmetric stock price and liquidity responses to changes in the FTSE SmallCap index. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 42: 95–122.
- Brown, S.J., Warner, J.B. (1985). Using daily stock returns: the case of event studies. *Journal of Financial Economics* 14: 3–31.

⁴² Chan et al. (2013): 4920–4930; Daya et al. (2012): 1054–1069.

⁴³ Chan et al. (2013): 4920–4930.

⁴⁴ Gurgul (2019): 155–170.

- Chan, K., Kot, H.W., Tang, G.Y. (2013). A comprehensive long-term analysis of S&P 500 index additions and deletions. *Journal of Banking & Finance* 37(12): 4920–4930.
- Chen, H.L. (2006). On Russell index reconstitution. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 26(4): 409–430.
- Chen, H., Noronha, G., Singal, V. (2004). The price response to S&P 500 index additions and deletions: evidence of asymmetry and a new explanation. *The Journal of Finance* 59(4): 1901–1930.
- Daya, W., Mazouz, K., Freeman, M. (2012). Information efficiency changes following FTSE 100 index revisions. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money* 22(4): 1054–1069.
- Deininger, C.G., Kaserer, C., Roos, S. (2020). Stock price effects associated with index replacements in Germany. <<https://ssrn.com/abstract=264570>>.
- Denis, D.K., McConnell, J.J., Ovtchinnikov, A.V., Yu, Y. (2003). S&P 500 index additions and earnings expectations. *The Journal of Finance* 58(5): 1821–1840.
- Dyckman, T., Philbrick D., Stephan, J. (1984). A comparison of event study methodologies using daily stock returns: a simulation approach. *Journal of Accounting Research* 22(Supplement): 1–30.
- Fama, E.F. (1965). The behavior of stock-market prices. *The Journal of Business* 38(1): 55–59.
- Fernandes, M., Mergulhão, J. (2016). Anticipatory effects in the FTSE 100 index revisions. *Journal of Empirical Finance* 37: 79–90.
- Gurgul, H. (2019). Analiza zdarzeń na rynkach akcji. Wpływ informacji na ceny papierów wartościowych. Warszawa: Wyd. Nieoczywiste.
- Hacibedel, B., Bommel, J. van (2007). Do emerging markets benefit from index inclusion? Money Macro and Finance (MMF) Research Group conference 2006 (no. 128). Money Macro and Finance Research Group. <<http://repec.org/mmf2006/up.16680.1145726171.pdf>>.
- Harris, L., Gurel, E. (1986). Price and volume effects associated with changes in the S&P 500 list: New evidence for the existence of price pressures. *The Journal of Finance* 41(4): 815–829.
- Hońdo, T. (2010). Wejście do WIG20 to powód do sprzedaży akcji? *Gazeta Giełdy Parkiet* 30.08.2010. <<https://www.parkiet.com/analizy-rynkowe/art23299411-wejscie-do-wig20-to-powod-do-sprzedazy-akcji>>.
- Izbrandt, M. (2016). Efekt indeksowy – analiza indeksu WIG20. *Debiuty Ekonomiczne* 17: 103–116.
- Jain, P. (1987). The effect on stock price of inclusion or exclusion from the S&P 500. *Financial Analysts Journal* 43: 58–65.
- Kamal, R. (2014). New evidence from S&P 500 Index deletions. *The International Journal of Business and Finance Research* 8(2): 1–10.
- Kamal, R., Lawrence, E.R., McCabe, G., Prakash, A.J. (2012). Additions to S&P 500 Index: not so informative any more. *Managerial Finance* 38(4): 380–402.
- Liu, S. (2006). The impacts of index rebalancing and their implications: some new evidence from Japan. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money* 16(3): 246–269.
- Mazouz, K., Saadouni, B. (2007). The price effects of FTS 100 index revision: what drives the long-term abnormal return reversal? *Applied Financial Economics* 17: 501–510.
- Merton, R.C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance* 42(3): 483–510.
- Miller, C., Ward, M. (2015). Themarket impact on shares entering or leaving JSE indices. *Investment Analysts Journal* 44(1): 84–101.
- Miziołek, T. (2016). Wpływ publikacji informacji o wykluczeniu spółek z indeksu WIG20 na ich stopę zwrotu. [w:] T. Czerwińska, A.Z. Nowak (red.), *Rynek kapitałowy – efektywność i ryzyko*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego: 74–86.
- Petajisto, A. (2008). Selection of an optimal index rule for an index fund. doi:10.2139/ssrn.1264698
- Peterson, P.P. (1989). Event studies: a review of issues and methodology. *Quarterly Journal of Business and Economics* 28(3): 36–66.
- Platikanova, P. (2008). Long-term price effect of S&P 500 addition and earnings quality. *Financial Analysts Journal* 64(5): 62–76.

-
- Pullen, D., Gannon, G. (2007). The index effect: an investigation of the price, volume and trading effects surrounding changes to the S&P Australian Indices (no. 2007_07). Deakin University, Faculty of Business and Law, School of Accounting, Economics and Finance.
- Scholes, M.S. (1972). The market for securities: Substitution versus price pressure and the effects of information on share prices. *The Journal of Business* 45(2): 179–211.
- Shleifer, A. (1986). Do demand curves for stocks slope down? *The Journal of Finance* 41(3): 579–590.
- Vespro, C. (2006). Stock price and volume effects associated with compositional changes in European stock indices. *European Financial Management* 12(1): 103–127.
- Wang, C., Murgulov, Z., Haman, J. (2015). Impact of changes in the CSI 300 index constituents. *Emerging Markets Review* 24: 13–33.
- Wiśniewski, T. (2002). Zmiany portfela WIG20. *Nasz Rynek Kapitałowy* 133(1): 80–88.

