

INWESTOWANIE NA RYNKU KAPITAŁOWYM – rynek po kryzysie

redakcja naukowa Teresa Czerwińska i Alojzy Z. Nowak



Wydawnictwo Naukowe
Wydziału Zarządzania
Uniwersytetu Warszawskiego



**INWESTOWANIE
NA RYNKU KAPITAŁOWYM
– RYNEK PO KRYZYSIE**

INWESTOWANIE NA RYNKU KAPITAŁOWYM – RYNEK PO KRYZYSIE

REDAKCJA NAUKOWA
TERESA CZERWIŃSKA
ALOJZY Z. NOWAK

WARSZAWA 2015



Wydawnictwo Naukowe
Wydziału Zarządzania
Uniwersytetu Warszawskiego

kdpw — | kdpw
CCP



Recenzent naukowy: prof. nzw. dr hab. Teresa Czerwińska
prof. dr hab. Andrzej Gospodarowicz
prof. dr hab. Marian Górski
dr hab. Sebastian Majewski
prof. dr hab. Alojzy Z. Nowak
dr Iwona Sroka
prof. dr hab. Jan Turyna
prof. dr hab. Andrzej P. Wiatrak
prof. dr hab. Małgorzata Zaleska

Redakcja: Anita Sosnowska

Projekt okładki: Agnieszka Miłaszewicz

Wydanie publikacji zostało dofinansowane przez Krajowy Depozyt Papierów
Wartościowych Spółka Akcyjna



© Copyright by Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania
Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa 2015

ISBN: 978-83-65402-02-8

ISBN: 978-83-65402-03-5 (on line)

DOI: 10.7172/978-8365402-02-8.2015.wwz.2



Opracowanie komputerowe, druk i oprawa:
Dom Wydawniczy ELIPSA,
ul. Inflancka 15/198, 00-189 Warszawa
tel./fax 22 635 03 01, 22 635 17 85
e-mail: elipsa@elipsa.pl, www.elipsa.pl

Spis treści

<i>Turbulencje na światowych rynkach finansowych – wprowadzenie</i> (Teresa Czerwińska, Alojzy Z. Nowak)	7
CZĘŚĆ I	
OTOCZENIE REGULACYJNE I ASYMETRIA INFORMACJI NA RYNKU KAPITAŁOWYM	
ROZDZIAŁ I	
<i>Rynek po kryzysie. Nowe usługi posttransakcyjne w odpowiedzi na rozporządzenie EMIR</i> (Iwona Sroka)	17
ROZDZIAŁ II	
<i>Charakter administracyjnej odpowiedzialności ad personam z tytułu naruszenia obowiązków informacyjnych spółki publicznej</i> (Paweł Wajda)	30
ROZDZIAŁ III	
<i>Identyfikacja niezgodnego z prawem wykorzystania informacji poufnych w obrocie instrumentami finansowymi przy zastosowaniu sieciowych modeli numerycznych</i> (Agnieszka Baklarz)	41
ROZDZIAŁ IV	
<i>Makroekonomiczne determinanty rynku akcji w krajach Unii Europejskiej</i> (Hubert Wiśniewski)	53
ROZDZIAŁ V	
<i>Analiza zawartości informacyjnej pierwszych ofert publicznych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie</i> (Arkadiusz Orzechowski)	69
ROZDZIAŁ VI	
<i>Sport, overconfidence i rynkowa wartość spółek – przykład spółek Grupy Azoty SA</i> (Sebastian Majewski)	83
ROZDZIAŁ VII	
<i>Fundamentalne determinanty kursu dolara amerykańskiego (USD) wyrażonego w PLN, GBP, CHF i JPY</i> (Marcin Ignatowski)	101

CZĘŚĆ II**STRATEGIE INWESTOWANIA NA RYNKU KAPITAŁOWYM****ROZDZIAŁ VIII**

- Profil ryzyko – dochód funduszy inwestycyjnych małych i średnich spółek*
(Teresa Czerwińska, Alojzy Z. Nowak) 123

ROZDZIAŁ IX

- Adekwatność benchmarków funduszy akcyjnych do ich polityki inwestycyjnej* (Tomasz Miziołek) 144

ROZDZIAŁ X

- Efektywność i ryzyko funduszy ETF notowanych w Polsce oraz z ekspozycją na rynek polski* (Milena Dąbkowska) 158

ROZDZIAŁ XI

- Efekt startowy (start-up bias) funduszy inwestycyjnych? Dowody z polskiego rynku funduszy inwestycyjnych* (Dawid Dawidowicz) 185

ROZDZIAŁ XII

- Indeks plus – analiza możliwości realizowania pasywnej strategii inwestycyjnej podążającej za indeksem WIG20* (Piotr Jaworski) 207

ROZDZIAŁ XIII

- Analiza stóp zwrotu overnight oraz badanie efektu weekendowego oraz korelacji stóp zwrotu na przykładzie indeksów wybranych giełd światowych* (Krzysztof Borowski) 224

CZĘŚĆ III**PRZEDSIĘBIORSTWO NA RYNKU KAPITAŁOWYM****ROZDZIAŁ XIV**

- Kapitał rady nadzorczej* (Michał Zdziarski) 253

ROZDZIAŁ XV

- Transakcje zabezpieczające przy użyciu opcji barierowych. Case-study z polskiego rynku finansowego*
(Izabela Pruchnicka-Grabias) 270

ROZDZIAŁ XVI

- Wpływ ryzyka walutowego wynikającego z transakcji o charakterze międzynarodowym na stabilność finansową podmiotów funkcjonujących w gospodarce turystycznej* (Dorota Matulka) 286

Turbulencje na światowych rynkach finansowych – wprowadzenie

Ostatni kryzys finansowy bardzo wyraźnie pokazał jak ważne i głębokie są powiązania pomiędzy sferą gospodarki realnej a szeroko rozumianym rynkiem finansowym oraz jak bardzo wrażliwa jest gospodarka na zaburzenia i turbulencje zachodzące na tym rynku. Coraz częściej mówi się o zjawisku finansyzacji gospodarki, rozmiary aktywów finansowych wielokrotnie przewyższają bowiem wartość zasobów realnych w gospodarce światowej. Cechą charakterystyczną obecnego etapu rozwoju gospodarki rynkowej jest wyraźnie zaznaczający się proces autonomizacji sfery finansowej w relacji do sfery realnej. Kryzys finansowy w znacznej mierze jest efektem kreacji tzw. aktywów toksycznych, czyli instrumentów finansowych, zalegających bilanse instytucji finansowych, których nikt lub prawie nikt nie chce nabywać po tzw. godziwej cenie. Tymi aktywami toksycznymi są zarówno złe kredyty, jak i sekurytyzowane instrumenty finansowe, których wartość nominalna w sposób znaczny odbiega od ceny rynkowej. Mamy do czynienia z bardzo skomplikowaną sytuacją na międzynarodowych rynkach finansowych. Z jednej strony – choć ilość środków finansowych w obiegu jest znacząca, to w różnych miejscach pojawiają jednak się tzw. zatory płatnicze, które utrudniają regulację zobowiązań i mogą przyczynić się do bankructwa wielu podmiotów gospodarczych. Dlatego w celu zapewnienia płynności finansowej oraz poprawy struktury bilansów instytucji finansowych banki centralne niektórych krajów zaczęły prowadzić tzw. politykę łatwego pieniądza, która najogólniej polega na zwiększaniu ilości pieniądza w obiegu. W przeszłości działania takie kończyły się z reguły wzrostem inflacji. Obecnie, ku zaskoczeniu wielu ekonomistów, mamy natomiast do czynienia z deflacją. Dlaczego tak się dzieje? Niestety, nie ma jednoznacznej odpowiedzi na to pytanie. Wydaje się, że jednym z powodów takiego stanu jest zachowanie przedsiębiorstw i gospodarstw domowych, które zamiast pozyskane środki pieniężne

wydawać na konsumpcję i inwestycje, postanowiły zwracać je do banków, spłacając tym samym wcześniej zaciągnięte kredyty. Maleje zatem keynesowski motyw transakcyjny, czyli podmioty gospodarcze mniej wydają na zakup towarów i usług. W efekcie nie pojawiła się inflacja, a uwydatniły się procesy deflacyjne, które niestety także nie są korzystne dla gospodarki, nakręcają bowiem spiralę spadku aktywności gospodarczej. Istotną barierą zapobiegającą procesowi wzrostu cen jest z pewnością także spadek cen, tak istotnych surowców, jak ropa naftowa i gaz. Trudno jednak jednoznacznie stwierdzić czy i jak długo będzie występować taka sytuacja, historia gospodarcza nie dostarcza bowiem w tym zakresie zbyt wielu dowodów.

Ze względu na aktualne problemy rynku kapitałowego monografia została podzielona na trzy tematycznie uzupełniające się części: pierwszą – dotyczącą zjawiska asymetrii informacji i instrumentarium regulacyjnego mającego na celu redukcję negatywnych efektów jej występowania na współczesnym rynku kapitałowym; drugą – dotyczącą strategii inwestowania i zarządzania portfelem przez instytucje finansowe oraz trzecią – dotyczącą wybranych aspektów funkcjonowania przedsiębiorstw na rynku kapitałowym.

Kluczową kwestią dla zabezpieczenia właściwego funkcjonowania rynku finansowego jest zapewnienie odpowiedniej infrastruktury instytucjonalnej i regulacyjnej. W pierwszej części monografii przedmiotem badań są rozwiązania regulacyjne w obszarze rynku kapitałowego, obejmujące m.in.: platformy obrotu, centralne depozyty papierów wartościowych, izby rozliczeniowe, giełdy papierów wartościowych oraz determinanty kondycji rynku papierów wartościowych. Nowe rozwiązania regulacyjne kształtują nową jakość środowiska świadczenia usług finansowych, porządkują i doprecyzowują zasady funkcjonowania podmiotów infrastruktury rynku kapitałowego, ale także wprowadzają izby rozliczeniowe typu centralny kontrpartner (CCP), centralne depozyty papierów wartościowych (CSD; *central securities depository*) w środowisko konkurencyjne i zdemonopolizowane (zob. rozdział I autorstwa Iwony Sroki pt. *Rynek po kryzysie. Nowe usługi posttransakcyjne w odpowiedzi na rozporządzenie EMIR*). Niezwykle ważna jest implementacja rozporządzenia EMIR, mająca na celu zwiększenie transparentności rynku oraz redukcję ryzyka kredytowego i systemowego, związanych z zawieraniem i rozliczaniem transakcji pochodnych na rynku pozagiełdowym (OTC).

W świetle globalizacji, liberalizacji przepływów kapitału niezwykle ważna jest transparentność informacyjna obrotu instrumentami finansowymi, co znajduje odzwierciedlenie w poziomie efektywności rynków kapitałowych. Stąd, wciąż aktualna jest potrzeba wypracowywania i doskonalenia instrumentarium w zakresie weryfikacji transparentności obrotu, redukcji

asymetrii informacyjnej (zob. rozdział III autorstwa Agnieszki Baklarz pt. *Identyfikacja niezgodnego z prawem wykorzystania informacji poufnych w obrocie instrumentami finansowymi przy zastosowaniu sieciowych modeli numerycznych*) oraz zjawiska *moral hazard*, a także identyfikacji odpowiedzialności podmiotów funkcjonujących na rynku publicznym (zob. rozdział II autorstwa Pawła Wajdy pt. *Charakter administracyjnej odpowiedzialności ad personam z tytułu naruszenia obowiązków informacyjnych spółki publicznej*).

Nie sposób przecenić roli rynku kapitałowego w kształtowaniu kosztu kapitału zarówno przedsiębiorstw i poszczególnych sektorów gospodarki, jak i w szerszym wymiarze – podmiotów publicznych, państw, co ma niezwykle istotne znaczenie w dobie tzw. kryzysu zadłużenia. Rynki finansowe dokonują wyceny ryzyka kredytowego poszczególnych krajów, wyznaczając tym samym pewne warunki brzegowe możliwości finansowania długiem oraz jego koszt. W świetle turbulencji na światowych rynkach finansowych, ogromnego zadłużenia wielu krajów oraz realnej dywergencji krajów eurostrefy. Pojawiają się pytania dotyczące funkcjonowania wspólnej waluty na obszarze UE oraz dalszej integracji w warunkach kryzysu zadłużenia w świetle różnic, jakie występują w zakresie wpływu zmiennych makroekonomicznych na koniunkturę rynków kapitałowych znajdujących się w jednolitym obszarze gospodarczym. Niezwykle ważna dla koniunktury na rynkach finansowych jest sytuacja makroekonomiczna krajów, jak również wzajemne oddziaływania i efekty synergiczne, zwłaszcza krajów o charakterze potęg gospodarczych, tj. Stanów Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Niemiec. W tym nurcie podejmowane są badania dotyczące determinantów kształtowania się kursów walutowych, które pozwalają wnioskować o zmianach kursu waluty w sytuacji zmian w: PKB, podaży pieniądza, inflacji etc. Badania wskazują na istotny wpływ zmian parametrów gospodarczych Stanów Zjednoczonych na kursy walutowe krajów, np. Wielkiej Brytanii, Polski, Japonii, Szwajcarii, tj. np.: wzrost poziomu nominalnego PKB w USA powoduje z reguły spadek kursu USD w Polsce i Japonii; wzrost podaży pieniądza w USA powoduje wzrost kursu USD w Wielkiej Brytanii i Japonii; wzrost inflacji w USA wywołuje z reguły aprecjację polskiego złotego, franka szwajcarskiego oraz jena japońskiego; natomiast wzrost stopy bezrobocia w USA skutkuje aprecjacją walut w Polsce i Szwajcarii w relacji do dolara amerykańskiego (zob. rozdział VII autorstwa Marcina Ignatowskiego pt. *Fundamentalne determinanty kursu dolara amerykańskiego (USD) wyrażonego w PLN, GBP, CHF i JPY*). Ponadto, jak wykazują badania, zmienne makroekonomiczne, tj.: produkt krajowy brutto, produkcja przemysłowa, poziom stóp procentowych i inflacji, stopa bezrobocia, w sposób istotny oddziałują na poziom i dynamikę indeksów

giełdowych krajów Unii Europejskiej (zob. rozdział IV autorstwa Huberta Wiśniewskiego pt. *Makroekonomiczne determinanty rynku akcji w krajach Unii Europejskiej*).

Wpływ na wycenę kosztu kapitału mają również czynniki o charakterze behawioralnym. W tym nurcie badań pojawia się też pytanie o efektywność informacyjną rynków kapitałowych, występowanie anomalii (zob. rozdział V autorstwa Arkadiusza Orzechowskiego pt. *Analiza zawartości informacyjnej pierwszych ofert publicznych na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie*) oraz właściwą wycenę kosztu kapitału. Jak wykazują badania, zmiany ratingów kredytowych w długim i krótkim okresie wpływają w różny sposób na koszt kapitału. Powiązanie efektów socjologicznych i emocji z procesem podejmowania decyzji inwestycyjnych stawia wycenę rynkową spółek w nowym świetle. Problem ten, podejmowany już przez J.M. Keynesa, jest niezwykle wieloaspektowy, trudno kwantyfikowalny, skutkujący – w pewnym uproszczeniu – tym, że „z dnia na dzień fluktuacje w zyskach z bieżących inwestycji, które mają wyraźnie efemeryczny i nieistotny charakter, mają tendencję do wykazywania całkowicie nadmiernego, a nawet absurdalnego wpływu na rynek” (za: Majewski, 2012) (zob. rozdział VI autorstwa Sebastiana Majewskiego pt. *Sport, overconfidence i rynkowa wartość spółek – przykład spółek Grupy Azoty SA*). Obecnie powstał już cały nurt zwany finansami behawioralnymi, a rangę badań realizowanych w tym nurcie potwierdzają przyznawane w ostatnich kilkudziesięciu latach Nagrody Banku Szwecji imienia Alfreda Nobla, np. G.A. Akerlof (2001), D. Kahnemanowi (2002), R.J. Shillerowi, E. Farnie (2013).

W drugiej części monografii przedmiotem badań są strategie inwestowania na rynku kapitałowym. Z jednej strony podejmowane są problemy dotyczące efektywności decyzji inwestycyjnych inwestorów instytucjonalnych, z drugiej zaś – pojawia się pytanie o nowe narzędzia zarządzania portfelem inwestycji w warunkach turbulencji i znacznej zmienności na rynkach kapitałowych. Badania w zakresie oceny efektywności i ryzyka zarządzających portfelem inwestycji koncentrują się w zasadzie w dwóch obszarach: (1) ocena umiejętności zarządzających w zakresie konstrukcji portfela (selekcji instrumentów, komponowania jego struktury etc.); (2) ocena umiejętności zarządzających w zakresie doboru momentu zawarcia transakcji z uwzględnieniem trendów rynkowych. Zarówno w jednym, jak i drugim przypadku istotne znaczenie mają tzw. niedoskonałości rynku oraz asymetria informacji. Po sformułowaniu przez E. Farnę fundamentalnej dla rynku kapitałowego hipotezy efektywności (*Efficiency Market Hypothesis*) toczy się szeroka dyskusja w tym zakresie, wielu badaczy i praktyków wskazuje zaś na istnienie tzw. anomalii

dotyczących efektów cenowych na rynku kapitałowym, tj. np. efekty kalendarzowe, efekty związane z wielkością spółki etc. Nierówność informacyjna stron kontraktu jest immanentną cechą rynku, lecz jej natężenie na rynku kapitałowym zależy w znacznym stopniu od jakości raportowania przez spółki danych zarówno finansowych, jak i pozafinansowych. Skutki asymetrii informacyjnej obserwowalne są po obu stornach uczestników rynku kapitałowego tak wśród inwestorów i zarządzających portfelem, jak i wśród emitentów. Ze względu na nieefektywności rynku kapitałowego rozwinął się cały nurt wypracowywania strategii inwestycyjnych, mających na celu ich wykorzystanie w celu osiągnięcia ponadprzeciętnej stopy zwrotu.

Zarządzający portfelem poszukują skutecznych strategii inwestycyjnych oraz dokonują oceny efektywności i ryzyka inwestycji (zob. rozdział X autorstwa Mileny Dąbkowskiej pt. *Efektywność i ryzyko funduszy ETF*). Istotne jest pytanie o profil ryzyko–dochód portfeli inwestycyjnych i wielkości premii za podejmowane ryzyko w przypadku różnych strategii inwestycyjnych. (zob. rozdział VIII autorstwa Teresy Czerwińskiej i Alojzego Z. Nowaka pt. *Profil ryzyko – dochód funduszy inwestycyjnych małych i średnich spółek*).

W tym nurcie badawczym analizom poddawane są zarówno możliwości wykorzystania różnego typu nieefektywności rynku (zob. rozdział XIII autorstwa Krzysztofa Borowskiego pt. *Analiza stóp zwrotu overnight oraz badanie efektu weekendowego na przykładzie indeksów wybranych giełd światowych*), jak i konstruowania konkretnych technik pozwalających na uzyskiwanie oczekiwanych stóp zwrotu przy założonym poziomie ryzyka. Badania wskazują też na pewną ewolucję wykorzystywanych strategii w związku z rozwojem rynków kapitałowych, tj. np. zmniejszenie efektów kalendarzowych, wykorzystywaniem strategii opartych na *Flash Frequency Trading*. W odpowiedzi na te wyzwania rynku testowane są np. pasywne strategie zarządzania portfelem inwestycji, co z jednej strony – pozwala funduszom inwestycyjnym na obniżenie kosztów zarządzania portfelem, z drugiej zaś – pojawia się szansa na konstrukcje portfeli atrakcyjnych dla inwestorów. Strategie replikujące np. indeksy giełdowe mogą być bowiem modelowane w celu uzyskiwania tzw. dodatkowej alfy ponad założony poziom benchmarku (zob. rozdział XII autorstwa Piotra Jaworskiego pt. *Indeks plus – analiza możliwości realizowania pasywnej strategii inwestycyjnej podążającej za indeksem WIG20*). Badania wykazują, że występuje pewna równowaga między cenami akcji wchodzących w skład indeksu WIG20 a nim samym. Dzięki wyznaczeniu tych relacji można modelować zarówno strategie replikujące zachowanie się samego indeksu, jak i przewyższające jego stopy zwrotu. Wyniki przeprowadzonych badań mogą być szczególnie interesujące dla rodzimych inwestorów instytu-

cyjnych modelujących swoje strategie zarządzania portfelem w kierunku poszukiwania pasywnych modeli śledzących benchmarki.

Istotne znaczenie dla koniunktury rynku kapitałowego ma mobilizacja oszczędności gospodarstw domowych przez instytucje pośrednictwa finansowego, tj. fundusze inwestycyjne. Stąd, problematyka dotycząca funkcjonowania funduszy inwestycyjnych powinna być rozpatrywana w kontekście efektywności, ryzyka, a także transparentności w relacjach z inwestorami, co przekłada się na poziom zaufania do instytucji i mechanizmów rynku kapitałowego jako agregatu alokacji oszczędności. Mając na uwadze fakt, że inwestorzy indywidualni z reguły dokonują oceny zarządzania portfelem poprzez pryzmat benchmarków podawanych przez fundusze inwestycyjne, szczególnego znaczenia nabiera problem adekwatności podawanego do wiadomości inwestorów benchmarku do rzeczywiście realizowanej przez fundusz polityki inwestycyjnej (zob. rozdział IX autorstwa Tomasza Miziołka pt. *Czy benchmarki funduszy akcyjnych są adekwatne do ich polityki inwestycyjnej?*). Pojawiają się także problemy metodologiczne z adekwatną oceną i tworzeniem rankingów funduszy inwestycyjnych (zob. rozdział XI autorstwa Dawida Dawidowicza pt. *Wpływ efektu startowego (start-up bias) na rankingi funduszy inwestycyjnych*).

W trzeciej, ostatniej części monografii badaniu poddano funkcjonowanie dwóch aspektów powiązań przedsiębiorstwa z rynkiem kapitałowym, a mianowicie: (1) wykorzystanie instrumentów rynku kapitałowego do zarządzania ryzykiem oraz (2) jakość ładu korporacyjnego w spółkach publicznych. W kontekście zarządzania ryzykiem podjęto problematykę opcji barierowych jako instrumentu zabezpieczającego przed ryzykiem kursu walutowego, co pozwoliło, posługując się studium przypadku, poddać szczegółowej analizie typową strategię zabezpieczającą stosowaną w Polsce przez eksporterów narażonych na ryzyko zmiany kursu EUR/PLN z wyszczególnieniem cech transakcji zabezpieczającej i spekulacyjnej (zob. rozdział XV autorstwa Izabeli Pruchnickiej-Grabias pt. *Transakcje zabezpieczające przy użyciu opcji barierowych. Case study z polskiego rynku finansowego*). Istotna jest tu również rola banku jako instytucji pośrednictwa finansowego pełniącą też funkcję doradztwa, aby wyraźnie uwypuklić dla zarządzających różnice między strategią zabezpieczającą a spekulacyjną. Pozostając w tym nurcie, badaniom poddano także stabilność finansową podmiotów w aspekcie ryzyka walutowego na przykładzie sektora (zob. rozdział XVI autorstwa Doroty Matulki pt. *Wpływ ryzyka walutowego wynikającego z transakcji o charakterze międzynarodowym na stabilność finansową podmiotów funkcjonujących w gospodarce turystycznej*).

Rada nadzorcza spełnia szereg istotnych funkcji dla rozwoju i funkcjonowania przedsiębiorstw. Stąd niezwykle istotne jest podejmowanie problematyki kapitału rady nadzorczej, jego pomiaru, kształtowania oraz roli w pozyskiwaniu cennych informacji, a także w szerszym kontekście – potencjalny wkład rady nadzorczej w tworzeniu wartości firmy (zob. rozdział XIV autorstwa Michała Zdziarskiego pt. *Kapitał rady nadzorczej*).

Dziękując autorom za trud przygotowania publikacji oraz recenzentom za cenne uwagi podnoszące wartość merytoryczną publikacji, mamy nadzieję, że będzie ona inspiracją do twórczej dyskusji naukowej oraz wsparciem dla praktyków w zakresie podejmowania decyzji na rynku kapitałowym.

*Teresa Czerwińska
Alojzy Z. Nowak*

Bibliografia

Majewski, S. (2012). *Wpływ czynników behawioralnych na rynkową wycenę akcji. Ujęcie ilościowe*. Szczecin: WNUS.

CZĘŚĆ I

**OTOCZENIE REGULACYJNE
I ASYMETRIA INFORMACJI
NA RYNKU KAPITAŁOWYM**

Rozdział I

IWONA SROKA*

Rynek po kryzysie. Nowe usługi posttransakcyjne w odpowiedzi na rozporządzenie EMIR

Streszczenie

Artykuł poświęcony jest wpływowi Rozporządzenia Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) NR 648/2012 z dnia 4 lipca 2012 r. w sprawie instrumentów pochodnych będących przedmiotem obrotu poza rynkiem regulowanym, kontrahentów centralnych i repozytoriów transakcji na działanie infrastruktury posttransakcyjnej. W szczególności dotyczy on funkcjonowania zdefiniowanych w regulacji izb rozliczeniowych typu centralny kontrahent (CCP) oraz repozytoriów transakcji, jak również zakresu przedmiotowego i podmiotowego obowiązywania regulacji EMIR. Autor odnosi się również do wpływu zapisów rozporządzenia na rynek polski i działania podjęte przez lokalne podmioty infrastruktury posttransakcyjnej: Krajowy Depozyt Papierów Wartościowych oraz izbę rozliczeniową KDPW_CCP.

Słowa kluczowe: EMIR, repozytorium transakcji, CCP, instrumenty pochodne, rynek OTC.

The Market after the Crisis. New Post-trade Services in Response to EMIR

Abstract

The paper discusses the impact of Regulation (EU) No 648/2012 of the European Parliament and of the Council of 4 July 2012 on OTC derivatives, central counterparties and trade repositories on post-trade infrastructure. In particular, it focuses on central counterparty (CCP) clearing houses defined in the Regulation, as well as the subjective and objective scope of application of EMIR. The paper also refers to the impact of the Regulation on the Polish market, as well as the measures

* dr Iwona Sroka – Prezes Zarządu Krajowego Depozytu Papierów Wartościowych SA oraz izby rozliczeniowej KDPW_CCP SA; adiunkt w Katedrze Gospodarki Narodowej na Wydziale Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego; e-mail: iksroka@gmail.com

taken by the local post-trade infrastructure institutions: the Central Securities Depository of Poland (KDPW) and the clearing house KDPW_CCP.

Key words: EMIR, trade repository, CCP, derivatives, OTC market.

JEL: G15, G18, G21, G23

Wprowadzenie

Międzynarodowy kryzys finansowy, za którego początek uważa się upadek amerykańskiego banku Lehman Brothers we wrześniu 2008 roku (Singh i Thomas, 2011), był efektem problemów globalnych instytucji finansowych spowodowanych niekontrolowanym wzrostem rynku derywatów, zwłaszcza z rynku OTC (Carney, 2013, s. 12). Rynek OTC (*over-the-counter*), będący rynkiem pozagiełdowym i nieregulowanym, praktycznie wymknął się spod kontroli organów nadzorczych, które nie dysponowały narzędziami, aby zmierzyć jego skalę i na czas podjąć odpowiednie kroki ostrożnościowe.

Globalizacja rynków finansowych i międzynarodowe powiązania kapitałowe spowodowały, że prace nad wprowadzeniem rozwiązań mających na celu zniwelowanie negatywnych skutków kryzysu, jak również zapobieganie podobnym perturbacjom w przyszłości, musiały odbyć się na szczeblu ponadnarodowym. We wrześniu 2009 r. przedstawiciele grupy G-20 na szczycie w Pittsburghu przyjęli zalecenia, które zapoczątkowały wiele inicjatyw legislacyjnych na całym świecie. Ich przejawem są m.in. nowe regulacje dotyczące funkcjonowania rynków finansowych na poziomie Unii Europejskiej (Lannoo, 2013).

W obszarze rynku kapitałowego projekty legislacyjne i nowe regulacje obejmują w zasadzie wszystkie aspekty jego funkcjonowania: od instytucji infrastrukturalnych, jak platformy obrotu, centralne depozyty papierów wartościowych i izby rozliczeniowe, poprzez firmy inwestycyjne, instytucje kredytowe, aż po przedsiębiorstwa (także spoza rynku finansowego).

Jak się oczekuje, regulacje te stworzą nowe uwarunkowania do świadczenia usług finansowych, w tym w obszarze posttransakcyjnym. Z jednej strony uporządkują i doprecyzują zasady funkcjonowania podmiotów infrastrukturalnych, z drugiej zaś – wprowadzą izby rozliczeniowe typu centralny kontrpartner (*central counterparty*, CCP), a w dalszej kolejności centralne depozyty papierów wartościowych (*central securities depository*, CSD) w środowisko konkurencyjne i zdemonopolizowane.

Tabela 1. Lista wybranych regulacji europejskich w obszarze rynku finansowego (kolejność alfabetyczna)

Skrót	Pełna nazwa w j. angielskim
AIFMD	Alternative Investment Funds Managers Directive
CRD/CRR	Capital Requirements Directive/Capital Requirements Regulation
CSDR	Central Securities Depository Regulation
EMIR	European Market Infrastructure Regulation
MIFID II/MIFIR	Markets in Financial Instruments Directive II/Markets in Financial Instruments Regulation
SSR	Short Selling Regulation
UCITS V	Undertakings for Collective Investment in Transferable Securities

Źródło: opracowanie własne na podstawie informacji ze strony: www.europa.eu.

Jednym z najważniejszych aktów prawnych mających wpływ na funkcjonowanie infrastruktury posttransakcyjnej jest European Market Infrastructure Regulation (EMIR), czyli rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) Nr 648/2012 z dnia 4 lipca 2012 r. w sprawie instrumentów pochodnych będących przedmiotem obrotu poza rynkiem regulowanym, kontrahentów centralnych i repozytoriów transakcji (dalej: EMIR lub rozporządzenie EMIR), który będzie przedmiotem niniejszego artykułu.

1. Przedmiot i zakres regulacji EMIR

Rozporządzenie EMIR weszło w życie 16 sierpnia 2012 r., a jego głównym celem jest ograniczenie ryzyka kredytowego, operacyjnego, a także zwiększenie transparentności ekspozycji na transakcje pochodne poprzez zwiększenie wiedzy nadzorców w zakresie skali i typów zawieranych transakcji.

Zgodnie z art. 1 rozporządzenia, ustanawia ono „wymogi w zakresie usług rozliczeniowych i dwustronnego zarządzania ryzykiem dotyczące kontraktów pochodnych będących przedmiotem obrotu poza rynkiem regulowanym, wymogi w zakresie zgłaszania kontraktów dotyczących instrumentów pochodnych oraz jednolite wymogi dotyczące prowadzenia działalności przez kontrahentów centralnych (CCP) i repozytoria transakcji” (Dz. Urz. UE z dn. 27.07.2012 L201/1). Uzupełnieniem regulacji EMIR są tzw. rozporządzenia delegowane (regulacyjne standardy techniczne), doprecyzowujące zapisy rozporządzenia.

Warto nadmienić, że samo rozporządzenie nie wprowadza sankcji za jego nieprzestrzeżenie, natomiast ustawodawcy krajowi zobligowani zostali do

wprowadzenia sankcji za nieprzestrzeganie lub niewłaściwe stosowanie rozporządzenia EMIR przez podmioty objęte jego zakresem.

2. Podmiotowy zakres rozporządzenia EMIR

Zgodnie z zapisem art. 1 EMIR „rozporządzenie stosuje się do CCP oraz ich członków rozliczających, kontrahentów finansowych i repozytoriów transakcji. W odniesieniu do kontrahentów niefinansowych i systemów obrotu ma ono zastosowanie, jeśli tak przewidziano”. Biorąc pod uwagę zakres niniejszego opracowania wyróżnić należy dwie podstawowe kategorie podmiotów, których dotyczą zapisy regulacji EMIR. Z jednej strony są to podmioty działające na rynku finansowym zobligowane do centralnego rozliczania określonych klas instrumentów w izbach rozliczeniowych typu CCP oraz zgłaszania informacji o zawieranych kontraktach pochodnych do repozytoriów transakcji, z drugiej zaś – będą to instytucje odpowiedzialne za dostarczenie usług w zakresie rozliczania (izby CCP) oraz podmioty prowadzące repozytoria transakcji.

Rozporządzenie (w art. 2) definiuje podstawowe instytucje infrastrukturalne, dzięki którym mogą być realizowane postanowienia regulacji: izby rozliczeniowe CCP oraz repozytoria transakcji.

„CCP” określane jest jako osoba prawna, która działa pomiędzy kontrahentami kontraktów będących w obrocie na co najmniej jednym rynku finansowym, stając się nabywcą dla każdego sprzedawcy i sprzedawcą dla każdego nabywcy. Z kolei „repozytorium transakcji”, wg definicji EMIR, to osoba prawna zajmująca się gromadzeniem i przechowywaniem na szczeblu centralnym danych dotyczących instrumentów pochodnych.

Z punktu widzenia właściwego wypełniania zapisów regulacji, istotne jest także określenie zakresu podmiotów podlegających obowiązkowi rozporządzenia EMIR. Wyróżnia ono trzy podstawowe kategorie podmiotów:

- 1) **kontrahenci finansowi (FC)** – to kontrahenci instytucjonalni, działający i oferujący na terenie Europejskiego Obszaru Gospodarczego (EOG) usługi finansowe w oparciu o właściwe zezwolenia organów nadzoru (szczegółowo wymienieni w rozporządzeniu EMIR¹);

¹ Zgodnie z art. 2 rozporządzenia EMIR „kontrahenci finansowi” oznaczają przedsiębiorstwa inwestycyjne, którym udzielono zezwolenia zgodnie z dyrektywą 2004/39/WE; instytucje kredytowe, którym udzielono zezwolenia zgodnie z dyrektywą 2006/48/WE; zakłady ubezpieczeń, którym udzielono zezwolenia zgodnie z dyrektywą 73/239/EWG; zakłady ubezpieczeń, którym udzielono zezwolenia zgodnie z dyrektywą 2002/83/WE;

- 2) **kontrahenci niefinansowi podlegający obowiązkowi rozliczania (NFC +)** – czyli kontrahenci niebędący kontrahentami finansowymi w rozumieniu rozporządzenia EMIR, którzy przekroczyli progi rozliczeniowe nakazujące przekazywanie zawartych przez nich transakcji do rozliczenia przez kontrahenta centralnego (CCP);
- 3) **kontrahenci niefinansowi niepodlegający obowiązkowi rozliczania (NFC –)** – kontrahenci niebędący kontrahentami finansowymi w rozumieniu rozporządzenia EMIR.

Kontrahenci niefinansowi zajmujący pozycję w instrumentach pochodnych są zobowiązani do kontrolowania czy pozycje te nie przekraczają progów kwotowych podanych w tabeli 2, co wiąże się z obowiązkiem poinformowania o tym fakcie ESMA (*European Securities and Market Authority*) i właściwego organu nadzorującego. Podane poniżej progi kwotowe dotyczą średniej pozycji w transakcjach lub kontraktach pochodnych w ciągu 30 dni roboczych. Konsekwencją przekroczenia podanych progów kwotowych jest m.in. obowiązek rozliczania kontraktów OTC przez kontrahenta centralnego, tak samo jak robią to kontrahenci finansowi.

Tabela 2. Progi kwotowe obligujące do centralnego rozliczania kontraktów OTC przez podmioty niefinansowe

Rodzaj kontraktu	Próg kwotowy
Kredytowe instrumenty pochodne	1 mld EUR
Akcyjne instrumenty pochodne	1 mld EUR
Instrumenty pochodne stopy procentowej	3 mld EUR
Walutowe instrumenty pochodne	3 mld EUR
Pochodne kontrakty towarowe i inne	3 mld EUR

Źródło: opracowanie własne na podstawie rozporządzenia EMIR.

Kontrahenci niefinansowi, którzy przekroczyli powyższe progi kwotowe są od tej chwili określane jako „NFC +”, w przeciwieństwie do pozostałych kontrahentów niefinansowych określanych jako „NFC –”.

zakłady reasekuracji, którym udzielono zezwolenia zgodnie z dyrektywą 2005/68/WE; UCITS i odpowiednio, ich spółek zarządzających, którym udzielono zezwolenia zgodnie z dyrektywą 2009/65/WE; instytucje pracowniczych programów emerytalnych w rozumieniu art. 6 lit. a) dyrektywy 2003/41/WE oraz alternatywne fundusze inwestycyjne zarządzane przez zarządców alternatywnych funduszy inwestycyjnych, którym udzielono zezwolenia lub które zarejestrowano zgodnie z dyrektywą 2011/61/UE.

3. Repozytoria transakcji

Definicja repozytorium określona została w art. 2 rozporządzenia EMIR i przytoczona w poprzedzającym rozdziale. Z kolei art. 9 EMIR wprowadził obowiązek zgłaszania informacji o zawieranych kontraktach pochodnych do zarejestrowanych lub uznanych zgodnie z rozporządzeniem **repozytoriów transakcji**: „kontrahenci i CCP zapewniają zgłaszanie szczegółowych informacji na temat każdego zawartego przez siebie kontraktu pochodnego oraz na temat wszelkich zmian lub rozwiązania tego kontraktu repozytorium transakcji zarejestrowanemu zgodnie z art. 55 lub uznanemu zgodnie z art. 77”.

ESMA prowadzi rejestr repozytoriów transakcji w myśl art. 55 EMIR. Warunkiem kwalifikowania się do uzyskania rejestracji jest posiadanie przez repozytorium transakcji statusu osoby prawnej z siedzibą w Unii i spełnianie wymogów ustanowionych w rozporządzeniu. Zgodnie z art. 56 repozytorium składa wniosek rejestracyjny w ESMA, która wydaje decyzję o rejestracji repozytorium transakcji. Zgodnie z zapisami rozporządzenia po upływie 90 dni od uprawomocnienia się decyzji ESMA o zarejestrowaniu pierwszego repozytorium (Komunikat ESMA...) w życie wchodzi obowiązek raportowy. Nastąpiło to z dniem 12 lutego 2014 r., gdyż z dniem 14 listopada 2013 r. uprawomocniła się decyzja ESMA o rejestracji czterech pierwszych repozytoriów transakcji.

Tabela 3. Lista zarejestrowanych repozytoriów transakcji (stan na 28.02.2015)

Lp.	Repozytorium	Data
1.	DTCC Derivatives Repository Ltd.	14.11.2013
1.	KDPW_TR	14.11.2013
1.	Regis-TR S.A.	14.11.2013
1.	UnaVista Limited	14.11.2013
2.	CME Trade Repository Ltd.	5.12.2013
2.	ICE Trade Vault Europe Ltd.	5.12.2013

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ESMA.

Kontrahenci finansowi i niefinansowi oraz CCP mają obowiązek zgłaszania szczegółowych informacji na temat każdego zawartego przez siebie kontraktu pochodnego oraz na temat wszelkich zmian lub rozwiązania tego kontraktu do repozytorium transakcji. Informacje te mają być przekazywane do repozytorium nie później niż w dniu roboczym następującym po zawarciu, zmianie warunków lub rozwiązaniu kontraktu.

Obowiązek raportowania dotyczy:

- transakcji zawartych przed 16 sierpnia 2012 r., aktywnych w tym dniu;
- transakcji zawartych 16 sierpnia 2012 r. lub później.

Zgodnie z zapisami EMIR istnieje możliwość delegowania raportowania do innego podmiotu:

- CCP,
- drugiej strony transakcji,
- podmiotu trzeciego.

Pomimo delegowania raportowania odpowiedzialność za:

- odpowiedzialność za poprawne i terminowe przekazanie raportu;
- odpowiedzialność za merytoryczną poprawność danych;
- odpowiedzialność za uzgodnienie szczegółów kontraktu z drugą stroną transakcji

w dalszym ciągu spoczywa na kontrahencie.

3.1. Polski rynek: repozytorium transakcji w KDPW – KDPW_TR

Konsekwencją wprowadzenia przez rozporządzenie EMIR obowiązku raportowego dotyczącego zawieranych kontraktów pochodnych było uruchomienie 23 stycznia 2014 r. przez Krajowy Depozyt Papierów Wartościowych repozytorium transakcji – KDPW_TR, funkcjonującego w oparciu o *Regulamin repozytorium transakcji*. Nowelizacja ustawy o obrocie instrumentami finansowymi (ustawa z dnia 29 lipca 2005 r...), która weszła w życie 4 sierpnia 2012 r. (art. 48 ust. 5a) stanowi, że Krajowy Depozyt Papierów Wartościowych może prowadzić – na zasadach określonych w odrębnym regulaminie – repozytorium transakcji, czyli działalność polegającą na gromadzeniu i przechowywaniu informacji dotyczących transakcji, których przedmiotem są instrumenty finansowe oraz informacje dotyczące tych instrumentów. Wprowadzenie zapisów ustawowych w polskim porządku prawnym usankcjonowało działalność KDPW_TR. Mimo iż KDPW nie był zobligowany do utworzenia repozytorium transakcji, była to jego decyzja biznesowa, mająca na celu oferowanie na polskim rynku komplementarnego pakietu usług posttransakcyjnych (Tychmanowicz, 2014).

Regulamin KDPW_TR określa w szczególności prawa i obowiązki stron, warunki techniczne, sposób raportowania, typy uczestnictwa, uprawnienia w zakresie dostępu do danych, sposób obsługi certyfikatów dostępowych, opłaty na rzecz KDPW_TR (Regulamin repozytorium transakcji...).

KDPW_TR prowadzi rejestr w zakresie następujących klas instrumentów pochodnych, niezależnie od miejsca zawarcia kontraktu (rynek regulowany lub rynek OTC):

- towarowy instrument pochodny (CO),
- kredytowy instrument pochodny (CR),
- walutowy instrument pochodny (CU),
- instrument pochodny na akcje (EQ),
- instrument pochodny na stopę procentową (IR),
- inny instrument pochodny (OT).

W praktyce oznacza to, że KDPW_TR przyjmuje informacje o wszystkich kontraktach pochodnych zawieranych na rynku regulowanym i poza nim.

4. Izby rozliczeniowe CCP

Rozporządzenie EMIR w pierwszej kolejności definiuje pojęcie centralnego kontrahenta – CCP (*central counterparty*) (art. 2), a także określa procedurę udzielania zezwolenia na prowadzenie przez nie działalności i procedury jej udzielenia (art. 14 i 17) oraz ustanawia minimalne wymogi kapitałowe (art. 16). Szczegółowo opisywane są również inne wymogi, jak wymogi organizacyjne, zasady prowadzenia działalności, wymogi ostrożnościowe.

Zgodnie z rozporządzeniem EMIR i aktami wykonawczymi do regulacji wszystkie działające w Unii Europejskiej izby rozliczeniowe CCP do 15 września 2013 r. miały obowiązek złożyć w krajowym organie nadzoru wniosek autoryzacyjny, potwierdzający iż spełniają one wszelkie wymagania stawiane tym podmiotom w regulacji EMIR. Potwierdzeniem wywiązania się danej izby z określonych wymogów jest jej autoryzacja, dokonywana przez krajowy organ nadzoru, po rekomendacji międzynarodowego Kolegium złożonego m.in. z przedstawicieli banku centralnego oraz wybranych członków organów nadzorczych z innych krajów Unii Europejskiej oraz europejskiego organu nadzoru ESMA.

W przypadku gdy właściwy organ nadzoru udzieli izbie rozliczeniowej CCP zezwolenia na rozliczanie danej klasy instrumentów pochodnych będących przedmiotem obrotu poza rynkiem regulowanym, niezwłocznie powiadamia o tym fakcie ESMA. W terminie sześciu miesięcy od otrzymania powiadomienia lub od zakończenia procedury uznawania, po przeprowadze-

niu konsultacji społecznych oraz po konsultacji z ERRS², a także – w stosownych przypadkach – z właściwymi organami krajów trzecich ESMA opracowuje i przedkłada Komisji do zatwierdzenia projekt regulacyjnych standardów technicznych określający następujące elementy:

- klasę instrumentów pochodnych będących przedmiotem obrotu poza rynkiem regulowanym, które powinny podlegać obowiązkowi rozliczania;
- datę lub daty, od których obowiązek rozliczania staje się skuteczny, w tym każde stopniowe wprowadzanie w odniesieniu do kategorii kontrahentów, do których obowiązek rozliczania ma zastosowanie.

Tabela 4. Autoryzowane izby CCP w Unii Europejskiej

Lp.	CCP	Kraj	Data
1.	Nasdaq OMX Clearing AB	Szwecja	18.03.2014
2.	European Central Counterparty N.V.	Holandia	1.04.2014
3.	KDPW_CCP	Polska	8.04.2014
4.	Eurex Clearing AG	Niemcy	10.04.2014
5.	Cassa di Compensazione e Garanzia S.p.A.	Włochy	20.05.2014
6.	LCH.Clearnet SA	Francja	22.05.2014
7.	European Commodity Clearing	Niemcy	11.06.2014
8.	LCH.Clearnet Ltd	Wielka Brytania	12.06.2014
9.	Keler CCP	Węgry	4.07.2014
10.	CME Clearing Europe Ltd	Wielka Brytania	4.08.2014
11.	CCP Austria,	Austria	14.08.2014
12.	LME Clear Ltd	Wielka Brytania	3.09.2014
13.	BME Clearing	Hiszpania	16.09.2014
14.	OMIClear – C.C., S.A.	Portugalia	31.10.2014
15.	Holland Clearing House B.V.	Holandia	12.12.2014
16.	Athens Exchange Clearing House (Athex Clear)	Grecja	22.01.2015

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ESMA.

Z własnej inicjatywy, po przeprowadzeniu konsultacji społecznych i konsultacji z ERRS i – w stosownych przypadkach – z właściwymi organami państw trzecich ESMA może samodzielnie zidentyfikować określone klasy instrumentów pochodnych, które powinny podlegać obowiązkowi rozlicza-

² ERRS – Europejska Rada ds. Ryzyka Systemowego. ERRS jest częścią Europejskiego Systemu Nadzoru Finansowego (ESNF), którego celem jest zapewnienie nadzoru nad systemem finansowym Unii.

nia, na rozliczenie których żaden CCP nie otrzymał jeszcze zezwolenia oraz powiadamia o nich Komisję Europejską.

4.2. Polski rynek: izba rozliczeniowa KDPW_CCP

8 kwietnia 2014 r. Komisja Nadzoru Finansowego dokonała autoryzacji izby rozliczeniowej KDPW_CCP, potwierdzając tym samym, że spełnia ona wszystkie wymagania stawiane tego typu instytucjom przez unijne rozporządzenia EMIR. Proces autoryzacji poprzedzony był szeregiem prac ze strony izby, tak aby spełniała ona wszelkie wymogi określone dla CCP w regulacji EMIR. Było to w szczególności:

- wprowadzenie pojęcia nowacji rozliczeniowej do polskiego porządku prawnego (zmiana ustawy o obrocie instrumentami finansowymi) w celu spełnienia definicji centralnego kontrpartnera przez KDPW_CCP;
- podniesienie kapitału KDPW_CCP (aktualnie 228 mln PLN);
- zmiana kolejności uruchamiania środków w systemie gwarantowania rozliczeń w KDPW_CCP;
- dostosowania systemu zarządzania ryzykiem;
- powołanie w ramach rady nadzorczej Komitetu Audytu oraz Komitetu ds. Wynagrodzeń;
- Powołanie Komitetu ds. Ryzyka;
- wprowadzenie usługi rozliczania derywatów z rynku OTC;
- autoryzacja KDPW_CCP zgodnie z wymogami EMIR (złożenie wniosku: 28 czerwca 2013 r.; pozytywna decyzja: 8 kwietnia 2014 r.).

Od końca 2012 r. KDPW_CCP prowadzi system rozliczeń transakcji w instrumentach pochodnych na rynku OTC obejmujący system gwarantowania płynności rozliczeń. Wraz z wnioskiem autoryzacyjnym izba złożyła listę instrumentów OTC, które będzie rozliczała – są to instrumenty pochodne rozliczane w PLN: swapy walutowe (FX SWAP), transakcje FRA, swapy procentowe jednowalutowe oparte o zagraniczne indeksy stóp (IRS) oraz swapy procentowo-walutowe (CIRS).

W grudniu 2014 r. KDPW_CCP złożyła w Komisji Nadzoru Finansowego wniosek o rozszerzenie autoryzacji o kolejne instrumenty: IRS, OIS, FRA – denominowane w euro.

Oprócz realizacji własnych obowiązków raportowania jako CCP, KDPW_CCP przygotowała usługę raportowania kontraktów pochodnych do repozytorium transakcji prowadzonego przez KDPW (KDPW_TR) na zlecenie uczestników rozliczających. Raportowanie może oddelegować uczestnik roz-

liczący, a za jego pośrednictwem – klienci uczestnika i podmioty zawierające transakcje pochodne na zlecenie klientów uczestnika (brokerzy).

Rysunek 1. Kalendarium autoryzacji KDPW_CCP

28 czerwca 2013	<ul style="list-style-type: none">• Złożenie w Komisji Nadzoru Finansowego wniosku o autoryzację izby zgodnie z europejskim rozporządzeniem EMIR
4 listopada 2013	<ul style="list-style-type: none">• Potwierdzenie przez KNF kompletności wniosku KDPW_CCP
28 marca 2014	<ul style="list-style-type: none">• Posiedzenie Kolegium Autoryzacyjnego i ocena KDPW_CCP (w tym prezentacja i Q&A kierownictwa KDPW_CCP)
8 kwietnia 2014	<ul style="list-style-type: none">• Podjęcie przez KNF decyzji o udzieleniu autoryzacji KDPW_CCP

Źródło: opracowanie własne.

Wnioski

Celem rozporządzenia EMIR jest zwiększenie transparentności rynku oraz redukcja ryzyka kredytowego i systemowego związanych z zawieraniem i rozliczaniem transakcji pochodnych rynku pozagiełdowego (OTC). Cel ten ma być osiągnięty przez wdrożenie:

- **obowiązku rozliczania** transakcji pochodnych OTC w izbach rozliczeniowych o statusie centralnego kontrahenta (CCP);
- **wymogu raportowania** wszystkich transakcji pochodnych do repozytorium transakcji zarówno z rynku OTC, jak i z rynku regulowanego.

Pierwszy z wymogów ma za zadanie ograniczenie ryzyka niewywiązania się stron transakcji z zawartego kontraktu; drugi – zebranie informacji o rynku instrumentów pochodnych – zarówno regulowanego, jak i OTC. Rozporządzenie ustandaryzowało także poziom świadczenia usług przez izby rozliczeniowe typu CCP, wprowadzając wymóg ich autoryzacji pod określonymi w regulacji wymogami, co należy uznać za pozytywny efekt. Standaryzacja

nie bierze jednak pod uwagę specyfiki poszczególnych rynków finansowych w krajach UE – te same wymogi, a więc i określony poziom kosztów, dotyczą bowiem zarówno wielkich centrów finansowych, jak Londyn czy Frankfurt, jak i mniejszych rynków, np. Europy Środkowej. Przy jednoczesnej konkurencji na rynku usług CCP, jakie wprowadził EMIR, nierówne wydają się pozycje konkurencyjne poszczególnych izb. Inną kwestią jest fakt, że wciąż trwają prace nad ustaleniem klas instrumentów pochodnych z rynku OTC, które mają podlegać obowiązkowi centralnego rozliczania. W rzeczywistości obowiązek rozliczeniowy *de facto* nie wszedł w życie.

Repozytoria transakcji również generują określony koszt rynkowy, związany m.in. z koniecznością utworzenia takiej instytucji, jak również ponoszenia określonych opłat za raportowanie przez podmioty zobligowane. Przy konkurencyjnym rynku i takich samych wymogach formalnych, nie uwzględniających specyfiki poszczególnych rynków finansowych w UE, nie wydaje się, że zasady równości mogą zostać zachowane. Kolejnym problemem jest możliwość porównywania danych zbieranych przez poszczególne repozytoria. O ile regulatorzy są gotowi do porównań, o tyle nie dysponują pełnym obrazem rynku – cały czas trwają prace nad zwiększeniem spójności i rzetelności danych, wynikających m.in. z braku posiadania przez wszystkie podmioty raportujące wymaganego kodu LEI, niskiej świadomości obowiązku raportowego na mniejszych rynkach europejskich.

Oceniając wpływ rozporządzenia na rynek, nie sposób nie dostrzec także dylematów środowiska rynku finansowego. Przedmiotem intensywnych prac ze strony europejskiego regulatora są praktycznie wszystkie aspekty działalności instytucji finansowych w zbliżonym czasie – całkiem realnie mogą zatem wystąpić problemy z synchronizacją i spójnością regulacji oraz przeregulowaniem. Zdaniem regulatorów, bezpieczeństwo systemu finansowego wydaje się jednak ważniejsze niż ewentualne niedociągnięcia, spowodowane szybkim tempem wprowadzania zmian regulacyjnych. Kierunkowo nowe regulacje nastawione są na bezpieczeństwo, co odbywa się często kosztem możliwości rozwoju biznesu. Znacząco rośnie zakres nadzoru i autoryzacji, co powoduje wzrost obciążeń i kosztów funkcjonowania instytucji finansowych.

Bibliografia

- Carney, M. (2013). Completing the G20 reform agenda for strengthening over-the-counter derivatives markets, *Financial Stability Review*, 17. Banque of France.

- ESMA (2014). ESMA Questions and Answers. Implementation of the Regulation (EU), No. 648/2012 on OTC derivatives, central counterparties and trade repositories (EMIR). Pozyskano z: http://www.esma.europa.eu/system/files/2014-297_qa_vii_on_emir_implementation_20_march_14_0.pdf.
- ESMA (strona dedykowana EMIR). Pozyskano z: <http://www.esma.europa.eu/page/European-Market-Infrastructure-Regulation-EMIR>.
- Komunikat ESMA. *List of registered trade repositories*. Pozyskano z: <http://www.esma.europa.eu/content/List-registered-Trade-Repositories>.
- Lannoo, K. (2013). The New Financial Regulatory Paradigm: A transatlantic perspective, *CEPS Policy Brief No. 287*, 21 March, Bruksela. Pozyskano z: <http://ceps.eu/book/new-financial-regulatory-paradigm-transatlantic-perspective>.
- Regulamin repozytorium transakcji. Pozyskano z: <http://www.kdpw.pl/pl/Repozytorium%20transakcji%20wersa%20EMIR/Strony/Dokumenty.aspx>.
- Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) NR 648/2012 z dnia 4 lipca 2012 r. w sprawie instrumentów pochodnych będących przedmiotem obrotu poza rynkiem regulowanym, kontrahentów centralnych i repozytoriów transakcji. Dziennik Urzędowy Unii Europejskiej L 201/1. Z 27 lipca 2012 r. Pozyskano z: <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2012:201:0001:0059:PL:PDF>.
- Singh M.K. i Thomas, S. (2011). *Trade Repositories and their role in the financial marketplace*. IGIDR Finance Research Group Technical Report. Mumbai. Indira Gandhi Institute of Development Research. Pozyskano z: http://www.igidr.ac.in/FSRR/PDF/201103_trade-repositories_technote.pdf.
- Tychmanowicz, P. (2014). Chcemy być instytucją pierwszego wyboru, *Parkiet*, 7 listopada.
- Ustawa z dnia 29 lipca 2005 r. o obrocie instrumentami finansowymi. Pozyskano z: <http://isap.sejm.gov.pl/DetailsServlet?id=WDU20051831538>.

Rozdział II

PAWEŁ WAJDA*

Charakter administracyjnej odpowiedzialności *ad personam* z tytułu naruszenia obowiązków informacyjnych spółki publicznej

Streszczenie

Opracowanie poświęcone jest analizie charakteru administracyjnej odpowiedzialności osób fizycznych (*ad personam*) za naruszenie obowiązków informacyjnych spółki publicznej. Analizie poddano w szczególności to czy w przypadku wyżej wskazanej odpowiedzialności mamy do czynienia z odpowiedzialnością subiektywną, obiektywną, czy też zobiektywizowaną.

Słowa kluczowe: odpowiedzialność administracyjna, Komisja Nadzoru Finansowego, obowiązki informacyjne, spółka publiczna.

The nature of the administrative liability “*ad personam*” for a breach of the disclosure obligations of a public-listed company

Abstract

The article is focused on the analysis of administrative nature of the administrative responsibility of individuals (*ad personam*) for a breach of the disclosure obligations of a public-listed company. The most important part of the analysis is whether in the case of the above mentioned responsibility we have to deal with the responsibility of subjective, objective or objectified nature.

Key words: administrative liability; Polish Financial Supervision Authority; disclosure obligation; public-listed company.

JEL: K22

* dr hab. Paweł Wajda – Wydział Prawa i Administracji, Uniwersytet Warszawski; of counsel w Kancelarii White & Case, P. Pietkiewicz, M. Studniarek i Wspólnicy – Kancelaria Prawna sp. k.; e-mail: pawel.wajda@whitecase.com

Wprowadzenie

Rynek kapitałowy jest jedną z najistotniejszych części składowych systemu finansowego i gospodarczego. Zjawiskiem występującym w obrębie tego rynku jest zjawisko asymetrii informacji, a zatem sytuacja, w której strony transakcji obejmującej instrument finansowy dysponują różnym zakresem informacji. Występowanie powyższego zjawiska zaburza ekonomicznie efektywne funkcjonowanie rynku (Ostasiewicz, 2002, s. 179). Ta naturalna niedoskonałość rynku należy przy tym do grupy zasadniczych motywów poddania rynku regulacji normatywnej. Rola regulacji polega na ograniczeniu powyższego ryzyka, a tym samym prowadzeniu niejako do zwiększenia zainteresowania inwestorów możliwościami inwestycyjnymi oferowanymi przez rynek kapitałowy. W istocie bowiem to zaufanie inwestorów do emitentów i wyemitowanych przez nich papierów wartościowych stanowi fundament, od którego trwałości i stabilności uzależnione jest efektywne, w ujęciu nauki ekonomii, funkcjonowanie mechanizmu rynku. Jednym z najważniejszych i jednocześnie praktycznie najskuteczniejszych mechanizmów regulacji rynku kapitałowego jest poddanie go nadzorowi sprawowanemu przez Komisję Nadzoru Finansowego (dalej: KNF, Komisja lub organ nadzoru). Kompetencją KNF, która w praktyce obrotu wywołuje liczne wątpliwości interpretacyjne i równocześnie budzi największe obawy pośród uczestników rynku, jest uprawnienie do nakładania sankcji administracyjnych.

1. Odpowiedzialność administracyjna z tytułu naruszenia obowiązków informacyjnych spółki publicznej

Sankcje administracyjne stanowią instrument realizacji odpowiedzialności administracyjnej. Ich zastosowanie jest każdorazowo rezultatem naruszenia przez pewien podmiot dyspozycji określonej normy prawa administracyjnego (Wyrok NSA z dnia 22 października 1987 r....), a ich celem jest w szczególności dyscyplinowanie adresatów norm prawnych zagrożonych sankcją do przestrzegania obowiązującego prawa (Wyrok NSA z dnia 27 maja 2009 r....). Sankcje administracyjne są środkiem nadzoru następczego (Wajda, 2009, s. 347; Skoczyła, 2010, s. 676–677), który znajduje zastosowanie w sytuacji, gdy KNF stwierdzi występowanie odstępstw pomiędzy działaniem danego podmiotu a wzorcem prawidłowego działania wynikającym z treści odpowiednich regulacji normatywnych. Komisja jest wówczas wyposażona w kompetencję do zastosowania instrumentów władczego oddziaływania, skie-

rowanych na zapewnienie prawidłowego funkcjonowania tych podmiotów, przywrócenie stanu zgodnego z prawem i wyeliminowanie konsekwencji stwierdzonego naruszenia prawa (Borkowska i Wajda, 2012, s. 477).

Koncentrując dalsze rozważania na kompetencjach KNF skierowanych na ograniczenie ryzyka związanego ze zjawiskiem asymetrii informacji w obrębie rynku kapitałowego, należy przede wszystkim wskazać, iż w obliczu stwierdzenia przez Komisję naruszenia prawa w obszarze realizacji przez spółkę publiczną (emitenta) obowiązków informacyjnych KNF będzie – na mocy art. 96 ust. 1 ustawy z dnia 29 lipca 2005 r. o ofercie publicznej i warunkach wprowadzania instrumentów finansowych do zorganizowanego systemu obrotu oraz o spółkach publicznych (t.j. Dz.U. z 2013 r., poz. 1382; dalej: u.o.o.p.) – uprawniona do zastosowania względem tej spółki jednego albo kilku z następujących środków nadzoru. Komisja będzie uprawniona wydać decyzję o wykluczeniu, na czas określony lub bezterminowo, papierów wartościowych tego emitenta z obrotu. Komisja będzie również uprawniona do nałożenia, przy wzięciu pod uwagę w szczególności sytuacji podmiotu, na który kara ta jest nakładana, kary pieniężnej do wysokości 1 000 000 PLN. W takiej sytuacji podmiotem, którego działalność podlegać będzie sankcjonowaniu będzie emitent, sankcja ta ma zatem charakter sankcji typu *ad rem*.

Deliktem administracyjnym, w rozumieniu przepisu z art. 96 ust. 1 u.o.o.p., będzie tak niewykonanie przez spółkę publiczną obowiązku informacyjnego w ogólności, jak i wykonanie tego obowiązku w sposób niewłaściwy. Konieczność sankcjonowania tych deliktów wynika w szczególności z okoliczności, iż godzą one w jeden z fundamentów, na których rozpostarta została konstrukcja rynku kapitałowego, jakim jest zasada przejrzystości (transparentności) obrotu instrumentami finansowymi.

Dodatkowo, w obliczu stwierdzenia przez KNF tego, że naruszenie norm określających obowiązki informacyjne emitentów miało rażący charakter, KNF będzie uprawniona – na mocy postanowień z art. 96 ust. 6 u.o.o.p. – do nałożenia na osobę, która w tym okresie pełniła funkcję członka zarządu emitenta, kary pieniężnej do wysokości 100 000 PLN. W takiej sytuacji będziemy mieli do czynienia z sankcją typu *ad personam*.

Sankcja ta będzie nakładana indywidualnie na poszczególnych członków zarządu. W przypadku woli zastosowania przez KNF sankcji z art. 96 ust. 6 u.o.o.p. wobec kilku członków zarządu będziemy mieli do czynienia z kilkoma odrębnymi sprawami administracyjnymi (w obrębie których zastosowanie będzie mogła znaleźć instytucja współuczestnictwa z art. 62 ustawy z dnia 14 czerwca 1960 r. – Kodeks postępowania administracyjnego (t.j. Dz.U. z 2013 r., poz. 267, z późn. zm.); dalej: k.p.a.), gdzie stroną każdego z postę-

powań będzie pojedynczy członek zarządu emitenta. Zachowanie każdego z członków zarządu emitenta będzie podlegać zatem indywidualnej ocenie z punktu widzenia zastosowania sankcji administracyjnej z art. 96 ust. 6 u.o.o.p. (Wyrok WSA w Warszawie z dnia 22 czerwca 2007 r ...).

Sankcja z art. 96 ust. 6 u.o.o.p. ma charakter subsydiarny względem sankcji z art. 96 ust. 1 u.o.o.p. Warunkiem koniecznym jej nałożenia jest bowiem uprzednie nałożenie na emitenta sankcji z art. 96 ust. 1 u.o.o.p.

Warunkiem nałożenia na członków zarządu emitenta sankcji administracyjnej z art. 96 ust. 6 u.o.o.p. jest także ustalenie przez KNF tego, że naruszenie obowiązków, o których mowa w art. 96 ust. 1 u.o.o.p., miało rażący charakter. Z naruszeniem takim będziemy mieli do czynienia w szczególności w obliczu stwierdzenia zajścia takich naruszeń, które w wysokim stopniu będą godzić w interesy uczestników obrotu instrumentami finansowymi w obrębie rynku kapitałowego (Famirski, 2014, s. 585–586; Skoczylas, 2010, s. 688–689). Kwalifikacja danego naruszenia prawa jako rażącego będzie miała miejsce w postępowaniu w sprawie nałożenia sankcji administracyjnej z art. 96 ust. 6 u.o.o.p. Należy przy tym zastrzec, iż Komisja nie będzie tutaj związana kwalifikacją naruszenia prawa dokonaną w postępowaniu w sprawie nałożenia sankcji administracyjnej z art. 96 ust. 1 u.o.o.p.

Sankcja z art. 96 ust. 6 u.o.o.p. nie będzie mogła zostać nałożona, jeżeli od dnia wydania decyzji nakładającej sankcję z art. 96 ust. 1 u.o.o.p. upłynęło więcej niżeli 6 miesięcy (Wyrok WSA w Warszawie z dnia 17 marca 2009 r...; Wyrok NSA z dnia 17 września 2013 r...). Oznacza to, że pomiędzy dniem wydania decyzji z art. 96 ust. 1 u.o.o.p. a dniem doręczenia albo ogłoszenia decyzji z art. 96 ust. 6 u.o.o.p. nie może upłynąć więcej niżeli 6 miesięcy. Na marginesie prowadzonych rozważań celowe jest zwrócenie uwagi, iż użycie przez prawodawcę w treści art. 96 ust. 6 u.o.o.p. sformułowania *od dnia wydania* jest bardzo nieszczęśliwe, albowiem aby decyzja weszła do obrotu, nie jest wystarczające jej wydanie, ale bezwzględnie konieczne jest jej doręczenie albo ogłoszenie.

2. Odpowiedzialność administracyjna *ad personam* – charakter

W piśmiennictwie prezentowane są dwa stanowiska odnośnie do charakteru odpowiedzialności *ad personam*. Zgodnie z pierwszym z nich odpowiedzialność ta ma charakter odpowiedzialności obiektywnej, a tym samym podmiot administrowany ponosi odpowiedzialność za wszystkie działania, które mogą zostać mu przypisane i jest to odpowiedzialność niezależna

od przesłanki winy (Bojanowski i Lang, 1999, s. 178; Wyrok NSA z dnia 9 kwietnia 1986 r...; Wyrok NSA z dnia 6 stycznia 1987 r...). W konsekwencji członek zarządu emitenta poniesie odpowiedzialność, o której jest mowa w art. 96 ust. 6 u.o.o.p., niezależnie od okoliczności, iż naruszenie obowiązków informacyjnych przez spółkę publiczną było wynikiem zdarzeń, na których wystąpienie ten członek zarządu nie miał i nie mógł mieć jakiegokolwiek wpływu. Za przyjęciem stanowiska o obiektywnym charakterze odpowiedzialności *ad personam* przemawia w szczególności argument, iż przepisy prawa materialnego, stanowiące podstawę do nałożenia sankcji administracyjnej, nie statuują przesłanki winy jako jednej z przesłanek warunkujących możliwość orzeczenia o odpowiedzialności administracyjnej i to chociażby poprzez odwołanie się do zobiektywizowanej postaci winy.

Jak się wydaje stanowisko odnośnie do obiektywnego charakteru administracyjnej odpowiedzialności *ad personam* powinno zostać odrzucone. Za odrzuceniem tego stanowiska przemawia w szczególności istota i geneza sankcji administracyjnych. Sankcje administracyjne wywodzą się bowiem z instytucji przymusu administracyjnego (Klat-Wertelecka, 2011, s. 65–66) i były stosowane jako swego rodzaju rozszerzenie uprawnień przyznanych właściwemu organowi administracji publicznej do stosowania przymusu (Starościak, 1977, s. 332–345; Stahl, 2011, s. 17–18). W istocie to stosowanie przymusu egzekucyjnego jest uznawane za podstawowy sposób reakcji administracji publicznej na nieposłuszeństwo, bierność lub opór wobec działań administracji. Skoro zatem istotą sankcji powinno być przymuszenie pewnego podmiotu do respektowania przepisów prawa administracyjnego, to trudnym do obrony będzie stanowisko, iż Komisja jest uprawniona nakładać sankcje administracyjne na osobę, która w okresie popełnienia deliktu administracyjnego pełniła funkcję członka zarządu spółki publicznej – która to spółka dopuściła się rażącego naruszenia obowiązków, o których mowa w art. 96 ust. 1 u.o.o.p. i równocześnie naruszenie to było wynikiem okoliczności niezależnych od tej osoby i pozostających poza jej kontrolą. W takim przypadku kara administracyjna zostałaby nałożona bowiem w istocie na osobę, która nie miała jakiegokolwiek wpływu na okoliczność wystąpienia naruszenia prawa. Trudno w rezultacie przyjąć, że właśnie ta osoba powinna być przymuszana przez Komisję sankcją administracyjną do respektowania przepisów prawa.

Należy przy tym pamiętać o okoliczności, iż sankcje administracyjne stanowią negatywne konsekwencje naruszenia norm prawa administracyjnego (Stahl, 2011, s. 23), nie do zaakceptowania byłby w rezultacie pogląd, iż odpowiedzialność za to naruszenie ponosić powinien podmiot, który nie

miał jakiegokolwiek wpływu na okoliczność wystąpienia naruszenia. Stałoby to w opozycji do konieczności zapewnienia maksymalnej efektywności oddziaływania instrumentów prawa administracyjnego (Klat-Wertelecka, 2011, s. 66; Starościak, 1977, s. 181–182), jak i w rezultacie do postanowień płynących z konstytucyjnoprawnej zasady proporcjonalności (art. 31 ust. 3 Konstytucji RP). Przyjęcie stanowiska odnośnie do obiektywnego charakteru odpowiedzialności administracyjnej o charakterze *ad personam* z pewnością byłoby nie do pogodzenia ze spoczywającą na prawodawcy i na organach administracji publicznej koniecznością wyboru środka charakteryzującego się najwyższą skutecznością w danym stanie faktycznym, a zarazem możliwie najmniej uciążliwego dla podmiotu, wobec którego ma być zastosowane lub dolegliwego w stopniu nie większym niż jest to niezbędne dla osiągnięcia założonego celu. Należy przy tym wskazać, iż sankcja administracyjna stanowi formę opłaty za nieposłuszeństwo wobec przepisów prawa (Klat-Wertelecka, 2011, s. 74 i powoływana tamże literatura; K. Frączak, 2011, s. 111), o którym to nieposłuszeństwie w analizowanym stanie faktycznym nie można z całą pewnością w ogólności mówić. Analizie poddawana jest bowiem sytuacja, w której członek zarządu emitenta nie miał i nie mógł nawet mieć jakiegokolwiek wpływu na okoliczność wystąpienia naruszenia obowiązków informacyjnych emitenta.

Zgodnie z drugim ze stanowisk, odpowiedzialność administracyjna członków zarządu emitenta ma charakter odpowiedzialności subiektywnej, a zatem jest to odpowiedzialność oparta na przesłance zawinienia (Uchwała TK z dnia 1 marca 1994 r...; Uchwała Składu Siedmiu Sędziów NSA z dnia 21 grudnia 1998 r...). Przyjęcie takiego stanowiska pozwoli niewątpliwie na zapewnienie najpełniejszego zakresu ochrony dla sfery praw i interesów strony postępowania administracyjnego (Orzeczenie TK z dnia 1 marca 1994 r...; Kozaczewska, 1997, s. 31; Skoczylas, 2000, s. 50; Wierzbowski, 2002, s. 145). Konieczność wykazania winy osoby, której działalność jest sankcjonowana, gwarantuje bowiem, że członkowie zarządu emitenta nie zostaną pociągnięci do odpowiedzialności administracyjnej za działania lub zaniechania, na których to wystąpienie nie mieli w praktyce jakiegokolwiek wpływu.

Koncepcja odnośnie do subiektywnego charakteru administracyjnej odpowiedzialności *ad personam* musi – podobnie jak miało to miejsce w przypadku koncepcji obiektywnej – zostać odrzucona. Za tym odrzuceniem przemawia w szczególności okoliczność, iż prawodawca w treści art. 96 ust. 6 u.o.o.p. nie wskazał, chociażby pośrednio – poprzez przyjęcie odpowiedniego domniemania prawnego – iż przesłanką odpowiedzialności administracyjnej członka zarządu emitenta za naruszenie przez tego emitenta obowiązków

informacyjnych jest przesłanka zawinienia. W konsekwencji formułowanie i następnie obrona stanowiska, iż wina jest jedną z przesłanek odpowiedzialności administracyjnej z art. 96 ust. 6 u.o.o.p. miałyby postać wykładni prawotwórczej, która to wykładnia jest ze swojej natury niedopuszczalna (Wyrok NSA z dnia 24 kwietnia 2007 r...; Uchwała SN z dnia 1 marca 2007 r...).

Odrzucenie tak koncepcji obiektywnej, jak i następnie subiektywnej rodzi w konsekwencji konieczność zastanowienia się nad charakterem odpowiedzialności z art. 96 ust. 6 u.o.o.p. Analiza orzeczeń sądów administracyjnych i powszechnych dotyczących tej odpowiedzialności prowadzi do sformułowania konkluzji, że ma ona charakter odpowiedzialności zobiektywizowanej. Jak wskazał to bowiem SN w wyroku z dnia 5 stycznia 2011 r., stosowanie represji administracyjnej jest wykluczone, jeśli naruszenie sankcjonowanych norm prawa administracyjnego nie jest wynikiem zachowania danego podmiotu, ale jest ono wynikiem okoliczności niezależnych od niego i pozostających poza jego kontrolą (Wyrok SN z dnia 5 stycznia 2011 r...). Członek zarządu emitenta będzie mógł zwolnić się w rezultacie od odpowiedzialności administracyjnej *ad personam* z tytułu naruszenia przez tego emitenta obowiązków informacyjnych, jeżeli wykaże, że uczynił wszystko czego można było się od niego domagać w granicach rozsądku, aby do naruszenia przepisów prawa nie doszło (Wyrok TK z dnia 4 lipca 2002 r...; Niżnik-Dobosz, 2011, s. 135).

Szukając argumentów dla poparcia tezy o zobiektywizowanym charakterze odpowiedzialności *ad personam* należy zwrócić uwagę na okoliczność, iż standardem w demokratycznym państwie prawa jest obowiązywanie pewnych ustalonych wzorców odpowiedzialności. W orzecznictwie Trybunału Konstytucyjnego i sądów administracyjnych przyjmuje się, że do sankcji administracyjnych należy odpowiednio i przy tym pomocniczo stosować pewne standardy ochrony praw i interesów, które to zostały wypracowane na gruncie prawa karnego (Skoczylas, 2011, s. 315; Nałęcz, 2011, s. 638; Wyrok NSA z dnia 21 października 2009 r...; Wyrok TK z dnia 12 maja 2009 r...; Wyrok TK z dnia 27 lutego 2001 r...; Wyrok TK z dnia 17 lipca 2007 r...). Gwarancje zawarte w rozdziale II Konstytucji RP odnoszą się bowiem do wszelkich postępowań represyjnych, tzn. postępowań, których celem jest poddanie pewnego podmiotu jakiejś formie ukarania lub jakiejś sankcji. Gwarantują one właściwy poziom ochrony dla sfery praw i interesów podmiotu, którego nieprawidłowego zachowania się dotyczy postępowanie administracyjne prowadzone przez KNF. W granicach zakreślonych przez Konstytucję RP ustawodawcy przysługuje swoboda określenia sankcji związanych z niedopełnieniem określonego prawem obowiązku (Wyrok TK z dnia 18 kwietnia

2000 r...; Wyrok TK z dnia 12 stycznia 1999 r...). Normy porządku konstytucyjnego wymagają bowiem od ustawodawcy poszanowania podstawowych zasad polskiego systemu konstytucyjnego, na czele z zasadą demokratycznego państwa prawnego, jak również praw i wolności jednostki. Ustawodawca, określając sankcję za naruszenie prawa, w szczególności musi respektować zasadę proporcjonalności wkroczenia. Nie może więc wprowadzać do systemu prawa sankcji oczywiście nieadekwatnych lub nieracjonalnych albo też niewspółmiernie dolegliwych do rodzaju i charakteru występującego naruszenia. Z takimi sankcjami mielibyśmy zaś do czynienia w szczególności w obliczu przyjęcia obiektywnego charakteru odpowiedzialności. Z treści zasady demokratycznego państwa prawnego wynika bowiem również zasada sprawiedliwości proceduralnej (Wyrok NSA z dnia 19 października 1993 r...), zgodnie z którą wykładnia prawa powinna zmierzać w kierunku rozszerzenia gwarancji procesowych dla praw obywatela (Uchwała TK z dnia 25 września 1991 r...; Składu Siedmiu Sędziów NSA z dnia 22 maja 2000 r...). W konsekwencji każda decyzja o nałożeniu na członka zarządu emitenta sankcji administracyjnej z art. 96 ust. 6 u.o.o.p. powinna uwzględniać szeroko rozumiane kryterium racjonalności ingerencji organu w sferę prawną danego podmiotu z punktu widzenia celów, jakie swym działaniem organ zamierza osiągnąć (Wyrok NSA z dnia 17 lutego 2010 r...; Wyrok NSA z dnia 6 października 2009 r...; Wyrok NSA z dnia 6 października 2009 r...; Wyrok NSA z dnia 6 października 2009 r...). W świetle postanowień konstytucyjnoprawnej zasady proporcjonalności KNF jest zobligowana zatem każdorazowo stosować sankcje administracyjne, które są sprawiedliwe, adekwatne do wagi naruszenia prawa i odpowiadające wymogom celowości (Wojtyczek, 2002, s. 678).

Za przyjęciem powyższego stanowiska przemawiają także postulaty płynące z gwarancyjnej funkcji norm k.p.a. W myśl postanowień art. 11 ust. 5 u.n.r.f. do postępowań KNF i przed Komisją stosuje się przepisy k.p.a., chyba że przepisy szczególne stanowią inaczej. Elementem składowym wyartykułowanej w tym rozdziale – w treści art. 8 k.p.a. – zasady ogólnej budzenia zaufania jest spoczywająca na Komisji konieczność interpretowania przepisów prawa w ten sposób, aby powstałe w danej sprawie wątpliwości interpretować na korzyść obywateli, o ile tylko nie stoi temu na przeszkodzie ważny interes społeczny (Wyrok NSA z dnia 23 września 1982 r...; Wyrok WSA w Lublinie z dnia 11 grudnia 2008 r...; Wyrok NSA z dnia 8 marca 2000 r...). Taką interpretacją przepisu z art. 96 ust. 6 u.o.o.p. będzie zaś właśnie przyjęcie przez KNF zobiektywizowanego charakteru odpowiedzialności administracyjnej *ad personam*, a tym samym przyjęcie tego, iż członek zarządu

emitenta nie będzie ponosił odpowiedzialności za naruszenia obowiązków informacyjnych spółki publicznej, na których wystąpienie nie miał i nie mógł nawet mieć jakiegokolwiek wpływu.

Podsumowanie

Sankcje administracyjne nakładane przez Komisję są jednym z mechanizmów zabezpieczających obrót instrumentami finansowymi przed negatywnymi skutkami zjawiska asymetrii informacji, a tym samym jednym z instrumentów zabezpieczających efektywność ekonomiczną obrotu instrumentami finansowymi. Sankcje te są jednocześnie tym instrumentem nadzoru, który wywołuje największe kontrowersje ogniskujące się w obszarze restrykcyjności i dolegliwości sankcji.

Z przedstawionej w treści publikacji argumentacji jednoznacznie wynika, że odpowiedzialność ta ma charakter odpowiedzialności zobiektywizowanej. Zobiektywizowany charakter odpowiedzialności stanowi najlepszy kompromis pomiędzy restrykcyjną odpowiedzialnością obligatoryjną a relatywnie łagodną odpowiedzialnością subiektywną. Rozwiązanie takie przekłada się z jednej strony na zapewnienie respektowania obowiązków informacyjnych, z drugiej zaś – na zredukowanie ryzyka politycznego związanego z faktem członkostwa w zarządzie emitenta.

Bibliografia

- Bojanowski, E. i Lang, J. (1999). *Postępowanie administracyjne. Zarys wykładu*. Warszawa: PWN.
- Borkowska, K. i Wajda, P. (2012). W: M. Wierzbowski, L. Sobolewski, P. Wajda (red.), *Prawo rynku kapitałowego. Komentarz*. Warszawa: C.H. Beck.
- Famirski, A. (2014). W: M. Michalski (red.), *Ustawa o ofercie publicznej. Komentarz*. Warszawa: C.H. Beck.
- Frączak, K. (2011). Cofnięcie bądź ograniczenie uprawnienia jako sankcja administracyjna. W: M. Stahl, R. Lewicka, M. Lewicki (red.), *Sankcje administracyjne*. Warszawa: Wolters Kluwer.
- Klat-Wertelecka, L. (2011). Sankcja egzekucyjna w administracji a kara administracyjna. W: M. Stahl, R. Lewicka, M. Lewicki (red.), *Sankcje administracyjne*. Warszawa: Wolters Kluwer.
- Kozaczewska, A. (1997). Kompetencje KPW wykraczające poza zakres prawa administracyjnego w świetle zasad konstytucyjnych, *Przegląd Ustawodawstwa Gospodarczego*, 7–8.
- Nafęcz, A. (2011). Sankcje administracyjne w świetle Konstytucji RP. W: M. Stahl, R. Lewicka, M. Lewicki (red.), *Sankcje administracyjne*. Warszawa: Wolters Kluwer.

- Niżnik-Dobosz, I. (2011). Aksjologia sankcji w prawie administracyjnym. W: M. Stahl, R. Lewicka, M. Lewicki (red.), *Sankcje administracyjne*. Warszawa: Wolters Kluwer.
- Orzeczenie TK z dnia 1 marca 1994 r., sygnatura: U 7/93. Pozyskano z: http://www.trybunal.gov.pl/OTK/teksty/otk/1994/U_07_93.doc.
- Ostasiewicz, S. (2002). Asymetria informacji na rynku ubezpieczeniowym. W: K. Jajuga, W. Ronka-Chmielowiec (red.), *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*. Wrocław: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Skoczylas, A. (2000). Sankcje nakładana na członków zarządu banku na podstawie art. 141 prawa bankowego jako przykład kary administracyjnej, *Prawo Bankowe*, 12.
- Skoczylas, A. (2011). Sankcje administracyjne jako środek nadzoru nad rynkiem kapitałowym. W: M. Stahl, R. Lewicka, M. Lewicki (red.), *Sankcje administracyjne*. Warszawa: Wolters Kluwer.
- Skoczylas, A. (2020). W: T. Sójka (red.), *Ustawa o ofercie publicznej i warunkach wprowadzania instrumentów finansowych do zorganizowanego systemu obrotu oraz o spółkach publicznych*. Warszawa: Wolters Kluwer LEX.
- Stahl, M. (2011). Sankcje administracyjne – problemy węzłowe. W: M. Stahl, R. Lewicka, M. Lewicki (red.), *Sankcje administracyjne*. Warszawa: Wolters Kluwer.
- Starościak, J. (1977). *Prawo administracyjne*. Warszawa: PWN.
- Starościak, J. (1977). Sankcje za naruszenie prawa. W: J. Starościak (red.), *System prawa administracyjnego*, T. I. Wrocław–Warszawa–Kraków–Gdańsk: Zakład Narodowy im. Ossolińskich.
- Uchwała Składu Siedmiu Sędziów NSA z dnia 21 grudnia 1998 r., sygnatura: OPS 13/98. Pozyskano z: <http://orzeczenia.nsa.gov.pl/doc/AD3D5680DD>.
- Uchwała Składu Siedmiu Sędziów NSA z dnia 22 maja 2000 r., sygnatura: OPS 4/00. Pozyskano z: <http://orzeczenia.nsa.gov.pl/doc/4B96EBA092>.
- Uchwała SN z dnia 1 marca 2007 r., sygnatura: III CZP 94/2006, OSNC 2007, nr 7-8, poz. 95.
- Uchwała TK z dnia 1 marca 1994 r., sygnatura: U 7/93, OTK 1/1994, poz. 5.
- Uchwała TK z dnia 25 września 1991 r., sygnatura: W 01/91. Pozyskano z: http://www.trybunal.gov.pl/OTK/teksty/otk/1991/W_01_91.doc.
- Ustawa z dnia 14 czerwca 1960 r. – Kodeks postępowania administracyjnego (t.j. Dz.U. z 2013 r., poz. 267 z późn. zm.).
- Ustawa z dnia 29 lipca 2005 r. o ofercie publicznej i warunkach wprowadzania instrumentów finansowych do zorganizowanego systemu obrotu oraz o spółkach publicznych (t.j. Dz.U. z 2013 r., poz. 1382).
- Wajda, P. (2009). *Rola decyzji administracyjnej w nadzorze nad polskim systemem finansowym*. Warszawa: C.H. Beck.
- Wierzbowski, M. (2002). Działalność maklerska. W: R. Czerniawski, M. Wierzbowski, *Ustawa Prawo o Publicznym Obrocie Papierami Wartościowymi*. Warszawa: Dom Wydawniczy ABC.
- Wojtyczek, K. (2002). Zasada proporcjonalności. W: B. Banaszak, A. Preisner (red.), *Prawa i wolności obywatelskie w Konstytucji RP*. Warszawa: C.H. Beck.
- Wyrok NSA z dnia 17 lutego 2010 r., sygnatura: II GSK 401/09. Pozyskano z: <http://orzeczenia.nsa.gov.pl/doc/E84EFDDF08>.
- Wyrok NSA z dnia 17 września 2013 r., sygnatura: II GSK 767/12, Legalis.
- Wyrok NSA z dnia 19 października 1993 r., sygnatura: V SA 250/93. Pozyskano z: <http://orzeczenia.nsa.gov.pl/doc/A2DF17A9B4>.
- Wyrok NSA z dnia 21 października 2009 r., sygnatura: II GSK 487/09. Pozyskano z: <http://orzeczenia.nsa.gov.pl/doc/E5923FCE17>.

- Wyrok NSA z dnia 22 października 1987 r., sygnatura: IV SA 586/87, ONSA 1/1988, poz. 11.
- Wyrok NSA z dnia 23 września 1982 r., sygnatura: II SA 1031/82, ONSA 2/1982, poz. 91.
- Wyrok NSA z dnia 24 kwietnia 2007 r., sygnatura: II FSK 579/06, LEX nr 350541.
- Wyrok NSA z dnia 27 maja 2009 r., sygnatura: II GSK 972/08. Pozyskano z: <http://orzeczenia.nsa.gov.pl/doc/6BBD4CAA3F>
- Wyrok NSA z dnia 6 października 2009 r., sygnatura: II GSK 53/09. Pozyskano z: <http://orzeczenia.nsa.gov.pl/doc/65EF64AF51>.
- Wyrok NSA z dnia 6 października 2009 r., sygnatura: II GSK 54/09. Pozyskano z: <http://orzeczenia.nsa.gov.pl/doc/5F1FCBD268>.
- Wyrok NSA z dnia 6 października 2009 r., sygnatura: II GSK 55/09. Pozyskano z: <http://orzeczenia.nsa.gov.pl/doc/5B8FAF5808>.
- Wyrok NSA z dnia 6 stycznia 1987 r., sygnatura: IV SA 667/86, ONSA 1/1987, poz. 6.
- Wyrok NSA z dnia 8 marca 2000 r., sygnatura: SA 1482/99, LexPolonica nr 352971.
- Wyrok NSA z dnia 9 kwietnia 1986 r., sygnatura: IV SA 358/86, ONSA 2/1986, poz. 47.
- Wyrok SN z dnia 5 stycznia 2011 r., sygnatura: III SK 32/10, ZNSA 3/2011, s. 121.
- Wyrok TK z dnia 12 maja 2009 r., sygnatura: P 66/07, OTK-A 2009, nr 5, poz. 65.
- Wyrok TK z dnia 12 stycznia 1999 r., sygnatura: P 2/98. Pozyskano z: http://www.trybunal.gov.pl/OTK/teksty/otk/1999/p_02_98.doc.
- Wyrok TK z dnia 17 lipca 2007 r., sygnatura: P 16/06, OTK-A 2007, Nr 7, poz. 79.
- Wyrok TK z dnia 18 kwietnia 2000 r., sygnatura: K 23/99. Pozyskano z: http://www.trybunal.gov.pl/OTK/teksty/otk/2000/k_23_99.doc;
- Wyrok TK z dnia 27 lutego 2001 r., sygnatura: K 22/00, OTK 2001, Nr 3, poz. 48.
- Wyrok TK z dnia 4 lipca 2002 r., sygnatura: P 12/01, OTK-A 2002, nr 4, poz. 50.
- Wyrok WSA w Lublinie z dnia 11 grudnia 2008 r., sygnatura: III SA/Lu 200/08, LexPolonica nr 2057476.
- Wyrok WSA w Warszawie z dnia 17 marca 2009 r., sygnatura: VI SA/Wa 1716/08, Legalis.
- Wyrok WSA w Warszawie z dnia 22 czerwca 2007 r., sygnatura: VI SA/Wa 688/07, LEX nr 466379.

Rozdział III

AGNIESZKA BAKLARZ*

Identyfikacja niezgodnego z prawem wykorzystania informacji poufnych w obrocie instrumentami finansowymi przy zastosowaniu sieciowych modeli numerycznych

Streszczenie

Artykuł przedstawia możliwość identyfikacji transakcji, które mogą stanowić naruszenie okresów zamkniętych (czyli dokonanie transakcji akcjami spółek) przez osoby będące w posiadaniu informacji poufnej. Analiza została wykonana na podstawie ogólnie dostępnych informacji o obrocie giełdowym i wykorzystuje dane z modelu numerycznego rozchodzenia się informacji w sieci z wąskim gardłem informacyjnym.

Słowa kluczowe: obrót instrumentami finansowymi, asymetria informacji, informacja poufna, sieć Watts-Strogatz.

Identification of the illegal use of insider trading in financial instruments by using numerical models of network

Abstract

The article presents the ability to identify transactions that may constitute a violation of the closed periods (the transaction in shares of companies) by persons who are in possession of confidential information. This analysis is based on general available information on stock exchange. Analysis uses data from numerical model of information transfer in net with a bottleneck.

Keywords: insider trading in financial instruments, confidential information, Watts-Strogatz network.

JEL: K420, G630, G230

* mgr Agnieszka Baklarz – biegły rewident; doktorantka Wydziału Zarządzania, Uniwersytet Warszawski; e-mail: agnieszka.baklarz@uw.edu.pl

Wprowadzenie

Problem asymetrii informacji rozważany jest w literaturze bardzo szeroko ze względu na swoje szczególne znaczenie. W przypadku występowania asymetrii informacji nie jest możliwa efektywna alokacja zasobów, co może prowadzić do niesprawności mechanizmów rynkowych. Ze zjawiskiem tym mamy do czynienia tak w przypadku problemu negatywnej selekcji (*adverse selection*) (Akerlof, 1970), jak i ryzyka moralnego (*moral hazard*) (Hölmstrom, 1979).

Asymetria informacji zajmuje szczególne miejsce na rynkach kapitałowych. Zjawisko to jest uważane za na tyle szkodliwe dla działania rynków kapitałowych, iż doczekało się regulacji prawnych (Fabozzi, Modigliani i Ferri, 1994). Rozważania na ile asymetria informacji ma wpływ na ceny zostały ujęte w pracach E. Fama (hipoteza informacyjna rynku) (1970), S. Grossmana, J. Stiglitz (1980), jak również R. Schillera (1981), G. Saxtona (Saxton i Anker, 2013) i innych.

Ze względu na swoje kluczowe znaczenie dla rynków kapitałowych również w Polsce problematyka asymetrii informacji znalazła swoje odzwierciedlenie w regulacjach prawnych dotyczących obrotu instrumentami finansowymi. Ustawa z dnia 29 lipca 2005 r o obrocie instrumentami finansowymi (Dz.U. 2005 Nr 183 poz. 1538 z późn. zm.) w art. 156 wskazuje katalog osób, które nie mogą wykorzystać informacji poufnej. Katalog ten zaczynający się od stwierdzenia „Każdy kto”, oprócz wymienienia osób, zakończony jest wyraźnym stwierdzeniem: „nie może wykorzystywać takiej informacji”. W katalogu tym mieszczą się zasadniczo wszystkie osoby, które mogły pozyskać informację poufną oraz mieć wiedzę o tym, że informacja jest właśnie poufna.

Ponadto ustawa o obrocie instrumentami finansowymi w art. 159 ust. 1 i 1a wyraźnie wskazuje czynności zabronione dla osób, które mogły mieć z racji pełnionych funkcji szerszy dostęp do informacji wewnętrznych. W ust. 2 ustawa definiuje okres zamknięty, czyli okres, w czasie którego nie można wykorzystać informacji poufnej. W przypadku raportów finansowych są to okresy: 2 miesiące przed przekazaniem raportu rocznego do wiadomości; 1 miesiąca przed przekazaniem raportu półrocznego; 2 tygodnie w przypadku raportu kwartalnego. W przypadku pozostałych informacji jest to cały czas od wejścia w posiadanie informacji do jej ujawnienia przez spółkę.

Nadzór nad stosowaniem ustawy prowadzi Komisja Nadzoru Finansowego. Zgodnie z art. 174 ustawy o obrocie instrumentami finansowymi Komisja może nałożyć karę pieniężną do wysokości 200 tys. zł w przypadku naruszenia artykułu 159. Do chwili obecnej ukarano z tego tytułu jedenaście osób. Ostatnia osoba została ukarana w 2012 roku. Kary dotyczyły pięciu osób

będących w zarządzie spółek, jednej osoby, która była głównym akcjonariuszem oraz pracownikiem spółki, trzech osób będących „insajderami” oraz dwóch osób fizycznych bez podania ich stosunku do spółki. Łączna wartość kar to 347 tys. zł (Komisja Nadzoru Finansowego, 2014).

Należy zauważyć, że jest mało prawdopodobne, aby pomimo tak znacznych sankcji zjawisko używania informacji poufnej zanikło w 2012 r. Należy domniemywać, że raczej zmienił się charakter tych nadużyć. Prawdopodobnym scenariuszem jest wykonywanie wielu drobnych transakcji przez osoby blisko związane z osobami mającymi dostęp do informacji poufnej. Transakcje takie ze względu na ich niewielką skalę nie wpływają w sposób istotny na cenę instrumentów. Zmiana ceny następuje nieco później – czyli po ujawnieniu informacji przez spółkę.

Celem niniejszej pracy jest próba zaprojektowania algorytmu rozpoznającego sytuacje, w których prawdopodobnie doszło do ujawnienia informacji wewnętrznej osobom zewnętrznym. Algorytm zostanie oparty na ogólnie dostępnych danych o notowaniach akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych oraz oficjalnych komunikatach spółek przekazywanych do wiadomości publicznej. Podstawą algorytmu będzie zastosowanie numerycznego modelu rozchodzenia się informacji z wąskim gardłem. Algorytm może być użyty przez instytucje nadzorujące rynek kapitałowy w celu rozpoznania ewentualnych naruszeń prawa.

1. Model rozchodzenia się informacji z wąskim gardłem

Zgodnie z modelem „małych światów” (eksperyment Milgrama 1967, 1969; model Watts-Strogatz 1998 z późniejszymi adaptacjami (Fronczak i Fronczak, 2009)), jeżeli tylko istnieją odległe węzły w sieci połączone ze sobą, droga informacji i czas przepływu znacznie się skraca. Modele te wykorzystywane są np. przy symulacjach rozwoju epidemii oraz symulacjach wąskich gardeł w przepływie informacji.

Do celu symulowania rozchodzenia się informacji z wąskim gardłem użyto przystosowanego modelu CODA (*agents with continuous opinions and discrete actions*). W modelu CODA zmiana opinii (zmienna ciągła) węzłów uwidaczniana jest przez obserwowanie decyzji (dyskretnej) węzłów sąsiadujących. Decyzja podejmowana przez węzeł sąsiadujący może mieć tylko dwa stany dyskretne: +1 lub -1. Niemniej jednak przesłanki ważone są w sposób ciągły – węzeł weryfikuje na ile dana informacja jest prawdziwa i w zależności od tego podejmuje dwustanową decyzję. W oryginalnej pracy dotyczącej

modelowania dyfuzji innowacji (Martins, Pereira i Vincente, 2009) modelowane są sieci dwuwymiarowe o rozmiarze 32x32 lub 64x54 węzły z równomiernym rozłożeniem połączeń (każdy węzeł ma 4 połączenia).

Adaptując model CODA, przygotowano model numeryczny (program w języku python) o następujących założeniach:

- a) istnieją dwie sieci dwuwymiarowe:
 - sieć wewnętrzna (od 2x2 węzłów do 16x16 węzłów);
 - sieć zewnętrzna (od 30x30 węzłów do 16x16 węzłów);
- b) jedno połączenie pomiędzy sieciami (wąskie gardło – blokada na wykorzystanie informacji) – czyli jeden węzeł w sieci wewnętrznej ma 5 krawędzi i jeden węzeł w sieci zewnętrznej ma 5 krawędzi;
- c) „dwustanowość” węzła: albo ma informację, albo jej nie ma – nie ma stanów pośrednich;
- d) w czasie jednostkowym testowane są wszystkie węzły;
- e) parametr – prawdopodobieństwo przekazania informacji dalej.

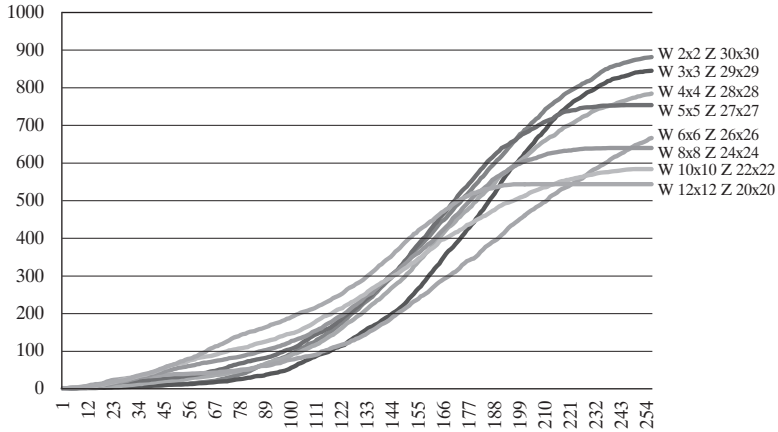
Dla różnych parametrów symulacji powstała zależność liczby osób, do których dotarła informacja, od czasu (jednostka czasu jest to jednostka wymiany pojedynczej informacji) dla różnych prawdopodobieństw oraz różnych rozmiarów sieci (rys. 1).

Symulacja ilustruje, jak informacja od jednej osoby wewnątrz firmy – wcześniej mającej wiedzę na temat przyszłego raportu (np. mająca dostęp do informacji o wynikach finansowych) – może wiedzę rozprzestrzenić na zewnątrz firmy. Jak widać, przy tak ustalonych parametrach następuje istotna blokada (w sieci założono tylko jeden kanał dostępu informacji do drugiej podgrupy). Jeśli w tym czasie informacja zostanie oficjalnie ujawniona, to nie nastąpi również jej nieoficjalne użycie.

Na rysunku 2 przedstawiono wybrany przebieg symulacji dla sieci wewnętrznej 5x5 (zewnętrzna 27x27) z losowo otrzymanym dłuższym zatrzymaniem informacji (prawdopodobieństwo przekazania informacji dalej 15%).

Analiza obu rysunków wskazuje, że z punktu widzenia obserwatora części zewnętrznej w zasadzie nieistotny jest podział wielkości sieci na część wewnętrzną i zewnętrzną. Jeżeli założyć, że obserwator części zewnętrznej (czyli w naszym przypadku odbiorca informacji z giełdy) widzi jedynie reakcję sieci zewnętrznej, to okaże się, że podział wielkości na te sieci odzwierciedla jedynie skalę wysokości drugiego wzrostu informacji od spłaszczenia spowodowanego barierą informacyjną. Istotnym jest jednakże, że po przejściu spłaszczenia informacja rozprzestrzeniła się na drugą sieć niezwykle szybko, powodując znaczną reakcję.

Rysunek 1. Liczba osób, do których dotarła informacja w sieci z wąskim gardłem

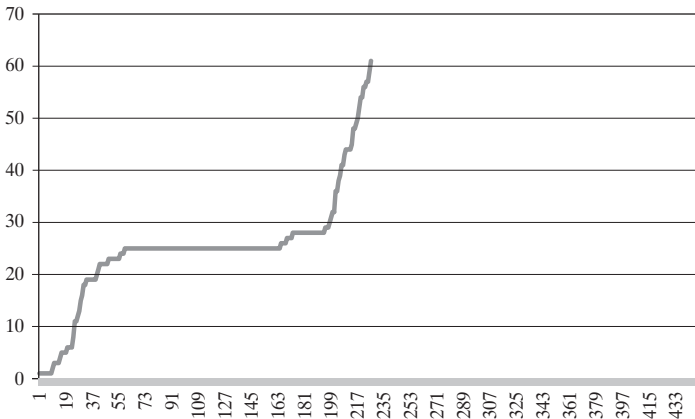


Oznaczenie wielkości przyjętych sieci:

- W – wewnętrzna,
 - Z – zewnętrzna,
- prawdopodobieństwo przekazania informacji z węzła do węzła 20%.

Źródło: opracowanie własne modelu numerycznego.

Rysunek 2. Liczba osób, do których dotarła informacja w sieci z wąskim gardłem



Oznaczenie wielkości przyjętych sieci:

- sieć wewnętrzna 5x5,
 - sieć zewnętrzna 27x27,
- prawdopodobieństwo przekazania informacji z węzła do węzła 15%.

Źródło: opracowanie własne modelu numerycznego.

Tak więc, aby stwierdzić czy miało miejsce ujawnienie się informacji wewnętrznej należy zbadać, na ile transakcje w czasie możliwym do przewidzenia (i zgodnym z czasami w ustawie o obrocie instrumentami finansowymi) mogły mieć wpływ na ponadprzeciętne ilości transakcji na indeksach giełdowych w krótkim przedziałach.

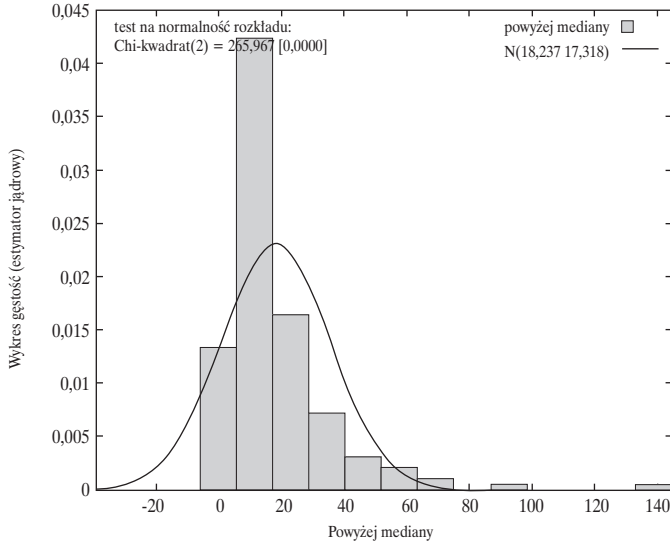
Założono więc, że liczba transakcji liczona narastająco na giełdzie na danym indeksie, w okresie przyjętym zgodnie z okresem zamkniętym (art. 159 ustawy o obrocie instrumentami finansowymi) dla raportów finansowych, oraz okresem do 30 dni dla pozostałych transakcji będzie miała kształt analogiczny do kształtu na rysunku 2.

2. Badanie pilotażowe dla spółki COMP SA

W celu wstępnego przygotowania algorytmu wyodrębniania dni transakcji o nietypowym zachowaniu przyjęto następujące kroki:

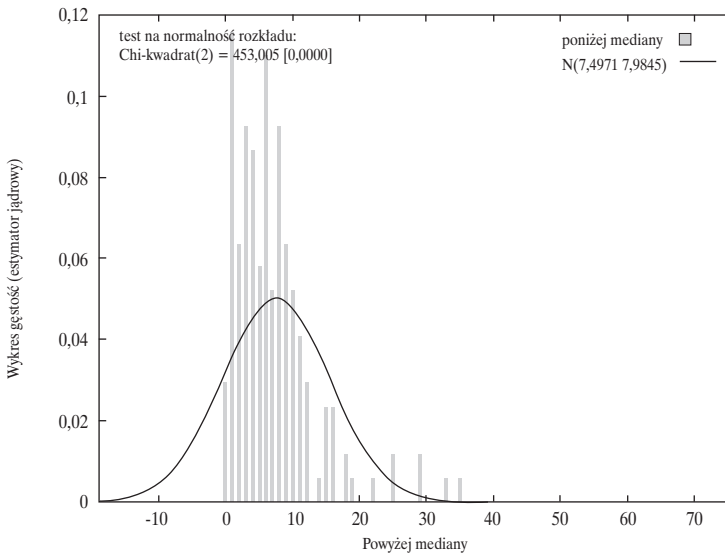
- 1) do badania zostanie wzięta losowo spółka z indeksu WIG-INFO; spółki z branży informatycznej charakteryzują się dobrym dostępem do narzędzi informatycznych usprawniających obieg informacji; wylosowano spółkę COMP SA;
- 2) dane o notowaniach będą wzięte z okresu od 1 stycznia 2013 r. do 19 maja 2014 r. – łącznie 341 notowań;
- 3) dla szeregu czasowego obliczono medianę średniej wartości transakcji z dnia (3 tys. zł);
- 4) na tej podstawie skonstruowano dwa odrębne szeregi czasowe:
 - a) dni, w których średnia wartość transakcji jednostkowej przewyższała medianę (168 dni) – mediana liczby transakcji w dniu to 14 transakcji; średnia liczba transakcji dla transakcji o wyższych wartościach to 18 (czyli „gruby” prawy ogon); rozkład liczby transakcji z prawdopodobieństwem powyżej 99% jest normalny (rys. 3);
 - b) dni, w których średnia wartość transakcji jednostkowej była niższa niż mediana (173 dni) – mediana liczby transakcji w dniu to 6; średnia liczba transakcji dla transakcji o niskich wartościach to 7; rozkład liczby transakcji również z prawdopodobieństwem powyżej 99% jest normalny choć występują w nim istotne dni o dużej liczbie transakcji (rys. 4);
- 5) liczba transakcji była liczona narastająco dla każdego szeregu czasowego (3082 transakcje w dniach dużych transakcji oraz 1297 transakcji dla dni o transakcjach poniżej mediany); wykresy zostały znormalizowane do 1 w celu wygodniejszej prezentacji danych;

Rysunek 3. Rozkład gęstości transakcji dla transakcji powyżej wartości mediany



Źródło: opracowanie własne.

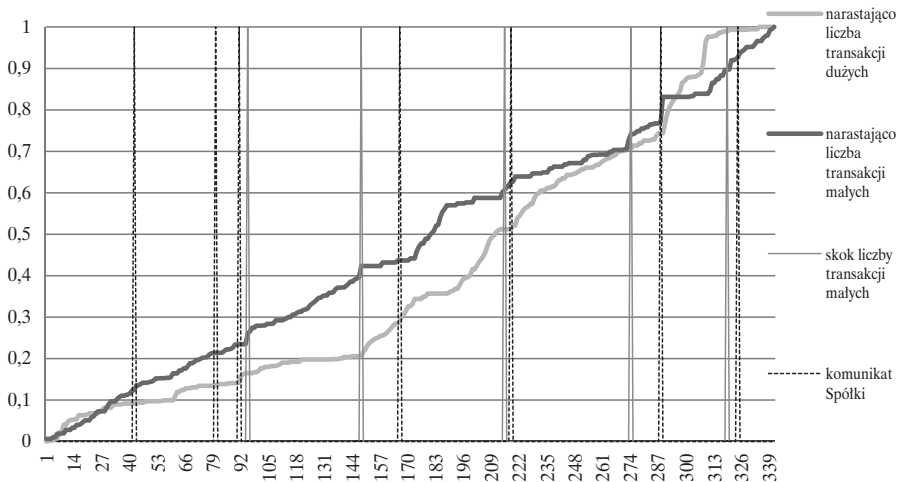
Rysunek 4. Rozkład gęstości transakcji dla transakcji poniżej wartości mediany



Źródło: opracowanie własne.

- 6) zgodnie z modelem numerycznym założono, że istotny skok liczby transakcji musi mieć miejsce w ciągu 1–2 dni od przecieku;
- 7) szereg czasowy transakcji powyżej mediany był traktowany jako szereg referencyjny; badano szereg czasowy transakcji poniżej mediany i szukano skoku w ciągu 2 dni o wartości przynajmniej 2,5-krotności znormalizowanego wzrostu szeregu czasowego transakcji dużych (wartość dobrana numerycznie; oznacza wielkość sieci zewnętrznej i odpowiada w tym przypadku przynajmniej 15 dodatkowym transakcjom w ciągu dnia – zgodnie z rysunkiem 4 odpowiada to za drugi grzbiet rozkładu ze środkiem pomiędzy liczbą transakcji 25 a 29); w przypadku zaistnienia takich transakcji były one oznaczane na wykresie; ponadto oznaczano również wystąpienie najwyższej liczby transakcji;
- 8) dodatkowo zostały oznaczone istotne finansowo komunikaty spółki (w tym raporty finansowe).

Rysunek 5. Znormalizowane szeregi czasowe dla spółki Comp SA



Źródło: opracowanie własne.

Jak widać na rysunku 5 w dniu 148 (5 sierpnia 2013 r.) miał miejsce gwałtowny skok liczby transakcji na 25 dni przed komunikatem w dniu 166 (30 sierpnia 2013 r.) o bardzo dobrych półrocznych wynikach spółki. Następnym skokiem miało miejsce w dniu 215 (8 listopada 2013 r.) 6 dni przed komunikatem w dniu 217 (14 listopada 2013 r.) o kolejnym pozytywnym raporcie kwartalnym. Kolejny gwałtowny skok liczby transakcji małych miał

miejsce w dniu 274 (10 luty 2014 r.) 18 dni przed komunikatem o wyniku za IV kwartał w dniu 288 (28 luty 2014 r.). Ostatni z obserwowanych skoków miał miejsce w dniu 319 (14 kwietnia 2014) na 9 dni przed publikacją raportu rocznego spółki w dniu 324 (23 kwietnia 2014 r.). Pierwszy ze skoków na rysunku następuje po komunikacie o raporcie kwartalnym za I kwartał 2013.

Jak wynika z powyższego, przy tak dobranych parametrach można zidentyfikować 4 punkty w szeregu czasowym, dla których istnieje podejrzenie o nietypowe zachowanie się oraz podejrzenie o korelację z późniejszymi komunikatami w okresie zamkniętym, zgodnie z art. 159 ustawy o obrocie instrumentami finansowymi. Jeden ze zidentyfikowanych punktów był efektem wcześniejszych komunikatów.

3. Rozszerzenie badania modelu na kolejne spółki

W celu rozszerzenia weryfikacji algorytmu poszukiwania transakcji o nietypowym zachowaniu zbadano w ten sam sposób 5 kolejnych spółek z indeksu WIG-INFO. Spółki zostały dobrane celowo – podstawowym kryterium doboru było występowanie spółki w indeksie WIG-INFO przez cały okres analizowany. W czasie weryfikacji algorytmu nie zmieniano parametrów ustalonych podczas analizy danych spółki COMP SA.

Efektom weryfikacji algorytmu na kolejnych spółkach były średnio 4 punkty przypadające na spółkę o bardzo różnym rozrzucie dni wyprzedzenia w stosunku do komunikatu.

Tabela 1. Wyniki weryfikacji transakcji poniżej mediany pod kątem wyprzedzenia komunikatu spółki

Spółka	Liczba punktów podejrzanych o korelację z późniejszymi komunikatami	Średnia liczba dni wyprzedzenia
COMP	4	14,5
COMARCH	4	19,75
ATM	4	6,75
SYGNITY	4	8
ELZAB	3	13,67
QUMAC	4	2,25

Źródło: opracowanie własne.

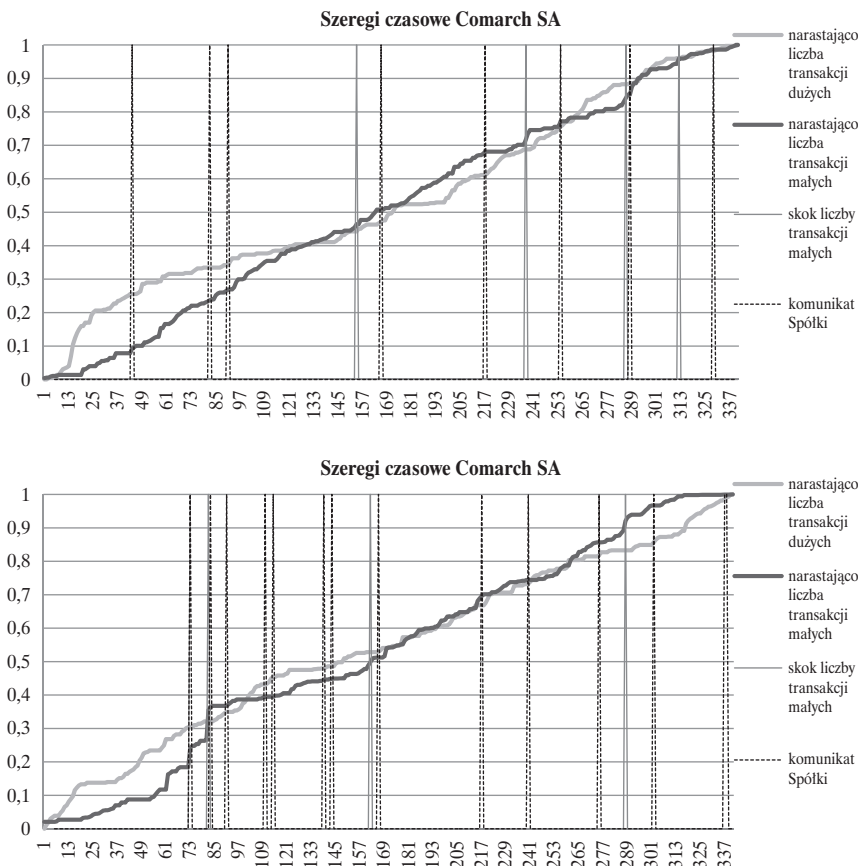
Najczęstszym prawdopodobnym powodem zwiększenia ilości transakcji przed komunikatem był spodziewany wynik finansowy (w przypadku spółki

COMP dotyczyło to wszystkich dni transakcyjnych, w przypadku COMARCH – 3 punktów, w przypadku ATM – również dotyczyło to 3 punktów, w przypadku SYGNITY – 2 punktów, ELZAB – 3 punktów, QUMAC – 2 punktów).

Pozostałe prawdopodobne powody zwiększenia ilości transakcji przed komunikatem to:

- uchwała o emisji akcji jako motywatorów dla menadżerów,
- zawarcie umowy znaczącej,
- otwarcie postępowania likwidacyjnego spółki zależnej,
- odnowienie linii kredytowej,
- aneks do znaczącej umowy.

Rysunek 6. Znormalizowane szeregi czasowe dla spółki COMARCH SA oraz ATM SA



Źródło: opracowanie własne.

W przypadku informacji niespodziewanych oraz raportów kwartalnych czas pomiędzy skokiem ilości transakcji a publikacją komunikatu wyraźnie się skracał do kilku dni (pomiędzy 2 a 5). W przypadku raportów półrocznych czy też rocznych wyraźnie się wydłużał nawet do ponad 30 dni.

Podsumowanie

Przedstawiony algorytm poszukiwania transakcji, dla których prawdopodobnie nastąpiło naruszenie art. 159 ustawy o obrocie instrumentami finansowymi bazuje jedynie na danych ogólnie dostępnych. Tak więc jedynie statystycznie można stwierdzić, że istnieje prawdopodobieństwo wystąpienia pewnej regularności. Należy przy tym zauważyć, że zjawisko przejścia informacji przez „wąskie gardło” spowodowane regulacjami prawnymi jest generalnie mało prawdopodobne. Niemniej z modeli numerycznych wynika, że nawet przy prawdopodobieństwie 15% oraz wystarczająco długim czasie przed ujawnieniem informacji w sposób oficjalny jest duża szansa, że informacja poufna przedostanie się do sieci zaufanych osób. W analizowanych przykładach znaleziono łącznie 23 takie przypadki. Na podstawie tego algorytmu nie można oczywiście stwierdzić czy rzeczywiście nastąpił przeciek informacji, czy też był to tylko przypadek. Choć, jak wskazuje rozkład liczby transakcji, prawdopodobieństwo takiego zdarzenia jest raczej niskie w przypadku transakcji o niewielkich wartościach. Dalsze udoskonalanie algorytmu powinno pójść w kierunku wygładzenia szeregów czasowych referencyjnych oraz, o ile to tylko byłoby możliwe, w kierunku faktycznego rozdzielania transakcji na transakcje drobne oraz transakcje o wyższej wartości.

Wydaje się, że wykorzystanie algorytmu może być użyteczne do wstępnej selekcji przy działaniach organu nadzoru w celu wyeliminowania nieuprawnionego używania informacji poufnej w transakcjach. Jednakże analiza zwiększająca prawdopodobieństwo stwierdzenia faktycznego użycia danych poufnych możliwa jest jedynie na danych rzeczywistych o konkretnych transakcjach oraz sieciach powiązań. Świetną analogią jest w tym przypadku wnioskowanie o zachowaniach w grupach przestępczych na przykładzie systemu COPLINK obejmującego już w 2002 ponad 30 tys. węzłów (osób) wraz z ponad 80 tys. powiązań (Fronczak i Fronczak, 2009).

Bibliografia

- Akerlof, G. (1970). The market for „lemons”: quality uncertainty and the market mechanism, *The Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488–500.
- Fabozzi, F. J., Modigliani, F. i Ferri, M. G. (1994). *Foundations of Financial Markets and Institutions rozdział III strony 37–53*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *The Journal of Finance*, 25, 383–417.
- Fronczak, A. i Fronczak, P. (2009). *Świat sieci złożonych. Od fizyki do Internetu*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Grossman, S. i Stiglitz, J. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets, *The American Economic Review*, 70(3), 393–408.
- Hölmstrom, B. (1979). Moral hazard and observability, *The Bell Journal of Economics*, 10(1), 74–91.
- Komisja Nadzoru Finansowego. (2014, 11listopad). *Kary nałożone przez KNF*. Pozyskano z: lokalizacji Witryna Komisji Nadzoru Finansowego: http://bip.knf.gov.pl/?l=/Komisja/050_Kary/kary.html.
- Martins, A. C., Pereira, C. i Vincente, R. (2009). An opinion dynamics model for the diffusion of innovations, *Physica A*, 388, 3225–3232.
- Saxton, G. i Anker, A. (2013). The Aggregate Effects of Decentralized Knowledge Production: Financial Bloggers and Information Asymmetries in the Stock Market, *Journal of Communication*, 63(6), 1054–1069.
- Shiller, R. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?, *American Economic Review*, 71(3), 421–436.

Rozdział IV

HUBERT WIŚNIEWSKI*

Makroekonomiczne determinanty rynku akcji w krajach Unii Europejskiej

Streszczenie

Celem referatu jest zbadanie oddziaływania wskaźników makroekonomicznych na indeksy giełdowe w krajach Unii Europejskiej. Do badania wybrano cztery zmienne makroekonomiczne: produkcję przemysłową, stopę procentową, inflację i bezrobocie oraz najbardziej płynne dla danego rynku indeksy giełdowe. W celu empirycznej weryfikacji tych zależności wykorzystano modele wektorowo-autoregresyjne (VAR). W rezultacie otrzymano interesujące wyniki wskazujące na wrażliwość indeksów giełdowych na zmiany wskaźników makroekonomicznych w rozpatrywanych krajach Unii Europejskiej.

Słowa kluczowe: wskaźniki makroekonomiczne, indeksy giełdowe, modele wektorowo-autoregresyjne (VAR).

Macroeconomic determinants of European Union stock markets

Abstract

The aim of this paper is to examine the impact of macroeconomic indicators on stock market indices in the European Union. The study selected four macroeconomic variables: industrial production, interest rate, inflation and unemployment, and the most liquid stock market indices for each of analyzed market. For empirical verification of this relationship was used models of vector-autoregressive (VAR). As an effect of these estimations were interesting results. These results show, that European Union stock markets are sensitive to changes in macroeconomic indicators.

Keywords: macroeconomic indicators, stock market indices, vector autoregressive models (VAR).

JEL: G15, G17, E44

* dr Hubert Wiśniewski – Credit Agricole Bank Polska SA; e-mail: hubertwis82@wpl.pl

Wprowadzenie

Giełdy papierów wartościowych efektywnie przyczyniają się do mobilizacji i transformacji kapitału oraz do jego właściwej alokacji i wyceny. Dlatego też ich interakcje z realną gospodarką uznaje się za naturalne. Najogólniej kondycję gospodarki opisują zmienne makroekonomiczne, natomiast sytuację na giełdzie – odpowiednie indeksy giełdowe.

Dlatego też trudno analizować sytuację na konkretnej giełdzie w odezwaniu od danych makroekonomicznych. Uważne śledzenie informacji dotyczących stanu danej gospodarki pozwala na zauważenie wielu różnorodnych mierników. W kolejnych paragrafach w sposób syntetyczny zostaną przedstawione interakcje między wybranymi wskaźnikami makroekonomicznymi a indeksami giełdowymi, które w syntetyczny sposób opisują sytuację na danej giełdzie. Do najczęściej analizowanych wskaźników makroekonomicznych zalicza się: produkt krajowy brutto, produkcję przemysłową, stopę procentową, inflację czy bezrobocie.

Najszerzej komentowanym wskaźnikiem opisującym stan gospodarki danego kraju jest zazwyczaj produkt krajowy brutto (PKB). Jednak w praktyce inwestorzy giełdowi bardziej zainteresowani są dynamiką PKB (zmiana roczna), gdyż w sposób syntetyczny informuje ona o zmianach kondycji gospodarki danego kraju.

Produkcja przemysłowa mierzy zmiany w całkowitej produkcji sektora przemysłowego, górniczego i energetycznego. Produkcja przemysłowa w stosunkowo dobry sposób obrazuje szybkość rozwoju gospodarki. Dodatkowo jej interpretacja rynkowa jest taka, że: im więcej, tym lepiej. Należy jednak pamiętać, że jej zbyt wysoka wartość utrzymująca się przez dłuższy okres może prowadzić do tzw. przegrzania gospodarki.

W przypadku całego rynku kapitałowego stopa procentowa wydaje się być kluczową zmienną. „W najprostszym ujęciu stopa procentowa może być traktowana jako cena transferowanego na rynku finansowym kapitału. Dla kapitałodawców stopa procentowa jest stopą dochodu z inwestycji polegającej na udostępnieniu kapitału, zaś dla kapitałobiorców stopa procentowa jest kosztem pozyskanego kapitału” (Jajuga, 2007, s. 113).

Naturalną kwestią jest więc występowanie zależności między stopami procentowymi a giełdą. Wydaje się, że najogólniej tę zależność można sprowadzić do stwierdzenia: gdy stopy procentowe rosną, spada kurs akcji, natomiast gdy następuje spadek stóp procentowych, kurs akcji rośnie. W związku z tym, że sytuacja na rynku to wypadkowa wielu czynników nie powinno dziwić, że zjawisko to łączy się także z inflacją.

Kolejnym czynnikiem makroekonomicznym, na który należy tutaj zwrócić uwagę jest właśnie inflacja. W przypadku wzrostu gospodarczego inwestorzy przewidują, iż wskaźnik inflacji może się podnieść, co skłoni odpowiedni organ (w przypadku Polski – Radę Polityki Pieniężnej) do podwyższenia stóp procentowych. Wówczas inwestorzy zachowują się ostrożnie, co przekłada się na spadek kursów akcji. Natomiast w fazie kryzysu następuje spadek aktywności gospodarczej, co automatycznie przekłada się na obniżenie inflacji. Wtedy wzrastają oczekiwania na decyzję banku centralnego dotyczące obniżki stóp procentowych, co wpłynęłoby na poprawę nastrojów inwestorów i doprowadziło do wzrostu kursów akcji. Dlatego też, jeśli chodzi o inflację to w tym kontekście jej wzrost powinien być odbierany przez rynek negatywnie.

Rola zatrudnienia w gospodarce z punktu widzenia giełdy jest niezwykle ważna, ponieważ zawiera wiele informacji o ogólnych warunkach ekonomicznych w kraju. Wniosek z tego jest stosunkowo prosty, a ze społecznego punktu widzenia także bolesny – mianowicie konsumenci ograniczają najmocniej swoje wydatki właśnie wtedy, gdy tracą pracę. W kontekście giełdy najczęstszą reakcją na nieoczekiwany wzrost bezrobocia jest wyprzedaż papierów wartościowych. Dlatego też stopę bezrobocia powinno interpretować się jednoznacznie: im jest ona niższa, tym lepiej ocenia się gospodarkę danego kraju.

Z jednej strony patrząc na rosnącą rolę giełdy papierów wartościowych i jej naturalne interakcje z realną gospodarką, z drugiej natomiast – na obszerną teorię dotyczącą rynku akcji, a mającą swe odzwierciedlenie chociażby w licznych modelach służących do ich wyceny, interesującym wydaje się dokonanie empirycznej weryfikacji wpływu zmiennych makroekonomicznych na ceny akcji. Należy zauważyć, że tego typu prace są spotykane w literaturze światowej. Jednak to, że autor nie spotkał w literaturze przedmiotu opracowania poświęconego jednoczesnej analizie wielu rynków kapitałowych wchodzących w skład jednej z istotnych dla gospodarki światowej organizacji było podstawową motywacją do przeprowadzenia tego badania. Dobrym przykładem takiej organizacji jest chociażby Unia Europejska. Celem tej pracy będzie więc zbadanie oddziaływania wskaźników makroekonomicznych na indeksy giełdowe dla krajów Unii Europejskiej. Poza tym dzięki badaniu będzie można empirycznie zweryfikować czy występują różnice w kierunku wpływu rozpatrywanych zmiennych makroekonomicznych na indeks giełdowy dla rynków kapitałowych znajdujących się bynajmniej formalnie w stosunkowo jednolitym obszarze gospodarczym. Dla właściwej estymacji rozpatrywanych zależności wykorzystane zostaną odpowiednie metody statystyczno-ekonometryczne. Poniżej zaś przedstawiono stosunkowo liczną

grupę artykułów wpisującą się w tę klasę badań. Na ich podstawie zostanie dokonana selekcja wskaźników makroekonomicznych w celu stworzenia stosunkowo standardowego zestawu tych zmiennych aplikowanych w tego typu badaniach. Dodatkowo dzięki temu wyniki badania będzie można porównać z rezultatami innych opracowań.

1. Przegląd literatury

Wiele prac poświęconych jest empirycznej weryfikacji wpływu wielkości makroekonomicznych na ceny akcji. Badania były przeprowadzane na licznych rynkach w zasadzie od lat siedemdziesiątych XX w. W tego typu opracowaniach wykorzystywane były odmienne zestawy zmiennych makroekonomicznych, jak również różne techniki estymacji. Ponieważ dane rozpatrywano tutaj jako szereg czasowy dla poszczególnych rynków, niezwykle istotnym było stosowanie odpowiednich narzędzi ekonometrycznych. Ze względu na stosunkowo powszechną dla tego typu danych niestacjonarność szeregów czasowych wykorzystywane klasycznych modeli regresji liniowych prowadziłyby do tzw. regresji pozornych. Dlatego też ważnym etapem dla rozwoju tego typu badań było pojawienie się nowej metodologii modelowania wielorównaniowego, czyli tzw. modeli wektorowo-autoregresyjnych VAR. Ta nowa metodologia została bardzo szybko zaadaptowana do tej klasy badań. Nie jest też wielkim zaskoczeniem, że początkowo tego typu badania przeprowadzano głównie dla Stanów Zjednoczonych jako najbardziej rozwiniętego rynku kapitałowego na świecie. Stosownym wydaje się w pierwszej kolejności wymienić opracowania, które stały się intelektualną inspiracją dla rozwoju całej klasy badań, a więc prace: Nelsona (1976), Fama (1981), Geske i Roll (1983) czy Chen, Roll i Ross (1986). Należy tutaj dodać, że Fama właśnie za empiryczne badania cen aktywów w 2013 r. otrzymał Nagrodę Nobla. Badania te były następnie przeprowadzane także dla innych krajów rozwiniętych, takich jak choćby Japonia Mukherjee i Naka (1995), Australia Groenewold i Fraser (1997), Wielka Brytania McMillan (2010). W ostatnich zaś latach zależności te badano, także dla mniej rozwiniętych rynków kapitałowych, europejskich: Grecja Leon i Fillis (2008), Turcja Buyuksalvarci (2010), Czechy i Węgry (Hsing 2011a i 2011b), azjatyckich: Malezja przez Rahman i inni (2009), Indie przez Naik i Padhi (2012) czy obu amerykańskich, Choudhry (2001) dla Argentyny, Chile, Meksyku i Wenezueli.

Natomiast jeśli chodzi o wykorzystywane zestawy zmiennych makroekonomicznych, to również występuje tutaj dosyć szerokie spektrum. Jednak

można stosunkowo łatwo zaobserwować, że pewne zmienne są wykorzystywane znacznie częściej niż inne, należy do nich zaliczyć m.in.: produkcję przemysłową, stopę procentową, inflację, bezrobocie czy też PKB.

W przypadku produkcji przemysłowej wyniki są w zasadzie takie same i wyrażają się w dodatnim wpływie tego miernika na ceny akcji. Ten pozytywny kierunek oddziaływania owej zmiennej na rynek akcji potwierdzają opracowania m.in.: Fama (1981), Chen, Roll i Ross (1986) w obydwu przypadkach dla Stanów Zjednoczonych, Mukherjee i Naka (1995) dla rynku japońskiego, Rahman (2009) dla Malezji, jak również Binswager (2004) dla Stanów Zjednoczonych, Japonii, Francji, Niemiec, Włoch i Wielkiej Brytanii. Rezultaty otrzymane w pracach wymienionych powyżej są z resztą zgodne z rozważaniami teoretycznymi. Jednak w literaturze spotyka się także wyniki, które wskazywały na negatywny wpływ produkcji przemysłowej na ceny akcji, a uzyskano je m.in. dla rynku tureckiego Buyuksalvarci (2010) i dla Chile w pracy Bilson i inni (1999). Należy jednak podkreślić, że ujemny kierunek wpływu w przypadku tej zmiennej spotyka się sporadycznie w literaturze przedmiotu.

Następnie rozpatrując stopy procentowe, w zdecydowanej większości analizowanych prac odnotowano wpływ ujemny, np.: Geske i Roll (1983), Thorbecke (1997) w obydwu przypadkach dla Stanów Zjednoczonych, Hsing (2011a, 2011b) dla Czech i Węgier, Buyuksalvarci (2010) dla rynku tureckiego, Tangijtprom (2011) dla Tajlandii. Wynik taki jest zgodny z rozważaniami teoretycznymi ze wstępu, jak również wynika z modeli dyskontowych wyceny akcji, gdzie wzrost stopy procentowej wpływa negatywnie na wartość cen walorów. Należy jednak dodać, że w ramach empirycznych weryfikacji odnotowywano także, chociaż stosunkowo rzadko, dodatni wpływ tej zmiennej na ceny akcji. Wynik taki uzyskali m.in. Mukherjee i Naka (1995) dla Japonii i Al-Sharkas (2004) dla Jordanii.

Dla inflacji należałoby oczekiwać ujemnego wpływu na notowania akcji, o czym pisano we wstępie, a co także pośrednio wynika z modeli dyskontowych wyceny akcji. Negatywny wpływ inflacji znajduje empiryczne potwierdzenie w wielu pracach m.in.: Nelson (1976), Fama (1981), Chen, Roll i Ross (1986), wszystkie trzy dotyczyły Stanów Zjednoczonych, Groenewold i Fraser (1997) w przypadku Australii, Hsing (2011a i 2011b), który przeprowadził badanie dla Czech i Węgier czy Naik i Padhi (2012) dla Indii. Należy jednak odnotować także, iż dla tej zmiennej znacznie częściej niż dla produkcji przemysłowej czy stopy procentowej otrzymano wyniki sprzeczne z oczekiwaniami, czyli uzyskano dodatni wpływ tej zmiennej na ceny walorów giełdowych. Rezultat taki otrzymywali m.in.: Bilson i inni (1999) dla Meksyku i Tajlandii

oraz Choudhry (2001) dla Argentyny, Chile, Meksyku i Wenezueli. Należy zauważyć, że ten dodatni wpływ uzyskano dla krajów, które można zaliczyć do grupy słabiej rozwiniętych rynków kapitałowych.

Natomiast w przypadku bezrobocia teoretyczne dywagacje dotyczące jego ujemnego wpływu znalazły empiryczne potwierdzenie, chociażby w pracy Tangjitprom (2011) dla rynku tajlandzkiego. Wpływem bezrobocia na ceny akcji zajmowali się także w swej pracy dla rynku amerykańskiego Chen, Roll i Ross (1986).

Można tutaj jeszcze wspomnieć o PKB, dla którego otrzymywano tylko pozytywny wpływ m.in.: Leon i Filis (2008) dla Grecji, McMillan (2010) w przypadku Wielkiej Brytanii, czy też Hsing (2011a i 2011b) dla Czech i Węgier.

Godnym uwagi jest natomiast, że pomimo tak dużej liczby tego typu badań dla wielu rynków kapitałowych, niewiele z nich dotyczy krajów europejskich, w porównaniu chociażby ze Stanami Zjednoczonymi. Poza tym nie znaleziono także badania, które jednocześnie analizowałoby wiele rynków wchodzących w skład jednej organizacji międzynarodowej. Dlatego też niezwykle interesującym wydaje się przeprowadzenie takiego badania jednocześnie dla wielu rynków europejskich, które dodatkowo wchodzi w skład tak ważnej dla gospodarki światowej organizacji, jaką jest Unia Europejska.

2. Metodologia badania

Modelowanie i szukanie zależności na szeregach czasowych wymaga dobrania odpowiednich metod ekonometrycznych. Problem ten dosyć wyraźnie zaobserwowano w drugiej połowie XX wieku. W szczególności lata pięćdziesiąte i sześćdziesiąte to okres intensywnego rozwoju ekonometrii zarówno na polu teoretycznym, jak i empirycznym. Wtedy to skupiano się na budowie modeli wielorównaniowych charakteryzujących się znacznym wkładem wiedzy ekonomicznej o strukturze powiązań poszczególnych zmiennych. Konsekwencją tego był wniosek, że klasyczne metody ekonometryczne, najdelikatniej to ujmując, nie są optymalne przy estymacji parametrów dla tego typu badań. Kluczową pracą dla rozwoju analizy danych na szeregach czasowych wydaje się być książka Boxa i Jenkinsa (1970). W opozycji do tradycyjnej ekonometrii, skupiającej się głównie na opisie statycznych związków przyczynowo-skutkowych między zmiennymi. Modele szeregów czasowych kładą główny nacisk na badanie procesów stochastycznych generujących zmienne. Problem ten jest niezwykle ważny, ponieważ wiele zmiennych eko-

onomicznych (w szczególności mierników makroekonomicznych) charakteryzuje się brakiem stacjonarności. Wykorzystanie takich zmiennych w modelu ma oczywiście zazwyczaj duży wpływ na otrzymane estymatory, w szczególności prowadząc do tzw. regresji pozornych. Regresji, w których współczynniki mimo statystycznej istotności, mają zależność przypadkową, pozorną (więcej na ten temat w pracach np.: Endersa (1995), Charemza i Deadman (1992)).

W kwestii rozwoju współczesnego modelowania szeregów czasowych niezwykle istotna jest publikacja pracy Christophera Simsa (1980). Najlepszym potwierdzeniem tego jest uhonorowanie Simsa w 2011 roku Nagrodą Nobla, właśnie za jego wkład w rozwój prac dotyczących empirycznych badań nad przyczynami i skutkami w makroekonomii. We wspomnianej pracy z roku 1980, autor zaproponował podstawy nowej metodologii modelowania wielorównaniowego: model wektorowo-autoregresyjny VAR. Modele VAR to swego rodzaju pomost między tradycyjną ekonometrią a modelami szeregów czasowych. W tradycyjnym podejściu zazwyczaj pomijano kwestie niestacjonarności szeregu czasowego, co doprowadzało do wspomnianych już regresji pozornych. Natomiast w modelach VAR badanie stacjonarności jest jednym z etapów budowy modelu. Należy tu także dodać, że rozwinięcia modeli VAR mogą być zgodne nawet z bardzo szczegółową teorią ekonomiczną.

Formalnie biorąc, modele-autoregresyjne to modele wielorównaniowe, w których zachowania każdej zmiennej tłumaczone są przez swoje własne opóźnienia i opóźnienia pozostałych zmiennych objaśnianych. Dlatego też najprostszą wersję modelu VAR można zapisać za pomocą następującego równania:

$$X_t = B_0 C_t + B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_k X_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

gdzie:

X_t – wektor obserwacji n zmiennych wykorzystanych w modelu w czasie t ,

$$X_t = [x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}]^T;$$

C_t – wektor deterministycznych wartości, takich jak wyraz wolny, zmienna czasowa, zmienne zero-jedynkowe;

B_0 – macierz parametrów dla elementów wektora C_t ;

B_i – macierz parametrów dla wektorów X_{t-i} ;

ε_t – wektor zakłóceń losowych $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{nt}]^T$.

Model zapisany równaniem (1) sprawia wrażenie niezwykle prostego, ponieważ wydaje się, iż należy określić tylko zestaw zmiennych i dobrać liczb-

bę opóźnień. Jednak poprawna specyfikacja tego modelu nie jest aż tak trywialna.

Po pierwsze dobór zestawu zmiennych powinien być oparty na dobrej znajomości modelowanego układu ekonomicznego. Jak również ze względów czysto technicznych dodawanie kolejnej zmiennej, przez jej opóźnienia znacznie zmniejsza liczbę stopni swobody. Drugim ważnym etapem jest dobór liczby opóźnień, który powinien odzwierciedlać naturalne interakcje między zmiennymi. Trzecią niezwykle kluczową kwestią jest stacjonarność zmiennych. W przeciwnym wypadku, pomimo że możemy uzyskać nawet interesujące wyniki, są one niezwykle wątpliwe i zazwyczaj prowadzą do tzw. regresji pozornych.

W przypadku niestacjonarnych zmiennych najczęściej spotykana praktyką jest ich różnicowanie (czyli obliczanie tzw. przyrostów), w celu osiągnięcia stacjonarności. W ten sposób otrzymuje się tylko informacje o wpływach poszczególnych zmiennych na zmienną objaśnianą.

W związku z tym, żeby dokonać analizy należy dla każdego rynku sprawdzić m.in.: stacjonarność rozpatrywanych zmiennych i dokonać specyfikacji liczby opóźnień. W celu weryfikacji stacjonarności wykorzystano dwa testy diagnostyczne: Augmented Dickey-Fuller i Philips-Perron.

Dokonując wyboru liczby opóźnień, wykorzystano powszechnie stosowane w tego typu badaniach kryteria informacyjne m.in.: AIC (Akaike's information criterion), SBIC (Schwartz Bayesian information criterion), HQIC (Hannan and Quinn information criterion). W przypadku pewnych rozbieżności we wskazaniach poszczególnych kryteriów zazwyczaj liczbę opóźnień dobierano, kierując się kryterium AIC. Zgodnie z tym co rekomendowali Ivanov V., Kilian L. (2001), gdzie sugerowano, że dla danych miesięcznych najlepiej dokonywać tego wyboru, opierając się na AIC.

3. Dane i hipotezy badania

W niniejszej pracy badaniu postanowiono poddać kraje wchodzące w skład Unii Europejskiej. Za początek obserwacji wybrano maj 2004 roku, kiedy to miało miejsce największe rozszerzenie w historii tej organizacji. Wówczas to przyjęto 10 nowych państw w tym Polskę, a Unia Europejska liczyła 25 członków. Natomiast ostatnim miesiącem obserwacji jest luty 2014. Ze względu na pewne trudności w skompletowaniu danych dla wszystkich analizowanych zmiennych w rozpatrywanym okresie, w badaniu uwzględniono 20 rynków kapitałowych (zob. załącznik tab. 2), które przez cały okres

obserwacji wchodziły w skład Unii Europejskiej. Dla tych rynków, żeby mieć możliwie jak najwięcej punktów obserwacji wykorzystano dane miesięczne. Do badania wybrano najbardziej standardowe dla tego typu opracowań zmienne makroekonomiczne: produkcję przemysłową, krótkoterminową stopę procentową (reprezentowaną tutaj przez jednomiesięczną stopę depozytową), inflację (CPI) i bezrobocie. W przypadku indeksów giełdowych wybrano najbardziej płynne dla danego rynku kapitałowego (zob. załącznik tab. 2), co jest również zgodne z obowiązującą praktyką dla tej klasy badań. Dla zmiennych makroekonomicznych źródłem danych były bazy danych Eurostatu i OECD, co dodatkowo zapewnia standaryzację w metodologii ich liczenia. Natomiast w przypadku indeksów giełdowych dane pochodzą w zasadzie z dwóch portali bossa i Yahoo finance.

Koncepcja badania będzie opierać się na estymacji współczynników mierzących wpływ wyselekcjonowanych zmiennych makroekonomicznych na wybrane indeksy giełdowe. W perspektywie tych kalkulacji przyjmuje się następujące hipotezy, które wynikają z rozważań teoretycznych i wyników badań innych autorów, przedstawionych już w tym artykule:

Hipoteza 1: *Pozytywny wpływ produkcji przemysłowej na wartość indeksu giełdowego.*

Hipoteza 2: *Negatywny wpływ stopy inflacji na wartość indeksu giełdowego.*

Hipoteza 3: *Negatywny wpływ stopy bezrobocia na wartość indeksu giełdowego.*

Hipoteza 4: *Negatywny wpływ krótkoterminowej stopy procentowej na wartość indeksu giełdowego.*

W przypadku tego typu badania należy uwzględnić odpowiednią technikę ekonometryczną do estymacji wybranej zależności. Dlatego że estymacje będą tu dokonywane na szeregach czasowych zmiennych makroekonomicznych i indeksów giełdowych, pojawia się możliwość wystąpienia niestacjonarności wykorzystywanych szeregów. Przypuszczenie to potwierdziły wyniki zastosowanych testów Augmented Dickey-Fuller i Philips-Perron do rozpatrywanych szeregów czasowych. Właśnie to przypuszczenie było też jedną z istotnych przyczyn, że do estymacji rozpatrywanych związków wybrano metodologię modeli wektorowo-autoregresyjnych VAR (Vector Autoregression). Metoda ta znajduje szerokie zastosowanie w tej klasie badań i pozwala chociażby przez operacje różnicowania na poradzenie sobie z problemem niestacjonarności wyjściowych zmiennych. Potwierdzenie tego można było znaleźć w licznych pracach przytoczonych chociażby w przeglądzie literatury. W zasadzie od momentu, kiedy się pojawiła bardzo szybko została zaadapto-

wana do tego typu badań, np. Thorbecke (1997) Leon i Filis (2008) Rahman i inni (2009) czy Naik i Padi (2012).

4. Wyniki estymacji

Wyniki przedstawiono w tabeli 2 (załącznik), gdzie podano wartości współczynników dla każdej zmiennej, w nawiasach zaś zamieszczono błędy standardowe dla każdego z nich. Współczynniki istotne statystycznie według poziomu istotności: 1, 5 i 10% oznaczono gwiazdkami odpowiednio: (***), (**), (*).

W przypadku rozpatrywanych szeregów czasowych potwierdziły się przypuszczenia o ich niestacjonarności, co sprawdzano za pomocą wspomnianych testów Augmented Dickey Fuller i Philips-Perron. Dlatego też, estymacji dokonano na pierwszych różnicach analizowanych zmiennych. Wyniki przedstawia tabela 2, gdzie w pierwszej kolumnie podano opóźnienia poszczególnych zmiennych, które dobierano za pomocą wspomnianych kryteriów informacyjnych (AIC, SBIC, HQIC). Kolejne kolumny zawierają wyniki według poszczególnych krajów (rynków kapitałowych). W sumie, uwzględniając analizowane rynki kapitałowe dla wszystkich opóźnień rozpatrywanych zmiennych makroekonomicznych, uzyskano 42 istotne statystycznie współczynniki. W tym należy wyróżnić: 17 dla pierwszego, 9 dla drugiego, 14 dla trzeciego i 2 dla czwartego opóźnienia. Natomiast w sposób zagregowany ilość współczynników mających pozytywny/negatywny wpływ na indeks, jak również czy jest zgodny/niezgodny z zestawem hipotez w podziale na rozpatrywane zmienne makroekonomiczne przedstawia tabela 1.

Dla produkcji przemysłowej otrzymano aż 19 istotnych statystycznie współczynników, a więc najwięcej spośród czterech rozpatrywanych zmiennych, co dodatkowo potwierdza, że jej zmiany mają znaczny wpływ na zachowania indeksów giełdowych. Należy podkreślić, że wśród tych istotnie statystycznych współczynników, aż 15 było dodatnich i tylko 4 ujemne. A więc w zdecydowanej większości otrzymano wyniki zgodne z oczekiwaniami. Negatywny wpływ produkcji przemysłowej odnotowano tylko dla Czech, Holandii (dwa dla pierwszego i trzeciego opóźnienia tej zmiennej) oraz dla Słowacji. Takie niezgodne z oczekiwaniami rezultaty dla produkcji przemysłowej odnotowali już w przeszłości m.in. Buyuksalvarci (2010) dla Turcji i Bilson (1999) dla Chile. Jednak mimo wszystko ujemny wpływ dla tej zmiennej jest zaskoczeniem, a nad jego przyczynami można długo dywagować. Jednym z wyjaśnień może być chyba takie, że przedsiębiorstwa, które

głównie odpowiadały za generowanie produkcji przemysłowej nie były notowane w badanym okresie na giełdzie.

Tabela 1. Ilościowe zestawienie współczynników istotnych statystycznie

Zmienne	Kierunek wpływu		Zgodność z hipotezami	
	pozytywny	negatywny	zgodny	niezgodny
Produkcja przemysłowa	15	4	15	4
Bezrobocie	1	5	5	1
Inflacja	1	6	6	1
Stopa Procentowa	2	8	8	2

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku stopy procentowej odnotowano 10 statystycznie istotnych współczynników. Wśród nich 2 były dodatnie, a aż 8 ujemnych. Pamiętając o oczekiwaniach, co do znaku dla tej zmiennej, który zgodnie z rozważaniami teoretycznymi powinien być ujemny, należy stwierdzić, że zostały one w przytłaczającej większości potwierdzone przez uzyskane rezultaty. Sprzeczne z hipotezą dla tej zmiennej były jedynie wyniki otrzymane dla Holandii (w przypadku drugiego opóźnienia) i Szwecji. Wynik taki chociaż sprzeczny z oczekiwaniami, można chyba tłumaczyć tym, iż wykorzystana tutaj jednomiesięczna stopa depozytowa jest dla tych rynków słabym predykatorem stopy wykorzystywanej w modelach dyskontowych wyceny akcji. Należy jednak pamiętać, że pozytywny wpływ tej zmiennej na ceny akcji odnotowywali, już Mukherjee i Naka (1995) dla Japonii i Al-Sharkas (2004) dla Jordanii.

Z kolei dla inflacji uzyskano 7 statystycznie istotnych współczynników. W grupie tej aż sześć z nich miało wpływ negatywny, a tylko jeden pozytywny na badany indeks. Pamiętając o tym, że zakładano ujemne oddziaływanie tej zmiennej na indeks giełdowy to otrzymane wyniki ponownie potwierdzają oczekiwania. Jedynie w przypadku Słowenii uzyskano współczynnik dodatni, co nie jest zgodne z oczekiwaniami dotyczącymi wpływu tej zmiennej. Wynik taki dla Słowenii można w pewnym stopniu tłumaczyć tym, że w badanym okresie inflacja utrzymywała się tam cały czas na stosunkowo niskim poziomie wspierającym rozwój gospodarki, co mogło być pozytywnie odbierane przez tamtejszych inwestorów. Poza tym dodatni wpływ inflacji na ceny walorów giełdowych był już jednak odnotowywany przez badaczy na innych rynkach m.in.: Bilson (1999) dla Meksyku i Tajlandii oraz Choudhry (2001) dla Argentyny, Chile, Meksyku i Wenezueli. Patrząc na rynki, dla których

uzyskano ten dodatni wpływ inflacji, można chyba zauważyć, że dotyczył on tylko pewnych krajów rozwijających.

Natomiast dla bezrobocia otrzymano tylko 6 istotnych statystycznie współczynników, czyli najmniej biorąc pod uwagę wszystkie rozpatrywane zmienne. Wśród tych współczynników 5 było ujemnych, a tylko 1 miał znak dodatni, a więc także w tym przypadku wyniki w zdecydowanej większości potwierdziły oczekiwania. Dla tej zmiennej jedyny wynik niezgodny z postawioną dla niej hipotezą uzyskano dla Austrii. Rezultat taki może być efektem jakiś wydarzeń szczególnych, np. związanych z restrukturyzacją pewnych branż, gałęzi gospodarki. W efekcie mogło się to wiązać z zwolnieniami grupowymi, jednak w konsekwencji miało doprowadzić do wzrostu rentowności tych obszarów gospodarki i zostało to pozytywnie odebrane przez tamtejszych inwestorów.

Analizując uzyskane wyniki pod względem krajów, należy zwrócić uwagę, że najmniej zgodnie z oczekiwaniami zachowuje się Holandia, gdzie na 4 istotne statystycznie współczynniki, aż 3 były niezgodne z hipotezami, jak również Grecja i Słowacja. Dwa ostatnie, pomimo że miały tylko po jednym niezgodnym współczynniku to nie miały żadnych zgodnych. Poza tym po jednym niezgodnym z oczekiwaniami współczynniku odnotowano dla Słowenii (przy jednym zgodnym), Austrii (przy trzech zgodnych) i Szwecji (dodatkowo cztery zgodne). Na przeciwnym biegunie znalazły się kraje, dla których otrzymano tylko zgodne z oczekiwaniami wyniki, jak Finlandia z 6 zgodnymi współczynnikami, po 3 odnotowano dla Belgii, Czech Danii, Hiszpanii, Włoch, po jednym zaś dla Estonii, Francji, Irlandii i Polski.

Należy jeszcze odnotować, że dla opóźnień samego indeksu otrzymano 16 istotnych statystycznie współczynników. Dodatnich było 13, w tym 10 dla pierwszego opóźnienia i po jednym dla drugiego, trzeciego i czwartego oraz 3 ujemne wszystkie w przypadku drugiego opóźnienia.

Podsumowanie

Celem tego referatu było zbadanie oddziaływania zmiennych makroekonomicznych na indeksy giełdowe krajów Unii Europejskiej. Do tego celu, bazując na licznych artykułach poświęconych temu zagadnieniu, wybrano stosunkowo standardowy zestaw zmiennych makroekonomicznych i najbardziej płynne indeksy dla każdego z rozpatrywanych rynków kapitałowych. Badanie, w którym uwzględniono 20 krajów z Unii Europejskiej obejmuje okres od maja 2004 (przyjęto wtedy do UE 10 nowych członków) do lutego 2014.

Badanie to wydaje się interesujące, ponieważ autor nie spotkał w literaturze przedmiotu opracowania poświęconego analizie tak wielu rynków kapitałowych wchodzących w skład tak istotnej dla gospodarki światowej organizacji, jaką jest Unia Europejska. Dzięki temu można empirycznie zweryfikować, wpływ rozpatrywanych zmiennych makroekonomicznych w tym samym okresie obserwacji dla aż 20 rynków kapitałowych znajdujących się teoretycznie w stosunkowo jednolitym obszarze gospodarczym.

Rezultaty tego badania pokazują, że dla rozpatrywanych krajów Unii Europejskiej istnieje statystycznie potwierdzony wpływ analizowanych zmiennych makroekonomicznych na indeksy giełdowe. Na 176 estymowanych dla nich współczynników, aż 42 okazały się statystycznie istotne, co dla tego typu badania jest wynikiem zadowalającym. Najwięcej uzyskano dla produkcji przemysłowej aż 19, dla stopy procentowej 10, inflacji 7 i bezrobocia 6. Co więcej rezultaty badania potwierdziły, że w przypadku rozpatrywanych krajów Unii Europejskiej wpływ tych zmiennych jest zgodny z oczekiwaniami i obowiązującą teorią. Potwierdza to fakt, że dla 42 istotnych statystycznie współczynników, aż 34 z nich było zgodne z postawionymi hipotezami, a tylko 8 niezgodnych.

Poza tym trudno doszukać się jakiś asymetrii w zachowaniu poszczególnych krajów. Jeśli patrzymy chociażby na kraje, dla których mamy wyniki niezgodne z oczekiwaniami, to mając tam: Holandię, Grecję, Słowację Słowenię, Szwecję i Austrię, mamy kraje o różnym stażu w Unii Europejskiej. Poczynając od Holandii, tzw. kraju założyciela Wspólnot Europejskich, aż po stosunkowo nowe kraje Unii Europejskiej, jak Słowacja czy Słowenia. Dlatego też, nie można stwierdzić, że niezgodnie z oczekiwaniami zachowują się kraje tzw. starej unii, czy też te, które przystąpiły później.

Badanie to w sposób empiryczny potwierdziło oddziaływanie wskaźników makroekonomicznych na indeksy giełdowe. Wydaje się, że uzyskane wyniki zarówno zgodne, jak i niezgodne z oczekiwaniami, mogą być motywacją do dalszych badań, wykorzystując inne zestawy zmiennych, inne przekroje czasowe czy też chociażby inne organizacje, np. OECD.

Bibliografia

- Al-Sharkas, A. (2004). The dynamic relationship between macroeconomic factors and the Jordanian Stock Market, *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 1.
- Bilson, C., Brailsford, T. i Hooper V. (1999). *Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns*, SSRN.

- Binswanger, M. (2004). How important are fundamentals? – Evidence from a structural VAR model for the structural VAR model for the stock markets in the US, Japan and Europe, *International Financial Markets Institutions & Money*, 14, s.185–201.
- Box G. i Jenkins, G. (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco: Holden-Day.
- Buyuksalvarei, A. (2010). Effect of Macroeconomic variables on Stock Returns: Evidence from Turkey, *European Journal of Social Sciences*, 14(3).
- Charemza, W.W. i Deadman D.F. (1992). *New Direction in econometric practice*. Aldershot: Edward Elgar Publishing.
- Chen, N., Roll R. i Ross S.A. (1986). Economic Forces and the Stock Market, *Journal of Business*, 59(3).
- Choudhry, T. (2001). Inflation and rates of return on stocks:evidence from high inflation countries, *Journal of International Financial Markets*, 11.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons.
- Fama, E.F. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money, *American Economic Review*, 71(4).
- Geske, K.R. i Roll, R. (1983). The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation, *Journal of Finance*, 38(1).
- Groenewold, N. i Fraser, P. (1997). Share Prices and Macroeconomic Factors, *Journal of Business Finance and Accounting*, 24(9-10).
- Hsing, Y. (2011a). Effects of Macroeconomic Variables on the Stock Market: The Case of the Czech Republic, *Theoretical and Applied Economics*, 18(7).
- Hsing, Y. (2011b). Macroeconomic Determinants of the Stock Market Index and Policy Implications: The Case of a Central European Country, *Eurasian Journal of Business and Economics*, 4(7), pp. 1–11.
- Ivanov, V. i Kilian, L. (2001). *A Practitioner's Guide to Lag-Order Selection for Vector Autoregressions*, CEPR Discussion Paper No. 2685.
- Jajuga, K. (2007). *Podstawy inwestowania na rynku papierów wartościowych*, Warszawa: GPW.
- McMillan, D.G. (2010). *Stock Market Fundamentals and Bubbles: Implications for Prices, GDP and Consumption*, SSRN.
- Mukherjee, T.K. i Naka, A. (1995). Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and Japanese Stock Market, *The Journal of Financial Research*, 18(2).
- Naik, P.K. i Padhi, P. (2012). The Impact of Macroeconomic Fundamentals on Stock Prices Revisited: Evidence from Indian, *Data Eurasian Journal of Business and Economics*, 5.
- Nelson, C. (1976). Inflation and Rates of Return on Common Stocks, *The Journal of Finance*, 31(2).
- Rahman, A.A., Sidek N.Z.M. i Tafri F.H. (2009). Macroeconomic Determinants of Malaysian Stock Exchange, *African Journal of Business Management*, 3(3).
- Sims, Ch. (1980). Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48(1).
- Tangjitprom, N. (2011). Macroeconomic Factors of Emerging Stock Market: the Evidence from Thailand, *International Journal of Financial Research*, 3(2), SSRN.
- Thorbecke, W. (1997). On Stock Market Returns and Monetary Policy, *The Journal of Finance*, 52(2).

cd. tabeli 2

		D_Unemp																		
1	262* (141)	-29,7 (97,5)	-27,9 (50,8)	-15,2 (10,5)	-1,85 (9,67)	-267 (191)	300,4 (190)	28,16 (49,1)	-159*** (50)	-26,5 (18,8)	-218* (130)	274 (376)	-40,1 (72,8)	-182 (248)	-8,23 (8,29)	-58,9 (44,5)	12,38 (15,1)	1044 (712)	-221 (194)	-1136* (667)
2	-1,39 (149)	-111 (109)	69,19 (49,6)	5,68 (11,1)		-121 (177)		-49 (49)	-389 (592)	9,14 (17,6)						22,48 (43,9)	22,98 (17,7)			-489,9 (664,5)
3	115,2 (144)	-6,14 (110)	73,73 (45,3)	-19,4* (10,9)		89,69 (183)			714,8 (575)	26,1 (18,2)							-10,4 (16,7)			
4	17,63 (140)	1,68 (90,8)	-49,8 (44,5)						589,5 (522)								-34** (13,8)			
		D_Cpi																		
1	-82,2 (54,3)	60,4 (48,2)	-3,56 (15,4)	-7,19 (4,84)	-12,5 (10,1)	-92*** (35,6)	-7,16 (60,2)	-4,5 (9,19)	130,6 (136)	-2,25 (4,3)	-21,1 (65,3)	-53,8 (97)	56,08 (43,6)	18,9 (82,2)	0,19 (4,95)	25,2** (11,3)	-12,8 (15,1)	-165 (273)	-59,7 (60)	-958,3 (660,5)
2	-64 (56,7)	-53 (47,5)	-4,14 (15,4)	-2,09 (4,79)		-44,7 (35,5)		-8,52 (9,15)	-62,7 (96,2)	-4,3 (4,5)						-2,67 (11,6)	-25** (10,2)			-513 (686,6)
3	-76,2 (56,3)	-158*** (47,5)	4,32 (15,6)	-7,96* (4,67)		-79** (35,5)			-42,9 (95,4)	0,98 (4,29)							-18,9* (10,4)			
4	10,95 (56,4)	-29,4 (50,2)	-15,7 (15,7)						165,7 (136)								-13,1 (10,7)			
		D_Sti																		
1	-153 (187)	84,04 (128)	-33,4 (51,2)	-20,7 (15,6)	-40*** (14,6)	-32 (96,9)	53,2 (137)	122,2 (91,3)	-155*** (54)	-7,15 (16,5)	-147 (189)	163,9 (239)	-58,6 (51,2)	-249 (246)	5,17 (9,15)	-2,82 (46)	79*** (29,1)	-201 (306)	-106 (105)	447,9 (1165)
2	-110 (177)	-53 (135)	13,11 (49,6)	22,35 (19)		54,7 (122)		-139 (89,5)	182,2 (571)	33,4* (19,6)						-71,8* (43)	-33,1 (33,1)			-2475** (1133)
3	-139 (178)	-224* (121)	-7,66 (50)	-45*** (15,2)		-267*** (103)			-127 (549)	-32,6*** (15)							-39,5 (32,7)			
4	-254, (158)	-43,9 (109)	-40 (51,7)						-320 (525)								-36,9 (29,7)			

Źródło: opracowanie własne.

Rozdział V

ARKADIUSZ ORZECZOWSKI*

Analiza zawartości informacyjnej pierwszych ofert publicznych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

Streszczenie

W niniejszym opracowaniu analizie została poddana efektywność informacyjna Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie w okresie od początku stycznia 2011 r. do końca czerwca 2014 r. Na początku pracy przedstawiono uzasadnienie teoretyczne rejestrowanych nieprawidłowości kursowych. Następnie dokonano przeglądu literatury nawiązującej do poruszanych zagadnień oraz przeprowadzono badania empiryczne zmierzające do potwierdzenia lub zaprzeczenia występowania omawianej formy nieprawidłowości kursowych. Uwaga została poświęcona rozpoznaniu schematu cenowego akcji wprowadzonych do obrotu na Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 2011 – koniec drugiego kwartału 2014 r. Ostatecznie sformułowano wnioski na temat zaobserwowanej anomalii. Wskazują one na istnienie nietypowego sposobu zmian notowań nowo plasowanych walorów.

Słowa kluczowe: pierwsze oferty publiczne, efektywność rynku kapitałowego.

Analysis of the information content of IPOs on the Warsaw Stock Exchange

Abstract

In the study, analysis of the informational efficiency of the Warsaw Stock Exchange between January 2011 and end of June 2014 has been investigated. At the beginning of the paper, theoretical justification of stock prices' irregularities has been presented. Then, a literature review referring to the raised issues was made and empirical studies aiming to confirm or deny the existence of

* dr Arkadiusz Orzechowski – Instytut Bankowości, Szkoła Główna Handlowa; e-mail: aorzec@sgh.waw.pl

this form of stock prices' irregularities has been carried out. Attention was paid to identification of pricing scheme of shares introduced to trading on the Warsaw Stock Exchange in years 2011 – end of second quarter of 2014. Finally, conclusions are drawn about the observed anomaly. They show a unique way of quotations' changes of shares introduced to trading on the Warsaw Stock Exchange.

Keywords: initial public offerings, capital market efficiency.

JEL: G140

Wprowadzenie

Jedną z najczęściej testowanych koncepcji funkcjonowania rynku kapitałowego jest hipoteza efektywności. Sprowadza się ona do stwierdzenia, iż określony zasób informacji (zależnie od formy efektywności) jest poprawnie odzwierciedlany w bieżącej wycenie rynkowej instrumentów finansowych.

Badania związane z poprawnością funkcjonowania rynku kapitałowego można wykonać, sprawdzając fluktuacje cenowe akcji firm rozpoczynających notowania na giełdzie. Wśród autorów zajmujących się tak określoną problematyką wyróżnia się dwie grupy badaczy: pierwszą – tworzoną przez zwolenników poglądu stanowiącego o istnieniu szansy systematycznego pokonywania pozostałych inwestorów poprzez nabywanie papierów wartościowych podmiotów wprowadzanych do obrotu publicznego (Beatty i Ritter, 1986; Chalk i Peavy, 1987; Hanley, 1993; Hanley i Wilhelm, 1995; Ibbotson, 1975; Ibbotson i Jaffe, 1975; Ibbotson, Sindelar i inni, 1994; Logue, 1973; Loughran i Ritter, 1995; Michaely i Shaw, 1995; Miller i Reilly, 1987; Neuberger i Hammond, 1974; Neuberger i Lachapelle, 1983; Reilly, 1973; Reilly, 1977; Reilly i Hatfield, 1969; Ritter, 1985; Rock, 1986; Teoh, Welch i inni 1996) oraz drugą – w skład której wchodzi przeciwnicy tak sformułowanego przekonania (McDonald, 1972; Shaw, 1971; Stigler, 1964).

Celem artykułu jest zbadanie zawartości informacyjnej pierwszych ofert publicznych na polskim rynku kapitałowym. Zastosowana w tym celu metodologia badań opiera się na procedurze standardowo wykorzystywanej przy tzw. analizie wydarzeń (*study events*). Sprowadza się ona do wyznaczenia przeciętnych anormalnych stóp zwrotu (tzn. stóp zwrotu skorygowanych o względną zmianę wartości indeksu odniesienia, czyli w warunkach polskich WIG-u) z akcji wprowadzanych do obrotu giełdowego. Następnie, otrzymane wielkości podlegają uśrednieniu w ramach rozpatrywanej populacji

spółek. Ostatecznie, sprawdzana jest istotność statystyczna rejestrowanych dochodowości. Na podstawie otrzymanych w ten sposób wyników badana jest możliwość osiągnięcia ponadprzeciętnych wyników w rezultacie zastosowania strategii polegającej na systematycznym nabywaniu walorów nowo wprowadzanych do obrotu giełdowego.

1. Przyczyny występowania anomalii związanej z IPO

U podstaw omawianej formy zakłóceń kursowych może znajdować się wiele przyczyn. Według F.K. Reilly'ego i K. Hatfielda (1969) jedną z nich jest dążenie gwarantów pierwszych emisji publicznych do zapewnienia dużej szybkości oraz wysokiej skuteczności pozyskiwania funduszy niezbędnych obsługiwanym przedsiębiorstwom. Ze względu na to, iż realizacja tak określonego celu możliwa jest tylko wtedy, gdy cena będących przedmiotem zainteresowania walorów nie przekracza poziomu wynikającego z analizy fundamentalnej plasowanych przedsiębiorstw notowania rynkowe subskrybowanych instrumentów finansowych są systematycznie zaniżane.

Niedoszacowanie wartości akcji spółek debiutujących na parkiecie zupełnie inaczej tłumaczą J. Parsons i A. Raviv (1986) oraz K. Rock (1986). W ich opinii główną przyczyną występowania rozpatrywanej anomalii jest asymetryczny dostęp uczestników wymiany giełdowej do informacji rynkowych. Ten rodzaj argumentacji opiera się na założeniu stanowiącym, iż wszystkich nabywców oraz sprzedawców aktywów kapitałowych można podzielić na dwie kategorie: pierwszą – w skład której wchodzi podmioty lokujące posiadane zasoby na podstawie wiadomości poufnych oraz drugą – tworzoną przez jednostki oraz instytucje podejmujące decyzje inwestycyjne wyłącznie na podstawie ujawnionych wcześniej komunikatów. Jeżeli przyjąć dodatkowo, iż jedynie insiderzy potrafią właściwie prognozować sukcesy i porażki pierwszych ofert publicznych, to przeciętnie realizowaną premię na rynku pierwotnym należy traktować jako formę rekompensaty wypłacanej pozostałym graczom za ryzyko związane z uczestnictwem w transakcjach polegających na kupowaniu walorów upublicznianych firm.

Przeciwno wyżej wymienionym sposobom wyjaśnienia nieprawidłowości kursowych towarzyszących pierwszym ofertom publicznym opowiadają się m.in. C.C. Lee, A. Shleifer i R.H. Thaler (Lee i inni, 1991) oraz R. Shiller (1990). Zgodnie z ich przekonaniem przewartościowanie akcji w okresach następujących po ich uplasowaniu wynika z nadmiernego optymizmu poszczególnych podmiotów odnośnie do zarówno perspektyw rozwojowych,

jak i przyszłych zysków emitentów analizowanych instrumentów finansowych. Słuszność tak sformułowanego poglądu znajduje potwierdzenie w ujemnej zależności pomiędzy ilością spółek rozpoczynających notowania giełdowe a wysokością przeciętnego dyskonta, o jakie korygowane są ceny certyfikatów zamkniętych funduszy inwestycyjnych. Występowanie tak określonej prawidłowości dowodzi jednocześnie, iż nastroje rynkowe są elementem determinującym liczbę przedsiębiorstw wprowadzanych do obrotu publicznego.

2. Przegląd literatury

Jednymi z pierwszych autorów poruszających kwestię poprawności funkcjonowania rynku kapitałowego w odniesieniu do debiutów giełdowych poszczególnych akcji (*Initial Public Offerings*) są F.K. Reilly oraz K. Hatfield (1969). Przeprowadzone przez nich eksperymenty sprowadzają się do sprawdzenia prawdziwości hipotezy stanowiącej o skłonności gwarantów emisji udziałowych papierów wartościowych do zaniżania cen, po których wprowadzane do obrotu walory sprzedawane są pierwszym nabywcom. Zaproponowana w tym celu metoda badawcza polega na porównaniu stóp zwrotu generowanych przez będące przedmiotem zainteresowania aktywa ze względnymi zmianami wartości dwóch odpowiednio dobranych indeksów (tj. *DJIA* oraz *OTC Average*). Rezultaty (Reilly, Hatfield, 1969, s. 75–78) uzyskane na podstawie danych z przedziałów czasowych od grudnia 1963 r. do sierpnia 1964 r. oraz od stycznia do czerwca 1965 r. dowodzą, iż tak w długim, jak i w krótkim okresie częstość występowania wzrostów kursowych rozpatrywanych instrumentów finansowych nie jest istotnie statystycznie wyższa od poziomu oczekiwanego (tzn. 50%)¹. W ramach wynikającej stąd prawidłowości na szczególną uwagę zasługuje fakt, iż wysokość przeciętnie osiągniętych zysków znacząco przekracza średnią wielkość ponoszonych strat. Istnienie tak określonej reguły skłania F.K. Reilly'ego oraz K. Hatfielda do uznania słuszności poglądu dotyczącego wadliwego działania mechanizmu dyskontowania napływających informacji.

¹ Do zbadania istotności statystycznej różnicy pomiędzy empirycznie obserwowaną a oczekiwaną częstością występowania wzrostów kursowych wykorzystywana jest zmienna:

$$\chi^2 = \sum_i \frac{f_i - e}{e},$$

gdzie:

f – empirycznie obserwowana częstość pojawiania się ponadprzeciętnych zwwyżek cenowych,
 e – oczekiwana częstość występowania anormalnej dochodowości (Reilly, Hatfield, 1969).

Doświadczenia zmierzające do ustalenia czy kursy giełdowe nowo wprowadzonych do obrotu publicznego papierów wartościowych zachowują się w sposób zgodny z regułami rynku efektywnego kontynuowane są m.in. przez R.G. Ibbotsona i J.F. Jaffe (1975). Procedura wykonanych przez nich testów ma charakter wieloetapowy. Na początku, dla wszystkich akcji upubliczniętych przez spółki amerykańskie w okresie od początku stycznia 1960 r. do końca października 1970 r. wyznaczane są różnice pomiędzy jedno- i dwumiesięcznymi dochodowościami a procentowymi wzrostami oraz spadkami indeksu *S&P Composite*. Następnie uzyskane tym sposobem wielkości uśredniane są oddzielnie dla każdego z analizowanych interwałów czasowych. W końcowej fazie przeprowadzanych eksperymentów obliczone wcześniej miary nadwyżkowych stóp zwrotu wykorzystywane są do określenia zależności o charakterze kalendarzowym. Otrzymane na tej podstawie wyniki (Ibbotson, Jaffe, 1975, s. 1031–1036) pozwalają sformułować konkluzję, zgodnie z którą premia możliwa do zrealizowania w ciągu czterech tygodni po uplasowaniu instrumentów finansowych reprezentujących ułamkowe prawa własności do majątku poszczególnych przedsiębiorstw znacznie przekracza koszty transakcyjne. Występowanie takiej prawidłowości stwarza okazję do regularnego pokonywania pozostałych inwestorów.

Badania mające na celu sprawdzenie zawartości informacyjnej pierwszych ofert publicznych przeprowadzają również R.E. Miller oraz F.K. Reilly (1987). W ramach podejmowanej przez nich problematyki dla akcji wszystkich przedsiębiorstw rozpoczynających notowania w latach 1982–1983 na amerykańskim rynku zarówno giełdowym, jak i pozagiełdowym wyznaczane są jedno-, dwu-, trzy-, cztero-, pięcio- oraz dwudziestodniowe przeciętne stopy zwrotu netto². Tak obliczone wielkości wykorzystywane są następnie do określenia współczynników korelacji pomiędzy średnimi względnymi zmianami wartości uwzględnionych instrumentów finansowych a fluktuacjami poziomów niepewności *ex ante* oraz *ex post*. Zaproponowana wcześniej metodologia rozszerzana jest dodatkowo o analizę spreadu oraz wolumenu³.

² Stopy zwrotu netto to stopy zwrotu pomniejszone o względną zmianę indeksu danego rynku (w przypadku rynku giełdowego analizowanym indeksem *S&P Composite*, dla rynku pozagiełdowego zaś *NASDAQ Industrial*) (Miller i Reilly, 1987).

³ W celu analizy spreadu oraz wolumenu szacowane są parametry następującego równania regresji: $SP = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P + \alpha_2 \ln V + \alpha_3 \ln R + \varepsilon$,

gdzie:

SP – wielkość spreadu (ujęcie procentowe),

P – cena *bid*,

V – wolumen transakcji,

R – stopa zwrotu,

Rezultaty wykonanych tym sposobem eksperymentów (Miller i Reilly, 1987, s. 35–37) dowodzą, iż informacje dotyczące rozpatrywanego typu wydarzeń nie są na tyle szybko uwzględniane w bieżących notowaniach poszczególnych aktywów, aby uniemożliwić systematyczne osiąganie nadwyżkowych rentowności. Istnienie tak określonej reguły nie oznacza jednak, iż praktyczne wykorzystanie wynikającej stąd prawidłowości jest opłacalne. Jak zauważają bowiem R.E. Miller oraz F.K. Reilly anormalnym dochodowościom towarzyszą zwykle wzrosty: ryzyka, ilości zawieranych transakcji oraz rozbieżności między poziomami cen oferowanych i żądanych przez market makera. Istnienie powyższych zależności pozwala stwierdzić, iż funkcjonowanie rynku kapitałowego nie jest na tyle nieprawidłowe, aby szansa stałego uzyskiwania ponadprzeciętnych dochodowości była powszechnie dostępna dla wszystkich inwestorów.

Wyniki doświadczeń R.E. Millera oraz F.K. Reilly'ego weryfikują m.in. A.J. Chalk oraz J.W. Peavy III (1987). Wykonywane przez nich czynności sprowadzają się najpierw do obliczenia wysokości nadwyżkowych stóp zwrotu z nowo wprowadzonych na parkiet udziałowych papierów wartościowych, uśrednienia otrzymanych wielkości oddzielnie dla każdego z subiektywnie zdefiniowanych przedziałów czasowych⁴ oraz wyznaczenia istotności statystycznych uzyskanych tym sposobem kategorii. Tak określone podejście do analizy omawianego zagadnienia wykorzystywane jest jednocześnie w celu sprawdzenia relacji występujących pomiędzy dochodowościami akcji upublicznionych w latach 1975–1982 przez przedsiębiorstwa rozpoczynające notowania na rynku kapitałowym Stanów Zjednoczonych Ameryki Północnej a cenami emisyjnymi będących przedmiotem zainteresowania walorów oraz rodzajami umów zawieranych przez poszczególne podmioty z bankami inwestycyjnymi⁵. Badania (Chalk i Peavy, 1987, s. 66–67) przeprowadzone zgodnie z powyższą procedurą pozwalają sformułować konkluzję stanowiącą

ε – niewyjaśniona część spreadu,

$\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_3$ – wyestymowane parametry równania regresji (Miller i Reilly, 1987).

⁴ Tzn. dla każdego z dziewiętnastu dni poprzedzających pierwszą emisję publiczną oraz dla przedziału czasowego obejmującego sto dziewięćdziesiąt sesji giełdowych następujących bezpośrednio po wystąpieniu omawianego wydarzenia (Chalk i Peavy, 1987).

⁵ Przedmiotem analizy są dwa rodzaje umów. Pierwsza z nich (*best efforts agreement*) polega na tym, iż gwarant emisji zobowiązuje się do aktywnego podejmowania czynności zmierzających do uplasowania wyemitowanych akcji. Drugi rodzaj umowy (*firm commitment underwriting*) dotyczy natomiast nieodwołalnego zobowiązania underwritera do sprzedaży wyemitowanych walorów poszczególnym inwestorom lub (w skrajnym przypadku) nabycia całej transzy upublicznianych papierów wartościowych na własny rachunek (Chalk i Peavy, 1987).

o braku krótkookresowej efektywności rynku kapitałowego. Słuszność wynikającej stąd prawidłowości znajduje potwierdzenie w istnieniu możliwości stałego pokonywania pozostałych uczestników wymiany giełdowej. Najwyższy poziom dochodowości niewytłumaczonej zmianami rynkowymi generowany jest przez instrumenty finansowe o niskiej wartości, których sprzedaż gwarantowana jest zobowiązaniem typu *best efforts*.

W odróżnieniu od rezultatów uzyskanych dla krótkiego horyzontu inwestycyjnego, wnioski sformułowane na podstawie danych dotyczących dłuższych interwałów czasowych nie potwierdzają występowania ponadprzeciętnych wzrostów cenowych akcji sprzedawanych w pierwszych ofertach publicznych. Prawidłowość taką wydaje się dostrzegać m.in. J.R. Ritter (1991). Zaproponowana przez niego metoda badawcza polega na określeniu wysokości przeciętnych skumulowanych anormalnych stóp zwrotu⁶ z portfela inwestycyjnego utworzonego przez walory udziałowe firm debiutujących w latach 1975–1984 na *NYSE/AMEX* oraz *NASDAQ*. Wykorzystując wygenerowane tym sposobem wielkości, J.R. Ritter dowodzi, iż po upływie trzydziestu sześciu miesięcy od rozpoczęcia notowań giełdowych średnia dochodowość analizowanego zestawu instrumentów finansowych liczona narastająco spada poniżej zera. Znaczenie wynikającej stąd reguły podkreśla fakt, iż straty finansowe będące konsekwencją rejestrowanych zniżek kursowych wykazują istotność zarówno statystyczną, jak i ekonomiczną. W ramach rozpoznanych tym sposobem właściwości na szczególną uwagę zasługuje możliwość częściowego wytłumaczenia obserwowanych zakłóceń: poziomem kapitalizacji poszczególnych przedsiębiorstw, przynależnością korporacji do danego sektora gospodarki czy też momentem upublicznienia oraz rokiem założenia będących przedmiotem zainteresowania podmiotów. Istnienie ścisłych relacji przyczynowo-skutkowych pomiędzy grupą wymienionych czynników a rentownością realizowanych inwestycji uzasadnia pogląd stanowiący o wadliwości funkcjonowania rynku kapitałowego.

Eksperymenty, mające na celu sprawdzenie poprawności długookresowej wyceny nowo wprowadzanych na pakiet akcji, przeprowadzane są również przez T. Loughrana i J.R. Rittera (1995). Wykonywane przez nich doświadczenia mają charakter wieloetapowy. Na początku, wszystkie walory o cha-

⁶ W celu wyznaczenia przeciętnych skumulowanych anormalnych stóp zwrotu wykorzystywany jest następujący wzór: $CAR_{q,s} = \sum_{t=q}^s AR_t$, gdzie: $AR_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n ar_{it}$, $ar_{it} = r_{it} - r_{mt}$; r_{it} – względna zmiana wartości akcji i w okresie t ; r_{mt} – rentowność portfela benchmarkowego m w okresie t (Ritter, 1991).

rakterze udziałowym upublicznione w latach 1970–1990 na *NYSE/AMEX* oraz *NASDAQ* zestawiane są z tego samego rodzaju papierami wartościowymi firm posiadających odpowiednio długą historię notowań⁷. Następnie dla każdego z wyznaczonych tym sposobem koszyków obliczane są stopy zwrotu osiągane w poszczególnych interwałach czasowych. Ostatecznie, dane dotyczące obu portfeli instrumentów finansowych wykorzystywane są do sprawdzenia możliwości wyjaśnienia analizowanego przejawu nieefektywności zakłóceniami związanymi z wysokością wskaźnika *P/BV* oraz rzeczywistą wartością poszczególnych spółek⁸. Rezultaty otrzymane na skutek zastosowania powyższej procedury (Loughran i Ritter, 1995, s. 29–45) pozwalają sformułować dwie konkluzje. Pierwsza z nich stanowi, iż w miarę wydłużania horyzontu inwestycyjnego rentowność lokat w aktywa wyemitowane przez przedsiębiorstwa debiutujące na giełdzie spada coraz bardziej poniżej poziomu zerowego. Druga konkluzja dotyczy natomiast znacznego stopnia niezależności tak określonej reguły od pozostałych rodzajów anomalii kursowych. Występowanie powyższych prawidłowości potwierdza wcześniejsze spostrzeżenia J.R. Rittera odnośnie do braku poprawności działania mechanizmu dyskontowania napływających informacji.

Prawidłowości zdefiniowane dla spółek amerykańskich można również dostrzec, analizując fluktuacje kapitalizacji podmiotów zarejestrowanych w innych krajach. Tak sformułowany pogląd znajduje potwierdzenie w wyni-

⁷ Zastosowane w tym przypadku kryterium odnosi się do podobieństwa wielkości kapitalizacji podmiotów emitujących poszczególne papiery wartościowe (Loughran i Ritter, 1995).

⁸ W tym celu szacowane są parametry dwóch równań regresji. Pierwsze z nich przybiera następującą postać: $r_{it} = a_0 + a_1 \ln MV_{it} + a_2 \ln(BV/MV)_{it} + a_3 ISSUE_{it} + e_{it}$, gdzie: r_{it} – stopa zwrotu akcji i w okresie t ; MV_{it} – wartość rynkowa emitenta walorów udziałowych i w okresie t ; BV/MV_{it} – stosunek wartości księgowej do ceny rynkowej akcji i w okresie t ; $ISSUE_{it}$ – zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość „1”, gdy firma w ciągu ostatnich pięciu lat podjęła decyzję o podwyższeniu kapitału oraz „0” w każdym innym przypadku; e_{it} – niewyjaśniony komponent stopy zwrotu z waloru i w okresie t ; a_0, a_1, \dots, a_3 – wyestymowane parametry hiperpłaszczyzny najlepszego dopasowania. Drugie z poddawanych analizie równań regresji wyrażone jest natomiast wzorem: $R_{pt} - R_{ft} = a + b(R_{mt} - R_{ft}) + sSMB_t + hHML_t + e_t$, gdzie: R_{pt} – rentowność portfela p w okresie t ; R_{ft} – stopa zwrotu wolna od ryzyka w okresie t ; SMB_t – dochodowość zestawu akcji małych firm pomniejszona o względną zmianę wartości koszyka walorów udziałowych dużych korporacji w okresie t ; HML_t – stopa zwrotu ze zbioru akcji wyemitowanych przez podmioty charakteryzujące się wysokimi wartościami wskaźnika *BV/MV* pomniejszona o poziom dochodowości udziałowych instrumentów finansowych upublicznionych przez spółki, dla których w okresie t omawiana wielkość jest niska; e_t – niewyjaśniona część nadwyżkowej stopy zwrotu w okresie t ; a, b, s, h – wyestymowane parametry równania regresji (Loughran i Ritter, 1995).

kach testów przeprowadzanych z uwzględnieniem instrumentów finansowych plasowanych m.in. w Wielkiej Brytanii (Levis, 1993) oraz większości państw zachodnioeuropejskich (Hawawini i Keim, 1995).

3. Badania empiryczne

Eksperymenty wykonane z zamiarem sprawdzenia czy wcześniej rozpoznane zakłócenia w funkcjonowaniu procesu dochodzenia do równowagi pomiędzy popytem na upubliczniane walory a ich podażą występują również w Polsce, składają się z trzech etapów. Pierwszy z nich polega na wyznaczeniu jedno-, dwu-, trzy-, ..., studwudziestosecyjnych stóp zwrotu z akcji wyemitowanych przez przedsiębiorstwa dopuszczone do obrotu na rynku podstawowym GPW w Warszawie w okresie od początku 2011 r. do połowy 2014 r. Każda z uzyskanych tym sposobem kategorii pomniejszana jest następnie o odpowiadającą jej względną zmianę wartości indeksu giełdowego (tj. WIG-u), tzn.:

$$u_{it} = R_{it} - R_{mt}, \quad (1)$$

gdzie:

u_{it} – nadwyżka stopy zwrotu z akcji i nad rentownością portfela rynkowego (tj. WIG-u) w okresie t ,

R_{it} – stopa zwrotu z waloru i w okresie t ,

R_{mt} – względna zmiana wartości portfela rynkowego m (tj. WIG-u) w okresie t .

Drugi etap realizowanych doświadczeń sprowadza się do uśrednienia nadwyżkowych rentowności rozpatrywanych instrumentów finansowych w ramach analizowanej grupy aktywów kapitałowych, tzn.:

$$\bar{u}_t = \sum_{i=1}^n \frac{u_{it}}{n}, \quad (2)$$

gdzie:

\bar{u}_t – średnia nadwyżkowa stopa zwrotu w okresie t ,

u_{it} – nadwyżka stopy zwrotu z akcji i nad rentownością portfela rynkowego (tj. WIG-u) w okresie t ,

n – liczebność badanej grupy walorów.

Na trzecim etapie zaproponowanych testów określana jest statystyczna istotność obliczonych wcześniej kategorii. Wykonywane w tym celu czynności sprowadzają się do obliczenia zmiennej t -studenta zgodnie z następującym wzorem:

$$t = \frac{u_{it}}{\bar{\sigma}_t}, \quad (3)$$

gdzie:

u_{it} – nadwyżka stopy zwrotu z akcji i nad rentownością portfela rynkowego (tj. WIG-u) w okresie t ,

$\bar{\sigma}_t$ – odchylenie standardowe nadwyżkowych stóp zwrotu badanej próby walorów w okresie t ($\bar{\sigma}_t = \sigma_t / \sqrt{n}$).

Otrzymane wyniki (zob. tab. 1) dowodzą, iż udziałowe papiery wartościowe firm wprowadzonych do obrotu publicznego wykazują skłonność do spadków cenowych.

Pomimo że rozpoznane tym sposobem zakłócenia kursowe kształtują się inaczej niż w przypadku walorów obracanych na rynkach bardziej rozwiniętych, to nie można pominąć faktu, iż wyznaczone wielkości charakteryzują się istotnością ekonomiczną (w większości przypadków)⁹ oraz brakiem istotności statystycznej. Dostrzeżenie tak określonej prawidłowości nie pozwala na jednoznaczne sformułowanie wniosku dotyczącego możliwości systematycznego „pokonywania” pozostałych uczestników wymiany giełdowej. Analizując rezultaty przeprowadzonych eksperymentów, należy zauważyć, iż jedyną strategią, która mogłaby wygenerować ponadprzeciętne korzyści jest krótka sprzedaż akcji. Na szczególną uwagę zasługuje postępowanie, zgodnie z którym *short – sale* przeprowadzany jest w momencie emisji udziałowych instrumentów finansowych a rozliczenie transakcji następuje po upływie sześćdziesięciu pięciu sesji od dnia plasacji poszczególnych papierów wartościowych.

Inną kwestią, na którą należy zwrócić uwagę jest to, że znakomita większość pierwszych ofert publicznych objętych analizą przeprowadzona była w warunkach umiarkowanej hossy panującej na rynku kapitałowym. W latach 2011 – koniec drugiego kwartału 2014 WIG wzrósł o 7,56% przy odchyleniu standardowym dziennych stóp zwrotu na poziomie 1,09%. Tym bardziej dziwi fakt, że jedno-, dwu-, ..., studwudziesięciopięciodniowe stopy zwrotu mają wartość ujemną.

⁹ Przy założeniu występowania kosztów transakcyjnych na poziomie 1% wartości dokonywanych transakcji.

Tabela 1. Jedno-, dwu-, trzy-, ..., studwudziesięcioletnie stopy zwrotu z akcji spółek wprowadzanych na rynek podstawowy (notowania ciągłe) GPW w Warszawie w okresie od początku stycznia 2011 r. do końca czerwca 2014 r. oraz odpowiadające im statystyki t -studenta

Okres	u_{it}	Statystyka t	Okres	u_{it}	Statystyka t	Okres	u_{it}	Statystyka t	Okres	u_{it}	Statystyka t
t	-0,012235	-1,03	$t + 31$	-0,008235	-0,33	$t + 62$	-0,013389	-0,42	$t + 93$	-0,033023	-0,93
$t + 1$	-0,015621	-1,31	$t + 32$	-0,008460	-0,34	$t + 63$	-0,012918	-0,41	$t + 94$	-0,031214	-0,87
$t + 2$	-0,015616	-1,21	$t + 33$	-0,011016	-0,45	$t + 64$	-0,013519	-0,42	$t + 95$	-0,032179	-0,91
$t + 3$	-0,019085	-1,45	$t + 34$	-0,010606	-0,41	$t + 65$	-0,011310	-0,36	$t + 96$	-0,030937	-0,84
$t + 4$	-0,017770	-1,37	$t + 35$	-0,016873	-0,66	$t + 66$	-0,016192	-0,52	$t + 97$	-0,028006	-0,77
$t + 5$	-0,015949	-1,24	$t + 36$	-0,025474	-1,02	$t + 67$	-0,018596	-0,58	$t + 98$	-0,023222	-0,59
$t + 6$	-0,017128	-1,29	$t + 37$	-0,023816	-0,95	$t + 68$	-0,018458	-0,60	$t + 99$	-0,028418	-0,73
$t + 7$	-0,016768	-1,29	$t + 38$	-0,021154	-0,82	$t + 69$	-0,019867	-0,64	$t + 100$	-0,025260	-0,64
$t + 8$	-0,018916	-1,42	$t + 39$	-0,016681	-0,63	$t + 70$	-0,020717	-0,67	$t + 101$	-0,026252	-0,66
$t + 9$	-0,018705	-1,32	$t + 40$	-0,013758	-0,49	$t + 71$	-0,024275	-0,77	$t + 102$	-0,024135	-0,61
$t + 10$	-0,018593	-1,26	$t + 41$	-0,015771	-0,57	$t + 72$	-0,021926	-0,69	$t + 103$	-0,024040	-0,61
$t + 11$	-0,014117	-0,96	$t + 42$	-0,017905	-0,65	$t + 73$	-0,020808	-0,65	$t + 104$	-0,026040	-0,66
$t + 12$	-0,013443	-0,87	$t + 43$	-0,013847	-0,49	$t + 74$	-0,023440	-0,74	$t + 105$	-0,025931	-0,66
$t + 13$	-0,015411	-0,98	$t + 44$	-0,014921	-0,54	$t + 75$	-0,022347	-0,70	$t + 106$	-0,024842	-0,63
$t + 14$	-0,015924	-0,99	$t + 45$	-0,017577	-0,64	$t + 76$	-0,030258	-0,95	$t + 107$	-0,022672	-0,57
$t + 15$	-0,011733	-0,73	$t + 46$	-0,018100	-0,67	$t + 77$	-0,025906	-0,81	$t + 108$	-0,021799	-0,55
$t + 16$	-0,013385	-0,80	$t + 47$	-0,018683	-0,70	$t + 78$	-0,026195	-0,82	$t + 109$	-0,024267	-0,61
$t + 17$	-0,012922	-0,72	$t + 48$	-0,020871	-0,80	$t + 79$	-0,024319	-0,74	$t + 110$	-0,027803	-0,69
$t + 18$	-0,011930	-0,64	$t + 49$	-0,024648	-0,93	$t + 80$	-0,017194	-0,51	$t + 111$	-0,026364	-0,66

cd. tabeli 1

Okres	u_{it}	Statystyka t	Okres	u_{it}	Statystyka t	Okres	u_{it}	Statystyka t	Okres	u_{it}	Statystyka t
t + 19	-0,010466	-0,54	t + 50	-0,022471	-0,83	t + 81	-0,017400	-0,52	t + 112	-0,028470	-0,71
t + 20	-0,011609	-0,59	t + 51	-0,020607	-0,73	t + 82	-0,020268	-0,61	t + 113	-0,025896	-0,64
t + 21	-0,006247	-0,30	t + 52	-0,015119	-0,52	t + 83	-0,026064	-0,78	t + 114	-0,027930	-0,67
t + 22	-0,004796	-0,23	t + 53	-0,015653	-0,53	t + 84	-0,031970	-0,97	t + 115	-0,024739	-0,60
t + 23	-0,006575	-0,30	t + 54	-0,007880	-0,25	t + 85	-0,030723	-0,91	t + 116	-0,027646	-0,66
t + 24	-0,008602	-0,38	t + 55	-0,003240	-0,10	t + 86	-0,034606	-1,04	t + 117	-0,027300	-0,64
t + 25	-0,000883	-0,04	t + 56	-0,006261	-0,19	t + 87	-0,032869	-0,98	t + 118	-0,029288	-0,69
t + 26	0,003055	0,13	t + 57	-0,004028	-0,12	t + 88	-0,034982	-1,05	t + 119	-0,028801	-0,65
t + 27	-0,002382	-0,10	t + 58	-0,007924	-0,24	t + 89	-0,035728	-1,05	t + 120	-0,031252	-0,70
t + 28	-0,008709	-0,36	t + 59	-0,009948	-0,31	t + 90	-0,037130	-1,08	X	X	X
t + 29	-0,004569	-0,19	t + 60	-0,009468	-0,29	t + 91	-0,039218	-1,13	X	X	X
t + 30	-0,012235	-1,03	t + 61	-0,010762	-0,33	t + 92	-0,037985	-1,07	X	X	X

* istotne statystycznie na poziomie $\alpha = 0,05$.

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowanie

Kluczowym pytaniem zadawanym przez naukowców podejmujących problematykę testowania hipotezy efektywności informacyjnej rynków kapitałowych jest czy istnieją wiadomości o charakterze rynkowym, które nie zostały jeszcze zdyskontowane w bieżącej wycenie papierów wartościowych? Stwierdzenie to w odniesieniu do pierwszych ofert publicznych dotyczy możliwości osiągnięcia ponadprzeciętnych korzyści finansowych w oparciu o informacje dotyczące plasacji udziałowych instrumentów finansowych.

Wyniki przeprowadzonych badań nie pozwalają jednoznacznie stwierdzić czy polski rynek kapitałowy w odniesieniu do IPO w latach 2011 – koniec drugiego kwartału 2014 był efektywny. Z jednej strony bowiem obserwowane są zniżki cenowe nowo wprowadzonych do obrotu akcji przekraczające w ujęciu bezwzględnym standardowo przyjmowany poziom kosztów transakcyjnych, z drugiej jednak – brakuje istotności statystycznej rejestrowanych zmian cenowych. Warto również zauważyć, iż rozpoznany schemat kursowy jest odmienny od tego, jaki występuje w gospodarkach państw bardziej rozwiniętych niż Polska.

Bibliografia

- Beatty, R.P. i Ritter, J.R. (1986). Investment Banking, Reputation, and the Underpricing of Initial Public Offerings, *Journal of Financial Economics*, 15, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90055-3](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(86)90055-3).
- Chalk, A.J. i Peavy III J.W. (1987). Initial Public Offerings: Daily Returns, Offering Types and the Price Effect, *Journal of Financial Analysts*, 2, <http://dx.doi.org/10.2469/faj.v43.n5.65>.
- Hanley, K.W. (1993). Underpricing of Initial Public Offerings and the Partial Adjustment Phenomenon, *Journal of Financial Economics*, 2, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90019-8](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(93)90019-8).
- Hanley, K.W. i Wilhelm Jr. W.J. (1995). Evidence on the Allocation of Initial Public Offerings, *Journal of Financial Economics*, 2, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(94\)00797-5](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(94)00797-5).
- Hawawini, G. i Keim, D. (1995). On the Predictability of Common Stock Returns: Worldwide Evidence. W: R.A. Jarrow, V. Maksimovic, W. Ziembra, *North-Holland Handbook of Operation Research and Management Science: Finance*. Amsterdam: North Holland Publishing Co.
- Ibbotson, R.G. (1975). Price Performance of Common Stock New Issues, *Journal of Financial Economics*, 2(3), [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(75\)90015-X](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(75)90015-X).
- Ibbotson, R.G. i Jaffe, J.F. (1975). "Hot Issue" Markets, *The Journal of Finance*, XXX(4), <http://dx.doi.org/10.2307/2326721>.

- Ibbotson, R.G., Sindelar, J.L. i Ritter J.R. (1994). The Market Problems with the Pricing of Initial Public Offerings, *Journal of Applied Corporate Finance*, 1, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1745-6622.1994.tb00395.x>.
- Lee, C.C., Shleifer, A. i Thaler, R.H. (1991). Investor Sentiment and the Closed – End Fund Puzzle, *The Journal of Finance*, XLVI(1), <http://dx.doi.org/10.2307/2328690>.
- Levis, M. (1993). The Long – Run Performance of Initial Public Offerings: The UK Experience, *Financial Management*, 22.
- Logue, D.E. (1973). On the Pricing of Unseasoned Equity Issues: 1965–1969, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, <http://dx.doi.org/10.2307/2329751>.
- Loughran, T., Ritter, J.R. (1995). The New Issues Puzzle, *The Journal of Finance*, L(1), <http://dx.doi.org/10.2307/2329238>.
- McDonald, J.G. i Fisher, A.K. (1972). New Issue Stock Price Behavior, *The Journal of Finance*, XXVII(2), <http://dx.doi.org/10.2307/2978508>.
- Michaely, R. i Shaw, W.H. (1995). Does the Choice of Auditor Convey Quality in an Initial Public Offering?, *Financial Management*, 4, <http://dx.doi.org/10.2307/3665948>.
- Miller, R.E. i Reilly, F.K. (1987). An Examination of Mispricing, Returns, and Uncertainty for Initial Public Offerings, *Financial Management*, <http://dx.doi.org/10.2307/3666001>.
- Neuberger, B.M. i Hammond, C.T. (1974). A Study of Underwriters' Experience with Unseasoned New Issues, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*.
- Neuberger, B.M. i Lachapelle, C.A. (1983). *Financial Management*, 3, <http://dx.doi.org/10.2307/2330092>.
- Parsons, J. i Raviv A. (1986). Alternative Methods for Floating New Issues, *Journal of Financial Economics*, 15,
- Reilly, F.K. (1973). Further Evidence of Short – Run Results for New Issue Investors, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 8, <http://dx.doi.org/10.2307/2329750>.
- Reilly, F.K. (1977). New Issues Revisited, *Financial Management*.
- Reilly, F.K. i Hatfield K. (1969). Investor Experience with New Stock Issues, *Financial Analysts Journal*, XXV, <http://dx.doi.org/10.2307/3664963>.
- Ritter, J.R. (1985). The Long – Run Performance of Initial Public Offerings, *The Journal of Finance*, 1, <http://dx.doi.org/10.2307/2328687>.
- Rock, K. (1986). Why New Issues Are Underpriced, *Journal of Financial Economics*, 15, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90054-1](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(86)90054-1).
- Shaw, D. (1971). The Performance of Primary Common Stock Offerings: A Canadian Comparison, *Journal of Finance*, 26,
- Shiller, R. (1990). Speculative Prices and Popular Models, *Journal of Economic Perspective*, 4, <http://dx.doi.org/10.1257/jep.4.2.55>.
- Stigler, G.J. (1964). Public Regulation of the Security Markets, *Journal of Business*, 37, <http://dx.doi.org/10.1086/294677>.
- Teoh, S.H., Welch, I. i Wong, T.J. (1996). Earnings Management and the Long – Run Performance of Initial Public Offerings, *The Journal of Finance*, LIII(6), <http://dx.doi.org/10.1111/0022-1082.00079>.

Rozdział VI

SEBASTIAN MAJEWSKI*

Sport, *overconfidence* i rynkowa wartość spółek – przykład spółek Grupy Azoty SA

Streszczenie

Artykuł odnosi się do dwóch popularnych w ostatnim czasie zjawisk społecznych: występowania efektu *overconfidence* w procesach inwestycyjnych oraz wpływu wyników sportowych na kształtowanie się cen akcji papierów wartościowych. O ile pierwsze zjawisko jest dość szeroko opisywane w literaturze, choćby ze względu na przyznanie Nagrody Banku Szwecji imienia Alfreda Nobla Robertowi Shillerowi, o tyle drugie nie jest do końca dobrze zbadane. W artykule zostanie postawiona hipoteza, że wyniki różnych dyscyplin sportowych mają zdecydowanie różny wpływ na wycenę rynkową akcji ich sponsorów, a czynnikiem, który może decydować o tym wpływie jest docelowa grupa odbiorców wydarzeń sportowych. Taka konstrukcja sprawia, że stawiana hipoteza wiąże czynniki o charakterze behawioralnym z jednej strony z transakcjami giełdowymi, z drugiej zaś – z emocjami sportowymi.

Badaniu w tym wypadku poddano trzy spółki giełdowe należące do Grupy Azoty, które w znaczący sposób wspierają sport na poziomie amatorskim i zawodowym w Polsce. Do analizy ewentualnego wpływu wyników sportowych, klubów, na które ogromne środki przeznaczają Azoty, wzięto następujące zespoły: Azoty Unia Tarnów – żużel, Azoty Puławy – piłka ręczna, Chemicz Police – siatkówka (kobiet) oraz Pogoń Szczecin – piłka nożna. W badaniu wykorzystano modele typu ARCH, dla których posłużono się danymi pochodzącymi z notowań giełdowych spółek, a także z serwisów internetowych: betexplorer.com i livesports.pl za okres od sierpnia 2010 roku do końca stycznia 2015 roku.

Słowa kluczowe: sport, *overconfidence*, wartość rynkowa akcji.

* dr hab., prof. US Sebastian Majewski – Katedra Ubezpieczeń i Rynków Kapitałowych, Instytut Finansów, Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania, Uniwersytet Szczeciński; e-mail: Sebastian.Majewski@wneiz.pl

Sport, overconfidence and prices of companies' shares – the case of Azoty Group Co

Abstract

The article relates to two recently popular social phenomena: the overconfidence effect in the investment decision process and the impact of sport results on the stock's prices movement on the stock exchanges. As far as the first phenomena is rather well described in the literature, even a thanks to the awarding the prize to Robert Shiller by Sveriges Riksbank Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel, insomuch the second one is not well known. The hypothesis raised in this article is that results of different sport disciplines have a totally different impact on the market valuation of stock prices of sport clubs' sponsors and a decisive factor in this process is a target group of receivers of sport events (spectators). Such a construction makes, that the hypothesis joins behavioural factors with the stock exchange trading in one hand and sport emotions in the other hand.

Stocks of three companies grouped in Azoty Group Co. were objects of the research. These companies are engaged in many projects supporting amateur and professional sport. Most of the financial sources from these companies are transferred to sport clubs such as: Azoty Unia Tarnow – speedway, Azoty-Puławy – handball, Chemik Police – women volleyball and Pogon Szczecin – football (soccer). ARCH-type models were used in this research with data from the stock exchange quotations and the web pages: betexplorer.com and livesports.pl form the period of time – August 2010 to January 2015.

Keywords: sport, overconfidence, stock prices' valuation.

JEL: G11, G14, Z2

Wprowadzenie

Od starożytności ludzie emocjonowali się dużymi widowiskami, w szczególności rywalizacjami sportowymi. W Starożytnej Grecji od około 770 roku przed naszą erą zaczęto organizować olimpiady, które wywoływały zawieszenie wojen i gromadziły na stadionie rzesze widzów. Były one elementem kultu religijnego, a także wyrazem kultu ciała i rywalizacji sportowej (Kurkiewicz, 2008). W Starożytnym Rzymie dla zapewnienia rozrywki zwykłym obywatelom organizowano igrzyska, gdzie największą popularnością cieszyły się wyścigi rydwanów (Swetoniusz, 1987), a dla samego plebsu igrzyska oznaczały darmowe posiłki i emocjonującą rozrywkę. Wszystkie rządy niezależnie od okresu w historii doceniały istotne znaczenie sportu w kształtowaniu stosunków społecznych, umacnianiu więzów narodowych i budowaniu optymistycz-

nych nastrojów społecznych. Również społeczności lokalne, podkreślając swoje przywiązanie do konkretnych barw klubowych, wzmacniały relacje kulturowe i etniczne. Najlepszym przykładem takich zachowań jest postawa sympatyków klubu piłkarskiego Athletic Club Bilbao, który został zorganizowany jako postawa przeciwna dyktaturze generała Franco. Do tej pory klub jest utrzymywany przez *socios*, a jego wyniki sportowe stanowią element dumy Basków lub ich przygnębienia (Prabucki, 2012, s. 195–208). Co prawda powszechna, również w sporcie, globalizacja spowodowała konieczność zasilania klubów przez sponsorów środkami finansowymi, to jednak nie skutkuje rozluźnieniem lokalnych więzów społecznych.

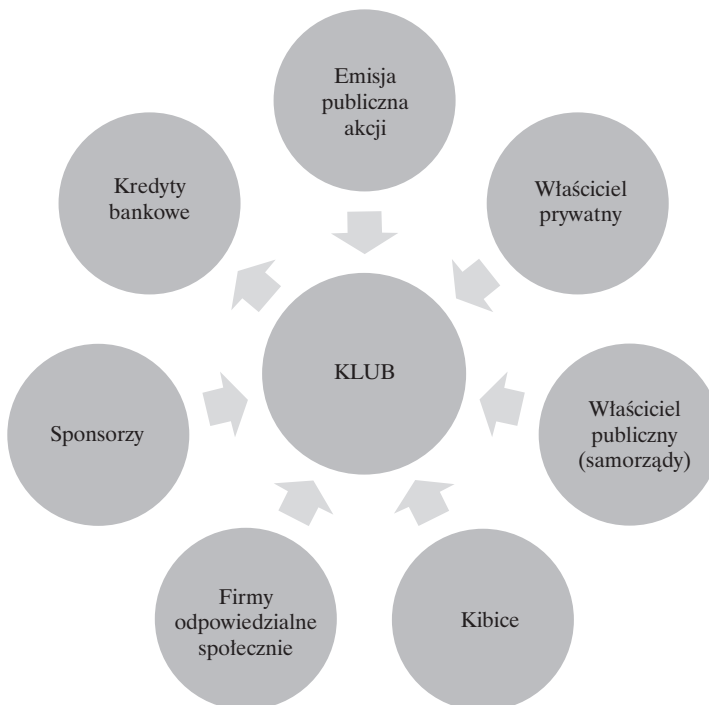
Potrzeby klubów sportowych związane z budową własnej marki, która przyciągnęłaby na wydarzenia sportowe szerokie rzesze widzów, zostały dostrzeżone przez przedsiębiorstwa. Zupełnie naturalne jest budowanie wspólnych przedsięwzięć, których efektem końcowym powinno być wzmocnienie zarówno marki sponsorującego, jak i sponsorowanego. W przypadku spółek giełdowych, działających aktywnie w sporcie, dodatkowym efektem, poza społeczną odpowiedzialnością (Paszkiwicz i Szadziwska, 2011), może być uzależnienie ruchów cen akcji od niektórych wydarzeń sportowych – zwycięstw lub porażek (Majewski, 2014).

Hipotezą, którą postawiono w niniejszym badaniu jest pytanie czy wyniki sportowe klubów reprezentujących różne, popularne dyscypliny sportowe miały wpływ na aktualną cenę rynkową akcji spółek sponsorujących te kluby. Taka konstrukcja hipotezy badawczej wynika z założenia o wpływie wyników sportowych na zachowanie inwestorów giełdowych w przypadku bardzo popularnych dyscyplin sportowych (Edmans i in., 2007). Drugie założenie głosi, że na takie wpływy podatni są bardziej mężczyźni niż kobiety, co powoduje, że mają większe zaufanie do własnej intuicji (Barber i Odean, 2001). Wśród polskich inwestorów przeważają mężczyźni – według ostatnich badań stanowią oni 82,6% (Ogólnopolskie Badanie Inwestorów...). Jeżeli zatem efektowi *overconfidence* ulegają mężczyźni (którzy są główną grupą inwestorów giełdowych), to oznacza, że nie wszystkie dyscypliny sportowe będą mieć wpływ na zmiany cen akcji. Zatem najpopularniejsze wśród mężczyzn dyscypliny sportowe powinny mieć największy wpływ na ich emocjonalne podejmowanie decyzji inwestycyjnych, co przy odpowiedniej skali zjawiska powinno przełożyć się na cenę badanych walorów.

1. Finansowanie sportu – motywy i efekty

Organizacje sportowe w Europie mają charakter zbliżony do biznesowego. Przykładowo, angielskie kluby piłkarskie już od dziewiętnastego stulecia są organizowane na wzór spółek z ograniczoną odpowiedzialnością (Andreff, 2011). Przykład klubów piłkarskich pokazuje, że często mogą być postrzegane jako przedsiębiorstwa. Finansowanie długoterminowej działalności klubu musi być jednak wspierane źródłami, które w znaczący sposób mogą wpłynąć na stabilizację sytuacji finansowej. Spośród wielu sposobów, z którymi można się spotkać w praktyce funkcjonowania klubów piłkarskich, najczęściej występują źródła, które ukazano na rysunku 1.

Rysunek 1. Źródła finansowania klubów sportowych



Źródło: Majewski, 2014.

Przedstawione źródła finansowania wynikają często z polityki zarządu klubu lub są wymuszane sytuacją polityczną czy presją otoczenia gospodar-

czego. Środki te stanowią kapitał klubu sportowego (własny lub obcy), którym rozporządzanie nie zawsze jest indywidualną sprawą klubu.

W przypadku, gdy klub jest spółką akcyjną, jedną z możliwości pozyskania kapitału jest publiczna emisja akcji. Pozyskany w ten sposób kapitał może być w dowolny sposób (zgodny z prawem) wykorzystywany przez przedsiębiorstwo, co jednak wiąże się z koniecznością upubliczniania dużej ilości informacji o prowadzonej działalności (w zależności od restrykcji rynku). Pierwsze kluby, które debiutowały na giełdzie papierów wartościowych reprezentowały ligę angielską.

W większości przypadków jednak kluby będące spółkami akcyjnymi są własnością prywatną (firm lub osób fizycznych). Taka sytuacja uniemożliwia pozyskiwanie kapitału z publicznej emisji, ale nie wyklucza emisji prywatnych. Problemem związanym z zarządzaniem klubem piłkarskim – spółką prywatną jest konieczność uwzględniania interesów wielu właścicieli, którzy chcą mieć wpływ na efektywność zainwestowanych środków. W Polsce wiele klubów przyjęło taką formę prawną.

Innym przykładem funkcjonowania klubu w oparciu o środki prywatnych właścicieli są spółki z ograniczoną odpowiedzialnością, komandytowe czy jawne. Takie kluby są w pełni uzależnione od właściciela i jak pokazała historia choćby polskiej ligi piłki nożnej mogą być przedmiotem swobodnych transakcji.

Często korzystnym joint venture był mariaż samorządów i kapitału prywatnego. Kluby oparte na takich powiązaniach mogą być częściowo kontrolowane przez lokalną społeczność. Środki, jakie zapewnia samorząd, nie wystarczają w pełni na funkcjonowanie klubu, co powoduje pojawianie się lokalnych przedsiębiorców jako dostarczcycieli kapitału. W takiej sytuacji klub może liczyć na długotrwałe wsparcie, gdyż związki lokalne charakteryzują silne emocje. Jednym z dobrze funkcjonujących klubów opartych na tym schemacie jest Jagiellonia Białystok.

Jedną z rzadziej spotykanych form finansowania klubu sportowego jest finansowanie poprzez składki kibiców. Taka sytuacja powoduje pełne uzależnienie klubu od sympatyków, ale wiąże się z silnymi emocjonalnymi związkami na linii klub–społeczność. Przykładem takiej sytuacji jest Athletic Bilbao. Ten przypadek jest bardzo szczególny – zarządzanie kadrami w klubie jest oparte na zasadzie *cantera*, która oznacza odróżnienie „swoich” od „obcych”, w wyniku czego klub mogą reprezentować jedynie Baskowie (Prabucki, 2012).

Ostatnią, zaprezentowaną na rysunku 1 formą finansowania klubów jest sponsoring. Sponsoring nie wyklucza wymienianych wcześniej form finanso-

wania i stanowi formę uzupełniającą. W przypadku sportu można spotkać kilka jego rodzajów, które mogą przekładać się na sposób postrzegania sponsora. I tak można wyróżnić: sponsoring wyłączny (czasami może być łączony ze zmianą nazwy klubu) lub kosponsoring, sponsoring tytułarny czy *t-shirt* sponsoring.

W latach dziewięćdziesiątych sponsoring wyłączny był bardzo popularną formą wspierania finansowego sportu we wszystkich dyscyplinach sportowych i klasach rozgrywkowych, a obecnie jest on jeszcze spotykany w niższych ligach. Często łączył się on ze zmianą nazwy czy też rozszerzeniem nazwy klubu (Termalica Bruk-Bet Nieciecza, Azoty-Puławy, Azoty Unia Tarnów). Niestety taka forma wsparcia powoduje niekiedy brak identyfikacji kibiców z klubem w przypadku rozgrywek w najwyższej klasie, natomiast z powodzeniem sprawdza się w niższych ligach.

Kosponsoring to forma często spotykana w wielu krajach – firmy finansujące nie chcą odgrywać roli kluczowego sponsora, ale chcą podkreślić swój „wkład w rozwój dyscypliny sportowej” przez finansowanie. Efektem takiej współpracy klubu z przekazującym środki jest budowanie wizerunku przedsiębiorstwa i otrzymywanie środków na bieżące funkcjonowanie przez klub sportowy.

Sponsoring tytułarny polega na wspieraniu nie tyle pojedynczego klubu, ile wydarzenia większych rozmiarów. Przykładem takich praktyk był sponsoring Ekstraklasy przez T-Mobile (T-Mobile Ekstraklasa) Plus (PlusLiga) czy ufundowanie stadionu (Pepsi Arena – Legii Warszawa) lub hali widowiskoowo-sportowej (Azoty Arena – klubom szczecińskim).

Ostatnim z wymienionych sposobów sponsorowania klubów piłkarskich, i nie tylko, jest *t-shirt* sponsoring, który polega na przekazaniu klubowi środków finansowych w zamian za umieszczenie na trykotach piłkarskich logo firmy sponsorującej. Ten typ sponsoringu jest jednym z najbardziej skutecznych sposobów budowania wartości marki.

Niezależnie od przyjętej formy sponsoringu przedsiębiorstwa przekazujące środki finansowe wykorzystują tak zwany efekt aureoli (Mikołajczyk, 2008) – firma sponsorująca korzysta z transferu wizerunku klubu i za jego pośrednictwem utrwała korzystny wizerunek. Taka forma sponsoringu wiąże się ze skorelowaniem wyników sportowych sponsorowanego klubu z wartością marki firmy sponsorującej. Jest to efekt wykorzystywania emocji sympatyków danego klubu, którego pozytywny wydźwięk dla sponsorującej firmy jest równoznaczny z sukcesami sportowymi klubu. Ważny jest również fakt, że porażki klubu, przy właściwie prowadzonym programie sponsorskim, nie skutkują spadkiem wartości marki sponsora.

2. Efekt *overconfidence* i jego wpływ na decyzje inwestycyjne

Jednym z częściej opisywanych w finansach behawioralnych efektów wykrywanych na rynku kapitałowym jest efekt nadmiernej pewności siebie. Należy on do efektów z grupy obciążeń poznawczych (*cognitive biases*), w której najczęściej opisuje się następujące (Majewski, 2011):

- nadmierna pewność siebie (*overconfidence*);
- iluzja potwierdzenia (*confirmation*);
- reprezentatywność (*representativeness*);
- efekt zakotwiczenia (*anchoring effect*);
- złudzenie, że rzeczywistość jest możliwa do przewidzenia (*hindsight*).

Efekt nadmiernej pewności siebie jest obciążeniem, które powoduje, że człowiek przejawia silniejsze od przeciętnego przekonanie, że własna wiedza, umiejętności czy doświadczenie dają mu przewagę nad innymi uczestnikami rynku. Jak wskazali w swojej pracy Barber i Odean (2001) efektowi temu częściej ulegają mężczyźni niż kobiety. Sprawia to, że mężczyźni w swoich zachowaniach stają się bardziej wrażliwi na działanie czynników zewnętrznych, a co za tym idzie są bardziej emocjonalni w swoim postępowaniu. Według autorów efekt ten przejawia się między innymi w większej skłonności do ryzyka, większej częstotliwości zawierania transakcji i chęci szybkiego odbudowania swojej pozycji po przegranej.

Efekt ten często łączy się z innymi fenomenami finansów behawioralnych, które mogą wzmacniać jego występowanie. Spośród wielu, które można by wymienić w tym artykule skoncentrować się można na tych, których występowanie może być powiązane ze sportem. Najczęściej spotykane z nich są następujące:

- a) efekt przywiązania (Tyszka, 2004);
- b) efekt fanatyzmu (Berument i in., 2009, s. 594–600);
- c) efekt odejścia kluczowej osoby w biznesie;
- d) efekty *over-* i *underreaction* (Barberis i in., 1998, s. 307–343).

Pierwszy – efekt przywiązania jest wynikiem podejmowania decyzji pod wpływem emocji. Jest skutkiem silnego związku emocjonalnego osoby podejmującej decyzję z przedmiotem tych decyzji. W przypadku niniejszego badania można opisać owe emocje lojalnością inwestora – kibica wobec symboli klubowych, co może powodować znaczące przeszacowanie ocen wartościujących inwestycję. O wpływie na decyzje inwestycyjne związane z takimi walo-

rami mogą decydować wówczas wyniki rozgrywek ligowych czy pucharowych sponsorowanego klubu, transfery oraz w skrajnych przypadkach nawet aktywność największego (lub lokalnego) rywala. Taki rodzaj związków inwestora z klubem, a pośrednio również ze sponsorem ma charakter sentymentalny.

Efekt fanatyzmu dotyczy postaw polegających na bezkrytycznej wierze (w tym wypadku oddaniu barwom klubowym), która przejawia się nietolerancją wobec pozostałych. Efekt fanatyzmu wywołuje skrajne postawy u decydentów i można go zaobserwować głównie na rynkach piłkarskich Europy Środkowej i Wschodniej (na przykład w Turcji).

Efekt odejścia kluczowej osoby w biznesie można nazwać również efektem sukcesji stanowiska w jednostce organizacyjnej. Dotyczy on sytuacji, w której w analizowanej organizacji można wyróżnić jedną lub kilka jednostek mających decydujący wpływ na sukces organizacji. Ma on szczególne znaczenie w sportach drużynowych, gdzie presja otoczenia wyzwała konieczność dokonywania zmian. Taka sytuacja może wiązać się z przejawianiem zainteresowania innych podmiotów funkcjonujących na rynku w przejęciu kluczowych pracowników czy menedżerów, jak również zmianami naturalnymi. W sportach zespołowych efekt ten mogą obrazować dwa rodzaje przypadków. Po pierwsze można mówić o transferach zawodników do innych klubów, po drugie zaś – o odchodzeniu zasłużonych zawodników czy trenerów ze sportu (odejście Sir Alexa Fergusona z Manchesteru United).

Efekty *over-* i *underreaction* są również rezultatami oddziaływania czynników zewnętrznych na decyzje inwestora. Oddziaływanie to powoduje zmiany stanów emocjonalnych, które prowokują do określonego typu zachowań lub ich braku. Tak więc w przypadku efektu zbyt impulsywnej reakcji (*overreaction effect*) na czynniki zewnętrzne eksponowane, podjęte przez decydenta działania wydają się być nieadekwatne do bodźca. Jako jeden z pierwszych problemem tym zajął się J.M. Keynes i zauważył, że „z dnia na dzień fluktuacje w zyskach z bieżących inwestycji, które mają wyraźnie efemeryczny i nieistotny charakter, mają tendencję do wykazywania całkowicie nadmiernego, a nawet absurdalnego wpływu na rynek” (Majewski, 2012).

Z drugiej strony może się pojawić również efekt nieadekwatnie słabej reakcji (*underreaction effect*), który będzie wskazywać, że w przypadku pojawienia się informacji, która powinna znaleźć swoje odbicie w cenie, po początkowo chwilowym, niemalże niezauważalnym spadku lub wzroście następuje kontynuacja dotychczasowego trendu. Oznacza to, że pojawianie się nowych informacji powoduje tak nieistotną zmianę w cenach papieru wartościowego, że wydaje się ona być niewspółmierna do rangi obserwowanej informacji (Hong i in., 1999, s. 2143–2184).

Jeżeli dodatkowo weźmie się pod uwagę fakt, że opisane zjawiska są przedmiotem zainteresowania wielbicieli hazardu w postaci zakładów bukmacherskich. W takim wypadku może to skutkować kolejnym efektem psychologicznym – zakotwiczenia. Oznacza on tendencję do sugerowania się prognozami bukmacherskimi jako prawdopodobnymi rezultatami rozgrywanych spotkań. Sam termin zakotwiczenia (*anchoring*) pochodzi z psychologii i oznacza zakłócenie procesu kalkulowania przez czynniki, które nie muszą być ściśle związane z przedmiotem decyzji (Majewski, 2012). Reasumując można stwierdzić, że przez odpowiednie sformułowanie problemu, a w szczególności przez wartości liczbowe (sugerujące wysokie prawdopodobieństwo ich realizacji), które mogą być podstawą wniosku tworzy się warunki do podejmowania decyzji obarczone dużym błędem.

3. Gry zespołowe jako obiekty wywołujące zachowania racjonalne i emocjonalne

Gry zespołowe ze względu na strukturę organizacyjną klubów najszybciej zaadaptowały się do warunków panujących w biznesie. Dzięki czemu można wykorzystywać w nich osiągnięcia naukowe z pokrewnych obszarów, takich jak choćby informatyka, psychologia czy medycyna. W tym wypadku bez środków, które zapewniane są przez instytucje i osoby finansujące sport nie byłoby mowy o ich wykorzystaniu. Trudno jest jednak podejrzewać wszystkich darczyńców o tak wielką hojność wyłącznie z pobudek filantropijnych. Sport, a w szczególności gry zespołowe, posiadają pewne cechy, które otwierają dodatkowe możliwości biznesowe. Są nimi między innymi (Waśkowski, 2012):

- widowiskowość,
- emocje,
- niepewność,
- zwycięstwo,
- wola walki.

Tego typu czynniki sprawiają, że sport staje się bardzo atrakcyjnym polem do działań komercyjnych. Stąd coraz więcej przedsiębiorstw przyłącza się do realizacji zadań sportowych w nadziei na uzyskanie dodatkowych korzyści. Oczywiście nie wszystkie dyscypliny sportu jednakowo silnie oddziałują na emocje obserwatorów widowisk sportowych. Zadaniem przedsiębiorstw będzie zatem odnalezienie tych dyscyplin, dzięki inwestowaniu w które

można będzie uzyskać największe korzyści. Dzięki cyklicznie prowadzonym badaniom rynku przez firmy marketingowe uzyskuje się informacje na temat zainteresowania sportem. Na przestrzeni ostatnich dziesięciu lat zainteresowanie Polaków sportem sukcesywnie malało. Szacuje się, że obecnie około 36% Polaków wykazuje zainteresowanie tą dziedziną życia (ARC Rynek i Opinia, 2013). Według przytaczanych badań pięć najpopularniejszych dyscyplin sportowych wśród Polaków w 2012 roku to (zainteresowanie widza w skali od 0 do 100%):

- 1) piłka nożna (59%),
- 2) siatkówka (37,9%),
- 3) skoki narciarskie (37,6%);
- 4) boks (28,2%),
- 5) formuła 1 (24,4%).

Dzięki sukcesom sportowców wzrosła identyfikowalność poszczególnych marek, co jest zakładanym przez sponsorującego efektem końcowym. W badaniach prowadzonych przez ARC Rynek i Opinia wskazano również na efekt dostrzegalności sponsora poprzez dyscyplinę sportową. W badaniu tym najwyższy stopień tego wskaźnika uzyskano dla piłki nożnej (53,7%), siatkówka znalazła się na czwartym miejscu (39,4%), a piłka ręczna na dziesiątym (20,4%). Widzowie dostrzegają również fakt sponsorowania obiektów sportowych – w przytaczanym badaniu dostrzegano dwa takie przypadki PGE Arenę w Gdańsku i stadion Pepsi Arenę w Warszawie. Niestety ponad 70% widzów stwierdza, że nie znane im są przypadki takiego sponsoringu.

Do niniejszego badania wybrano cztery dyscypliny sportu: piłkę nożną, siatkówkę i piłkę ręczną, które występują w pierwszej dziesiątce w rankingach dostrzegalności marek oraz żużel jako przedstawiciela dyscypliny, której nie wymienia się w rankingach popularności. Z założenia zatem należy wniesić, że najsilniejsze oddziaływania powinno się dostrzec w przypadku sponsoringu piłki nożnej, w dalszej kolejności siatkówki i piłki ręcznej, natomiast pozytywnych efektów nie powinno się odnotować w przypadku żużla. Badanie oparto na czterech klubach finansowanych przez spółki z Grupy Azoty SA. Są nimi: Pogoń Szczecin, Chemik Police, Azoty-Puławy oraz Azoty Unia Tarnów. W badaniu posłużono się danymi dziennymi oraz wynikami meczów od kwietnia 2010 r. (w zależności od dostępności danych i charakteru sezonu rozgrywania spotkań daty dla poszczególnych dyscyplin mogą niewiele różnić się od siebie).

4. Metoda badawcza

Do badania analizowanych zjawisk wybrano modele ekonometryczne typu ARCH, które z powodzeniem sprawdzały się już w podobnego typu badania prowadzonych na świecie i w Polsce (Majewski, 2014). Ważniejsze badania dotyczące wydarzeń piłkarskich zostały wyszególnione w cytowanej pracy. Co jest istotne prezentowane badanie w zakresie analizowanych dyscyplin sportowych znajduje się raczej poza głównym nurtem takich badań. Do tej pory w pracach skupiano się raczej na wykrywaniu zależności stóp zwrotu z akcji sportowych spółek giełdowych od wyników rozgrywanych spotkań (w Europie dotyczyły one przede wszystkim piłki nożnej, w Stanach Zjednoczonych – futbolu amerykańskiego, hokeja czy zawodowej koszykówki). Z prac wykorzystujących modele typu ARCH należy wymienić między innymi:

- Douque, Ferreira (2005) dla dwóch portugalskich klubów: FC Porto i Sportingu Lisbony;
- Berument, Ceylan, Gözpinar (2006) dla tureckich klubów Beşiktaş, Fenerbahçe, Galatasaray Sztambuł;
- Edmans, Garcia, Norli (2007) dla reprezentacji narodowych;
- Benkraiem, Le Roy, Louhichi (2010) dla 11 klubów angielskich;
- Berument, Ceylan (2012) dla drużyn narodowych Chile, Turcji, Anglii i Hiszpanii.

Założeniem stosowanych modeli jest oszacowanie głównego modelu opisującego kształtowanie się stopy zwrotu z akcji wybranej spółki za pomocą zmiennych zerojedynkowych reprezentujących trzy rodzaje wydarzeń:

W – wygrana w meczu drużyny sponsorowanej przez spółkę;

D – remis w meczu drużyny sponsorowanej przez spółkę;

L – przegrana w meczu drużyny sponsorowanej przez spółkę;

M – fakt rozgrywanie meczu z udziałem drużyny sponsorowanej przez spółkę.

Zatem w wyniku estymacji otrzymuje się parametry strukturalne dla modelu, którego postać ogólna przedstawia się następująco:

$$y_t = \gamma_0 + \sum_{k=1}^n \gamma_k X_{kt} + \varepsilon_t.$$

Dzięki założeniu o heterogeniczności reszt modelu można założyć, że najlepiej można je aproksymować, wykorzystując ogólną postać modelu

ARCH(q), której parametry szacuje się, wykorzystując następujące równanie (Engle, 1982):

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2,$$

przy czym parametry powinny spełniać następujące własności:

$$\alpha_0 > 0, 0 \leq \alpha_i \leq 1, \varepsilon_t \sim N(0, h_t).$$

Oczywiście można również w celu uzyskania lepszej aproksymacji wykorzystać ogólną postać modelu GARCH (Bollerslev, 1986), której równanie przedstawia się następująco:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}.$$

W wyniku estymacji parametrów przedstawionych modeli można zweryfikować postawioną wcześniej hipotezę, że wyniki sportowe (lub wydarzenia sportowe) poprzez emocjonalne reakcje widzów mają istotny wpływ na kształtowanie się procesów cenowych dotyczących walorów firm sponsorujących sporty drużynowe na giełdzie papierów wartościowych. Szacowanie parametrów odbywa się metodą największej wiarygodności.

$$\ln L = -\frac{N}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^N \ln h_t(\theta) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^N \frac{R_t^2}{h_t(\theta)}.$$

Do estymacji parametrów modeli ekonometrycznych wykorzystano program GRET.

5. Wyniki badań empirycznych

Budując modele, zakładano, że wyniki spotkań sportowych poszczególnych drużyn, w zależności od tego czy było to zwycięstwo, remis, czy porażka, w odpowiedni sposób wpływały na wycenę rynkową akcji spółek sponsorujących te kluby. A zatem zwycięstwa powinny wpływać korzystnie na rynkową wycenę tych akcji, a porażki zdecydowanie negatywnie. W przypadku, gdy najsilniejsza zależność występuje dla dnia rozgrywania meczu i ma ona charakter pozytywny, może to oznaczać, że reklama marki przedsiębiorstwa sponsorującego podczas transmisji widowiska sportowego pozytywnie wpły-

wa na jego postrzeganie przez inwestorów giełdowych. Brak jakiegokolwiek zależności może wskazywać, że korzyści przedsiębiorstwa z tytułu bycia sponsorem klubu, należy szukać wśród wartości niematerialnych – w społecznej odpowiedzialności i w pozytywnym wizerunku.

Drugie stawiane w pracy założenie dotyczyło faktu, że wydarzenia związane ze sportami stereotypowo „męskimi” powinny wykazywać większą zależność ze stopami zwrotu niż pozostałe (przede wszystkim te, które związane są z „kobietą” widownią). Uzasadnieniem dla tego założenia jest następujący związek: mężczyźni charakteryzują się większą niż kobiety reaktywnością na bodźce zewnętrzne (takimi bodźcami mogą być również wyniki gier, szczególnie dotyczy to piłki nożnej), największą widownię męską gromadzą sporty zespołowe, a w przypadku części z nich można mówić nawet o tworzeniu subkultury kibicowskiej (kibice sportów zespołowych charakteryzują się silnym przywiązaniem do klubu), a około 80% inwestorów giełdowych stanowią mężczyźni, stąd wiara w drużynę może skutkować silniejszym reagowaniem na jej wyniki.

Tabela 1. Wyniki estymacji modelu ARCH(1) dla stóp zwrotu z akcji spółki Grupa Azoty

Parametr	Współczynnik	Błąd standardowy	Z	Wartość p	Poziom istotności
const	0,00101	0,00069	1,4627	0,14354	
L	-0,00622	0,00370	-1,6819	0,09259	*
alpha(0)	0,00045	2,41839e-05	18,8031	<0,00001	***
alpha(1)	0,26922	0,04734	5,6868	<0,00001	***
Logarytm wiarygodności	2804,152	Kryt. informacyjne Akaike'a	-5598,304		
Kryt. bayes. Schwarz	-5572,808	Kryt. Hannana-Quinna	-5588,704		

Uwaga:

z – wartość statystyki z,

p – wartość statystyki p,

const – stała w równaniu podstawowym,

L – zmienna zerojedynkowa oznaczająca przegrany mecz,

W – zmienna zerojedynkowa oznaczająca wygrany mecz,

D – zmienna zerojedynkowa oznaczająca remis,

M – zmienna zerojedynkowa oznaczająca dzień rozgrywania meczu,

alpha(0), alpha(1) i beta(1) – parametry modelu (G)ARCH(1),

* – istotność parametru na poziomie 0,1,

** – istotność parametru na poziomie 0,05,

*** – istotność parametru na poziomie 0,001.

Źródło: obliczenia własne.

W trakcie badania oszacowano modele opisujące kształtowanie się stopy zwrotu spółek giełdowych z Grupy Azoty względem wyników drużyn sponsorowanych przez te spółki. Jako pierwsze szacowano modele dla stóp zwrotu ze spółki giełdowej Grupa Azoty, biorąc pod uwagę wyniki spotkań żużlowych Azotów Unii Tarnów. Wyniki estymacji najlepiej dopasowanego modelu przedstawia tabela 1.

Uzyskane wyniki potwierdzają, że istnieje związek między stopami zwrotu badanej spółki giełdowej a wynikami meczów żużlowych, w szczególności związek ten dotyczy przegranych Azotów Unii Tarnów. Należy zauważyć, że związek ten jest negatywny, to znaczy, że przegrane w meczach powodują spadek stóp zwrotu z akcji sponsora. Związek ten nie jest jednak bardzo istotny, o czym świadczy jedna gwiazdka (*) – wskazująca na poziom istotności 0,1. Istnienie takiego związku może świadczyć o identyfikowaniu wyników klubu sportowego z marką Azoty.

Tabela 2. Model ARCH(1) dla stóp zwrotu z akcji spółki Puławy

Parametr	Współczynnik	Błąd standardowy	Z	Wartość p	Poziom istotności
const	0,00040	0,00048	0,8313	0,40582	
W	0,00899	0,00385	2,3344	0,01957	**
L	0,00777	0,00375	2,0727	0,03820	**
M	-0,00653	0,00339	-1,9246	0,05428	*
alpha(0)	0,00016	9,22457e⁻⁰⁶	17,0572	<0,00001	***
alpha(1)	1	0,07843	12,7508	<0,00001	***
Logarytm wiarygodności	2779,737	Kryt. informacyjne Akaike'a		-5545,474	
Kryt. bayes. Schwarza	-5510,439	Kryt. Hannana-Quinna		-5532,221	

Uwaga:

z – wartość statystyki z,

p – wartość statystyki p,

const – stała w równaniu podstawowym,

L – zmienna zerojedynkowa oznaczająca przegrany mecz,

W – zmienna zerojedynkowa oznaczająca wygrany mecz,

D – zmienna zerojedynkowa oznaczająca remis,

M – zmienna zerojedynkowa oznaczająca dzień rozgrywania meczu,

alpha(0), alpha(1) i beta(1) – parametry modelu (G)ARCH(1),

* – istotność parametru na poziomie 0,1,

** – istotność parametru na poziomie 0,05,

*** – istotność parametru na poziomie 0,001.

Źródło: obliczenia własne.

Na kolejnym etapie dokonano estymacji parametrów modelu ekonometrycznego dla stóp zwrotu z akcji spółki Puławy, należącej do Grupy Azoty, względem wyników spotkań męskiej drużyny piłki ręcznej Azoty-Puławy. Wyniki estymacji najlepiej dopasowanego modelu zawarto w tabeli 2.

Na podstawie informacji zawartych w tabeli 2 można stwierdzić, że istnieje związek między stopami zwrotu spółki giełdowej a wynikami sportowymi klubu piłki ręcznej Azoty-Puławy. Niestety obserwując współczynniki stojące przy zmiennych niezależnych, można zauważyć, że wykryte związki nie mają do końca logicznego wytłumaczenia, to znaczy – wygrane i przegrane powinny skutkować wzrostami stóp zwrotu z akcji, natomiast dzień rozgrywania meczu – spadkami. Zważywszy na fakt, że remisy w meczach nie zdarzają się zbyt często (15 remisów na 140 rozgrywanych spotkań) logicznym powinno być, że dzień rozgrywania spotkania powinien skutkować pozytywną reakcją stóp zwrotu z akcji. Jednak żaden z uzyskanych modeli nie dał oczekiwanych rezultatów. Może to świadczyć o wątpliwej wartości poznawczej uzyskanego modelu lub przypadkowości wykrytej zależności.

W kolejnych estymacjach wykorzystano wyniki meczów siatkarskich żeńskiego klubu piłki siatkowej Chemik Police celem wykrycia związków ze stopami zwrotu sponsorującej go spółki Zakłady Chemiczne Police z Grupy Azoty. Niestety na żadnym poziomie nie otrzymano rezultatów, które potwierdziłyby istnienie takiej zależności.

Ostatnie szacunki modeli ekonometrycznych dotyczyły również spółki giełdowej Zakłady Chemiczne Police, ale tym razem zmienną niezależną były wyniki spotkań z meczów piłki nożnej klubu Pogoń Szczecin. Wyniki estymacji parametrów najlepiej dopasowanego modelu przedstawia tabela 3.

W tabeli 3 zaprezentowano wyniki estymacji modelu ekonometrycznego dla stóp zwrotu za akcji ZCh Police w zależności od zmiennej M oznaczającej dzień rozgrywania spotkania piłkarskiego. Można zauważyć, że rozgrywanie spotkania przez drużynę, która przez 90 minut meczu prezentuje logo sponsora, skutkuje wzrostem stóp zwrotu z akcji spółki sponsorującej Pogoń Szczecin. Warto również zwrócić uwagę na istotność parametru stojącego przy zmiennej objaśniającej – wskazuje on na poziom 0,05. Oznacza to, że reklama sponsora na koszulkach zawodników podczas spotkania (*t-shirt* sponsoring) odnosi swój skutek – „przekłada się” na pozytywne postrzeganie spółki. Zważywszy na fakt, że piłka nożna budzi ogromne emocje wśród mężczyzn na całym świecie, to istnieje prawdopodobieństwo, że to reakcje tej grupy inwestorów powodują występowanie takiego związku.

Tabela 3. Model GARCH(1,1) dla stóp zwrotu z akcji spółki ZCh Police

Parametr	Współczynnik	Błąd stand.	Z	Wartość p	Poziom istotności
const	0,00018	0,00094	0,1968	0,84397	
M	0,00515	0,00248	2,0731	0,03817	**
alpha(0)	0,00026	5,21615e-05	4,8990	<0,00001	***
alpha(1)	0,17043	0,05431	3,1382	0,00170	***
beta(1)	0,32863	0,11008	2,9855	0,00283	***
Logarytm wiarygodności	1518,769	Kryt. informacyjne Akaike'a		-3025,539	
Kryt. bayes. Schwarz	-2998,836	Kryt. Hannana-Quinna		-3015,169	

Uwaga:

z – wartość statystyki z,

p – wartość statystyki p,

const – stała w równaniu podstawowym,

L – zmienna zerojedynkowa oznaczająca przegrany mecz,

W – zmienna zerojedynkowa oznaczająca wygrany mecz,

D – zmienna zerojedynkowa oznaczająca remis,

M – zmienna zerojedynkowa oznaczająca dzień rozgrywania meczu,

alpha(0), alpha(1) i beta(1) – parametry modelu (G)ARCH(1),

* – istotność parametru na poziomie 0,1,

** – istotność parametru na poziomie 0,05,

*** – istotność parametru na poziomie 0,001.

Źródło: obliczenia własne.

Wnioski

Rezultatem każdych działań marketingowych, w tym przede wszystkim sponsoringu, powinny być korzyści dla firmy sponsorującej. Jedną z takich korzyści jest wzrost wartości rynkowej. W niniejszym artykule zakładano, że taka korzyść jest uzyskiwana przez spółki giełdowe należące do Grupy Azoty, które angażują się w wiele przedsięwzięć o charakterze sportowym zarówno wyczynowym, jak i amatorskim. Sponsorowanie sportu wyczynowego wymaga zaangażowania dużych środków finansowych, co sprawia, że efekt, którego spodziewa się sponsorujący powinien być dostrzegalny. Dodatkowo założono w badaniu, że efekty związane ze wzrostem rynkowej wartości spółek będą bardziej widoczne w przypadku sponsorowania dyscyplin sportowych będących w kręgu zainteresowań mężczyzn, dzięki ich bardziej emocjonalnym reakcjom na bodźce zewnętrzne. Wydaje się, że uzyskane wyniki potwierdzają te założenia.

W badaniu analizowano cztery dyscypliny sportowe: żużel, piłkę ręczną mężczyzn, siatkówkę kobiet i piłkę nożną. Wszystkie zespoły sponsorowane przez spółki Azotów występują w najwyższych klasach rozgrywkowych, a także część z nich w Europejskich Pucharach (Azoty-Puławy i Chemik Police). Zatem zaangażowanie finansowe sponsorów jest bardzo duże. Jednak nie we wszystkich przypadkach można zauważyć efekty w postaci zmian wartości rynkowej po wydarzeniach sportowych. Tak jak zakładano nie otrzymano żadnej istotnej zależności udokumentowanej modelem ekonometrycznym dla zmiennych opisujących wyniki meczów siatkówki kobiet. Wyniki otrzymane dla meczów piłki ręcznej nie są przekonujące, a zatem można je uznać za przypadkowe. W przypadku meczów żużlowych najlepiej dopasowany model uzależniał stopy zwrotu od przegranych Azotów Unii Tarnów, taki związek, mimo że statystycznie z punktu widzenia sponsora ma mniejsze znaczenie (sponsorowi zależeć powinno na wydarzeniach generujących wzrosty cen akcji). Może to potwierdzać fakt, że Azoty zastanawiają się czy w dalszym ciągu wspierać finansowo ten klub i tę dyscyplinę sportu. Tylko wyniki uzyskane dla stóp zwrotu z akcji ZCh Police względem spotkań piłkarskich rozgrywanych przez Pogoń Szczecin dają pozytywne efekty. Rozgrywane spotkania wpływają pozytywnie na stopy zwrotu z akcji tej spółki. Taka sytuacja zdaje się potwierdzać wyniki uzyskiwane dla spółek piłkarskich w Europie (choćby dla Borussia Dortmund, opisane w pracy Majewskiego (2014)).

Bibliografia

- Andreff, W. (red.) (2011). *Contemporary Issues in Sport Economics. Participation and Professional Team Sport. New Horizons in The Economics of Sport*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing Ltd.
- ARC Rynek i Opinia. (2013). *Sponsoring monitor 2012/2013*. Warszawa: ARC Rynek i Opinia, styczeń.
- ARC Rynek i Opinia. (2013a). *Sponsoring sportowy i jego liderzy*. Warszawa: ARC Rynek i Opinia, 13 lutego.
- Barber, B.M. i Odean, T. (2001). Boys Will be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment, *Quarterly Journal of Economics*.
- Barberis, N., Shleifer, A. i Vishny, R. (1998). A model of investor sentiment, *Journal of Financial Economics*, 49.
- Berument, M.H., Ceylan, B. i Ogut-Eker, G. (2009). Soccer, stock returns and fanaticism: Evidence form Turkey, *The Social Science Journal*, 46.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, 31.
- Duque, J. i Ferreira, N.A.A. (2005). *Explaining Share Price Performance of Football Clubs Listed on The Euronext Lisbon*, Instituto Superior de Economia e Gestao.

- Edmans, A., Garcia, D. i Norli, O. (2007). Sports Sentiment and Stock Returns, *The Journal of Finance*, LXII(4).
- Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation, *Econometrica*, 50.
- Hong, H. i Stein, J.C. (1999). A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading, and Overreaction in Asset Markets, *The Journal of Finance*, 54(6).
- Kurkiewicz, A. (2008). *Idea olimpizmu*, INFOS, 14(38). Warszawa: Wydawnictwo Biura Analiz Sejmowych.
- Majewski, S. (2011). *Postawy inwestorów indywidualnych wobec doniesień medialnych w trakcie kryzysu giełdowego*. Prace Naukowe UE we Wrocławiu, Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek, Wrocław.
- Majewski, S. (2012). *Wpływ czynników behawioralnych na rynkową wycenę akcji. Ujęcie ilościowe*. Szczecin: WNUS.
- Majewski, S. (2014). Wpływ informacji nieekonomicznych na kształtowanie się kursów akcji spółek prowadzących działalność sportową. W: T. Czerwińska, A. Nowak (red.), *Rynek kapitałowy wobec wyzwań dekonunktury*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego.
- Mikołajczyk, A. (2008). Sponsoring sportowy w europejskich klubach piłkarskich, *Studia Gdańskie*, V, s. 245–258.
- Ogólnopolskie Badanie Inwestorów przeprowadzone przez Stowarzyszenie Inwestorów indywidualnych. Pozyskano z: <http://www.sii.org.pl/7586/edukacja-i-analazy/badania-i-rankingi/ogolnopolskie-badanie-inwestorow-obi-2014.html> (13.02.2015).
- Paszkiewicz, A. i Szadziwska, A. (2011). *Przejawy społecznej odpowiedzialności w działalności przedsiębiorstw*, Prace i Materiały Wydziału Zarządzania UG, Zarządzanie i Finanse, Gdańsk.
- Prabucki, B. (2012). Gry sportowe jako element wzmacniający współczesne tożsamości etniczne. Analiza na przykładzie Basków, *Homo Ludens*, 1(4).
- Saraç, M. i Zeren, F. (2013). The Effect of Soccer Performance on Stock Return: Empirical Evidence From “The Big Three Clubs” of Turkish Soccer League, *Journal of Applied Finance & Banking*, 3(5).
- Swetoniusz, G.T. (1987). *Żywoty cesarów*. Przekład i wstęp J. Niemirska-Pliszczyńska. Przedmowa J. Wolski. Wrocław: Zakład Narodowy im. Ossolińskich.
- Tyszka, T. (red.) (2004). *Psychologia ekonomiczna*. Gdańsk: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.
- Waśkowski, Z. (2012). *Instytucjonalna struktura biznesu sportowego – ujęcie modelowe, Relacje na rynku Biznes-To-Biznes. Rozwój, wartość, komunikacja*, Zeszyty Naukowe UE w Poznaniu, Nr 220.

Rozdział VII

MARCIN IGNATOWSKI*

Fundamentalne determinanty kursu dolara amerykańskiego (USD) wyrażonego w PLN, GBP, CHF i JPY

Streszczenie

Niniejszy artykuł podejmuje temat czynników wpływających na kursy walut w znacząco różniących się gospodarkach. W publikacji zbadano wpływ takich czynników, jak poziom: PKB, podaży pieniądza, inflacji, stopy bezrobocia i nominalnej stopy oprocentowania kredytów na kształtowanie się kursu dolara amerykańskiego w relacji do polskiego złotego, funta szterlinga, franka szwajcarskiego i jena japońskiego. W celu zbadania wpływu wspomnianych czynników na kursy walutowe dokonano szeregu regresji w oparciu o Metodę Najmniejszych Kwadratów, jak również przeprowadzono testy na danych panelowych.

Słowa kluczowe: kurs walutowy, waluty, dolar amerykański.

The fundamental determinants of the usd exchange rate in relation to PLN, GBP, CHF AND JPY

Abstract

The article explores the factors affecting exchange rates in different economies. The purpose of the article is to examine how the impact of such factors as the level of: GDP, money supply, inflation, unemployment and nominal lending rates affect the exchange rate of the US dollar in relation to the Polish zloty, the pound sterling, the Swiss franc and Japanese yen. In order to investigate the influence of these factors on exchange rates several regressions based on the least squares method were conducted as well as tests on panel data.

Keywords: foreign exchange rate, currency, US dollar.

JEL: F31, E40

* Marcin Ignatowski – Katedra Systemów Finansowych Gospodarki, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Warszawski; e-mail: mignatowski@wz.uw.edu.pl

Wprowadzenie

Na gruncie ekonomicznych teorii kursów walutowych można stwierdzić, że głównymi czynnikami wpływającymi na kształtowanie się kursów walutowych są między innymi (por. Krugman i Obstfeld, 2007, rozdz. 13–16):

- tempo wzrostu gospodarczego,
- poziom inflacji,
- poziom nominalnych stóp procentowych,
- bezrobocie,
- agregat pieniężny M2,
- saldo wymiany handlowej.

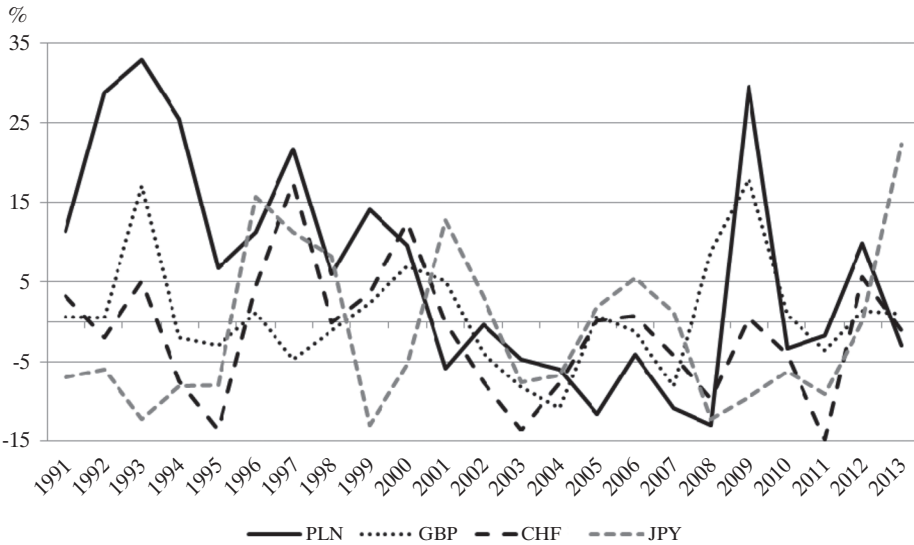
Wymienione determinanty traktowane są jako czynniki fundamentalne, natomiast za inne czynniki wpływające na kształtowanie się kursu danej waluty, o których wspomina literatura, uważa się również ryzyko polityczne, położenie geopolityczne kraju czy napływ kapitału spekulacyjnego.

W artykule skupiono się wyłącznie na czynnikach fundamentalnych i podjęto próbę wskazania, które analizowane zmienne – i w jakim stopniu – wpływają na kształtowanie się kursów walutowych.

Celem niniejszej pracy jest analiza czynników wpływających na poziom kursów walutowych różniących się gospodarek światowych. Porównano w nim wpływ tych samych czynników makroekonomicznych na kształtowanie się kursów walutowych brytyjskiego funta, japońskiego jena, szwajcarskiego franka i polskiego złotego w latach 1990–2013. W badaniu świadomie została pominięta waluta euro, ponieważ do obiegu weszła ona dopiero w 2002 roku i horyzont czasowy w modelach regresji liniowej okazałby się za krótki. Uwagę zwraca duża zmienność wybranych kursów walutowych wobec amerykańskiego dolara, dużą zmiennością charakteryzuje się zwłaszcza polski złoty, co zostanie przybliżone w dalszej części artykułu (zob. wykres 1).

Ciekawe, w kontekście czynników wpływających na kształtowanie kursów walutowych, jest pytanie czy wpływ tych samych zmiennych oddziałuje na kurs walutowy w ten sam sposób w różnych gospodarkach na świecie. W wyniku nieprobabilistycznego doboru próby zdecydowano dokonać analizy wpływu produktu krajowego brutto, agregatu pieniężnego M2, poziomu inflacji, poziomu bezrobocia, poziomu nominalnych stóp procentowych w takich gospodarkach, jak Polska, Wielka Brytania, Szwajcaria i Japonia na poziom kursu dolara amerykańskiego wyrażonego w: złotym polskim PLN, funcie szterlingu GBP, franku szwajcarskim CHF, jenie japońskim JPY.

Wykres 1. Roczne zmiany średniorocznego nominalnego kursu PLN, GBP, CHF, JPY wobec USD



Źródło: opracowanie własne na podstawie <http://data.worldbank.org/>.

Do badania wybrano zróżnicowane gospodarki, z których każda na przestrzeni ostatnich dwóch dekad borykała się z różnymi problemami. W gospodarce Japonii obserwowano problemy z deflacją przy jednoczesnym spadku nominalnych stóp procentowych. W Szwajcarii waluta znacząco się umacnia, podrażając eksport towarów przemysłowych, który wynosi blisko 1/3 całego PKB helwetów. Gospodarka Wielkiej Brytanii odpiera ataki spekulacyjne na walutę, a w ostatnich latach Brytyjczycy muszą sobie radzić z migracją zarobkową, powodującą wzrost wewnętrznego bezrobocia i to w obliczu malejących stóp procentowych. Wreszcie Polska gospodarka, dla której lata 90. były okresem wyrzeczeń na rzecz transformacji ustrojowej, a druga połowa ubiegłej dekady stała pod znakiem przyspieszenia spowodowanego wstąpieniem Polski do Unii Europejskiej – to wszystko w otoczeniu przechodzenia od kursu sztywnego przez system pełzającej dewaluacji, pełzającego pasma wahań, aż po system płynnego kursu walutowego.

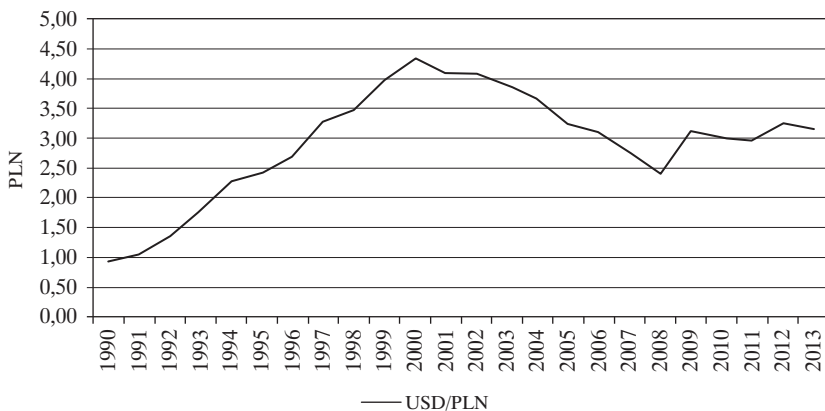
Powyzsze obserwacje każą przypuszczać, że analiza wpływu tych samych wskaźników makroekonomicznych na zróżnicowane gospodarki może przynieść ciekawe i nietrywialne wnioski.

1. Zmienne uwzględnione w badaniu

Dane do badania zostały pozyskane z ogólnodostępnej bazy danych Banku Światowego (<http://data.worldbank.org/>), dla rocznych okresów lat 1990–2013 dla gospodarek Stanów Zjednoczonych Ameryki Północnej, Polski, Wielkiej Brytanii, Szwajcarii oraz Japonii. Ewentualne braki w danych zostały uzupełnione informacjami, między innymi z takich stron, jak: stat.gov.pl, pl.tradingeconomics.com, www.bls.gov. Niezbędne obliczenia i przekształcenia zmiennych zostały wykonane przy użyciu programu MS Stata.

Zmienną objaśnianą w modelu był kurs dolara amerykańskiego wyrażony w walucie kraju, którego dotyczyła analiza. Innymi słowy w badaniu zastosowano kwotowanie bezpośrednie (amerykańskie), w którym wzrost kursu oznacza deprecjację waluty krajowej.

Wykres 2. Kurs USD wyrażony w PLN między 1990–2013



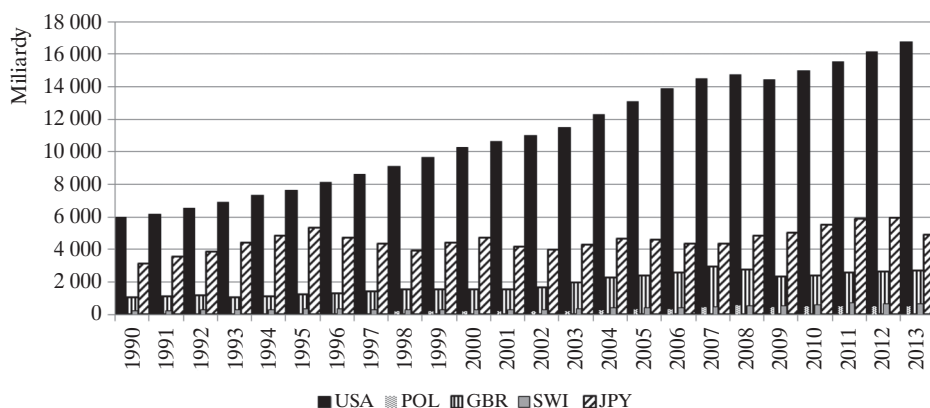
Źródło: jak wykresu 1.

Wykres 2 pokazuje przede wszystkim, że system sztywnego kursu walutowego był oderwany od gospodarki i nie do utrzymania w długim terminie. Dopiero po 1991 roku przez blisko dekadę polski kurs walutowy przechodził od systemu pełzającej dewaluacji przez system pełzającego pasma, by dopiero w 2000 roku polska waluta zaczęła w systemie płynnym oddawać realną wartość gospodarki. Warto zwrócić uwagę, że po uwolnieniu kursu polski złoty zaczął się umacniać.

Do zmiennych objaśniających w modelu należy zaliczyć PKB – nominalną wartość produktu krajowego brutto w każdej z gospodarek. Aby przedstawić

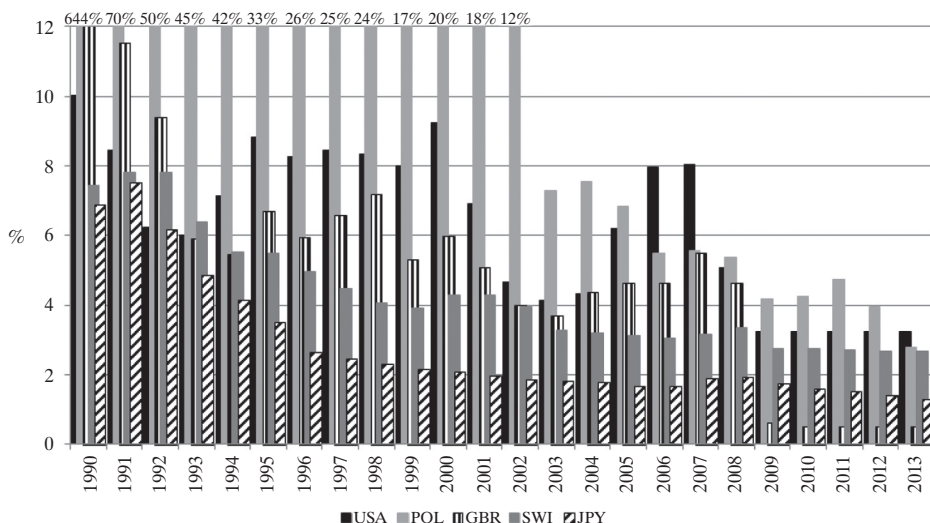
dane dotyczące PKB w sposób dający możliwość ich porównania, nominalną wartość produktu krajowego brutto wyrażono w USD.

Wykres 3. Nominalna wartość PKB wyrażona w USD



Źródło: jak wykresu 1.

Wykres 4. Średnioroczne nominalne oprocentowanie kredytów

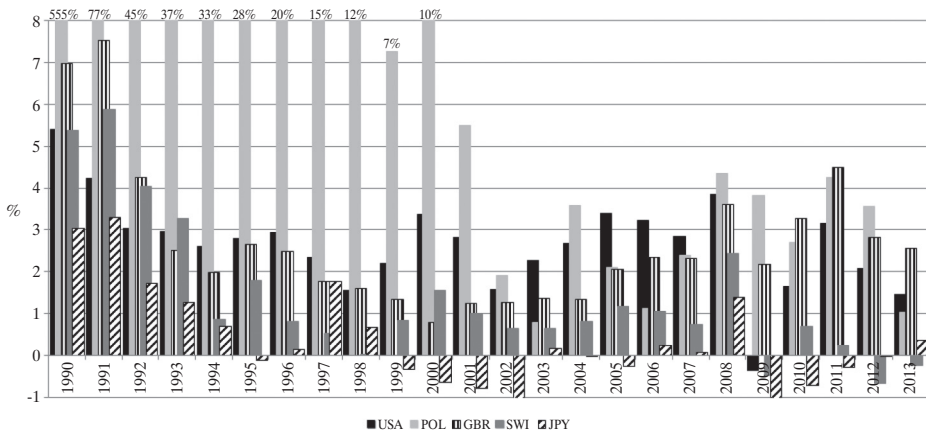


- **R** – (*lending interest rate*) jest to nominalne oprocentowanie kredytów oferowanych przez banki na potrzeby krótko- i średnioterminowego finansowania sektora prywatnego.

Źródło: jak wykresu 1.

Nominalna wartość przedstawionych gospodarek charakteryzuje się tendencją wzrostową, wyjątkiem jest jednak Japonia, której gospodarka w czasie straconej dekady przeżywała trudny okres. Podobnie gospodarki USA i Wielkiej Brytanii odczuły spadek nominalnego PKB po upadku banku Lehman Brother w 2008 roku. Gospodarka USA po dwóch latach ponownie odnotowała wzrost nominalnego PKB, Wielka Brytania natomiast odczuwa problemy zadłużenia gospodarek strefy euro. Polska wydaje się wykorzystywać ostatnie ponad dwie dekady na próbę dogonienia zachodnich gospodarek, choć – co widać – droga przed nami jeszcze daleka.

Wykres 5. Średnioroczna inflacja w badanych gospodarkach



- CPI – inflacja mierzona wskaźnikiem cen odzwierciedla roczną zmianę procentową ceny przeciętnego koszyka dóbr i usług.

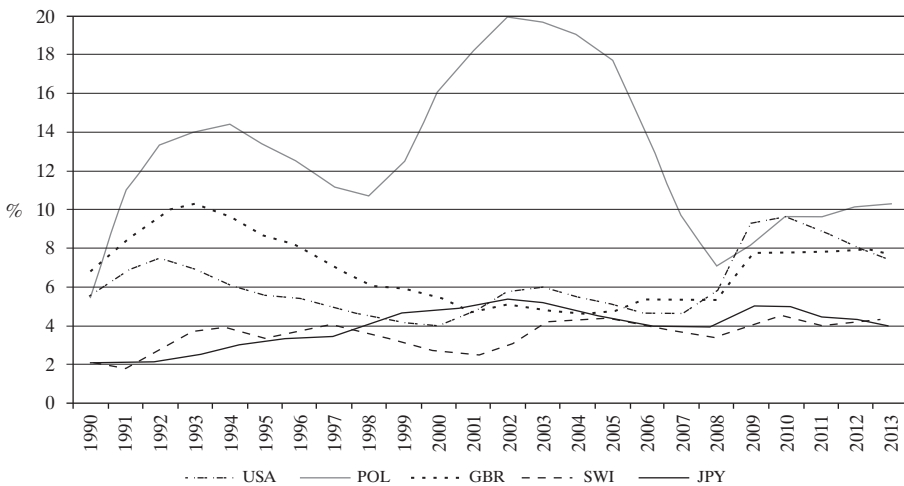
Źródło: jak wykresu 1.

W ostatnich latach po załamaniu rynku kredytów hipotecyjnych w USA i ciągle trwającym Europę kryzysie zadłużenia wyraźnie obserwujemy ogromny spadek poziomu oprocentowania kredytów. To co wydaje się dobre dla kredytobiorców niekoniecznie jest pożądane dla gospodarki, jak doskonale wiadomo obniżanie stóp procentowych to odpowiedź banków centralnych na okres dekonunktury – czy ta polityka okaże się skuteczna – na odpowiedź będziemy musieli poczekać. Na tle pozostałych przedstawionych gospodarek uwagę zwraca nominalne oprocentowanie kredytów w Polsce na początku lat 90., które dopiero po dekadzie transformacji osiągnęło poziom pozwalający obywatelom myśleć o finansowaniu swoich potrzeb za pomocą kredytów konsumenckich. Zwłaszcza rok 1990 zaprezentowany dla Polski na

powyższym wykresie wymaga komentarza, otóż wartość 644% to oszacowane przez Międzynarodowy Fundusz Walutowy średnioroczne oprocentowanie kredytów wynikające z zapotrzebowania sektora prywatnego na finansowanie krótko- i średnioterminowe i wyraźnie odstaje ono od pozostałych gospodarek oraz pozostałych okresów – tę sytuację tłumaczyć należy wyjątkowym rokiem 1990, kiedy Polska była na początku transformacji i zapotrzebowanie na kapitał było niemal nieograniczone, a podaż ekstremalnie niska.

Na wykresie 5 warto zwrócić uwagę na wartości ujemne inflacji (deflacja) w Japonii na przełomie wieków oraz Szwajcarii w ostatnich latach, co może wskazywać na spowolnienie rozwoju wskazanych gospodarek. Ponownie, jak miało to miejsce w przypadku oprocentowania kredytów, również inflacja w Polsce w 1990 roku wysoce odbiega od wartości obserwowanych w pozostałych okresach, co zrzucić należy na karb początku transformacji gospodarczej w naszym kraju.

Wykres 6. Stopa bezrobocia w badanych gospodarkach



- U – stopa bezrobocia – odsetek osób pozostających bez pracy, którzy jej poszukują i są zdolni do jej podjęcia.

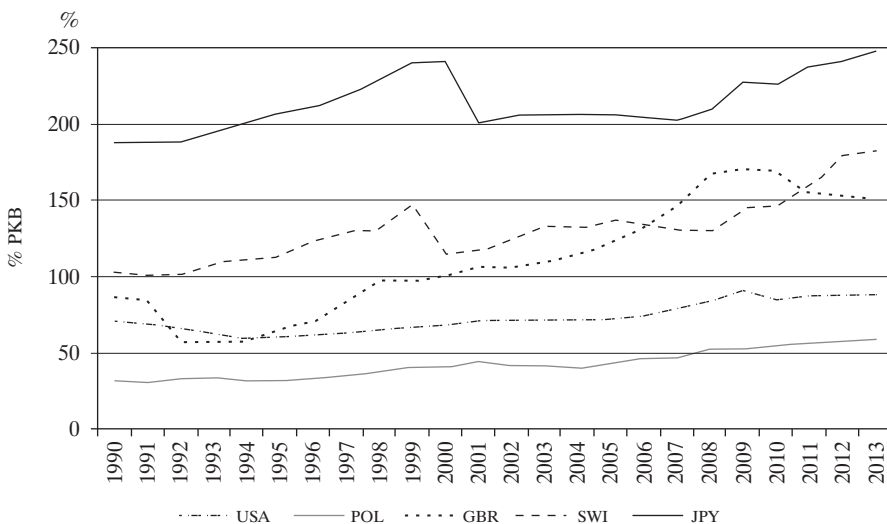
Źródło: jak wykresu 1.

Dane dotyczące bezrobocia zostały zebrane zgodnie z metodyką Międzynarodowej Organizacji Pracy. Od połowy 1992 roku możemy mówić o badaniu aktywności ekonomicznej ludności (BAEL), które ma za zadanie standaryzować ujęcie bezrobocia między gospodarkami. Przed metodyką

BAEL instytucje statystyczne różnie podchodziły do mierzenia bezrobocia – przykładowo, Eurostat (w uproszczeniu) za bezrobotnych uważa tylko te osoby, które szukają pracy, GUS natomiast uwzględnia tylko bezrobotnych zarejestrowanych w urzędach pracy.

Wykres bezrobocia jest kolejnym dowodem na fakt, że Polska jest gospodarką rozwijającą się, dla której konieczne przemiany ekonomiczne nie pozostały bez wpływu na wzrost bezrobocia. Ponadto można zaobserwować, że rok 2008 wyraźnie odcisnął swoje piętno na poziomie bezrobocia w Stanach Zjednoczonych i Wielkiej Brytanii, gdzie odsetek bezrobotnych był najwyższy od dekady.

Wykres 7. Wartość agregatu pieniężnego M2 w relacji do PKB badanych gospodarek



- **M2** – agregat pieniężny M2 – depozyty a'vista oraz depozyty w bankach komercyjnych z terminem zapadalności do dwóch lat. Innymi słowy agregat będący miarą podaży pieniądza w gospodarce. Dla lepszego zobrazowania zmienna została przedstawiona w relacji do PKB.

Źródło: jak wykresu 1.

Z wykresu 7 wynika, że w przedstawionych gospodarkach podaż pieniądza w relacji do PKB rosła na przestrzeni ostatniego ćwierćwiecza, ze szczególnym uwzględnieniem większego tempa tego wzrostu w ostatnich latach, co jest z pewnością związane z luzowaniem ilościowym podaży pieniądza przez banki centralne w odpowiedzi na kryzys.

2. Metody estymacji

W celu weryfikacji hipotezy mówiącej o jednakowym kierunku wpływu tych samych wskaźników makroekonomicznych na kursy wybranych walut dokonano szeregu estymacji, dla każdej pary walutowej, w oparciu o Metodę Najmniejszych Kwadratów – dokonano regresji liniowej dla każdej pary walutowej zgodnej z poniższym równaniem:

$$y = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \varepsilon_i,$$

gdzie:

- y – zmienna objaśniana – kurs walutowy dla wybranej waluty,
- x_1 – nominalna wartość PKB w badanej gospodarce,
- x_2 – poziom podaży pieniądza w badanej gospodarce,
- x_3 – poziom inflacji w badanej gospodarce,
- x_4 – poziom bezrobocia w wybranej gospodarce,
- x_5 – poziom nominalnego oprocentowania kredytów w wybranej gospodarce,
- ε_i – wartość składnika losowego.

Następnie równanie regresji zostało poszerzone o zmienne dotyczące Stanów Zjednoczonych w celu weryfikacji czy dane dotyczące gospodarki zagranicznej istotnie wpływają na kształtowanie kursu badanej waluty. Uzyskano następujące równanie regresji liniowej:

$$y = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \beta_6 PKB_{USA} + \beta_7 M2_{USA} + \beta_8 CPI_{USA} + \beta_9 U_{USA} + \beta_{10} R_{USA} + \varepsilon_i,$$

gdzie zmienna y oraz zmienne od x_1 do x_5 pozostają bez zmian, natomiast model został poszerzony o kolejne zmienne:

- PKB_{USA} – nominalna wartość PKB w USA jako gospodarce zagranicznej,
- $M2_{USA}$ – poziom podaży pieniądza w USA,
- CPI_{USA} – poziom inflacji w USA,
- U_{USA} – poziom bezrobocia w USA,
- R_{USA} – poziom nominalnego oprocentowania kredytów w USA.

W trzecim kroku przeprowadzona została regresja w oparciu o monetarystyczny model płynnego kursu walutowego, który w kategoriach tempa wzrostu wygląda następująco:

$$\frac{\Delta e}{e} = \left(\frac{\Delta m}{m} - \frac{\Delta m^*}{m^*} \right) - \alpha \left(\frac{\Delta y}{y} - \frac{\Delta y^*}{y^*} \right) + \beta(i - i^*),$$

gdzie * oznacza gospodarkę zagraniczną (w tym przypadku USA).

„Monetarystyczny model płynnego kursu walutowego pokazuje relację między podażą pieniądza, dochodem, nominalnymi stopami procentowymi w kraju i zagranicą” (Wincenciak, b.d.).

Na potrzeby niniejszego badania zmodyfikowano powyższy model, poszerzając go o różnice pozostałych zmiennych i zbudowano następujące równanie regresji:

$$\frac{\Delta e}{e} = \alpha + \beta_1 \left(\frac{\Delta m}{m} - \frac{\Delta m^*}{m^*} \right) + \beta_2 \left(\frac{\Delta y}{y} - \frac{\Delta y^*}{y^*} \right) + \beta_3 (r - r^*) + \beta_4 (CPI - CPI^*) + \beta_5 (U - U^*) + \varepsilon_i,$$

gdzie * zostały oznaczone zmienne dla USA, pozostałe zmienne to:

- e – kurs badanej waluty,
- m – podaż pieniądza – agregat M2,
- y – nominalna wartość PKB,
- r – nominalny poziom stóp procentowych,
- CPI – poziom inflacji,
- U – poziom bezrobocia.

Ostatnim elementem badania było stworzenie modelu na podstawie danych czasowo-przekrojowych (panelowych), czyli przeprowadzenia estymacji parametrów dla wszystkich pięciu gospodarek jednocześnie. Estymacji dokonano w oparciu o model w postaci:

$$y_{it} = x_{it}\beta + v_{it},$$

gdzie:

- y_{it} – kurs walutowy,
- x_{it} – wektor zmiennych objaśniających (zmienne znane z poprzednich kroków: PKB, M2, CPI, U, R dla i -tego kraju w t -okresie),
- β – wektor parametrów strukturalnych modelu,
- v_{it} – łączny błąd losowy.

3. Wyniki estymacji i wnioski

3.1. Wyniki estymacji uwzględniające jedynie zmienne dotyczące badanej gospodarki: PKB, M2, CPI, U, R

W wyniku przeprowadzonych badań, okazało się, że specyfikacja funkcyjna modelu dla polskich złotych nie jest właściwa (test na poprawność formy funkcyjnej RESET nie pozwala przyjąć hipotezy zerowej mówiącej o prawidłowej specyfikacji modelu $\text{value} = 0.0210 < 0.05$), dlatego dalszej analizy dokonano na logarytmach zmiennych.

$$\ln y = \alpha + \beta_1 \ln x_1 + \beta_2 \ln x_2 + \beta_3 \ln x_3 + \beta_4 \ln x_4 + \beta_5 \ln x_5 + \varepsilon_i.$$

Wyniki estymacji, przeprowadzonej dla wszystkich czterech walut zaproponowanych w modelu zaprezentowano w tabeli 1.

Tabela 1. Wyniki estymacji

		Zmienna objaśniająca				
		PKB	M2	CPI	U	R
PLN	kierunek wpływu	(+)	(-)	(-)	(+)	(+)
	współczynnik	1,378	-0,587	-0,007	0,448	0,270
	p-value	0,000	0,042	0,885	0,000	0,000
GBP	kierunek wpływu	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
	współczynnik	-0,312	-0,003	-0,100	-0,052	-0,104
	p-value	0,000	0,976	0,000	0,507	0,000
CHF	kierunek wpływu	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
	współczynnik	-0,001	-0,001	-0,027	-0,178	-0,123
	p-value	0,000	0,153	0,452	0,001	0,001
JPY	kierunek wpływu	(+)	(-)	(+)	(+)	(+)
	współczynnik	0,001	-0,001	8,604	16,635	10,675
	p-value	0,003	0,322	0,026	0,004	0,001

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 1 można zauważyć, że we wszystkich modelach dla każdej waluty, co najmniej jedna zmienna okazała się statystycznie nieistotna (przyjęty poziom $p\text{-value} = 0.05$):

- w przypadku modelu dla polskiego złotego (kursu USD wyrażonego w PLN) nieistotna okazała się inflacja;

- dla funta szterlinga nieistotne okazały się: stopa bezrobocia oraz poziom podaży pieniądza mierzonego agregatem M2;
- dla franka szwajcarskiego statystycznie nieistotne okazały się: ponownie poziom podaży pieniądza oraz inflacja;
- dla modelu zbudowanego dla jena japońskiego nieistotny statystycznie okazał się poziom podaży pieniądza M2.

Tabela 2. Testy diagnostyczne

Waluta	Test	H_0	Wynik	p-value
PLN	Jarque–Berra	składnik losowy ma rozkład normalny	chi(2) = 3.92	0.1409
	Breusha–Pagana	homoskedastyczność składnika losowego	chi2(4) = 12.98	0.5278
GBP	Jarque–Berra	składnik losowy ma rozkład normalny	chi(2) = 3.03	0.2197
	Breusha–Pagana	homoskedastyczność składnika losowego	chi(1) = 0.75	0.3862
CHF	Jarque–Berra	składnik losowy ma rozkład normalny	chi(2) = 2.82	0.2443
	Breusha–Pagana	homoskedastyczność składnika losowego	chi(1) = 2.33	0.1268
JPY	Jarque–Berra	składnik losowy ma rozkład normalny	chi(2) = 2.16	0.3394
	Breusha–Pagana	homoskedastyczność składnika losowego	chi(1) = 0.34	0.5579

Źródło: opracowanie własne.

Ciekawą obserwacją płynącą z analizy tabeli 1 są różne kierunki wpływu tych samych wskaźników makroekonomicznych na kursy walutowe różnych gospodarek:

- wzrost PKB w każdej z badanych gospodarek z osobna powoduje:
 - wzrost kursu walutowego USD/PLN oraz USD/JPY (deprecjacja złotego i jena);
 - spadek kursu walutowego USD/GBP oraz USD/CHF (aprecjacji ulega funt oraz frank szwajcarski);
- wzrost poziomu agregatu pieniężnego M2 w Polsce (w pozostałych modelach ta zmienna okazała się nieistotna) spowoduje:
 - spadek kursu walutowego USD/PLN (polski złoty ulegnie aprecjacji);
- wzrost poziomu inflacji w każdej z gospodarek z osobna spowoduje:
 - spadek kursu walutowego USD/GBP (funt ulegnie aprecjacji);
 - wzrost kursu walutowego USD/JPY (jen ulegnie deprecjacji);

- wzrost stopy bezrobocia w badanych gospodarkach spowoduje:
 - wzrost kursu walutowego USD/PLN i USD/JPY (polski złoty i jen ulegnie deprecjacji);
 - spadek kursu walutowego USD/CHF (frank szwajcarski ulegnie aprecjacji);
- wzrost nominalnego oprocentowania kredytów w badanych gospodarkach powoduje:
 - wzrost kursu USD/PLN i USD/JPY (deprecjacja PLN i JPY);
 - spadek kursu USD/GBP i USD/CHF (aprecjacja GBP i CHF).

Z powyższego należy wnioskować, że kierunek wpływu tych samych zmiennych makroekonomicznych w każdej z badanych gospodarek wpływa niejednakowo na kurs walutowy dolara względem walut krajowych.

W kolejnym kroku powyższy wniosek zostanie zweryfikowany ponownie – sprawdzony zostanie jednoczesny wpływ fundamentalnych wskaźników makroekonomicznych Stanów Zjednoczonych oraz jednej badanej gospodarki na jej kurs walutowy.

3.2. Wyniki estymacji uwzględniające jednocześnie zmienne dotyczące badanej gospodarki: *PKB*, *M2*, *CPI*, *U*, *R* oraz te same zmienne objaśniające dla gospodarki USA

Zgodnie z opisem zamieszczonym powyżej stworzono cztery modele zgodne z poniższym równaniem:

$$y = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \beta_6 PKB_{USA} + \beta_7 M2_{USA} + \beta_8 CPI_{USA} + \beta_9 U_{USA} + \beta_{10} R_{USA} + \varepsilon_i$$

Najistotniejszym wnioskiem płynącym z drugiego etapu przeprowadzonego badania jest fakt, że istotne zmienne w obu ujęciach (modelowanie kursów za pomocą zmiennych objaśniających zarówno z uwzględnieniem wpływu gospodarki Stanów Zjednoczonych, jak i bez ujmowania tych danych) wpływają w jednakowym kierunku na kurs walutowy, natomiast kierunki wpływu poszczególnych zmiennych na kursy walutowe różnią się między krajami – co zostało już stwierdzone w pierwszym kroku badania.

Tabela 3. Estymacja modeli uwzględniających również dane dotyczące USA

	ZMIENNA OBJAŚNIAJĄCA BADANEJ GOSPODARKI						ZMIENNA OBJAŚNIAJĄCA DOTYCZĄCA USA					
	PKB	M2	CPI	U	R	PKB _{USA}	M2 _{USA}	CPI _{USA}	U _{USA}	R _{USA}		
PLN	Kierunek wpływu	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)		
	Współczynnik	9,50E-12	-4,00E-12	-0,024	0,099	0,021	1,60E-13	-0,118	-0,251	0,051		
	p-value	0,000	0,009	0,126	0,000	0,116	0,411	0,023	0,000	0,34		
GBP	Kierunek wpływu	(-)	(+)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(+)	(+)		
	Współczynnik	-7,28E-13	0,000	-0,01	-0,014	-0,027	4,80E-14	0,019	0,018	0,017		
	p-value	0,000	0,227	0,457	0,018	0	0,613	0,096	0,288	0,062		
CHF	Kierunek wpływu	(-)	(-)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)		
	Współczynnik	-4,37E-13	0,000	0,008	-0,109	-0,024	8,30E-14	-0,073	-0,058	-0,025		
	p-value	0,896	0,002	0,894	0,017	0,778	0,501	0,009	0,002	0,378		
JPY	Kierunek wpływu	(+)	(-)	(+)	(+)	(-)	(+)	(-)	(+)	(+)		
	Współczynnik	2,810	-2,851	0,040	0,098	-0,699	-3,536	-0,463	0,072	0,339		
	p-value	0,000	0,000	0,002	0,411	0,000	0,000	0,000	0,723	0,000		

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Testy diagnostyczne

Waluta	Test	H ₀	Wynik	p-value
PLN	Jarque–Berra	składnik losowy ma rozkład normalny	chi(2) = 3.80	0.1499
	Breusha–Pagana	homoskedastyczność składnika losowego	chi2(1) = 0.01	0.9042
GBP	Jarque–Berra	składnik losowy ma rozkład normalny	chi(2) = 1.04	0.5949
	Breusha–Pagana	homoskedastyczność składnika losowego	chi(1) = 1.65	0.1986
CHF	Jarque–Berra	składnik losowy ma rozkład normalny	chi(2) = 3.70	0.1571
	Breusha–Pagana	homoskedastyczność składnika losowego	chi(1) = 2.54	0.1113
JPY	Jarque–Berra	składnik losowy ma rozkład normalny	chi(2) = 0.24	0.8869
	Breusha–Pagana	homoskedastyczność składnika losowego	chi(1) = 0.33	0.5658

Źródło: opracowanie własne.

Z analizy wpływu gospodarki USA na kursy walutowe poszczególnych walut, odnosząc się wyłącznie do zmiennych istotnych na 5% poziomie istotności, można wysnuć następujące wnioski (tab. 3):

- wzrost poziomu nominalnego PKB w USA spowoduje spadek kursu walutowego w Polsce i w Japonii (aprecjacji ulega polski złoty i japoński jen) – co może być spowodowane relatywnie wysokim zaangażowaniem Stanów Zjednoczonych w gospodarki wspomnianych krajów;
- wzrost podaży pieniądza w USA spowoduje wzrost kursu walutowego w Wielkiej Brytanii i Japonii – deprecjacji ulegnie funt szterling i jen japoński – większa podaż pieniądza na rynku amerykańskim powinna wpłynąć na deprecjację dolara amerykańskiego, natomiast w badaniu wnioski są odwrotne, co może wynikać na przykład z faktu, że w światowej gospodarce obserwuje się wzrost podaży pieniądza Banku Japonii i Banku Anglii przy jednoczesnym wzroście podaży pieniądza w USA;
- wzrost inflacji w USA wywoła aprecjację polskiego złotego, franka szwajcarskiego oraz jena japońskiego – niska inflacja w Stanach Zjednoczonych może wynikać z niskich stóp procentowych w USA i chęci poszukiwania bardziej rentownych inwestycji za granicą;
- wzrost stopy bezrobocia w USA skutkuje spadkiem kursu walutowego w Polsce i Szwajcarii czyli aprecjacją walut tych krajów;
- wpływ wzrostu stopy nominalnego oprocentowania kredytów w USA okazał się istotny w przypadku Japonii i tam wywoła on deprecjację jena japońskiego – co powinno być tłumaczone wycofywaniem się inwestorów

amerykańskich do ojczyzny, gdzie ich inwestycje stają się bardziej rentowne.

3.3. Wyniki regresji w oparciu o monetarystyczny model płynnego kursu walutowego

Zgodnie z założeniami poczynionymi wcześniej zbudowano model:

$$\frac{\Delta e}{e} = \alpha + \beta_1 \left(\frac{\Delta m}{m} - \frac{\Delta m^*}{m^*} \right) + \beta_2 \left(\frac{\Delta y}{y} - \frac{\Delta y^*}{y^*} \right) + \beta_3 (r - r^*) + \beta_4 (CPI - CPI^*) + \beta_5 (U - U^*) + \varepsilon_i.$$

Zastanawiający jest fakt, że po zbudowaniu, dla każdej gospodarki uwzględnionej w badaniu, powyższego modelu uwzględniającego różnice tempa wzrostu podaży pieniądza, tempa wzrostu PKB oraz różnic stóp procentowych, inflacji i stóp bezrobocia między badanymi gospodarkami a gospodarką USA tylko w przypadku kursu USD/PLN model okazał się istotny statystycznie. Dla wszystkich pozostałych kursów walutowych (USD/GBP, USD/CHF, USD/JPY) modele wykazywały niemal zerową jakość dopasowania modelu mierzoną współczynnikiem R^2 , co więcej zmienne we wspomnianych modelach wykazywały zarówno łączną nieistotność, jak i każda ze zmiennych była statystycznie nieistotna. To każe sądzić, że w ostatnich dwóch dekadach monetarystyczny model płynnego kursu walutowego nie stanowi dobrego instrumentu tłumaczącego zmienność kursu walutowego, przynajmniej dla par walutowych: USD/GBP, USD/CHF, USD/JPY.

Tabela 5. Wynik estymacji modelu opartego o monetarystyczny model kursu płynnego

		Zmienna objaśniająca				
		PKB	M2	CPI	U	R
PLN	kierunek wpływu	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)
	p-value	0,429	0,618	0,039	0,021	0,009

Źródło: opracowanie własne.

W przypadku modelu zbudowanego dla pary USD/PLN model charakteryzował się relatywnie dobrym dopasowaniem (statystyka $R^2 = 55.5\%$), a zmienne nie okazały się łącznie nieistotne ($p\text{-value} = 0.0013 < 0.05$), niemniej jednak nie wszystkie zmienne okazały się statystycznie istotne. Jak wynika z tabeli 5 zmienne zbudowane w oparciu o różnice tempa wzrostu podaży pieniądza i różnic tempa wzrostu PKB między Polską a USA okazały

się nieistotne – dlatego dalsze wnioskowanie zostało przeprowadzone z wyłączeniem wspomnianych zmiennych.

Tabela 6. Testy diagnostyczne

Waluta	Test	H_0	Wynik	p-value
PLN	Jarque–Berra	składnik losowy ma rozkład normalny	chi(2) = 1.18	0.5552
	Breusha–Pagana	homoskedastyczność składnika losowego	chi2(1) = 0.00	0.9672
	RESET	prawidłowa specyfikacja modelu	F(3,16) = 0.33	0.8070

Źródło: opracowanie własne.

Mimo dość druzgocących efektów modelowania kursów walutowych w oparciu o monetarystyczny model kursu płynnego, warto pokusić się o kilka wniosków płynących z tabeli 5:

- jeżeli inflacja w Polsce rośnie szybciej niż w Stanach Zjednoczonych to kurs walutowy spada (złotówka ulega aprecjacji) – wzrost inflacji jest obserwowany w gospodarce w okresie koniunktury, tym samym inwestorzy zagraniczni chętniej inwestują w Polsce tworząc presję na umocnienie się złotego;
- jeżeli bezrobocie w Polsce rośnie szybciej niż USA, to kurs walutowy spada – co oznacza aprecjację złotego – jest to wniosek, który ciężko obronić na gruncie ekonomii;
- jeżeli nominalne oprocentowanie kredytów w Polsce rośnie szybciej niż w USA – to kurs walutowy rośnie – złotówka ulega deprecjacji – należałoby się spodziewać odwrotnej relacji, kiedy inwestorzy w obliczu rosnących stóp procentowych oczekują wyższej premii za ryzyko; jedynym wytłumaczeniem takiego stanu jest fakt, że zwłaszcza w początku lat 90. oprocentowanie kredytów w Polsce spadało bardzo gwałtownie, co nie miało swojego symetrycznego odzwierciedlenia w ruchach kursu walutowego.

4. Wyniki badania na podstawie danych panelowych

W celu przeprowadzenia badania na danych panelowych należało wybrać między modelem z efektami stałymi (*fixed effects*) a modelem z dekompozycją składnika losowego (*random effects*). W wyborze prawidłowego modelu pomaga test Breusha–Pagana na występowanie efektów indywidualnych, którego hipoteza zerowa w uproszczeniu wskazuje, że lepiej zamiast estymatora

efektów losowych użyć estymatora MNK. Wynik testu w przypadku poniższego badania ($\chi^2(1) = 741.87$ Prob $>$ $\chi^2 = 0.000$) nie pozwala przyjąć hipotezy zerowej, dlatego do estymacji zostanie użyty model z efektami losowymi. Wyniki estymacji przedstawione zostały w tabeli 7.

Tabela 7. Wyniki estymacji danych panelowych

	Zmienna objaśniająca				
	PKB	M2	CPI	U	R
Kierunek wpływu	(-)	(+)	(-)	(+)	(+)
Współczynnik	-0,977	1,482	-0,184	0,860	0,865
p-value	0,035	0,001	0,084	0,005	0,000

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie zagregowanych danych panelowych należy zauważyć, że:

- wzrost poziomu nominalnego PKB lub inflacji w gospodarce światowej powoduje obniżenie kursu walutowego, czyli aprecjacji walut krajowych wobec dolara amerykańskiego;
- wzrost poziomu podaży pieniądza mierzonego agregatem M2 lub stopy bezrobocia lub nominalnego oprocentowania kredytów powoduje wzrost kursu walutowego, czyli deprecjację walut krajowych wobec dolara amerykańskiego.

Powyższe wyniki w zdecydowanej części są zgodne z ekonomiczną intuicją z wyjątkiem wzrostu nominalnej stopy oprocentowania kredytów – teoretycznie wzrost stopy procentowej powinien przyciągnąć inwestorów zagranicznych oczekujących wyższego zwrotu z zainwestowanego kapitału. Ostateczne wnioskowanie wymaga pogłębienia przeprowadzonych badań.

Podsumowanie

Przeprowadzone regresje, estymacje oraz testy nie dają jednoznacznych wyników, a wnioskowanie jest nieoczywiste. Na podstawie niniejszego artykułu z całą stanowczością można natomiast stwierdzić, że kierunek wpływu tych samych fundamentalnych czynników makroekonomicznych jest różny dla różnych kursów walutowych, choćby:

- wzrost poziomu nominalnego PKB w badanej gospodarce powoduje aprecjację GBP i CHF natomiast deprecjację PLN i JPY, co jest trudno wyjaśniane na gruncie teorii ekonomii;

- wzrost poziomu inflacji w Wielkiej Brytanii spowoduje aprecjację funta, ale taki sam wzrost inflacji w Japonii spowoduje aprecjację jena;
- wzrost poziomu bezrobocia w Polsce lub w Japonii spowoduje deprecjację PLN i JPY, natomiast ten sam wzrost poziomu bezrobocia w Szwajcarii wywoła aprecjację CHF;
- wzrost nominalnego oprocentowania kredytów spowoduje deprecjację PLN i JPY, jednakże wzrost oprocentowania spowoduje aprecjację GBP i CHF.

Powyższe spostrzeżenia mogłyby prowadzić do wniosku, że gospodarka Polski i Japonii mają cechy wspólne, podobnie jak Wielka Brytania i Szwajcaria, jednakże na podstawie powyższych badań byłby to zbyt daleko idący wniosek.

W wyniku przeprowadzonych badań interesujący wydaje się wpływ gospodarki Stanów Zjednoczonych na kursy walutowe badanych krajów, a warto zauważyć, że wpływ ten jest podobny dla badanych kursów (odnosząc się wyłącznie do zmiennych istotnych statystycznie):

- wzrost poziomu nominalnego PKB w USA spowoduje spadek kursu USD w Polsce i w Japonii,
- wzrost podaży pieniądza w USA spowoduje wzrost kursu USD w Wielkiej Brytanii i Japonii,
- wzrost inflacji w USA wywoła aprecjację polskiego złotego, franka szwajcarskiego oraz jena japońskiego,
- wzrost stopy bezrobocia w USA skutkuje spadkiem kursu USD w Polsce i Szwajcarii czyli aprecjacją walut tych krajów.

Niewątpliwie bardzo pożądanym byłoby przeprowadzenie bardziej szczegółowych badań nad kierunkami wpływu fundamentalnych danych makroekonomicznych na kursy walutowe, ale już niniejszy artykuł pozwala wychwycić ogólne zależności i trendy – zwłaszcza wpływ gospodarki zagranicznej na kurs walutowy w badanej gospodarce.

Bibliografia

- Balassa, B. (1964). The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal, *Journal of Political Economy*, 72, 584–596.
- Begg, D., Fischer, S. i Dornbusch R. (1994). *Ekonomia*. Warszawa: PWE.
- Chrabonszczewska, E. i Kalicki K. (1996). *Teoria i polityka kursu walutowego*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Gajda, J.B. (2004). *Ekonometria*. Warszawa: C.H. Beck.

<http://www.bls.gov>

<http://www.data.worldbank.org/> (01.06.2015)

<http://www.pl.tradingeconomics.com>

<http://www.stat.gov.pl>

Krugman, P. i Obstfeld, M. (2000). *International Economics. Theory and Policy*, 5th ed. Boston: Addison Wesley.

Krugman, P. i Obstfeld, M. (2007). *Ekonomia międzynarodowa. Teoria i polityka*. Warszawa: WN PWN.

Mycielski, J. (2009). *Ekonometria*. Warszawa: WNE UW.

Osińska, M. (2006). *Ekonometria finansowa*. Warszawa: PWE.

Wincenciak, L. (b.d.). *Notatki do wykładów*. Pobrano z: coin.wne.uw.edu.pl/wincenciak/docs/adv_macro/er_part3.pdf.

Zajac, J. (2001). *Polski rynek walutowy w praktyce*. Warszawa: K.E. Liber.

Zieliński, Z. (1991). *Liniowe modele ekonometryczne jako narzędzie opisu i analizy przyczyn zjawisk ekonomicznych*. Toruń: Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika.

CZĘŚĆ II

**STRATEGIE INWESTOWANIA
NA RYNKU KAPITAŁOWYM**

Rozdział VIII

TERESA CZERWIŃSKA*, ALOJZY Z. NOWAK**

Profil ryzyko – dochód funduszy inwestycyjnych małych i średnich spółek

Streszczenie

Celem rozdziału jest analiza efektywności i ryzyka funduszy inwestycyjnych inwestujących w akcje małych i średnich spółek na polskim rynku kapitałowym. W artykule poddano weryfikacji hipotezę zakładającą, zgodnie z obserwowanymi na rynkach anomaliami (tj. efekt zapomnianej spółki, efekt kapitalizacji), że w przypadku funduszy inwestycyjnych stosujących strategię inwestowania w akcje małych i średnich spółek, z powodu mniejszej płynności oraz większej asymetrii informacyjnej, pojawi się tzw. premia w postaci ponadprzeciętnej stopy zwrotu przy jednocześnie większej zmienności stóp zwrotu w relacji do tzw. uniwersalnych funduszy akcyjnych.

Przeprowadzone badania wskazują na występowanie niewielkiej nadwyżkowej stopy zwrotu w grupie funduszy inwestycyjnych małych i średnich spółek przy jednocześnie relatywnie niższym – w relacji do funduszy akcji uniwersalnych – poziomie ryzyka całkowitego (mierzonego odchyleniem standardowym stóp zwrotu) oraz ryzyka rynkowego (mierzonego współczynnikiem beta).

Słowa kluczowe: efekt małych i średnich spółek, ryzyko funduszy inwestycyjnych, efektywność rynku.

The Risk – Profit analysis of small-cap mutual funds

Abstract

The aim of the chapter is to analyze the effectiveness and risks of investment funds investing in shares of small and medium-sized companies on the Polish capital market. Was verified the hypothesis according to observed market anomalies (ie. the small-size firm effect, the effect of

* prof. nzw. dr hab. Teresa Czerwińska – Katedra Systemów Finansowych Gospodarki, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Warszawski; e-mail: tczerwinska@wz.uw.edu.pl

** prof. dr hab. Alojzy Z. Nowak – Katedra Gospodarki Narodowej, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Warszawski; anowak@wz.uw.edu.pl

capitalization). In the case of investment funds that use strategies to invest in shares of small and medium-sized companies, due to the lower liquidity and greater information asymmetry, the rate of return of these funds should be characterized by greater volatility in relation to the universal equity funds.

Key words: small-size firm effect, investment risk, market efficiency, market anomalies.

JEL: G11, G23

Wprowadzenie

Badania w zakresie oceny efektywności i ryzyka funduszy inwestycyjnych koncentrują się w zasadzie w dwóch obszarach: (1) ocena umiejętności zarządzających w zakresie konstrukcji portfela (selekcji instrumentów, komponowania jego struktury etc.); (2) ocena umiejętności zarządzających w zakresie doboru momentu zawarcia transakcji z uwzględnieniem trendów rynkowych. Zarówno w jednym, jak i drugim przypadku istotne znaczenie mają tzw. niedoskonałości rynku oraz asymetria informacji. Po sformułowaniu przez E. Fama fundamentalnej dla rynku kapitałowego hipotezy efektywności (*Efficiency Market Hypothesis*) (Fama, 1970, s. 373–417; 1991, s. 1575–1617), toczy się szeroka dyskusja w tym zakresie, wielu zaś badaczy i praktyków wskazuje na istnienie tzw. anomalii dotyczących efektów cenowych na rynku kapitałowym, tj. np. efekty kalendarzowe, efekty związane z wielkością spółki etc. (zob. szerzej charakterystykę anomalii rynkowych w: Czekał, Woś i Żarnowski, 2001; French, 1980; Harris, 1986; Haugen i Lakonishok, 1988; Keim, 1983; Lakonishok i Smidt, 1988; Lakonishok i Maberly, 1990). Nierówność informacyjna stron kontraktu jest immanentną cechą rynku (zob. Akerlof, 1970, s. 488–500; Commission moves to enhance...), lecz jej natężenie na rynku kapitałowym zależy w znacznym stopniu od jakości raportowania przez spółki zarówno danych finansowych, jaki i pozafinansowych (aspekty społeczne, środowiskowe, ładu korporacyjnego – *Environment Social Governance*). Skutki asymetrii informacyjnej obserwowalne są po obu stronach uczestników rynku kapitałowego tak wśród inwestorów i zarządzających portfelem, jak i wśród emitentów. Mając na uwadze nieefektywności rynku kapitałowego, rozwinął się cały nurt wypracowywania strategii inwestycyjnych mających na celu ich wykorzystanie do osiągnięcia ponadprzeciętnej stopy zwrotu.

Wśród wykorzystywanych do konstrukcji strategii inwestycyjnych nieefektywności rynku przedmiotem badań jest tzw. efekt małych spółek (*small-size firm effect*) polegający na występowaniu dodatkowej stopy zwrotu w przypadku akcji spółek o niskiej kapitalizacji (zob. badania: Davis, 2001; Barry i Brown, 1984, s. 283–294; Kester, 1990; Gorman, 2003, s. 287–300; Banz, 1981). Występowanie tej nadwyżkowej stopy zwrotu często łączone jest z niższą płynnością walorów małych spółek na rynkach giełdowych (tzw. premia za płynność) oraz silniejszym efektem asymetrii informacji niż w przypadku spółek dużych. Jest to związane z: (1) szerszym zakresem upublicznianych informacji przez duże spółki – np. w zakresie upubliczniania danych pozafinansowych (na terenie UE taki obowiązek informacyjny dotyczy tylko przedsiębiorstw zatrudniających ponad 500 osób oraz wykazujących sumę bilansową powyżej 20 mln euro (lub obrót netto powyżej 40 mln euro)¹); (2) większymi możliwościami zarówno w wymiarze finansowym, jak i organizacyjnym, w zakresie komunikowania się z otoczeniem w przypadku spółek dużych. Jednocześnie, w literaturze przedmiotu podejmowane są problemy związane ze stosowaniem strategii inwestycyjnych w oparciu o selekcję do portfela małych i średnich spółek (zob.: Chan, Louis, Karceski i Lakonishok, 2000, s. 23–36; Horowitz, Loughran i Savin, 2000, s. 143–153; Reinganum, 1983, s. 89–104; Reinganum, 1983, s. 29–36), tj.: niewielka wartość ponadprzeciętnej stopy zwrotu (lub jej brak) po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych oraz trudności z wykorzystaniem w strategiach inwestycyjnych na wysoko rozwiniętych rynkach kapitałowych (słabo zauważalny), a także współwystępowanie z efektami kalendarzowymi, tj. np. efekt stycznia.

Celem rozdziału jest analiza efektywności i ryzyka funduszy inwestycyjnych inwestujących w akcje małych i średnich spółek na polskim rynku kapitałowym. W artykule poddano weryfikacji hipotezę zakładającą zgodnie z obserwowanymi na rynkach anomaliami (tj. efekt zapomnianej spółki, efekt kapitalizacji), że w przypadku funduszy inwestycyjnych stosujących strategie inwestowania w akcje małych i średnich spółek, z powodu mniejszej płynności oraz większej asymetrii informacyjnej stopy zwrotu tych funduszy

¹ W ramach nowelizacji dyrektyw UE dotyczących rachunkowości (78/660/EWG i 83/349/EWG) duże przedsiębiorstwa mają obowiązek sporządzać informację uzupełniającą roczne sprawozdanie finansowe o informacje dotyczące: polityki i wyników postępowania, a także wynikającego z tego ryzyka przedsiębiorstwa związanego z kwestiami: społecznymi, środowiskowymi, zatrudnienia, poszanowania praw człowieka, przeciwdziałania korupcji, a także praktyk w kwestii różnorodności w organach zarządzających i nadzorczych spółek. Wymóg ten będzie wdrażany na zasadzie: *comply or explain*. Zob.: *European Commission proposes...*, 2013.

zawierają pewną premię (są ponadprzeciętne) oraz cechują większą zmiennością w relacji do tzw. uniwersalnych funduszy akcyjnych.

1. Metodologia badań

Badaniu poddano dwie grupy akcyjnych funduszy inwestycyjnych lokujących kapitał na polskim rynku kapitałowym: (1) czternaście funduszy inwestycyjnych inwestujących w akcje małych i średnich spółek oraz (2) dziewiętnaście funduszy inwestycyjnych akcyjnych uniwersalnych (w tym cztery fundusze inwestujące w akcje dużych spółek). Analiza efektywności i ryzyka funduszy inwestycyjnych została przeprowadzona dla notowań dziennych jednostek uczestnictwa w okresie od 25 marca 2009 roku do 28 kwietnia 2014 roku (1258 obserwacji) w ujęciu zarówno całościowym, jak i dla poszczególnych lat. Za stopę zwrotu wolną od ryzyka przyjęto WIBOR 3-miesięczny, a stopę zwrotu z portfela rynkowego odzwierciedlała stopa zwrotu z WIG w analizowanym okresie².

Na pierwszym etapie analizie poddano własności statystyczne szeregu dziennych stóp zwrotu (r_{idz}) obydwu badanych grup funduszy inwestycyjnych oszacowanych zgodnie ze wzorem:

$$r_{idz} = \ln\left(\frac{JU_t}{JU_{t-1}}\right), \quad (1)$$

gdzie:

JU_t – wartość jednostki uczestnictwa w okresie t .

Następnie ocenie poddano ryzyko wybranych funduszy inwestycyjnych z wykorzystaniem: (1) miar zmienności stóp zwrotu (mierzone odchyleniem standardowym σ_r (1.2)) oraz (2) wrażliwości stóp zwrotu na zmiany zachodzące na rynku (współczynnik beta β_i (1.3)) (Jajuga, 2007, s. 39–40), oszacowane zgodnie ze wzorami³:

² Dane zostały zgromadzone i opracowane przez uczestników zajęć projektowych pt. *Fundusze inwestycyjne i emerytalne* realizowanych na Wydziale Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego: K. Boruc, T. Grygier, A. Parypa, K. Deoniziak, P. Gadecki, M. Martyniak.

³ Miary te są szeroko znane i opisywane w literaturze przedmiotu, tj. np. w: Haugen, 1996; Elton i Gruber, 1998; Reilly i Brown, 2001; Francis, 2000; Jajuga i Jajuga, 2009; Tarczyński, Witkowska i Kompa 2013.

$$\sigma_r = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (r_i - \bar{r})^2}, \quad (2)$$

$$\beta_i = \frac{\text{COV}_{i,m}}{\sigma_m^2} = \rho_{i,m} \frac{\sigma_i}{\sigma_m}, \quad (3)$$

gdzie:

r – średnia arytmetyczna stopa zwrotu,

$\text{cov}_{i,m}$ – kowariancja stóp zwrotu z portfela i -tego funduszu inwestycyjnego oraz portfela rynkowego (reprezentowanego przez indeks giełdowy),

$\rho_{i,m}$ – współczynnik korelacji stóp zwrotu z portfela i -tego funduszu inwestycyjnego oraz portfela rynkowego (reprezentowanego przez indeks giełdowy).

Wybrane miary ryzyka funduszy inwestycyjnych należy traktować jako wzajemnie uzupełniające się, odchylenie standardowe wskazuje bowiem na poziom dyspersji stóp zwrotu z portfela danego funduszu inwestycyjnego, co można traktować w kategoriach ryzyka nieuzyskania założonej stopy zwrotu. Natomiast wywodzący się z modelu Sharpe'a współczynnik beta, wyznaczany z wykorzystaniem MNK, pozwala na ocenę zarówno stopnia, jak i kierunku wrażliwości stopy zwrotu z portfela i -tego funduszu inwestycyjnego na zmianę koniunktury na rynku. Stąd dokonując oceny ryzyka inwestycyjnego w wykorzystaniu współczynnika beta, należy brać pod uwagę skład portfela odwzorowującego portfel rynkowy. Najczęściej przyjmuje się, że jest to wybrany indeks giełdowy odzwierciedlający szeroki portfel rynkowy lub indeks skonstruowany w sposób odzwierciedlający spektrum inwestycyjne dla danego podmiotu z uwzględnieniem pewnych ograniczeń w polityce inwestycyjnej, np. dla funduszy emerytalnych. Współczynnik beta pozwala na ocenę ryzyka danego funduszu względem tzw. rynku, co umożliwi jego pozycjonowanie oraz ocenę ryzyka rynkowego niedywersyfikowalnego. Istotna jest analiza zmian współczynnika beta w czasie, wówczas można wyciągać wiążące wnioski co do poziomu ryzyka danego funduszu inwestycyjnego. Wartość współczynnika beta zależy od szerokiego spektrum zmiennych.

Do oceny efektywności zarządzanych portfeli przez poszczególne fundusze inwestycyjne w ujęciu względnym wykorzystano szeroko stosowane w analizie portfelowej wskaźniki: Sharpe'a (S), Treynora (Tr) i Jensena (tzw. alfa Jensena α_J). Mając na uwadze, że w teorii ekonomii efektywność odzwierciedla relację uzyskanych efektów do ponoszonych nakładów, w kon-

strukcji tych wskaźników za nakład przyjmuje się ponoszone przez fundusze inwestycyjne ryzyko: mierzone odchyleniem standardowym (σ_p) (ryzyko całkowite) lub współczynnikiem beta (β_p) (ryzyko rynkowe). Wskaźniki: Sharpe'a, Treynora i Jensena wyprowadzane są w oparciu o powszechnie znany w literaturze przedmiotu model CAPM⁴. Wskaźniki oszacowano zgodnie ze wzorami:

$$S = \frac{r_p - r_f}{\sigma_p}. \quad (4)$$

$$Tr = \frac{r_p - r_f}{\beta_p}. \quad (5)$$

$$\alpha_J = r_p - (r_f + \beta_p (r_m - r_f)) + \varepsilon_t. \quad (6)$$

Nie podejmując się szczegółowej charakterystyki (wad, zalet, ograniczeń aplikacji)⁵ przedstawionych wskaźników, warto zaznaczyć, że:

- ich zawartość informacyjna, w pewnym uproszczeniu, wskazuje nie tylko na osiągniętą przez zarządzających premię względem ponoszonego ryzyka, lecz także umożliwia wyciąganie wniosków w sposób pośredni, co do dywersyfikacji portfela, na co wskazują różnice w rankingach tworzonych wg wskaźników: Sharpe'a (bierze pod uwagę ryzyko całkowite portfela), Treynora (bierze pod uwagę ryzyko rynkowe portfela);
- wskaźniki: Sharpe'a, Treynora mają duże znaczenie dla inwestorów, bowiem (1) są proste w interpretacji – im wyższy wskaźnik, tym wyższa wartość uzyskiwanej premii na jednostkę ponoszonego ryzyka, a tym samym wyższa efektywność analizowanego funduszu; (2) umożliwiają bezpośrednie rangowanie funduszy inwestycyjnych (alfa Jensena α_J jest obliczana w ujęciu bezwzględny) oraz odniesienie uzyskiwanych wyników do portfela rynkowego;
- wartość alfy Jensena α_J pozwala na wnioskowanie w zakresie umiejętności zarządzających portfelem inwestycji, informuje bowiem o spreadzie między uzyskaną stopą zwrotu z portfela danego funduszu a przeciętną stopą zwrotu wyznaczoną na podstawie modelu CAPM.

⁴ Model opracowany przez W. Sharpe'a, J. Lintnera oraz J. Mossina, opublikowany w: Sharpe, 1964; Lintner, 1965; Mossin, 1966.

⁵ Zob. szeroką dyskusję dotyczącą wskaźników Sharpe'a, Treynora i Jensena w: Haugen, 1996; Elton i Gruber, 1998; Reilly i Brown, 2001; Francis, 2000; Luenberger, 2003; Jajuga i Jajuga, 2009.

3. Wyniki badań

W pierwszej kolejności analizie poddano parametry rozkładu stóp zwrotu uzyskanych przez badane fundusze inwestycyjnej (tab. 1). Zarówno w jednej, jak i w drugiej grupie analizowanych funduszy średnie dzienne stopy zwrotu w analizowanym okresie były dodatnie, co odzwierciedlało ogólną dobrą koniunkturę na giełdach nie tylko w Polsce. Rozkład stóp zwrotu analizowanych funduszy wykazywał cechy rozkładu o asymetrii lewostronnej. Oznacza to, że funkcja gęstości prawdopodobieństwa (dla rozkładów ciągłych) po lewej stronie maksimum maleje wolniej niż po prawej, natomiast w rozkładzie stóp zwrotu analizowanych funduszy inwestycyjnych średnia stopa zwrotu przyjmuje wartości niższe od mediany. Jednocześnie rozkład stóp zwrotu analizowanych funduszy cechował się lepkokurtycznością, co jest typowe dla tego typu rozkładów. Najwyższe średnie dzienne stopy zwrotu w analizowanym okresie osiągały w grupie funduszy akcji małych i średnich spółek: Aviva Investors Nowych Spółek, KBC Subfundusz Akcji Małych i Średnich Spółek, Aviva Investors Małych Spółek oraz w grupie funduszy akcyjnych uniwersalnych: Aviva Investors Polskich Akcji, LM Parasol FIO Subfundusz, UniKorona Akcje, Noble Fund Akcji, KBC Subfundusz AKCYJNY, Subfundusz Credit Agricole Akcyjny FIO. Średnie dzienne stopy zwrotu w grupie funduszy akcji małych i średnich spółek były nieznacznie wyższe w relacji do grupy funduszy akcyjnych uniwersalnych (co potwierdzają też badania: Salamaga 2009a; 2009b; Witkowska, 2009). Jednocześnie, odchylenie standardowe stóp zwrotu dziennych w przypadku grupy funduszy akcji małych i średnich spółek było nieznacznie niższe w relacji do odchylenia standardowego stóp dziennych funduszy akcji uniwersalnych. Jest to sytuacja nietypowa, ponieważ w teorii inwestycji zakłada się, że wyższej oczekiwanej stopie zwrotu towarzyszy wyższe ryzyko.

Odniesienie uzyskiwanych przez fundusze inwestycyjnych stóp zwrotu do ponoszonego ryzyka całkowitego (mierzonego odchyleniem standardowym dziennych stóp zwrotu) pozwala na sporządzenie profili ryzyko–dochód badanych funduszy (rys. 1). Zaprezentowane zależności ryzyko–dochód analizowanych dwóch grup funduszy inwestycyjnych należy rozpatrywać:

- w relacji do pewnego benchmarku, jakim jest tzw. portfel rynkowy – zdecydowana większość funduszy w obydwu analizowanych grupach cechowała się niższym ryzykiem przy jednocześnie niższej dziennej stopie zwrotu;

Tabela 1. Parametry rozkładu dziennych stóp zwrotu badanych funduszy inwestycyjnych w okresie 2009.03.27–2014.03.25

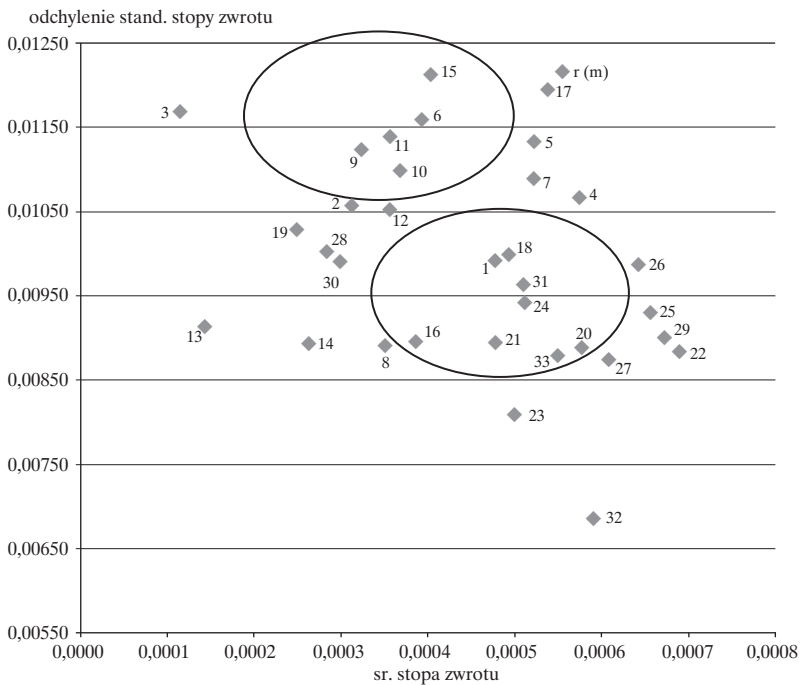
Lp.	Nazwa funduszu	Min.	Max	Średnia	Mediana	Kurtozja	Współczynnik skośności	Odchylenie standardowe
1.	LM Parasol FIO Subfundusz	-0,0553	0,0427	0,0005	0,0008	3,4986	-0,4193	0,009922
2.	Arka BZ WBK Akcji	-0,0547	0,0474	0,0003	0,0007	3,1141	-0,4664	0,010572
3.	Pioneer Akcji Polskich	-0,0737	0,0619	0,0001	0,0004	5,2357	-0,5767	0,011676
4.	Aviva Investors Polskich Akcji	-0,0522	0,0510	0,0006	0,0008	3,8232	-0,3631	0,010659
5.	UniKorona Akeje	-0,0757	0,0714	0,0005	0,0008	4,5597	-0,3623	0,011327
6.	ING (PL) Akcji	-0,0604	0,0500	0,0004	0,0007	3,1867	-0,3661	0,011588
7.	Noble Fund Akcji	-0,0600	0,0485	0,0005	0,0010	3,4420	-0,3283	0,010884
8.	PKO Akcji – FIO	-0,0524	0,0394	0,0004	0,0007	4,1967	-0,5587	0,008905
9.	PZU Akcji KRAKOWIAK	-0,0726	0,0486	0,0003	0,0009	3,8671	-0,5084	0,011234
10.	BPH Subfundusz Akcji	-0,0596	0,0470	0,0004	0,0009	3,4291	-0,4008	0,010980
11.	Subfundusz Akcji SKARBIEC-AKCJA	-0,0607	0,0489	0,0004	0,0008	2,7381	-0,3359	0,011389
12.	Millenium FIO Akcji	-0,0541	0,0505	0,0004	0,0005	3,2679	-0,3189	0,010519
13.	AXA FIO Subfundusz Akcji	-0,0509	0,0268	0,0001	0,0007	3,7461	-0,8745	0,009144
14.	Subfundusz Alianz Akcji	-0,0559	0,0572	0,0003	0,0004	7,9273	-0,5338	0,008932
15.	Investor Akcji Dużych Spółek FIO	-0,0611	0,0521	0,0004	0,0004	3,0753	-0,1282	0,012124
16.	PKO Akcji Plus	-0,0528	0,0371	0,0004	0,0007	4,2533	-0,5947	0,008950
17.	KBC Subfundusz AKCYJNY	-0,0593	0,0427	0,0005	0,0008	3,0205	-0,4775	0,011948
18.	Subfundusz Credit Agricole Akcyjny FIO	-0,0520	0,0396	0,0005	0,0008	3,5665	-0,5470	0,009986
19.	ING (PL) Selektywny	-0,0735	0,0450	0,0002	0,0005	5,7182	-0,7670	0,010282

		fundusze małych i średnich spółek									
20.	PZU Akcji Małych i Średnich Spółek	-0,0669	0,0356	0,0006	0,0009	6,9353	-1,0343	0,00887			
21.	Subfundusz SKARBIEC-małych i średnich spółek	-0,0600	0,0379	0,0005	0,0006	6,3576	-1,0142	0,00895			
22.	Aviva Investors Nowych Spółek	-0,0637	0,0400	0,0007	0,0011	5,9694	-0,8628	0,00884			
23.	Millennium FIO Dynamicznych Spółek	-0,0580	0,0325	0,0005	0,0009	5,7588	-0,9909	0,00810			
24.	Amplico Subfundusz Akcji Średnich Spółek	-0,0586	0,0433	0,0005	0,0012	5,9941	-0,8129	0,00942			
25.	KBC Subfundusz Akcji Małych i Średnich Spółek	-0,0629	0,0373	0,0007	0,0010	5,6199	-1,0206	0,00930			
26.	subfundusz Allianz Akcji Małych i Średnich Spółek	-0,0752	0,0550	0,0006	0,0008	12,4271	-1,2913	0,00987			
27.	Noble Fund Akcji Małych i Średnich Spółek	-0,0574	0,0367	0,0006	0,0011	6,8936	-1,1958	0,00874			
28.	Pioneer MiS Spółek Rynku Polskiego	-0,0759	0,0437	0,0003	0,0009	8,9854	-1,2961	0,01001			
29.	Aviva Investors Małych Spółek	-0,0650	0,0382	0,0007	0,0012	6,0627	-0,8887	0,00901			
30.	ING (PL) Średnich i Małych Spółek	-0,0660	0,0454	0,0003	0,0006	6,6300	-1,0500	0,00990			
31.	UniAkcje Małych i Średnich Spółek	-0,1081	0,0593	0,0005	0,0007	18,0065	-1,2770	0,00963			
32.	PKO Akcji Małych i Średnich Spółek	-0,0445	0,0318	0,0006	0,0010	7,4981	-1,0275	0,00686			
33.	Investors Top 25 Małych Spółek FIO	-0,0603	0,0460	0,0005	0,0010	7,1944	-1,0747	0,00879			

Źródło: opracowanie własne.

- w porównaniu między grupami analizowanych funduszy – większość funduszy akcji uniwersalnych cechowała się niższą stopą zwrotu przy wyższym ryzyku całkowitym (mierzonym odchyleniem standardowym stóp zwrotu dziennych) w porównaniu z funduszami inwestującymi w akcje małych i średnich spółek.

Rysunek 1. Profil ryzyko całkowite – dochód analizowanych funduszy inwestycyjnych w okresie 2009.03.27–2014.03.25*



* numeracja funduszy jak w tab. 1.

Źródło: opracowanie własne.

Znaczna część badanych funduszy uniwersalnych osiągała stopę zwrotu zbliżoną do stopy zwrotu z portfela rynkowego, reprezentowanego przez stopę zwrotu z indeksu WIG ($r(m)$), przy znacznie mniejszym ryzyku (np. KBC Subfundusz AKCYJNY, UniKorona Akcje, Noble Fund Akcji, Aviva Investors Polskich Akcji). Prawie wszystkie analizowane fundusze akcji małych i średnich spółek osiągały stopy zwrotu wyższe (lub nieznacznie niższe) niż stopy z portfela rynkowego, jednocześnie cechowały się one niższym

ryzykiem całkowitym (z wyjątkiem ING Średnich i Małych Spółek, Pioneer MiŚ Spółek Rynku Polskiego). Szczególnie niekorzystnie kształtowała się relacja stopy zwrotu do ponoszonego ryzyka całkowitego w przypadku: Pioneer Akcji Polskich, AXA FIO Subfundusz Akcji, ING Selektywny (wysoka zmienność stóp zwrotu przy niskim poziomie dziennej stopy zwrotu). Jednocześnie, PKO Akcji Małych i Średnich Spółek osiągnął stopę zwrotu wyższą w relacji do portfela rynkowego przy najniższym poziomie ryzyka całkowitego. Uzyskane wyniki częściowo potwierdzają przypuszczenie o występowaniu ponadprzeciętnej stopy zwrotu w przypadku funduszy akcji małych i średnich spółek. Jednocześnie ta grupa funduszy cechowała się generalnie niższym poziomem zmienności stóp zwrotu, co częściowo może być związane z generalnie niższą płynnością akcji takich spółek.

Na kolejnym etapie badań analizie poddano współczynnik beta analizowanych dwóch grup funduszy inwestycyjnych (tab. 2).

Współczynnik beta – jako miara wrażliwości stopy zwrotu na zmiany zachodzące na rynku – powszechnie jest wykorzystywany jako miara ryzyka systematycznego portfela inwestycji. Badania wykazały, że zdecydowana większość funduszy inwestujących w akcje małych i średnich spółek (9 na analizowanych 14 podmiotów) cechowała się w całym analizowanym okresie 2009–2014 niższym współczynnikiem beta w relacji do funduszy uniwersalnych, co wskazuje na niższą wrażliwość na zmiany stopy zwrotu z tzw. portfela rynkowego. W przypadku tej grupy funduszy współczynniki beta należał do przedziału $[-0,03-0,955]$ w całym analizowanym okresie. Szczególnie niską wrażliwością na zmiany rynkowe w grupie funduszy małych i średnich spółek cechowały się: KBC Subfundusz Akcji Małych i Średnich Spółek (z wyjątkiem 2013 roku), Aviva Investors Nowych Spółek. W grupie funduszy uniwersalnych współczynnik beta w całym analizowanym okresie należał do przedziału $[-0,042-1,333]$. Relatywnie niskie w tej grupie funduszy współczynniki beta wykazały: PKO Akcji Plus, UniKorona Akcje oraz AXA FIO Subfundusz Akcji. Fundusze inwestujące w małe i średnie spółki można zatem określać w relacji do portfela rynkowego jako fundusze defensywne (niska wrażliwość na zmiany stopy zwrotu z portfela rynkowego), a fundusze akcji uniwersalne jako bardziej agresywne (stosunkowo wysoka wrażliwość stóp zwrotu na zmiany portfela rynkowego). Relatywnie wysoką wrażliwością na zmienność rynku wykazywały się w grupie funduszy małych i średnich spółek: Pioneer MiŚ Spółek Rynku Polskiego, ING Średnich i Małych Spółek, Allianz Akcji Małych i Średnich Spółek, natomiast w grupie funduszy uniwersalnych: Subfundusz Alianz Akcji, ING (PL) Akcji Subfundusz Akcji Skarbiec-Akcja, Pioneer Akcji Polskich, Credit Agricole Akcyjny FIO.

Tabela 2. Współczynniki beta badanych funduszy inwestycyjnych

Lp.	Nazwa funduszu	27.03.2009–25.03.2014	2010	2011	2012	2013
	fundusze małych i średnich spółek					
1.	PZU Akcji Małych i Średnich Spółek	0,119	0,604	0,684	0,621	0,693
2.	Subfundusz SKARBIEC-małych i średnich spółek	0,167	0,510	0,713	0,631	0,661
3.	Aviva Investors Nowych Spółek	0,025	0,609	-0,030	0,019	0,546
4.	Millennium FIO Dynamicznych Spółek	0,111	0,557	0,627	0,576	0,588
5.	Amplico Subfundusz Akcji Średnich Spółek	0,144	0,568	0,714	0,625	0,762
6.	KBC Subfundusz Akcji Małych i Średnich Spółek	0,164	0,006	0,018	-0,002	0,728
7.	Allianz Akcji Małych i Średnich Spółek	0,087	0,208	0,955	0,151	0,612
8.	Noble Fund Akcji Małych i Średnich Spółek	0,564	0,545	0,731	0,590	0,608
9.	Pioneer MŚ Spółek Rynku Polskiego	0,701	0,580	0,817	0,640	0,740
10.	Aviva Investors Małych Spółek	0,615	0,579	0,679	0,612	0,566
11.	ING (PL) Średnich i Małych Spółek	0,698	0,652	0,802	0,644	0,713
12.	UniAkcje Małych i Średnich Spółek	0,373	0,404	0,413	0,250	0,340
13.	PKO Akcji Małych i Średnich Spółek	0,472	0,503	0,550	0,451	0,474
14.	Investors Top 25 Małych Spółek FIO	0,561	0,546	0,686	0,552	0,491
	fundusze akcyjne uniwersalne					
15.	LM Parasol FIO Subfundusz	0,795	0,809	0,866	0,792	0,799
16.	Arka BZ WBK Akcji	0,815	0,833	0,847	0,851	0,846
17.	Pioneer Akcji Polskich	0,924	0,825	0,987	0,939	0,931
18.	Aviva Investors Polskich Akcji	0,832	0,867	0,872	0,697	0,716

19.	UniKorona Akeje	0,555	0,695	0,484	0,486	0,531
20.	ING (PL) Akcji	0,942	1,012	0,987	0,917	0,916
21.	Noble Fund Akcji	0,751	0,947	0,913	0,798	0,191
22.	PKO Akcji – FIO	0,809	0,802	0,808	0,795	0,700
23.	PZU Akcji KRAKOWIAK	1,026	0,883	0,902	0,890	0,968
24.	BPH Subfundusz Akcji	1,023	0,879	0,924	0,932	0,877
25.	Subfundusz Akcji SKARBIEC-AKCJA	0,922	0,940	0,869	1,020	0,999
26.	Millenium FIO Akcji	0,929	0,932	0,859	0,863	0,822
27.	AXA FIO Subfundusz Akcji	0,659	0,474	0,795	0,615	0,832
28.	Subfundusz Alianz Akcji	0,898	1,066	0,989	0,944	0,484
29.	Investor Akcji Dużych Spółek FIO	0,810	0,819	0,809	0,793	0,690
30.	PKO Akcji Plus	1,122	-0,042	-0,036	-0,015	0,941
31.	KBC Subfundusz Akcyjny	1,066	0,723	0,823	0,786	0,786
32.	Credit Agricole Akcyjny FIO	1,333	0,615	0,798	0,678	0,845
33.	ING (PL) Selektywny	0,795	0,809	0,866	0,792	0,799

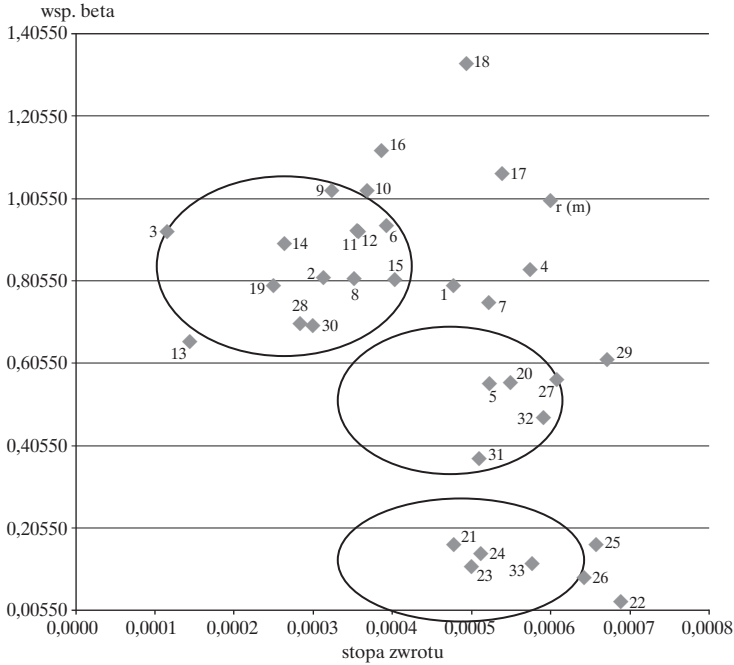
Źródło: opracowanie własne.

Biorąc pod uwagę przekrój czasowy, należy zauważyć, że w 2013 roku (polepszenie koniunktury giełdowej) poziom współczynnika beta wzrósł w obydwu analizowanych grupach funduszy inwestycyjnych. Uzyskane wyniki badań wskazują na znaczną zmienność współczynników beta w grupie funduszy małych i średnich spółek w przypadku: Allianz Akcji Małych i Średnich Spółek, Aviva Investors Nowych Spółek, KBC Subfundusz Akcji Małych i Średnich Spółek oraz w grupie funduszy uniwersalnych w: PKO Akcji Plus, Noble Fund Akcji, ING Akcji. Zmienność współczynnika beta w czasie związana jest z doбором instrumentów do portfela. Generalnie w przypadku korzystnej koniunktury giełdowej zarządzający dążą do podwyższenia współczynnika beta portfela poprzez odpowiednią selekcję instrumentów finansowych, zwiększając udział tzw. instrumentów agresywnych. Największą stabilnością współczynnika beta cechowały się w grupie funduszy małych i średnich spółek: Aviva Investors Małych Spółek i PKO Akcji Małych i Średnich Spółek, w grupie funduszy uniwersalnych zaś: Arka BZ WBK Akcji, LM Parasol FIO Subfundusz.

Biorąc pod uwagę dochód osiągany przez fundusze inwestycyjne w relacji do ryzyka rynkowego w obydwu analizowanych grupach funduszy (rys. 2), można stwierdzić, że w grupie funduszy akcyjnych uniwersalnych znaczna część funduszy osiągała podobną (lub nieznacznie wyższą) do funduszy małych i średnich spółek stopę zwrotu przy relatywnie wysokim współczynniku beta, tj.: Pioneer MiŚ Spółek Rynku Polskiego, ING Średnich i Małych Spółek w porównaniu z funduszami: Subfundusz Alianz Akcji, ING Selektywny. Natomiast w grupie funduszy akcji małych i średnich spółek przy wyższych (lub podobnych), do funduszy akcji uniwersalnych, stopach zwrotu pojawiał się relatywnie niski poziom ryzyka rynkowego, zwłaszcza: Aviva Investors Nowych Spółek, Millennium FIO Dynamicznych Spółek, KBC Subfundusz Akcji Małych i Średnich Spółek, Amplico Subfundusz Akcji Średnich Spółek, Subfundusz SKARBIEC – małych i średnich spółek. Szczególnie niekorzystna relacja stopy zwrotu do wysokości ryzyka rynkowego kształtowała się w przypadku funduszy: Pioneer Akcji Polskich i AXA FIO Subfundusz Akcji – najniższa stopa zwrotu wśród funduszy przy jednocześnie relatywnie wysokim poziomie ryzyka rynkowego.

W ostatnim etapie badania oszacowano miary efektywności dla analizowanych funduszy inwestycyjnych (tab. 3). Przeprowadzone badania pozwalają stwierdzić, że:

- w długim horyzoncie czasowym (cały okres badawczy 2009.03.27–2014.03.25) w grupie funduszy akcji uniwersalnych znacznie mniejsza – w relacji do grupy funduszy małych i średnich spółek – liczba funduszy

Rysunek 2. Profil ryzyko rynkowe – dochód analizowanych funduszy inwestycyjnych w okresie 2009.03.27–2014.03.25*

* numeracja funduszy jak w tab. 1.

Źródło: opracowanie własne.

osiągała premię za ryzyko całkowite wyższą niż premia dla portfela rynkowego (pogrubione wskaźniki Sharpe'a w tab. 3); natomiast, w sytuacji pogorszenia koniunktury na giełdzie w latach 2011–2012 zaledwie jeden spośród funduszy akcji uniwersalnych i dwa spośród funduszy małych i średnich spółek osiągały dodatnią premię za ryzyko całkowite: w 2011 roku: Noble Fund Akcji i Aviva Investors Nowych Spółek oraz subfundusz Allianz Akcji Małych i Średnich Spółek; mniejszą zaś ujemną premię za ryzyko całkowite osiągnęły w okresie dekonunktury: w grupie funduszy akcyjnych uniwersalnych: LM Parasol FIO Subfundusz 2011 roku i Noble Fund Akcji w 2012 roku oraz w grupie funduszy akcji małych i średnich spółek: Aviva Investors Małych Spółek w 2011 roku; natomiast w okresie dobrej koniunktury giełdowej w 2013 roku żaden z funduszy małych i średnich spółek nie osiągnął premii za ryzyko całkowite wyższej niż w przypadku portfela rynkowego; natomiast w grupie funduszy akcji

- uniwersalnych w tym okresie wyższe wartości wskaźnika Sharpe'a osiągnęły uniwersalne fundusze akcji, tj.: Aviva Investors Polskich Akcji, ING Akcji, Noble Fund Akcji, Subfundusz Akcji SKARBIEC-AKCJA, KBC Subfundusz Akcyjny, Subfundusz Credit Agricole Akcyjny FIO;
- biorąc pod uwagę premię za ryzyko rynkowe, można uznać, że w całym okresie badawczym wysoką efektywnością w relacji do rynku cechowały się: w grupie funduszy uniwersalnych: Aviva Investors Polskich Akcji, ING Akcji oraz Noble Fund Akcji; w grupie funduszy małych i średnich spółek: PZU Akcji Małych i Średnich Spółek, Aviva Investors Nowych Spółek, KBC Subfundusz Akcji Małych i Średnich spółek, subfundusz Allianz Akcji Małych i Średnich Spółek, Aviva Investors Małych Spółek, Noble Fund Akcji Małych i Średnich Spółek, PKO Akcji Małych i Średnich Spółek; jednocześnie w okresie dekonjunktury giełdowej większą efektywnością w relacji do portfela rynkowego cechowały się w 2011 roku: LM Parasol FIO Subfundusz i Noble Fund Akcji oraz Aviva Investors Nowych Spółek i Aviva Investors Małych Spółek; natomiast w okresie korzystnej koniunktury giełdowej w 2013 roku większą efektywnością cechowały się generalnie fundusze akcji uniwersalne, na co wskazują oszacowane wskaźniki Treynora w przypadku funduszy: Aviva Investors Polskich Akcji, ING Akcji, Noble Fund Akcji, Subfundusz Akcji SKARBIEC-AKCJA, KBC Subfundusz Akcyjny, Subfundusz Credit Agricole Akcyjny FIO;
 - umiejętność selekcji walorów do portfela w długim horyzoncie czasowym (cały okres badawczy) należy ocenić pozytywnie w grupie funduszy akcyjnych uniwersalnych: Aviva Investors Polskich Akcji, Noble Fund Akcji, natomiast w grupie funduszy akcji małych i średnich spółek: PZU Akcji Małych i Średnich Spółek, Aviva Investors Nowych Spółek, subfundusz Allianz Akcji Małych i Średnich Spółek, KBC Subfundusz Akcji Małych i Średnich spółek, Noble Fund Akcji Małych i Średnich Spółek, Aviva Investors Małych Spółek oraz PKO Akcji Małych i Średnich Spółek.

Tabela 3. Miary efektywności badanych funduszy inwestycyjnych

Lp.	Nazwa funduszu	27/03/2009-25/03/2014				2011				2012				2013			
		Wskaźnik								fundusze akcyjne uniwersalne							
		Sharpe'a	Treynora	Jensena	Sharpe'a	Treynora	Jensena	Sharpe'a	Treynora	Jensena	Sharpe'a	Treynora	Jensena	Sharpe'a	Treynora	Jensena	Sharpe'a
1.	LM Parasol FIO Subfundusz	0,246	0,042	-0,001	-0,005	-0,001	0,006	-1,005	-0,158	-0,031	1,890	0,114	-0,009				
2.	Arka BZ WBK Akcji	0,055	0,012	-0,059	-0,700	-0,113	-0,112	-1,042	-0,167	-0,056	1,361	0,080	-0,035				
3.	Pioneer Akcji Polskich	-0,349	-0,110	-0,127	-0,881	-0,142	-0,204	-1,398	-0,221	-0,160	1,088	0,059	-0,067				
4.	Aviva Investors Polskich Akcji	0,518	0,113	0,025	-0,089	-0,014	-0,008	-0,729	-0,117	-0,001	2,672	0,152	0,025				
5.	UniKorona Akeje	0,231	0,041	-0,002	-0,071	-0,011	-0,003	-0,810	-0,128	-0,009	2,089	0,110	-0,012				
6.	ING (PL) Akcji	0,293	0,062	-0,018	-0,180	-0,029	-0,023	-0,973	-0,153	-0,040	2,725	0,143	0,017				
7.	Noble Fund Akcji	0,300	0,057	0,012	0,003	0,000	0,008	-0,616	-0,097	0,018	2,307	0,129	0,004				
8.	PKO Akcji – FIO	0,057	0,010	-0,027	-0,295	-0,047	-0,036	-0,879	-0,138	-0,019	2,272	0,120	-0,003				
9.	PZU Akcji KRAKOWIAK	-0,005	-0,001	-0,045	-0,347	-0,056	-0,050	-1,088	-0,171	-0,054	1,535	0,086	-0,041				
10.	BPH Subfundusz Akcji	-0,040	-0,007	-0,049	-0,465	-0,076	-0,064	-1,071	-0,170	-0,058	2,215	0,112	-0,006				
11.	Subfundusz Akcji SKARBIEC-AKCJA	-0,005	-0,001	-0,040	-0,503	-0,081	-0,062	-0,883	-0,139	-0,023	2,593	0,138	0,013				
12.	Millennium FIO Akcji	0,030	0,005	-0,035	-0,219	-0,035	-0,027	-0,988	-0,155	-0,038	2,240	0,116	-0,007				
13.	Subfundusz Alianz Akcji	-0,144	-0,025	-0,045	-0,483	-0,079	-0,046	-1,464	-0,237	-0,063	0,608	0,034	-0,068				
14.	Investor Akcji Dużych Spółek FIO	0,027	0,004	-0,033	-0,155	-0,025	-0,013	-0,989	-0,157	-0,042	1,630	0,092	-0,019				
15.	PKO Akcji Plus	0,128	0,022	-0,017	-0,210	-0,034	-0,024	-15,990	-0,142	-0,021	1,946	0,111	-0,012				
16.	KBC Subfundusz AKCYJNY	0,167	0,027	-0,016	-0,172	-0,028	-0,019	-0,852	-0,135	-0,025	2,318	0,114	-0,004				
17.	Subfundusz Credit Agricole Akcyjny FIO	0,066	0,011	-0,032	-0,537	-0,088	-0,078	-0,781	-0,125	-0,014	2,466	0,123	0,005				
18.	ING (PL) Selektywny	-0,255	-0,045	-0,171	-0,461	-0,074	-0,089	-1,920	-0,310	-0,209	0,614	0,049	-0,107				

fundusze małych i średnich spółek																					
19.	PZU Akcji Małych i Średnich Spółek	0,274	0,050	0,009	-0,476	-0,078	-0,065	-0,760	-0,124	-0,011	1,842	0,159	0,051								
20.	Subfundusz SKARBIEC-małych i średnich spółek	0,078	0,015	-0,028	-0,931	-0,153	-0,126	-1,229	-0,198	-0,074	1,447	0,148	0,041								
21.	Aviva Investors Nowych Spółek	0,308	0,055	0,015	0,047	0,008	0,023	-7,414	-22,180	-0,048	1,034	0,095	-0,024								
22.	Millennium FIO Dynamicznych Spółek	0,116	0,022	-0,021	-0,639	-0,106	-0,102	-0,961	-0,156	-0,042	1,590	0,155	0,041								
23.	Amplico Subfundusz Akcji Średnich Spółek	0,109	0,019	-0,024	-0,341	-0,056	-0,050	-1,033	-0,166	-0,049	1,127	0,092	-0,031								
24.	KBC Subfundusz Akcji Małych i Średnich spółek	0,292	0,052	0,012	-0,333	-0,055	-0,048	-0,705	-0,113	-0,002	1,875	0,161	0,056								
25.	subfundusz Allianz Akcji Małych i Średnich Spółek	0,288	0,058	0,016	0,094	0,016	0,028	-2,109	-0,393	-0,123	0,824	0,100	-0,025								
26.	Noble Fund Akcji Małych i Średnich Spółek	0,419	0,078	0,036	-0,109	-0,018	-0,011	-0,770	-0,123	-0,006	1,864	0,171	0,061								
27.	Pioneer MiŚ Spółek Rynku Polskiego	-0,200	-0,036	-0,138	-0,909	-0,148	-0,236	-1,379	-0,221	-0,170	1,647	0,143	0,025								
28.	Aviva Investors Małych Spółek	0,292	0,051	0,009	-0,011	-0,002	0,008	-0,946	-0,153	-0,033	1,560	0,119	-0,006								
29.	ING (PL) Średnich i Małych Spółek	-0,127	-0,024	-0,083	-0,652	-0,106	-0,125	-1,494	-0,239	-0,134	1,039	0,093	-0,047								
30.	UniAkcje Małych i Średnich Spółek	0,082	0,015	-0,036	-0,634	-0,106	-0,129	-1,118	-0,180	-0,066	1,757	0,168	0,047								
31.	PKO Akcji Małych i Średnich Spółek	0,325	0,060	0,016	-0,362	-0,059	-0,050	-0,820	-0,131	-0,011	1,957	0,176	0,057								
32.	Investors Top 25 Małych Spółek FIO	0,139	0,027	-0,020	-0,712	-0,117	-0,136	-0,814	-0,132	-0,018	1,807	0,167	0,057								
33.	portfel rynkowy	0,246	0,041	-	-0,068	-0,011	-	-0,697	-0,112	-	2,297	0,118	-								

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowanie

Przeprowadzone badania w zakresie efektywności i ryzyka wybranych funduszy akcyjnych małych i średnich spółek w relacji do funduszy akcji uniwersalnych pozwalają stwierdzić, że:

- zaobserwowano w przypadku funduszy małych i średnich spółek niewielką nadwyżkową stopę zwrotu przy jednocześnie relatywnie niskim poziomie ryzyka całkowitego (mierzonego odchyleniem standardowym stóp zwrotu), jak i ryzyka rynkowego (mierzonego współczynnikiem beta);
- można wyodrębnić grupę funduszy cechujących się ogólnie wyższą efektywnością w całym okresie badawczym, tj. w grupie funduszy akcji uniwersalnych: Noble Fund Akcji, ING Akcji, natomiast w grupie funduszy małych i średnich spółek: Aviva Investors Nowych Spółek, Aviva Investors Małych Spółek oraz subfundusz Allianz Akcji Małych i Średnich Spółek;
- w okresie korzystnej koniunktury giełdowej w 2013 roku większą efektywnością cechowały się generalnie fundusze akcji uniwersalne, na co wskazują oszacowane wskaźniki Sharpe'a i Treynora.

W celu wysnucia bardziej wiążących wniosków, przeprowadzone badania wymagają z pewnością rozszerzenia próby badawczej oraz horyzontu czasowego. W świetle uzyskanych wyników, pojawia się też pytanie o występowanie efektu małych i średnich spółek (i jego rozmiarów) w różnych okresach koniunktury giełdowej.

Bibliografia

- Akerlof, G.A. (1970). The Market for 'Lemons': Quality, Uncertainty and the Market Mechanism, *Quarterly Journal of Economics*, August, 488–500.
- Banz, R. (1981). The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics*, 9(1).
- Barry, Ch.B. i Brown, S.J. (1984). Differential information and the small firm effect, *Journal of Financial Economics*, 13(2), June, 283–294.
- Chan, K., Louis, C., Karceski, J. i Lakonishok, J. (2000). New paradigm or same old hype in equity investing?, *Financial Analysts Journal*, 56, 23–36.
- Commission moves to enhance business transparency on social and environmental matters, European Commission – IP/13/330 16/04/2013.
- Czekaj, J., Woś, M. i Żarnowski, J. (2001). *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce z perspektywy dziesięciolecia*. Warszawa: WN PWN.

- Davis, J.L. (2001). Mutual Fund Performance and Manager Style, *Financial Analysts Journal*, January/February, 57(1), <http://dx.doi.org/10.2469/faj.v57.n1.2416>.
- Elton, E.J. i Gruber M.J. (1998). *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*. Warszawa: WIG Press.
- European Commission proposes ESG disclosure for large companies, April 17, 2013. Porano z: http://ec.europa.eu/internal_market/accounting/non-financial_reporting/index_en.htm.
- Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *Journal o Finance*, May, 373–417.
- Fama, E.F. (1991). Efficient Capital Markets: II, *Journal o Finance*, 1575–1617.
- Francis, J.C. (2000). *Inwestycje. Analiza i zarządzanie*. Warszawa: WIG Press.
- French, K.R. (1980). Stock Returns and Weekend Effect, *Journal of Financial Economics*, 8.
- Gorman, L. (203). Conditional performance, portfolio rebalancing, and momentum of small-cap mutual funds, *Review of Financial Economics*, 12(3), 287–300.
- Harris, L. (1986). A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 16.
- Haugen, R. i Lakonishok, J. (1988). *The Incredible January Effect*. Homewood: Dow-Jones Irwin.
- Haugen, R.A. (1996). *Teoria nowoczesnego inwestowania*. Warszawa: WIG Press.
- Horowitz, J.L., Loughran, T. i Savin, N.E. (2000). Three Analyses of the Firm Size Premium, *Journal of Empirical Finance*, 7, 143–153.
- Jajuga, K. i Jajuga, T. (2009). *Inwestycje*. Warszawa: WN PWN.
- Jajuga, K. (2007). *Zarządzanie ryzykiem*. Warszawa: WN PWN.
- Keim, D.B. (1983). Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence, *Journal of Financial Economics*, 12.
- Kester, G.W. (1990). Market Timing with Small Versus Large-Firm Stocks: Potential Gains and Required Predictive Ability, *Financial Analysts Journal*, 46.
- Lakonishok, J. i Maberly, E. (1990). The Weekend Effect: Trading Patterns of Individual and Institutional Investors, *Journal of Finance*, 45(1).
- Lakonishok, J. i Smidt, S. (1988). Are Seasonal Anomalies Real?: A Ninety Year Perspective, *Review of Financial Studies*, 1.
- Lintner, J. (1965). *The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets*, *The Review of Economics and Statistics*, 47(1).
- Luenberger, D.G. (2003). *Teoria inwestycji finansowych*. Warszawa: WN PWN.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Market, *Econometrica*, 34(4).
- Reilly, F. i Brown K. (2001). *Analiza inwestycji i zarządzanie portfelem*. Warszawa: PWE.
- Reinganum, M. (1983). The anomalous stock market behavior of small firms in January: empirical tests for tax-loss selling effects, *Journal of Financial Economics*, 12, 89–104.
- Reinganum, M. (1983). Portfolio Strategies Based on Market Capitalization, *Journal of Portfolio Management*, 9(2), 29–36.
- Salamaga, M. (2009). Badanie podobieństwa strategii inwestycyjnych funduszy małych i średnich spółek w Polsce. W: K. Jajuga, M. Walesiak (red.), *Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania, Taksonomia 16*, 47, 157–164. Wrocław: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Salamaga, M. (2009). Próba oceny efektywności funduszy inwestycyjnych małych i średnich spółek w Polsce. W: J. Pocięcha (red.), *Współczesne problemy statystyki, ekonometrii i matematyki stosowanej, Studia i Prace Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie*, 3, 181–192. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.

Sharpe, W.F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *The Journal of Finance*, 19(3).

Tarczyński, W., Witkowska, D. i Kompa, K. (2013). *Współczynnik beta. Teoria i praktyka*. Warszawa: Pielaszek Research.

Witkowska, D. (2009). Efektywność wybranych funduszy akcyjnych w latach 2005–2007, *Zeszyty Naukowe Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, 74.

Rozdział IX

TOMASZ MIZIOŁEK*

Adekwatność benchmarków funduszy akcyjnych do ich polityki inwestycyjnej

Streszczenie

Benchmarki stosowane przez fundusze akcji uniwersalnych rynku krajowego w Polsce są w większości przypadków (65%) adekwatne do ich rzeczywistej polityki inwestycyjnej. Świadczy o tym najniższa wartość wskaźnika active share dla indeksów stanowiących benchmark tych funduszy. Jednak część funduszy (35%) posługuje się benchmarkami nieadekwatnymi do tego, w jaki sposób faktycznie lokują środki finansowe inwestorów. Może to wprowadzać w błąd inwestorów, którzy chcą dokonać oceny wyników inwestycyjnych funduszu, a także potencjalnie zwiększyć opłatę za sukces, a tym samym przyczynić się do zmniejszenia stopy zwrotu funduszu w ujęciu netto.

Słowa kluczowe: fundusz inwestycyjny, wzorzec (benchmark), indeks, active share.

Adequacy of benchmarks of equity funds to their investment policy

Abstract

Benchmarks used by universal domestic equity funds in Poland are in the majority of cases (65%) adequate to their actual investment policy. Evidence of this is the lowest value of the active share ratio for indices constituting benchmarks of these funds. However, some of these funds (35%) use benchmarks inadequate to how actually they invest investors' money. This may mislead investors who want to assess the investment performance of the fund, as well as potentially increase success fee, and thus contribute to reducing return of the fund on a net basis.

Keywords: investment fund, benchmark, index, active share.

JEL: G11, G23.

* dr hab. Tomasz Miziołek – Katedra Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych, Uniwersytet Łódzki; e-mail: miziolek@uni.lodz.pl

Wprowadzenie

Podstawowym celem funkcjonowania funduszy inwestycyjnych jest wypracowywanie korzyści finansowych dla ich uczestników (nabywców tytułów uczestnictwa), przy czym korzyści te mogą być definiowane w rozmaity sposób. Formalnie biorąc fundusze dążą najczęściej do zapewnienia uczestnikom ochrony realnej wartości zainwestowanego kapitału, umożliwienia osiągnięcia przychodów z dokonywanych lokat (na ogół w postaci wypłacanych okresowo dywidend) bądź też do wzrostu wartości tytułów uczestnictwa w rezultacie wzrostu wartości instrumentów finansowych znajdujących się w ich portfelach¹. Celowi inwestycyjnemu podporządkowana jest strategia inwestycyjna realizowana przez fundusz, a w konsekwencji także sposób zarządzania aktywami oraz konstrukcja portfela inwestycyjnego. W przypadku podmiotów deklarujących aktywne zarządzanie środkami finansowymi powierzonymi przez uczestników realizacja jednego z ww. celów sprowadza się w praktyce do osiągnięcia w danym okresie wyniku inwestycyjnego lepszego niż wynik określonego benchmarku. Z kolei fundusze zarządzające portfelem inwestycyjnym w sposób pasywny, tj. odwzorowujące skład indeksu, starają się przede wszystkim wypracować stopę zwrotu jak najbardziej zbliżoną do stopy zwrotu tego indeksu.

W przypadku pierwszej z ww. kategorii funduszy inwestycyjnych kluczową kwestią związaną z oceną skuteczności ich polityki inwestycyjnej (rozumianej w określony powyżej sposób) jest wybór właściwego punktu odniesienia stosowanego przy tego rodzaju porównaniach. Tylko bowiem stosowanie adekwatnego do założonej polityki inwestycyjnej benchmarku pozwala na dokonanie właściwej oceny wyników inwestycyjnych funduszu. To z kolei ułatwia potencjalnym nowym inwestorom podjęcie decyzji o zainwestowaniu (lub nie) środków finansowych w udziały w funduszu (a w przypadku obecnych uczestników o kontynuacji tej inwestycji, zmianie wielkości zaangażowania bądź rezygnacji z niej), władzom spółki zarządzającej umożliwia ocenę pracy zarządzających portfelem funduszu, podmiotom zaś, które powierzyły zarządzanie aktywami instytucji finansowej (np. przedsiębiorstwom, które zlecają zarządzanie środkami emerytalnymi gromadzonymi przez pracowników), ocenę skuteczności realizacji powierzonego im zadania. Ponadto, w przypadku podmiotów, które w strukturze opłat za zarządzanie aktywami

¹ Sformułowane w powyższy sposób (lub w sposób zbliżony) cele funduszy inwestycyjnych zawarte są nie tylko w literaturze przedmiotu, ale także w aktach prawnych regulujących ich funkcjonowanie – przykładem może być art. 19 ust. 1 ustawy z dnia 27 maja 2004 r. o funduszach inwestycyjnych (Dz.U. Nr 146, poz. 1546, z późn. zm.).

obok opłaty stałej przewidują możliwość pobierania również opłaty zmiennej, uzależnionej na ogół od osiągnięcia stopy zwrotu wyższej od stopy zwrotu benchmarku, wybór punktu referencyjnego wpływa na wielkość łącznego wynagrodzenia towarzystwa funduszy inwestycyjnych (TFI) za zarządzanie funduszem, a tym samym na koszty ponoszone przez jego uczestników.

Podstawowym celem artykułu jest ocena adekwatności benchmarków stosowanych przez fundusze akcji uniwersalnych rynku krajowego w Polsce do realizowanej przez te podmioty w praktyce polityki inwestycyjnej. W drugiej kolejności celem artykułu jest określenie, które indeksy polskiego rynku akcji obliczane przez GPW w Warszawie powinny w przypadku konkretnych funduszy spełniać funkcję punktów referencyjnych przy ocenie ich wyników inwestycyjnych oraz (w niektórych przypadkach) przy szacowaniu zmiennego wynagrodzenia TFI za zarządzanie aktywami. Według wiedzy autora tego rodzaju badanie w Polsce nie było dotychczas prowadzone.

1. Istota, cele i pożądane cechy benchmarków

Pojęcie benchmarku w kontekście inwestycji finansowych jest rozmaicie definiowane przez autorów, którzy zajmują się tą tematyką. Według Borowskiego benchmark to podstawowe narzędzie służące do oceny efektywności osiągniętej stopy zwrotu z portfela inwestycyjnego i podjętego ryzyka. Jego zdaniem najbardziej ogólna, a jednocześnie najpełniejsza definicja benchmarku to określenie go jako pewnego rodzaju portfel referencyjny. W praktyce rynków finansowych benchmarkiem jest najczęściej indeks giełdowy, kompozycja indeksów giełdowych, określony portfel aktywów lub poziom minimalnej stopy zwrotu z portfela (Borowski, 2011). Błędne jest natomiast utożsamianie benchmarku z indeksem – benchmark jest pojęciem szerszym obejmującym kategorię indeksów rynkowych przy zachowaniu pewnych warunków. Podstawowym celem benchmarku jest właściwe reprezentowanie ryzyka zarządzanego portfela inwestycyjnego. Benchmark może zatem składać się z pojedynczego indeksu bądź ich grupy lub stanowić określony portfel inwestycyjny, o ile jest dobrym reprezentantem ryzyka w dłuższym horyzoncie czasu. Tymczasem indeks odzwierciedla wyniki całego rynku lub jego określonego segmentu (biorąc pod uwagę różnorodne kryteria selekcji) – jego podstawowym zadaniem jest zatem odzwierciedlanie zachowania i ryzyka danej grupy instrumentów finansowych (Borowski, 2011). Z kolei Sławiński określa benchmark jako portfel odniesienia, którym jest na ogół portfel rynkowy odzwierciedlający strukturę podaży papierów wartościowych

na określonym rynku lub kilku rynkach papierów wartościowych, na których dany podmiot lokuje środki finansowe (Sławiński, 2006).

Pojęcie benchmarku jest obecne nie tylko w literaturze przedmiotu, lecz – w odniesieniu np. do funduszy inwestycyjnych – także w aktach prawnych dotyczących ich funkcjonowania. Przykładowo w polskim prawodawstwie benchmark został zdefiniowany w rozporządzeniu Ministra Finansów z 22 maja 2013 r. w sprawie prospektu informacyjnego funduszu inwestycyjnego otwartego i specjalistycznego funduszu inwestycyjnego otwartego oraz wyliczania wskaźnika zysku do ryzyka tych funduszy jako „wzorzec służący do oceny efektywności inwestycji w jednostki uczestnictwa funduszu, odzwierciedlający zachowanie zmiennych rynkowych najlepiej oddających cel i politykę inwestycyjną funduszu” (art. 16, ust. 1, pkt 3).

Jak wynika z zaprezentowanych powyżej definicji, zasadniczym celem benchmarku jest umożliwienie oceny działalności inwestycyjnej (szerzej – efektów działania) danej instytucji lub inwestora oraz określania odpowiednich nagród i/lub kar. Ponadto benchmarki pozwalają na dokonanie analizy osiągniętych przez dany podmiot rezultatów (*performance attribution*) i powiązanie ich z określonymi decyzjami lub obszarami działań. Niezwykle istotną funkcją spełnianą przez benchmarki w ramach procesu zarządzania ryzykiem jest kontrolowanie jego poziomu. Poprzez określenie punktu referencyjnego, któremu odpowiada określony poziom ryzyka, wyznacza się osobie (osobom) zarządzającym portfelem funduszu lub innej instytucji finansowej poziom ryzyka akceptowalny przez uczestników funduszu, klientów instytucji finansowej lub inne podmioty (np. instytucje nadzorujące). Ponadto, w szerszym ujęciu, benchmarki mogą wpływać na zachowania określonej grupy inwestorów instytucjonalnych, a pośrednio także determinować rozwój określonego segmentu rynku finansowego (Chłoń-Domińczak, Kawiński i Stańko, 2013). Przykładowo efektem ograniczenia w składzie benchmarku (narzuconego np. funduszom emerytalnym) udziału określonego indeksu (np. dużych spółek) kosztem innego indeksu (np. małych i średnich spółek) jest z reguły spadek inwestycji w walory tych pierwszych i zwiększenie skali inwestycji w akcje tych drugich; jest to widoczne zwłaszcza w sytuacji, gdy benchmark powiązany jest z mechanizmem ochrony interesów uczestników danej instytucji finansowej (np. gdy zbyt duże odchylenie in minus od benchmarku skutkuje negatywnymi konsekwencjami, zwykle finansowymi). Konsekwencją zmiany kompozycji w podanym powyżej przykładzie może być zatem okresowy wzrost popytu (a zatem prawdopodobnie także i cen) oraz płynności akcji firm o małej i średniej kapitalizacji oraz spadek tych parametrów w przypadku akcji blue-chipów.

Jak wynika z zaprezentowanego powyżej bardzo syntetycznego opisu wybranych aspektów funkcjonowania benchmarków, określenie jego požądanych cech i dokonanie na tej podstawie wyboru odpowiedniego dla danego podmiotu punktu referencyjnego jest często zadaniem niezwykle trudnym. Podstawową kwestią, jaką należy brać pod uwagę w takiej sytuacji, jest niewątpliwie cel, jakiemu benchmark ten ma służyć². Jeżeli ma być on przede wszystkim wzorcem do oceny efektywności inwestycji określonego podmiotu (co jest najczęściej spotykanym celem i co jest istotne w kontekście przeprowadzonego w niniejszym artykule badania), to wydaje się, że jego podstawową cechą powinna być adekwatność, tzn. jego skład powinien być odpowiedni do strategii inwestycyjnej realizowanej przez zarządzającego portfelem. Chodzi tu nie tylko o skonstruowanie benchmarku w taki sposób, aby ogólny charakter wchodzących w jego skład indeksów był zgodny z charakterem polityki inwestycyjnej stosowanej np. przez fundusz inwestycyjny (czyli, aby w składzie benchmarków funduszy akcyjnych znajdowały się indeksy rynku akcji), ale przede wszystkim o to, aby wybór konkretnych indeksów tworzących benchmark był jak najbardziej adekwatny do faktycznie realizowanej przez fundusz strategii inwestycyjnej w danym okresie. Oznacza to na przykład, iż fundusz deklarujący w oficjalnych dokumentach (w statucie, prospekcie informacyjnym lub emisyjnym) lokowanie zgromadzonych środków głównie w akcje spółek o określonych właściwościach (biorąc pod uwagę np. takie kryteria, jak wielkość kapitalizacji emitentów, ich przynależność sektora czy też styl inwestycyjny) powinien stosować jako benchmark indeksy, których portfele obejmują przede wszystkim (choć oczywiście nie wyłącznie) właśnie tego rodzaju walory. Zachowanie tej zgodności daje nie tylko sposobność do rzetelnego porównywania wyników inwestycyjnych funduszu z właściwym dla niego benchmarkiem, lecz także pozwala na odpowiednie zakwalifikowanie funduszu do określonej kategorii podmiotów w ramach prowadzonego monitoringu rynku funduszy (przez niezależne instytucje analityczne lub izby gospodarcze – takie jak np. w Polsce Izba Zarządzających Funduszami i Aktywami), a tym samym na porównywanie wyników funduszy o podobnej polityce inwestycyjnej.

² Gwoli ścisłości należy dodać, iż adekwatność nie jest jedynym czynnikiem, który należy uwzględniać przy wyborze benchmarku. Do pozostałych należy zaliczyć m.in.: inwestowalność, kompletność, niezależność, przejrzystość, jednoznaczność czy replikowalność. Czasami równoczesne spełnienie wszystkich tych wymogów nie jest w praktyce możliwe, gdyż niektóre z nich stoją ze sobą w sprzeczności (np. kompletność i inwestowalność), stąd też wymusza to na podmiotach tworzących benchmarki pewne kompromisy.

2. Metodologia badania

Analiza adekwatności benchmarków do prowadzonej polityki inwestycyjnej została przeprowadzona przy wykorzystaniu wskaźnika *active share*. Miara ta została zaproponowana przez Cremersa i Petajisto. Umożliwia ona porównanie składu portfela inwestycyjnego określonego podmiotu (np. funduszu inwestycyjnego) ze składem portfela inwestycyjnego benchmarku. Wyznacza się go, obliczając w pierwszej kolejności różnice pomiędzy wagami poszczególnych składników portfela funduszu a wagami, jakie składniki te posiadają w portfelu benchmarku, przy czym uwzględnia się zarówno dodatnie różnice (kiedy waga danego instrumentu w portfelu funduszu jest wyższa od jego wagi w portfelu benchmarku bądź instrument ten w ogóle nie występuje w portfelu benchmarku), jak i różnice ujemne (kiedy waga danego waloru w portfelu funduszu jest mniejsza niż jego waga w portfelu benchmarku bądź walor ten nie występuje w portfelu funduszu). Następnie oblicza się wartości bezwzględne wszystkich różnic, sumuje się je, a otrzymany rezultat dzieli przez dwa.

$$AS = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N |w_{fund,i} - w_{index,i}|$$

gdzie:

AS – wskaźnik *active share*,

$w_{fund,i}$ – waga akcji spółki i (lub innego instrumentu udziałowego) w portfelu funduszu,

$w_{index,i}$ – waga akcji spółki i w portfelu benchmarku (indeksu).

Wskaźnik *active share* określa zatem jaka część portfela inwestycyjnego została zainwestowana w tzw. aktywny portfel (*active portfolio*) albo jaką część w całym portfelu inwestycyjnym stanowi portfel *long-short*, czyli portfel reprezentujący wszystkie aktywne zakłady (*bets*) podjęte przez dany podmiot (Cremers, Petajisto, 2009). Jego wartość waha się od 0 do 100% (dla funduszy niezajmujących krótkich pozycji i niezaciągających kredytów na zakup aktywów) – w im większym stopniu skład portfela funduszu pokrywa się ze składem benchmarku, tym wartość wskaźnika *active share* jest bliższa 0%, a im bardziej różni się od niego, tym jego wartość jest bliższa 100%.

Choć wskaźnik ten jest zasadniczo stosowany do oceny stopnia aktywnego zarządzania portfelem inwestycyjnym, można go również wykorzystać do określenia czy stosowany przez dany podmiot benchmark jest adekwatny do

prowadzonej przezeń polityki inwestycyjnej, a jeśli nie to jaki inny benchmark byłby bardziej odpowiedni jako wzorzec służący do oceny efektywności inwestycji. W tym celu należy dla danego funduszu obliczyć wskaźniki *active share* oparte o różnorodne benchmarki, ale takie, które potencjalnie mogą, choćby w niewielkim stopniu, odzwierciedlać strategię inwestycyjną funduszu. Benchmark, w przypadku którego wskaźnik *active share* osiąga najmniejszą wartość, to benchmark najbardziej odpowiedni dla funduszu biorąc pod uwagę faktycznie prowadzoną przezeń politykę inwestycyjną (realny skład jego inwestycji finansowych). Z kolei im wyższe wartości *active share* przy określonym benchmarku, w tym większym stopniu skład portfela funduszu odbiega od składu portfela benchmarku i tym mniej nadaje się on jako punkt odniesienia do oceny efektywności inwestycji.

Choć wskaźnik *active share*, umożliwiając ocenę adekwatności benchmarków, jest niewątpliwie prostą (jego obliczenie nie wymaga stosowania skomplikowanych narzędzi badawczych), na ogół relatywnie łatwo osiągalną (dane dotyczące składu portfela funduszu oraz informacje o benchmarku i kompozycji jego portfela są zwykle dostępne publicznie) i intuicyjnie zrozumiałą miarą, to jednak posiada on pewne niedogodności, o których należy pamiętać, prowadząc badania w tym zakresie i interpretując uzyskane rezultaty. Po pierwsze, jego przydatność jest nieco ograniczona wskutek relatywnie niewielkiej częstotliwości, z jaką publikowany jest na ogół dokładny skład portfela inwestycyjnego funduszu (np. w Polsce co pół roku, przy czym dane na ten temat pojawiają się ze znacznym opóźnieniem – w przypadku raportów półrocznych – dwumiesięcznym, a raportów rocznych – aż czteromiesięcznym). Po drugie, w przypadku niektórych rodzajów indeksów (indeksów dotyczących mniej popularnych aktywów – np. indeksów papierów dłużnych, indeksów publikowanych przez niewielkie podmioty zajmujące się tego typu działalnością, a zwłaszcza indeksów typu *custom* – tworzonych na zamówienie konkretnej instytucji finansowej), a czasem także niektórych rodzajów funduszy (np. części funduszy zamkniętych), dostęp do danych może być mocno utrudniony.

Należy także podkreślić, iż wpływ na wartość wskaźnika *active share* ma wiele czynników – m.in. właściwości benchmarku (indeksu), szerokość uniwersum inwestycyjnego (*investable universe*) czy też proces konstrukcji portfela. Jak zauważają Khusainova i Mier, konstrukcja niektórych indeksów predysponuje je do osiągnięcia wyższych wartości wskaźnika *active share*. Dotyczy to zwłaszcza indeksów szerokiego rynku oraz indeksów obejmujących bardzo wiele (np. kilkaset, a nawet kilka tysięcy) składników charakteryzujących się niewielkim poziomem koncentracji mierzonym udziałem wybranej

grupy składników (np. 10 największych) w całym portfelu – np. indeksów globalnych, indeksów grupujących spółki o małej kapitalizacji, indeksów rynku instrumentów o stałym dochodzie. W konsekwencji benchmarki oparte na indeksach o cechach przeciwnych do wyżej wymienionych osiągają z reguły niższe wartości *active share*. Wartość wskaźnika *active share* obniża także relatywnie niewielkie uniwersum inwestycyjne, tj. liczba dostępnych inwestycji. Mniejszy wybór możliwości inwestycyjnych w sposób naturalny ogranicza bowiem zdolność zarządzającego portfelem do uzyskania znacząco odmiennych pozycji, zarówno w ramach benchmarku, jak i poza nim. Istotne znaczenie dla wskaźnika *active share* może mieć również sposób, w jaki menedżer zarządza portfelem funduszu. Jeżeli znajduje on atrakcyjne możliwości inwestycyjne na rynku spółek o dużej kapitalizacji przeważenie tego typu firm spowoduje na ogół obniżenie *active share* w stosunku do menedżera, który przeważa w portfelu spółki o średniej i małej kapitalizacji, korzystając z tego samego benchmarku – w tym ostatnim przypadku jest bowiem więcej możliwości przeważenia spółek w portfelu inwestycyjnym, potrzeba też na to mniej kapitału (Khusainova i Mier, 2013).

Ponadto uwzględnić należy ograniczenia prawne dotyczące możliwości inwestycyjnych funduszy inwestycyjnych czy emerytalnych oraz nakładane przez dostawców indeksów limity – np. w zakresie maksymalnej wagi w portfelu indeksu akcji pojedynczej spółki, grupy spółek bądź spółek z jednego sektora. Przykładowo, zgodnie z art. 96 ust. 1 ustawy o funduszach inwestycyjnych fundusz inwestycyjny otwarty nie może lokować więcej niż 5% aktywów w papiery wartościowe lub instrumenty rynku pieniężnego wyemitowane przez jeden podmiot³. Tymczasem według zapisów znajdujących się w opracowanym przez GPW w Warszawie dokumencie „Szczegółowe zasady konstrukcji i podawania do publicznej wiadomości indeksów i subindeksów giełdowych”⁴, np. maksymalny udział akcji jednej spółki w indeksie WIG20 (w przypadku cokwartalnej korekty) jest ograniczany do 15%, natomiast w indeksach mWIG40 czy WIG do 10% (w przypadku tego ostatniego obowiązuje także 30% limit dotyczący akcji spółek z jednego sektora). Zatem w przypadku indeksów, których konstrukcja przewiduje limity ilościowe odmiennie od limitów nałożonych na politykę inwestycyjną,

³ Limit ten może zostać zwiększony do 10%, jeżeli łączna wartość lokat w papiery wartościowe i instrumenty rynku pieniężnego podmiotów, w których fundusz ulokował ponad 5% wartości aktywów, nie przekroczy 40% wartości aktywów funduszu oraz gdy statut funduszu to przewiduje.

⁴ Stanowi on załącznik do Uchwały Nr 42/2007 Zarządu Giełdy z dnia 16 stycznia 2007 r. (z późn. zm.).

np. instytucji wspólnego inwestowania, wskaźnik *active share* będzie z reguły wykazywał tendencję do osiągnięcia wyższych wartości niż w indeksach, które nie stosują takich limitów lub gdy znajdują się one na relatywnie niskim poziomie.

3. Charakterystyka próby badawczej

Badanie mające na celu określenie adekwatności benchmarków zostało przeprowadzone na próbie 47 funduszy akcji uniwersalnych rynku krajowego zakwalifikowanych do tej kategorii przez Izbę Zarządzających Funduszami i Aktywami (IZFiA) według stanu na dzień 31 grudnia 2013 r. Do tego grona IZFiA kwalifikuje fundusze spełniające określone warunki związane przede wszystkim z inwestowaniem środków finansowych w akcje i inne papiery udziałowe oraz fundusze:

- których – ze względu na prowadzoną politykę inwestycyjną – nie można zaliczyć do grona funduszy indeksowych, funduszy małych i średnich spółek lub funduszy sektorowych;
- w przypadku których udział instrumentów finansowych emitowanych przez podmioty z siedzibą w Polsce stanowi co najmniej 66% aktywów.

Badanie objęło niemal wszystkie fundusze otwarte i specjalistyczne otwarte należące do tej kategorii (w badaniu pominięto pięć funduszy zamkniętych). Z próby wyłączono jedynie dwa fundusze inwestujące w tytuły uczestnictwa innych funduszy akcyjnych, dwa fundusze typu *short* oraz jeden fundusz nieposiadający żadnych aktywów. Całkowita wartość aktywów netto poddanych analizie funduszy wynosiła w końcu 2013 r. 15,38 mld PLN, co stanowiło 97,7% łącznych aktywów funduszy akcji uniwersalnych rynku krajowego w Polsce. Dane dotyczące składu ich portfeli inwestycyjnych na koniec 2013 r. zostały zaczerpnięte z rocznych sprawozdań finansowych (według stanu na dzień 31 grudnia 2013 r.). Z kolei informacje o benchmarkach stosowanych przez badane fundusze pochodzą z ich prospektów informacyjnych i kluczowych informacji dla inwestorów.

Wskaźniki *active share* obliczono dla sześciu różnych indeksów, których charakterystyka – w mniejszym lub większym stopniu – odpowiada polityce inwestycyjnej badanych funduszy (tj. obejmują one przede wszystkim akcje polskich spółek). Są to również indeksy, które są wykorzystywane jako główny składnik benchmarków przez zdecydowaną większość analizowanych podmiotów (42 fundusze). Pięć z nich to indeksy, które w końcu 2013 roku

były obliczane przez GPW w Warszawie: WIG, WIG20, mWIG40, sWIG80⁵ oraz WIGdiv. Dane dotyczące składu ww. indeksów pochodziły z „Rocznika giełdowego 2014” GPW w Warszawie⁶. Szósty indeks to WIG60 – teoretyczny indeks dużych i średnich firm notowanych na warszawskim parkiecie, stworzony przez autora na potrzeby badania, którego portfel obejmuje akcje 60 spółek należących do portfeli indeksów WIG20 i mWIG40⁷.

4. Wyniki

Przeprowadzona analiza wskaźników *active share* 47 funduszy akcji uniwersalnych rynku krajowego według stanu na koniec 2013 r. dla sześciu różnych benchmarków wykazała, iż w przypadku 65% badanych podmiotów posiadających benchmark (28 spośród 43 funduszy) stosowane przez nie benchmarki były adekwatne do prowadzonej przez nie polityki inwestycyjnej. Oznacza to, iż w przypadku tych funduszy najniższa wartość wskaźnika *active share* została odnotowana przy tym indeksie, który stanowił podstawowy lub jedyny składnik ich benchmarku. Innymi słowy, skład portfela inwestycyjnego tych funduszy w końcu 2013 r. w największym stopniu pokrywał się z indeksem stanowiącym jego benchmark – w 25 przypadkach dotyczyło to indeksu WIG, w dwóch przypadkach indeksu WIG60⁸, a w jednym indeksu WIG20 (tab. 1).

⁵ Indeks sWIG80 był obliczany do 21 marca 2014 r., po czym – na skutek zmian w ówczesnej polityce indeksowej GPW w Warszawie – przestał być obliczany i został zastąpiony (na podstawie umowy z IZFiA) benchmarkiem MiS80 stworzonym w odpowiedzi na zapotrzebowanie ze strony TFI. Pod zmianie władz, we wrześniu GPW w Warszawie poinformowała jednak, iż zdecydowała o przywróceniu indeksu sWIG80 z początkiem 2015 r.

⁶ Zawarte w nim dane obejmują dane statystyczne za rok 2013.

⁷ Wagi poszczególnych firm w tym indeksie zostały obliczone na podstawie wartości rynkowej pakietów akcji spółek znajdujących się w końcu 2013 r. w indeksach WIG20 i mWIG40.

⁸ W przypadku dwóch funduszy najniższa wartość wskaźnika *active share* została zano-towana dla indeksu WIG60, a w skład ich benchmarku wchodziły indeksy WIG20 i mWIG40.

Tabela 1. Wskaźniki *active share* funduszy akcji uniwersalnych rynku krajowego w Polsce dla różnych benchmarków (stan na 31 grudnia 2013 r.)

(Sub)Fundusz	WIG	WIG20	mWIG40	sWIG80	WIGdiv	WIG60*	Benchmark**
Allianz Akcji	46,03	53,30	85,04	91,45	74,09	46,51	WIG30 (80%)
Allianz Akcji Plus	38,76	51,47	84,09	88,68	69,81	41,65	WIG (90%)
Allianz Selektywny	33,28	49,93	79,42	89,05	67,20	36,42	WIG (90%)
Altus Akcji	37,29	51,52	65,13	71,52	59,63	40,66	WIG (100%)
Amplico Akcji (od maja 2014 r. MetLife Akcji)	25,38	43,88	67,63	89,81	63,98	24,63	WIG20 (70%), mWIG40 (30%)
Amplico Akcji Polskich (od maja 2014 r. MetLife Akcji Polskich)	34,94	58,04	55,08	83,60	64,36	35,82	WIG20 (50%), mWIG40 (40%)
Arka BZ WBK Akcji	35,24	48,25	77,11	88,65	65,57	37,36	WIG (75%)
Arka Prestiż Akcji Polskich	49,24	55,04	77,15	84,78	70,23	49,39	WIG (100%)
Aviva Investors Nowych Spółek	66,99	77,72	76,18	70,17	79,71	71,34	WIG (90%)
Aviva Investors Polskich Akcji	44,95	60,07	76,73	81,05	68,29	49,11	WIG (90%)
Aviva Investors Spółek Dywidendowych	48,20	53,06	77,98	81,12	53,37	49,36	WIGdiv (90%)
Axa Akcji	44,68	57,75	74,24	86,20	68,99	46,87	WIG (95%)
Axa Akcji Big Players AAA	33,70	51,82	70,25	84,82	64,32	36,89	WIG (95%)
BPH Akcji	43,04	52,93	76,80	89,45	67,20	41,96	WIG (95%)
BPS Akcji	23,44	40,44	74,94	91,05	63,58	24,22	WIG (95%)
Caspar Akcji Polskich	78,93	83,08	82,57	82,90	80,56	81,79	WIG (100%)
Copernicus Akcji	56,91	60,58	85,14	81,48	69,92	58,77	WIG (100%)
Copernicus Akcji Dywidendowych	62,86	70,27	81,47	67,65	76,34	66,29	WIGdiv (60%), WIG (40%)
Credit Agricole Akcyjny	46,26	58,49	75,66	84,46	73,05	48,50	WIG (75%)
Eques Akcji	81,12	90,60	68,50	75,48	86,87	83,20	WIG (90%)
Idea Akcji***	66,83	70,85	67,51	67,44	69,60	67,46	WIG (100%)
ING Akcji	24,09	42,23	80,16	88,57	61,40	28,06	WIG (100%)
ING Selektywny	46,00	50,88	86,06	85,40	64,79	46,77	WIG (100%)
ING Akcji 2	21,02	39,29	75,49	82,64	57,43	25,36	WIG (100%)
Investor Akcji Dużych Spółek	47,30	52,61	84,14	90,50	66,02	46,36	WIG20 (80%)
Investor Akcji	74,12	83,72	72,74	80,74	80,88	75,45	WIG (90%)
Ipopema Agresywny	51,57	55,39	81,50	83,45	70,49	51,31	WIG (90%)

cd. tabeli 1

(Sub)Fundusz	WIG	WIG20	mWIG40	sWIG80	WIGdiv	WIG60*	Benchmark**
KBC Portfel Akcyjny	41,61	46,14	83,55	90,36	62,88	40,03	WIG20 (100%)
KBC Akcyjny	41,18	59,76	57,90	88,97	65,50	40,59	WIG20 (60%), mWIG40 (40%)
Legg Mason Akcji	44,01	52,23	74,82	90,80	68,74	43,25	WIG (100%)
Millennium Akcji	29,62	48,52	74,12	83,99	64,32	33,06	WIG (90%)
Noble Fund Akcji	47,42	56,38	79,06	90,86	69,90	47,33	WIG (90%)
Novo Akcji	38,49	53,66	70,70	89,78	67,61	38,41	WIG (100%)
Open Finance Akcji	33,78	41,80	76,99	82,76	57,68	35,28	WIG (90%)
Optimum Akcji	22,39	17,57	85,37	85,38	46,64	18,59	WIG20 (60%)
Pioneer Akcji-Aktywne Selekcja	44,76	63,68	77,93	82,07	74,26	48,78	WIG (100%)
Pioneer Akcji Polskich	31,62	49,37	72,59	84,99	67,08	33,35	WIG (100%)
PKO Akcji	44,15	55,60	71,31	76,28	62,46	47,34	WIG (70%)
PKO Akcji Plus	47,33	58,89	68,64	74,77	65,81	50,56	WIG (70%)
PZU Akcji Krakowiak	32,86	55,58	72,09	81,39	68,60	38,95	WIG20 (90%)
Quercus Agresywny	49,71	63,60	70,00	74,45	73,03	52,99	WIG (100%)
Skarbiec Akcja	23,15	40,54	70,62	92,11	61,16	22,15	WIG20 (90%)
SKOK Akcji	39,18	35,76	88,12	93,76	56,98	35,17	Brak
SKOK Etyczny 2	36,49	35,15	72,74	83,95	55,43	32,35	Brak
Superfund Akcyjny	36,75	36,76	67,15	71,46	49,55	35,19	Brak
UniAkcje Sektory Wzrostu	40,78	48,52	81,22	81,96	62,31	41,82	Brak
UniKorona Akcje	29,37	42,44	76,05	95,29	60,28	28,27	WIG (100%)

* hipotetyczny indeks dużych i średnich spółek stworzony w wyniku połączenia portfeli indeksów WIG20 i mWIG40,

** w tabeli wyszczególniono jedynie indeksy krajowego rynku akcji tworzące część akcyjną benchmarków sub(funduszy) ze wskazaniem na ich udział w składzie benchmarku; pominięto natomiast indeksy zagranicznych rynków akcji oraz indeksy (wskaźniki) rynku pieniężnego,

*** subfundusz zakończył działalność w październiku 2014 r. w momencie cofnięcia przez KNF zezwolenia dla Inventum TFI na zarządzanie funduszami inwestycyjnymi (zarządzanie subfunduszem przejął depozytariusz)

Uwaga: w tabeli pogrubioną czcionką wyróżniono najniższe wartości wskaźnika active share dla każdego z (sub)funduszy.

W pozostałych 15 funduszach (35% podmiotów posiadających benchmark) wykorzystywane benchmarki okazały się nieadekwatne do ich polityki inwestycyjnej. Ośmiokrotnie głównym lub jedynym składnikiem benchmarku był indeks WIG, sześciokrotnie zaś najniższą wartość wskaźnik *active*

share osiągnął przy indeksie WIG60, a dwukrotnie przy indeksie mWIG40. Czterokrotnie fundusze stosowały jako podstawowy element benchmarku indeks WIG20, natomiast ich faktyczne portfele inwestycyjne w największym stopniu pokrywały się z indeksem WIG60 (trzykrotnie) lub WIG (jeden fundusz). W dwóch przypadkach benchmark oparty był głównie na indeksie WIGdiv, podczas gdy najniższy wskaźnik *active share* odnotowano przy indeksie WIG. W jednym funduszu elementem benchmarku były indeksy WIG20 i mWIG40, natomiast największą zbieżność jego portfel inwestycyjny wykazał z indeksem WIG⁹. Dodać także należy, iż cztery spośród tych 15 funduszy oprócz stałego wynagrodzenia za zarządzanie mogą także pobierać wynagrodzenie zmienne uzależnione od wyniku inwestycyjnego funduszu w relacji do benchmarku. Zatem w ich przypadku stosowanie benchmarku nieadekwatnego do prowadzonej polityki inwestycyjnej może wpływać na sam fakt pobierania (lub nie) zmiennego wynagrodzenia za zarządzanie oraz jego wysokość, a w konsekwencji na łączną wysokość opłat za zarządzanie ponoszonych przez uczestników funduszy, a ostatecznie na ich potencjalne zyski (opłata za zarządzanie uwzględniana w wycenie jednostki uczestnictwa obniża jej wartość i stopę zwrotu funduszu).

Biorąc pod uwagę uzyskane wartości wskaźnika *active share* dla różnych indeksów, należy stwierdzić, iż najczęściej najniższą wartość przyjmował on, gdy był obliczany na podstawie indeksu WIG (30 funduszy na 47 zbadanych). W 64% przypadków to zatem właśnie skład tego indeksu w największym stopniu pokrywał się ze składem portfeli inwestycyjnych analizowanych funduszy i to on powinien być w ich przypadku stosowany jako benchmark (lub być jego zasadniczym elementem). Co ciekawe, aż czterestokrotnie wskaźnik *active share* był najniższy przy teoretycznym indeksie WIG60 skupiającym zarówno duże, jak i średnie firmy – w tym przypadku w skład benchmarku powinien wchodzić indeks WIG20, jak również indeks mWIG40. Zaledwie w dwóch funduszach benchmark powinien obejmować wyłącznie indeks mWIG40, a tylko w jednym podmiocie indeks WIG20. Powyższe wnioski potwierdzają również obliczenia dotyczące średniej wartości wskaźnika *active share* w całej badanej próbie w przypadku poszczególnych indeksów. Zdecydowanie najniższe wyniki uzyskały wskaźniki wyznaczone na podstawie indeksów WIG (42,9) oraz WIG60 (44,1). W znacznie mniejszym stopniu

⁹ Należy zauważyć, iż w przypadku ośmiu funduszy różnice pomiędzy najniższą wartością wskaźnika *active share* a wartością dla benchmarku stosowanego przez dany podmiot były stosunkowo niewielkie (poniżej 2 pkt), co należy ocenić pozytywnie. Jednak w pozostałych siedmiu funduszach przekraczały one 5 pkt (a w czterech spośród nich nawet 10 pkt), co oznacza, iż prowadzona polityka inwestycyjna istotnie odbiegała od deklarowanego benchmarku.

z portfelami funduszy pokrywały się indeksy WIG20 (52,7), WIGdiv (66,3), mWIG40 (75,5) oraz sWIG80 (83,8).

Na tej podstawie można również zasugerować zmianę (uszczegółowienie) klasyfikacji funduszy inwestycyjnych funkcjonujących na polskim rynku finansowym, która obecnie jest zbyt ogólna (wszystkie analizowane podmioty, mimo ewidentnych różnic choćby w składzie portfeli inwestycyjnych, należą do grona funduszy uniwersalnych) oraz dokonać ewentualnej zmiany przyporządkowania konkretnych podmiotów. Fundusze, w przypadku których wskaźnik *active share* osiągnął zdecydowanie najniższą wartość dla indeksu WIG, powinny zostać zaliczone do kategorii funduszy akcji szerokiego rynku, natomiast fundusze, które uzyskały najniższy wskaźnik *active share* dla indeksu WIG20, mWIG40 i WIG60 powinny znaleźć się (odpowiednio) w grupie funduszy dużych spółek, średnich spółek oraz dużych i średnich spółek¹⁰.

Podsumowanie

Wyniki badania adekwatności benchmarków stosowanych przez polskie fundusze akcji uniwersalnych rynku krajowego do realizowanej w praktyce przez te podmioty polityki inwestycyjnej (czego odzwierciedleniem jest skład ich portfeli inwestycyjnych) trudno w mojej opinii ocenić w sposób jednoznaczny. Z jednej strony bowiem w 65% przypadków okazało się, iż stosowane benchmarki zostały dobrze wybrane przez zarządzających i odpowiadają one temu, co rzeczywiście znajduje się w portfelach funduszy. Jednak aż 35% podmiotów (a w szczególności 7 funduszy stanowiących w sumie 16% badanej próby) stosowało w końcu 2013 r. benchmark nieadekwatny do tego, w jaki sposób faktycznie lokują środki finansowe powierzone im przez inwestorów. Jeżeli sytuacja taka utrzymuje się przez dłuższy czas, implikuje to negatywne konsekwencje dla uczestników funduszy (obecnych, ale też przyszłych). Przede wszystkim stosowanie benchmarku (jako stosunkowo prostego i łatwo dostępnego narzędzia umożliwiającego ocenę wyników

¹⁰ Należy podkreślić, iż przedstawione sugestie odnośnie do stosowania benchmarków opierają się wyłącznie na uzyskanych w badaniu wartościach wskaźnika *active share* i nie uwzględniają innych czynników, które potencjalnie mogą również wpływać na wybór przez zarządzającego konkretnego benchmarku. Ponadto przedstawione propozycje odnośnie do zarówno benchmarków, jak i przyporządkowania funduszy do określonej subkategorii funduszy akcji zostały dokonane, uwzględniając wartości wskaźnika *active share* w konkretnym momencie – wskazane byłoby przeprowadzenie obliczeń w dłuższym okresie i ewentualne zweryfikowanie tych sugestii.

inwestycyjnych funduszu) nieadekwatnego do prowadzonej przez dany podmiot polityki inwestycyjnej może wprowadzić w błąd inwestorów i sprawić, iż dokonana przez nich ocena atrakcyjności inwestycyjnej funduszu (oparta na niewłaściwych założeniach) okaże się fałszywa. W dłuższym okresie może to nawet prowadzić do podważenia wiarygodności firmy zarządzającej funduszem i zmniejszyć zainteresowanie jej ofertą w przyszłości. Z punktu widzenia uczestników funduszu istotne jest także, iż niewłaściwy wybór benchmarku może skutkować nieprawidłowościami przy obliczaniu zmiennego wynagrodzenia za zarządzanie funduszem należnego TFI (o ile jest ono naliczane), co w przypadku zawyżenia różnicy pomiędzy stopą zwrotu funduszu a stopą zwrotu benchmarku oznacza zwiększenie całkowitych kosztów uczestnictwa w funduszu, a zatem ostatecznie pogorszenie wyniku inwestycyjnego w ujęciu netto (po uwzględnieniu opłat).

Biorąc powyższe pod uwagę, należy wyrazić nadzieję, iż spółki zarządzające funduszami inwestycyjnymi stosującymi benchmarki nieadekwatne do ich polityki inwestycyjnej dokonają w tym względzie niezbędnych korekt. Powinno to przyczynić się do poprawy transparentności funkcjonowania funduszy i zwiększyć zaufanie do towarzystw, które nimi zarządzają.

Bibliografia

- Borowski, K. (2011). *Teoria i praktyka benchmarków*. Warszawa: Difin.
- Chłoń-Domińczak, A., Kawiński, M. i Stańko, D. (2013). *System oceny i prezentacji wyników inwestycyjnych kapitałowych systemów emerytalnych*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH w Warszawie.
- Cremers M., Petajisto A. (2009). How Active Is Your Fund Manager? A New Measure That Predicts Performance, *The Review of Financial Studies*, 22(9), 3329–3365.
- GPW (2014). *Rocznik giełdowy 2014*. Warszawa: Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie.
- GPW (2014a). *Szczegółowe zasady konstrukcji i podawania do publicznej wiadomości indeksów i subindeksów giełdowych*. Warszawa: Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie.
- IZFiA (2014). *Klasyfikacja funduszy inwestycyjnych*. Warszawa: Izba Zarządzających Funduszami i Aktywami.
- Khusainova E. i Mier J. (2013). *Taking a Closer Look at Active Share*. Lazard Asset Management – Investment Research.
- Rozporządzenie Ministra Finansów z 22 maja 2013 r. w sprawie prospektu informacyjnego funduszu inwestycyjnego otwartego i specjalistycznego funduszu inwestycyjnego otwartego oraz wyliczania wskaźnika zysku do ryzyka tych funduszy (Dz. U., poz. 673).
- Sławiński, A. (2006). *Rynki finansowe*. Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Ustawa z dnia 27 maja 2004 r. o funduszach inwestycyjnych (Dz.U. Nr 146, poz. 1546, z późn. zm.).

Rozdział X

MILENA DĄBKOWSKA*

Efektywność i ryzyko funduszy ETF notowanych w Polsce oraz z ekspozycją na rynek polski

Streszczenie

Rynek funduszy ETF na świecie rozwija się od początku lat 90. ubiegłego wieku, w Polsce zaś dopiero zaczyna się rozwijać. Obecnie na warszawskim parkiecie notowane są zaledwie trzy tego typu fundusze. W artykule zbadano efektywność i ryzyko ETF notowanych na warszawskiej giełdzie oraz funduszy EFT koncentrujących swoją ekspozycję na polskim rynku. Posłużono się dziennymi stopami zwrotu z okresu od początku notowania pierwszego funduszu ETF na polskiej giełdzie (Lyxor ETF WIG20), czyli od 22.09.2010 roku. Kończącą datą stóp zwrotu jest 30.04.2014 roku. Wyniki przeprowadzonych badań wskazują, że stopy zwrotu ETF różnią się w bardzo niewielkim stopniu od stóp zwrotu indeksów, których portfele te fundusze odzwierciedlają. Oznacza to, że realizują swoje strategie inwestycyjne.

Słowa kluczowe: efektywność, ryzyko, ETF, rynek kapitałowy.

Efficiency and risk of ETFs listed in Poland and the exposure to the Polish market

Abstract

Exchange Traded Funds market in the world has been developing since the early 1990s while in Poland it is just beginning to develop. Currently on the Warsaw Stock Exchange there are only three funds like that. This article examines the effectiveness and risks of ETFs that are listed on the Warsaw Stock Exchange and ETFs focusing its exposition to the Polish market. Daily returns of ETF were used, from period from the beginning of the first ETF quotation on the Polish stock exchange (Lyxor ETF WIG20) – which means from 22.09.2010. The closing date for returns is

* Milena Dąbkowska – doktorantka, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Warszawski; e-mail: milena.dabkowska88@gmail.com

30.04.2014. Results of the study indicate that the ETF's returns of investments differ in a minimal degree from return of indexes, which reflect the portfolios of these funds. This means that their investment strategies are being implemented.

Keywords: efficiency, risk, ETFs, capital market.

JEL: F21, G11, G23

Wprowadzenie

Fundusze *Exchange Traded Funds* (ETF) to jeden z najnowszych produktów wśród instytucji wspólnego inwestowania. W Polsce rynek ten jest dopiero w początkowej fazie rozwoju, dlatego też problematyka ta jest szczególnie ważna dla rodzimego rynku kapitałowego.

Przez fundusz ETF należy rozumieć otwarty fundusz inwestycyjny zarządzany w sposób pasywny, którego celem jest dążenie do jak najlepszego odwzorowania stóp zwrotu określonego indeksu rynkowego. Fundusz ten dokonuje emisji tytułów uczestnictwa, które są papierami notowanymi na giełdzie papierów wartościowych. Swój cel inwestycyjny osiąga, stosując jedną z dwóch podstawowych metod replikacji. Może to być (Miziołek, 2013):

- replikacja fizyczna – określana również jako bezpośrednia – nabywanie do portfela papierów wartościowych, które wchodzi w skład indeksu bazowego przy zachowaniu wag tych papierów w tym indeksie; może być pełna (zakup wszystkich papierów wartościowych, które tworzą portfel danego indeksu) lub niepełna (stosuje się w sytuacji, gdy pełna replikacja nie jest możliwa lub uzasadniona – portfel indeksu jest bardzo duży lub portfel ten obejmuje niewielką ilość składników cechujących się niewielką płynnością); występuje tu metoda optymalizacji i metoda reprezentacyjnej próbki;
- replikacja syntetyczna – nazywana również replikacją opartą na swapach lub pośrednią replikacją – wykorzystanie kontraktu typu swap pomiędzy bankiem inwestycyjnym (*swap counterparty*) a emitentem tytułów uczestnictwa funduszu ETF (*ETF provider*); wyniki funduszu są wymieniane z bankiem na wyniki podstawowego koszyka danego ETF; wyróżnia się tu metody: z finansowanym modelem swapu i z niefinansowanym modelem swapu.

Fundusze ETF ze względu na pasywną strategię zarządzania portfelem inwestycyjnym posiadają niższe koszty niż fundusze zarządzane w sposób aktywny. Na ich korzyść przemawia również to, że naśladowując wybrany indeks nie muszą dokonywać częstych zmian w swoim portfelu. Wpływa to na obniżenie kosztów transakcyjnych, a więc również na koszty całkowite funduszu (Lucchetti, 2002). Rynek ETF niezmiennie od początku istnienia stale dynamicznie się rozwija, co przekłada się na spadek kosztów jednostkowych. Dodatkowo należy zwrócić uwagę na wyeliminowanie z działalności tych funduszy funkcji agenta transferowego, dzięki czemu, według badań, omawiane koszty są niższe o około 5–35 punktów bazowych, w zależności od wielkości ETF (Gastineau, 2001). Jeden z autorów zmierzył również korzyści z pasywnego zarządzania. Zgodnie z tym badaniem, typowy inwestor mógłby zwiększyć średnioroczny zwrot z inwestycji w latach 1980–2006 o 67 punktów bazowych, gdyby zmienił strategię zarządzania portfelem na pasywną (French, 2008). Korzyści z dywersyfikacji oraz pasywne inwestowanie mogą być nawet bardziej wyraźne dla indywidualnego inwestora, którego typowy portfel wykazuje zbyt niską dywersyfikację i zbyt dużą liczbę transakcji (Odean, 1999). W przypadku ETF korzyści te mogą być jeszcze większe, gdyż oferują one kilka istotnych różnic w stosunku do otwartych funduszy indeksowych. Mianowicie, oprócz niższych opłat ETF oferują inwestorom bieżącą wycenę w ciągu sesji giełdowych (fundusze indeksowe, jak inne fundusze są wyceniane tylko raz dziennie). Mogą one również posiadać pewne zniżki stawek podatkowych (Poterba i Shoven, 2002).

Początki rynku ETF na świecie sięgają początku lat 90. ubiegłego wieku. Za pierwsze ETF-y uznawane są instrumenty, które 9 marca 1990 roku zostały wprowadzone na kanadyjską giełdę Toronto Stock Exchange TSX. Był to Toronto 35 Index Participation Units. Fundusz miał naśladować zachowanie indeksu TSX 35 grupującego akcje 35 największych kanadyjskich spółek notowanych na tamtejszej giełdzie. Kolejnym podobnym instrumentem, który znalazł się również na giełdzie w Toronto, był Hundred Index Participation Funds. Odzworowywał on wyniki indeksu TSX 100. W roku 2000 fundusze te zostały scalone w iUnits S&P/TSE Index Participation Funds, który obecnie funkcjonuje pod marką iShares S&P/TSX 60 Index Fund.

Jednakże rynkiem, który zainicjował rozwój funduszy ETF w skali globalnej był niewątpliwie rynek amerykański. Pierwszy ETF – Standard & Poor's Depository Receipts¹ został wprowadzony 29 stycznia 1993 roku na giełdę AMEX. Wówczas zarządzał aktywami o wartości zaledwie 6,5 mln USD.

¹ Obecnie SPDR S&P 500 ETF Trust.

Natomiast w dniu 02/05/2014 była to kwota już 156 274,2031 mln USD². Dane te pokazują ogromną skalę rozwoju. Obecnie jest to największy fundusz ETF na świecie.

Na rynku europejskim pierwsze tytuły uczestnictwa funduszy ETF zostały wprowadzone do obrotu 11 kwietnia 2000 roku. Były to tytuły funduszy iShares DJ EURO STOXX 50³ oraz iShares DJ STOXX 50⁴, które zostały wprowadzone do systemu transakcyjnego Xetra giełdy Deutsche Boerse we Frankfurcie. Odzworowywały one odpowiednio indeksy: EURO STOXX 50 Index, który obrazuje koniunkturę 50 największych spółek strefy euro oraz STOXX Europe 50 Index, odzwierciedlający notowania 50 największych spółek Europy, gdzie wielkość spółek jest mierzona i ważona kapitalizacją w wolnym obrocie.

W ślad za trendami światowymi fundusze ETF są notowane również na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Dnia 22 września 2010 roku miało miejsce pierwsze notowanie subfunduszu Lyxor ETF WIG20 (ETFW20L)⁵, należącego do funduszu parasolowego Multi UNITS Luxembourg. Jest on zarządzany przez spółkę Lyxor Asset Management, która należy do grupy Societe Generale. Jego celem inwestycyjnym jest jak najdokładniejsze odwzorowanie wyników indeksu WIG20 przy zastosowaniu replikacji syntetycznej. Walutą notowań jest polska złotówka. Kolejne dwa fundusze ETF miały swój debiut na warszawskim rynku giełdowym dnia 31 maja 2011 roku. Był to Lyxor ETF S&P 500 (LYPS) oraz Lyxor ETF DAX (LYXDAX)⁶. Podobnie jak poprzedni fundusz, również te należą do parasola funduszu Multi UNITS Luxembourg. Pierwszy z nich dąży do odwzorowania stopy zwrotu indeksu S&P 500 Total Return, obejmujący 500 największych amerykańskich przedsiębiorstw publicznych należących do najważniejszych sektorów tamtejszej gospodarki. Natomiast drugi z wprowadzonych na rynek 31 maja 2011 roku funduszy ma za zadanie odwzorowywać wyniki indeksu DAX – głównego indeksu giełdy Deutsche Boerse, który stanowi swoisty barometr niemieckiego rynku akcji. Walutą notowań obydwóch funduszy na giełdzie warszawskiej jest polska złotówka. Natomiast główną walutą tych funduszy jest euro. Te fundusze również stosują replikację syntetyczną z modelem niefinansowym.

² <http://www.bloomberg.com/quote/SPY:US> (3.05.2014).

³ Obecnie iShares EURO STOXX 50.

⁴ Obecnie iShares STOXX Europe 50.

⁵ W dalszej części artykułu użyto oznaczeń (tickerów) funduszy z systemu Bloomberg.

⁶ Od 2013 roku nazwy funduszy ETF notowanych w Polsce zawierają określenie UCITS.

Tabela 1. ETF notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie i ETF mające ekspozycję wyłącznie na rynek polski

ETF	TICKER	Data rozpoczęcia notowań na primary exchange	Giełda/primary exchange	Replikowany indeks (waluta)	Waluta notowań	Rodzaj replikacji
Lyxor ETF WIG20	ETFW20L	22.09.2010	GPW	WIG20 (PLN)	PLN	syntetyczna z modelem niefinansowanym
Lyxor ETF S&P 500	LYPS	31.05.2011	GPW	S&P 500 Total Return (USD)	PLN	syntetyczna z modelem niefinansowanym
Lyxor ETF DAX	LYXDAX	31.05.2011	GPW	DAX (EUR)	PLN	syntetyczna z modelem niefinansowanym
Market Vectors Poland ETF	PLND	25.11.2009	NYSE ARCA	Market Vectors Poland (USD)	USD	fizyczna – pełna
iShares MSCI Poland Capped Investable Market Index Fund	EPOL	25.05.2010	NYSE ARCA	MSCI Poland IMI 25/50 Index (USD)	USD	fizyczna – niepełna
iShares MSCI Poland UCITS ETF	IPOL/SPOL	24.01.2011	London Stock Exchange	MSCI Poland Investable Market Index (USD)	GBP/USD	fizyczna – pełna

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z serwisu Bloomberg.

Wśród wszystkich funduszy ETF notowanych na rynkach światowych znajdują się również takie, które cechują się ekspozycją wyłącznie na polski rynek akcji. Jednym z nich jest Market Vectors Poland ETF (PLND). Jest on zarządzany przez Van Eck Global. Od dnia 25 listopada 2009 roku jest on notowany na rynku NYSE ARCA, a jego walutą jest amerykański dolar. Fundusz ten stara się jak najwierniej odwzorowywać wyniki indeksu Market Vectors Poland, który obejmuje co najmniej 25 największych spółek mających siedzibę w Polsce lub takich, które co najmniej 50% swoich dochodów osiągnęły, działając na rynku polskim. Również na platformie NYSE ARCA jest notowany fundusz iShares MSCI Poland Capped Investable Market Index Fund (EPOL) zarządzany przez BlackRock. Jego debiut miał miejsce 25 maja 2010 roku. Jest on notowany w amerykańskich dolarach. Fundusz stara się replikować wyniki MSCI Poland IMI 25/50 Index. Jest to indeks ważony kapitalizacją akcji spółek notowanych na warszawskiej giełdzie (uwzględniając współczynnik *free float*). Dodatkowo należy wspomnieć, iż jest to indeks typu *capped*. Oznacza to, że jego metodologia przewiduje zastosowanie dwóch limitów: ograniczenie maksymalnego udziału jednego waloru w portfelu inwestycyjnym do 25% oraz ograniczenie łącznego udziału akcji, które posiadają co najmniej wagę na poziomie 5% w indeksie, do 50%. Innym kryterium pozwalającym przyporządkować spółkę do tego indeksu jest kapitalizacja rynkowa na poziomie 150 mln USD, przeciętny miesięczny wolumen obrotu za ostatnich sześć miesięcy wynoszący minimum 250 tys. akcji oraz średnia wartość obrotów w ostatnich trzech miesiącach na poziomie minimum 1 mld USD.

Ostatnim funduszem, który należy wymienić jako ETF notowany na giełdach zagranicznym a mający ekspozycję ograniczoną do warszawskiego rynku akcji jest iShares MSCI Poland UCITS ETF. Jego notowania rozpoczęły się 24 stycznia 2011 roku. Jest on zarządzany również przez BlackRock. Natomiast jego notowania odbywają się równocześnie na giełdzie Deutsche Boerse (waluta notowań dolar amerykański IPOL) i London Stock Exchange (waluta notowań funt brytyjski – SPOL). Fundusz ten odwzorowuje stopę zwrotu MSCI Poland Investable Market Index. Jest to indeks ważony kapitalizacją obejmujący polskie spółki odpowiadające za 99% kapitalizacji rynkowej na warszawskim rynku (uwzględniając współczynnik *free float*).

Cel niniejszego artykułu to ocena ryzyka i efektywności takiego zarządzania funduszy ETF notowanych w Polsce i ETF notowanych na giełdach zagranicznych, ale mających ekspozycję wyłącznie na polski rynek akcji. Główną hipotezą badawczą jest to, że stopy zwrotu funduszy zarządzanych

pasywnie naśladowują w sposób wierny stopy zwrotu indeksów. Innymi słowy realizują swoją strategię inwestycyjną.

1. Przegląd badań nad oceną efektywności ETF

Problem oceny efektywności i ryzyka inwestowania funduszy ETF jest szeroko opisywany w literaturze.

Tracking error ze względu na miarę charakterystyczną dla omawianych funduszy jest wśród badaczy przedmiotem częstych analiz. Porównanie *tracking error* ETF i funduszy indeksowych w Grecji i Stanach Zjednoczonych przyniosło takie same rezultaty – wskaźnik ten pokazywał większą efektywność śledzenia indeksu przez ETF (Rompotis, 2008). Do podobnych wniosków doszło również dwóch innych badaczy, którzy analizowali australijskie fundusze ETF (Gallagher i Segara, 2004). Natomiast badanie czterech funduszy iShares i funduszy indeksowych pokazało, że fundusze ETF są efektywniejsze przy inwestowaniu z premią niż z dyskontem oraz posiadają stosunkowo duże dzienne wahania cen. Obydwa typy funduszy miały zbliżony stopień korelacji stóp zwrotu z replikowanym indeksem, lecz różniły się poziomem wskaźnika *tracking error* (Aber, Li i Can, 2009).

Kolejne badanie wykazało, że zwrot z inwestycji w ETF w Grecji okazał się bardziej zmienny, rozproszony i trudniejszy do prognozowania niż zwrot z innych funduszy (ryzyko zmierzono odchyleniem standardowym stóp zwrotu). Jednakże ryzyko systematyczne ETF było niższe niż w przypadku innych typów funduszy (Rompotis, 2011). Należy zaznaczyć, że wnioski z podobnego badania przeprowadzonego na przykładzie ETF Stanów Zjednoczonych były zgoła odmienne. Tamtejsze ETF posiadały wyższe ryzyko systematyczne niż fundusze indeksowe (Rompotis, 2008). Z kolei szwajcarskie ETF nie replikowały dokładnie stóp zwrotu swoich benchmarków. Wynika to z polityki tych funduszy, która nie przewiduje pełnej replikacji i dodatkowo wymaga znacznej wysokości wskaźnika *tracking error* (Milonas i Rompotis, 2007).

Inny ciekawy problem pokazało badanie dotyczące cen i wartości aktywów netto ETF notowanych w Stanach Zjednoczonych, a mających ekspozycję na rynki azjatyckie. Autorzy znaleźli różnice w tych wartościach i wytłumaczyli je różnicą stref czasowych między rynkiem amerykańskim, gdzie działają te fundusze, a rynkiem azjatyckim, gdzie notowane są akcje wchodzące w skład śledzonych indeksów (Jares i Lavin, 2004).

Podobne badanie miało na celu wyjaśnienie przyczyn istnienia *tracking error* zagranicznych funduszy ETF śledzących amerykańskie indeksy. Kom-

pleksowo przeanalizowano 20 funduszy na przestrzeni lat 1997–2006, bazując na dziennych i miesięcznych stopach zwrotu. Udowodniono, że zmienne, takie jak segmentacja rynku oraz integracja indeksów, były zmiennymi nieistotnymi. W przeciwieństwie do dodatnich stóp zwrotu zagranicznych indeksów w stosunku do indeksów amerykańskich oraz jednoczesnej wymiany handlu zagranicznego ze Stanami Zjednoczonymi, które w sposób istotny wpływały na współczynniki korelacji ETF i ich amerykańskimi indeksami (Johnson, 2008).

2. Metodologia badań

Literatura przedmiotu przedstawia wiele miar oceny efektywności stóp zwrotu funduszy inwestycyjnych. Jak większość analiz finansowych, również ta opiera się na hipotezie rynku efektywnego. Zgodnie z nią rynki finansowe są w stanie szybko i dokładnie odzwierciedlić informacje publicznie dostępne (Fama, 1970). Główna uwaga jest jednak kierowana na fundusze zarządzane aktywnie, które prowadzą diametralnie odmienną od funduszy ETF politykę inwestycyjną. Do najważniejszych metod oceny efektywności wyników funduszy ETF, które zostaną wykorzystane w niniejszym artykule należą: błąd odwzorowania, współczynnik korelacji stóp zwrotu oraz miary oparte na modelu CAPM. Zostaną również scharakteryzowane rozkłady stóp zwrotu poszczególnych funduszy i replikowanych przez nie indeksów.

Błąd odwzorowania (*tracking error*), zwany też błędem naśladowania jest najważniejszą miarą spośród wszystkich wykorzystywanych do oceny efektywności pasywnego zarządzania funduszem. Stosuje się go do zmierzenia ryzyka błędu odwzorowania (*tracking error risk*), czyli nieosiągnięcia stopy zwrotu równej stopie zwrotu określonego indeksu rynku. Można go zdefiniować jako zmienność różnic między stopami zwrotu funduszu a stopami replikowanego przez niego indeksu (Wong, Shum, 2010). Określa on zatem zmienność, z jaką stopy zwrotu portfela są zbliżone do stóp zwrotu naśladowanego przez fundusz indeksu. Oblicza się go jako:

$$TE_t = \sigma(R_p - R_i), \quad (1)$$

gdzie:

TE – błąd odwzorowania w danym okresie,

σ – odchylenie standardowe,

R_p – stopa zwrotu funduszu w danym okresie,

R_i – stopa zwrotu indeksu w danym okresie.

Błąd odwzorowania to podstawowa metoda oceny zarządzania portfelem inwestycyjnym zarządzanym w sposób pasywny.

Zależność między stopą zwrotu z instrumentu finansowego a poziomem ryzyka systematycznego można wyrazić za pomocą modelu wyceny aktywów kapitałowych CAPM (Sharpe, 1964). Wśród miar opartych na tym modelu najpopularniejszymi są: wskaźnik Sharpe'a, wskaźnik Treynora oraz alfa Jenseña.

Wskaźnik Sharpe'a nazywany jest również wynagrodzeniem za zmienność. Zdaniem Sharpe'a inwestor jest gotów ponosić większe ryzyko, pod warunkiem, że otrzymuje w zamian relatywnie wyższe zyski. Współczynnik Sharpe'a ocenia rentowność na podstawie stopy zwrotu oraz dywersyfikacji. Wskaźnik porównuje położenie funduszy względem linii rynku kapitałowego CML. Jest ona relacją stopy zwrotu i ryzyka całkowitego, które jest mierzone odchyleniem standardowym (Reilly i Brown, 2001). Miara Sharpe'a określona jest wzorem:

$$Sh = \frac{R_p - R_f}{\sigma}, \quad (2)$$

gdzie:

S_h – wskaźnik Sharpe'a,

R_f – średnia stopa zwrotu z inwestycji wolnej od ryzyka.

Sharpe wykorzystał w swojej formule ryzyko całkowite. Natomiast ryzyko systematyczne wykorzystał Treynor. Miara zaproponowana przez niego była pierwszą formalną techniką łączącą w jedną miarę stopę zwrotu portfela i ryzyko. Określa ona premię za ryzyko przypadające na jednostkę podjętego ryzyka, które mierzone jest za pomocą współczynnika beta portfela. Treynor przyjął założenie o doskonałej dywersyfikacji portfela. Wskaźnik ten umożliwia określenie położenia portfela inwestycji względem linii rynku papierów wartościowych. Definiuje się go jako:

$$T = \frac{R_p - R_f}{\beta_p}, \quad (3)$$

gdzie:

T – wskaźnik Treynora,

β_p – współczynnik beta portfela.

Wadą wskaźników Treynora i Sharpe'a jest to, że nie pokazują absolutnych, a jedynie względne, wartości rentowności portfela. Można na ich podstawie stworzyć ranking portfeli, lecz nie ma możliwości określenia dokładnych różnic w ich rentowności.

Alfa Jensena jest modyfikacją wskaźnika Treynora. Pozwala ona na określenie dodatkowej stopy zwrotu, jaką można osiągnąć przy określonym poziomie ryzyka. Miarę tę określa wzór (Jensen, 1968):

$$\alpha_p = R_p - [R_f + \beta_p * (R_m - R_f)], \quad (4)$$

gdzie:

α_p – alfa Jensena,

R_m – stopa zwrotu portfela rynkowego.

Inną ważną miarą, wiążącą się z powyższymi, jest wycucie rynku (*market timing*), czyli zdolność przewidywania okresów wzrostów i spadków cen papierów wartościowych oraz właściwa reakcja na te zmiany, a zatem zapewnienie odpowiednich proporcji w portfelu inwestycyjnym pomiędzy aktywami ryzykownymi i bezpiecznymi w taki sposób, aby uzyskać wyższy poziom ryzyka portfela w czasie wzrostów, a niższy poziom ryzyka w czasie spadków. Badaną umiejętnością zarządzającego jest tutaj zatem formułowanie prawidłowych makroprognoz, czyli przewidywanie ruchów całego rynku na podstawie historycznych notowań.

Wycucie rynku przez zarządzających portfelem inwestycyjnym jest badane za pomocą metod parametrycznych – wskaźnika Treynora-Mauzy'ego oraz wskaźnika Henrikssona-Mertona. Pierwszy z nich opisuje model (Treynor i Mauzy, 1966):

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_p * R_{mt} + \gamma_p * R_{mt}^2 + \varepsilon_t, \quad (5)$$

gdzie:

R_{pt} – stopa zwrotu z portfela inwestycyjnego w okresie t ,

β_p – miara ryzyka systematycznego portfela,

R_{mt} – stopa zwrotu z portfela rynkowego w okresie t ,

γ_p – miara wycucia rynku przez zarządzającego funduszem.

Konstrukcja wskaźnika Henrikssona-Mertona umożliwia oddzielenie od wpływu umiejętności zarządzającego portfelem w zakresie wycucia rynku oraz umiejętności odpowiedniego doboru aktywów. W celu oszacowania

tych dwóch kategorii należy oszacować MNK model (Henriksson i Merton, 1984):

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p} * (R_{mt} - R_{ft})\beta_{2p} + * \gamma_t + \varepsilon_t, \quad (6)$$

gdzie:

- $R_{mt} - R_{ft}$ – nadwyżka stopy zwrotu z portfela rynkowego nad stopą wolną od ryzyka, $\gamma_t = \max\{0, R_{mt} - R_{ft}\}$,
 ε_t – składnik losowy modelu, który spełnia założenia modelu CAPM.

W modelu tym istotną rolę odgrywają oszacowania parametrów α_p oraz β_{2p} .

3. Wyniki badań

Do weryfikacji hipotezy badawczej niniejszego artykułu posłużono się opisanymi powyżej metodami pomiaru efektywności funduszy ETF.

Z racji tego, że fundusze ETF notowane w Warszawie i te z wyłączną ekspozycją na rynek polski rozpoczęły notowania w różnych okresach, dla lepszej porównywalności danych wszystkie miary obliczono dla każdego roku z przedziału lat 2009–2014.

Pierwszym krokiem analiz było zbadanie normalności rozkładów stóp zwrotu ETF i replikowanych przez nie indeksów. Testowanie odnosiło się do całych szeregów stóp w czasie działalności funduszy. Stopy zwrotu zostały poddane testom Doornika–Hansena, Shapiro–Wilka, Lillieforsa oraz Jarque’a–Bera. Wyniki zostały przedstawione w tabeli 2.

Wszystkie wyniki testów zgodnie pokazywały, że zarówno stopy zwrotu ETF, jak i replikowanych indeksów nie posiadają rozkładów normalnych. Dodatkowo należy zauważyć, iż p-value dla wszystkich testów jest bardzo bliskie zera i zdecydowanie niższe niż standardowe poziomy istotności 0,01 oraz 0,05. Oznacza to, że otrzymane wyniki są wysoce istotne statystycznie.

Tabela 2. Wyniki testów normalności rozkładów stóp zwrotu ETF i indeksów

	TEST (wartość p-value)			
	Doornika-Hansena	Shapiro-Wilka	Lillieforsa	Jarque'a-Bera
ETFW20L	255,319 (3,61582e-056)	0,951549 (1,31144e-016)	0,0657284 (p ~ = 0)	656,872 (2,30197e-143)
WIG 20	180,223 (7,33006e-040)	0,960051 (6,1058e-015)	0,0506991 (p ~ = 0)	479,404 (7,91964e-105)
LYPS	1294,45 (8,19629e-282)	0,85349 (7,69146e-026)	0,0892558 (p ~ = 0)	7138,33 (p 0)
S&P500TR	292,866 (2,54014e-064)	0,931093 (4,01004e-018)	0,0938215 (p ~ = 0)	892,903 (1,28394e-194)
LYXDAX	417,443 (2,25651e-091)	0,895517 (4,88457e-022)	0,0894984 (p ~ = 0)	2252,83 (p 0)
DAX	114,903 (1,11997e-025)	0,958938 (1,49233e-013)	0,0776372 (p ~ = 0)	204,324 (4,28095e-045)
PLND	209,115 (3,90216e-046)	0,961194 (6,7375e-017)	0,0605854 (p ~ = 0)	476,34 (3,66479e-104)
Market Vectors Poland	187,061 (2,39984e-041)	0,9653 (6,70071e-016)	0,0621991 (p ~ = 0)	423,973 (8,61843e-093)
EPOL	213,451 (4,46432e-047)	0,958358 (1,71353e-016)	0,0685269 (p ~ = 0)	510,705 (1,26397e-111)
MSCI Poland IMI 25/50	168,163 (3,04658e-037)	0,964875 (5,15613e-015)	0,0623489 (p ~ = 0)	400,977 (8,49218e-088)
IPOL	183,481 (1,43714e-040)	0,951225 (3,50667e-016)	0,0703761 (p ~ = 0)	463,996 (1,75602e-101)
MSCI Poland Investable Market	188,799 (1,00632e-041)	0,956793 (3,86012e-015)	0,0659893 (~p= 0)	453,444 (3,43491e-099)
SPOL	168,165 (3,0436e-037)	0,953999 (1,12908e-015)	0,060696 (p ~ = 0)	413,768 (1,41744e-090)
MSCI Poland Investable Market	188,799 (1,00632e-041)	0,956793 (3,86012e-015)	0,0659893 (p ~ = 0)	453,444 (3,43491e-099)

Źródło: opracowanie własne.

Układy danych na wykresach (zob. Załączniki) potwierdzają wyniki statystyk opisowych, że rozkłady tak stóp zwrotu ETF, jak i stóp zwrotu odwzorowywanych przez nie indeksów posiadają rozkłady różne niż rozkład

normalny. Jest to bardzo częste zjawisko występujące na rynku finansowym. Jednakże do analiz teoretycznych i praktycznych autorzy często przyjmują założenie o normalności rozkładu stóp zwrotu z instrumentów finansowych. Ze względów formalnych to założenie jest poprawne na mocy centralnego twierdzenia granicznego stanowiącego, że w wielu sytuacjach można zakładać rozkład normalny dla ciągłej zmiennej losowej, jeśli poszczególne wartości tej zmiennej są niezależne, pojedyncze obserwacje pochodzą z tego samego rozkładu, a obserwacji jest dostatecznie dużo (Tarczyński, Witkowska i Kompa, 2013). Również w tym artykule do dalszych rozważań przyjęto założenie o normalności rozkładu stóp zwrotu zarówno ETF, jak i replikowanych indeksów. Wykresy zwrotu ETF i replikowanych indeksów pokazują, że zmiana stóp zwrotu indeksu była naśladowana przez fundusz.

Na przestrzeni lat analizowane stopy zwrotu funduszy ETF były zbliżone do stóp zwrotu replikowanych indeksów. Również odchylenia standardowe stóp zwrotu funduszy i indeksów kształtowały się na zbliżonym poziomie. Jednakże inaczej było w przypadku współczynnika zmienności stóp zwrotu ETF i stóp zwrotu indeksów. Należy zauważyć, że zdecydowana większość tych miar jest do siebie zbliżona. Natomiast, jeśli występują różnice między poziomem współczynników ETF i indeksów, to te różnice są kilkukrotne. Jako przykład można tu podać fundusze LYXDAX w 2011 roku i LYPS w roku 2012 ze współczynnikami zmienności stóp zwrotu na poziomie odpowiednio 115,9 i 120,1, gdzie indeks DAX cechował współczynnik zmienności stóp zwrotu na poziomie 18,8 a indeks S&P 500 – 13,7. Analizując kolejne charakterystyki stóp zwrotu ETF i indeksów, można stwierdzić, że wszystkie te portfele posiadają stopy zwrotu o rozkładzie innym niż rozkład normalny. Są to rozkłady w większości lewostronne i bardziej wysmukłe niż rozkład wzorcowy. Oznacza to, że większość ich stóp zwrotu znajduje się powyżej średniej oraz i są one bardziej skupione wokół tej średniej. Współczynnik korelacji kształtował się na umiarkowanym poziomie dla wszystkich ETF z wyjątkiem LYPS, gdzie był on zdecydowanie najniższy i odbiegający od pozostałych w całym analizowanym okresie. Natomiast współczynnik determinacji modelu CAPM wskazywał na to, że model CAPM w różnym stopniu wyjaśnia stopy zwrotu ETF. Najwyższy poziom tego wskaźnika w całym analizowanym okresie posiadał IPOL/SPOL oraz ETFW20L, najniższy zaś – LYPS.

Błąd odwzorowania dla wszystkich ETF był niższy od 0,03, co jest zgodne z zapisami Kluczowych Informacji dla Inwestorów, które są dostępne na stronach podmiotów zarządzających badanymi ETF.

Istotną kwestią jest również to, że współczynniki Sharpe'a, Treynora i Jensena dla zdecydowanej większości funduszy pokazywały ich efektywne zarządzanie.

Natomiast na podstawie wskaźników Treynora-Mauzy'ego i Henrikssona-Mertona można stwierdzić, że zarządzający bardzo różnie radzili sobie z wycuciem rynku i techniką *market timing*. Ciekawa sytuacja miała miejsce w 2013 roku, gdzie zgodnie z alfą Jensena portfele PLND, EPOL i SPOL cechowały się słabą efektywnością zarządzania. Natomiast biorąc pod uwagę Treynora-Mauzy'ego zarządzający tymi funduszami nie posiadali dobrego wycucia rynku. Było to sprzeczne z tym, co pokazywały obliczone wskaźniki Henrikssona-Mertona. Zgodnie z nimi wszyscy zarządzający posiadali umiejętności w zakresie wycucia rynku, a technika *market timing* pozytywnie wpłynęła na portfel LYXDAX.

Podsumowanie

Celem niniejszego artykułu była analiza ryzyka i efektywności zarządzania funduszy ETF notowanych w Polsce i ETF notowanych na giełdach zagranicznych, ale mających ekspozycję wyłącznie na polski rynek akcji. Główną hipotezą badawczą artykułu było to, że stopy zwrotu funduszy zarządzanych pasywnie naśladują w sposób wierny stopy zwrotu indeksów.

Z przedstawionych wyników badań można wywnioskować, że stopy zwrotu ETF różnią się w bardzo niewielkim stopniu od stóp zwrotu indeksów, których portfele te fundusze odzwierciedlają. Oznacza to, że realizują swoje strategie inwestycyjne.

Spośród analizowanych funduszy ETF wyróżniał się LYXDAX, który był efektywnie zarządzany według czterech z pięciu miar efektywności wywodzących się z modelu CAPM. Natomiast zgodnie z wynikami tych miar, najmniej efektywnie były zarządzane portfele funduszy SPOL i PLND.

Jednakże, przeprowadzone analizy efektywności nie tylko nie dają jednoznacznej odpowiedzi, lecz także są czasem ze sobą sprzeczne. Wynika to z faktu, że wykorzystane metody oceny efektywności zarządzania portfelami inwestycyjnymi opierają się na różnych kryteriach.

Za istotny aspekt niniejszych rozważań można uznać okres analizy, który był zarówno stosunkowo krótki (badane fundusze powstały dość niedawno), jak i przypadł na okres głównie trendu spadkowego na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie oraz na wszystkich giełdach światowych.

Artykuł może być pretekstem do dalszych badań nad efektywnością i ryzykiem funduszy ETF, ale przy użyciu miar właściwych dla rozkładów stóp zwrotu innych niż normalne.

Bibliografia

- Aber, J.W., Li, D. i Can, L. (2009). Price volatility and tracking ability of ETFs, *Journal of Asset Management*, 10, 210–221, <http://dx.doi.org/10.1057/jam.2009.13>.
- Bhattacharya, U., Loos, B., Meyer, F., Hackethal, A. i Kaesler, S. (2013). *The Dark Side Of ETFs and Index Funds*. Pozyskano z: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2022442 (21.05.2014).
- Chang, C.E., Ragan, K.P. i Witte, D.H. (2013). ETFs versus CEFs: Performance in International Equity Investing, *International Journal of Economics and Finance*, 5(12), <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v5n12p79>.
- Fama, E.F. (1972). Components of investment performance, *The Journal of Finance*, 27(3), 551–567, <http://dx.doi.org/10.2307/2978261>.
- Fama, E.F. (1970). Efficient capital market: A review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, 25(2), 383–417, <http://dx.doi.org/10.2307/2325486>.
- French, K.R. (2008). Presidential Address: The Cost of Active Investing, *The Journal of Finance*, 63(4), 1537–1573, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01368.x>.
- Gallagher, D.R. i Segara, R. (2004). *The Performance and Trading Characteristics of Exchange-Traded Funds*, Working Paper, The University of New South Wales. Pozyskano z: http://www.researchgate.net/publication/228645630_The_performance_and_trading_characteristics_of_exchange-traded_funds (21.05.2014).
- Gastineau, G. (2001). Exchange Traded Funds. An Introduction, *Journal of Portfolio Management*, 27(3), 88–96, <http://dx.doi.org/10.3905/jpm.2001.319804>.
- Henriksson, R. (1984). Market Timing and Mutual Fund Performance. An Empirical Investigation, *Journal of Business*, 57, 73–96, <http://dx.doi.org/10.1086/296225>.
- Henriksson, R. i Merton, R. (1981). On Market Timing and Investment Performance. II Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills, *Journal of Business*, 54(4), 513–533, <http://dx.doi.org/10.1086/296144>.
- Jares, T.E. i Lavin, A.M. (2004). Japan and Hong Kong Exchange-Traded Funds (ETFs): Discounts, Returns, and Trading Strategies, *Journal of Financial Service Research*, 25(1), 57–69, <http://dx.doi.org/10.1023/B:FINA.0000008665.55707.ab>.
- Jensen, M. (1968). The Performance of Mutual Funds in the Period 1945–1964, *Journal of Finance*, 23(2), 389–416, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00815.x>.
- Johnson, W.J. (2009). *Tracking errors of Exchange Traded Funds*, *Journal of Asset Management*, No. 10, s. 253–262 (<http://dx.doi.org/10.1057/jam.2009.10>).
- Lucchetti, A. (2002). Monthly Mutual Funds Review – Fundamentals: ETF Spell Indexing to Many, *The Wall Street Journal*, C9.
- Milonas, N. i Rompotis, G. G. (2007). *Investigating European ETFs: The Case of the Swiss Exchange Traded Funds*, Working Paper presented at the 2007 Annual Conference of European Financial Management, Vienna University of Economics and Business Administration.

- Miziołek, T. (2013). *Pasywne zarządzanie portfelem inwestycyjnym – indeksowe fundusze inwestycyjne i fundusze ETF. Ocena efektywności zarządzania na przykładzie akcyjnych funduszy ETF rynków wschodzących*, s. 393–400. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Odean, T. (1999). Do Investors Trade Too Much?, *American Economic Review*, 89(5), 1278–1298, <http://dx.doi.org/10.1257/aer.89.5.1279>.
- Poterba, J.M. i Shoven, J.B. (2002). Exchange Traded Funds: A New Investment Option for Taxable Investors, *American Economic Review*, 92(2), 422–427, <http://dx.doi.org/10.1257/000282802320191732>.
- Rasmussen, S. (2002). *Going long with baskets: A cost-benefit comparison of exchange traded funds and index mutual funds*, Stanford University Economics Honors Thesis. Pozyskano z: https://economics.stanford.edu/files/Theses/Theses_2003/Rasmussen.pdf (21.05.2014).
- Reilly, F.K. i Brown, K.C. (2001). *Analiza inwestycji i zarządzanie portfelem*. T. I. s. 390–393. Warszawa: PWE.
- Rompotis, G.G. (2008). An Empirical Comparing Investigation of Exchange Traded Funds and Index Funds Performance, *European Journal of Economics, Finance and Administrative Studies*, 13, 7–17, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.903110>.
- Rompotis, G.G. (2011). ETFs vs. Mutual Funds: Evidence from the Greek Market, *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 27–43.
- Sharpe, W.F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *The Journal of Finance*, 19(3), 425–442, <http://dx.doi.org/10.2307/2977928>.
- Tarczyński, W., Witkowska, D. i Kompa, K. (2013). *Współczynnik beta. Teoria i praktyka*. 32–34. Warszawa: Pielaszek Research.
- Treynor, J.L. i Mazuy, K. (1966). Can Mutual Funds outguess the Market?, *Harvard Business Review*, 44, 131–136.
- Wong, K.H.Y. i Shum, W.C. (2010). Exchange-traded funds in bullish and bearing markets, *Applied Economics Letters*, 17, 1616.

Załączniki

Tabela 3. Charakterystyki rozkładów stóp zwrotu ETF i replikowanych przez nie indeksów w latach 2009–2010

TICKER ETF	2009													2010												
	Sredni zwrot z ETF	Sredni zwrot z replikowanego indeksu	Odczynienie standardowe stóp zwrotu ETF	Odczynienie standardowe stóp zwrotu indeksu	Współczynnik zmienności ETF	Współczynnik zmienności indeksu	Skosność ETF	Skosność indeksu	Kurtoza ETF	Kurtoza indeksu	Współczynnik korelacji	Współczynnik determinacji CAPM	Tracking error	Współczynnik Sharpa	Współczynnik Treynora	Alfa Jensena	Wskaźnik Treynora-Mauzy'ego	Wskaźnik Henrikssona-Mertona								
ETFW20L	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-							
LYP5	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-							
LXXDAX	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-							
PLND	-0,0017	-0,0013	0,0159	0,0166	9,6284	12,7892	-0,9792	-0,7082	0,9327	0,3553	0,7637	0,5833	0,0112	-0,2126	-0,0043	-0,0010	4,3346	0,6820	0,0022							
EPOL	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-							
IPOL	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-							
SPOL	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-							
ETFW20L	0,0013	0,0009	0,0098	0,0089	7,2498	10,2176	0,4329	0,4237	0,7379	-0,1644	0,7861	0,6179	0,0062	0,0787	0,0009	0,0005	-2,8842	1,0184	-0,0034							
LYP5	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-							
LXXDAX	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-							
PLND	0,0007	0,0007	0,0230	0,0192	33,4684	28,5099	-0,1997	-0,2637	2,5590	2,1948	0,8356	0,7321	0,0119	0,0230	0,0005	0,0000	-0,2000	1,0622	-0,0021							
EPOL	0,0022	0,0019	0,0208	0,0162	9,6197	8,4641	-0,4754	-0,2413	2,0555	0,3721	0,7428	0,5518	0,0139	0,0913	0,0020	0,0003	-7,1318	1,0529	-0,0042							
IPOL	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-							
SPOL	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-							

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Miary efektywności stóp zwrotu ETF i replikowanych przez nie indeksów w latach 2011–2012

TICKER ETF	2011															2012														
	Sredni zwrot z ETF	Sredni zwrot z replikowanego indeksu	Odcylenie standardowe stóp zwrotu ETF	Odcylenie standardowe stóp zwrotu indeksu	Współczynnik zmienności ETF	Współczynnik zmienności indeksu	Skosność ETF	Skosność indeksu	Kurtozja ETF	Kurtozja indeksu	Współczynnik korelacji	Współczynnik determinacji CAPM	Tracking error	Współczynnik Sharpa	Współczynnik Treynora	Alfa Jensena	Wskaźnik Treynora-Maury'ego	Wskaźnik Hemrkssona-Mertona												
ETFW20L	-0,0010	-0,0009	0,0163	0,0155	15,8683	18,0425	-0,4156	-0,4947	3,8167	3,0906	0,8370	0,7005	0,0091	-0,0731	-0,0014	-0,0003	-1,5054	0,9422	-0,0027											
LYPS	0,0012	-0,0002	0,0134	0,0179	11,5263	79,5874	-0,1273	-0,2976	1,4426	1,2039	0,1755	0,0308	0,0204	0,0786	0,0087	0,0011	-1,8976	0,1035	0,0014											
LYXDAX	-0,0002	-0,0012	0,0222	0,0218	115,9040	18,8077	0,9005	0,0292	2,1005	2,2663	0,6564	0,4308	0,0182	-0,0134	-0,0004	0,0005	0,1436	0,7400	-0,0042											
PLND	-0,0014	-0,0013	0,0259	0,0225	18,4006	17,5555	-0,5337	-0,4140	1,8947	2,0691	0,8178	0,6688	0,0150	-0,0607	-0,0017	-0,0002	-0,0607	-0,0017	-0,0002											
EPOL	-0,0013	-0,0013	0,0270	0,0228	20,3972	17,6366	-0,3954	-0,4674	2,4030	2,1025	0,8148	0,6639	0,0157	-0,0551	-0,0015	-0,0001	0,9631	0,9098	0,0034											
IPOL	-0,0013	-0,0013	0,0249	0,0239	19,5586	18,3531	-0,5155	-0,4301	2,2042	2,3408	0,9406	0,8847	0,0085	-0,0882	-0,0015	0,0000	-0,7600	0,9697	0,0008											
SPOL	-0,0012	-0,0013	0,0218	0,0239	18,0342	18,3531	-0,5332	-0,4301	2,2638	2,3408	0,9120	0,8317	0,0098	-0,0635	-0,0017	-0,0002	-1,0170	0,8451	-0,0007											
ETFW20L	0,0010	0,0008	0,0107	0,0106	10,5403	13,2337	-0,1481	-0,1757	1,4246	0,6378	0,8478	0,7188	0,0059	0,0820	0,0010	0,0003	1,7967	0,8775	-0,0007											
LYPS	0,0001	0,0006	0,0140	0,0079	120,2110	13,6573	0,5452	0,0886	20,5179	0,9411	-0,0289	0,0008	0,0163	0,0048	-0,0014	0,0001	-0,9931	0,2163	-0,0058											
LYXDAX	0,0006	0,0011	0,0094	0,0119	16,4722	11,0395	-0,3448	-0,0704	0,4403	1,1949	0,6619	0,4381	0,0090	0,0561	0,0010	0,0000	-1,2668	0,4988	0,0008											
PLND	0,0012	0,0012	0,0170	0,0165	14,4296	13,2513	0,1767	0,1221	0,4927	0,9584	0,8121	0,6596	0,0103	0,0612	0,0012	0,0001	0,0112	0,8208	0,0006											
EPOL	0,0014	0,0014	0,0174	0,0169	12,8656	12,3478	0,1571	0,1446	0,4550	1,0859	0,8134	0,6617	0,0105	0,0698	0,0014	0,0002	-0,1694	0,8234	0,0008											
IPOL	0,0014	0,0014	0,0176	0,0173	12,2883	12,1758	0,2660	0,1808	1,0886	1,0030	0,9530	0,9083	0,0054	0,0735	0,0013	0,0001	0,4754	0,9776	-0,0002											
SPOL	0,0012	0,0014	0,0152	0,0173	12,3543	12,1758	0,2156	0,1808	1,3391	1,0030	0,9303	0,8655	0,0064	0,0719	0,0013	0,0000	0,2625	0,8245	-0,0002											

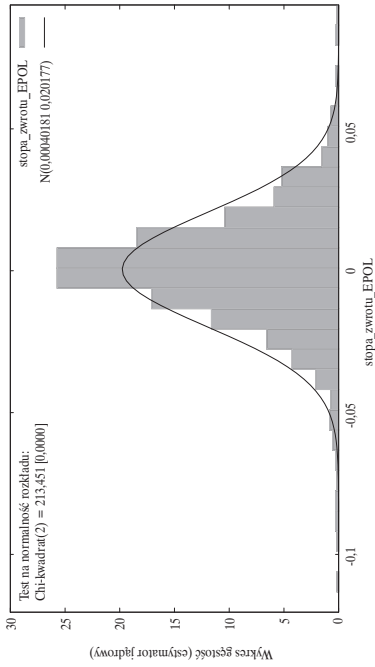
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Miary efektywności stóp zwrotu ETF i replikowanych przez nie indeksów w latach 2013–2014

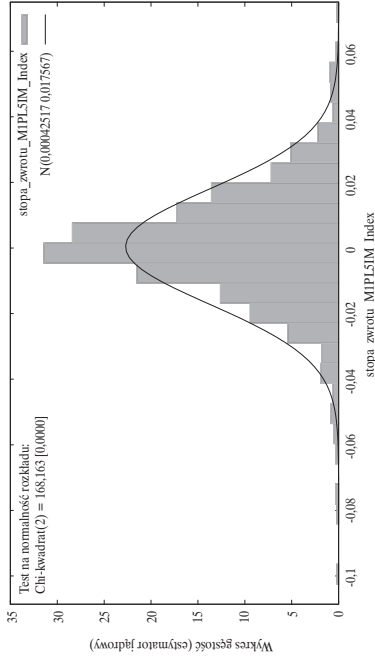
TICKER ETF	Średni zwrot z ETF	Średni zwrot z replikowanego indeksu	Odchylenie standardowe stóp zwrotu ETF	Odchylenie standardowe stóp zwrotu indeksu	Współczynnik zmienności ETF	Współczynnik zmienności indeksu	Skosność ETF	Skosność indeksu	Kurtozja ETF	Kurtozja indeksu	Współczynnik korelacji	Współczynnik determinacji CAPM	Tracking error	Współczynnik Sharpe'a	Współczynnik Treynora	Alfa Jensena	Wskaźnik Treynora-Maury'ego	Wskaźnik Henrikssona-Mertona		
																			2013	
ETFW20L	-0,0001	-0,0002	0,0111	0,0111	108,5270	47,6101	-0,0841	-0,2504	1,4788	2,4982	0,8757	0,7669	0,0055	-0,0193	-0,0002	0,0001	0,0001	0,1010	0,8735	0,0000
LYPS	0,0010	0,0011	0,0083	0,0069	8,2974	6,3428	0,0419	-0,3218	0,4130	1,4694	0,2389	0,0571	0,0094	0,1126	0,0032	0,0006	0,0006	6,2763	0,3051	-0,0004
LYXDAX	0,0010	0,0009	0,0118	0,0092	11,4962	9,7889	0,7710	-0,2617	17,5706	0,9968	0,6145	0,3776	0,0095	0,0832	0,0012	0,0003	0,0003	1,7682	0,7679	0,0005
PLND	0,0002	0,0003	0,0145	0,0137	84,8137	45,4213	0,1221	-0,5456	2,0004	4,5024	0,6961	0,4846	0,0110	0,0041	0,0001	-0,0001	-0,0001	-1,1937	0,7640	-0,0012
EPOL	0,0001	0,0003	0,0152	0,0138	123,9660	44,5980	0,0475	-0,4836	2,1524	4,2335	0,6648	0,4420	0,0119	0,0007	0,0000	-0,0001	-0,0001	-1,8668	0,7494	-0,0008
IPOL	0,0002	0,0002	0,0144	0,0142	62,9225	71,3100	-0,4352	-0,4203	3,8635	4,1376	0,9353	0,8748	0,0051	0,0081	0,0001	0,0000	0,0000	-0,9270	0,9776	-0,0011
SPOL	0,0001	0,0002	0,0137	0,0142	104,2780	71,3100	-0,2336	-0,4203	2,7184	4,1376	0,8958	0,8025	0,0064	0,0014	0,0000	-0,0001	-0,0001	-0,4179	0,8981	-0,0013
2014																				
ETFW20L	0,0004	0,0003	0,0117	0,0119	30,7567	45,2865	-0,4106	-0,8377	1,4109	3,0068	0,8719	0,7602	0,0060	0,0017	0,0000	0,0001	0,0001	1,5631	0,8718	1,3631
LYPS	0,0004	0,0003	0,0128	0,0076	35,2833	24,7156	-0,9769	-0,7360	9,8574	0,7857	0,0793	0,0063	0,0143	0,0104	0,0011	0,0001	0,0001	-2,2660	0,1181	0,0003
LYXDAX	0,0002	0,0001	0,0085	0,0107	35,4206	88,4305	-0,0154	-0,4288	0,6220	0,7066	0,7114	0,5061	0,0076	0,0121	0,0002	0,0001	0,0001	2,0142	0,5628	0,0001
PLND	0,0004	0,0009	0,0146	0,0129	39,1000	28,9580	-0,4496	-0,8279	1,7272	3,5835	0,7540	0,5686	0,0098	0,0009	0,0000	-0,0004	-0,0004	-2,9798	1,0283	-0,0063
EPOL	0,0004	0,0004	0,0158	0,0134	42,1040	33,1353	-0,8457	-0,9248	2,4455	4,1091	0,7280	0,5299	0,0110	0,0010	0,0000	0,0000	0,0000	-3,9459	1,0211	-0,0060
IPOL	0,0004	0,0004	0,0135	0,0135	37,1555	31,1344	-0,7972	-0,8048	2,5088	3,3957	0,9323	0,8692	0,0050	0,0002	0,0000	-0,0001	-0,0001	-0,6823	0,9817	-0,0019
SPOL	0,0001	0,0004	0,0129	0,0135	120,9930	31,1344	-0,7040	-0,8048	2,6302	3,3957	0,9085	0,8253	0,0057	-0,0196	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,7645	0,9548	-0,0032

Źródło: opracowanie własne.

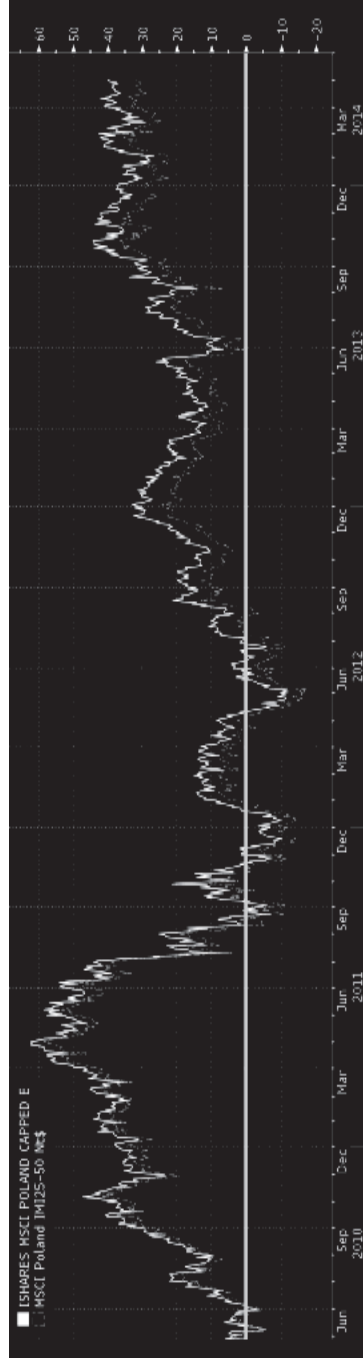
Wykres 1. Rozkład stóp zwrotu EPOL



Wykres 2. Rozkład stóp zwrotu MSCI Poland IMI 25/50 Index

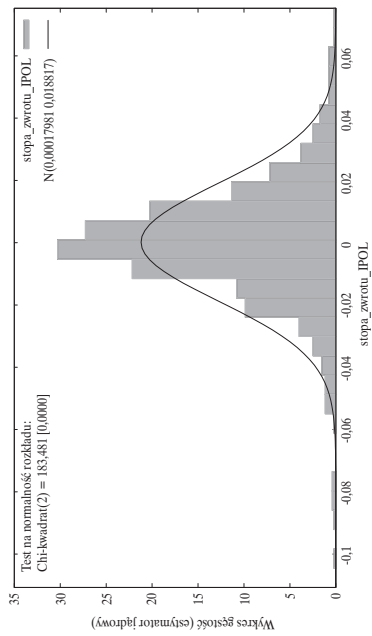


Wykres 3. Zwrot EPOL i MSCI Poland IMI 25/50 Index

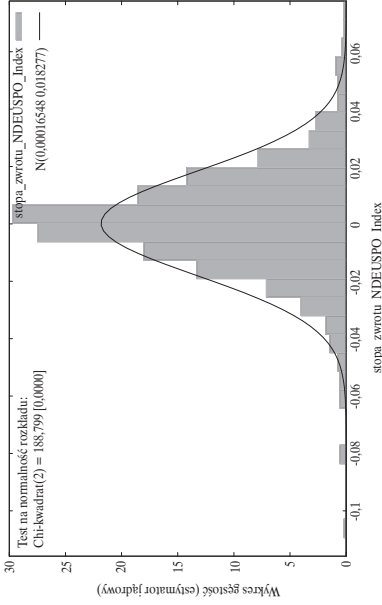


Źródło: Bloomberg.

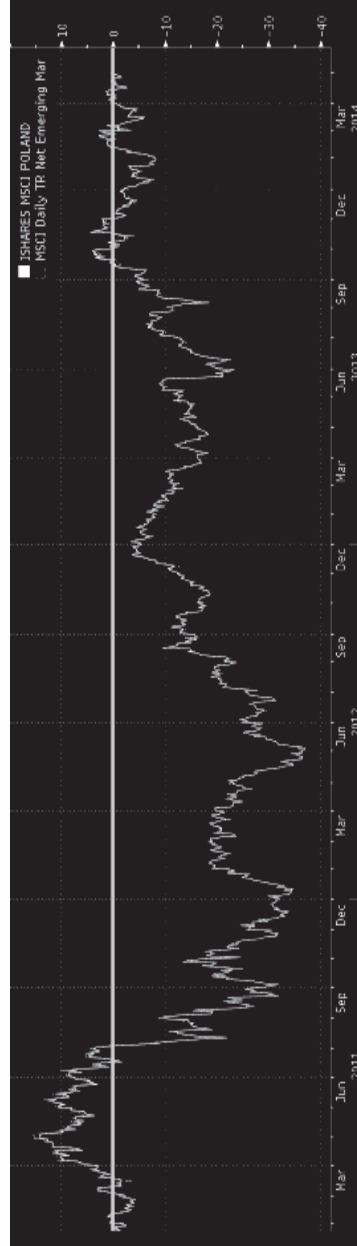
Wykres 4. Rozkład stóp zwrotu IPOL



Wykres 5. Rozkład stóp zwrotu MSCI Poland Investable Market Index

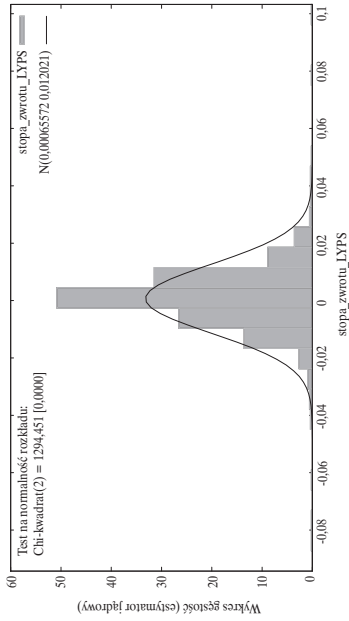


Wykres 6. Zwrot IPOL i MSCI Poland Investable Market Index

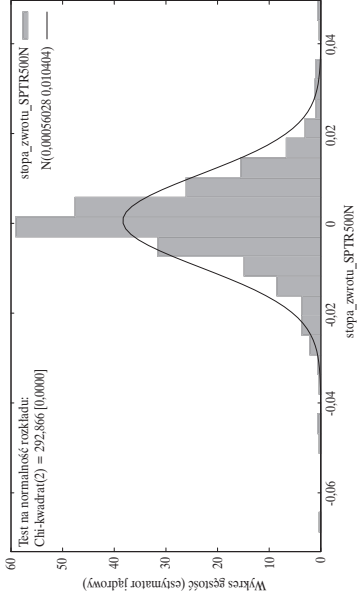


Źródło: Bloomberg.

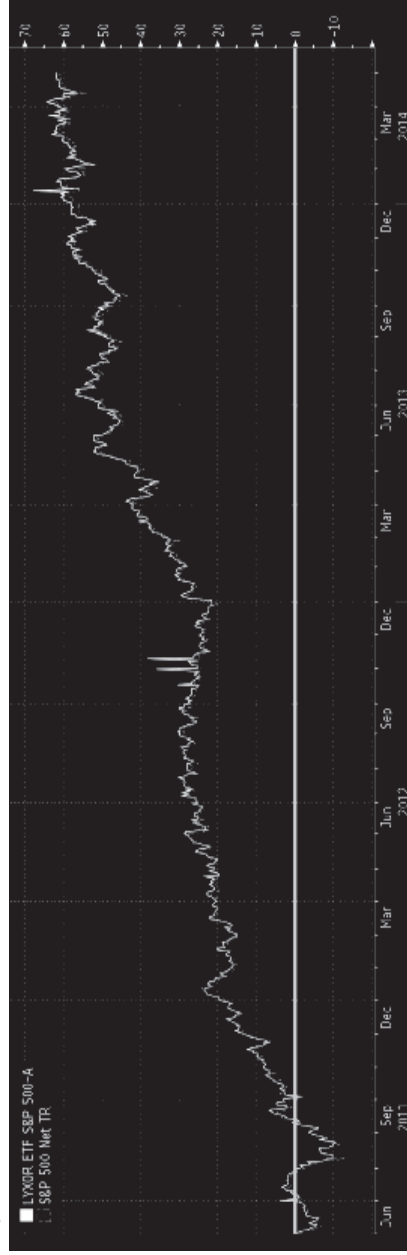
Wykres 7. Rozkład stóp zwrotu LYPS



Wykres 8. Rozkład stóp zwrotu S&P 500 Total Return

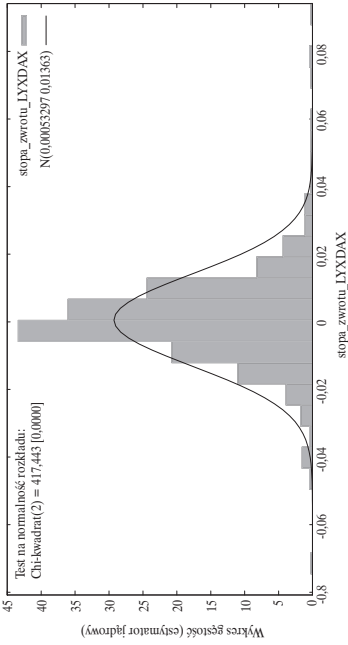


Wykres 9. Zwrot LYPS i zwrot S&P 500 Total Return

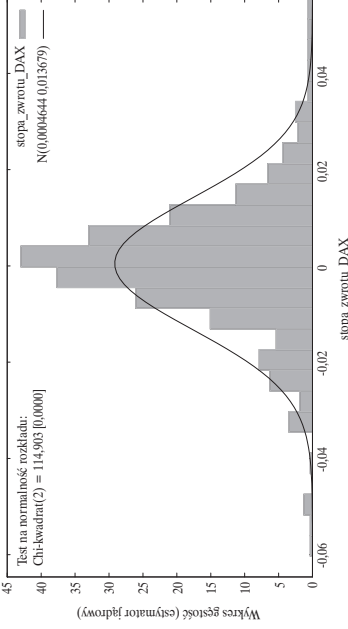


Źródło: Bloomberg.

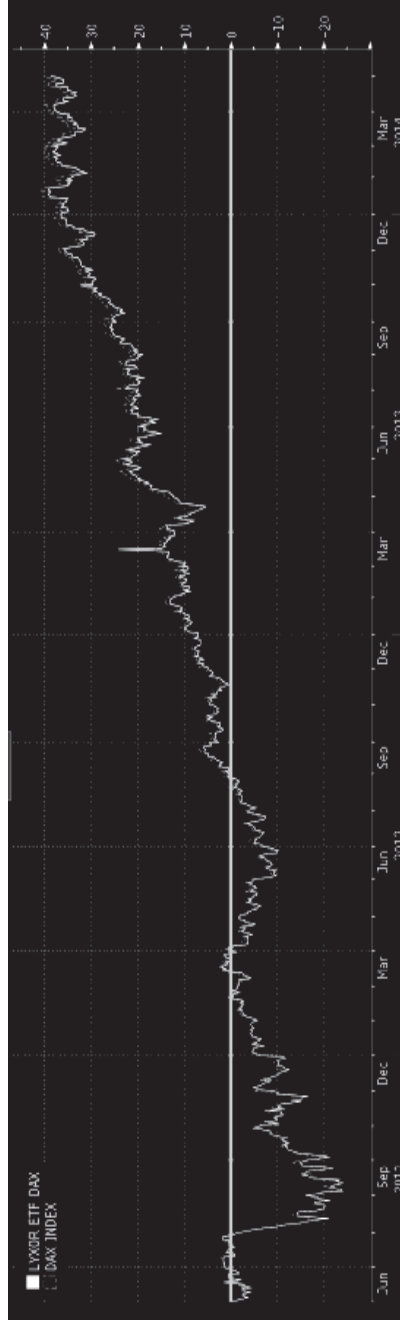
Wykres 10. Rozkład stóp zwrotu LYXDAX



Wykres 11. Rozkład stóp zwrotu DAX Index

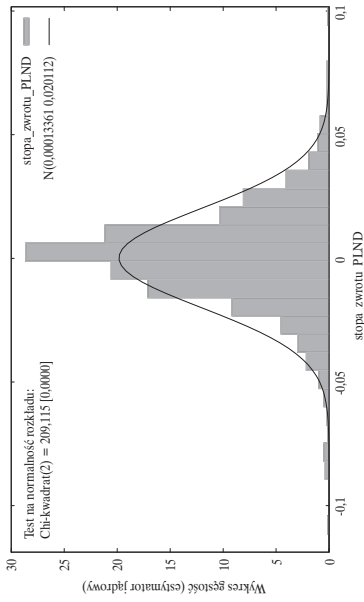


Wykres 12. Zwrot LYXDAX i zwrot DAX

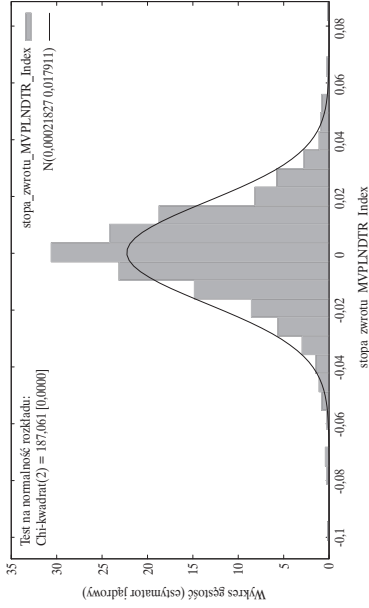


Źródło: Bloomberg.

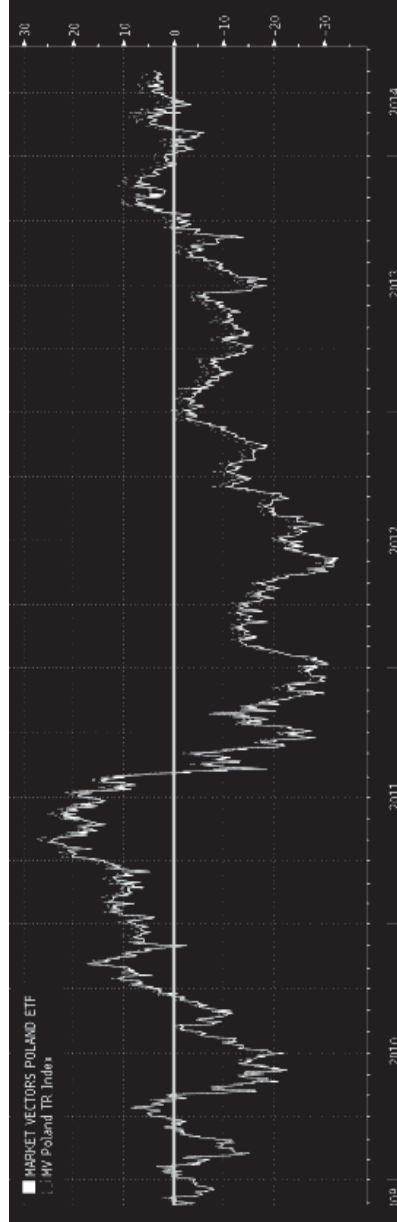
Wykres 13. Rozkład stóp zwrotu PLND



Wykres 14. Rozkład stóp zwrotu Market Vectors Poland

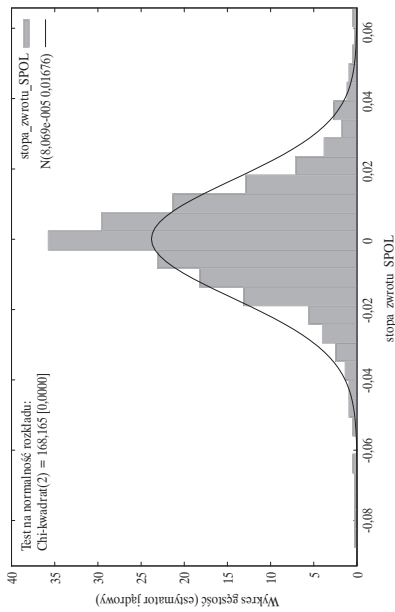


Wykres 15. Zwrot PLND i zwrot Market Vectors Poland

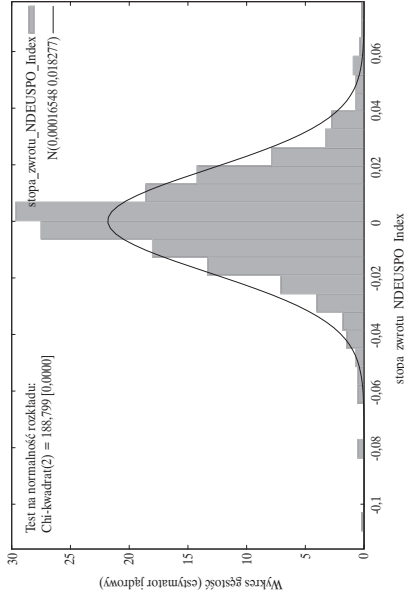


Źródło: Bloomberg.

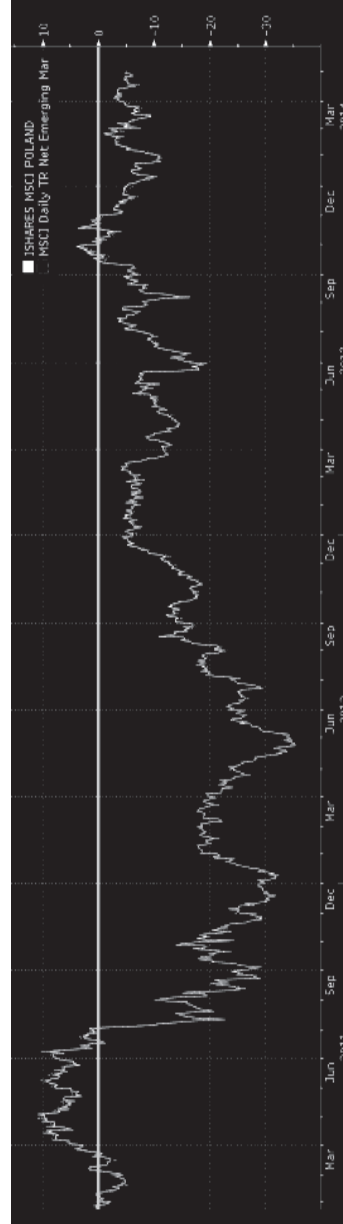
Wykres 16. Rozkład stóp zwrotu SPOL



Wykres 17. Rozkład stóp zwrotu MSCI Poland Investable Market Index

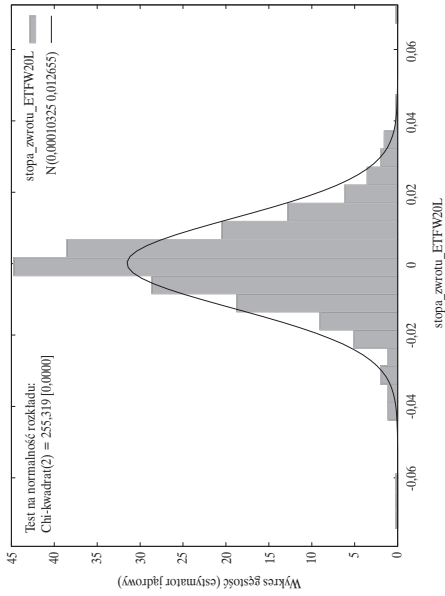


Wykres 18. Zwrot SPOL i zwrot MSCI Poland Investable Market Index

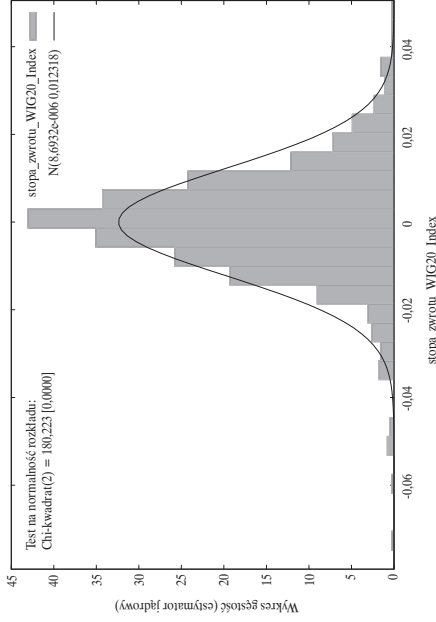


Źródło: Bloomberg.

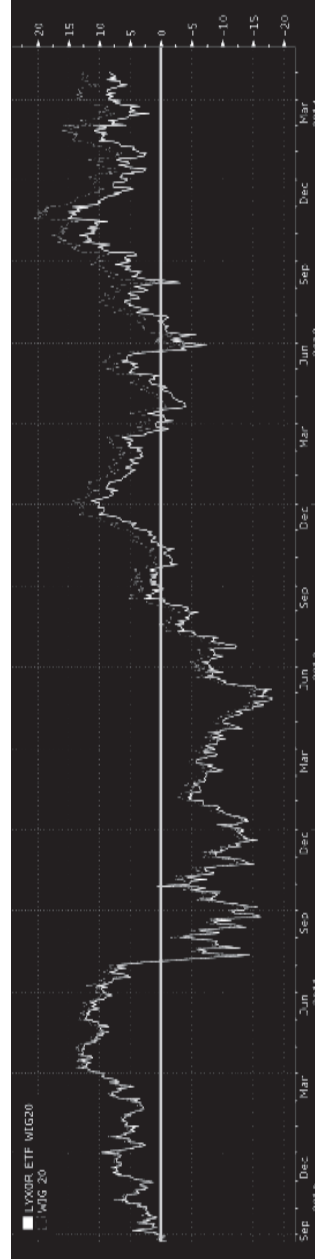
Wykres 19. Rozkład stóp zwrotu ETFW20L



Wykres 20. Rozkład stóp zwrotu WIG20



Wykres 21. Zwrot ETFW20L i WIG20



Źródło: Bloomberg.

Rozdział XI

DAWID DAWIDOWICZ*

Efekt startowy (start-up bias) funduszy inwestycyjnych? Dowody z polskiego rynku funduszy inwestycyjnych

Streszczenie

Budowa rankingów funduszy inwestycyjnych obarczona jest szeregiem błędów. Wynikają one z dowolności stosowanych metod statystycznych, wybiórczego traktowania informacji wykorzystywanych do budowy rankingów, a nawet zróżnicowanej liczby i rodzajów funduszy klasyfikowanych do danego ranking. Poza wieloma zakłóceniami, które należy wyróżnić przy budowie rankingów można założyć, że występuje jeszcze jeden problem w postaci efektu startowego funduszy inwestycyjnych. Celem artykułu jest zbadanie istnienia efektu startowego (*start-up bias*) i określenie jego ewentualnego wpływu na sporządzane rankingi wyników funduszy inwestycyjnych. Efekt ten związany jest z uwzględnieniem lub nieuwzględnieniem w rankingach wyników nowych funduszy inwestycyjnych. W badaniu wykorzystano grupę otwartych i specjalistycznych otwartych funduszy inwestycyjnych akcyjnych.

Przeprowadzone badanie nie pozwala na potwierdzenie istnienia efektu startowego, gdyż mimo iż nominalnie zauważono istnienie pewnych dodatnich różnic między stopami zwrotu badanych portfeli (co sugeruje istnienie pozytywnego efektu startowego), to były one nieistotne statystycznie.

Słowa kluczowe: rynek finansowy, nowe fundusze inwestycyjne, efekt startowy, rankingi funduszy inwestycyjnych.

* dr Dawid Dawidowicz – Wydział Ekonomiczny, Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie; e-mail: dawid.dawidowicz@zut.edu.pl

Start-up bias of investment funds? Evidence from Polish investment fund market

Astract

Construction rankings of investment funds is burdened a number of errors. They arise from the arbitrary use of statistical methods, the selective treatment of the information used for the construction of the rankings, and even varied number and types of funds that are classified into the ranking. In addition to many disturbances that can be identified in the construction of the investment fund rankings, there is one more, which author called start-up bias of investment funds. The purpose of this paper is to provide evidence of the start-up bias in investment funds rankings in Poland. This effect is related to the results of new investment funds which are or are not included in the funds rankings. The research was based on the open-end Polish equity investment funds. The results showed that the observed differences between the portfolios are not statistically significant and therefore it is difficult to speak about the existence of the start-up bias of Polish equity investment funds.

Keywords: financial market, new investment funds, start-up bias, investment funds rankings.

JEL: G10, E44, 016

Wprowadzenie

Budowa rankingów funduszy inwestycyjnych opiera się na przyjęciu pewnych założeń w celu opracowania jak najlepszego modelu rynku funduszy inwestycyjnych. Założenia te dotyczą m.in. horyzontu czasowego, ilości i jakości dostępnych danych, stosowanej częstotliwości danych itp. Budowa rankingów opiera się przede wszystkim na dostępnych informacjach pochodzących z funduszy inwestycyjnych. Dlatego istnieją czynniki, które mogą wpłynąć na zniekształcenie publikowanych rankingów funduszy inwestycyjnych. W literaturze przedmiotu można znaleźć wyniki badań poświęcone kilku efektom, które mogą występować przy sporządzaniu rankingów wyników funduszy inwestycyjnych. Do efektów tych (dotyczących zarówno funduszy otwartych, zamkniętych, jak i funduszy hedge) zaliczyć można (Perez, 2012):

- efekt przetrwania (*survivorship bias*),
- efekt historycznych stóp zwrotu (*backfill bias, instant history bias*),
- efekt inkubacji (*incubation bias*),
- efekt likwidacji (*liquidation bias*),
- efekt wyboru (*selection bias*),
- efekt własnego wyboru (*self-selection bias*),

- efekt doboru próby (*sample selection bias*)¹,
- efekt danych o niejednakowej częstotliwości (*omission bias*).

Skutkiem zaistnienia wymienionych efektów jest budowa rankingów, które zawierają zniekształcone wyniki funduszy inwestycyjnych i w rezultacie prowadzą do błędnego wnioskowania o efektywności poszczególnych grup funduszy inwestycyjnych. Większość tych efektów odnosi się do funduszy inwestycyjnych zamkniętych oraz funduszy hedge. Istnieją także takie, które można odnieść do funduszy otwartych.

Efekt przetrwania jest jednym z najczęściej badanych efektów w literaturze przedmiotu, dotyczącym funduszy inwestycyjnych otwartych. W literaturze można odnaleźć dowody na występowanie efektu przetrwania (Brown, Goetzmann, Ibbotson i Ross, 1992; Rohleder, Scholz i Wilkens, 2011). Efekt ten polega na tym, iż nieuwzględnienie przy obliczaniu średnich stóp zwrotu funduszy (takich funduszy, które zaprzestały działalności w badanym okresie) prowadzi do zawyżenia średniej stopy zwrotu w takiej grupie. Podobne wnioski, iż brak uwzględnienia w badanej próbie funduszy zlikwidowanych lub takich, które zmieniły strategię inwestycyjną obciąża próbę efektem przetrwania, można znaleźć w badaniach dotyczących polskiego rynku funduszy inwestycyjnych (Gabrielczyk, 2005). Co więcej badania dowodzą, że obliczanie średniej stopy zwrotu odbywa się przy zachowaniu równych wag między funduszami, co może wpływać na średni wynik z grupy funduszy. Duże fundusze nawet w sytuacji gorszych wyników nie znikają z rynku ze względu na pobierane opłaty, podczas gdy mniejsze fundusze w sytuacji gorszych wyników szybciej są likwidowane (Rohleder i in., 2011). W tym wypadku wyniki z takiej próby są przeszacowane, tzn. zawyżone w stosunku do średniej uzyskanej z próby, w której znajdowały się likwidowane fundusze. Wynikać to może z gorszych wyników, które uzyskują takie fundusze.

W wypadku amerykańskiego rynku funduszy inwestycyjnych średnia roczna różnica między wszystkimi funduszami a funduszami, które przetrwały na rynku wyniosła 0,8% w wypadku średniej nieważonej oraz 0,2% w wypadku średniej ważonej wartością aktywów netto funduszy (Brown i Goetzmann, 1995). Badania przeprowadzone przez K. Perez w 2005 roku dowodzą nieznacznego występowania efektu przetrwania także na rynku funduszy inwestycyjnych w Polsce (Gabrielczyk, 2005).

Efekt historycznych stóp zwrotu w szczególności dotyczący funduszy hedge oznacza, że menedżerowie przekazują informacje o wynikach danych

¹ Zob. także efekt bazy danych/próby (*database/sample selection bias*): Sokołowska, 2010, s. 287.

funduszy, pomijając pierwsze 1–2 lata ich działalności, ponadto robią to dopiero wówczas, gdy stopy zwrotu takich funduszy są wyższe niż innych funduszy (Perez, 2012). Stąd fundusze takie w momencie upublicznienia informacji o ich wynikach mają już „gotową historię”.

Efekt inkubacji dotyczy najczęściej funduszy zamkniętych i odnosi się do sytuacji, w której tworzony jest fundusz lub kilka funduszy, których aktywa pochodzą przede wszystkim od ich założyciela i po okresie, np. około roku wybrane fundusze, które osiągnęły najlepsze wyniki są oferowane na rynku publicznym. Zatem w tym wypadku efekt inkubacji, podobnie jak selekcja, jest jedną ze strategii inwestycyjnych.

O ile w funduszach hedge raportowanie wyników funduszy na potrzeby rynku wynika z dobrej woli zarządzających funduszem do przekazywania takich informacji, o tyle w wypadku funduszy otwartych wycena jednostek uczestnictwa odbywa się zazwyczaj codziennie i bazy danych mogą być aktualizowane na bieżąco.

W odniesieniu do wszystkich wymienionych efektów można wyciągnąć zasadniczy wniosek, iż uwzględnienie, bądź nie, wyników pewnych funduszy w rankingu w danym okresie może prowadzić do błędów w takich rankingach.

Pewien problem dotyczy także uwzględnienia lub nieuwzględnienia w rankingach wyników funduszy, które rozpoczynają swoją działalność na rynku. Powstanie nowych funduszy inwestycyjnych wiąże się z efektem nowych funduszy inwestycyjnych. Efekt ten polega na uzyskiwaniu przez nowe fundusze inwestycyjne ponadprzeciętnych stóp zwrotu w ciągu pierwszego roku ich działalności. Na świecie badania w tym zakresie prowadzili m.in. Chunn-An i Hong-Chih (2010) w Polsce zaś – Buczek i Dawidowicz (Buczek, 2006; Dawidowicz, 2012; 2013; 2013a). W wypadku funduszy hedge efekt ten nazwano *jump-start effect*, jednak odnosi się on do trzech pierwszych miesięcy działalności takich funduszy (Viebig i Poddig, 2010).

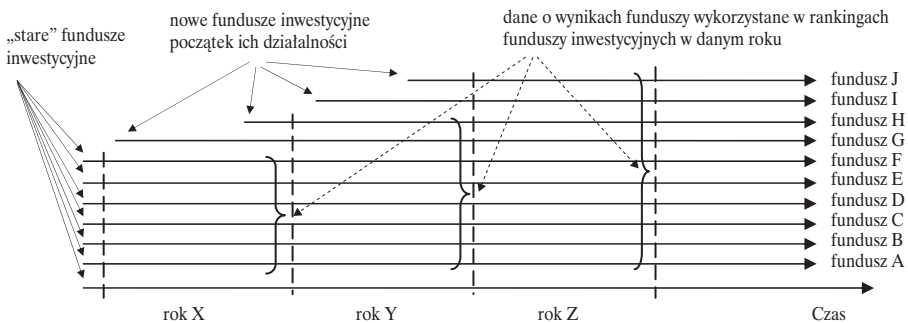
Działalność funduszy inwestycyjnych rozpoczyna się w trakcie roku kalendarzowego, w Polsce po otrzymaniu zgody od Komisji Nadzoru Finansowego – może to być dowolny moment w roku kalendarzowym. Można zatem przypuszczać, iż występuje jeszcze jeden efekt – efekt startowy funduszy inwestycyjnych (*start-up bias*)². Efekt ten jest związany z uwzględnieniem lub nieuwzględnieniem w rankingu wyników uzyskiwanych przez nowe fundusze inwestycyjne powstające w trakcie roku, za który sporządza się ranking. Efekt startowy w przeciwieństwie do efektu przetrwania nie dotyczy długiego, lecz

² Nazwa efekt startowy (*start-up bias*) jest propozycją własną autora.

krótkiego okresu, tj. do 1 roku, i bierze pod uwagę nie fundusze, które zaprzestały działalności, ale fundusze, które rozpoczynają działalność na rynku.

Na rysunku 1 przedstawiono grupę funduszy od A do J, z których fundusze od A do F są funduszami „starymi” działającymi jeszcze przed X rokiem, oraz fundusze od G do J, które są funduszami nowymi powstałymi w latach X–Z. W wypadku roku X w rankingu uwzględniono wyniki funduszy od A do F bez uwzględnienia wyników dwóch nowych funduszy G i H ze względu na brak danych o wynikach za cały rok. Z kolei w roku Y do rankingu funduszy uwzględniono wyniki funduszy od A do H bez dwóch nowych funduszy powstałych w tym roku, tj. funduszy I i J. Dopiero w roku Z w rankingu uwzględniono wyniki wszystkich funduszy w danej grupie.

Rysunek 1. Moment (czas) powstania funduszy a wyniki funduszy uwzględniane w rankingach



Źródło: opracowanie własne.

Można przypuszczać, że nieuwzględnienie w rankingach wyników powstałych w trakcie roku kalendarzowego funduszy, zniekształca wyniki takiego rankingu *in minus*, gdyż nowe fundusze inwestycyjne uzyskują lepsze od „starych” funduszy wyniki w pierwszych miesiącach ich działalności. Dlatego też, teoretycznie uwzględnienie w rankingu wyników nowych funduszy powinno wpłynąć *in plus* na średni wynik funduszy w takim rankingu, co świadczyłoby o istnieniu pozytywnego efektu startowego (*positive start-up bias*). W tym wypadku efekt startowy funduszy inwestycyjnych byłby także efektem odwrotnym do efektu przetrwania pod względem wpływu na rankingi funduszy inwestycyjnych. Gdyby jednak okazało się, że uwzględnienie w rankingu wyników wszystkich funduszy w tym nowych funduszy wpływa negatywnie *in minus* na średnie wyniki funduszy to świadczyłoby to o istnieniu negatywnego efektu startowego funduszy inwestycyjnych (*negative start-up bias*).

Celem pracy jest zbadanie istnienia oraz ewentualne określenie wpływu efektu startowego (*start-up bias*) na wyniki rankingów funduszy inwestycyjnych akcji polskich.

W pracy postawiono dwie hipotezy badawcze:

- H1: nieuwzględnienie w próbie badawczej (w rankingu) wyników nowych funduszy inwestycyjnych akcji polskich powstałych w trakcie roku przy sporządzaniu jednorocznych rankingów funduszy inwestycyjnych wpływa na zaniżenie średniej stopy zwrotu funduszy uzyskanej w rankingach (świadczy o istnieniu pozytywnego efektu startowego);
- H2: budowa rankingu funduszy w oparciu o stopy zwrotu ważone wartością aktywów netto charakteryzuje się niższą wartością pozytywnego efektu startowego w odniesieniu do rankingu obliczonego na podstawie nieważonych stóp zwrotu; może tak być, ponieważ w pierwszym etapie działalności nowe fundusze inwestycyjne dysponują niewielkimi aktywami w stosunku do funduszy już działających; dlatego pozytywny wpływ wyższych stóp zwrotu nowych funduszy na średnią z danej grupy powinien być mniejszy.

Zagadnienie to jest o tyle ważne dla praktyki, iż może dostarczyć dowodów na konieczność zmian w rankingach funduszy inwestycyjnych w wypadku nieuwzględnienia/uwzględnienia wyników nowych funduszy inwestycyjnych, szczególnie w rankingach dotyczących stosunkowo krótkich okresów, tj. rocznych, które mogą być podstawą do podjęcia decyzji o inwestowaniu w fundusze. W dłuższym horyzoncie przy sporządzaniu rocznych rankingów brane są pod uwagę wszystkie występujące w danej grupie fundusze. Tworzenie rocznego rankingu funduszy może odbywać się na zasadzie, iż średnia stopa zwrotu wyciągana jest z okresu 12 miesięcy działalności danych funduszy inwestycyjnych. W sytuacji gdy fundusz istnieje w okresie krótszym (powstał, np. w lutym) wyniki takiego funduszu za ten okres mogą w ogóle nie być brane pod uwagę przy tworzeniu rankingu, a wyniki pominiętego funduszu są uwzględnione do budowy rankingu dopiero w kolejnym, tj. pełnym roku jego działalności.

1. Zakres, założenia i metoda badania

Zakres czasowy badania dotyczył lat 2000–2013. Zakresem podmiotowym badania objęte zostały wszystkie fundusze inwestycyjne akcji polskich otwarte i specjalistyczne otwarte, które przez Izbę Zarządzających Funduszami

i Aktywami³ zostały zakwalifikowane na 31 stycznia 2014 roku do funduszy akcyjnych krajowego rynku kapitałowego. Także nazwy funduszy przyjęto z tego okresu. Badana próba obarczona jest efektem przetrwania. Do badania przyjęto takie fundusze, które działały od momentu rozpoczęcia swojej działalności do końca 2013 roku bez względu na to czy po rozpoczęciu działalności zostały przejęte przez inne TFI i występowały pod inną nazwą. Dotyczy to przede wszystkim funduszy Investor Akcji Dużych Spółek FIO i Investor Akcji FIO, które pierwotnie pod innymi nazwami należały odpowiednio do DWS Polska TFI, Investors Funduszy Otwartych TFI i Investors TFI. W badaniu nie uwzględniono funduszy inwestycyjnych zamkniętych (*closed-end funds*) ze względu na odmienność prawną tych funduszy. W sumie badaniem objęto 45 funduszy inwestycyjnych: ING SFIO Akcji 2, Millennium FIO S Akcji, Aviva Investors Polskich Akcji, Subfundusz Allianz Akcji, Amplico Subfundusz Akcji, Credit Agricole fio Subfundusz Credit Agricole Akcyjny, Noble Fund Akcji, PKO Akcji Plus, Subfundusz SKOK Akcji, Subfundusz Allianz Akcji Plus, Aviva Investors Nowych Spółek, AXA FIO Subfundusz Akcji Big Players, Pioneer Akcji – Aktywna Selekcja, Copernicus Subfundusz Akcji Dywidendowych, IDEA Akcji Subfundusz, KBC Subfundusz AKCYJNY, KBC PORTFEL AKCYJNY SFIO, Amplico Subfundusz Akcji Plus, Quercus Agresywny, AXA FIO Subfundusz Akcji, Copernicus FIO Subfundusz Akcji, SKOK FIO Etyczny 2, Arka Prestiż Akcji Polskich Subfundusz, Subfundusz Allianz Selektywny, Arka BZ WBK Akcji Subfundusz, BPH Subfundusz Akcji, ING (PL) Akcji, Investor Akcji Dużych Spółek FIO, Investor Akcji FIO, Legg Mason Akcji FIO, Novo FIO (Akcji), Pioneer Akcji Polskich, PKO Akcji – FIO, PZU Akcji KRAKOWIAK, Subfundusz Akcji SKARBIEC-AKCJA, UniKorona Akcje, ALTUS FIO Parasolowy Subfundusz ALTUS Akcji, BPS FIO Subfundusz BPS Akcji, Caspar Parasolowy FIO Subfundusz Caspar Akcji Polskich, DB Funds FIO Subfundusz DB Fund Dynamiczny, Eques SFIO Subfundusz Eques Akcji, Ipopema SFIO Subfundusz Agresywny, Open Finance FIO Subfundusz Open Finance Akcji, Superfund SFIO Subfundusz Akcji, Optimum FIO subfundusz Akcji.

W badaniu uwzględniono tylko te roczne okresy pokrywające się z rokiem kalendarzowym (zakładając, że za takie najczęściej sporządza się rankingi), w których pojawiały się nowe fundusze akcji rynku polskiego. Tylko w tych okresach można było dokonać weryfikacji wpływu efektu startowego fundu-

³ Izba Zarządzających Funduszami i Aktywami jest członkiem EFAMA – European Fund and Asset Management Association.

szy inwestycyjnych (*start-up bias*) na ranking funduszy akcji polskich. Dlatego w badaniu pominięto lata 2003, 2005 oraz 2009. W badaniu wykorzystano informacje o miesięcznych wartościach jednostek uczestnictwa funduszy inwestycyjnych. Nie badano wpływu na efekt startowy, takich nowych funduszy inwestycyjnych, które rozpoczęły działalność pod koniec roku i nie można było obliczyć stopy zwrotu za minimum jeden pełny miesiąc ich działalności, tj. grudzień. Ich wpływu na efekt startowy nie można było także uwzględnić w kolejnym roku, gdyż zgodnie z założeniami przyjętymi w badaniu w kolejnym roku miały one pełną roczną historię i mogły zostać uwzględnione przy obliczaniu średnich wyników funduszy w rankingu.

W celu zweryfikowania hipotez badawczych zbudowano dwa portfele funduszy inwestycyjnych akcji polskich A i B, dla których obliczono stopy zwrotu, a następnie otrzymane wyniki porównano między sobą. W skład pierwszego portfela A wchodziły wszystkie fundusze akcji polskich działające w danym okresie z uwzględnieniem funduszy, które powstały w ciągu roku kalendarzowego. Poza funduszami działającymi przez pełne 12 miesięcy roku kalendarzowego, za który to okres sporządzano ranking, dodatkowo uwzględniono fundusze, dla których można było obliczyć wyniki za co najmniej jeden pełny miesiąc (fundusze działające od początku grudnia), a także działające krócej niż dwanaście pełnych miesięcy (np. fundusze działające od początku lutego danego roku). Drugi portfel funduszy inwestycyjnych obejmował tylko takie fundusze, które działały w pełnym okresie dwunastu miesięcy, za który sporządzano ranking z pominięciem funduszy, które powstały w trakcie tego okresu.

W badaniu wykorzystano skumulowaną średnią miesięczną stopę zwrotu z okresu posiadania.

W pierwszej kolejności obliczono miesięczne stopy zwrotu z okresu posiadania danego funduszu inwestycyjnego wg następującego wzoru:

$$r_{iX} = \left(\frac{IUV_{it}}{IUV_{it-1}} - 1 \right) * 100,$$

gdzie:

- r_{iX} – miesięczna stopa zwrotu w okresie posiadania danego funduszu inwestycyjnego i w portfelu X ,
- IUV_{it} – wartość jednostki uczestnictwa funduszu inwestycyjnego i na koniec miesiąca t ,
- IUV_{it-1} – wartość jednostki uczestnictwa funduszu inwestycyjnego i na koniec miesiąca $t - 1$.

Następnie obliczono średnią miesięczną stopę zwrotu z danego portfela wg wzoru:

$$r_{maX} = \frac{\sum_{i=1}^n r_{iX}}{n},$$

gdzie:

r_{maX} – średnia miesięczna stopa zwrotu funduszy inwestycyjnych w portfelu X ,

n – liczba funduszy inwestycyjnych w portfelu X .

W dalszej kolejności obliczono skumulowaną średnią miesięczną stopę zwrotu z danego portfela wg wzoru:

$$r_{kaX} = \sum_{t=1}^{12} r_{maX},$$

gdzie:

r_{kaX} – suma średnich miesięcznych stóp zwrotu funduszy inwestycyjnych w portfelu X ,

r_{maX} – średnia miesięczna stopa zwrotu funduszy inwestycyjnych w portfelu X .

Po oszacowaniu różnic między poszczególnymi portfelami dokonano badania czy średnie stopy zwrotu w portfelach w poszczególnych latach posiadają rozkład normalny. Wykorzystanym testem był test Shapiro–Wilka. Następnie zastosowano test istotności U Manna–Whitneya celem zbadania czy średnie poziomy miesięcznych stóp zwrotu różnią się istotnie w poszczególnych portfelach.

Założono, że obliczana skumulowana średnia miesięczna stopa zwrotu z okresu posiadania jest średnią nieważoną. Założenie to wynika z obserwacji, iż większość rankingów funduszy nie uwzględnia żadnych wag przy obliczaniu średnich stóp zwrotu w danej grupie funduszy, mimo że wagą taką mogłaby być wartość aktywów netto zgromadzona przez fundusze. Założenie to wynika także z metodyki badań stosowanej przez różnych autorów w literaturze zagranicznej i krajowej. Pewnym uzupełnieniem tego podejścia mogłoby być zastosowanie stopy zwrotu skorygowanej o ryzyko z wykorzystaniem modelu jednoczynnikowego, czyli wykorzystanie wskaźnika alfy Jensena.

Ostatecznym etapem było ustalenie różnicy między skumulowanymi średnimi miesięcznymi wartościami stóp zwrotu dwóch portfeli A i B, wg wzoru:

$$\text{efekt startowy (start-up bias)} = r_{kaA} - r_{kaB},$$

gdzie:

r_{kaA} – skumulowana średnia miesięczna stopa zwrotu funduszy inwestycyjnych w portfelu A (uwzględniająca powstałe w ciągu roku fundusze inwestycyjne),

r_{kaB} – skumulowana średnia miesięczna stopa zwrotu funduszy inwestycyjnych w portfelu B (nieuwzględniająca powstałych w ciągu roku funduszy inwestycyjnych).

W celu zweryfikowania drugiej hipotezy badawczej przeprowadzono badanie pilotażowe ograniczające się do jednego roku, w którym obliczono i porównano między sobą średnie stopy zwrotu z portfeli A i B obliczone z wykorzystaniem ważonych stóp zwrotu. Wagą była wartość aktywów netto funduszy na koniec poszczególnych miesięcy.

Miesięczną średnią ważoną stopę zwrotu obliczono wg następującego wzoru:

$$r_{mwaX} = \sum_{t=1}^n \left[\left(\frac{IUV_{it}}{IUV_{it-1}} - 1 \right) \left(\frac{NAV_{it}}{\sum_{i=1}^n NAV_{it}} \right) * 100 \right],$$

gdzie:

r_{mwaX} – miesięczna średnia ważona stopa zwrotu w portfelu X,

IUV_{it} – wartość jednostki uczestnictwa funduszu inwestycyjnego i w miesiącu t ,

IUV_{it-1} – wartość jednostki uczestnictwa funduszu inwestycyjnego i w miesiącu $t - 1$,

NAV_{it} – wartość aktywów netto funduszu i w miesiącu t ,

n – liczba funduszy inwestycyjnych w portfelu,

gdzie:

$$0 \leq \left(\frac{NAV_{it}}{\sum_{i=1}^n NAV_{it}} \right) \leq 1 \quad i \quad \sum_{i=1}^n \left(\frac{NAV_{it}}{\sum_{i=1}^n NAV_{it}} \right) = 1.$$

Natomiast skumulowaną średnią ważoną stopę zwrotu z danego portfela obliczono wg następującego wzoru:

$$r_{kwaX} = \sum_{t=1}^{12} r_{mwaX}^t$$

gdzie:

r_{kwaX} – skumulowana średnia ważona miesięczna stopa zwrotu funduszy inwestycyjnych w portfelu X ,

r_{mwaX} – średnia ważona miesięczna stopa zwrotu funduszy inwestycyjnych w portfelu X .

Rozkłady średnich stóp zwrotu w tym badaniu także zostały zweryfikowane testem Shapiro–Wilka w celu sprawdzenia czy posiadają rozkład normalny, a następnie testem U Manna–Whitneya zweryfikowano założenie czy średnie poziomy badanych wielkości różnią się istotnie w portfelach w poszczególnych latach. Przyjęto poziom istotności 0,05. Obliczeń dokonano w programie Statistica 10.

2. Wyniki badania

W tabelach 1–10 zamieszczono wyniki szacowania efektu startowego funduszy akcji polskich wyłącznie w latach, w trakcie których pojawiły się nowe fundusze akcyjne.

Tabela 1. Wyniki szacowania efektu startowego funduszy akcji polskich w 2001 roku (w %)

Data	Portfel A		Portfel B		Efekt startowy $r_{kaA} - r_{kaB}$
	r_{maA}	r_{kaA}	r_{maB}	r_{kaB}	
2001.01.31	-0,83	-0,83	-0,83	-0,83	
2001.02.28	-8,88	-9,71	-8,88	-9,71	
2001.03.30	-4,18	-13,89	-4,18	-13,89	
2001.04.30	4,52	-9,37	4,52	-9,37	
2001.05.31	1,58	-7,79	1,58	-7,79	
2001.06.29	-7,48	-15,27	-7,48	-15,27	
2001.07.31	-4,38	-19,65	-4,38	-19,65	
2001.08.31	-2,42	-22,08	-2,42	-22,08	
2001.09.28	-4,91	-26,98	-4,91	-26,98	
2001.10.31	13,45	-13,53	13,45	-13,53	
2001.11.30	0,84	-12,69	0,84	-12,69	
2001.12.31	-0,60	-13,29	-0,51	-13,20	-0,09

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Wyniki szacowania efektu startowego funduszy akcji polskich w 2002 roku (w %)

Data	Portfel A		Portfel B		Efekt startowy $r_{kaA} - r_{kaB}$
	r_{maA}	r_{kaA}	r_{maB}	r_{kaB}	
2002.01.31	10,24	10,24	10,24	10,24	
2002.02.28	-1,96	8,28	-2,15	8,09	
2002.03.28	-1,27	7,01	-1,30	6,79	
2002.04.30	0,84	7,85	0,85	7,63	
2002.05.31	2,44	10,29	2,29	9,93	
2002.06.28	-6,45	3,84	-6,84	3,09	
2002.07.31	-8,57	-4,73	-8,77	-5,69	
2002.08.30	3,40	-1,33	3,09	-2,59	
2002.09.30	-1,71	-3,04	-1,79	-4,38	
2002.10.31	5,80	2,76	5,75	1,37	
2002.11.29	3,74	6,50	3,61	4,98	
2002.12.31	-1,46	5,04	-1,53	3,45	1,59

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3. Wyniki szacowania efektu startowego funduszy akcji polskich w 2004 roku (w %)

Data	Portfel A		Portfel B		Efekt startowy $r_{kaA} - r_{kaB}$
	r_{maA}	r_{kaA}	r_{maB}	r_{kaB}	
2004.01.30	3,36	3,36	3,36	3,36	
2004.02.27	4,43	7,79	4,39	7,75	
2004.03.31	4,83	12,62	4,76	12,51	
2004.04.30	1,41	14,03	1,37	13,88	
2004.05.31	-2,17	11,86	-2,21	11,67	
2004.06.30	1,73	13,58	1,72	13,39	
2004.07.30	-0,31	13,28	-0,74	12,65	
2004.08.31	1,80	15,07	1,74	14,40	
2004.09.30	3,60	18,68	3,20	17,60	
2004.10.29	-1,11	17,57	-1,29	16,31	
2004.11.30	1,46	19,03	1,35	17,66	
2004.12.31	3,77	22,80	3,86	21,52	1,28

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4. Wyniki szacowania efektu startowego funduszy akcji polskich w 2006 roku (w %)

Data	Portfel A		Portfel B		Efekt startowy $r_{kaA} - r_{kaB}$
	r_{maA}	r_{kaA}	r_{maB}	r_{kaB}	
2006.01.31	5,97	5,97	5,97	5,97	
2006.02.28	2,59	8,55	2,59	8,55	
2006.03.31	2,84	11,39	2,84	11,39	
2006.04.28	8,56	19,95	8,56	19,95	
2006.05.31	-7,94	12,01	-7,94	12,01	
2006.06.30	1,83	13,84	1,83	13,84	
2006.07.31	10,90	24,74	10,90	24,74	
2006.08.31	-3,07	21,67	-3,07	21,67	
2006.09.29	1,89	23,56	1,89	23,56	
2006.10.31	6,37	29,94	6,37	29,94	
2006.11.30	5,75	35,68	5,79	35,72	
2006.12.29	0,69	36,37	0,46	36,18	0,19

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Wyniki szacowania efektu startowego funduszy akcji polskich w 2007 roku (w %)

Data	Portfel A		Portfel B		Efekt startowy $r_{kaA} - r_{kaB}$
	r_{maA}	r_{kaA}	r_{maB}	r_{kaB}	
2007.01.31	7,71	7,71	7,71	7,71	
2007.02.28	-3,65	4,06	-3,77	3,94	
2007.03.30	9,41	13,47	9,41	13,35	
2007.04.30	4,60	18,08	4,47	17,82	
2007.05.31	6,20	24,28	6,38	24,20	
2007.06.29	3,33	27,61	3,02	27,22	
2007.07.31	-2,97	24,63	-3,08	24,14	
2007.08.31	-4,44	20,19	-4,58	19,55	
2007.09.28	-0,02	20,17	-0,18	19,38	
2007.10.31	3,02	23,19	2,96	22,33	
2007.11.30	-8,79	14,40	-8,94	13,39	
2007.12.28	-0,94	13,45	-1,29	12,11	1,35

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 6. Wyniki szacowania efektu startowego funduszy akcji polskich w 2008 roku (w %)

Data	Portfel A		Portfel B		Efekt startowy $r_{kaA} - r_{kaB}$
	r_{maA}	r_{kaA}	r_{maB}	r_{kaB}	
2008.01.31	-13,71	-13,71	-13,71	-13,71	
2008.02.29	0,31	-13,40	0,31	-13,40	
2008.03.31	-0,73	-14,13	-0,73	-14,13	
2008.04.30	-2,01	-16,14	-2,03	-16,16	
2008.05.31	-0,27	-16,41	-0,31	-16,46	
2008.06.30	-10,71	-27,12	-11,09	-27,55	
2008.07.31	1,48	-25,64	1,51	-26,05	
2008.08.31	-3,41	-29,05	-3,49	-29,54	
2008.09.30	-7,84	-36,90	-8,05	-37,59	
2008.10.31	-22,48	-59,38	-22,76	-60,35	
2008.11.30	-4,07	-63,45	-4,14	-64,49	
2008.12.31	-0,28	-63,74	-0,22	-64,71	0,97

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 7. Wyniki szacowania efektu startowego funduszy akcji polskich w 2010 roku (w %)

Data	Portfel A		Portfel B		Efekt startowy $r_{kaA} - r_{kaB}$
	r_{maA}	r_{kaA}	r_{maB}	r_{kaB}	
2010.01.31	0,28	0,28	0,28	0,28	
2010.02.28	-2,57	-2,29	-2,57	-2,29	
2010.03.31	9,51	7,22	9,51	7,22	
2010.04.30	2,26	9,48	2,26	9,48	
2010.05.31	-3,59	5,88	-3,59	5,88	
2010.06.30	-4,79	1,09	-4,79	1,09	
2010.07.31	6,46	7,55	6,46	7,55	
2010.08.31	-1,18	6,36	-1,18	6,36	
2010.09.30	6,21	12,57	6,18	12,54	
2010.10.31	2,46	15,03	2,41	14,95	
2010.11.30	-0,94	14,09	-0,99	13,96	
2010.12.31	4,25	18,34	4,18	18,14	0,20

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 8. Wyniki szacowania efektu startowego funduszy akcji polskich w 2011 roku (w %)

Data	Portfel A		Portfel B		Efekt startowy $r_{kaA} - r_{kaB}$
	r_{maA}	r_{kaA}	r_{maB}	r_{kaB}	
2011.01.31	-0,69	-0,69	-0,69	-0,69	
2011.02.28	0,56	-0,12	0,56	-0,12	
2011.03.31	1,82	1,70	1,82	1,70	
2011.04.29	1,78	3,48	1,78	3,48	
2011.05.31	-0,60	2,87	-0,60	2,87	
2011.06.30	-3,07	-0,20	-3,20	-0,33	
2011.07.29	-3,21	-3,41	-3,28	-3,61	
2011.08.31	-10,31	-13,72	-10,68	-14,28	
2011.09.30	-8,32	-22,04	-8,55	-22,84	
2011.10.31	6,30	-15,74	6,17	-16,67	
2011.11.30	-4,41	-20,16	-4,62	-21,29	
2011.12.30	-3,78	-23,93	-3,85	-25,14	1,21

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 9. Wyniki szacowania efektu startowego funduszy akcji polskich w 2012 roku (w %)

Data	Portfel A		Portfel B		Efekt startowy $r_{kaA} - r_{kaB}$
	r_{maA}	r_{kaA}	r_{maB}	r_{kaB}	
2012.01.31	8,71	8,71	8,71	8,71	
2012.02.29	2,33	11,04	2,33	11,04	
2012.03.30	-0,99	10,05	-0,99	10,05	
2012.04.30	-2,52	7,53	-2,52	7,53	
2012.05.31	-6,42	1,11	-6,60	0,93	
2012.06.29	5,96	7,07	6,14	7,07	
2012.07.31	-2,35	4,72	-2,54	4,52	
2012.08.31	1,74	6,46	1,77	6,29	
2012.09.28	3,81	10,27	3,80	10,09	
2012.10.31	-0,29	9,98	-0,47	9,63	
2012.11.30	2,58	12,56	2,54	12,16	
2012.12.31	4,79	17,34	4,69	16,85	0,49

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 10. Wyniki szacowania efektu startowego funduszy akcji polskich w 2013 roku (w %)

Data	Portfel A		Portfel B		Efekt startowy $r_{kaA} - r_{kaB}$
	r_{maA}	r_{kaA}	r_{maB}	r_{kaB}	
2013.01.31	0,24	0,24	0,24	0,24	
2013.02.28	-0,44	-0,20	-0,44	-0,20	
2013.03.29	-1,86	-2,06	-1,86	-2,06	
2013.04.30	-2,36	-4,42	-2,36	-4,42	
2013.05.31	7,38	2,97	7,38	2,97	
2013.06.28	-4,70	-1,74	-4,70	-1,74	
2013.07.31	3,91	2,17	3,91	2,17	
2013.08.30	3,26	5,43	3,26	5,43	
2013.09.30	3,70	9,13	3,70	9,13	
2013.10.31	6,45	15,58	6,45	15,58	
2013.11.29	1,55	17,13	1,54	17,12	
2013.12.31	-5,10	12,03	-5,09	12,03	0,00

Źródło: obliczenia własne.

W tabeli 11 zestawiono wyniki skumulowanych średnich miesięcznych stóp zwrotu z dwunastu miesięcy w poszczególnych portfelach i obliczono różnice między nimi.

Tabela 11. Wyniki szacowania efektu startowego w poszczególnych latach (w %)

Rok	r_{kaA} na koniec roku	r_{kaB} na koniec roku	Efekt startowy $r_{kaA} - r_{kaB}$
2001	-13,29	-13,20	-0,09
2002	5,04	3,45	1,59
2004	22,80	21,52	1,28
2006	36,37	36,18	0,19
2007	13,45	12,11	1,35
2008	-63,74	-64,71	0,97
2010	18,34	18,14	0,20
2011	-23,93	-25,14	1,21
2012	17,34	16,85	0,49
2013	11,68	11,68	0,00

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie danych zawartych w tabeli 11 można wnioskować, iż przy przyjętej metodyce sporządzania rankingów może występować pozytyw-

ny efekt startowy funduszy inwestycyjnych akcji polskich. Nie dotyczyło to pierwszego badanego okresu, gdzie efekt mógł być ujemny. Mogło to jednak wynikać z faktu, iż przyjęty do badania nowy fundusz działał tylko przez jeden miesiąc. Potwierdza to także różnica między stopami zwrotu portfeli A i B, która w tym okresie była stosunkowo niska i wyniosła 0,09%.

W celu potwierdzenia istnienia pozytywnego efektu startowego na pierwszym etapie dokonano oceny normalności rozkładu zmiennej, którą była średnia miesięczna stopa zwrotu w poszczególnych portfelach w badanych latach. W tym celu wykorzystano test *W* Shapiro–Wilka. W żadnym z wypadków, poza średnimi stopami zwrotu w 2002 roku, nie można było wnioskować, iż średnie mają rozkład normalny (zał., tab. 1). Ze względu na to, iż zdecydowana większość średnich stóp zwrotu nie miała rozkładu normalnego, do weryfikacji hipotezy o nieistotnych różnicach średnich poziomów badanych cech w poszczególnych portfelach wykorzystano test nieparametryczny dla dwóch grup niezależnych – *U* Manna–Whitneya. Na podstawie tego badania można było stwierdzić, iż uzyskane różnice nie były istotne statystycznie (zał., tab. 2). Oznacza to, że nie można było potwierdzić istnienia efektu startowego funduszy inwestycyjnych, mimo iż nominalnie różnice między średnimi były dodatnie na rzecz portfela, w którym uwzględniono wyniki nowych funduszy inwestycyjnych co mogło sugerować istnienie pozytywnego efektu startowego.

Zjawisko to wymaga dalszego badania, być może z wykorzystaniem innych narzędzi, oraz może nieco innego podejścia do badanego zjawiska.

3. Wyniki badania efektu startowego w rankingach obliczonych przy wykorzystaniu ważonej stopy zwrotu

W celu weryfikacji hipotezy drugiej przeprowadzono badanie z wykorzystaniem nowych funduszy inwestycyjnych powstałych wyłącznie w 2012 roku. Było to podyktowane ograniczeniami redakcyjnymi oraz tym, iż w 2012 roku powstało najwięcej bo sześć nowych funduszy inwestycyjnych akcji polskich – dwa powstały w marcu, jeden w maju, jeden we wrześniu oraz dwa w październiku. Dzięki temu można było przypuszczać, iż pozytywny wpływ efektu startowego na ranking funduszy inwestycyjnych w tym roku będzie większy niż w pozostałych latach (w których powstało mniej nowych funduszy), szczególnie jeżeli stopy zwrotu będą ważonymi wartością aktywów netto. Wyniki badania zostały zamieszczone w tabeli 12.

Tabela 12. Wyniki szacowania efektu startowego uwzględniające średnią ważoną stopę zwrotu ważoną wartością aktywno netto funduszy akcji polskich w 2012 roku (w %)

Data	Portfel A		Portfel B		Efekt startowy $r_{kwaA} - r_{kwaB}$
	r_{mawA}	r_{kwaA}	r_{mawB}	r_{kmwB}	
2012.01.31	8,32	8,3224	8,32	8,3224	
2012.02.29	2,45	10,7756	2,45	10,7756	
2012.03.30	-0,98	9,7984	-0,98	9,7984	
2012.04.30	-2,34	7,4546	-2,34	7,4546	
2012.05.31	-6,48	0,9782	-6,48	0,9773	
2012.06.29	6,42	7,4020	6,43	7,4025	
2012.07.31	-1,39	6,0162	-1,39	6,0156	
2012.08.31	2,60	8,6122	2,60	8,6123	
2012.09.28	3,81	12,4237	3,81	12,4231	
2012.10.31	-0,28	12,1441	-0,28	12,1435	
2012.11.30	2,67	14,8143	2,67	14,8131	
2012.12.31	4,77	19,5811	4,76	19,5770	0,0041

Źródło: obliczenia własne.

Analizując wyniki zamieszczone w tabeli 12, można zauważyć, że nominalna skumulowana średnia stopa zwrotu ważona wartością aktywów netto przy uwzględnieniu dwóch miejsc po przecinku jest taka sama zarówno dla portfela składającego się ze wszystkich funduszy inwestycyjnych, jak i dla portfela składającego się wyłącznie z funduszy działających przez cały 2012 rok. Minimalne różnice widoczne są dopiero, gdy stopy zwrotu są obliczane z większą dokładnością (cztery miejsca po przecinku). Przeprowadzenie testu *U* Manna-Whitneya wykazało, iż różnica między średnimi stopami zwrotu dwóch portfeli nie jest istotna statystycznie (zał. 1, tab. 2), nie można zatem stwierdzić istnienia efektu startowego funduszy inwestycyjnych w tym roku. Nie należy się spodziewać wystąpienia istotnych statystycznie różnic między średnimi ważonymi także w pozostałych latach, ze względu na mniejszą liczbę nowych funduszy, które powstawały w badanych latach, a więc mniejszy pozytywny wpływ na średnią.

Mimo iż druga hipoteza badawcza także nie została potwierdzona, można stwierdzić, iż badanie dowodzi, że ważna przy sporządzaniu rankingów funduszy inwestycyjnych jest przyjęta metodyka budowy rankingów. W większości wypadków rankingi budowane są w oparciu o średnią arytmetyczną stopę zwrotu, gdzie występowała zauważalna różnica nominalna między średnimi.

Przy stosowaniu średniej ważonej wartością aktywów netto różnica nominalna była niewielka.

Wnioski

Przeprowadzone badanie miało na celu zweryfikowanie (potwierdzenie) istnienia efektu startowego funduszy inwestycyjnych akcji polskich oraz określenie jego ewentualnego wpływu na średnie wyniki funduszy inwestycyjnych w rankingach. Wynik badania nie pozwala na potwierdzenie postawionej hipotezy badawczej, że nieuwzględnienie w próbie badawczej (w rankingu) wyników nowych funduszy inwestycyjnych akcji polskich powstałych w trakcie roku przy sporządzaniu jednorocznych rankingów funduszy, wpływa na zaniżenie średniej stopy zwrotu funduszy uzyskanej w takich rankingach. Nominalna różnica, mimo iż występowała, nie była istotna statystycznie. Zdaniem autora badania dotyczące tego efektu winny być kontynuowane, aby móc potwierdzić lub odrzucić istnienie tego efektu przy innych złożeniach badawczych, np. przy wydłużonym horyzoncie czasowym.

Mimo braku dowodów na istnienie tego efektu w wypadku publikacji rankingów jednorocznych winna być podana krótka informacja o metodycie sporządzania rankingów uwzględniająca między innymi informację dotyczącą przyjętej w obliczeniach stopy zwrotu.

Efekt startowy jest odmienny nie tylko od efektu przetrwania, ale także od efektu inkubacji, ponieważ badane fundusze inwestycyjne otwarte i specjalistyczne otwarte, z którymi związany jest pozytywny efekt startowy nie były wcześniej funduszami zamkniętymi. W przeciwieństwie także do efektu historycznych stóp zwrotu fundusze otwarte nie ukrywają swoich wyników w pierwszym roku działalności, a wycena jednostek uczestnictwa takich funduszy i ich upublicznienie jest wymuszone na funduszach przepisami prawa. Efekt startowy wydaje się także odmienny od efektu własnego wyboru (*self selection bias*), charakterystycznego dla funduszy hedge, które nie mają nałożonych obowiązków związanych z przekazywaniem informacji o swoich wynikach i ich upublicznianiem. Stąd, podobnie jak w innych efektach, decyzja o przekazaniu informacji do publicznej wiadomości, a dotyczących wyników funduszy jest subiektywna i wybiórcza.

Wyniki badania, mimo że nie są istotne statystycznie pozwoliły dowieść, iż nominalne różnice między stopami zwrotu ważonymi wartością aktywów netto funduszy w portfelach były mniejsze niż różnice w portfelach gdzie wykorzystano stopy zwrotu nieważone. Dlatego też można postulować spo-

rzządzanie rankingów w oparciu o ważoną stopę zwrotu (gdzie wagą jest wartość aktywów netto funduszy). Wadą tego rozwiązania jest większa pracochłonność opracowywania rankingów.

Bibliografia

- Brown, S.J. i Goetzmann, W.N. (1995). Performance Persistence, *The Journal of Finance*, L(2), 683.
- Brown, S.J., Goetzmann, W., Ibbotson, R.G. i Ross, S.A. (1992). Survivorship Bias in Performance Studies, *The Review of Financial Studies*, 5(4), 553–580.
- Buczek, S. (2006). Efekt nowych funduszy inwestycyjnych (otwartych) akcji w Polsce. W: W. Ronka-Chmielowiec, K. Jajuga (red.), *Prace naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski*, Nr 1133, s. 15–21. Wrocław: Wyd. Akademii Ekonomicznej im Oskara Langego we Wrocławiu.
- Chun-An, Li i Hong-Chih, Ma. (2010). The Performance and Cash Flows of Newly Raised Funds, *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 13(4), 539–557.
- Dawidowicz, D. (2012). Efektywność nowych funduszy inwestycyjnych – analiza porównawcza. W: J. Harasim, J. Cichy, (red.), *Finanse w niestabilnym otoczeniu – dylematy i wyzwania, rynki finansowe*, s. 369–379. Katowice: Wyd. Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach.
- Dawidowicz, D. (2013). Efekt nowych funduszy inwestycyjnych akcji polskich w latach 2005–2012. W: *Folia Pomeranae Universitatis Technologiae Stetinensis, Oeconomica*, 301(71), 27–33, Szczecin: Wyd. Zachodniopomorskiego Uniwersytetu Technologicznego w Szczecinie.
- Dawidowicz, D. (2013a). Ocena efektywności nowych i pozostałych funduszy inwestycyjnych akcji rynku polskiego w latach 2000–2012. W: K. Jajuga, W. Ronka-Chmielowiec (red.), *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a rynek polski*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Nr 323, s. 53–65. Wrocław: Wyd. Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.
- Gabrielczyk, K. (2005). Efekt przetrwania i wyniki inwestycyjne funduszy inwestycyjnych w Polsce. W: W. Ronka-Chmielowiec, K. Jajuga (red.) *Prace naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*, 1(1088), 176–184. Wrocław: Wyd. Akademii Ekonomicznej im. O. Langego we Wrocławiu.
- Perez, K. (2012). *Efektywność funduszy inwestycyjnych. Podejście techniczne i fundamentalne*. Warszawa: Difin.
- Rohleder, M., Scholz, H. i Wilkens, M. (2011). Survivorship Bias and Mutual Fund Performance: Relevance, Significance, and Methodical Differences, *Review of Finance*, 15, 441–474.
- Sokołowska, E. (2010). Bazy danych i indeksy funduszy hedgingowych. W: W. Przybylska-Kapuścińska, J. Handschke (red.), *Rynki finansowe i ubezpieczenia. Nowe perspektywy instytucji i instrumentów*, Zeszyty naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu (143), s. 287. Poznań: Wyd. Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Viebig, J. i Poddig, T. (2010). The jump-start effect in return series of long/short equity hedge funds, *Journal of Derivatives & Hedge Funds*, 16(3), 191.

Załącznik. Wyniki testu Shapiro–Wilka i U Manna–Whitneya

Tabela 1. Wyniki testu Shapiro–Wilka

	N	W	p
Wartości statystyki dla stóp zwrotu nieważonych			
Portfel B 2013	552	0,983297	0,000006
Portfel A 2013	554	0,983196	0,000005
Portfel B 2012	480	0,977981	0,000001
Portfel A 2012	508	0,977352	0,000000
Portfel B 2011	432	0,988327	0,001577
Portfel A 2011	445	0,989491	0,002812
Portfel B 2010	336	0,974503	0,000012
Portfel A 2010	356	0,977065	0,000019
Portfel B 2008	312	0,864156	0,000000
Portfel A 2008	329	0,861622	0,000000
Portfel B 2007	264	0,983887	0,004479
Portfel A 2007	288	0,986379	0,007950
Portfel B 2006	216	0,971064	0,000205
Portfel A 2006	219	0,970835	0,000171
Portfel B 2004	192	0,985713	0,048847
Portfel A 2004	209	0,983201	0,013653
Portfel B 2002	156	0,984353	0,075269
Portfel A 2002	175	0,987605	0,127141
Portfel B 2001	144	0,926378	0,000001
Portfel A 2001	145	0,925890	0,000001
Wartości statystyki dla stóp zwrotu ważonych wartością aktywów netto funduszy			
Portfel B 2012	456	0,720228	0,000000
Portfel A 2012	484	0,701608	0,000000

Źródło: opracowanie własne; obliczenia w programie Statistica 10.

Tabela 2. Wyniki testu istotności U Manna-Whitneya

Rok	Suma rang I	Suma rang 2	U	Z	p	Z popraw.	p	N ważn. Grupa I	N ważn. Grupa II
Wartości statystyki dla stóp zwrotu nieważonych									
2013	305756,0	306415,0	152680,0	0,042079	0,966435	0,042079	0,966435	552	554
2012	236198,0	252368,0	120758,0	-0,259095	0,795562	-0,259096	0,795562	480	508
2011	189751,0	195252,0	96017,00	0,027330	0,978196	0,027330	0,978196	432	445
2010	115989,0	123789,0	59373,00	-0,165318	0,868694	-0,165318	0,868694	336	356
2008	100045,0	105716,0	51217,00	-0,045446	0,963752	-0,045446	0,963752	312	329
2007	73111,00	79517,00	37901,00	0,061170	0,951224	0,061170	0,951224	264	288
2006	47087,00	47743,00	23651,00	-0,000381	0,999696	-0,000381	0,999696	216	219
2004	38348,00	42253,00	19820,00	-0,210016	0,833655	-0,210018	0,833654	192	209
2002	25787,00	29159,00	13541,00	-0,124845	0,900647	-0,124846	0,900645	156	175
2001	20881,00	21024,00	10439,00	0,000704	0,999438	0,000704	0,999438	144	145
Wartości statystyki dla stóp zwrotu ważonych wartością aktywów netto funduszy									
2012	215560,0	226710,0	109340,0	0,243140	0,807897	0,243141	0,807897	456	484

Źródło: opracowanie własne; obliczenia w programie Statistica 10.

Rozdział XII

PIOTR JAWORSKI*

Indeks plus – analiza możliwości realizowania pasywnej strategii inwestycyjnej podążającej za indeksem WIG20

Streszczenie

Celem artykułu jest analiza długoterminowych zależności pomiędzy cenami sześciu akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie a indeksem WIG20, w skład którego wchodzi. Po dokonaniu przeglądu literatury światowej na temat funkcjonowania wspomnianego zjawiska, poddano weryfikacji występowanie kointegracji pomiędzy zmiennymi. W tym celu wykorzystano metody Engela-Grangera oraz Johansena. Na jej podstawie skonstruowano portfele inwestycyjne realizujące strategie naśladowania indeksu plus pięć punktów procentowych w skali roku. Uzyskane wyniki wskazują na istnienie wzajemnych długoterminowych związków pomiędzy cenami rozpatrywanych aktywów. Wyniki zastosowanej strategii inwestycyjnej okazały się zgodne z oczekiwaniami Autora.

Słowa kluczowe: absolutna stopa zwrotu, fundusz inwestycyjny, kointegracja aktywów, alfa.

Index plus – analysis of the ability to purpose a passive investment strategy which follows the WIG20 Index

Abstract

The main goal of this article is analysis the long-term relationship between prices of six stocks quoted on the Warsaw Stock Exchange and WIG20 index, in which they remain. After making research of the world literature on this topic, the presence of cointegration between them has been verified. For this purpose was used the Engel-Granger and Johansen methods. On the basis of the occurrence of cointegration between the analyzed prices of equities index tracking plus investment portfolios were constructed. The results indicate the existence of long-term mutual

* Piotr Jaworski – doktorant, Wydział Zarządzania Uniwersytet Warszawski; e-mail: pjaworski@mail.wz.uw.edu.pl

relationships between the prices of the chosen contracts. The results of the investment strategy are in line with the author expectations.

Keywords: absolute return, investment fund, cointegration of assets, alpha.

JEL: G11

Wprowadzenie

Dwudziesty pierwszy wiek, choć dopiero się zaczął, przyniósł znaczące turbulencje na światowych rynkach finansowych. Najpierw pękła bańka internetowa, a następnie w roku 2007 rozpoczął się wielki kryzys finansowy zapoczątkowany upadkiem banku inwestycyjnego Lehman Brothers. Te dwa wydarzenia doprowadziły do zmiany funkcjonowania rynków finansowych. Znacząco wrosła zmienność na rynkach kapitałowych, a znane dotychczas korelacje pomiędzy zachowaniem się stóp zwrotu różnych klas aktywów stały się nieaktualne. Spowodowało to problemy w zarządzaniu portfelami wielu funduszy inwestycyjnych, emerytalnych czy hedgingowych, które notowały straty. W związku z tym inwestorzy zaczęli szukać alternatywnych metod lokowania kapitału. Pojawiło się wiele funduszy absolutnej stopy zwrotu oraz pasywnych, naśladujących dany benchmark.

Zawirowania te nie ominęły również polskiego rynku kapitałowego. W kraju dodatkowo objawiły się czynniki podażowe na rynku akcji w postaci chociażby znaczącego ograniczenia roli Otwartych Funduszy Emerytalnych. Kolejnym czynnikiem specyficznym dla rodzimego rynku kapitałowego jest powstanie w ostatnich latach dość dużej liczby Towarzystw Funduszy Inwestycyjnych specjalizujących się w prowadzeniu Funduszy Inwestycyjnych Zamkniętych i Funduszy Inwestycyjnych Zamkniętych Aktywów Niepublicznych, które w dużej mierze pomagają ich klientom optymalizować zobowiązania podatkowe. Jednak działania regulatorów zarówno polskich, jak i europejskich zmierzają w kierunku ograniczenia tej działalności. W tej sytuacji tego typu fundusze prawdopodobnie rozwiną swoją działalność w innym kierunku, z prowadzeniem Funduszy Otwartych włącznie, a co za tym idzie doprowadzą do wzrostu konkurencji na rynku i będą aktywnie walczyć o nowych klientów. Może to doprowadzić do obniżania opłat za zarządzanie. Żeby to zrobić można próbować ograniczyć koszty funkcjonowania takich funduszy, na przykład przez pasywne zarządzanie nimi. Jednym ze sposobów

jest naśladowanie zachowania danego benchmarku rynkowego, na przykład indeksu giełdowego plus premia w wysokości określonej ilością punktów procentowych. Sposobem na projektowanie portfela są ilościowe metody oparte na ekonometrii, a konkretnie na badaniu kointegracji. Dzięki niej zostanie wyznaczona stała i stabilna w długim okresie relacja pomiędzy zachowaniem się cen instrumentów finansowych. Bazuje ona na analizie szeregów czasowych cen danego papieru wartościowego, a nie jego stóp zwrotu. Dzięki jej zastosowaniu nie traci się cennych informacji o występowaniu trendu, które są pomijane w analizie ich pierwszych różnic, czyli korelacji stóp zwrotu.

Celem niniejszego artykułu jest wyznaczenie stałej relacji między zachowaniem się cen wybranych akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie a indeksem WIG20, w skład którego wchodzi. Następnie określenie stopnia ich oddziaływania oraz konstrukcja za ich pomocą portfela inwestycyjnego dającego stopy zwrotu przewyższające te z benchmarku. Autor próbuje odpowiedzieć na pytanie, czy na GPW można generować dodatkową alfę ponad założony wskaźnik odniesienia przez wykorzystanie technik używanych na świecie przez fundusze hedgingowe. Strategia została wykonana poprzez zastosowanie modelowania ekonometrycznego opartego na dziennych danych dotyczących cen akcji notowanych na GPW i może z powodzeniem być wykorzystywana przez fundusze inwestycyjne chcące zaproponować swoim klientom zarządzany pasywnie produkt o stosunkowo niskich kosztach.

1. Kointegracja a korelacja

Kointegracja oznacza długookresową zależność procesów szeregów czasowych. Można ją interpretować jako równowagę między danymi wartościami, która jest stała i niezależna od czasu. Oznacza to występowanie stałej i stabilnej relacji pomiędzy cenami dwóch aktywów finansowych. Oczywiście w krótkim okresie może ona nie być równa tej samej stałej wartości, ale w długim horyzoncie czasowym ceny powinny zachowywać się zgodnie z nią.

Korelacja natomiast to związek między dwiema zmiennymi losowymi. Oznacza ona, że dwie zmienne poruszają się w podobnym kierunku i współczynnik ten mierzy siłę tej zależności. Te dwie koncepcje są powiązane, ale nie identyczne. Możemy obserwować silną korelację przy jednoczesnym braku kointegracji. Korelacje można stosować do szeregów stacjonarnych tzw. $I(0)$, tzn. opisywanych przez proces stochastyczny, którego łączny rozkład jest stały. Z drugiej strony należy dodać, że większość zmiennych finan-

sowych opisywana jest przez szeregi niestacjonarne, zazwyczaj $I(1)$, czyli dopiero pierwsze różnice tej zmiennej są stacjonarne.

We współczesnym podejściu do analizy portfelowej modeluje się portfel o minimalnej wariancji, a zależności pomiędzy jego składnikami opierają się na korelacji ich stóp zwrotu. Oczywiście można przyjąć, że są one stacjonarne, jako pierwsze różnice logarytmów naturalnych z cen badanych aktywów, ale pojawia się problem, że korelacje te nie są stałe i stabilne w czasie. Wynikać to może z faktu, że analizując pierwsze różnice tych zmiennych, tracimy cenne informacje na temat trendu liniowego, który może być zawarty w cenach. Odejmując od siebie kolejne wartości aktywów odejmujemy też wartości zawartych w nich trendów liniowych. Prowadzi to do tworzenia portfeli, które nie spełniają funkcji efektywnych w długim terminie z uwagi na niestabilność korelacji. Rozwiązaniem problemu jest budowa portfeli inwestycyjnych, w których udziały ich składników ustalone są na podstawie zależności kointegracyjnych, o ile takowe występują. Jednak znajdując taki zbiór aktywów, możemy spodziewać się jego stabilnego zachowania w czasie.

2. Kointegracja w zarządzaniu portfelem inwestycyjnym

Dzięki wyznaczeniu kointegracji pomiędzy aktywami finansowymi otrzymujemy określoną stałą w długim terminie zależność. Na podstawie tych zależności można konstruować trzy rodzaje strategii inwestycyjnych (Alexander i Dimitriu, 2002):

- naśladowanie benchmarku przez portfel inwestycyjny; strategia ta ma za zadanie replikowanie danego indeksu w zakresie stóp zwrotu i jego zmienności;
- naśladowanie „sztucznych” indeksów zbudowanych poprzez dodanie do wartości naśladowanego benchmarku stopy zwrotu, która będzie zwiększała lub zmniejszała jego zwrot o określoną ilość punktów procentowych w skali roku; indeksy takie są określane jako indeksy plus lub minus; można je wykorzystywać do zbudowania strategii, w której zajmuje się długie pozycje w portfelu plus i krótkie w minus lub samym indeksie, ewentualnie portfelu go naśladowującym; tego typu strategia to klasyczny przykład *market neutral*, czyli jednej ze strategii absolutnej stopy zwrotu;
- zastosowanie samego portfela replikującego indeks plus, aby posiadać portfel realizujący zwroty wyższe niż jego benchmark; strategia szczególnie ciekawa dla benchmarkowych funduszy inwestycyjnych zarządzanych

pasynie, które mają za cel inwestycyjny osiągnięcie zwrotów przewyższających indeks o określoną liczbę punktów procentowych w skali roku.

W krótkim horyzoncie czasowym możliwe są odchylenia od wyznaczonej równowagi spowodowane zmianami krótkookresowych korelacji pomiędzy portfelem replikującym a indeksem. Wtedy zarządzający może takie sytuacje traktować jako dodatkowe źródło alfy w portfelu. Możliwa jest ona do osiągnięcia poprzez zastosowanie arbitrażu pomiędzy benchmarkiem a portfelem aktywów za nim podążającym, korzystając z wiedzy, że długim terminie mamy do czynienia ze stałą zależnością.

Badania kointegracji na rynkach finansowych zaczęły się w latach 90. XX wieku. Pierwszymi autorami, którzy podjęli ten temat w sposób praktyczny dla finansów byli Lucas (1997) oraz Alexander (1999). Autorzy stwierdzili, że wykorzystanie tego zjawiska pozwala na projektowanie różnych technik inwestycyjnych począwszy od naśladowania indeksu do strategii typu *long-short*, które miały być neutralne względem rynku. Również inne badania amerykańskiego rynku giełdowego (Alexander, Giblin i Weddington, 2002) wskazują na występowanie na nim kointegracji i możliwości tworzenia strategii neutralnych względem rynku. Stwierdzono również, że aktywa wchodzące w skład indeksu giełdowego powinny być z nim skointegrowane. Badania prowadzono dla kontraktów terminowym na towary rolne (Arendalski i Postek, 2012). Autorzy wykazali możliwość realizacji ponad normalnych zysków ze strategii na niej opartej, przy jednoczesnej niskiej korelacji z rynkiem akcji. Dla polskiego rynku kapitałowego badano występowanie tego zjawiska dla rynku kontraktów terminowych na indeks WIG20 oraz kontraktów na wybrane akcje wchodzące w jego skład (Jaworski i Wiśniewski, 2014). Autorzy potwierdzili występowanie kointegracji oraz możliwość utworzenia portfeli dobrze naśladowujących swój benchmark oraz tych, które zyskiwały określoną liczbę punktów procentowych w skali roku więcej od niego.

3. Metodologia badawcza

Badanie polega na ocenie występowania zależności kointegracyjnych pomiędzy indeksem giełdowym WIG20 a akcjami wchodzącymi w jego skład. Zgodnie z teorią przedmiotu zależność taka powinna mieć miejsce. W badaniu wykorzystanoienne ceny akcji sześciu spółek notowanych na GPW w Warszawie: BZ WBK, mBank, KGHM Polska Miedz, Orange Polska, Pekao, PKN Orlen oraz indeksu WIG20. Wybrano te akcje, ponieważ

wchodzą bądź wchodziły w skład rzeczowego indeksu i są obecne na GPW od wystarczająco długiego czasu, żeby analiza na nich oparta dawała wiarygodne wyniki. Analizę przeprowadzono na danych dla okresu pomiędzy 26 listopada 1999 a 31 października 2014. Dane zostały podzielone na dwie grupy: pierwsze 720 obserwacji przyjęto jako okres testowy do wyznaczenia zależności kointegracyjnych, a kolejny miesiąc (20 obserwacji) to okres kontrolny wykorzystywany do oceny jakości naśladowanego indeksu. Następnie kolejno rozszerzano okres testowy o kolejne 20 obserwacji, weryfikując je na kolejnym miesiącu. Procedura ta trwała do momentu zweryfikowania wszystkich okresów testowych.

Występowanie kointegracji zostało zbadane przy użyciu testów Engela–Grangera oraz Johansena. Analizowano logarytmy naturalne cen spółek i indeksu giełdowego. Rozszerzony test Dickey’a–Fullera zastosowany po regresji EG na resztach potwierdził występowanie kointegracji. Wartość statystyki testowej ADF ($-4,16$) przekroczyła jednoprocentową wartość krytyczną testu ($-3,46$), potwierdzając występowanie kointegracji.

Tabela 1. Wartości statystyki $Z(t)$ testu Dickey–Fuller

ADF t-statistic	Liczba opóźnień	AR(1)
-4.160350	1	0.958000
1% wartość krytyczna testu	5% wartość krytyczna testu	10% wartość krytyczna testu
-3.458	-2.871	-2.594

Źródło: opracowanie własne.

Natomiast test Johansena nie potwierdził występowania zjawiska kointegracji podczas analizy sześciu spółek. Jednak po zmniejszeniu ich liczby do 4 (usunięto BZ WBK oraz mBank) test Johansena wskazuje na występowanie jednego wektora kointegracyjnego. Sytuacja ta wystąpiła prawdopodobnie z uwagi na fakt, że akcje tych dwóch spółek nie wchodziły w skład indeksu przez cały okres testowy. Niemniej jednak można uznać, że mamy do czynienia z trwałą zależnością czasową pomiędzy analizowanymi danymi.

Ponieważ w badanym okresie stwierdzono występowanie kointegracji, podjęto próbę zbudowania portfela replikującego zachowanie się indeksu WIG20 zwiększonego o pięć punktów procentowych w skali roku, składającego się z akcji sześciu badanych spółek. Portfel taki ma za zadanie systematyczne zarabianie więcej niż śledzony indeks. Ponieważ w Polsce występują problemy z krótką sprzedażą akcji, przyjęto założenie, że można zajmować w nich wyłącznie długie pozycje.

Do ustalenia udziałów poszczególnych składników w portfelu inwestycyjnym wykorzystano metodę regresji liniowej, z ograniczeniem, że wszystkie współczynniki beta muszą być dodatnie bądź równe zero, co oznacza, że dana akcja nie jest kupowana. Estymacje przeprowadzono w okresach testowych (*in the sample*), z których pierwszy obejmował początkowe 720 obserwacji, a później zwiększał się o kolejne 20 wraz z comiesięcznym rebalansowaniem składu portfela. Wykorzystano następujący model:

$$\ln WIG20plus = \beta_1 \ln b zw + \beta_2 \ln k gh + \beta_3 \ln b re + \\ + \beta_4 \ln t ps + \beta_5 \ln p eo + \beta_6 \ln p kn + \varepsilon,$$

gdzie:

$\ln WIG20plu$ – logarytm naturalny wartości indeksu WIG20 powiększony o pięć punktów procentowych w skali roku,

$\ln b zw$, $\ln b re$, $\ln k gh$, $\ln t ps$, $\ln p eo$, $\ln p kn$ – logarytmy naturalne cen akcji BZ WBK, mBank, KGHM Polska Miedź, Orange Polska, Pekao oraz PKN Orlen.

Założono, że skład portfela będzie zmieniany co miesiąc na podstawie wyników nowych estymacji, które obejmują wszystkie możliwe długości szeregów czasowych kończących się na dniu ustalenia składu portfela. Spośród nich zostanie wybrany ten z portfeli, który charakteryzuje się najniższą wartością testu ADF z jednym opóźnieniem, który sugeruje największy stopień powiązań kointegracyjnych. Następnie wyestymowane współczynniki beta znormalizowano do jedności i w ten właśnie sposób wybrano składy poszczególnych portfeli, które utrzymywano przez jeden miesiąc, a potem powtarzano całą procedurę w celu ustalenia nowych wag poszczególnych akcji w portfelu. Z tak przeprowadzonego badania uzyskano 149 miesięcznych portfeli replikujących indeks WIG20 plus 5 punktów procentowych. Zostały one przeanalizowane pod kontem osiągniętych stóp zwrotu podczas jednomiesięcznego okresu potestowego (*out of the sample*), jakości odwzorowania oraz generowania pozytywnej alfy. Dane zostały podsumowane w tabeli 2.

W drugiej kolumnie tabeli 2 zaprezentowano stopę zwrotu z WIG20 w analizowanym miesięcznym okresie, kolumna trzecia przedstawia stopę zwrotu z zastosowanej strategii, a czwarta to zwrot ze strategii po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych wynikających z comiesięcznej przebudowy portfela. Kolorem jasnoszarym zaznaczono sytuacje, gdy stopy zwrotu ze strategii przewyższyły wyniki z pasywnego utrzymywania pozycji w WIG20, ciemniejszy natomiast oznacza sytuację odwrotną. W większości przypadków

Tabela 2. Wartości osiągnięte poprzez diagnostykę wystymowanych portfeli inwestycyjnych w okresie testowym i kontrolnym

Okres	Skumulowana stopa zwrotu z WIG20	Stopa zwrotu z portfela replikującego plus	Stopa zwrotu z portfela replikującego plus z kosztami transakcyjnymi	Koszty transakcyjne jako % portfela do zmiany	Wskaźnik Jensena	MSE	TE	ADF in the sample
1	-0,001343	-0,005066	-0,006966	100%	-0,000222	0,000023	0,004865	-3,71164
2	0,011463	-0,050857	-0,050760	33%	-0,003062	0,000045	0,005625	-3,85905
3	-0,046449	-0,033616	-0,033552	65%	0,000765	0,000018	0,003361	-3,58648
4	-0,013083	-0,006446	-0,006434	2%	0,000382	0,000018	0,003054	-3,69405
5	0,017539	-0,010661	-0,010641	44%	-0,001333	0,000012	0,002979	-4,21398
6	0,033886	0,020665	0,020625	16%	-0,000522	0,000018	0,003328	-4,62339
7	0,050187	0,049544	0,049450	9%	0,000415	0,000017	0,003463	-5,61542
8	0,130278	0,138329	0,138067	35%	0,000463	0,000028	0,003997	-6,02817
9	0,024914	0,032591	0,032529	45%	-0,000027	0,000025	0,005385	-3,61141
10	0,108576	0,220429	0,220010	71%	0,004071	0,000226	0,012894	-4,22712
11	0,010115	0,033139	0,033076	85%	0,001187	0,000062	0,006473	-3,60679
12	-0,002079	-0,000988	-0,000986	37%	0,000087	0,000065	0,005826	-4,86107
13	-0,060240	-0,069161	-0,069030	12%	-0,000803	0,000028	0,004579	-4,3365
14	0,123285	0,131353	0,131104	63%	0,000256	0,000039	0,004579	-3,71779
15	-0,016697	-0,023965	-0,023920	1%	-0,000228	0,000166	0,008553	-3,74569
16	0,074150	0,071508	0,071372	72%	-0,000205	0,000034	0,004431	-4,90998
17	0,000216	0,051553	0,051455	40%	0,002510	0,000039	0,005758	-4,80132
18	0,003480	0,036424	0,036355	45%	0,001634	0,000027	0,003895	-5,10483
19	-0,048173	-0,056630	-0,056523	42%	-0,000150	0,000026	0,003978	-3,91914
20	0,026378	0,021114	0,021074	0%	-0,000322	0,000019	0,003718	-4,05556
21	-0,031659	-0,087201	-0,087035	31%	-0,003129	0,000038	0,005504	-4,1741
22	0,018318	0,001131	0,001128	31%	-0,000789	0,000031	0,003834	-4,08673
23	0,062192	0,079443	0,079292	80%	-0,000261	0,000035	0,005209	-4,3049

cd. tabeli 2

Okres	Skumulowana stopa zwrotu z WIG20	Stopa zwrotu z portfela replikującego plus	Stopa zwrotu z portfela replikującego plus z kosztami transakcyjnymi	Koszty transakcyjne jako % portfela do zmiany	Wskaźnik Jensena	MSE	TE	ADF in the sample
24	-0,008603	-0,002768	-0,002763	74%	0,000286	0,000023	0,003923	-4,06736
25	0,019965	0,083032	0,082875	46%	0,003087	0,000073	0,007287	-4,90669
26	0,052069	0,028823	0,028768	53%	-0,001636	0,000035	0,005131	-4,51111
27	-0,017738	-0,032835	-0,032772	37%	-0,000478	0,000046	0,005508	-4,75061
28	0,039359	0,014382	0,014355	16%	-0,001489	0,000100	0,006817	-4,90566
29	0,035232	0,024221	0,024175	32%	-0,000524	0,000066	0,005674	-4,12027
30	-0,023583	-0,014124	-0,014097	5%	0,000748	0,000086	0,006883	-4,23095
31	-0,070097	-0,070070	-0,069937	3%	0,000015	0,000143	0,006886	-4,33151
32	0,077575	0,141626	0,141357	0%	0,001021	0,000107	0,008571	-4,43428
33	0,043956	-0,003453	-0,003447	1%	-0,002598	0,000067	0,005605	-4,28842
34	0,077735	0,090125	0,089953	4%	-0,000650	0,000073	0,006817	-4,47032
35	0,030702	0,046330	0,046242	4%	0,001077	0,000124	0,009276	-4,45328
36	0,111598	0,104738	0,104539	2%	-0,001780	0,000136	0,009797	-4,05914
37	-0,087957	-0,131492	-0,131242	12%	-0,003322	0,000136	0,008726	-3,49111
38	0,079559	0,115806	0,115586	85%	0,003245	0,000064	0,005695	-3,91853
39	0,066667	0,059941	0,059827	49%	-0,000241	0,000017	0,003370	-5,53858
40	0,085331	0,050241	0,050146	13%	-0,001110	0,000055	0,005419	-5,21996
41	-0,008144	0,010384	0,010364	34%	0,000800	0,000073	0,008049	-4,43054
42	-0,021688	0,002740	0,002735	60%	0,001066	0,000216	0,011693	-4,45991
43	0,138288	0,147541	0,147261	0%	0,001324	0,000254	0,012753	-4,41078
44	-0,134757	-0,166667	-0,166350	0%	-0,002847	0,000163	0,010535	-4,1656
45	-0,067296	-0,077143	-0,076996	0%	0,000464	0,000279	0,011344	-4,45868
46	0,168486	0,253870	0,253388	0%	0,000900	0,000270	0,013958	-4,59274

cd. tabeli 2

Okres	Skumulowana stopa zwrotu z WIG20	Stopa zwrotu z portfela replikującego plus	Stopa zwrotu z portfela replikującego plus z kosztami transakcyjnymi	Koszty transakcyjne jako % portfela do zmiany	Wskaźnik Jensena	MSE	TE	ADF in the sample
47	-0,027171	-0,046914	-0,046824	0%	-0,000416	0,000128	0,010852	-4,44779
48	0,013753	0,072539	0,072401	0%	0,002675	0,000149	0,010998	-4,52141
49	0,059142	0,062802	0,062683	0%	0,000098	0,000207	0,009991	-4,23877
50	0,002940	0,004334	0,004326	64%	0,000084	0,000051	0,005571	-4,21294
51	0,062409	0,067186	0,067059	37%	0,001241	0,000086	0,008493	-4,66555
52	-0,043922	-0,016459	-0,016428	37%	0,001982	0,000088	0,007947	-4,55074
53	0,051359	0,082717	0,082560	6%	0,001171	0,000104	0,008432	-4,70093
54	-0,034561	-0,023892	-0,023847	31%	0,000634	0,000051	0,005782	-4,63885
55	0,078003	0,083932	0,083772	10%	0,000156	0,000019	0,003281	-5,02179
56	0,017842	0,028313	0,028259	6%	0,000481	0,000019	0,003612	-4,83438
57	0,016698	0,013263	0,013238	17%	-0,000314	0,000024	0,004460	-4,89164
58	0,044922	0,058622	0,058510	1%	0,000034	0,000011	0,003859	-5,24508
59	-0,041131	-0,028843	-0,028788	13%	0,000919	0,000030	0,004443	-5,3496
60	-0,020301	-0,021798	-0,021756	4%	-0,000039	0,000019	0,003307	-5,40383
61	0,008910	-0,004847	-0,004838	2%	-0,000703	0,000012	0,003086	-5,63282
62	0,069344	0,078487	0,078338	0%	0,000332	0,000030	0,004317	-5,89063
63	-0,097830	-0,085505	-0,085342	1%	0,000687	0,000019	0,003234	-5,89005
64	0,006966	0,002413	0,002409	3%	-0,000205	0,000107	0,007763	-5,90819
65	-0,179240	-0,180293	-0,179951	1%	-0,000992	0,000063	0,006377	-6,11176
66	0,059157	0,063429	0,063309	8%	0,000122	0,000041	0,004346	-3,99991
67	-0,040980	-0,064192	-0,064070	29%	-0,001393	0,000028	0,004562	-4,94704
68	-0,035785	0,010635	0,010615	10%	0,002118	0,000023	0,004451	-4,98807
69	0,027612	0,004760	0,004751	2%	-0,001038	0,000045	0,005241	-5,32587

cd. tabeli 2

Okres	Skumulowana stopa zwrotu z WIG20	Stopa zwrotu z portfela replikującego plus	Stopa zwrotu z portfela replikującego plus z kosztami transakcyjnymi	Koszty transakcyjne jako % portfela do zmiany	Wskaźnik Jensena	MSE	TE	ADF in the sample
70	-0,096681	-0,048506	-0,048414	1%	0,001335	0,000056	0,006238	-5,44578
71	-0,021337	-0,011840	-0,011817	4%	0,000286	0,000135	0,008738	-5,50468
72	-0,012135	-0,040138	-0,040062	2%	-0,001469	0,000113	0,008649	-5,77357
73	-0,104976	-0,108000	-0,107795	4%	-0,000738	0,000064	0,006520	-5,55342
74	-0,079358	-0,067238	-0,067111	11%	0,000780	0,000107	0,008202	-5,06852
75	-0,162422	-0,170809	-0,170484	7%	-0,000819	0,000133	0,009439	-4,64956
76	0,045849	0,024676	0,024629	36%	-0,000535	0,000077	0,009240	-4,50855
77	-0,074448	-0,034956	-0,034889	10%	0,002049	0,000157	0,010056	-4,72405
78	-0,092668	-0,080868	-0,080714	12%	-0,001837	0,000137	0,013504	-4,74382
79	-0,027618	-0,026281	-0,026231	5%	-0,000508	0,000163	0,013402	-4,86402
80	0,159819	0,076024	0,075880	8%	-0,001694	0,000270	0,013461	-5,0968
81	0,048092	-0,107029	-0,106826	1%	-0,007158	0,000254	0,014192	-5,25051
82	0,052468	0,056407	0,056300	42%	0,000751	0,000067	0,006907	-5,54171
83	-0,057231	-0,081152	-0,080997	22%	-0,001478	0,000158	0,009568	-5,21483
84	0,177802	0,104490	0,104291	5%	-0,000420	0,000137	0,011236	-5,10729
85	0,031577	0,057841	0,057731	7%	0,001449	0,000094	0,008097	-5,46215
86	0,001164	-0,005248	-0,005238	32%	-0,000308	0,000059	0,006259	-5,41024
87	0,058365	0,155593	0,155297	4%	0,004459	0,000077	0,008320	-5,23611
88	0,014910	-0,053214	-0,053113	20%	-0,003430	0,000062	0,006596	-4,17847
89	0,002380	-0,024394	-0,024348	7%	-0,001336	0,000050	0,006209	-4,89881
90	0,019738	0,029189	0,029133	1%	0,000553	0,000039	0,005131	-5,09922
91	-0,062274	-0,059832	-0,059719	2%	-0,000425	0,000046	0,005005	-5,26808
92	0,075107	0,073224	0,073085	5%	0,000618	0,000066	0,006339	-5,19504

cd. tabeli 2

Okres	Skumulowana stopa zwrotu z WIG20	Stopa zwrotu z portfela replikującego plus	Stopa zwrotu z portfela replikującego plus z kosztami transakcyjnymi	Koszty transakcyjne jako % portfela do zmiany	Wskaźnik Jensena	MSE	TE	ADF in the sample
93	0,044470	0,037505	0,037434	1%	-0,000015	0,000028	0,004119	-5,33977
94	-0,101697	-0,101763	-0,101570	4%	-0,001182	0,000030	0,005606	-5,43168
95	0,032395	-0,006594	-0,006582	3%	-0,001363	0,000116	0,007538	-5,4648
96	0,005963	0,021142	0,021102	5%	0,000789	0,000018	0,003369	-5,39125
97	0,032338	0,067821	0,067692	6%	0,001767	0,000026	0,003860	-5,35333
98	0,029539	0,025322	0,025274	2%	-0,000088	0,000035	0,004428	-5,38127
99	0,033540	0,038721	0,038648	3%	-0,000172	0,000040	0,005208	-5,40361
100	0,046916	0,074937	0,074795	4%	0,001106	0,000048	0,005322	-5,29647
101	0,012381	0,001055	0,001053	71%	-0,000378	0,000053	0,005976	-4,7573
102	-0,021708	-0,011022	-0,011001	16%	0,000509	0,000016	0,003138	-7,13644
103	0,010490	0,024459	0,024412	3%	0,000986	0,000011	0,005341	-7,9683
104	0,010667	0,018052	0,018018	12%	0,000604	0,000014	0,004288	-8,21474
105	0,019570	0,029982	0,029925	11%	0,000864	0,000014	0,003752	-8,64836
106	0,036511	0,040639	0,040561	12%	0,000745	0,000019	0,003980	-9,36174
107	-0,005548	-0,044995	-0,044910	1%	-0,002150	0,000045	0,006527	-9,25845
108	-0,031533	0,013744	0,013718	1%	0,001167	0,000018	0,004765	-7,72121
109	-0,043683	-0,025694	-0,025645	7%	0,000010	0,000040	0,005089	-7,74625
110	-0,139402	-0,090645	-0,090472	5%	0,001221	0,000133	0,010085	-7,44356
111	-0,082866	-0,028663	-0,028608	6%	0,001664	0,000078	0,009579	-7,30676
112	0,046896	0,045119	0,045033	3%	0,000795	0,000035	0,007762	-7,19754
113	-0,017979	-0,003644	-0,003637	7%	0,000443	0,000023	0,006270	-6,69716
114	-0,020709	0,008385	0,008369	4%	0,001332	0,000184	0,008545	-6,1551
115	0,050273	0,042018	0,041939	6%	0,000347	0,000038	0,005512	-6,51591

cd. tabeli 2

Okres	Skumulowana stopa zwrotu z WIG20	Stopa zwrotu z portfela replikującego plus	Stopa zwrotu z portfela replikującego plus z kosztami transakcyjnymi	Koszty transakcyjne jako % portfela do zmiany	Wskaźnik Jensena	MSE	TE	ADF in the sample
116	0,051466	0,046230	0,046142	1%	-0,000167	0,000017	0,003239	-6,77987
117	-0,009310	-0,002212	-0,002208	4%	0,000316	0,000024	0,003815	-6,29477
118	-0,028538	-0,018031	-0,017997	46%	0,000307	0,000028	0,004102	-6,02082
119	-0,094259	-0,067612	-0,067483	0%	0,000803	0,000022	0,004195	-6,09649
120	0,085683	0,067974	0,067845	0%	-0,000521	0,000033	0,004621	-6,10825
121	-0,018792	-0,016682	-0,016650	44%	-0,000194	0,000013	0,003477	-6,22912
122	0,055526	0,041918	0,041838	3%	0,000107	0,000014	0,004031	-6,14085
123	0,009598	0,027886	0,027834	44%	0,000950	0,000056	0,006427	-6,0697
124	0,028134	-0,018405	-0,018370	0%	-0,001813	0,000022	0,005002	-6,1537
125	-0,024240	-0,124177	-0,123941	0%	-0,005256	0,000287	0,009177	-6,19659
126	0,053808	0,038474	0,038401	45%	0,000305	0,000006	0,002696	-6,15891
127	0,039994	0,038286	0,038213	1%	0,001271	0,000013	0,005533	-6,30572
128	-0,043667	-0,010993	-0,010972	0%	0,001928	0,000120	0,008768	-6,38203
129	0,010544	-0,015276	-0,015247	4%	-0,001212	0,000060	0,005343	-6,1449
130	-0,054402	-0,051597	-0,051499	35%	-0,000713	0,000065	0,006695	-6,41056
131	0,009180	0,021296	0,021256	4%	0,000688	0,000049	0,005795	-6,63618
132	0,033101	0,074621	0,074479	2%	0,001973	0,000027	0,004738	-6,86508
133	-0,064894	-0,082400	-0,082244	0%	-0,001355	0,000140	0,008939	-6,909
134	0,027803	0,106037	0,105836	0%	0,003683	0,000028	0,005012	-6,93983
135	0,014070	0,032251	0,032189	1%	0,000900	0,000049	0,005541	-6,85918
136	0,016039	0,059464	0,059351	3%	0,002151	0,000062	0,005740	-6,60664
137	0,047538	0,069583	0,069451	2%	0,000644	0,000033	0,005044	-6,28683
138	0,014135	0,000494	0,000493	5%	-0,000691	0,000033	0,004511	-5,78722

cd. tabeli 2

Okres	Skumulowana stopa zwrotu z WIG20	Stopa zwrotu z portfela replikującego plus	Stopa zwrotu z portfela replikującego plus z kosztami transakcyjnymi	Koszty transakcyjne jako % portfela do zmiany	Wskaźnik Jensena	MSE	TE	ADF in the sample
139	-0,065724	-0,041761	-0,041682	5%	0,000508	0,000044	0,005262	-5,77223
140	-0,037852	-0,018017	-0,017983	3%	0,001447	0,000061	0,006273	-5,82069
141	0,071343	0,065192	0,065068	70%	-0,000283	0,000068	0,006377	-5,94898
142	-0,021704	-0,018444	-0,018409	71%	0,000245	0,000051	0,005049	-5,68089
143	0,002149	0,003661	0,003654	1%	0,000069	0,000035	0,004873	-5,73637
144	0,017359	0,000821	0,000820	1%	-0,000678	0,000072	0,006066	-5,69337
145	-0,004939	-0,030194	-0,030137	0%	-0,001252	0,000051	0,004821	-5,75518
146	-0,019579	0,012932	0,012908	0%	0,001954	0,000062	0,006408	-5,81101
147	0,016358	0,044838	0,044752	0%	0,001169	0,000032	0,004735	-5,87682
148	0,026197	0,034070	0,034006	55%	0,000020	0,000043	0,005286	-6,00676
149	-0,053080	-0,062745	-0,062626	5%	-0,000512	0,000030	0,004329	-6,10538

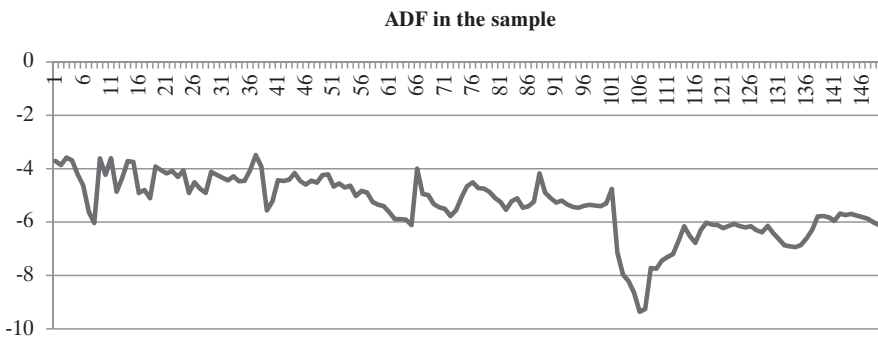
Źródło: opracowanie własne.

(85 dla kolumny 4) strategia daje większe zyski niż utrzymywanie WIG20, co jest oczywiście zgodne z jej założeniami. Warto zwrócić uwagę na niewielkie koszty transakcyjne wynikające ze zmiany składników portfela. Średnio co miesiąc zmieniano 17% aktywów (a w przypadku 100 portfeli były co najwyżej na poziomie 15%), co spowodowało, że koszty transakcyjne nie wpływają w istotny sposób na zyskowność tej strategii.

Kolumna szósta zawiera wartości wskaźnika Jensena dla analizowanych portfeli. Dla portfela naśladowującego indeks plus współczynnik ten powinien być dodatni. 83 z nich osiągnęło pozytywne wartości. W kolumnach 7 i 8 obliczono wskaźniki określające jakość dopasowania portfela replikującego, odpowiednio *Mean Square Error* z regresji wskaźnika Jensena oraz *Tracking Error* obliczony jako średnia absolutna wartość błędu standardowego. Oba te wskaźniki pozostają na niskim poziomie, co sugeruje dobrą jakość odwzorowania indeksu. Nie są one jednak równe zero, co daje przestrzeń dla uzyskiwania stóp zwrotu wyższych od niego.

W kolumnie 9 natomiast zaprezentowano wartości rozszerzonego testu Dickey'a–Fullera z jednym opóźnieniem przeprowadzonego w okresie testowym. Ich wartości zostały naniesione na wykres 1.

Wykres 1. Wartości rozszerzonego testu Dickey'a–Fullera z jednym opóźnieniem dla portfeli inwestycyjnych uzyskanych z regresji in the sample

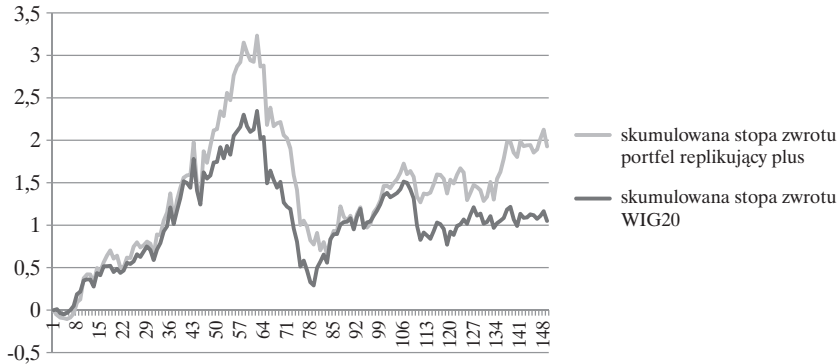


Źródło: opracowanie własne.

Wysokie negatywne wartości testu ADF wskazują na silny stopień powiązań kointegracyjnych. Warto też zaznaczyć, że wszystkie wyniki przekraczają wartości krytyczne testu. Oznacza to bardzo duży potencjał osiągnięcia wyższych stóp zwrotu przez portfel replikujący w stosunku do jego benchmarku poprzez powiązania kointegracji.

Tak przeprowadzona strategia była testowana przez kolejnych 149 okresów, czyli niemal 12 lat (2002–2014). Wyniki jej skumulowanej stopy zwrotu podsumowuje wykres 2.

Wykres 2. Skumulowane stopy zwrotu z analizowanych strategii inwestycyjnych



Źródło: opracowanie własne.

Portfel replikujący plus osiągnął 195,82% (po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych) podczas gdy WIG20 – 105%. Daje to odpowiednio 9,43% versus 6,2% w skali roku. Osiągnięto zwrot wyższy średnio o 3,23%, a nie zakładane 5%, jednak może to wynikać z doliczenia kosztów transakcyjnych i być może zbyt krótkiego utrzymywania składu portfela w okresie *out of the sample*. Należy pamiętać, że kointegracja to zjawisko długoterminowe i miesięczny okres może być zbyt krótki, żeby zależności kointegracyjne wystąpiły w pełnej skali. Co ważne skumulowany zwrot z portfela replikującego prawie zawsze jest wyższy w stosunku do tego z benchmarku, czyli indeksu WIG20. Te cechy powodują, że tak skonstruowany portfel inwestycyjny mógłby być z powodzeniem stosowany przez fundusze inwestycyjne kupujące polskie akcje. Taki produkt jest ciekawą ofertą dla ich klientów chcących mieć w posiadaniu fundusz inwestujący pasywnie (a więc ponoszący mniejsze koszty transakcyjne), dający stopę zwrotu ponad benchmark rynkowy. Również zarządzający nim mógłby rozważyć niższą opłatę za zarządzanie z uwagi na stosunkowo niskie koszty funkcjonowania takiego portfela. Dlatego też startegia ta wydaje się być dość ciekawą i realną propozycją, ponieważ tak jak już wcześniej wspomniano uwzględnia ona zarówno wpływ kosztów transakcyjnych, jak i realia rodzimego rynku w zakresie właściwie braku możliwości krótkiej sprzedaży akcji.

Podsumowanie

Otrzymane wyniki dotyczące długookresowej zależności analizowanych walorów, pozwalają na wyciągnięcie kilku interesujących wniosków. Istnieje równowaga pomiędzy cenami akcji wchodzących w skład indeksu WIG20 a nim samym. Dzięki wyznaczeniu tych relacji można modelować zarówno strategie replikujące zachowanie się samego indeksu, jak i przewyższające jego stopy zwrotu. W wyniku zastosowania strategii typu indeks plus można otrzymać portfel, który nie tylko pozwala na osiągnięcie wyższego zwrotu niż śledzony indeks, lecz także przez cały czas jego skumulowany zwrot przewyższa ten z indeksu. Wyniki badań mogą być szczególnie ciekawe dla rodzimych funduszy inwestycyjnych projektujących swoje strategie zarządzania portfelem dla poszukiwania pasywnych modeli śledzących benchmarki. Otrzymane wyniki są zgodne z zaprezentowaną literaturą i zachęcają do dalszych badań tego zagadnienia. Prawdopodobnie można otrzymać lepsze odwzorowanie, optymalizując okresy utrzymywania portfeli, z uwagi na długoterminowy charakter zjawiska zależności kointegracyjnych.

Bibliografia

- Alexander, C.O. (1999). Optimal hedging using cointegration, *Philosophical Transactions of the Royal Society, A* 357, s. 2039–2058.
- Alexander, C.O. i Dimitriu, A. (2002). The Cointegration Alpha: Enhanced Index Tracking and Long-Short Equity Market Neutral Strategies, *Discussion Paper 2002-08, ISMA Centre Discussion Papers in Finance Series*.
- Alexander, C., Giblin, I. i Weddington, W. (2002). Cointegration and asset allocation: a new active hedge fund strategy, *Research in International Business and Finance*, 16, s. 65–90.
- Arendarski, P. i Postek, L. (2012). Cointegration Based Trading Strategy For Soft Commodities Market, *Working Papers 2012-02, Faculty of Economic Sciences, University of Warsaw*.
- Elton, E.J. i Gruber, M.J. (1998). *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*. Warszawa: WIG-Press.
- Engle, R.F. i Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, s. 251–276.
- Jaworski, P. i Wiśniewski, H. (2014). Rynkowe wykorzystanie kointegracji – osiągnięcie absolutnych stóp zwrotu z kontraktów futures notowanych na GPW w Warszawie. W: T. Czerwińska, A.Z. Nowak (red.), *Rynek kapitałowy wobec wyzwań dekonstrukcji*, s. 195–206. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood – Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive*. New York: Oxford University Press.

Rozdział XIII

KRZYSZTOF BOROWSKI*

Analiza stóp zwrotu *overnight*, badanie efektu weekendowego oraz korelacji stóp zwrotu na przykładzie indeksów wybranych giełd światowych

Streszczenie

W artykule przedstawione zostało badanie efektywności wybranych 15 indeksów giełdowych przy zastosowaniu stóp zwrotu *overnight* – kupno portfela akcji replikującego dany indeks giełdowy na zamknięciu jednej sesji i sprzedaż na otwarciu sesji następnej. Występowanie nieefektywności rynków wykazane zostało w następujących przypadkach (w nawiasie podano liczbę wystąpień na przestrzeni tygodnia): Japonia (1), Niemcy (1), Wielka Brytania (1), Kanada (1), Francja (2), Polska (2), Brazylia (3), Meksyk (3), Hongkong (3), Argentyna (4) i Węgry (5). Nie stwierdzono występowania stóp zwrotu istotnie różnych od zera przy zachowaniu strategii inwestycyjnej *overnight* dla takich indeksów, jak: S&P 500, Shanghai, DJIA i All-ord. W artykule zamieszczone zostały współczynniki korelacji stóp zwrotu w strategii *overnight* dla analizowanych indeksów giełdowych i w podziale na poszczególne dni tygodnia.

Słowa kluczowe: efektywność rynku, sezonowość rynków finansowych, anomalie rynkowe, efekt końca tygodnia.

Analysis of overnight rates of return and weekend effect study on the example of selected world stock exchange indices

Abstract

The article presents a study of effectiveness of 15 selected stock indices using the overnight returns – buying a portfolio of stocks replicating the stock index at the close of one session and closing the

* dr hab., prof. SGH Krzysztof Borowski – Szkoła Główna Handlowa, Instytut Bankowości i Ubezpieczeń Gospodarczych; e-mail: k.borowski@upcpoczta.pl

position at the opening of the next session. The presence of market inefficiency is demonstrated in the following cases (brackets given the number of times over week): Japan (1), Germany (1) United Kingdom (1), Canada (1), France (2), Poland (2) Brazil (3) Mexico (3), Hong Kong (3), Argentina (4) and Hungary (5). There was no incidence rates of return significantly different from zero while maintaining overnight investment strategy for indexes such as the S & P 500, Shanghai, DJIA and All-ord. This article has been published correlation coefficients of rates of return in the overnight strategy for stock market indices analyzed and broken down into individual days of the week.

Key words: market efficiency, financial market seasonality, market anomalies, weekend effect.

JEL: G14, G11

Wprowadzenie

Problemem efektywności rynków finansowych zajmowało się liczne grono analityków, co w konsekwencji przerodziło się w całkiem pokaźny zestaw publikacji poświęconych temu zagadnieniu, dlatego też w artykule zamieszczone zostały jedynie niektóre pozycje omawiające tematykę efektywności rynków. W wielu pracach empirycznych zajmujących się analizą szeregów czasowych stóp zwrotu i cen akcji stwierdzono występowanie statystycznie istotnych efektów kalendarzowych oraz efektów związanych z wielkością spółek. Efekty te noszą nazwę „anomalii” (Simon, 1988), ponieważ ich występowanie świadczy przeciw efektywności rynku (Jajuga i Jajuga 2006, s. 147–149). Do grupy tzw. efektów kalendarzowych można zaliczyć m.in. (Nowakowski i Borowski 2005, s. 322–329¹):

- efekty dni tygodnia
- efekty miesięczne,
- inne efekty sezonowe.

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

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

tygodnia obserwowana była tendencja do wyższego zamknięcia w stosunku do zamknięcia indeksu z dnia poprzedniego: wtorek – 43%, środa – 55,6%, czwartek – 52,6%, piątek – 58% (Hirsch, 1987). Efekt dnia tygodnia na rynku amerykańskim zaprezentowali także w swoich pracach m.in.: Jaffie, Westerfield, Ma oraz French, a także Lakonishok i Maberly, natomiast na rynkach zagranicznych m.in.: Kato, Schwarz, Ziemba (Jaffie, Westerfield i Ma 1989; French, 1980; Lakonishok i Maberly, 1990; Kato, Schwarz i Ziemba, 1990). Na polskim rynku tego typu badania przeprowadzili m.in. Buczek oraz Szyszka (Buczek, 2005; Szyszka, 2007).

Efekty miesięczne – osiąganie przez portfel replikujący określony indeks giełdowy wyższych stóp zwrotu w poszczególnych miesiącach. Do najbardziej popularnych należy tzw. efekt stycznia, tj. tendencja do wzrostów indeksów giełdowych w pierwszym miesiącu roku. Na rynku brytyjskim występuje też tzw. efekt kwietnia (Rozeff i Kinney, 1976; Corhay, Hawawini i Michel 1988). Na polskim rynku wydawniczym dostępna jest książka Bernsteina, w której autor na podstawie analizy zachowań akcji na rynku amerykańskim w latach 1940–1989 podał zależności występujące pomiędzy stopami zwrotu w poszczególnych miesiącach (Bernstein, 1996, s. 76–77). Współczesne badania Gu oraz Schwerta wskazują, że w ostatnich dwu dekadach XX w. zjawisko miesiąca roku było dużo słabsze, co mogłoby sugerować, że jego odkrycie i upowszechnienie w literaturze światowej przyczyniło się do wzrostu efektywności rynku (Gu, 2003; Schwert, 2002).

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

1. Omówienie metodologii przeprowadzonych badań

W literaturze światowej przy analizowaniu występowania efektów sezonowości stosuje się kalkulację stóp zwrotu z wykorzystaniem cen zamknięcia na dwu kolejnych sesjach. Jednakże analizę występowania bądź nie efektu dnia tygodnia można przeprowadzić także w zmodyfikowanej postaci. Jeśli przez wartość I_t oznaczymy wartość indeksu giełdowego na otwarciu sesji w chwili t , a przez I_{t-1} wartość tego indeksu w chwili zamknięcia na sesji poprzedniej, tj. w chwili $t-1$, wtedy stopa zwrotu z takiej inwestycji wyniesie:

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

Celem artykułu jest zbadanie występowania wybranych efektów sezonowości na wybranych rynkach finansowych reprezentowanych przez następujące indeksy giełdowe: Nikkei, DAX, CAC 40, FTSE 100, Bovespa, Buenos, Hang Seng, MEX, S&P 500, All-ord, Shanghai (B-shares), DJIA, BUX, TSE 300 i WIG w ujęciu *overnight* oraz sprawdzenie występowania efektu weekendowego na tych rynkach². Z uwagi na różne okresy rozpoczęcia publikacji poszczególnych indeksów, a także biorąc pod uwagę zawartość bazy danych udostępnianych przez Dom Maklerski BOŚ, analiza efektów sezonowości poszczególnych indeksów odbywać się będzie w różnych interwałach czasowych i prowadzona będzie dla stóp zwrotu w ujęciu:

- a) poniedziałek/piątek – jest to tzw. efekt weekendowy,
- b) wtorek/poniedziałek,
- c) środa/wtorek,
- d) czwartek/środa,
- e) piątek/czwartek.

W dalszej części artykułu zapis X/Y (zwany ujęciem³) oznaczać będzie stopę zwrotu obliczoną na podstawie podanego powyżej wzoru wg schematu: nabycie portfela replikującego dany indeks giełdowy w cenach zamknięcia sesji Y i zamknięcie tej inwestycji na otwarciu sesji X .

Następnie testowana będzie hipoteza zerowa, że średnia wartość stopy zwrotu dla każdego z ujęć X/Y i każdego z 15 analizowanych indeksów (co łącznie daje $5 \times 15 = 75$ hipotez statystycznych) jest równa zero (dla $\alpha = 5\%$). Odrzucenie hipotezy zerowej będzie równoznaczne z przyjęciem hipotezy alternatywnej, że średnia wartość stopy zwrotu określonego ujęcia dla pewnego indeksu giełdowego jest statystycznie różna od zera, co świadczyć będzie o występowaniu efektu dnia tygodnia w ujęciu *overnight*.

Występowanie efektu dnia tygodnia w ujęciu X/Y , w przypadku badanego indeksu giełdowego pozwala na uzyskanie ponadprzeciętnych stóp zwrotu w dłuższym terminie (co może być wykorzystane w praktyce) i stanowi dowód na istnienie anomalii rynkowych świadczących o nieefektywności ryn-

² Przy ocenie występowania efektu weekendowego uwzględniona będzie stopa zwrotu: wartość indeksu z poniedziałkowego otwarcia w stosunku do wartości zamknięcia indeksu z piątku.

³ Innymi słowy przez ujęcie rozumie się stopę zwrotu obliczoną w strategii otwarcia pozycji długiej w portfelu replikującym dany indeks giełdowy na zamknięciu jednej sesji i likwidacji tej pozycji na otwarciu drugiej sesji: poniedziałek/piątek, wtorek/poniedziałek, środa/wtorek, czwartek/środa, piątek/czwartek. Np. ujęcie poniedziałek/piątek oznacza stopę zwrotu w strategii kupna portfela indeksowego na zamknięciu sesji piątkowej i sprzedaży tego portfela na otwarciu sesji poniedziałkowej.

ków finansowych. A zatem otrzymane wyniki badań mogą zostać uznane za głos w dyskusji nt. zaprezentowanej przez Famę hipotezy rynku efektywnego.

Do badania wybranych zostało 15 następujących indeksów:

- 1) Nikkei – indeks giełdy w Tokio,
- 2) DAX – indeks giełdy we Frankfurcie,
- 3) CAC 40 – indeks giełdy w Paryżu,
- 4) FTSE 100 – indeks giełdy w Londynie,
- 5) Bovespa – indeks giełdy w Sao Paulo,
- 6) Bueons – indeks giełdy w Bueons Aires,
- 7) Hang Seng – indeks giełdy w Hongkongu,
- 8) MEX – indeks giełdy w Meksyku,
- 9) S&P 500 – indeks giełdy w Nowym Jorku,
- 10) All-ordinaries – indeks giełdy w Sydney,
- 11) Shanghai (B-shares) – indeks giełdy w Szangahju,
- 12) DJIA – Dow Jones Industrial Average – indeks giełdy w Nowym Jorku,
- 13) BUX – indeks giełdy w Budapeszcie,
- 14) TSE 300 – indeks giełdy w Toronto,
- 15) WIG – indeks giełdy w Warszawie.

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

Wybór indeksów podyktowany był dostępnością danych dla wielu interwałów czasowych oferowanych przez Dom Maklerski BOS. Z kolei oznaczenia indeksów są zgodne z powszechnie przyjętymi skrótami w serwisie informacyjnym tego biura maklerskiego. Data początkowa, od której dostępna jest w ww. bazie danych informacja nt. wartości indeksu została przedstawiona w tabeli 1. I tak w przypadku indeksu CAC 40 okres analizy efektu sezonowości miał miejsce od 3 stycznia 1995 r. do 30 września 2014 r., co jest równoznaczne z 1030 stopami zwrotu w ujęciu poniedziałek/piątek, 1028 – w ujęciu wtorek/poniedziałek. Dla pozostałych ujęć, tj. środa/wtorek, czwartek/środa oraz piątek/czwartek liczba analizowanych stóp zwrotu wyniesie odpowiednio: 1029, 1032 i 1033. Wszystkie przypadki, kiedy między dniem X i Y upłynęło więcej dni niż jeden (święta, dni wolne od pracy), z wyjątkiem stóp zwrotu w ujęciu poniedziałek/piątek zostały usunięte z próby – taki sposób przygotowania danych tłumaczy różne liczebności prób dla poszczególnych ujęć X/Y . W analizie uzyskanych stóp zwrotu pominięte zostały koszty transakcyjne.

Tabela 1. Data pierwszego notowania indeksu oraz liczebności prób w okresie od pierwszego notowania indeksu do dnia 30 września 2014 r.

		Liczebności prób														
	Ujęcia															
Data pierwszego notowania indeksu		Nikkei	DAX	CAC 40	FTSE 100	Bovespa	Buenos	Hang Seng	Mex	S&P 500	All-ord	Shangha - B shares	DJIA	BUX	TSE 300	WIG
		1970-01-05	1995-01-02	1995-01-03	1992-10-22	1995-01-02	1996-10-08	1987-06-12	1993-12-20	1970-01-02	1989-10-31	1998-05-11	1970-01-02	1995-01-03	1989-08-15	1991-04-16
		2334	1031	1030	1145	1030	938	1425	1084	2334	1300	855	2334	1030	1311	1223
	Pon/ptk															
	Wt/pon	2321	1029	1028	1142	1029	936	1422	1088	2335	1298	856	2335	1029	1309	1224
	Śr/wt	2332	1032	1029	1146	1031	937	1427	1087	2336	1297	856	2336	1028	1308	1224
	Czw/sr	2335	1035	1032	1145	1028	936	1429	1089	2330	1299	856	2330	1031	1313	1225
	Ptk/czw	2334	1030	1033	1144	1027	938	1423	1082	2331	1302	857	2331	1031	1314	1227

Źródło: opracowanie własne.

Na ostatnim etapie badania dla każdego z ujęć obliczona została macierz korelacji pomiędzy stopami zwrotów dla poszczególnych indeksów giełdowych. Taka analiza pozwala ocenić stopień korelacji efektów dziennych między poszczególnymi rynkami dla każdego z analizowanych ujęć.

2. Otrzymane wyniki i wnioski

Wyniki analizy dla poszczególnych indeksów zostały zebrane w tabeli 2. Dla każdego indeksu wprowadzone zostały dwie kolumny. Pierwsza związana z testem hipotezy zerowej. Jeśli w wyniku przeprowadzonego testu dla danego indeksu i określonego ujęcia hipoteza zerowa została odrzucona – w kolumnie wstawiona została wartość 0. Jeśli zaś brak było podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej – wartość 1. Z kolei w drugiej kolumnie dla danego indeksu i określonego ujęcia obliczona została nominalna stopa zwrotu wg następującego wzoru: średnia arytmetyczna stopa zwrotu z badania przemnożona została przez liczbę 52⁴. Z kolei w tabelach 3–7 zostały przedstawione statystyki zbiorcze dla wszystkich analizowanych indeksów i poszczególnych ujęć.

W przypadku indeksów giełd, krajów rozwiniętych, takich jak S&P 500, All-Ordinaries, DJIA nie stwierdzono występowania nieefektywności polegającej na uzyskiwaniu stóp zwrotu statystycznie różnych od zera przy dokonywaniu inwestycji polegających na replikacji danego indeksu wg cen zamknięcia z jednej sesji i sprzedaży tego portfela na otwarciu kolejnej sesji. Pewnym zaskoczeniem może być fakt, że dla indeksu Shanghai (B-shares), który należy raczej do indeksów z grupy *emerging markets*, również nie zaobserwowano występowania efektu nieefektywności rynku. W przypadku indeksu giełdy kanadyjskiej TSE 300 odnotowane zostało występowanie następującej nieefektywności – nabycie portfela replikującego ten indeks na zamknięciu sesji poniedziałkowej i sprzedaży na otwarciu sesji wtorkowej prowadziło do uzyskania średniej dodatniej stopy zwrotu, statystycznie różnej od zera i równej 3,36%. Z kolei dla indeksu giełdy brytyjskiej FTSE 100 statystycznie istotna stopa zwrotu, różna od zera, miała miejsce dla otwarcia pozycji długiej na zakończenie sesji wtorkowej i zamknięciu jej na środowym otwarciu giełdy. Także dla giełd krajów rozwiniętych, jak Japonia i Niemcy

⁴ Z uwagi na fakt, iż w roku kalendarzowym występują 52 tygodnie w związku z tym otrzymana średnia arytmetyczna stopa zwrotu dla danego indeksu i określonego ujęcia może zostać powtórzona ok. 52 razy.

Tabela 2. Test hipotezy o zerowej i nominalna stopa zwrotu dla analizowanych indeksów giełdowych w poszczególnych ujęciach

	Nikkei		DAX		CAC40		FTSE 100		Bovespa		Buenos		Hang Seng		Mex			
	Pon/ptk	0	3,29%	0	3,02%	0	0,84%	0	0,10%	0	3,72%	1	2,27%	0	-1,19%	0	0,34%	
Wt/pon	0	-0,64%	0	2,55%	0	2,06%	0	0,10%	1	4,94%	1	3,43%	1	4,36%	1	4,36%	1	0,58%
Śr/wt	1	4,75%	1	2,60%	1	2,63%	1	1,01%	1	4,60%	1	2,85%	1	5,81%	0	0,47%		
Czw/śr	0	2,04%	0	2,54%	1	2,88%	0	0,73%	1	4,33%	1	2,43%	0	2,41%	1	0,37%		
Pt/czw	0	2,77%	0	2,90%	0	1,11%	0	0,86%	0	4,00%	0	1,81%	1	3,32%	1	0,77%		
		S&P 500		All-Ord		Shanghai (B-shares)		DJIA		BUX		TSE 300		WIG				
Pon/ptk	0	-0,21%	0	-0,28%	0	2,67%	0	-0,85%	1	5,37%	0	0,35%	1	7,78%				
Wt/pon	0	0,09%	0	1,09%	0	2,98%	0	0,23%	1	4,06%	1	3,36%	0	1,08%				
Śr/wt	0	-0,11%	0	0,61%	0	-0,65%	0	-0,49%	1	5,18%	0	-0,20%	0	0,50%				
Czw/śr	0	0,07%	0	0,46%	0	1,90%	0	0,11%	1	4,86%	0	1,37%	1	7,63%				
Pt/czw	0	0,11%	0	0,14%	0	-0,20%	0	0,07%	1	5,47%	0	0,89%	0	5,64%				

Uwaga:

- liczba 1 oznacza, że w wyniku przeprowadzonych testów nie można odrzucić hipotezy zerowej,
- liczba 0 oznacza, że w wyniku przeprowadzonych testów należy odrzucić hipotezę zerową,
- nominalna stopa zwrotu została obliczona jako iloczyn wartości średniej i liczby 52.

Źródło: opracowanie własne.

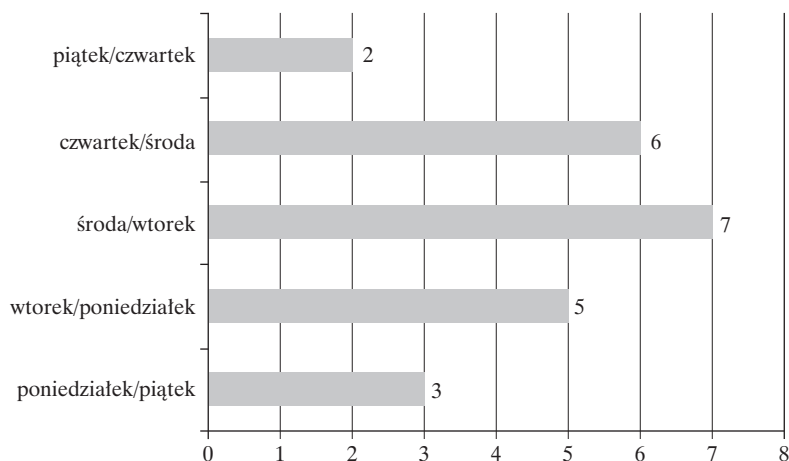
zaobserwowane zostały nieefektywności w ujęciu środa/wtorek (tj. kupno portfela replikującego indeks na zakończenie sesji wtorkowej i sprzedaż na otwarciu sesji środowej). Roczna nominalna stopa zwrotu dla tej strategii wynosiła w przypadku giełdy niemieckiej – 2,6%, a japońskiej – 4,75%. Z kolei dla giełdy francuskiej statystycznie istotna stopa zwrotu, różna od zera miała miejsce dla otwarcia pozycji na zakończenie sesji wtorkowej i zamknięcie jej na środowym otwarciu giełdy oraz dla otwarcia pozycji na koniec sesji środowej i zamknięcie jej na czwartkowym otwarciu. Uzyskane w ten sposób nominalne stopy zwrotu były równe odpowiednio: 2,63 i 2,88%.

Nieco inaczej prezentują się wyniki dla giełd krajów *emerging markets*. W przypadku indeksu Hang Seng statystycznie istotne od zera stopy zwrotu miały miejsce dla ujęć: wtorek/poniedziałek i środa/wtorek, a nominalne stopy zwrotu dla tych ujęć wyniosły odpowiednio: 4,36 i 5,81%. Na rynkach krajów latynoskich nieefektywności występują stosunkowo częściej niż na wcześniej omawianych giełdach. I tak na giełdzie meksykańskiej miały one miejsce dla ujęć (w nawiasie podana została nominalna stopa zwrotu): wtorek/poniedziałek (0,58%), środa/wtorek (0,37%) i piątek/czwartek (0,77%). Stopy zwrotu dla tych trzech ujęć są statycznie różne od zera, jednak znacznie niższe niż dla wcześniej diskutowanych przypadków. Z kolei na giełdzie w Brazylii nieefektywności wystąpiły trzykrotnie dla ujęć (w nawiasie podana została nominalna stopa zwrotu): wtorek/poniedziałek (4,94%), środa/wtorek (4,60%) i czwartek/środa (4,33%). Na giełdzie argentyńskiej zaobserwowanych zostało najwięcej nieefektywności spośród krajów latynoskich – wystąpiły one na tym rynku aż czterokrotnie we wszystkich badanych ujęciach z wyjątkiem ujęcia piątek/czwartek. Uzyskane nominalne stopy zwrotu dla ujęć poniedziałek/piątek, wtorek/poniedziałek, środa/wtorek i czwartek/środa były równe odpowiednio: 2,27; 3,43; 2,85 i 2,43%.

Na giełdzie warszawskiej nieefektywności miały miejsce jedynie w przypadku ujęć: piątek/poniedziałek i czwartek/środa, kiedy to statystycznie istotne różne od zera stopy zwrotu były równe odpowiednio: 7,78 i 7,73%. Są to najwyższe wartości nominalnych stóp zwrotu zaprezentowane w tabeli 2. Występowanie nieefektywności jedynie w przypadku dwu ujęć na giełdzie warszawskiej pozwala wysunąć tezę, że giełda polska jest zdecydowanie bliższa giełd krajów wysokorozwiniętych niż giełdy Ameryki Południowej. Najwięcej nieefektywności zaobserwowanych zostało na drugiej badanej giełdzie spośród krajów Europy Środkowej i Wschodniej, tj. na giełdzie węgierskiej. W przypadku tego rynku nieefektywności miały miejsce we wszystkich ujęciach – co może świadczyć o stosunkowo słabym rozwoju rynku kapitałowego w tym kraju.

Najwięcej anomalii wśród 15 analizowanych indeksów giełdowych miało miejsce w ujęciu środa/wtorek, tj. 7 (por. rys. 1). Stwierdzono też występowanie 6 anomalii w ujęciu czwartek/środa oraz po 5 w ujęciu wtorek/poniedziałek. Najmniej anomalii miało miejsce w ujęciu piątek/czwartek – 2. Występowanie efektu weekendowego wykazano jedynie 3 razy. We wszystkich przypadkach, w których wystąpiły nieefektywności na poszczególnych rynkach, uzyskane nominalne stopy zwrotu są dodatnie, co przynajmniej teoretycznie pozwoliłoby wykorzystać uzyskane wyniki przy stosowaniu pozycji długich.

Rysunek 1. Łączna występujących anomalii w poszczególnych ujęciach (na 15 analizowanych indeksów)



Źródło: opracowanie własne.

Na koniec warto zauważyć, że pomimo występowania nieefektywności na badanych rynkach, w praktyce ich wykorzystanie jest niezmiernie utrudnione ze względu na wysokość prowizji maklerskich. Jeśli weźmiemy pod uwagę najwyższą nominalną stopę zwrotu z tabeli 1, tj. 7,78% – przy 52 transakcjach kupna/sprzedaży, wtedy nominalna stopa zwrotu na jedną transakcję kupna lub sprzedaży byłaby równa 0,075%. Prowizja niższa niż 0,075% jest obecnie niemożliwa do uzyskania w polskich biurach maklerskich – stawki dla pojedynczej transakcji, przy założeniu utrzymania pozycji długiej z sesji na sesję wynoszą ok. 0,39%.

Tabela 3. Statystyka zbiorcza dla ujęcia poniedziałek/piątek (efekt weekendowy) – stopy zwrotu w ujęciu jednosesyjnym

	Nikkei	DAX	CAC40	FTSE100	Bovespa	Buenos	Hang Seng	Mex	S&P500	All-Ord	Shanghai (B-shares)	DJIA	BUX	TSE-300	WIG
Średnia	0,06335%	0,05817%	0,01622%	0,00192%	0,07147%	0,04371%	-0,02295%	0,00653%	-0,00400%	-0,00537%	0,05138%	-0,01635%	0,10330%	0,00673%	0,14970%
Błąd standardowy	0,00017	0,00020	0,00027	0,00009	0,00015	0,00016	0,00044	0,00005	0,00003	0,00013	0,00038	0,00005	0,00040	0,00017	0,00059
Mediana	0,00049	0,00036	0,00034	0,00000	0,00000	0,00009	0,00051	0,00000	0,00000	0,00000	-0,00009	0,00000	0,00071	0,00000	0,00077
Odchylenie standardowe	0,00816	0,00631	0,00876	0,00318	0,00485	0,00489	0,01670	0,00171	0,00142	0,00459	0,01118	0,00225	0,01284	0,00605	0,02074
Wariancja próbki	0,00007	0,00004	0,00008	0,00001	0,00002	0,00002	0,00028	0,00000	0,00000	0,00002	0,00012	0,00001	0,00016	0,00004	0,00043
Kurtozja	12,03	8,20	9,18	23,34	71,99	84,61	134,24	74,84	56,21	17,31	27,88	88,92	11,98	16,85	7,42
Skosność	-0,82718	-0,26234	0,23479	-1,79752	-1,60731	-2,74867	-7,69559	0,57295	1,62544	-0,98692	2,34663	-5,05774	0,09857	-1,42230	0,23775
Zakres	0,13812	0,08587	0,11684	0,05271	0,11721	0,12681	0,49904	0,03941	0,03509	0,06944	0,17643	0,05952	0,16486	0,09379	0,20534
Minimum	-0,07233	-0,04766	-0,04828	-0,02864	-0,07425	-0,07590	-0,33330	-0,02000	-0,01199	-0,04136	-0,07769	-0,03676	-0,08896	-0,05573	-0,10725
Maksimum	0,06579	0,03821	0,06856	0,02407	0,04296	0,05090	0,07574	0,01940	0,02310	0,02808	0,09873	0,02277	0,07590	0,03806	0,09809
Suma	1,47862	0,59975	0,16702	0,02201	0,73615	0,41003	-0,32706	0,07074	-0,09345	-0,06978	0,43934	-0,38153	1,06399	0,08826	1,83082
Licznik	2334	1031	1030	1145	1030	938	1425	1084	2334	1300	855	2334	1030	1311	1223
Poziom ufności (95,0%)	0,00033	0,00039	0,00054	0,00018	0,00030	0,00031	0,00087	0,00010	0,00006	0,00025	0,00075	0,00009	0,00078	0,00033	0,00116

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Statystyka zbiorcza dla ujęcia wtorek/poniedziałek – stopy zwrotu w ujęciu jednosesyjnym

	Nikkei	DAX	CAC40	FTSE100	Bovespa	Buenos	Hang Seng	Mex	S&P500	All-Ord	Shanghai (B-shares)	DJIA	BUX	TSE-300	WIG
Średnia	-0,01240%	0,04913%	0,02954%	0,00191%	0,09498%	0,06594%	0,08392%	0,01110%	0,00180%	0,02105%	0,05739%	0,00433%	0,07817%	0,06453%	0,02084%
Błąd standardowy	0,00015	0,00017	0,00024	0,00009	0,00023	0,00014	0,00031	0,00004	0,00002	0,00012	0,00033	0,00003	0,00034	0,00021	0,00059
Mediana	0,00000	0,00044	0,00072	0,00000	0,00000	0,00016	0,00062	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00063	0,00012	0,00033
Odchylenie standardowe	0,00710	0,00547	0,00777	0,00310	0,00747	0,00416	0,01173	0,00140	0,00109	0,00435	0,00962	0,00143	0,01090	0,00744	0,02062
Wariancja próbki	0,00005	0,00003	0,00006	0,00001	0,00006	0,00002	0,00014	0,00000	0,00000	0,00002	0,00009	0,00000	0,00012	0,00006	0,00043
Kurtosis	19,82	14,13	36,29	20,88	128,79	35,50	14,46	82,57	39,39	12,94	37,55	55,00	39,22	312,10	8,81
Skosność	-0,71716	-1,55091	-2,79344	-0,94453	-0,93157	2,07294	-0,52260	4,05328	0,48837	1,16277	3,92566	2,23840	-2,26256	12,44452	-0,80807
Zakres	0,15075	0,08158	0,13538	0,05138	0,22220	0,07986	0,20422	0,03429	0,02498	0,06312	0,14798	0,03492	0,20730	0,22539	0,20380
Minimum	-0,09263	-0,05215	-0,10511	-0,02499	-0,12764	-0,03785	-0,11123	-0,01488	-0,01239	-0,02678	-0,04218	-0,01588	-0,14762	-0,03698	-0,10518
Maksimum	0,05811	0,02943	0,03027	0,02639	0,09457	0,04201	0,09300	0,01940	0,01259	0,03634	0,10580	0,01904	0,05968	0,18841	0,09863
Suma	-0,28933	0,50654	0,40724	0,02190	0,97828	0,61848	1,19582	0,12036	0,04191	0,27367	0,49065	0,10100	0,80516	0,84598	0,25490
Licznik	2321	1029	1028	1142	1029	956	1422	1088	2335	1298	856	2335	1029	1309	1224
Poziom ufności (95,0%)	0,00029	0,00033	0,00047	0,00018	0,00046	0,00027	0,00061	0,00008	0,00004	0,00024	0,00065	0,00006	0,00067	0,00040	0,00116

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Statystyka zbiorcza dla ujęcia środa / wtorek – stopy zwrotu w ujęciu jednosesyjnym

	Nikkei	DAX	CAC40	FTSE100	Bovespa	Buenos	Hang Seng	Mex	S&P500	All-Ord	Shanghai (B-shares)	DJIA	BUX	TSE-300	WIG
Średnia	0,09135%	0,05002%	0,05060%	0,01951%	0,08855%	0,05484%	0,11167%	0,00897%	-0,00203%	0,01172%	-0,01248%	-0,00934%	0,09967%	-0,00389%	0,00966%
Błąd standardowy	0,00014	0,00018	0,00024	0,00009	0,00017	0,00012	0,00032	0,00004	0,00003	0,00011	0,00029	0,00004	0,00033	0,00016	0,00059
Mediana	0,00056	0,00042	0,00047	0,00000	0,00000	0,00012	0,00107	0,00000	0,00000	0,00000	-0,00008	0,00000	0,00076	0,00000	0,00022
Odchylenie standardowe	0,00693	0,00578	0,00778	0,00313	0,00538	0,00383	0,01191	0,00121	0,00130	0,00407	0,00846	0,00193	0,01055	0,00587	0,02050
Wariancja próbki	0,00005	0,00003	0,00006	0,00001	0,00003	0,00001	0,00014	0,00000	0,00000	0,00002	0,00007	0,00000	0,00011	0,00003	0,00042
Kurtosis	14,91	32,57	7,78	16,63	48,94	54,75	16,07	84,12	77,49	14,65	52,54	420,60	22,42	63,84	8,65
Skosność	0,07843	-1,71655	0,14981	-0,75632	3,42305	4,51834	0,14505	4,84852	-1,07026	1,00914	-0,15869	12,55007	1,45728	-4,64828	0,11716
Zakres	0,12587	0,11696	0,10388	0,05048	0,11496	0,07151	0,22940	0,02863	0,03825	0,05528	0,18963	0,07841	0,17883	0,11479	0,20380
Minimum	-0,06410	-0,07530	-0,04879	-0,02920	-0,04378	-0,02140	-0,11123	-0,00931	-0,02242	-0,01895	-0,09107	-0,01825	-0,08582	-0,08518	-0,10518
Maksimum	0,06177	0,04167	0,05509	0,02128	0,07118	0,05012	0,11817	0,01932	0,01582	0,03634	0,09856	0,06016	0,12301	0,02960	0,09863
Suma	2,13210	0,51572	0,52116	0,22340	0,91205	0,51438	1,59126	0,09722	-0,04749	0,15235	-0,10667	-0,21798	1,02664	-0,05104	0,11816
Licznik	2332	1032	1029	1146	1031	937	1427	1087	2336	1297	856	2336	1028	1308	1224
Poziom ufności (95,0%)	0,00028	0,00035	0,00048	0,00018	0,00033	0,00025	0,00062	0,00007	0,00005	0,00022	0,00057	0,00008	0,00065	0,00032	0,00115

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 6. Statystyka zbiorcza dla ujęcia czwartek / środa – stopy zwrotu w ujęciu jednosesyjnym

	Nikkei	DAX	CAC40	FTSE100	Bovespa	Buenos	Hang Seng	Mex	S&P500	All-Ord	Shanghai (B-shares)	DJIA	BUX	TSE-300	WIG
Średnia	0,03921%	0,04880%	0,05542%	0,01409%	0,08336%	0,04675%	0,04635%	0,00707%	0,00128%	0,00882%	0,03645%	0,00206%	0,09354%	0,02639%	0,14677%
Błąd standardowy	0,00016	0,00017	0,00024	0,00009	0,00016	0,00015	0,00033	0,00003	0,00002	0,00011	0,00029	0,00004	0,00036	0,00013	0,00056
Mediana	0,00040	0,00043	0,00087	0,00000	0,00001	0,00011	0,00051	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00064	0,00003	0,00072
Odchylenie standardowe	0,00754	0,00540	0,00780	0,00293	0,00514	0,00456	0,01233	0,00107	0,00112	0,00411	0,00840	0,00179	0,01142	0,00487	0,01952
Wariancja próbki	0,00006	0,00003	0,00006	0,00001	0,00003	0,00002	0,00015	0,00000	0,00000	0,00002	0,00007	0,00000	0,00013	0,00002	0,00038
Kurtozja	33,28	8,21	3,48	26,21	40,58	62,18	12,35	250,38	69,77	15,48	34,61	137,58	22,02	7,22	10,62
Skośność	-0,55732	-0,51311	0,14166	1,16203	-0,35995	0,95805	-0,94981	11,73697	-0,44733	0,22986	3,01965	5,81607	-0,56333	-0,39053	0,72753
Zakres	0,18014	0,07256	0,07461	0,05595	0,09796	0,10912	0,18926	0,02991	0,03285	0,06451	0,13709	0,05813	0,21689	0,05911	0,25762
Minimum	-0,08685	-0,03820	-0,03325	-0,02513	-0,06456	-0,05900	-0,11123	-0,00560	-0,01883	-0,03476	-0,04487	-0,02042	-0,11646	-0,03314	-0,09830
Maksimum	0,09329	0,03435	0,04136	0,03082	0,03359	0,05012	0,07803	0,02431	0,01402	0,02975	0,09221	0,03771	0,10042	0,02597	0,15932
Suma	0,91510	0,50311	0,57079	0,16128	0,85856	0,43851	0,66042	0,07669	0,02976	0,11470	0,31165	0,04801	0,96343	0,34595	1,79505
Licznik	2335	1035	1032	1145	1028	956	1429	1089	2330	1399	856	2330	1031	1313	1225
Poziom ufności (95,0%)	0,00031	0,00033	0,00048	0,00017	0,00031	0,00029	0,00064	0,00006	0,00005	0,00022	0,00056	0,00007	0,00070	0,00026	0,00109

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 7. Statystyka zbiorcza dla ujęcia piątek /czwartek – stopy zwrotu w ujęciu jednosesyjnym

	Nikkei	DAX	CAC40	FTSE100	Bovespa	Buenos	Hang Seng	Mex	S&P500	All-Ord	Shanghai (B-shares)	DJIA	BUX	TSE-300	WIG
Średnia stopa zwrotu	0,05320%	0,05576%	0,02132%	0,01646%	0,07701%	0,03485%	0,06390%	0,01489%	0,00212%	0,00263%	-0,00378%	0,00126%	0,10520%	0,01710%	0,10841%
Błąd standardowy	0,00015	0,00018	0,00024	0,00009	0,00018	0,00013	0,00031	0,00005	0,00003	0,00011	0,00027	0,00004	0,00037	0,00017	0,00056
Mediana	0,00046	0,00054	0,00058	0,00000	0,00000	0,00000	0,00070	0,00000	0,00000	0,00000	-0,00015	0,00000	0,00065	0,00006	0,00075
Odchylenie standardowe	0,00726	0,00581	0,00754	0,00290	0,00562	0,00384	0,01156	0,00165	0,00132	0,00405	0,00782	0,00175	0,01189	0,00618	0,01962
Wariancja próbki	0,00005	0,00003	0,00006	0,00001	0,00003	0,00001	0,00013	0,00000	0,00000	0,00002	0,00006	0,00000	0,00014	0,00004	0,00039
Kurtozja	17,15	18,31	8,89	12,19	76,98	51,29	11,77	486,69	197,00	13,30	61,97	51,81	25,90	38,33	10,68
Skośność	-0,04514	-0,71471	-0,89702	-0,20795	4,28034	1,50626	-0,53354	18,59655	7,45505	0,35014	4,31019	-1,78429	-0,64891	-2,43124	0,66765
Zakres	0,14260	0,10537	0,10184	0,03995	0,14557	0,08875	0,18915	0,05390	0,04740	0,05315	0,14670	0,03868	0,22972	0,11930	0,25762
Minimum	-0,07645	-0,05985	-0,06542	-0,02150	-0,06042	-0,03785	-0,11123	-0,00936	-0,01419	-0,02467	-0,04819	-0,02164	-0,12391	-0,07276	-0,09830
Maksimum	0,06615	0,04552	0,03642	0,01845	0,08515	0,05090	0,07792	0,04453	0,03320	0,02849	0,09851	0,01704	0,10581	0,04654	0,15932
Suma	1,24161	0,57488	0,21963	0,18851	0,79317	0,32688	0,91052	0,16142	0,04945	0,03425	-0,03234	0,02942	1,08356	0,22418	1,32581
Licznik	2334	1030	1033	1144	1027	938	1423	1082	2331	1302	857	2331	1031	1314	1227
Poziom ufności (95,0%)	0,00029	0,00035	0,00046	0,00017	0,00034	0,00025	0,00060	0,00010	0,00005	0,00022	0,00053	0,00007	0,00073	0,00033	0,00110

Źródło: opracowanie własne.

W tabelach 8–12 zamieszczone zostały współczynniki korelacji stóp zwrotu między indeksami analizowanych giełd, a na rysunku 2 zaprezentowane zostały współczynniki korelacji między analizowanymi indeksami dla ujęcia poniedziałek/piątek, tj. dla efektu weekendowego. Współczynniki korelacji obliczone zostały dla okresu, w którym można było skalkulować dzienną stopę zwrotu w danym ujęciu dla obu indeksów łącznie. I tak w ujęciu piątek/czwartek najwyższy współczynnik korelacji w analizowanym okresie miał miejsce między stopami zwrotu indeksów CAC40 i DAX (w okresie od 3 stycznia 1995 r.) i wyniósł 0,752. Na uwagę zasługuje współczynnik korelacji stóp zwrotu między stopami zwrotu dla indeksów Hang Seng i Nikkei (od 12 czerwca 1987 r.) równy 0,459 oraz między stopami zwrotu indeksów BUX i DAX (od 3 stycznia 1995 r.) – 0,491, a także między stopami zwrotu indeksów WIG i DAX (2 stycznia 1995 r.) – 0,418 oraz WIG i CAC40 (3 stycznia 1995 r.) – 0,471. Korelacja stóp zwrotu między indeksami WIG i BUX wyniosła (od 3 stycznia 1995) – 0,535. Ujemnym współczynnikiem korelacji, ale bardzo bliskim zera charakteryzowały się stopy zwrotu indeksu All-Ord z indeksami Bovespa (–0,005) i S&P 500 (–0,006).

Analiza pozostałych ujęć pozwala na stwierdzenie następujących faktów:

- 1) współczynnik korelacji stóp zwrotu *overnight* dla indeksów DAX i CAC40 był bardzo duży w analizowanym okresie i wyniósł 0,732 (w ujęciu poniedziałek/piątek), 0,713 (w ujęciu wtorek/poniedziałek), 0,536 (w ujęciu środa/wtorek), 0,713 (w ujęciu czwartek/środa) i 0,752 (w ujęciu piątek/czwartek);
- 2) współczynnik korelacji stóp zwrotu *overnight* dla indeksów WIG i DAX w analizowanym okresie był nieco wyższy niż 0,4 z wyjątkiem ujęcia środa wtorek, kiedy to jego wartość była równa 0,371;
- 3) współczynnik korelacji stóp zwrotu *overnight* w analizowanym okresie dla indeksów BUX i WIG utrzymywał się w pobliżu wartości 0,5 – najwyższa i najniższa wartość tego współczynnika została odnotowana odpowiednio dla ujęć: czwartek/środa (0,605) i wtorek/poniedziałek (0,482);
- 4) współczynnik korelacji stóp zwrotu *overnight* w analizowanym okresie dla indeksów BUX i DAX oscylował w okolicy 0,5 z wyjątkiem ujęcia środa/wtorek, a więc analogicznie jak to miało miejsce w przypadku współczynnika korelacji dla indeksów WIG i DAX, kiedy to jego wartość spadła do poziomu 0,376;
- 5) współczynnik korelacji stóp zwrotu *overnight* w analizowanym okresie dla indeksów BUX i Hang Seng utrzymywał się na poziomie nieco wyższym niż 0,4 z wyjątkiem ujęcia poniedziałek/piątek, kiedy to był równy 0,396;

- 6) współczynnik korelacji stóp zwrotu *overnight* w analizowanym okresie dla indeksów CAC 40 i Nikkei był nieco wyższy niż 0,3 – najwyższa wartość tego współczynnika korelacji odnotowana została dla ujęcia środa/wtorek (0,403).

Stosunkowo wysoki współczynniki korelacji stóp zwrotu dla indeksów WIG i BUX w analizowanym okresie (ok. 0,5) świadczy niewątpliwie o napływie środków finansowych z zagranicznych funduszy inwestycyjnych na giełdy w Polsce i na Węgrzech. Giełdy obu tych krajów zaliczane są do segmentu *emerging markets*, a wiele funduszy inwestycyjnych dokonujących inwestycji portfelowych traktuje je jako jeden obszar inwestycyjny. Z kolei wysoka wartość współczynnika korelacji między indeksami DAX i CAC 40 (ok. 0,7 – z wyjątkiem ujęcia środa/czwartek) niewątpliwie przemawia za przyjęciem tezy o napływie równocześnie na oba te rynki środków inwestycyjnych ze strony globalnych funduszy inwestycyjnych.

Wy tłumaczeniem występowania efektu weekendowego może być pojawianie się istotnych informacji makroekonomicznych ze światowych rynków oraz publikowanie przez spółki giełdowe komunikatów giełdowych w czasie: od piątkowego zamknięcia sesji do poniedziałkowego otwarcia. Tego typu wyjaśnienie dominuje w pracy Penmana oraz Connolly'ego (Penman, 1987; Connolly, 1991). Zdaniem obu autorów najwięcej informacji z otoczenia spółek pojawia się właśnie w weekendy. Do podobnych wniosków dochodzą też Thaler oraz Dyl i Maberly, którzy uzasadniają występowanie efektu końca tygodnia odkładaniem przez spółki giełdowe na weekend istotnych komunikatów rynkowych (Thaler, 1987; Dyl i Maberly, 1988).

Przekazane w komunikatach informacje makroekonomiczne oraz z otoczenia spółki mają wpływ na decyzje podejmowane przez inwestorów na sesji poniedziałkowej (Pettengill, 2003). Poza tym znaczna część inwestorów nieprofesjonalnych, dysponujących wolnym czasem w trakcie weekendu może przeprowadzać własne analizy (w tym analizę techniczną lub fundamentalną), na podstawie których podejmowane będą decyzje inwestycyjne w poniedziałek. Z kolei w tygodniu pogłębione analizy przeprowadzane są głównie przez inwestorów instytucjonalnych oraz przez jednodniowych graczy giełdowych (*daytraders*) i mają one wpływ na decyzje inwestycyjne przedsiębrane przez te grupy inwestorów. Tego typu wyjaśnienie dominuje w pracy Abrahama i Ikenberry'ego, którzy zauważają, że w poniedziałki inwestorzy indywidualni wykazują tendencję do składania zleceń sprzedaży (Abraham i Ikenberry, 1994). Z kolei wg Millera, a także Lakonishoka i Maberly'ego, wpływ na wartość poniedziałkowych stóp zwrotu mają koszty ewaluacji port-

feli inwestycyjnych indywidualnych inwestorów, a także informacje otrzymywane przez tę grupę inwestorów ze strony biur maklerskich. Ich zdaniem inwestorzy indywidualni zapoznają się z rekomendacjami właśnie w trakcie weekendu, kiedy to podejmują decyzje o przebudowie swoich portfeli inwestycyjnych (Miller, 1988; Lakonishok i Maberly, 1990). Do podobnych wniosków doszli m.in. Chen i Singal (2003) w stosunku do otwartych przez inwestorów indywidualnych pozycji krótkich. Wy tłumaczenie efektu weekendowego podane przez Courseya i Dyla odwołuje się do finansów behawioralnych, a właściwie do skłonności poszczególnych inwestorów do gier hazardowych (Coursey i Dyl, 1986). Inne spotykane w literaturze przedmiotu behawioralne wytłumaczenia efektu weekendowego nawiązują do zmian w nastrojach inwestorów polegających na zaistnieniu dobrego nastroju w piątki i przed świętami oraz złego w poniedziałki (Thaler, 1998).

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

Tabela 8. Korelacja stóp zwrotu między analizowanymi indeksami wybranych giełd w ujęciu poniedziałek/piątek (efekt weekendowy)

	Nikkei	DAX	CAC40	FTSE100	Bovespa	Buenos	Hang Seng	Mex	S&P500	All-Ord	Shanghai (B-shares)	DJIA	BUX	TSE-300	WIG
Nikkei	1,000														
DAX	0,321	1,000													
CAC40	0,315	0,732	1,000												
FTSE100	0,028	0,261	0,204	1,000											
Bovespa	0,027	0,256	0,125	0,096	1,000										
Buenos	-0,011	0,203	0,156	0,490	0,052	1,000									
Hang Seng	0,291	0,501	0,345	0,214	0,139	0,169	1,000								
Mex	0,029	0,089	0,136	0,049	0,025	0,145	0,115	1,000							
S&P500	0,025	0,295	0,365	0,001	0,390	0,079	0,112	0,095	1,000						
All-Ord	0,119	0,165	0,166	0,078	0,003	0,049	0,236	0,156	0,045	1,000					
Shanghai (B-shares)	0,114	0,094	0,118	-0,012	0,002	0,119	0,265	0,006	0,190	0,156	1,000				
DJIA	0,039	0,165	0,095	0,129	0,189	0,169	0,496	0,029	0,269	0,169	0,015	1,000			
BUX	0,195	0,501	0,507	0,187	0,198	0,125	0,396	0,115	0,218	0,175	0,253	0,075	1,000		
TSE-300	0,226	0,392	0,444	0,165	0,145	0,215	0,345	0,135	0,365	0,111	0,078	0,189	0,039	1,000	
WIG	0,139	0,426	0,521	0,195	0,153	0,169	0,265	0,075	0,125	0,156	0,096	0,086	0,523	0,185	1,000

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 9. Korelacja stóp zwrotu między analizowanymi indeksami wybranych giełd w ujęciu wtorek/poniedziałek

	Nikkei	DAX	CAC40	FTSE100	Bovespa	Buenos	Hang Seng	Mex	S&P500	All-Ord	Shanghai (B-shares)	DJIA	BUX	TSE-300	WIG
Nikkei	1,000														
DAX	0,328	1,000													
CAC40	0,324	0,713	1,000												
FTSE100	0,032	0,259	0,206	1,000											
Bovespa	0,038	0,149	0,121	0,093	1,000										
Buenos	0,145	0,102	0,148	0,047	0,055	1,000									
Hang Seng	0,309	0,493	0,533	0,219	0,137	0,175	1,000								
Mex	0,035	0,086	0,135	0,053	0,047	0,133	0,108	1,000							
S&P500	0,026	0,286	0,363	0,005	0,026	0,076	0,110	0,083	1,000						
All-Ord	0,127	0,179	0,161	0,081	0,001	0,044	0,278	0,136	0,039	1,000					
Shanghai (B-shares)	0,115	0,096	0,114	-0,009	0,026	0,116	0,217	0,009	0,016	0,139	1,000				
DJIA	0,040	0,178	0,089	0,127	0,193	0,112	0,404	0,030	0,301	0,161	0,019	1,000			
BUX	0,243	0,500	0,506	0,184	0,192	0,105	0,420	0,133	0,217	0,165	0,124	0,064	1,000		
TSE-300	0,224	0,387	0,434	0,131	0,132	0,183	0,325	0,125	0,318	0,094	0,069	0,172	0,339	1,000	
WIG	0,148	0,437	0,503	0,115	0,143	0,160	0,253	0,065	0,101	0,141	0,093	0,073	0,482	0,179	1,000

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 10. Korelacja stóp zwrotu między analizowanymi indeksami wybranymi giełdami w ujęciu środa/wtorek

	Nikkei	DAX	CAC40	FTSE100	Bovespa	Buenos	Hang Seng	Mex	S&P500	All-Ord	Shanghai (B-shares)	DJIA	BUX	TSE-300	WIG
Nikkei	1,000														
DAX	0,284	1,000													
CAC40	0,403	0,536	1,000												
FTSE100	0,050	0,288	0,275	1,000											
Bovespa	0,018	0,161	0,095	0,163	1,000										
Buenos	0,028	0,076	0,066	0,087	0,078	1,000									
Hang Seng	0,418	0,393	0,534	0,182	0,131	0,033	1,000								
Mex	0,014	0,074	0,119	0,086	0,083	0,127	0,056	1,000							
S&P500	0,031	0,136	0,127	0,040	0,030	0,177	-0,002	0,047	1,000						
All-Ord	0,142	0,041	0,204	0,134	-0,008	-0,022	0,231	0,137	-0,011	1,000					
Shanghai (B-shares)	0,138	0,056	0,171	0,036	-0,080	0,027	0,218	0,058	0,004	0,161	1,000				
DJIA	0,008	0,119	0,117	0,107	0,053	0,026	-0,177	0,052	0,227	0,014	0,008	1,000			
BUX	0,356	0,376	0,613	0,144	0,224	0,087	0,545	0,101	0,054	0,248	0,150	0,002	1,000		
TSE-300	0,094	0,204	0,312	0,109	0,091	0,131	0,128	0,090	0,307	0,059	0,039	0,180	0,249	1,000	
WIG	0,151	0,371	0,495	0,083	0,160	0,058	0,222	-0,092	0,031	-0,020	0,132	0,020	0,554	0,112	1,000

Źródło: opracowanie własne

Tabela 11. Korelacja stóp zwrotu między analizowanymi indeksami wybranymi giełd w ujęciu czwartek/środa

	Nikkei	DAX	CAC40	FTSE100	Bovespa	Buenos	Hang Seng	Mex	S&P500	All-Ord	Shanghai (B-shares)	DJIA	BUX	TSE-300	WIG
Nikkei	1,000														
DAX	0,312	1,000													
CAC40	0,399	0,713	1,000												
FTSE100	0,076	0,295	0,282	1,000											
Bovespa	0,012	0,088	0,089	0,015	1,000										
Buenos	0,064	0,111	0,141	0,110	0,055	1,000									
Hang Seng	0,301	0,398	0,463	0,148	0,005	0,100	1,000								
Mex	0,033	0,111	0,136	0,142	0,077	0,058	0,038	1,000							
S&P500	-0,001	0,153	0,165	0,028	0,001	0,091	0,010	0,074	1,000						
All-Ord	0,154	0,236	0,216	0,050	0,001	0,069	0,271	-0,083	-0,027	1,000					
Shanghai (B-shares)	0,158	0,060	0,085	0,014	0,005	0,048	0,266	0,047	-0,015	0,227	1,000				
DJIA	-0,024	0,123	0,133	0,016	0,074	0,026	0,162	0,060	0,113	0,107	0,006	1,000			
BUX	0,351	0,500	0,555	0,247	0,110	0,122	0,451	0,099	0,118	0,246	0,115	0,077	1,000		
TSE-300	0,110	0,308	0,390	0,098	0,101	0,171	0,146	0,115	0,345	0,035	-0,043	0,235	0,306	1,000	
WIG	0,175	0,429	0,458	-0,002	0,044	0,037	0,249	0,013	0,039	0,102	0,127	0,066	0,605	0,141	1,000

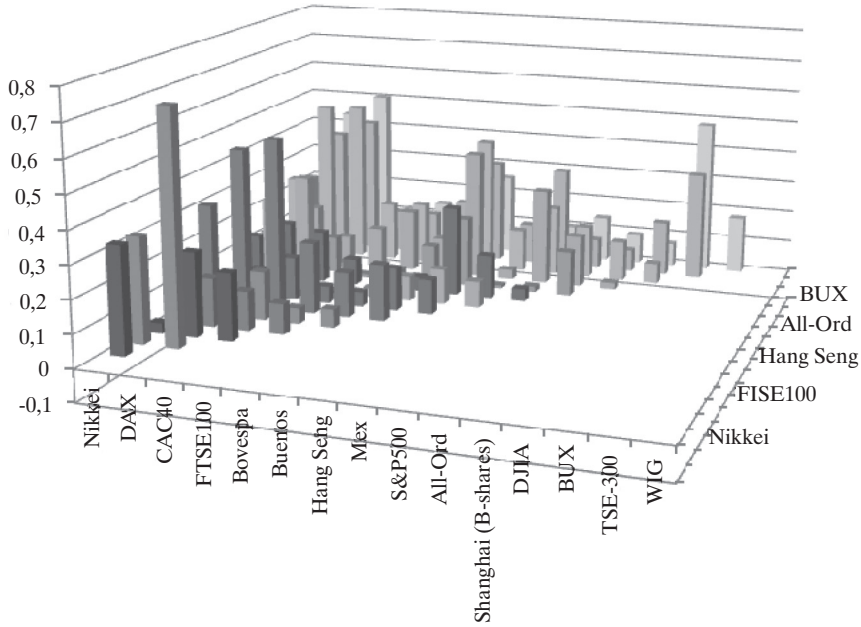
Źródło: opracowanie własne.

Tabela 12. Korelacja stóp zwrotu między analizowanymi indeksami wybranymi giełd w ujęciu piątek/czwartek

	Nikkei	DAX	CAC40	FTSE100	Bovespa	Buenos	Hang Seng	Mex	S&P500	All-Ord	Shanghai (B-shares)	DJIA	BUX	TSE-300	WIG
Nikkei	1,000														
DAX	0,333	1,000													
CAC40	0,388	0,752	1,000												
FTSE100	0,091	0,324	0,303	1,000											
Bovespa	-0,010	0,081	0,105	0,061	1,000										
Buenos	0,028	0,083	0,090	0,035	0,043	1,000									
Hang Seng	0,459	0,431	0,518	0,248	0,002	0,093	1,000								
Mex	0,001	0,036	0,051	0,028	0,012	0,058	0,054	1,000							
S&P500	0,021	0,169	0,140	0,022	0,004	0,072	0,051	0,028	1,000						
All-Ord	0,145	0,224	0,203	0,135	-0,005	0,055	0,252	0,025	-0,006	1,000					
Shanghai (B-shares)	0,207	0,179	0,209	0,010	0,078	0,034	0,347	0,001	0,051	0,159	1,000				
DJIA	0,036	0,155	0,134	0,151	0,177	0,031	0,079	0,044	0,154	0,007	0,009	1,000			
BUX	0,303	0,491	0,545	0,257	0,099	0,102	0,428	0,029	0,063	0,183	0,194	0,098	1,000		
TSE-300	0,126	0,371	0,437	0,094	0,097	0,221	0,226	0,092	0,331	0,034	0,127	0,261	0,276	1,000	
WIG	0,164	0,418	0,471	0,128	0,044	0,098	0,254	0,063	0,038	0,145	0,161	0,003	0,535	0,136	1,000

Źródło: opracowanie własne

Rysunek 2. Wartości współczynników korelacji dla ujęcia poniedziałek/piątek (tj. weekendowego)



Uwaga: z rysunku usunięte zostały współczynniki korelacji równe 1 pomiędzy indeksami tej samej giełdy, np. Nikkei i Nikkei.

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowanie

Przedstawione w pracy obliczenia jednoznacznie wskazują na występowanie stóp zwrotu istotnie różnych od zera, przy założeniu nabycia portfela akcji replikującego dany indeks giełdowy na jednej sesji i sprzedaży takiego portfela na otwarciu sesji następnego dnia, z podziałem na poszczególne dni tygodnia. Takie przypadki miały miejsce na następujących rynkach (w nawisie podano liczbę wystąpień na przestrzeni tygodnia): Japonia (1), Niemcy (1), Wielka Brytania (1), Kanada (1), Francja (2), Polska (2), Brazylia (3), Meksyk (3), Hongkong (3), Argentyna (4) i Węgry (5). Nie stwierdzono występowania stóp zwrotu istotnie różnych od zera przy zachowaniu strategii inwestycyjnej *overnight* dla takich indeksów jak: S&P 500, Shanghai, DJIA i All-ord. Wynik ten potwierdza wcześniejsze rezultaty sugerujące, że

efekt dnia tygodnia na rynkach finansowych uległ zmniejszeniu zwłaszcza w USA i Japonii (Connolly, 1989; Chang, Pinegar i Ravichandron, 1993). Dodatkowo warto podkreślić fakt, że brak występowania stóp zwrotu istotnie różnych od zera w strategii *overnight* na giełdach w Stanach Zjednoczonych jest wynikiem stosowania przez fundusze inwestycyjne strategii opartych na *Flash Frequency Trading*. Warto zauważyć, że występowanie statystycznie istotnych stóp zwrotu dwukrotnie na przestrzeni tygodnia (poniedziałek/piątek i czwartek/środa) w przypadku indeksu WIG, klasyfikuje nasz rynek kapitałowy wśród innych giełd krajów rozwiniętych na poziomie Francji, jednak za takimi rynkami, jak: Japonia, Niemcy, Wielka Brytania oraz Kanada, ale przed: Brazylią, Meksykiem, Hongkongiem, Argentyną i Węgrami. Obecność efektu weekendowego została stwierdzona na rynkach kapitałowych w trzech krajach: Argentyna, Węgry i Polska, tj. w 3 na 15 analizowanych indeksów giełdowych.

W większości prac naukowych poświęconych ocenie efektywności rynków finansowych dominuje podejście kalkulacji stóp zwrotu w ujęciu zamknięcie/zamknięcie, tj. otwarcie pozycji długiej na zamknięciu sesji *Y* i likwidacji tej pozycji na zamknięciu w kolejnym dniu sesyjnym *X*. Nieliczne prace naukowe, zwłaszcza dotyczące polskiego rynku akcji, dedykowane zostały problematyce uzyskiwania statystycznie istotnych od zera stóp zwrotu w ujęciu *overnight*, tj. w którym uwzględnia się wartość zamknięcia indeksu na jednej sesji i wartości otwarcia tego indeksu na sesji następczej. Dlatego też artykuł ten można uznać za jeden z pierwszych głosów w dyskusji nt. możliwości uzyskiwania ponadprzeciętnych stóp zwrotu w ujęciu *overnight* na wybranych rynkach finansowych.

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

Bibliografia

- Abraham, A. i Ikenberry, D. (1994). Individual investors and the Weekend Effect, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2, <http://dx.doi.org/10.2307/2331225>.
- Al-Khazali, O., Koumanakos, E. i Pyun, C. (2008). Calendar anomaly in the Greek stock market: stochastic dominance analysis, *International Review of Financial Analysis*, 3, <http://dx.doi.org/10.1016/j.irfa.2007.02.001>.
- Ariel, R., (1987). A monthly effect in stock returns, *Journal of Financial Economics*, 17, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90066-3](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(87)90066-3).

- Bekaert, G., i Harvey, C. (2000). Foreign speculators and emerging equity markets, *Journal of Finance*, 2, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.61988>.
- Benson, E., i Rystrom, D. (1989). Investor psychology and the day-of-the-week effect, *Financial Analyst Journal*, 5.
- Bernstein, J. (1996). *Cykle giełdowe*. Warszawa: WIG-Press.
- Buczek, S. (2005). *Efektywność informacyjna rynków akcji. Teoria a rzeczywistość*. Warszawa: Szkoła Główna Handlowa w Warszawie.
- Chang, C. i Pinegar, L. (1989). Seasonal fluctuations in industrial production and stock market seasonals, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, <http://dx.doi.org/10.2307/2330748>.
- Chang, C. i Pinegar, L. (1990). Stock market seasonal and prespecified multifactor pricing relations, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, <http://dx.doi.org/10.2307/2331014>.
- Chang, C., Pinegar, L. i Ravichandron R. (1993). International evidence of the robustness of the day-of-the-week effect, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28.
- Chen, H. i Singal, V. (2003). Role of speculative short sales in price formation: case of the weekend effect, *Journal of Finance*, 4, <http://dx.doi.org/10.1111/1540-6261.00541>.
- Claessens, S., Dasgupta, S. i Glen, J. (1995). Return behavior in emerging stock markets, *The World Bank Economic Review*, 1, <http://dx.doi.org/10.1093/wber/9.1.131>.
- Connolly, R. (1989). An examination of the robustness of the weekend effect, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24.
- Connolly, R. (1991). A posterior odds analysis of the weekend effect, *Journal of Econometrics*, 49, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(91\)90010-B](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(91)90010-B).
- Corhay, A., Hawawini, G. i Michel, P. (1988). *Stock market anomalies*. Cambridge: University Press, Cambridge.
- Coursey, D., i Dyl, E. (1986). *Price effects of trading interruptions in an experimental markets*. University of Wyoming, Working Paper.
- Czekaj, J., Woś, M. i Żarnowski J. (2001). *Efektywność giełdowa rynku akcji w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Dyl, E., i Maberly, D. (1989). A possible explanation of the weekend effect, *Financial Analyst Journal*, 44, <http://dx.doi.org/10.2469/faj.v44.n3.83>.
- French, K. (1980). Stock returns and weekend effect, *Journal of Financial Economics*, 8, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(80\)90021-5](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(80)90021-5).
- Gu, A. (2003). The declining January effect: evidence from U.S. equity markets, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 2, [http://dx.doi.org/10.1016/S1062-9769\(02\)00160-6](http://dx.doi.org/10.1016/S1062-9769(02)00160-6).
- Hirsch, Y. (1987). *Don't sell stock on Monday*. New York: Penguin Books.
- Jaffie, J. i Westerfield, R. (1989). Is there a monthly effect in common stock returns? Evidence from foreign countries, *Journal of Banking and Finance*, 13.
- Jaffie, J., Westerfield, R. i Ma C. (1989). A twist on Monday effect in stock prices: evidence from the US and foreign stock markets, *Journal of Banking and Finance*, 15.
- Jajuga, K. i Jajuga, T. (2006). *Inwestycje*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Kato, K., Schwarz, S. i Ziemba, W. (1990). *Day of the weekend effects in Japanese stocks, Japanese Capital Markets*. New York: Ballinger.
- Kim, C. i Park, J. (1994). Holiday effects and stock returns: further evidence, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, <http://dx.doi.org/10.2307/2331196>.
- Kohers, T. i Kohli, R. (1992). The yearend effect in stock returns over business cycles: a technical note, *Journal of Economics and Finance*, 16, <http://dx.doi.org/10.1007/BF02919794>.

- Kramer, C. (1994). Macroeconomic seasonality and the January effect, *Journal of Finance*, 49, <http://dx.doi.org/10.2307/2329275>.
- Lakonishok, J. i Maberly, E. (1990). The weekend effect: trading patterns of individual and institutional investors, *Journal of Finance*, 45, <http://dx.doi.org/10.2307/2328818>.
- Lakonishok, J. i Smidt, S. (1984). Volume and turn-of-the-year behavior, *Journal of Financial Economics*, 13, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90008-4](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(84)90008-4).
- Ligon, J. (1997). A simultaneous test of competing theories regarding the January effect, *Journal of Financial Research*, 20, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1475-6803.1997.tb00234.x>.
- Longin, F. i Solnik, B. (1995). Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990?, *Journal of International Money and Finance*, 1.
- Miller, E. (1988). Why a Weekend Effect?, *Journal of Portfolio Management*, 14, <http://dx.doi.org/10.3905/jpm.1988.409174>.
- Nowakowski, J. i Borowski, K. (2005) *Zastosowanie teorii Carolana i Fischera na rynku kapitałowym*. Warszawa: Difin.
- Ogden, J. (1990). Turn-of month evaluations of liquid profits and stock returns: A common explanation for the monthly and January effects, *Journal of Finance*, 45, <http://dx.doi.org/10.2307/2328723>.
- Penman, S. (1987). The distribution of earnings news over time and seasonalities in aggregate stock returns, *Journal of Financial Economics*, 18, D [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90039-0](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(87)90039-0).
- Pettengill, G. (2003). A survey of the Monday effect literature, *Quarterly Journal of Business & Economics*, 3.
- Polwittoon, P. i Tawatnuntachai, O. (2008). Emerging market bond funds: a comprehensive analysis, *Financial Review*, 1, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6288.2007.00186.x>.
- Reinganum, M. (1983). Ten anomalous stock market behavior of small firms in January: empirical tests for tax-loss selling effects, *Journal of Financial Economics*, 12.
- Ritter, J. (1987). *An explanation to the turn of the year effect*, University of Michigan, Graduate School of Business Administration, Working Paper, <http://dx.doi.org/10.2307/2328193>.
- Ritter, J. (1998). The buying and selling behavior of individual investors at the turn of the year, *Journal of Finance*, 43.
- Rogalski, M. (1984). Discussion to Keim i Stambaugh, *Journal of Finance*, 3.
- Roll, R. (1983). Vas is das? The turn-of-the-year effect and the return premia of small firms, *Journal of Portfolio Management*, 9.
- Rozeff, M. i Kinney, W. (1976). Capital market seasonality: the case of stock returns, *Journal of Financial Economics*, 3, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90028-3](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(76)90028-3).
- Simson, E. (1988). *Stock market anomalies*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Schwert, W. (2002). *Anomalies and market efficiency*, Simon School of Business Working Paper no. FR 02-13, 2002, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.338080>.
- Suppa-Aim, T. (2010). *Mutual fund performance in emerging markets: the case of Thailand*, University of Birmingham, Working Paper.
- Szyska, A. (2007). *Wycena papierów wartościowych na rynku kapitałowym w świetle finansów behawioralnych*. Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
- Szyska, A. (2003). *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*. Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
- Thaler, R. (1987). Seasonal movements in security prices II: weekend, holiday, turn of the month and intraday effects, *Journal of Economic Perspectives*, 1, <http://dx.doi.org/10.1257/jep.1.2.169>.

CZĘŚĆ III

**PRZEDSIĘBIORSTWO
NA RYNKU KAPITAŁOWYM**

Rozdział XIV

MICHAŁ ZDZIARSKI*

Kapitał rady nadzorczej

Streszczenie

Rada przedsiębiorstw spełnia dwie podstawowe funkcje: kontroli i wsparcia strategii rozwoju firm. Hilman i Dłaziel (2003) wprowadzili pojęcie kapitału rady, który składa się ze skumulowanego kapitału społecznego i kapitału ludzkiego jej członków. Ich kombinacja jest wskaźnikiem zdolności rady do wypełniania funkcji wspierania strategii rozwoju firmy i monitorowania jej działalności. W artykule zaprezentowano wykonane po raz pierwszy w Polsce badanie kapitału rad nadzorczych firm, których akcje notowane są na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Przedstawiono w nim przegląd literatury na temat kapitału rady i jego części składowych i zaproponowano operacjonalizację pomiaru kapitału rad nadzorczych z wykorzystaniem dorobku analizy sieci społecznych. Następnie przedstawiono wyniki pomiaru kapitału 262 rad nadzorczych firm, w których występuje 1199 członków. Pomiar ten pozwala zaobserwować rozkłady zmiennych, które są wykorzystywane w syntetycznym wskaźniku kapitału rady. We wnioskach autor proponuje wykorzystanie wskaźnika kapitału rady w selekcji i ocenie rad nadzorczych, sygnalizowaniu jakości ładu korporacyjnego inwestorom i dalszych badaniach, których celem jest rozwój teorii zależności zasobowej.

Słowa kluczowe: kapitał rad nadzorczych, teoria zależności zasobowej, zarządzanie strategiczne, kapitał społeczny, kapitał ludzki.

Supervisory board capital

Abstract

Board serves two main purposes: to control and to support strategic development of a firm. Hilman and Dalziel (2003) introduced board capital concept that consist of cumulated human and social capital of board's members. Combined human and social capital serve as proxy for board ability to support strategic development and to monitor a company. The article presents the first research conducted on supervisory board's capital among companies listed at Warsaw Stock Exchange. The review of literature on board capital and its underlying constructs of social and human capital is presented. The author applied methods of social network analysis to conduct

* dr Michał Zdziarski – adiunkt; Zakład Zarządzania Strategicznego i Międzynarodowego, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Warszawski; e-mail: mzdziarski@wz.uw.edu.pl

the measurement of social and board capital for 262 companies and 1199 directors participating in their supervisory boards. Based on empirical observations the author presents distributions of variables that are used to construct the board capital index. In summary section the author proposes that board capital index can guide board appointments and selection, signal the quality of corporate governance to investors, and describes further research that can be guided by the result of current study.

Keywords: supervisory board capital, resource dependence theory, strategic management, social capital, human capital.

JEL: M1, M10, N2, N24, Z13

Wprowadzenie

Rady przedsiębiorstw spełniają dwie podstawowe funkcje: kontroli i wsparcia strategii rozwoju firm (Cadbury, 1999). Celem funkcji kontrolnej, określanej także jako monitorowanie (monitoring), jest zmniejszanie ryzyka utraty wartości firmy dla akcjonariuszy i ograniczanie konfliktu interesów między kadrą zarządzającą a właścicielami (Eisenhardt, 1989). Badania kontroli sprawowanej przez rady prowadzone są przede wszystkim na gruncie teorii agencji (Bearle i Means, 1932; Jensen i Meckling, 1976). Wykonywanie funkcji kontrolnej przez rady należy uznać za główny obszar zainteresowań badaczy ładu korporacyjnego (Nogalski, 2006; Cambell, Jeżak i Bohdanowicz, 2006; Dobija i Kołodkiewicz, 2011; Mesjasz, 2012).

Znacznie mniej badań poświęconych jest problematyce udziału rad w zapewnianiu dostępu do cennych zasobów i wspieraniu strategii firm (Jeżak, 2010; Musteen, Datta i Kemmerer, 2010; Jasiński, 2012). Jednocześnie na skutek globalizacji i reform systemów ładu korporacyjnego zaobserwować można proces zwiększania zakresu odpowiedzialności i wpływu rad na działanie przedsiębiorstw (Aluchna, 2009). Z badań opinii prezesów firm, których autorzy pytali o oczekiwaniach względem ich rad, wyłania się potrzeba zwiększania kompetencji w zakresie: identyfikowania ryzyka o kluczowym znaczeniu dla rozwoju firmy; przygotowania do wykonywania swoich obowiązków w radzie; umiejętnego prowadzenia procesu sukcesji kluczowych menedżerów firmy oraz posiadania szerokiej perspektywy i wiedzy pozwalającej rzetelnie, krytycznie oceniać strategię firmy (Sonnenfeld i Kusin, 2013). Główną tradycją teoretyczną nurtu badań zajmującego się problematyką wpływu rady na rozwój firmy jest teoria zależności zasobowej, której autorzy

zwrócili uwagę na to, że sukces firmy jest efektem zdolności ograniczenia jej zależności od zasobów zewnętrznych, pozyskiwanych z otoczenia organizacji (Aldrich i Pfeffer, 1976; Pfeffer i Salancik, 1978). Powołaniu osoby do rady towarzyszy oczekiwanie właścicieli, że będzie ona interesowała się problemami związanymi z funkcjonowaniem firmy, starała się wspierać ten rozwój i angażowała na rzecz firmy.

Konstrukt kapitału rady składa się z dwóch komponentów: kapitału społecznego i kapitału ludzkiego, od kombinacji których zależy zdolność rady do wypełniania funkcji wspierania strategii rozwoju firmy i kontroli jej działalności (Hillman i Dalziel, 2003). Znaczenie zasobów niematerialnych, do których należą kapitał ludzki i społeczny, dla wyników osiąganych przez organizację jest przedmiotem znaczącej ilości badań i towarzyszącemu im rozwojowi teorii (Becker, 1962; Coleman, 1988; Lin, 2001; Tsai i Ghoshal, 1998; Kwon i Adler, 2014). Jednocześnie, ze względu na koncentrację badaczy ładu korporacyjnego na monitoringu, badania kapitału społecznego i ludzkiego członków rad firm podjęte zostały stosunkowo niedawno (Kor i Sundaramurthy, 2009).

Pierwszy element składowy kapitału rady to kapitał społeczny (Coleman, 1988; Burt, 1992). Kapitał społeczny powstaje w wyniku relacji członków rad nadzorczych z otoczeniem firmy, dzięki niej możliwy jest dostęp do cennych zasobów zakorzenionych w sieciach społecznych, do których należą członkowie rady (Pfeffer i Salancik, 1978; Mizruchi, 1996; Nahapiet i Ghoshal, 1998; Lin, 2001). Zasoby te mogą mieć zarówno charakter materialny, jak i niematerialny. Zalicza się do nich źródła finansowania i potencjał związany posiadaniem wiedzy, władzy oraz wpływów. Z kolei drugi składnik, kapitał ludzki, odnosi się do charakterystyk członków rady, takich jak wykształcenie, doświadczenie zawodowe i umiejętności nabyte dzięki współdziałaniu na poziomie zespołów, firm i branż (Dobija, 2003; Cambell, Russel i Kryscynski, 2012). Kapitał rady jest syntetycznym wskaźnikiem oceny potencjału dostarczania przez ten organ spółki cennych zasobów z otoczenia firmy, zdolności do doradzania w strategii rozwoju, legitymizacji oraz zdolności do sprawowania kontroli przez radę (Hillman i Dalziel, 2003). Pomiar i działania na rzecz zoptymalizowania poziomu kapitału rady powinny mieć fundamentalne znaczenie dla procesu strategicznego rozwoju przedsiębiorstw, a w konsekwencji dla uzyskiwanych przez nie wyników i poziomu zaufania do całego rynku kapitałowego.

Głównym celem autora jest przedstawienie w artykule wyników pomiaru kapitału rad nadzorczych spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Na podstawie przeglądu polskiej literatury

zarządzania i ładu korporacyjnego wykonanej przez autora nie stwierdzono wcześniejszych prób wykonania pomiaru kapitału rady w Polsce. Jakościowe badania czynników warunkujących skuteczność rad nadzorczych, w których wywiadów udzieliło 34 respondentów zasiadających w radach nadzorczych 27 spółek notowanych na GPW w Warszawie wykazały, że za najważniejsze uznane zostały: skład rady zapewniający zróżnicowanie umiejętności jej członków, docieklivość i niezależność, umiejętność zdobywania przez radę informacji i strukturalizacja prac rady w komitetach (Koładkiewicz, 2014). Wyniki te wskazują, że w opinii członków rad nadzorczych spółek giełdowych kapitał rady ma fundamentalne znaczenie dla efektywności działania.

1. Kapitał rady

Koncepcja kapitału rady została sformułowana w artykule, którego celem było zintegrowanie teorii agencji (Jensen i Meckling, 1976) i teorii zależności zasobowej (Pfeffer i Salancik, 1978) w odniesieniu do problematyki związanej z pomiarem efektów działania rad firm (Hillman i Dalziel, 2003). Kapitał rady jest wypadową dwóch innych konstruktów: kapitału społecznego i kapitału ludzkiego, które umożliwiają syntetyczny pomiar zdolności rady do ograniczenia ryzyka utraty wartości przez firmę i jej potencjalnego wkładu w rozwój przedsiębiorstwa. Pfeffer i Salancik (1978) wskazali na cztery zjawiska, dzięki którym członkowie rad mogą ograniczać zależność zasobową swojej firmy, a przez to przyczyniać się do jej rozwoju:

- 1) doradzanie w kluczowym procesie formułowania strategii,
- 2) zapewnianie dostępu do informacji z otoczenia,
- 3) uprzywilejowany dostęp do cennych zasobów dzięki osobistym relacjom członków rady, umiejętności i wiedzy eksperckiej,
- 4) legitymizowanie działań spółki.

Hillman i Dalziel (2003) twierdzą, że kapitał rady jest pozytywnie powiązany z każdym z czterech powyższych sposobów ograniczania zależności zasobowej firm. Zwracają oni uwagę, że w skład rad firm wchodzi najczęściej wysokiej klasy eksperci, dawni urzędnicy administracji rządowej i liderzy społeczni. Osoby te charakteryzuje z reguły wysoki poziom kapitału społecznego i ludzkiego, który umożliwia im wiarygodne doradzanie w procesie formułowania strategii. Rady, w składzie których są dyrektorzy mający relacje ze strategicznymi partnerami, mają większy udział w doradzaniu w kwestiach strategii, co jest pozytywnie skorelowane z wynikami ich przedsiębiorstw

(Carpenter i Westphal, 2001). Badania relacji tworzonych przez wspólny udział w radach nadzorczych (*interlocking directorates*), których występowanie jest najczęstszym wskaźnikiem kapitału społecznego członków rad, potwierdzają znaczenie tych więzi w procesie uzyskiwania dostępu do informacji, adaptowania praktyk ładu korporacyjnego i zapewniania dostępu do zasobów zewnętrznych (Mizruchi, 1996). Carpenter i Westphal (2001) twierdzą, że udział w radach innych przedsiębiorstw wpływa korzystnie na strategiczną perspektywę i jest często podstawą wyspecjalizowanej wiedzy eksperckiej członków rad. Dzieje się tak dlatego, że udział w radzie każdej kolejnej firmy zwiększa prawdopodobieństwo ekspozycji jej uczestnika na doświadczenia związane z kluczowymi procesami, np. wyborem nowego prezesa, restrukturyzacją czy ekspansją zagraniczną firmy. Poziomy kapitał ludzkiego i społecznego członków rady są istotnymi elementami procesu sygnalizowania jakości ładu korporacyjnego inwestorom i interesariuszom (Ocasio, 1997; Musteen, Datta i Kemmerer, 2010).

1.1. Kapitał społeczny

Teoria kapitału społecznego ma swoje korzenie w badaniu społeczności miejskich i studiach urbanistycznych, w których zwrócono uwagę na znaczenie więzi społecznych dla powodzenia wspólnot (Jacobs, 1961). Teoria ta została rozwinięta na gruncie antropologii, ekonomii i socjologii, w ramach których badaniami objęto takie jednostki analizy, jak regiony, kraje, przedsiębiorstwa, jednostki organizacyjne, zespoły i pojedynczych ludzi (Coleman, 1988; Burt, 1997; Grootaert, 1998; Putnam, 2000; Lin, 2001; Adler i Kwon, 2002; Marcinkowska, 2012). Omówienie rozwoju teorii kapitału społecznego w ramach dyscypliny organizacji i zarządzania wskazuje na stopniowy spadek zainteresowania badaczy tym zjawiskiem, po okresie gwałtownej eksplozji ilości artykułów i badań w latach 1990–2011, co oceniane jest jako wskaźnik dojrzałości konstruktów teoretycznych (Kwon i Adler, 2014).

Więzi między badanymi jednostkami są podstawą występowania struktury sieci, w której źródłem kapitału społecznego jest unikalna pozycja w strukturze i zasoby udostępniane w sieci (Burt, 1992; Nahapiet i Ghoshal, 1998). Sieciowy charakter kapitału społecznego jest podstawą rozwoju tradycji jego pomiaru za pomocą miar wywodzących się z dorobku analizy sieci społecznych (Burt, 1997; Lin, 2001; Nahapiet i Ghoshal, 1998; Łopaciuk-Gonczaryk, 2012). Teoria sieci jest stosunkowo nowym, dynamicznie rozwijającym się paradygmatem w dyscyplinie organizacji i zarządzania (Borgatti i Foster, 2003; Niemczyk, 2011; Czakon, 2011). Najszybciej rosnącą kategorią badań

w ramach paradygmatu sieci są właśnie badania dotyczące kapitału społecznego (Borgatti i Foster, 2003, s. 993). Jednocześnie kapitał społeczny występuje tylko w 4,5% abstraktów artykułów o sieciach społecznych, a tylko w 2% abstraktów artykułów o kapitale społecznym autorzy wspominają o sieciach społecznych, co wskazuje na potrzebę dalszych badań i rozwoju teorii na podstawie integracji tych dwóch teorii (Moody i Paxton, 2009).

Dwie najbardziej znane teorie, które powstały w ramach paradygmatu sieciowego to teoria słabych więzi (Granovetter, 1973) i teoria luk strukturalnych (Burt, 1992). W literaturze przyjęło się rozróżnienie dwóch typów kapitału społecznego, które nawiązują do tych teorii. Pierwszy typ odpowiada prawdopodobieństwu uzyskiwania korzyści z pośredniczenia i dostępu do unikalnych zasobów na skutek występowania w sieci słabych więzi i luk strukturalnych. Określa się go jako kapitał pomostowy (*bridging*) (Putnam, 2000; Prell i Skorovetz, 2008; Światowiec-Szczepańska, 2014). Drugi rodzaj kapitału społecznego powstaje w spójnych, połączonych fragmentach sieci i jest określany jako kapitał wiążący (*bonding*) (Putnam, 2000; Prell i Skorovetz, 2008; Światowiec-Szczepańska, 2014).

1.2. Kapitał ludzki

Teoria kapitału ludzkiego ma swoje korzenie w chicagowskiej szkole ekonomicznej, która zwróciła uwagę na korzyści inwestycji w edukację i wiedzę pracowników, dzięki którym możliwe jest uzyskanie wysokiej produktywności i przewagi ekonomicznej (Becker, 1962). Kapitał ludzki to wiedza i umiejętności jednostek, które są skumulowanym efektem procesów edukacji, szkoleń oraz doświadczenia profesjonalnego (Becker, 1993). Za autorem założeń ekonomicznych teorii kapitału ludzkiego przyjęło się rozróżniać między inwestycjami w umiejętności specyficzne dla firmy i te, uniwersalnie cenione na rynku (Cambell, Russel i Kryscynski, 2012). To rozróżnienie odpowiada teorii zasobowej, której autorzy twierdzą, że źródłem przewagi konkurencyjnej firm jest występowanie unikalnych, cennych, trudnych do imitacji i substytucji zasobów oraz umiejętności (Barney, 1991; Obłój, 2007). Cambell et al. (2012) stwierdzają, że wielu badaczy teorii zasobowej traktowało kapitał ludzki – wiedzę i umiejętności pracowników firmy – jako kluczowe zasoby i umiejętności pozwalające osiągnąć przewagę konkurencyjną. W gospodarce opartej na wiedzy coraz większe znaczenie dla osiągnięcia przewagi strategicznej mają zasoby niematerialne (Dobija, 2003).

Przegląd badań kompozycji demograficznej rady, kapitału społecznego i kapitału ludzkiego rad wykazał, że to ostatnie pojęcie było ujmowane

w badaniach na dwa sposoby – przez pomiar doświadczenia i stażu (Kor i Sundaramurthy, 2009). Staż w radzie sprzyja budowaniu kapitału ludzkiego specyficznego dla przedsiębiorstwa, w tym wiedzy o firmie, specyfice branży, kulturze organizacji i jej kluczowych interesariuszach, którzy mają wpływ na strategię firmy. W pomiarach stażu zwracano uwagę czy członkowie rady odgrywają w niej rolę dłuższą niż prezes firmy, mierzono łączny staż członków rady, maksymalny staż w radzie, przeciętny staż i jego zróżnicowanie mierzone wariacjami lub odchyleniem standardowym. Najczęstszym sposobem operacjonalizacji kapitału społecznego członków rady w analizowanych artykułach z wiodących czasopism w dziedzinie zarządzania jest jego pomiar za pomocą ich przeciętnego stażu w radzie (Kor i Sundaramurthy, 2009, s. 236). Często jest on uzupełniany pomiarem zróżnicowania, gdyż, jak wykazują badania Tuggle, Schnatterly i Johnson (2010), zróżnicowanie stażu członków rady jest pozytywnie skorelowane z dyskusją na posiedzeniach rady przedsiębiorczych projektów rozwojowych.

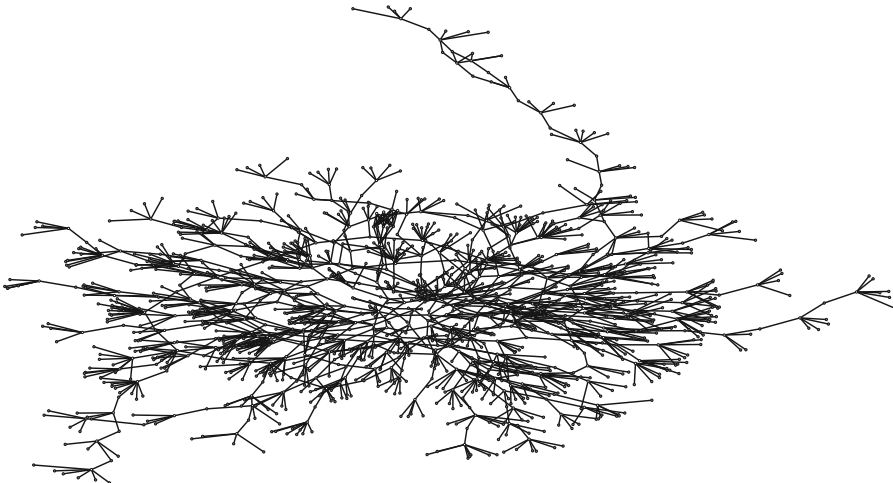
2. Wyniki badania kapitału rad

Badanie kapitału rady wykonano dla firm, których akcje były notowane na głównym parkiecie Warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych, z wyjątkiem firm zagranicznych, które nie występują w Krajowym Rejestrze Sądowym. Większość badań kapitału rad prowadzona była w specyficznym systemie prawnym USA, który określa się jako jednostopniowy. W składzie rad tamtejszych firm występują łącznie dyrektorzy niewykonawczy i odpowiadający za bieżące zarządzanie firmą kluczowi menedżerowie, w tym prezes. Często przyjmuje się, że rolą menedżerów w takiej radzie jest zarządzanie i kreowanie strategii, podczas gdy dyrektorzy niewykonawczy mają za zadanie przede wszystkim kontrolę i monitoring (Jensen i Meckling, 1976). Dlatego w wielu badaniach skutków kompozycji rad amerykańskich spółek często analizuje się wyłącznie kapitał ludzki, społeczny bądź cechy demograficzne członków niewykonawczych lub niezależnych (Kor i Sundaramurthy, 2009). W przypadku obowiązującego w polskim systemie ładu korporacyjnego modelu dwuszczeblowego, w którym rada nadzorcza i zarząd są oddzielnymi organami spółki, za właściwy poziom badania kapitału rad uznano rady nadzorcze.

Informacje o składzie rad nadzorczych firm zebrano na podstawie wpisów w Krajowym Rejestrze Sądowym (KRS). Łącznie w badaniu uwzględniono 411 rad nadzorczych firm, w których radach występowały 1994 osoby,

wedle stanu wpisów w KRS na 1 listopada 2014 r. Kapitał społeczny zmierzono przy użyciu czterech wskaźników. Kapitał pomostowy badano za pomocą dwóch wskaźników: centralności przechodniości, która jest obliczana jako częstość występowania jednostki na najkrótszych ścieżkach pomiędzy dwoma dowolnymi węzłami sieci (Freeman, 1979) i wskaźnika ograniczenia, który mierzy stopień dostępu jednostki do luk strukturalnych i unikalnych zasobów sieci (Burt, 1997). Wskaźnik ograniczenia jest tym wyższy, im jednostka ma mniej więzi w sieci. Jego poziom zależy też od tego czy jednostki, z którymi ma relacje, mają też relacje ze sobą, a także od stopnia do jakiego jednostki, z którymi ma kontakty są połączone z pozostałymi węzłami sieci przez jedną, centralną jednostkę (Łopaciuk-Goncaryk, 2012). Kapitał wiążący obliczono, używając wskaźnika stopnia węzła – ilości bezpośrednich relacji rady z innymi radami nadzorczymi występującymi w sieci (Freeman, 1979). Drugi pomiar kapitału wiążącego uwzględnia także powiązania pośrednie i poziom kapitału społecznego rad, w których uczestniczą członkowie analizowanej rady nadzorczej. Dokonuje się go przy użyciu wskaźnika centralności bliskości (*closeness centrality*), który jest miarą oddalenia wszystkich węzłów sieci od analizowanej jednostki (Freeman, 1979). Kapitał ludzki obliczono na podstawie przeciętnego stażu członków rady nadzorczej i odchylenia standardowego ich stażu w radzie.

Rysunek 1. Sieć współdziałania w radach nadzorczych firm giełdowych



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem programu Pajek na podstawie: Batagelj i Mrvar, 1998.

Na rysunku 1 przedstawiono wielki komponent sieci powiązań rad nadzorczych firm. Powiązania między radami występują, gdy w składzie ich jest przynajmniej jedna, ta sama osoba. Wielkim komponentem sieci nazywamy największy jej podzbiór, dla którego możliwe jest wyznaczenie ścieżki relacji pomiędzy dwoma dowolnymi węzłami (Batorski i Zdziarski, 2009). Łącznie w wielkim komponencie badanej sieci występują 262 rady nadzorcze, w których składzie jest 1199 osób. Struktura powiązań występujących między nimi przedstawiona jest na rysunku 1. W badanej sieci przedsiębiorstw poza wielkim komponentem występuje 149 firm, w których radach nadzorczych występuje 795 osób. Tworzą one mniejsze komponenty kilku firm, w których występują wspólni członkowie rad bądź są to jednostki, w których radach nadzorczych nie występują osoby zasiadające w radach innych firm giełdowych. Obliczenie wskaźników centralności przechodniości, ograniczenia i centralności bliskości możliwe jest wyłącznie dla firm występujących w wielkim komponencie sieci. Ze względu na to, że dla pozostałych rad nadzorczych nie jest możliwe obliczenie wskaźników kapitału społecznego innych niż stopień węzła, ostatecznie w artykule przedstawione są pomiary kapitału rady dla 262 rad nadzorczych występujących w wielkim komponencie sieci.

Tabela 1. Podsumowanie pomiaru kapitału społecznego pomostowego (centralność przechodniości i ograniczenie) i wiążącego (stopień węzła i centralność bliskości)

Pomiar kapitału społecznego	Centralność przechodniości	Ograniczenie	Stopień węzła	Centralność bliskości
Najwyższa wartość	0,1874	1	2	0,763
Najniższa wartość	0	0,1275	32	0,2843
Średnia arytmetyczna pomiaru	0,0172	0,5905	7,4	0,1908
Odchylenie standardowe	0,0288	0,2755	5,7	0,0361

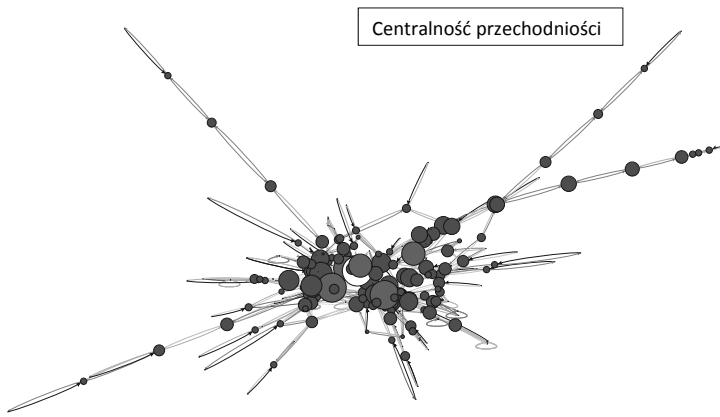
* Obliczeń dokonano za pomocą programu Pajek.

Źródło: Batagelj i Mrvar, 1998.

Podsumowanie pomiaru wskazuje na znaczną skośność rozkładu kapitału społecznego w badanej populacji. Rady nadzorcze o największej ilości powiązań mają ekspozycję na praktyki działania 32 innych rad, podczas gdy większość rad w badanym wielkim komponencie ma potencjalny dostęp do informacji tylko z jednej rady. Poza wielkim komponentem występuje jeszcze 149 rad nadzorczych, których uczestnicy nie mają powiązań z radami

nadzorczy innymi przedsiębiorstw bądź są ograniczone jedynie do małych podgrup. Poniżej przedstawiono wykresy wektorów pomiaru kapitału społecznego, które pozwalają zaobserwować jego sieciową strukturę (rys. 2–3).

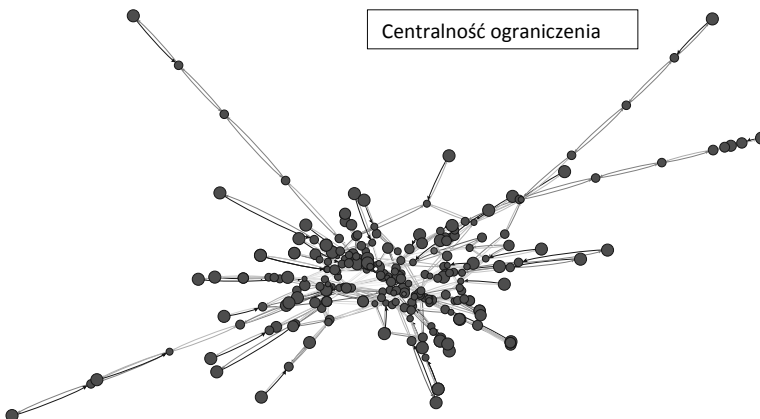
**Rysunek 2. Pomostowy kapitał społeczny w strukturze sieci.
Rozkład wektora centralności bliskości**



* Obliczeń dokonano za pomocą programu Pajek.

Źródło: jak tab. 1.

**Rysunek 3. Pomostowy kapitał społeczny w strukturze sieci.
Rozkład wektora ograniczenia**

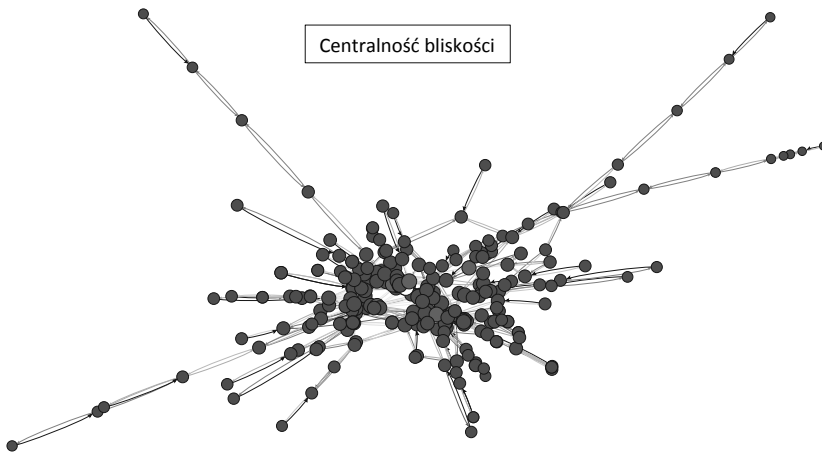


* Obliczeń dokonano za pomocą programu Pajek.

Źródło: jak tab. 1.

Wielkość bąbli na rysunkach 2 i 3 jest proporcjonalna do wartości wektorów centralności przechodniości i ograniczenia. Zróżnicowanie wielkości bąbli jest wyższe w przypadku pomiarów centralności przechodniości niż ograniczenia. Można to zaobserwować, analizując zróżnicowanie wielkości bąbli, które służą do zilustrowania wartości wektorów. Pomiar tych dwóch rodzajów centralności przedstawionych odpowiednio na rysunkach 2 (centralność przechodniości) i 3 (centralność ograniczenia). Centralność przechodniości jest bardziej czułym wskaźnikiem występowania szans pośredniczenia i uzyskiwania dostępu do cennych, rzadkich informacji w otoczeniu. Za jej pomocą możliwe jest wychwycenie większego stopnia zróżnicowania charakterystyk sieciowych węzłów występujących w sieci. Pomiar ograniczenia przyjmuje wyższe wartości dla węzłów mających mniej kapitału społecznego.

**Rysunek 4. Wiązący kapitał społeczny w strukturze sieci.
Rozkład wektora centralności bliskości**



* Obliczeń dokonano za pomocą programu Pajek.

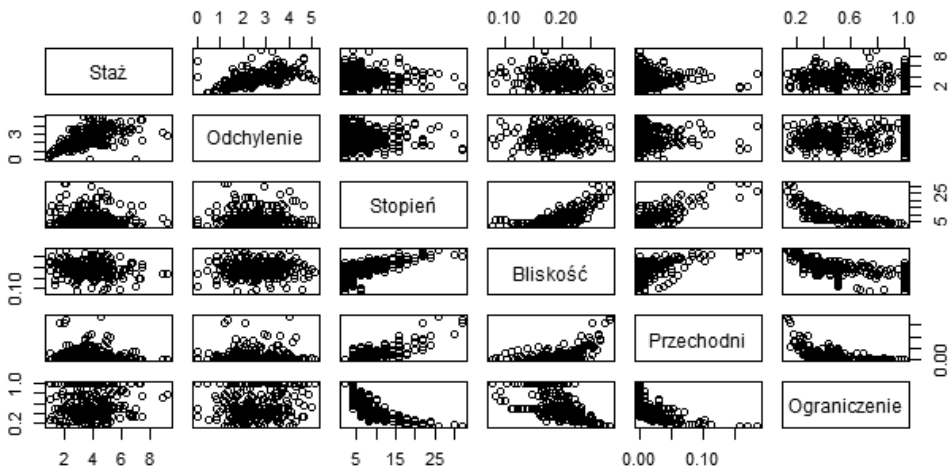
Źródło: jak tab. 1.

Najmniej czułym pomiarem, wskazującym jedynie na minimalne zróżnicowanie węzłów występujących w sieci, jest pomiar centralności bliskości (rys. 4). Rady na tym wykresie mają podobne wielkości bąbli, co wskazuje na równomierny rozkład wektora centralności bliskości w analizowanej populacji. Na rysunku 4, na którym przedstawiono wiązący kapitał społeczny mierzony za pomocą centralności bliskości, występuje wyraźnie więcej obserwacji niż

na rysunku 2, na którym przedstawiona jest centralność przechodniości. Ta obserwacja wynika z faktu, że wiele węzłów w badanej sieci nie występuje na żadnej najkrótszej ścieżce pomiędzy dwoma innymi obiektami i wartość wektora centralności bliskości wynosi dla nich 0. Rady nadzorcze, które zajmują takie pozycje w sieci nie mają szans pośredniczenia w przekazywaniu informacji między innymi firmami. W przypadku wektora centralności bliskości wartości 0 nie występują nawet dla węzłów posiadających tylko jedną relację.

Na rysunku 5 przedstawiono rozkłady obserwacji kapitału społecznego i kapitału ludzkiego. Na wykresach przedstawiono zależności między parami analizowanych zmiennych. Wskazują one na występowanie zależności między zmiennymi służącymi do obliczenia kapitału ludzkiego – przeciętnym stażem członków rady i odchyleniem standardowym stażu. Współczynnik korelacji tych dwóch zmiennych wynosi 54%. Nie daje się zauważyć wyraźnych zależności zmiennych między pomiarami kapitału ludzkiego i kapitału społecznego. Analiza korelacji między pomiarami kapitału ludzkiego i kapitału społecznego wskazuje na niewielką, ujemną zależność między obserwowanymi zjawiskami.

Rysunek 5. Zależności między zmiennymi służącymi do pomiaru kapitału rady



Źródło: opracowanie własne za pomocą programu R Gui.

Wykresy zależności czterech zmiennych, które posłużyły do badania kapitału społecznego wskazują na występowanie zależności między nimi. Do ostatecznego pomiaru kapitału rady wykorzystano dane znormalizowane.

W przypadku wskaźnika wiążącego kapitału społecznego rad nadzorczych posłużono się danymi o centralności bliskości i stopniu badanych rad nadzorczych. W przypadku kapitału pomostowego wykonano zabiegi normalizacji pomiarów. W przypadku wskaźnika ograniczenia do pomiaru przyjęto wartości ze znakiem ujemnym, ze względu na to, że przyjmuje on wyższe wartości dla węzłów mających mniej szans pośredniczenia. Współczynnik korelacji między znormalizowanymi pomiarami kapitału wiążącego i kapitału pomostowego wynosi ponad 80%, co wskazuje, że dwa rodzaje kapitału społecznego odróżniane w literaturze, w badanej populacji wykazują bardzo daleką zbieżność. Do ostatecznego obliczenia wskaźnika kapitału rady przyjęto z wagą 50% wskaźnik kapitału społecznego obliczony na podstawie czterech znormalizowanych pomiarów przedstawionych w tej pracy, którym nadano wagę 12,5% każdy. Kapitał ludzki ma także 50% udział w łącznym kapitale rady. Do jego obliczenia posłużyły znormalizowany, przeciętny staż, któremu nadano wagę 40%. Mniejszą, 10% wagę przypisano kwestii zróżnicowania. W tabeli 2 przedstawiono ranking 15 firm o najwyższym poziomie kapitału rady na dzień 1 listopada 2014 r. wedle przedstawionej metodologii obliczeń.

Tabela 2. Ranking kapitału rady spółek giełdowych

Spółka	Wskaźnik kapitału rady
1. GLOBE TRADE CENTRE SPÓŁKA AKCYJNA	2
2. WORK SERVICE SPÓŁKA AKCYJNA	1,6
3. LPP SPÓŁKA AKCYJNA	1,57
4. POLNORD SPÓŁKA AKCYJNA	1,56
5. PC GUARD SPÓŁKA AKCYJNA	1,44
6. WIKANA SPÓŁKA AKCYJNA	1,36
7. LC CORP SPÓŁKA AKCYJNA	1,35
8. RUBICON PARTNERS SPÓŁKA AKCYJNA	1,34
9. GRUPA KĘTY SPÓŁKA AKCYJNA	1,32
10. WIELTON SPÓŁKA AKCYJNA	1,31
11. VISTULA GROUP SPÓŁKA AKCYJNA	1,30
12. PRZETWÓRSTWO TWORZYW SZTUCZNYCH PLAST-BOX SPÓŁKA AKCYJNA	1,25
13. SFINKS POLSKA SPÓŁKA AKCYJNA	1,14
14. ALTUS TOWARZYSTWO FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH SPÓŁKA AKCYJNA	0,98
15. KRUK SPÓŁKA AKCYJNA	0,97

Źródło: badania własne.

Wnioski i rekomendacje praktyczne

Przegląd literatury na temat kapitału rad miał na celu przybliżenie czytelnikom konstruktu teoretycznego, który zwraca uwagę na wspieranie rozwoju spółek przez rady nadzorcze. Dotychczasowe analizy zjawiska kapitału rad były prowadzone przede wszystkim w USA, w całkowicie innym od polskiego systemie prawnym. W spółkach kapitałowych działających w USA rada jest organem, w którym wspólnie występują dyrektorzy wykonawczy i niewykonawczy. W systemie dwuszczeblowym, określanym również jako kontynentalny, nadzór i zarządzanie spółką są rozdzielone w dwóch organach firm: zarządzie i radzie nadzorczej. Pomiar kapitału rady w warunkach kontynentalnego systemu prawnego jest możliwy na dwóch poziomach analizy: łącznie dla zarządu i rady nadzorczej bądź dla rad nadzorczych. W przedstawionym w tym artykule badaniu zdecydowano się mierzyć kapitał rad nadzorczych, ze względu na to, że ich wspólne posiedzenia z zarządem mają raczej charakter sporadyczny i łączenie tych dwóch organów w jeden zbiór analizowanych podmiotów wydaje się sztucznym zabiegiem. Jednocześnie w przeglądzie literatury nie stwierdzono wcześniejszych pomiarów kapitału rady prowadzonych dla firm europejskich i przedstawione badanie wydaje się pierwszą tego rodzaju próbą. Stąd propozycję mierzenia kapitału rad nadzorczych w kontynentalnym systemie ładu korporacyjnego można uznać za oryginalny wkład do literatury przedmiotu. Prezentowane w artykule badania są też pierwszą próbą zmierzenia kapitału rad spółek, których akcje są notowane na GPW. W pracy zastosowano rzadko w Polsce wykorzystywaną metodę analizy sieci społecznej do obliczenia wskaźników kapitału społecznego, który jest komponentem kapitału rady. Badania wykonane dla dwóch typów kapitału społecznego opisywanego w literaturze przedmiotu: kapitału wiążącego i pomostowego wykazały wysoki stopień ich korelacji w badanej populacji spółek. Rozkłady pomiarów kapitału społecznego i ludzkiego w badanej populacji wskazują na ich nierównomierne występowanie w analizowanych radach. Na końcu badania przedstawiono ranking 15 firm o najwyższym kapitale rady wedle stanu na 1 listopada 2014 r. Ranking ten pozwala wytypować firmy do dalszych badań jakościowych, które są konieczne dla rozwinięcia teorii kapitału rad działających w dwuszczeblowym systemie ładu korporacyjnego. Pomiar kapitału rady pozwoli też na przeprowadzenie badań ilościowych, których celem będzie analiza zależności między kapitałem rady a wynikami osiąganymi przez firmy. Przedstawione w artykule pomiary kapitału rady mają charakter analizy wstępnej do takich badań. Zwyczajowo wyniki mierzy się w nich z opóźnieniem, co jest związane z koniecznością

obserwowania efektów decyzji strategicznych i ograniczania zależności zasobowej po pewnym czasie od ich wdrożenia w firmie. Przedstawione badania sieci powiązań członków rad nadzorczych mogą być wykorzystane w praktyce doboru nowych członków rady przez właścicieli w celu optymalizacji i oceny sprawności wykorzystania kapitału skumulowanego w radzie. Wskaźnik kapitału rad powinien być też ważną informacją dla inwestorów, którzy chcieliby oszacować potencjalny wkład rady nadzorczej w tworzenie wartości firmy.

Bibliografia

- Adler, P. i Kwon, S. (2002). Social capital: Prospects for a new concept, *Academy of Management Review*, 27(1), s. 17–40, doi:10.5465/AMR.2002.5922314.
- Aldrich, H. i Pfeffer, J. (1976). Environments of organizations, *Annual Review of Sociology*, 2, s. 79–105.
- Aluchna, M. (2009). Corporate governance a procesy globalizacji, *Studia i Prace Kolegium Zarządzania SGH*, 94, s. 97–114.
- Barney, J. (1991). Firm Resources and Sustained Competitive Advantage, *Journal of Management*, 17(1), s. 99–120, doi: 10.1177/014920639101700108.
- Batagelj, V. i Mrvar, A. (1998). Pajek – Program for Large Network Analysis, *Connections*, s. 47–57.
- Batorski, D. i Zdziarski, M. (2009). Analiza sieciowa i jej zastosowania w badaniach organizacji i zarządzania, *Problemy Zarządzania*, 7(4), s. 157–185.
- Bearle, A. i Means, G. (1932). *The Modern Corporation and Private Property*. New York: Harcourt, Brace, & World.
- Becker, G. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis, *Journal of Political Economy*, 70(5), s. 9–49, doi:10.1086/258724.
- Borgatti, S. i Halgin, D. (2014). On network Theory, *Organizational Science. Articles in Advance*, s. 1–14, doi:10.1287/orsc.1100.0641.
- Borgatti, S.P. i Foster, P. (2003). The Network Paradigm in Organizational Research: A Review of Typology, *Journal of Management*, 29, s. 991–1013, doi: 10.1016/S0149-2063_03_00087-4.
- Burt, R. (1992). *Structural holes: The social structure of competition*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Burt, R. (1997). The contingent value of social capital, *Social networks*, 42, s. 339–365.
- Cadbury, A. (1999). What are the trends in corporate governance? How will they impact your company? *Long Range Planning*, 1, s. 12–19, doi: 10.1016/S0024-6301(98)00120-4.
- Cambell, B., Russel, C. i Kryscynski, D. (2012). Rethinking Sustained Competitive Advantage from Human Capital, *Academy of Management Review*, 37, s. 376–395, doi:10.5465/amr.2010.0276.
- Carpenter, M. i Westphal, J. (2001). The strategic context of external network ties: Examining the impact of director appointments on board involvement in strategic decision making, *Academy of Management Journal*, 44, s. 639–660, doi:10.2307/3069408.
- Coleman, J. (1988). Social capital in the creation of human capital, *American Journal of Sociology*, 94, s. 95–120.

- Czakon, W. (2011, 11). Paradygmat sieciowy w naukach o zarządzaniu, *Przegląd Organizacji*, s. 3–6.
- Dobija, D. (2003). *Pomiar i sprawozdawczość kapitału intelektualnego przedsiębiorstwa*. Warszawa: Akademia Leona Koźmińskiego.
- Dobija, D. i Kołodkiewicz, I. (2011). *Ład korporacyjny*. Warszawa: Oficyna Ekonomiczna Grupa Wolters Kluwer.
- Eisenhardt, K. (1989). Agency Theory: An Assessment and Review, *The Academy of Management Review*, 14(1), s. 57–74. doi:10.5465/AMR.1989.4279003.
- Forbes, D. i Milliken, F. (1999). Cognition and corporate governance: Understanding boards of directors as strategic decision-making groups, *Academy of Management Review*, 24, s. 489–505, doi:10.5465/AMR.1999.2202133.
- Freeman, L. (1979). Centrality in Social Networks. Conceptual Clarification. *Social Networks*, (1), s. 215–239, doi:10.1016/0378-8733(78)90021-7.
- Granovetter, M. (1973). The strength of weak ties. *American Journal of Sociology*, 78, s. 1360–1380.
- Granovetter, M. (1985). Economic action and social structure: the problem of embeddedness, *American Journal of Sociology*, 91, s. 481–510, doi:10.1086/228311.
- Grootaert, C. (1998). *Social Capital – The Missing Link?* Washington, DC: The World Bank Social Development Family Environmentally and Socially Sustainable Development Network.
- Hillman, A.J. i Dalziel, T. (2003). Boards of Directors and Firm Performance: Integrating Agency and Resource Dependence Perspectives, *The Academy of Management Review*, 28(3), s. 383–396, doi:10.2307/30040728.
- Jacobs, J. (1961). *The Death and Life of Great American Cities*. New York: Random House.
- Jasiński, B. (2012, 9). Efektywne wykorzystanie potencjału rady nadzorczej spółki w sytuacjach kryzysowych, *Przegląd Organizacji*, s. 37–40.
- Jensen, M. i Meckling, W. (1976). Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure, *Journal of Financial Economics*, 3, s. 305–360, doi:0304-405X(76)90026-X.
- Jeżak, J. (red.). (2010). *Ład korporacyjny. Doświadczenia światowe oraz kierunki rozwoju*. Warszawa: Wydawnictwo C.H. Beck.
- Johnson, S., Schnatterly, K. i Hill, A. (2013). Board Composition Beyond Independence: Social Capital, Human Capital, and Demographics, *Journal of Management*, 39(1), s. 232–262, doi:10.1177/0149206312463938.
- Kołodkiewicz, I. (2014). Czynniki warunkujące skuteczność rad nadzorczych, *Problemy Zarządzania*, 12(2), s. 68–87.
- Kor, Y. i Sundaramurthy, C. (2009). Experience-Based Human Capital and Social Capital of Outside Directors, *Journal of Management*, 35, s. 981–1006, doi:10.1177/0149206308321551.
- Kwon, S. i Adler, P. (2014). Social Capital: Maturation of a Field of Research, *Academy of Management Review*, 39(4), s. 412–422. doi:10.5465/amr.2014.0210.
- Lin, N. (2001). *Social capital: A theory of social structure and action*. Cambridge, MA: Cambridge University Press. doi:10.1017/CBO9780511815447.
- Łopaciuk-Goncaryk, B. (2012). Mierzenie kapitału społecznego, *Gospodarka Narodowa*, 1(2), s. 1–24.
- Marcinkowska, M. (2012, 10). Kapitał społeczny przedsiębiorstwa – próba syntezy literatury przedmiotu, *Przegląd Organizacji*, s. 20–23.

- Marsden, P.V. (1990). Network Data and Measurement, *Annual Review of Sociology*, 16, s. 435–463.
- McDonald, M., Westphal, J. i Graebner, M. (2008). What do they know? The effects of outside director acquisition experience on firm acquisition performance, *Strategic Management Journal*, 29, s. 1155–1177, doi:10.1002/smj.704.
- Mesjasz, C. (2012). Teoretyczne podstawy władania korporacyjnego: wprowadzenie. W: P. Urbanek, *Nadzór korporacyjny a stabilność sektora finansowego* (s. 179–194). Łódź.
- Mizruchi, M. (1996). What do interlocks do? An Analysis, Critique, and Assessment of Research on Interlocking Directorates, *Annual Sociological Review*, 22, s. 271–298.
- Moody, J. i Paxton, P. (2009). Building bridges linking social capital and social networks to improve theory and research introduction, *American Behavioral Scientists*, 52, s. 1491–1506.
- Musteen, M., Datta, D. i Kemmerer, B. (2010). Corporate Reputation: Do Board Characteristics Matter? *British Journal of Management*, 21, s. 498–510. doi:10.1111/j.1467-8551.2009.00676.x
- Nahapiet, J. i Ghoshal, S. (1998). Social Capital, Intellectual Capital, and the Organizational Advantage, *Academy of Management Review*, 23(2), s. 242–266, doi:10.2307/259373.
- Niemczyk, J. (2011). Czy już nowy paradygmat, czyli o zmianach pola gry w zarządzaniu strategicznym, *Przegląd Organizacji*, 6, s. 3–6.
- Nogalski, B. (2006). Nadzór nad przedsiębiorstwem i grupą kapitałową. W: S. Borkowska, *Dobra gospodarka*. Warszawa.
- Oblój, K. (2007). Pułapki teoretyczne zasobowej teorii strategii, *Przegląd Organizacji*, 5, s. 7–10.
- Ocasio, W. (1997). Towards an Attention-Based View of the Firm, *Strategic Management Journal*, 18, s. 187–206. doi:10.1002/(SICI)1097-0266(199707)18:1+%3C187::AID-SMJ936%3E3.3.CO;2-B.
- Pfeffer, J. i Salancik, G. (1978). *The external control of organizations: A resource dependence perspective*. New York: Harper & Row.
- Prell, C. i Skorovetz, J. (2008). Looking at social capital through triad structures, *Connections*, 28(2), s. 4–16.
- Putnam, R. (2000). *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. New York: Simon & Schuster.
- Sonnenfeld, J. i Kusin, M.W. (2013, April). What CEOs Really Think of Their Boards, *Harvard Business Review*, s. 98–108.
- Światowicz-Szczeptańska, J. (2014). Strukturalny aspekt badania sieci w zarządzaniu strategicznym. W T. Stabryła, T. Małkus i (ed.), *Strategie zarządzania organizacjami w społeczeństwie informacyjnym* (s. 279–286). Kraków: Milfes.pl.
- Tsai, W. i Ghoshal, S. (1998). Social capital and value creation: The role of intrafirm networks, *Academy of Management Journal*, 41, s. 225–249, doi:10.2307/257085.
- Tuggle, C.S., Schnatterly, K. i Johnson, R.A. (2010). Attention patterns in the boardroom: How board composition and processes affect discussion of entrepreneurial issues, *Academy of Management Journal*, 53, s. 550–571. doi:10.5465/AMJ.2010.51468687.
- Wasserman, S. i Faust, K. (1994). *Social Network Analysis: Methods and Applications*. Cambridge: Cambridge University Press, doi:10.1017/CBO9780511815478.
- Wellman, B. (1988). Structural analysis: from method and metaphor to theory and substance. W: S.W. Berkowitz, *Social structures: A Network Approach*. Cambridge: Cambridge University Press.

Rozdział XV

IZABELA PRUCHNICKA-GRABIAS*

Transakcje zabezpieczające przy użyciu opcji barierowych. Case-study z polskiego rynku finansowego

Streszczenie

Rozdział prezentuje istotę opcji barierowych jako instrumentu zabezpieczającego przed ryzykiem kursu walutowego. Na przykładzie wybranego studium przypadku pokazano typową strategię zabezpieczającą stosowaną w Polsce przez eksporterów narażonych na ryzyko zmiany kursu EUR/PLN. Wskazano na problem rozróżnienia pomiędzy strategią zabezpieczającą i spekulacyjną, dochodząc do wniosku, że w badanym przypadku, chociaż bank sprzedał produkt jako zabezpieczający, transakcja w rzeczywistości posiadała wiele cech transakcji spekulacyjnej. W wymiarze teoretycznym tego rodzaju analiza wskazuje na potrzebę doskonalenia definicji strategii zabezpieczającej.

Słowa kluczowe: opcje barierowe, strategie zabezpieczające, zarządzanie ryzykiem walutowym.

Hedging strategies with barrier options. Case study from the Polish financial market

Abstract

The chapter presents the idea of barrier options as the currency risk management instrument. The author presents the case study, where the typical Polish Exporter endangered with EUR/PLN risk enters into a derivative transaction with a Bank. The problem of differences between the hedging and the speculation strategy is researched. It is concluded that although the examined product was sold by the Bank as a hedging strategy, in fact, it had many features of speculation from the point of view of the Company. As far as the theoretical aspect is concerned, the study creates the necessity to improve the definition of the hedging strategy.

* Dr hab. Izabela Pruchnicka-Grabias – Instytut Bankowości, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie; e-mail: ipruch@sgh.waw.pl

Keywords: barrier options, hedging strategies, currency risk management.

JEL: G1, G2, G3

Wprowadzenie

W rozdziale omówiono zasady działania opcji barierowych, ze szczególnym uwzględnieniem opcji będących przedmiotem badanej umowy pomiędzy bankiem i spółką. Na tym tle dokonano analizy zawartej transakcji, której celem było udzielenie odpowiedzi na pytanie: czy rzeczywiście była to transakcja zabezpieczająca, czy też miała charakter spekulacyjny. Badania prowadzą do wniosku, że transakcja miała tylko częściowo charakter zabezpieczający i dodatkowo wymagała jej ciągłego monitorowania przez badaną spółkę, stanowiąc przykład tzw. hedgingu dynamicznego.

1. Zasada działania i rodzaje opcji barierowych

Jeżeli wykonanie danej opcji zależy od tego czy instrument bazowy przekroczy lub nie przekroczy ustalonej z góry wartości, opcja taka w literaturze określana jest jako standardowa opcja barierowa. Innymi słowy, tego rodzaju opcja zawiera barierę aktywacyjną (nazywaną również barierą wejścia lub *knock-in*) lub barierę dezaktywacyjną (nazywaną również barierą wyjścia lub *knock-out*). Dla pełnego zrozumienia istoty przeprowadzonej transakcji konieczne jest zapoznanie się z mechanizmem działania opcji barierowych. Opcje barierowe są tzw. opcjami warunkowymi (Ong, 1996, s. 10–13), których wykonanie uzależnione jest od tego czy instrumenty bazowe, na które je wystawiono, osiągną pewien ustalony wcześniej poziom cenowy (nazywany barierą). Po jego osiągnięciu opcja może ulegać, w zależności od jej rodzaju albo aktywacji (opcja z barierą wejścia), albo dezaktywacji (opcja z barierą wyjścia). W pierwszym przypadku oznacza to, iż osiągnięcie przez instrument bazowy ustalonego poziomu sprawia, że opcja może podlegać realizacji, jeśli w dniu wykonania będzie opcją w zysku. W drugim przypadku osiągnięcie tejże bariery skutkuje brakiem możliwości wykonania kontraktu opcyjnego i jego wygaśnięciem. W takiej sytuacji, nawet w przypadku korzystnego ukształtowania się ceny na rynku kasowym, opcja nie może ulec realizacji. Biorąc pod uwagę, że bariera może być ustawiona poniżej albo

powyżej aktualnej ceny instrumentu pierwotnego (Zahng, 2001, s. 203–306) oraz że opcje te mogą być opcjami zarówno kupna, jak i sprzedaży można wyodrębnić następujące cztery podstawowe typy opcji barierowych typu *call* (Mc Donald, 2003):

- opcje kupna z barierą wyjścia umiejscowioną poniżej bieżącej ceny instrumentu bazowego (*barrier knock-down-and-out call options*);
- opcje kupna z barierą wyjścia umiejscowioną powyżej bieżącej ceny instrumentu bazowego (*barrier knock-up-and out call options*);
- opcje kupna z barierą wejścia umiejscowioną poniżej bieżącej ceny instrumentu bazowego (*barrier knock-down-and-in call options*);
- opcje kupna z barierą wejścia powyżej bieżącej ceny instrumentu bazowego (*barrier knock-up-and-in call options*).

I dodatkowo cztery typy barierowych opcji typu *put* (McDonald, 2003):

- opcje sprzedaży z barierą wyjścia umiejscowioną poniżej bieżącej ceny instrumentu bazowego (*barrier knock-down-and-out put options*);
- opcje sprzedaży z barierą wyjścia powyżej bieżącej ceny instrumentu bazowego (*barrier knock-up-and out put options*);
- opcje sprzedaży z barierą wejścia umiejscowioną poniżej bieżącej ceny instrumentu bazowego (*barrier knock-down-and-in put options*);
- opcje sprzedaży z barierą wejścia powyżej bieżącej ceny instrumentu bazowego (*barrier knock-up-and-in put options*).

Rodzaj oraz poziom ustalonej bariery wpływa na wysokość premii opcyjnej. Teoretycznie, przy odpowiednio dobranym poziomie bariery, zabezpieczenie może być tak samo efektywne, jak w przypadku opcji klasycznej, przy niższej premii płaconej za nią. W praktyce stosowanie tych instrumentów wymaga gruntownej znajomości zasad działania rynków finansowych i ciągłego monitorowania strategii zabezpieczającej. Skorzystanie z zalet opcji barierowych jest możliwe, gdyż z punktu widzenia wystawcy tego instrumentu, istnieje mniejsze ryzyko wykonania opcji barierowej aniżeli standardowej, ponieważ instrument bazowy nie może (dla opcji z barierą wyjścia) lub musi (w przypadku opcji z barierą wejścia) osiągnąć ustalony poziom i zakłada on, iż mimo wszystko osiągnięcie bariery aktywacyjnej w ustalonym czasie jest mało prawdopodobne, a osiągnięcie bariery dezaktywacyjnej jest wysoce prawdopodobne (Pruchnicka-Grabias, 2010, s. 51–76).

Należy jednak zaznaczyć, że zastosowanie opcji barierowych wymaga ciągłego monitorowania strategii zabezpieczającej. Jest to tak zwana dynamiczna strategia zabezpieczająca. W przypadku, gdy okazuje się, że

osiągnięcie bariery aktywacyjnej może być niemożliwe lub prawdopodobieństwo osiągnięcia bariery dezaktywacyjnej zaczyna graniczyć z pewnością, trzeba zdecydować się na ustanowienie dodatkowego zabezpieczenia. Niestety przedsiębiorcy zapominają, że zastosowanie opcji barierowych czy innego rodzaju opcji egzotycznych często nie jest tzw. hedgingiem statycznym i wymaga stałej obserwacji sytuacji na rynkach walutowych, w całej gospodarce, jak i w swoim przedsiębiorstwie.

Podsumowując, standardowe opcje barierowe polegają na tym, że następuje monitorowanie poziomu bariery przez cały okres ich życia. Istnieją także częściowe opcje barierowe, dla których monitorowanie bariery następuje przez część życia opcji, a w szczególnym przypadku w jednym konkretnym dniu. Gdy monitorowanie bariery odbywa się częściej niż raz w czasie życia opcji nazywa się ją barierą amerykańską, natomiast gdy występuje jedynie raz w czasie życia opcji – barierą europejską. Poza tym możliwe jest także tworzenie opcji z kilkoma barierami (*multivariate barrier*), najczęściej dwoma (Pruchnicka-Grabias, 2010, s. 51–76). W skład analizowanej transakcji wchodziły jedynie opcje z pojedynczą barierą europejską, stąd pominięto w rozdziale omawianie zasad działania opcji wielobarierowych.

2. Istota transakcji zawartej pomiędzy spółką – eksporterem a bankiem

W dniu 4 lipca 2008 r. bank zawarł ze spółką transakcję, której charakterystykę przedstawiono poniżej. Transakcja opisana została w czterech częściach: A, B, C i D.

Część A

Transakcja dotycząca opcji typu *call*. Wystawcą opcji była spółka – eksporter otrzymujący wpływy w dolarach amerykańskich, a kupującym opcje jest bank. Instrumentem bazowym jest kurs walutowy USD/PLN. Cena realizacji wynosi 2,265 złotego za dolara amerykańskiego. Wartość nominalna transakcji wynosi 200 000 USD. W praktyce oznacza to, że kupujący opcję *call* bank ma prawo do zakupu 200 000 USD od spółki co miesiąc przez rok w datach realizacji określonych w załączniku 1 po kursie 2,265. W tym samym czasie spółka ma obowiązek sprzedaży 200 000 dolarów po 2,265 bankowi w datach realizacji opcji określonych w tabeli 1.

Tabela 1. Dane do części A i B zawartej transakcji

Lp.	Nominał opcji z części A w walucie bazowej	Nominał opcji z części B w walucie bazowej	Daty realizacji opcji z części A i B
1.	200 000	100 000	18 sierpnia 2008
2.	200 000	100 000	18 września 2008
3.	200 000	100 000	16 października 2008
4.	200 000	100 000	18 listopada 2008
5.	200 000	100 000	18 grudnia 2008
6.	200 000	100 000	15 stycznia 2009
7.	200 000	100 000	18 lutego 2009
8.	200 000	100 000	18 marca 2009
9.	200 000	100 000	16 kwietnia 2009
10.	200 000	100 000	18 maja 2009
11.	200 000	100 000	18 czerwca 2009
12.	200 000	100 000	16 lipca 2009

Źródło: opracowanie własne na podstawie pozyskanego materiału badawczego.

Część B

Transakcja dotycząca opcji typu *put*. Kupującym opcje jest spółka, a wystawcą opcji jest bank. Instrumentem bazowym jest kurs walutowy USD/PLN. Cena realizacji wynosi 2,265 złotego za dolara amerykańskiego. Wartość nominalna transakcji wynosi 100 000 USD. W praktyce oznacza to, że kupująca opcję *put* spółka ma prawo do sprzedaży 100 000 USD do banku co miesiąc przez rok w datach realizacji określonych w tabeli 1 po kursie 2,265 pod warunkiem, że nie nastąpi realizacja trzech wypłat dla spółki. W tym samym czasie bank ma obowiązek zakupu 100 000 dolarów od spółki po 2,265 co miesiąc bez względu na kształtowanie się kursu walutowego na rynku. Na tak zdefiniowaną transakcję nałożono dodatkowy warunek. W przypadku zrealizowania przez bank dla spółki trzech wypłat z tytułu poszczególnych elementów transakcji wymienionych w tabeli 1, struktura wygasa. Spółka przestaje w takim wypadku mieć prawo do sprzedaży dolarów po kursie 2,265 i musi sprzedawać dolary po kursie rynkowym. Oznacza to, że w razie wystąpienia takiej sytuacji, jednocześnie wygasa obowiązek banku do zakupu dolarów od spółki.

Część A + B – dodatkowe uwagi

Jeśli potraktujemy część A i B w sposób całościowy, transakcję można określić jako tzw. asymetryczny korytarz zerokosztowy. Wspomniana asy-

metria 2:1 dotyczy kwot nominalnych i wynika z ustalonych cen wykonania oraz pozostałych parametrów rynkowych. Gdyby skonstruowano korytarz o takich samych danych z zachowaniem symetrii kwot nominalnych, jego ceny wykonania musiałyby być mniej korzystne dla spółki. Uzyskanie takich jak w umowie cen wykonania, możliwe stało się dzięki zastosowaniu wspomnianej asymetrii. Wynika to z zasad wyceny opcji.

W ten sposób premia otrzymywana przez spółkę z tytułu opcji sprzedanych równoważyła premię płaconą za opcje kupione. Dlatego też w momencie zawierania transakcji nie następowała płatność spółki za nabytą transakcję zabezpieczającą. Popularność strategii zerokosztowych wynika z faktu, że zakup opcji stanowi relatywnie drogi rodzaj zabezpieczenia, gdyż opcja stanowi kontrakt, którego jedna strona posiada prawo, a druga obowiązek wykonania. Dlatego właśnie popularność zdobyły struktury zerokosztowe, dające możliwość odroczenia ewentualnej zapłaty lub jej uniknięcia, w zależności od tego, jak ukształtuje się kurs walutowy w dniu wykonania opcji, w których spółka posiada pozycje krótkie. Jakże zatem przesłanki kierują przedsiębiorcą zawierającym korytarz zerokosztowy? W tym przypadku spółka, dokonując zabezpieczenia za pomocą korytarza zerokosztowego liczyła na to, że złoty będzie się cały czas umacniał, negując jednocześnie możliwość osłabienia się złotego, które powoduje konieczność realizacji ryzyka, wzięciem którego na siebie zapłaciła za przeprowadzone transakcje. W tym przypadku przekonania spółki, na skutek wystąpienia określonych wydarzeń na rynku skutkujących osłabieniem się PLN względem USD, okazały się błędne. Dokład wartość nominalna krótkich pozycji opcyjnych nie przekracza kwoty spodziewanych przez spółkę wpływów w walucie obcej (po odjęciu wpływów, czyli tzw. otwarta pozycja walutowa), koszty wykonania opcji sprzedanych stanowią koszt przeprowadzonej strategii zabezpieczającej (z ekonomicznego punktu widzenia są to tzw. utracone korzyści). Sytuacja staje się niebezpieczna w przypadku, gdy wartość nominalna opcji sprzedanych znacznie przekracza wartość spodziewanych wpływów walutowych, gdyż w takim przypadku nie mówimy o koszcie strategii zabezpieczającej, lecz o rzeczywistej stracie. Właściwa prognoza przyszłych wpływów leży w obowiązku osób zarządzających spółką.

Jak zatem wyglądały przepływy spółki narażone na ryzyko? Jaka była otwarta pozycja walutowa? Z dokumentów Spółki wynika, że miesięczne jej wpływy walutowe w latach 2008 oraz 2009 wynosiły średnio około 100 000 USD. Z danych nie wynika, by w dolarach amerykańskich spółka również realizowała wpływy. Zatem otwarta pozycja walutowa wynosiła około 100 000 USD. W takiej sytuacji nominalna wartość zawartych transakcji

powinna co miesiąc nie przekraczać kwoty 100 000 USD. Jeśli ta kwota jest przekroczona, wielkość tej nadwyżki stanowi już działania o charakterze spekulacyjnym, a nie zabezpieczającym. Istotne jest właściwe oszacowanie kwoty otwartej pozycji walutowej (nadwyżki należności nad zobowiązaniami w danej walucie obcej). Zdarza się, że *ex ante* transakcja jest w całości transakcją zabezpieczającą, a później na skutek zmniejszenia się wpływów walutowych w przedsiębiorstwie, w części okazuje się transakcją spekulacyjną. Przedmiotową transakcję można uznać za zabezpieczającą jedynie do kwoty 100 000 USD.

Kolejna kwestia to fakt, że kwotę otwartej pozycji walutowej należy dostosować do krótkiej, a nie długiej pozycji w opcji. Jeśli mamy do czynienia z korytarzem zerokosztowym o charakterze asymetrycznym (jak w tym przypadku), w przypadku określenia wartości nominalnej dla pozycji krótkiej na poziomie otwartej pozycji walutowej, czyli 100 000 USD, wartość nominalna dla transakcji w pozycji długiej wyniosłaby 66 666 USD, co stwarzałoby konieczność ustanowienia dodatkowego zabezpieczenia lub podjęcia świadomej decyzji o przeprowadzeniu tzw. hedgingu częściowego, gdzie część *cash flow* pozostawia się bez zabezpieczenia. Jeśli pozycja krótka byłaby ustanowiona na 100 000 USD, spółka otrzymując dolary, musiałaby je odsprzedawać bankowi po mniej korzystnym kursie, co stanowiłoby koszt strategii zabezpieczającej. Problem występuje dopiero w przypadku tych kolejnych 100 000 USD, które spółka żeby sprzedać bankowi, musi kupić na rynku. W tym przypadku ponosi już realną stratę, a nie koszt strategii zabezpieczającej. Strata ta wynika z nieprawidłowego dostosowania krótkiej pozycji opcyjnej do otwartej pozycji walutowej. Gdyby w 2008 roku w momencie zawierania transakcji otwarta pozycja walutowa wynosiła 200 000 USD, ale po kilku miesiącach na skutek kryzysu obniżyłaby się do 100 000 USD można by było przypuszczać, że transakcja była *ex ante* transakcją zabezpieczającą, *ale ex post*, na skutek niekorzystnych zdarzeń gospodarczych, w części przekształciła się w transakcję spekulacyjną. Tymczasem transakcja od początku była transakcją zabezpieczającą jedynie do kwoty 100 000 USD. Niepokój budzi fakt, że spółka oszacowała swoje przepływy narażone na ryzyko na kwotę 100 000 USD, a zajęła pozycję krótką na opcjach na kwotę 200 000 USD. Zatem transakcja była transakcją zabezpieczającą jako produkt sprzedany przez diler. Jednakże ze względu na niewłaściwe dostosowanie jej do wielkości wpływów eksportowych, w części (100 000 PLN) dla spółki stała się transakcją spekulacyjną. Dodatkowo, jeśli przedstawiciele spółki nie mieliby świadomości, że warunki dodatkowe (bariera, ilość wypłat) wymagają monitorowania i ewentualnego ustanawiania dodatkowych zabezpieczeń i tego

by nie robili, to również nieświadomie prowadziliby działania o charakterze spekulacyjnym.

Warto zauważyć, że na skutek innego ukształtowania się kursu walutowego niż prognozowany, zawarte transakcje okazały się *ex post* nieprzydatne do zabezpieczenia przepływów spółki przed stratami wynikającymi ze zmian kursu walutowego USD/PLN. To również potwierdza, że nie należy w 100% ufać prognozom i tworzyć zabezpieczenia pod jeden konkretny wariant ukształtowania się kursu walutowego w przyszłości (Smithson, Smith i Wilford, 2000).

Dokonajmy teraz analizy dodatkowego warunku w postaci wyłączenia się transakcji po trzech zrealizowanych wypłatach. Jest możliwe wprowadzenie tego rodzaju warunku do transakcji zabezpieczającej. Przyczyną takiego postępowania jest poprawa ceny wykonania opcji w stosunku do analogicznego kontraktu *forward*, przy czym zabezpieczający musi mieć świadomość, że wymaga to od niego stałego monitorowania rynku instrumentu bazowego, czyli w tym przypadku kursu walutowego i ewentualnego ustanowienia dodatkowych zabezpieczeń w przypadku, gdy jest zagrożony wyłączeniem struktury. Jest to strategia w teorii określana jako tzw. hedging dynamiczny. W ustalonym brzmieniu zabezpieczenie wynikające z części A oraz B potwierdzenia transakcji jest nie tylko niepełne, ale również w części (100 000 USD) ma charakter spekulacyjny.

Część C

Transakcja dotycząca opcji typu *call*. Kupującym opcje jest bank, a wystawcą opcji jest spółka. Instrumentem bazowym jest kurs walutowy USD/PLN. Cena realizacji wynosi 2,265 złotego za dolara amerykańskiego. Wartość nominalna transakcji wynosi 200 000 USD. W praktyce oznacza to, że kupujący opcję *call* bank ma prawo do zakupu 200 000 USD od spółki co miesiąc przez rok w datach realizacji określonych w tabeli 2 po kursie 2,265 pod warunkiem, że w dniu 16 lipca 2009 r. kurs USD/PLN przekroczy poziom 2,2650 USD/PLN (bariera aktywacyjna ustanowiona powyżej bieżącego kursu walutowego). Jeżeli poziom 2,2650 nie zostanie w tym dniu przekroczony, opcja nie ulegnie aktywacji, co oznacza, że bank nie będzie miał prawa do jej wykonywania w kolejnych miesiącach. W tym samym czasie spółka ma obowiązek sprzedaży 200 000 dolarów bankowi po 2,265 co miesiąc bez względu na kształtowanie się kursu walutowego na rynku, przy czym również tylko w przypadku, jeśli w dniu 16 lipca 2009 r. kurs USD/PLN przekroczy poziom 2,2650 USD/PLN (bariera aktywacyjna ustanowiona powy-

żej bieżącego kursu walutowego). Jeżeli poziom 2,2650 nie zostanie w tym dniu przekroczony, opcja nie ulegnie aktywacji, co oznacza, że spółka nie będzie miała obowiązku jej wykonywania w kolejnych miesiącach. Niezadziałanie bariery aktywacyjnej sprawia, że opcje wygasają zarówno po stronie banku, jak i po stronie spółki. Gdyby część C potwierdzenia transakcji stanowiła pojedynczą transakcję i nie posiadałaby odpowiadającej jej części D, za taką opcję bank musiałby zapłacić premię opcyjną. Jednakże premia opcyjna w tym przypadku wynosi 0, gdyż zamiast niej bank zawarł z klientem dodatkowe transakcje opcyjnie wyszczególnione w części D, które razem z transakcjami z części C stanowią tzw. asymetryczne zerokosztowe korytarze opcyjne.

Część D

Transakcja dotycząca opcji typu *put*. Kupującym opcje jest spółka, a wystawcą opcji jest bank. Instrumentem bazowym jest kurs walutowy USD/PLN. Cena realizacji wynosi 2,265 złotego za dolara amerykańskiego. Wartość nominalna transakcji wynosi 100 000 USD. W praktyce oznacza to, że kupujący opcję *put* spółka ma prawo do sprzedaży 100 000 USD do banku co miesiąc przez rok w datach realizacji określonych w tabeli 2 po kursie 2,265 pod warunkiem, że w dniu 16 lipca 2009 r. kurs USD/PLN przekroczy poziom 2,2650 USD/PLN (bariera aktywacyjna ustanowiona powyżej bieżącego kursu walutowego). Jeżeli poziom 2,2650 nie zostanie w tym dniu przekroczony, opcja nie ulegnie aktywacji, co oznacza, że spółka nie będzie miała prawa do jej wykonywania w kolejnych miesiącach. W tym samym czasie bank ma obowiązek sprzedaży 100 000 dolarów do spółki po 2,265 co miesiąc bez względu na kształtowanie się kursu walutowego na rynku, przy czym również tylko w przypadku, jeśli w dniu 16 lipca 2009 r. kurs USD/PLN przekroczy poziom 2,2650 USD/PLN (bariera aktywacyjna ustanowiona powyżej bieżącego kursu walutowego). Jeżeli poziom 2,2650 nie zostanie w tym dniu przekroczony, opcja nie ulegnie aktywacji, co oznacza, że bank nie będzie miał obowiązku jej wykonywania w kolejnych miesiącach. Niezadziałanie bariery aktywacyjnej sprawia, że opcje wygasają zarówno po stronie banku, jak i po stronie spółki. Część D potwierdzenia transakcji wraz z opisaną wcześniej częścią C stanowią całość określaną jako tzw. asymetryczne zerokosztowe korytarze opcyjne.

Część C + D

Asymetryczne korytarze zerokosztowe. Dzięki odpowiedniemu dobraniu parametrów, kupujący zabezpieczenie nie płaci premii opcyjnej, biorąc na siebie ryzyko wykonania opcji sprzedanej.

Tabela 2. Dane do części C i D zawartej transakcji

Lp.	Nominał opcji z części C w walucie bazowej	Nominał opcji z części D w walucie bazowej	Daty realizacji opcji z części C i D
1.	200 000	100 000	18 sierpnia 2009
2.	200 000	100 000	17 września 2009
3.	200 000	100 000	16 października 2009
4.	200 000	100 000	18 listopada 2009
5.	200 000	100 000	17 grudnia 2009
6.	200 000	100 000	15 stycznia 2010
7.	200 000	100 000	18 lutego 2010
8.	200 000	100 000	18 marca 2010
9.	200 000	100 000	16 kwietnia 2010
10.	200 000	100 000	18 maja 2010
11.	200 000	100 000	17 czerwca 2010
12.	200 000	100 000	16 lipca 2010

Źródło: opracowanie własne na podstawie pozyskanego materiału badawczego.

Kwalifikacja całości zawartej transakcji uwzględniająca wszystkie jej części: A, B, C i D

Całą zawartą transakcję można określić jako pakiet walutowych opcji egzotycznych bądź po prostu nazwać produktem strukturyzowanym. Ponieważ jednak określenie produkty strukturyzowane jest bardzo szerokie i zawiera w sobie olbrzymią ilość różnych kombinacji instrumentów finansowych, bardziej przejrzystą i właściwą nazwą będzie określenie walutowe opcje egzotyczne. Opcje egzotyczne nadają się do zabezpieczania otwartych pozycji walutowych, przy czym nie wszyscy zarządzający przedsiębiorstwami mają świadomość, że często zdarza się, że wymagają spełnienia dodatkowych warunków. W przeciwnym wypadku, zabezpieczenie okazuje się niepełne. Głównym celem powstania tego rodzaju instrumentów było lepsze dostosowanie ich do potrzeb podmiotów zabezpieczających. Sprzedawane są one jedynie na rynku pozagiełdowym, gdyż nie są produktem wystandaryzowanym, jak ma to miejsce w przypadku instrumentów giełdowych. Dlatego też,

ze względu na charakter rynku pozagiełdowego, każdy z tych produktów może mieć nieco inną konstrukcję. Jednakże jeśli popatrzeć na polski rynek opcji egzotycznych, asymetryczne korytarze zerokosztowe czy opcje barierowe znajdują się w stałej sprzedaży banków działających w Polsce.

W czasie, kiedy oferowane były przedmiotowe transakcje, większość banków prognozowała wzrost wartości PLN wobec USD, co mobilizowało eksporterów do zabezpieczenia się przed tą aprecjacją. Tymczasem doszło do niespodziewanego osłabienia złotego. Jednocześnie wiadomo, że prognozy oparte na danych historycznych zawierają znaczny element przypadkowości. Dane historyczne nie muszą być odzwierciedlone w przyszłości i nawet gdy uczestnicy rynku spodziewają się kontynuacji trendu, muszą mieć świadomość, że tak być nie musi i powinni przeprowadzać testy napięć w zakresie innego ukształtowania się kursów walutowych. Dotyczy to jednej i drugiej strony transakcji. Nie powinna mieć miejsca sytuacja, że dany bank sprzedaje transakcję zabezpieczającą dla określonej prognozy, a w przypadku, gdy prognoza ta nie sprawdzi się, na przykład doprowadza spółkę do sytuacji grożącej bankrutem. Takie nieostrożne działanie jest groźne dla banku, spółki, jak i dla całego systemu finansowego, gdyż generuje potężne ryzyko systemowe.

3. Wycena przedmiotowej transakcji na dzień jej zawarcia

Proces wyceny standardowych opcji barierowych może zostać przeprowadzony w oparciu o formuły analityczne dostępne w literaturze (Kolb, 2003). Jeśli chodzi o niestandardowe opcje barierowe, jak w przypadku zawartych transakcji, nie ma analitycznych formuł do ich wyceny. Konieczne jest zastosowanie metod symulacyjnych, wśród których najczęściej wykorzystuje się tzw. symulację Monte Carlo. Jeśli tylko stopień złożoności kontraktu pozwala na to, zalecane jest stosowanie metod analitycznych, jednakże w tym przypadku nie jest to możliwe. Przyjmuje się, że symulacja Monte Carlo stanowi metodę wyceny wszystkiego, czego nie można wycenić innymi metodami. W przeciwieństwie do wzorów analitycznych, daje ona wynik jedynie przybliżony, a dokładność tego przybliżenia zależna jest od ilości przeprowadzonych prób (Glasserman, 2003). Niemniej jednak w tym przypadku jest to najbardziej adekwatna metoda.

Podsumowując, nie ma zatem gotowych wzorów do wyceny opcji barierowych będących przedmiotem zawartej umowy. Podobnie sytuacja wygląda w przypadku opcji, w których konstrukcji ograniczono ilość wypłat. Wyce-

na tego rodzaju egzotycznych opcji barierowych jest dokonywana w oparciu o symulację Monte Carlo. Polega ona na generowaniu wielu scenariuszy zachowania kursu walutowego w czasie życia opcji w oparciu o założenie zachowania zgodnego z ruchem Browna i obliczanie wielkości wypłat dla poszczególnych wariantów. Uśrednienie kilku tysięcy uzyskanych wypłat pozwala na obliczenie wielkości potencjalnej wypłaty. W przeciwieństwie do wzorów analitycznych, wynik otrzymany przy użyciu metody Monte Carlo jest wynikiem przybliżonym. W przypadku opcji jest to wielkość najbardziej prawdopodobnej wypłaty. Dlatego jej stosowanie zaleca się jedynie tam, gdzie nie ma możliwości przeprowadzenia wyceny innymi metodami bądź ewentualnie, jeśli wycena innymi metodami jest wyjątkowo pracochłonna i cechuje się wysokim stopniem skomplikowania. W przypadku zawartych transakcji jest to metoda właściwa ze względu na brak wzorów analitycznych uwzględniających czy to ilość wypłat dla danej strony transakcji, czy to warunki dodatkowe w postaci bariery wejścia uderzanej w jednym konkretnym dniu. Wyniki przeprowadzonych symulacji zawarto w tabelach 3–6.

Dane do wyceny

Jako stopy procentowe przyjęto dla krajowej wolnej od ryzyka stopy procentowej stawkę WIBOR (kursy zamknięcia) po jej interpolacji funkcją liniową na okresy będące przedmiotem analizy, a dla zagranicznej wolnej od ryzyka stopy procentowej stopę LIBOR dla USD, po jej interpolacji na okresy będące przedmiotem analiz (źródło danych: www.stooq.com).

Jeśli chodzi o dane dotyczące zmienności, brano pod uwagę średnie wartości tego parametru w dniu 4 lipca 2008 r. na okresy standardowe (źródło: Bloomberg, obliczenia wartości średnich własne). Po odpowiedniej interpolacji nadają się do wykorzystania do wyceny wszystkich opcji będących przedmiotem umowy z dnia 4 lipca 2008 r.

Jako bieżący kurs walutowy w dniu 4 lipca 2008 r. przyjęto średni kurs NBP z tego dnia, gdyż nie jest możliwe odtworzenie historycznego kursu *intraday*, po którym transakcja rzeczywiście została zawarta przez Bank. W dniu tym kurs średni NBP dla USD/PLN wynosił 2,1199 (www.nbp.pl).

Na całkowitą wycenę transakcji zawartej w dniu 4 lipca 2008 r. składa się wycena poszczególnych opcji zawartych w częściach A, B, C i D. W sumie jest to seria 48 kontraktów, 24 w wersji *call* i 24 w wersji *put*. Bank posiadał długą pozycję w opcjach *call*, a spółka posiadała długą pozycję w opcjach *put*.

Przy wycenie należy uwzględnić warunki dodatkowe, a zatem możliwość wyłączenia struktury po otrzymaniu trzech wypłat przez spółkę, a poza tym

istnienie europejskiej bariery aktywacyjnej górnej. Dlatego konieczne jest przeprowadzenie symulacji Monte Carlo. Wszystkie symulacje przeprowadzono dla liczby symulowanych trajektorii w wysokości 10 000, co zapewnia wystarczającą dokładność obliczeń w przypadku transakcji opcyjnych w oparciu o prawo wielkich liczb Bernoulliego.

Tabela 3. Wartości opcji typu *call* z części A

Lp.	Termin realizacji opcji	Nominał [USD]	Kwota wyceny opcji z części A [PLN]
1.	18 sierpnia 2008	200 000	907,7118
2.	18 września 2008	200 000	1950,227
3.	16 października 2008	200 000	3330,027
4.	18 listopada 2008	200 000	4909,201
5.	18 grudnia 2008	200 000	6130,599
6.	15 stycznia 2009	200 000	7260,401
7.	18 lutego 2009	200 000	9108,46
8.	18 marca 2009	200 000	10180,29
9.	16 kwietnia 2009	200 000	11676,4
10.	18 maja 2009	200 000	12825,1
11.	18 czerwca 2009	200 000	10371,88
12.	16 lipca 2009	200 000	14812,39
Całkowita wartość wszystkich opcji typu <i>call</i> wchodzących w skład części A		93462,69 PLN	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4. Wartości opcji typu put z części B

Lp.	Termin realizacji opcji	Nominat [USD]	Kwota wyceny opcji z części B [PLN]
1.	18 sierpnia 2008	100 000	13794,8226
2.	18 września 2008	100 000	13669,6018
3.	16 października 2008	100 000	13968,2663
4.	18 listopada 2008	100 000	13630,503
5.	18 grudnia 2008	100 000	1874,5092
6.	15 stycznia 2009	100 000	529,7006
7.	18 lutego 2009	100 000	212,1464
8.	18 marca 2009	100 000	89,4247
9.	16 kwietnia 2009	100 000	17,6834
10.	18 maja 2009	100 000	9,0122
11.	18 czerwca 2009	100 000	5,4235
12.	16 lipca 2009	100 000	3,5643
Całkowita wartość wszystkich opcji typu <i>put</i> wchodzących w skład części B		57804,66 PLN	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Wartości opcji typu call z części C

Lp.	Termin realizacji opcji barierowej	Nominat [USD]	Kwota wyceny opcji z części C [PLN]
1.	18 sierpnia 2009	200 000	6009,235
2.	17 września 2009	200 000	6662,015
3.	16 października 2009	200 000	7244,133
4.	18 listopada 2009	200 000	7675,98
5.	17 grudnia 2009	200 000	8518,078
6.	15 stycznia 2010	200 000	8501,472
7.	18 lutego 2010	200 000	9388,59
8.	18 marca 2010	200 000	10052,78
9.	16 kwietnia 2010	200 000	10311,99
10.	18 maja 2010	200 000	10454,42
11.	17 czerwca 2010	200 000	11008,16
12.	16 lipca 2010	200 000	11680,65
Całkowita wartość wszystkich opcji typu <i>call</i> wchodzących w skład części C		107507,5 PLN	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 6. Wartości opcji typu *put* z części D

Lp.	Termin realizacji opcji barierowej	Nominat [USD]	Kwota wyceny opcji z części D [PLN]
1.	18 sierpnia 2009	100 000	5430,1561
2.	17 września 2009	100 000	11340,79992
3.	16 października 2009	100 000	11322,2041
4.	18 listopada 2009	100 000	10878,29525
5.	17 grudnia 2009	100 000	11128,08246
6.	15 stycznia 2010	100 000	10796,20069
7.	18 lutego 2010	100 000	10787,71787
8.	18 marca 2010	100 000	11063,42056
9.	16 kwietnia 2010	100 000	11115,2276
10.	18 maja 2010	100 000	10804,11697
11.	17 czerwca 2010	100 000	10545,5287
12.	16 lipca 2010	100 000	10848,05015
Całkowita wartość wszystkich opcji typu <i>put</i> wchodzących w skład części D			126059,80 PLN

Źródło: obliczenia własne.

Zgodnie z tabelami 3 oraz 5 suma wartości wszystkich opcji typu *call* wchodzących w skład zawartej transakcji na dzień 4 lipca 2008 r. wyniesie:

$$93462,69 + 107507,50 = 200970,19 \text{ PLN.}$$

Natomiast suma wartości wszystkich opcji typu *put* wchodzących w skład zawartej transakcji (tabela 4 oraz 6) na dzień 4 lipca 2008 wyniesie:

$$57804,66 + 126059,80 = 183864,46 \text{ PLN.}$$

Różnica pomiędzy kwotami:

$$(200970,19 - 183864,46): 183864 \times 100\% = 9,3\%.$$

Kwota różnicy między kwotami zawiera w sobie marżę banku. Jest ona stosunkowo wysoka, ale trzeba również uwzględnić fakt, że w kwocie tej znajdują się również koszty poniesione przez bank z tytułu zawarcia transakcji zabezpieczających (przeciwnych), jak również wartość „premií za ryzyko”. Należy też podkreślić, że obliczenia zostały przeprowadzone przy użyciu średnich wartości dla części parametrów (zmiennosc, stopy procentowe) ze względu na konieczność korzystania z danych historycznych. W związku z tym mogą wystąpić niewielkie uzasadnione różnice pomiędzy uzyskanymi

wynikami a marżą zrealizowaną przez bank w rzeczywistości. Dodatkowo, bank z tej marży musi jeszcze pokryć koszty ryzyka kredytowego kontrahenta (określanego jako prawdopodobieństwo, że klient nie będzie w stanie wywiązać się ze swoich zobowiązań na skutek wystąpienia niekorzystnego dla niego wariantu zdarzeń i konieczności realizacji krótkich pozycji opcyjnych), którego stosowane modele wyceny nie uwzględniają.

Podsumowanie

Jak pokazano, transakcja będąca transakcją zabezpieczającą jako produkt sprzedany przez dilerą w banku, okazuje się z punktu widzenia spółki być transakcją zabezpieczającą jedynie do kwoty 100 000 USD. Dla pozostałych 100 000 USD transakcja ma charakter spekulacyjny. Dodatkowo, transakcja wymaga monitorowania i ewentualnego jej zmodyfikowania, w zależności od osiągnięcia dodatkowych warunków realizacji. Zaproponowanie klientowi transakcji przy użyciu opcji barierowych z barierą wejścia oraz transakcji, które w momencie zrealizowania trzech wypłat mogą ulec zakończeniu, powinno skłonić bank do dodatkowego poinformowania klienta o możliwości nieosiągnięcia bariery wejścia i konieczności ewentualnego ustanowienia zabezpieczeń w przypadku pojawienia się w pewnym momencie transakcji takiego ryzyka. Nie można jednak oczekiwać, że obowiązek ten leży po stronie banku. Znajduje się on w gestii klienta, który może skorzystać z dodatkowych profesjonalnych doradców obecnych na polskim rynku (np. DMK Alpha Financial Services Sp. z o. o. czy TMS Brokers SA).

Bibliografia

- McDonald, R.L. (2013). *Derivatives Markets*. Boston: Pearson Education.
- Ong, M. (1996). Exotic options: The market and their taxonomy. W: I. Nelken, *The handbook of exotic options: instruments, analysis and applications*. Nowy Jork: McGraw – Hill Book Company.
- Pruchnicka-Grabias, I. (2010). *Egzotyczne opcje finansowe. Systematyka, wycena, zastosowanie*. Warszawa: Wydawnictwa Fachowe CeDeWu.
- Smithson, Ch.W., Smith, C.W. Jr. i Wilford, D.S. (2000). *Zarządzanie ryzykiem finansowym. Instrumenty pochodne, inżynieria finansowa i maksymalizacja wartości*. Kraków: Oficyna Ekonomiczna.
- Zahng, P.G. (2001). *Exotic Options. A Guide to Second Generation Options*. Singapore: World Scientific.

Rozdział XVI

DOROTA MATULKA*

Wpływ ryzyka walutowego wynikającego z transakcji o charakterze międzynarodowym na stabilność finansową podmiotów funkcjonujących w gospodarce turystycznej

Streszczenie

Celem artykułu jest analiza wpływu i siły oddziaływania przekształceń kursów dolara i euro na stabilność finansową przedsiębiorstw turystycznych. Podstawą merytoryczną opisywanego problemu badawczego jest fakt istnienia dużej rozbieżności w czasie, pomiędzy okresami przygotowania, faktycznej sprzedaży a rozliczenia produktu turystycznego. Sytuacja ta przekłada się na możliwość poniesienia ewentualnej straty lub osiągnięcia zysku, w zależności od charakteru odchylenia kursowego, stając się czynnikiem decydującym o poziomie stabilności finansowej firmy. Zakres pracy obejmuje zarówno wprowadzenie teoretyczne, jak i analizę empiryczną m.in. z wykorzystaniem badania panelowego, obrazującego wpływ wahań walutowych na jednostkową zmianę ceny wyjazdu turystycznego.

Słowa kluczowe: ryzyko, kursy walut, stabilność finansowa, cena produktu, przedsiębiorstwa turystyczne.

The impact of foreign exchange risk arising from international transactions on the financial stability of entities operating in the tourism economy

The aim of the article is to analyze the influence of transformation of dollar and euro exchange rates on the financial stability of tourism enterprises. The content-related foundation of described research problem is the existence of a large gap in time between the periods of preparation, actual sales and the settlement of the tourism product. This situation is reflected in the the opportunity to incur possible loss or make a profit, depending on the nature of the exchange rate variation.

* Dorota Matulka – Wydział Zarządzania, Uniwersytet Warszawski; e-mail matulka.uczelnia@gmail.com

It becomes a decisive factor determining the level of financial stability of the company. The scope of article includes both theoretical introduction and empirical analysis. It uses, inter alia, the panel test which shows the impact of fluctuations in foreign currency on unit change in the price of a tourist trip.

Keywords: risk, currency exchange rates, financial stability, the price of the product, tourism businesses.

JEL: G32

Wprowadzenie

Najbardziej jaskrawym przykładem spekulanta jest firma, która nie robi nic w dziedzinie zarządzania ryzykiem, ponieważ wystawia się na ryzyka wszelkiego rodzaju

Gregory Millman

Turystyka jest sektorem gospodarki związanym z przemieszczaniem się milionów ludzi w obrębie praktycznie wszystkich miejsc na kuli ziemskiej. Organizacja wyjazdów o charakterze turystycznym cechuje się wyjątkowymi właściwościami, które powodują, że przedsiębiorstwa specjalizujące się w tym zakresie są szczególnie narażone na wszelkie sytuacje kryzysowe nieograniczające się wyłącznie do napięć i turbulencji w regionach recepcji, tj. np. zamachy terrorystyczne, konflikty zbrojne, epidemie czy też niepokoje społeczne, ale obejmują przede wszystkim wstrząsy gospodarcze (Kurleto, 2013).

Biorąc pod uwagę, że nasze życie gospodarcze zdominowane jest przez magię zjawiska globalizacji, wrażliwe firmy turystyczne, oferujące produkt o charakterze międzynarodowym, nieustannie stykają się z zagadnieniem wielorakiego ryzyka, którego szczególnym przejawem jest ryzyko walutowe.

Dlatego, aby lepiej zrozumieć ten problem, niezbędne jest dokładniejsze spojrzenie na istotę samego produktu turystycznego, który można określić jako *kompozycję tego, co turyści robią oraz walorów, urządzeń i usług, z których w tym celu korzystają; z punktu widzenia turysty produkt turystyczny obejmuje całość przeżytego doświadczenia od chwili opuszczenia domu do chwili powrotu* (Kaczmarek, Stasiak i Włodarczyk, 2002, s. 34–35). Słowa te w idealny sposób wskazują na złożoność tworu, jaki jest oferowany przez przedsiębiorstwa

turystyczne. Jednak jego konstrukcja nie jest największym problemem. Dużo ważniejszy aspekt, patrząc z perspektywy funkcjonowania współczesnych naśladowców Thomasa Cooka, stanowi proces, w ramach którego on powstaje. Wyróżnia się tu cztery etapy budowy imprezy turystycznej: przygotowanie nazywane także programowaniem (pomysł, planowanie, ocena możliwości wykonania, wstępna kalkulacja i zamawianie świadczeń), sprzedaż, realizacja (podróż do miejsca docelowego, konsumpcja usługi, podróż z miejsca recepcji), rozliczenie. Taka struktura procesu organizacji wyjazdu sprawia, że touroperatorzy nieustannie narażeni są na wahania kursów wymiany walut, w których: dokonują zakupu dóbr i usług u swoich kontrahentów (partnerów) zagranicznych, sprzedają elementy pakietów turystycznych organizatorom kraju wyjazdu, ustalają ceny dla agentów sprzedających ich ofertę za granicą i detalicznych klientów-konsumentów. Wartości te, powstałe w wyniku wyżej opisanej współpracy, najczęściej wyrażone są w walucie kraju, na terenie którego funkcjonuje kontrahent/klient. Problemem w tej sytuacji jest czas. Negocjacje z partnerami w fazie przygotowania produktu turystycznego odbywają się długo przed sezonem faktycznej sprzedaży (nawet 1 rok), nie wspominając już o momencie rozliczenia. W związku z tym na wahaniami kursów walut każda ze stron może stracić całość albo tylko część zysku, co może być przyczyną ewentualnej utraty płynności lub nawet stabilności finansowej (Konieczna-Domańska, 2007).

Opisana sytuacja stała się główną przyczyną powstania artykułu, którego celem jest potwierdzenie wpływu wahań kursów walut na stabilność finansową przedsiębiorstw turystycznych. Ważne w tym przypadku jest także uwidocznienie ich siły oddziaływania z wykorzystaniem materiału empirycznego, co mam nadzieję przyczyni się do lepszego podkreślenia znaczenia ryzyka walutowego w przedsiębiorstwie i uzmysłowi firmom turystycznym konieczność sterowania nim, gdyż nie jest to powszechne zjawisko, szczególnie wśród małych touroperatorów.

1. Istota ryzyka walutowego

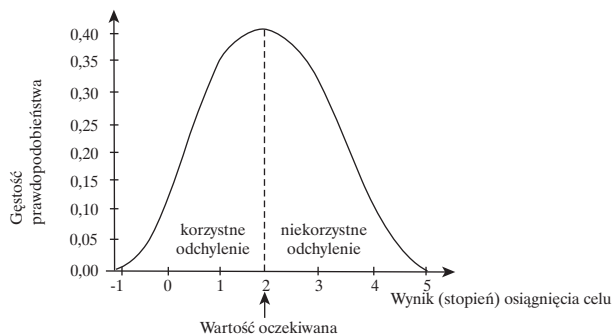
Obecność terminu i pojęcia ryzyka w ustrukturyzowanych pracach naukowych ma niewiele ponad sto lat. Przez wiele dziesięcioleci rozważania na ten temat dotyczyły głównie ekonomii. Jednak tradycja zdyscyplinowanych badań nad ryzykiem jest znacznie dłuższa i bogatsza, jeśli przyjmie się, że zapoczątkowały ją podjęte w XVII wieku, a następnie wzbogacane przez de Baré, Laplace, i Fernata, poszukiwania praw rządzących pewnością przewi-

dywań zdarzeń dotyczących przyszłości. Powstałe wówczas teorie prawdopodobieństwa i gier przyczyniły się nie tylko do ukształtowania badań nad ryzykiem, ale przede wszystkim stały się podstawą technologii rachunku aktuarialnego, tak istotnego z perspektywy ubezpieczeń (Holly, 2013).

Przez ryzyko o charakterze walutowym rozumie się potencjalną zmianę dochodu przedsiębiorstwa wynikającą z przekształceń kursowych pomiędzy momentem powstania zobowiązania a chwilą jego rozliczenia. Znajdzie ono swe bezpośrednie odzwierciedlenie w zmianie wyceny składowych elementów aktywów lub pasywów firmy wyrażonych w walucie obcej.

Problemu istnienia ryzyka walutowego w przedsiębiorstwie turystycznym nie należy traktować jednostronnie, gdyż zmiana, o której wspomniano w powyższej definicji, może mieć charakter zarówno pozytywny, jak i negatywny. Precyzując tę myśl, trzeba zauważyć, że współczesna ekonomia przyjmuje dwie koncepcje ryzyka – negatywną i neutralną. Pierwsze spojrzenie ujmuje ryzyko jako zagrożenie, ponieważ dopuszcza się możliwość niezrealizowania określonego celu działania, przejawiającego się w postaci straty, która klasyfikowana jest jako prawdopodobieństwo. Jednak utożsamianie ryzyka wyłącznie z tą miarą wydaje się być niewłaściwe, gdyż nie w pełni obrazuje definicję Willetta¹. Obliczone prawdopodobieństwo może być wyłącznie predykatorem ryzyka – nigdy nie będzie nim samym (Łyskawa, 2013).

Rysunek 1. Ryzyko jako prawdopodobieństwo wyniku innego niż oczekiwany



Źródło: Łyskawa, 2013, s. 121–133.

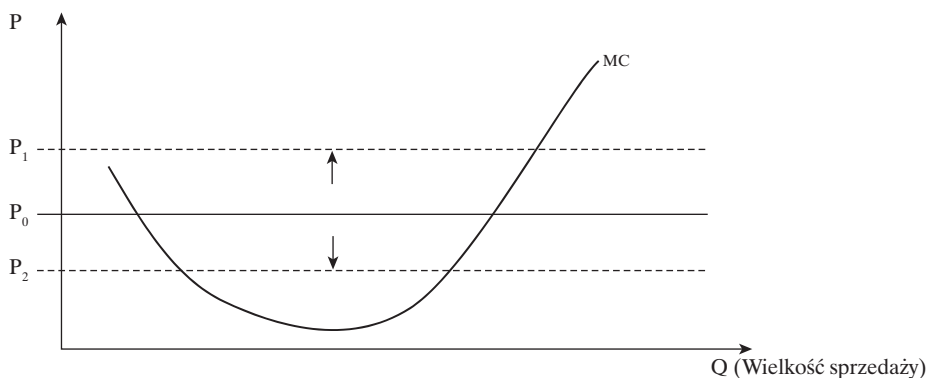
¹ Pierwszą świadomą i względnie jednoznaczną eksplikacją ryzyka zaproponował Alan H. Willett w 1901 roku. Punktem wyjścia do budowy definicji stało się przyjęcie założenia, że ryzyko jest czymś powszechnym o wielorakim znaczeniu. Określił je jako stan odczuwania odnoszący się do stopnia niepewności wystąpienia jakiegoś zdarzenia, a nie do prawdopodobieństwa materializacji. Jest to ryzyko obiektywne współlistniejące z subiektywną niepewnością i złudzeniem przypadkowości (Willett, 1951).

Neutralna koncepcja ryzyka traktuje je natomiast, z jednej strony jako zagrożenie, z drugiej zaś – jako potencjalną szansę. W takim ujęciu ryzyko jest efektem odbiegającym od wartości oczekiwanej (Frymus, 2012).

Ryzykiem jest tu obiektywne prawdopodobieństwo zaistnienia wyniku różniącego się od zakładanych oczekiwań, czyli relatywny miernik oparty na naukowej wiedzy. Opisują go znane modele rozkładu zmiennej losowej, np. jak na rysunku 1 – rozkład normalny (Łyskawa, 2013). Choć przytoczona koncepcja ma wielu krytyków, szczególnie wśród przedstawicieli nauk stricte społecznych, to w przypadku tej pracy wydaje się być najwłaściwsza.

Trafność przyjętej koncepcji ryzyka można udowodnić w sposób uproszczony, stwierdzając, że jeśli przedsiębiorstwo turystyczne przyjmie wcześniej w procesie przygotowania określone wartości składników produktu turystycznego zamówionych u kontrahentów zagranicznych, które znajdą swe odzwierciedlenie w cenach na etapie sprzedaży może okazać się, że w momencie rozliczeń, dokonywanych po finalnym procesie realizacji usługi koszty, które we wcześniejszym okresie ujmuje efektywna cena P_0 , w wyniku wahań kursu waluty, które mogą mieć miejsce pomiędzy okresami sprzedaży i rozliczenia – zmieniają niezbędną kwotę, którą należy uzyskać za usługę do poziomu P_1 , w przypadku wzrostu kursu waluty obecnej lub przesuną ją na poziom P_2 , gdy fluktuacja będzie miała charakter korzystny. Oczywiście założenie to opiera się na zasadzie *ceteris paribus*, gdzie pozostałe koszty pozostają niezmiennione.

Rysunek 2. Koszt marginalny



Źródło: opracowanie własne.

Przyjęcie powyższej koncepcji skłania do refleksji nad istotnością charakteru pojawiającej się zmiany dla przedsiębiorstwa turystycznego. Należy

zadać sobie pytanie czy przekształcenie kursu waluty, według którego zamawiane są świadczenia u kontrahentów wpłynie na stabilność finansową tego podmiotu gospodarczego, a jeśli tak to w jaki sposób?

2. Stabilność finansowa przedsiębiorstwa a ryzyko walutowe

Aby udzielić odpowiedzi na zadane pytanie, niezbędne jest w pierwszej kolejności zrozumienie czym jest stabilność finansowa przedsiębiorstwa.

Pojęcie stabilności finansowej pojawia się we współczesnej literaturze, głównie w perspektywie makroekonomicznej. Przykładowo postrzega się omawiane zagadnienie jako warunek właściwego funkcjonowania systemu gospodarczego dążącego do wzrostu. Jednak najczęstszą praktyką jest utożsamianie wspomnianego pojęcia ze stabilnością systemu finansowego. W tym ujęciu stabilność finansowa rozumiana jest jako stan, w którym system finansowy spełnia określoną funkcję w sposób ciągły i efektywny, nawet gdy wystąpią zakłócenia o znacznej skali (Gorczyńska, 2013).

Niestety brakuje jednolitej i ustrukturyzowanej definicji stabilności finansowej przedsiębiorstwa. Maria Gorczyńska próbuje rozwiązać ten problem, patrząc przez pryzmat cech, które świadczą o stabilności. Twierdzi, iż przedsiębiorstwo charakteryzujące się stabilnością to takie, które funkcjonuje zgodnie z celami pomimo zakłóceń. Jest zdolne wytrzymać pojawiające się wstrząsy w sposób trwały, nie zbaczając z drogi rozwoju. Autorka wnioskuje, że oceny stabilności finansowej można dokonywać na bazie wskaźników, tj. płynność, wypłacalność i rentowność, które są niezbędne do wykrywania i eliminowania zagrożeń (Gorczyńska, 2013).

Uważam, że w powyższa teoria jest słuszna, jednak wydaje się być niedoskonała. Spojrzenie to marginalizuje niejako znaczenie turbulencji gospodarczych dotyczących przedsiębiorstwa i nie uwzględnia perspektywy „chwili”, gdyż w XXI wieku nie jest możliwe ciągłe dążenie w jednym kierunku, bez czasowych załamań. Karl Weick twierdzi, że powinniśmy utożsamiać środowisko, w którym funkcjonuje organizacja z dżunglą, gdzie przetrwanie jest nazwą gry, a także celem często dużo ważniejszym niż ten wytyczony, który z pozoru jest najistotniejszy dla przedsiębiorstwa (Griffin, 2008).

W związku z tym należy wyróżnić dwie kategorie stabilności – krótkookresową utożsamianą z płynnością finansową i długookresową opierającą się na pojęciu wypłacalności. Koncentrując wszystko to w jedną definicję można stwierdzić, iż stabilność finansowa jest to stan, w którym znajduje się przedsiębiorstwo, umożliwiającą w długim okresie realizację założonych

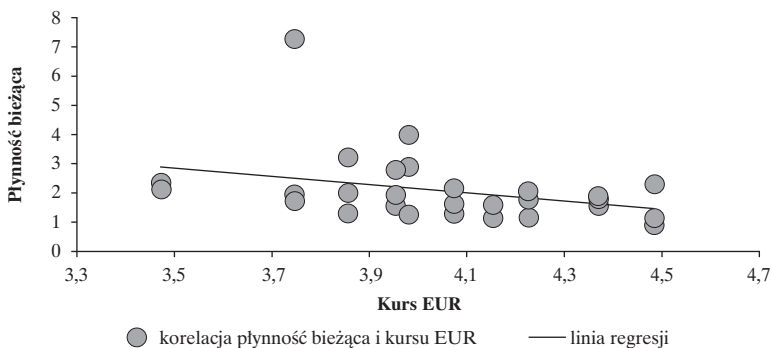
celów i regulację swoich zobowiązań, przy założeniu możliwości chwilowych zaburzeń płynności wynikających z czynników ekonomicznych i pozaekonomicznych, których działanie niwelowane jest poprzez stosowanie odpowiednich metod zarządzania, skutkujących powrotem do stanu równowagi.

Przystosowując powyższą perspektywę na potrzeby tematu pracy można stwierdzić, że ryzyko walutowe należy określić jako prawdopodobieństwo odchylenia od wartości oczekiwanej, z jednej strony wpływające bezpośrednio na stabilność finansową krótkookresową (płynność finansową) w sposób pozytywny, tudzież negatywny (w zależności od charakteru tego odchylenia). Natomiast z drugiej – jako takie, które może znaleźć swe odzwierciedlenie pośrednio w zmianach stabilności finansowej długookresowej (wyplącalności), przy założeniu wystąpienia zjawiska trendu.

Zależność pomiędzy płynnością finansową a wahaniami kursów walut, można wykazać na podstawie współczynnika korelacji Pearsona (rys. 3).

Po zestawieniu płynności bieżącej przedsiębiorstw Rainbow Tours, Logos Travel i Almatour Polska² ze średniorocznym kursem kupna euro w latach 2004–2013 został uzyskany wskaźnik korelacji Pearsona na poziomie $-0,346143685$, co świadczy o tym, iż wraz ze wzrostem kursu euro, płynność finansowa spada. Nie jest to wartość obrazująca wysoką zależność, jednak ze względu na fakt, iż korzystano z danych rocznych jest wystarczająca. W teście istotności statystycznej otrzymanego wyniku, poddano weryfikacji dwie hipotezy: $H_0: \rho \geq 0$ i $H_1: \rho < 0$.

Rysunek 3. Korelacja pomiędzy płynnością finansową przedsiębiorstw Rainbow Tours, Logos Travel i Almatour Polska a kursem euro



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z KRS i NBP.

² W przypadku biura podróży Almatour Polska okres analiz obejmuje lata 2004–2012.

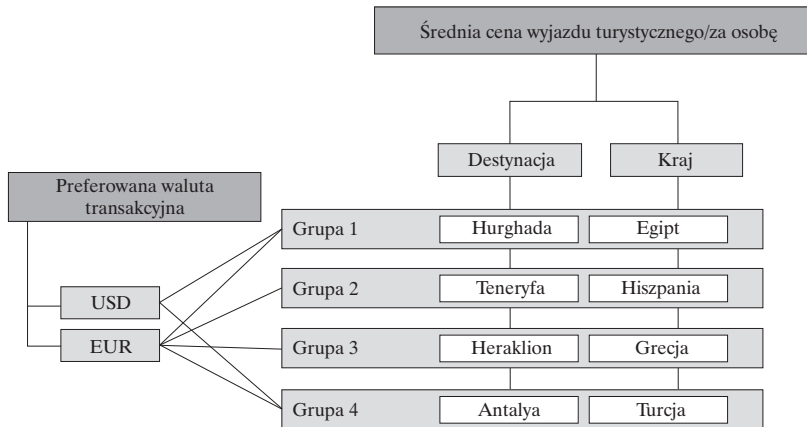
Przyjmując $\alpha = 0,05$ i założenie $|t| > t_{\alpha} \sim H_0$, przy jednostronnym obszarze krytycznym, należy stwierdzić, że istnieją podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej na rzecz kierunkowej hipotezy alternatywnej, gdyż $|1,9173| > 1,706 \rightarrow H_1$.

Największym problemem dla przedsiębiorstw turystycznych zajmujących się turystyką wyjazdową jest deprecjacja waluty krajowej w stosunku do pieniądza zagranicznego. Teoretycznie wszystkie typowe niekorzystne wahania powinna pokrywać marża organizatora. Jednak biorąc pod uwagę, że we współczesnej gospodarce turystycznej, po okresie wysokiej destabilizacji koniunktury narzuty biur podróży są znacznie niższe, problem ten może okazać się znaczący. Nie mam tu na myśli dużych organizatorów turystyki, których możliwości ograniczania ryzyka walutowego są wysokie, lecz małych touroperatorów, dla których znaczące odchylenie od założonego punktu może okazać się trudne do przewyciężenia – ograniczone wpływy ze sprzedaży w wyniku zwiększenia jednostkowego kosztu wytworzenia produktu turystycznego mogą przełożyć się na trudności w regulacji zobowiązań krótkoterminowych, a tym samym zaburzyć stabilność krótkookresową. Nie jest to istotne, jeśli problem ten utrzymuje się krótko i możliwe jest stosowanie odpowiednich metod zarządzania pozwalających na powrót do stanu równowagi. Sytuacja staje się niepokojąca, jeśli znajduje swoje odzwierciedlenie w wypłacalności przedsiębiorstwa i wpływa na stabilność w okresie długim. Dlatego tak znaczące jest uświadomienie sobie influencji wahań kursów walut na jednostkową cenę produktu turystycznego.

3. Analiza wpływu fluktuacji kursów walut na jednostkową zmianę ceny produktu turystycznego

W celu zobrazowania zaistniałego problemu wykonano badanie analityczne, którego przedmiotem jest przedstawienie wpływu kursu zakupu dolara amerykańskiego i euro na średnią cenę wyjazdu turystycznego, a także uwidocznienie siły oddziaływania wahań walutowych na jednostkowe przekształcenie wartości produktu turystycznego. Okres objęty analizą dotyczy 52 tygodni 2014 r. Dane potrzebne do badań pochodzą z oficjalnej strony Narodowego Banku Polskiego, raportów Polskiego Związku Organizatorów Turystyki (opracowane przez organizację na podstawie dokonywanych rezerwacji w systemie MerlinX) i Głównego Urzędu Statystycznego. Opisywana analiza ma charakter panelowy.

Rysunek 4. Opis badania



Źródło: opracowanie własne.

Do badania wybrano losowo cztery miejsca recepcji turystycznej z listy „Przebojów tygodnia”, publikowanej w cotygodniowych raportach PZOT, a także cztery kraje istotne z perspektywy turystyki wyjazdowej, które uwzględniają wspomniane destynacje. Wszystkie kierunki zostały podzielone na cztery grupy, do których dopasowano preferowaną walutę transakcyjną, w ramach której odbywa się proces wymiany. Oczywiście nie jest prawdą, że jeśli do danej grupy został przypisany np. dolar amerykański, wymiana nie odbywa się w euro – po prostu ma ona charakter mniej istotny i w dużej mierze uzależniona jest od preferencji touroperatorów. W związku z powyższym niewłaściwą praktyką byłoby rozdzielanie wpływu kursu dolara i euro na dwa oddzielne modele ekonometryczne.

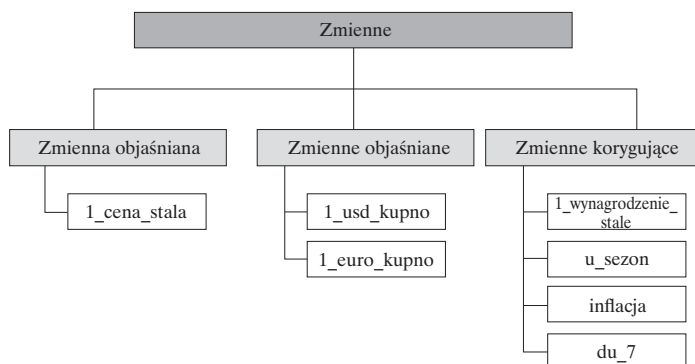
Zmienna objaśniana jest logarytmem ceny wyjazdu turystycznego. Wartość ta została uzyskana w wyniku pomniejszenia ceny bieżącej pochodzącej z raportu o wskaźnik inflacji lub powiększenia w przypadku tygodni, w których była odnotowana deflacja. Zabieg ten był konieczny, ponieważ wahania ogólnego poziomu cen zmiennej zależnej mogłyby znacząco zaburzać przekształcenia wynikające ze zmian kursów walut.

Najistotniejszymi regresorami są wartości logarytmiczne średnich kursów kupna w relacji EURO/PLN i USD/PLN. Z uwagi na fakt, że analizy uwzględniają tygodniowe szeregi czasowe niezbędne stało się dostosowanie tych parametrów. Kursy użyte w badaniu powstały w wyniku wyciągnięcia średniej z poszczególnych dziennych notowań w określonym tygodniu. Przykład obrazuje tabela 1.

Tabela 1. Przykład metody dostosowania zmiennych obrazujących kursy walut

Data notowania	USD Kupno	EUR Kupno
2014.01.13	3,0150	4,1233
2014.01.14	3,0121	4,1124
2014.01.15	3,0056	4,1088
2014.01.16	3,0303	4,1173
2014.01.17	3,0291	4,1283
Średnia	3,0184	4,1180

Źródło: opracowanie własne na podstawie tabel NBP.

Rysunek 5. Zmienne wykorzystane w modelu

Źródło: opracowanie własne.

Dodatkowo, do uzyskania efektywności modelu potrzebne okazały się zmienne korygujące. *L_wynagrodzenie_stale* obrazuje przeciętny poziom płac w sektorze przedsiębiorstw w poszczególnych miesiącach 2014 r. Zmienna ta pełni dwie funkcje: z jednej strony może reprezentować możliwości konsumpcyjne klientów biur podróży, gdyż najwięcej środków przeznaczanych w ramach dochodu rozporządzalnego na usługi turystyczne pochodzi od zatrudnionych pracowników i właścicieli firm. Z drugiej zaś – może obrazować także koszty ponoszone przez przedsiębiorców z tytułu zatrudnienia osób obsługujących wyjazdy turystyczne. Jednak wydaje się, że pierwsza z opisanych ról ma istotniejsze znaczenie.

Kolejną znaczącą zmienną korygującą jest *inflacja*. Przekształcenie zmiennej zależnej do wartości stałych umożliwiło wprowadzenie tego regresora, którego zadaniem jest reprezentowanie ogólnego wzrostu cen, a w szczególności wartości ropy naftowej, wysoce istotnej dla przemysłu turystycz-

nego. Nie jest możliwe wprowadzenie samodzielnej zmiennej obrazującej cenę ropy naftowej, ze względu na współliniowość z kursem dolara (nawet po przeliczeniu na PLN). W związku z tym, przy założeniu istnienia korelacji pomiędzy wskaźnikiem inflacji a wartością ropy naftowej, został wprowadzony do modelu tylko predyktor *inflacja*, który nie przyjmuje wartości logarytmicznej z oczywistych względów.

Niezbędną zmienną sztuczną dla poprawności analiz jest u_sezon , której zadanie polega na reprezentowaniu sezonowości produktu turystycznego. Powstała na podstawie średniej w danej grupie, z wykorzystaniem funkcji „jeżeli”. Jeśli cena wyjazdu w danym tygodniu przekraczała średnią cenę grupy, została wpisana wartość 1. Natomiast, jeżeli kwota ta była niższa, analogicznie, zmienna sztuczna prezentuje wartość 0. Ponadto zwrócono także uwagę na ułożenie kalendarza, gdyż bazowanie tylko i wyłącznie na średniej byłoby niewłaściwe.

Ostatnią zmienną korygującą jest du_7 . Reprezentuje ona Egipt. Wprowadzona została głównie ze względu na możliwość uzyskania rozkładu normalnego. Jednak posiada także swoje uzasadnienie merytoryczne. Egipt i Turcja to kraje, gdzie przedsiębiorcy turystyczni muszą dokonywać wyboru walut, w których chcą się rozliczać. Nie są to tak proste decyzje, jak np. w przypadku Hiszpanii, gdzie przyjętą walutą jest euro. Najpopularniejszą opcją w ostatnich latach stał się oczywiście dolar.

Założeniem przeprowadzonego badania jest potwierdzenie tezy traktującej o tym, że pomiędzy wzrostem kursu waluty obcej a ceną wyjazdu turystycznego istnieje dodatnia, wprost proporcjonalna korelacja o charakterze liniowym.

Jednak najistotniejszym elementem badania jest uwidocznienie rozmiarów ryzyka, z jakim muszą się liczyć polskie przedsiębiorstwa turystyczne, które znajdzie swe odzwierciedlenie w znaczącej, jednostkowej zmianie efektywnej ceny produktu turystycznego.

W wyniku wprowadzenia zmiennych do programu GRETL, po wcześniejszym ich opracowaniu z wykorzystaniem Excel-a, okazało się, że oszacowany model nie jest poprawny. Powodem takiej negatywnej interpretacji są: brak rozkładu normalnego, autokorelacja reszt, błędny obraz rzeczywistości – wartości głównych regresorów są niezgodne z teorią ekonomii. Istotne w tym przypadku jest uwzględnienie opóźnień wpływu zmiennych objaśniających na cenę wyjazdu turystycznego. Przecież wahanie kursu waluty w określonym tygodniu nie przekłada się natychmiastowo na przekształcenie ceny produktu.

Wprowadzenie opóźnień pozwoliło uzyskać rozkład normalny i poprawny obraz rzeczywistości. Skorygowany R^2 prezentuje dość niską wartość (0,367), co jest w pewnym stopniu do przyjęcia. Nie jest możliwe w praktyce pełne wyjaśnienie problemu ceny wyjazdu turystycznego, gdyż jest to twór bardzo złożony, a dostępność odpowiednich danych ma charakter ograniczony. Należy także wspomnieć, iż na żadnym etapie analiz nie wystąpiło zjawisko współliniowości (rys. 6).

Rysunek 6. Wynik testu współliniowości

```
VIF (Variance Inflation Factors) - minimalna możliwa wartość = 1.0
Wartości > 10.0 mogą wskazywać na problem współliniowości - rozděcia wariacji
```

Inflacja_6	3,108
du_7	1,000
u_sezon_2	1,203
1_usd_kupno_9	2,833
1_euro_kupno_12	1,387
1_wynagr_staAe_14	1,327

Źródło: opracowanie własne w programie GRETL.

Przeprowadzone testy diagnostyczne panelu wykazały, że MNK jest estymatorem nieefektywnym. W związku z tym niezbędne okazało się dokonanie wyboru pomiędzy efektami losowymi (*random effects*) a tymi o charakterze ustalonym (*fixed effects*).

Podstawą stał się tu test Hausmana, którego idea kształtuje się następująco: jeśli spełnione są wszystkie założenia potrzebne do oszacowania modelu za pomocą estymacji losowych efektów, to zarówno estymator z efektami ustalonymi, jak i model z efektami losowymi są zgodne, ale estymator *random effects* jest bardziej efektywny. Uzyskany wynik nie pozwolił odrzucić hipotezy zerowej, co informuje, iż estymator z efektami losowymi będzie w tym przypadku lepszy. Niniejsze stwierdzenie potwierdziło się na dalszym etapie analiz. Poprawny kształt modelu obrazuje rysunek 7.

Przy weryfikacji statystycznej przyjęto poziom istotności równy 0,05. Efektem powyższych założeń jest stwierdzenie, że wszystkie zmienne z wyjątkiem *du_7* są istotne statystycznie. Ostatnim etapem sprawdzania poprawności modelu jest konieczność uzyskania rozkładu normalnego. Wynik testu nie pozwala na odrzucenie hipotezy zerowej, traktującej o tym, że składnik losowy ma rozkład normalny, gdyż wartość $p = 0,62877$.

Rysunek 7. Estymacja Losowe efekty GLS (poprawna postać modelu)

Model 44: Estymacja Losowe efekty (GLS), z wykorzystaniem 304 obserwacji
 Włączono 8 jednostek danych przekrojowych
 Szereg czasowy długości = 38
 Zmienna zależna (Y): l_cena_stala

	współczynnik	błąd standardowy	t-Studenta	wartość p
const	-12,7973	2,45461	-5,214	3,48e-07 ***
l_usd_kupno_9	1,81595	0,227618	7,978	3,25e-014 ***
l_euro_kupno_12	4,17578	0,802817	5,201	3,69e-07 ***
Inflacja_6	1,51862	0,227167	6,685	1,14e-010 ***
u_sezon_2	0,0687869	0,00937665	7,336	2,11e-012 ***
l_wynagr_staAe_14	1,52824	0,289747	5,274	2,57e-07 ***
du_7	-0,143413	0,120474	-1,190	0,2348

Średn. aryt. zm. zależnej 7,803035 Odch. stand. zm. zależnej 0,146058
 Suma kwadratów reszt 4,011041 Błąd standardowy reszt 0,116017
 Logarytm wiarygodności 226,4952 Kryt. inform. Akaike'a -438,9903
 Kryt. bayes. Schwarz'a -412,9712 Kryt. Hannana-Quinna -428,5821

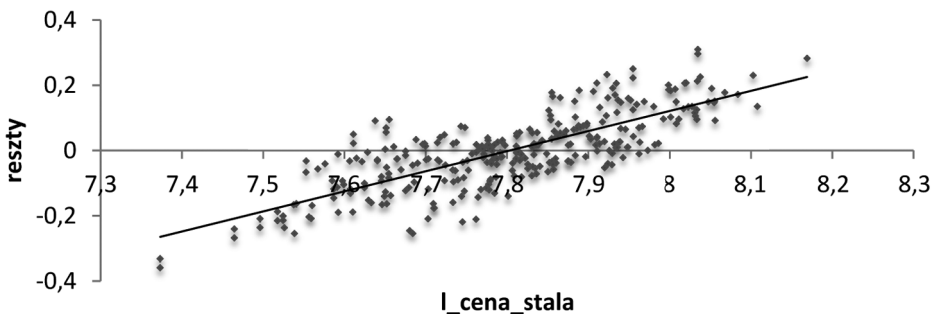
'Within' wariancji = 0,00524082
 'Between' wariancji = 0,0127367
 theta wykorzystuje quasi-demeaning = 0,895941
 corr(y, yhat)^2 = 0,37952

Test Breusch-Pagana na -
 Hipoteza zerowa: Wariancja błędów w jednostce = 0
 Asymptotyczna statystyka testu: Chi-kwadrat(1) = 2082,22
 z wartością p = 0

Test Hausmana -
 Hipoteza zerowa: Estymator UMNK (GLS) jest zgodny
 Asymptotyczna statystyka testu: Chi-kwadrat(5) = 0,140107
 z wartością p = 0,999628

Źródło: opracowanie własne w programie GRETL.

Rysunek 8. Regresja względem l_cena_stala



Źródło: opracowanie własne w programie Excel na podstawie tabeli wyrównania reszt GRETL w estymatorze UMNK (GLS).

Przechodząc do interpretacji wyników należy zauważyć, że została potwierdzona teza dotycząca faktu, iż pomiędzy wzrostem kursu waluty obcej a ceną wyjazdu turystycznego istnieje dodatnia wprost proporcjonalna korelacja o charakterze liniowym.

Tabela 2. Symulacja wyników modelu ekonometrycznego

Założenia początkowe				
średnia cena produktu turystycznego	kurs EUR		kurs USD	
2506,2243	4,16542		3,35278	

	Zmiana ceny produktu turystycznego		Ostateczna cena produktu turystycznego	
	EUR	USD	EUR	USD
1% wzrost kursu (51 tydzień)	104,6544	45,51178	2610,878709	2551,736076
Błąd standardowy „+”	20,12039	5,704618	2630,999104	2557,440694
Błąd standardowy „-”	20,12039	5,704618	2590,758314	2546,031459

Źródło: opracowanie własne.

Jeśli przyjmie się założenie początkowe, średniej ceny produktu turystycznego 2506,22 zł, kursów EUR 4,16 i USD 3,35 (51 tydzień 2014 roku), to wraz ze wzrostem wolumenu zmiennej l_usd_kupno o 1% (0,03 zł), faktyczna wartość oferowanej usługi zwiększy się o 45,51 zł. Błąd standardowy +/- w tym przypadku, będzie wynosił 5,70 zł. Analogicznie, analizując predyktor l_euro_kupno , można stwierdzić, że 1% (0,04 zł) dodatnia zmiana wartości spowoduje wzrost kosztu produktu turystycznego o 104,65 zł, przy założeniu błędu standardowego +/- na poziomie 20,12 zł.

Analizując otrzymane wartości przez pryzmat ryzyka walutowego, należy zwrócić uwagę czy otrzymany wolumen niekorzystnej zmiany jest istotny dla przedsiębiorstw turystycznych. W tym przypadku zostanie wykorzystany predyktor l_euro_kupno . Jak było to już zauważone wcześniej, ewentualne straty powinny mieścić się w kwocie marży touroperatora. Przyjmując 20% narzut organizatora, okazuje się, że wartość ta wystarczy na 0,19 zł niekorzystnej zmiany kursu EUR. W perspektywie tygodnia czy miesiąca takie wahanie raczej nie jest możliwe, ale jeśli uwzględnimy wspomniany wcześniej odstęp pomiędzy procesami programowania faktycznej sprzedaży a rozliczenia, to okazuje się, że problem zaczyna nabierać znaczenia. Dowodząc, należy odwołać się do danych NBP. W dniu 10 czerwca 2014 r. kurs kupna EUR wynosił 4,0607 w stosunku do PLN, natomiast ok. pół roku później (29 grud-

nia 2014 r.), za tę samą walutę trzeba było zapłacić 4,2629 zł. Jeśli przekształcenie kursu w stosunku do przyjętej kwoty bazowej, mieści się w granicach marży, można powiedzieć, że nie ma ono bezpośredniego przełożenia na stabilność finansową, ale jeśli kwota ta zostanie przekroczona, możliwość regulacji własnych zobowiązań będzie utrudniona.

Dodatkowo, istotne jest podkreślenie, że powyższe analizy dotyczą wartości jednostkowych (przeliczone są na jedną osobę). Niekorzystna zmiana kursu powoduje wysoki wzrost kosztu produktu turystycznego w perspektywie skumulowanej, a przyjęty w symulacjach narzut organizatora nie jest najniższy, co jeszcze mocniej podkreśla istotność ryzyka kursowego, z którym muszą zmagać się przedsiębiorstwa turystyczne.

4. Sterowanie poziomem ryzyka walutowego w przedsiębiorstwie

Mając świadomość podejmowanego ryzyka można w odpowiedni sposób sterować jego poziomem. Instrumenty służące do tego typu działań mają charakter dwukierunkowy, tzn. są skierowane na eliminację przyczyn ryzyka lub ograniczanie jego oddziaływania. Do najprostszych metod niwelacji negatywnego oddziaływania kursów walut można zaliczyć (Jak dobrze skalkulować..., 2014):

1. Kalkulacja waluty, czyli przyjęcie w ofercie takiego kursu waluty, w której dokonuje się rozliczeń, żeby obejmował pewien margines błędu. Wadą zaproponowanego rozwiązania jest ogólny wzrost ceny oferty i obniżenie jej konkurencyjności, a dodatkowo może pojawić się sytuacja, w której założona wartość i tak zostanie przekroczona, w wyniku gwałtownej zmiany kursu waluty, co miało miejsce np. w 2008 roku.
2. Blokada waluty na rachunku bankowym – rozwiązanie polegające na zawarciu umowy z bankiem na określony okres, umożliwiającej wykup konkretnej kwoty w walucie obcej, po ściśle ustalonym kursie. Podstawowym problemem jest tu fakt, iż podjęcie opisywanych działań wygeneruje dodatkowe koszty (ale do przewidzenia), a ponadto, jeśli zmiana kursu waluty w okresie umowy będzie miała charakter korzystny i tak należy dokonać wykupu zablokowanych środków, po ustalonym wolumenie waluty obcej.
3. Zmiana ceny produktu turystycznego w sytuacji, gdy kurs waluty ulegnie przekształceniu. Nie mniejsze działanie jest możliwe do zastosowania na mocy ustawy o usługach turystycznych z dnia 29 sierpnia 1997 roku. Art. 17 traktuje o tym, iż *cena ustalona w umowie nie może być podwyż-*

szona, chyba że umowa wyraźnie przewiduje możliwość podwyższenia ceny, a organizator turystyki udokumentuje wpływ na podwyższenie ceny jednej z następujących okoliczności (Ustawa o usługach turystycznych z dnia 29 sierpnia 1997 r...), którą jest m.in. wzrost kursu walut. Jednak zmiana nie może nastąpić później niż 21 dni przed datą wyjazdu. Touroperator jest zobowiązany poinformować klienta o konieczności dokonania przekształceń wartości oferowanych usług i umożliwić mu podjęcie decyzji o ewentualnej rezygnacji lub zamianie na inny produkt o tożsamym lub wyższym standardzie. Zmiana ceny nie jest częstą praktyką, gdyż generuje pewne problemy dla organizatora. Dokonywanie takich modyfikacji znacząco przekłada się na wizerunek touroperatora, a także powoduje koszty dodatkowego nakładu pracy. Jednak największą wadą zaproponowanego rozwiązania jest umożliwienie klientowi bezpłatnej rezygnacji z oferowanych usług. Często zdarza się, że klient, który i tak chciał zrezygnować z wyjazdu, wykorzystuje przekształcenie warunków jako pretekst do rezygnacji, co stawia go w uprzywilejowanej sytuacji.

4. Mieszana cena produktu turystycznego, której idea dotyczy rozbitcia kosztu wyjazdu turystycznego, ponoszonego przez klienta biura, na dwie części, tak aby zagraniczne świadczenia były regulowane w walucie obcej. Jest to dość uciążliwe rozwiązanie dla klienta, ale także korzystne, gdyż w tym momencie wyłączany jest zapis w umowie, dotyczący podniesienia ceny wyjazdu w uzasadnionych okolicznościach, tj. nagły wzrost kursu waluty, ponieważ ryzyko walutowe zostało wyeliminowane.

Ponadto, należy wyróżnić także dwie metody zabezpieczenia przed ryzykiem walutowym, którego instrumenty można zaimplementować z sektora finansowego.

Transakcje terminowe *forward* dotyczą zawarcia umowy zobowiązującej kontrahenta do zapewnienia określonej ilości i jakości usługi będących jej przedmiotem. Obowiązki zamawiającego przedsiębiorstwa w tym zakresie dotyczą konieczności skorzystania z oferty w uzgodnionym wcześniej terminie. Zaletą opisywanego rozwiązania jest cena, której wysokość jest sztywno ustalona w momencie zawarcia umowy, co niweluje niekorzystne zmiany kursów walut pomiędzy okresami przygotowania, faktycznej sprzedaży a rozliczenia. Zawarcie kontraktu nie wymaga wniesienia zaliczki, co może prowadzić do pewnych nadużyć.

Drugą interesującą metodą zabezpieczenia przedsiębiorstwa przed ryzykiem niekorzystnej zmiany kursu waluty są kontrakty *futures*, których istota funkcjonowania jest bardzo podobna, jak w przypadku transakcji termino-

wych *forward*. Nadal istnieją dwie strony, np. przedsiębiorca i kontrahent, jednak jest to umowa zawarta pomiędzy sprzedającym (kupującym) a *izbą clearingową* giełdy przypisanej do danej transakcji, która jest gwarantem wykonania kontraktu. Izba rozrachunkowa zabezpiecza się poprzez wpłacony depozyt przez obie strony kontraktu. Podstawą różnicą pomiędzy umowami *futures* i *forward* jest fakt, że w przypadku kontraktów terminowych na stronach ciąży obowiązek realizacji, a w przypadku opcji *futures* tylko prawo, z którego można skorzystać lub nie. Ponadto, jest to kontrakt całkowicie standaryzowany w zakresie daty wygaśnięcia i cen, a płatności są realizowane codziennie – nie po okresie realizacji, tak jak w przypadku transakcji terminowych.

Podsumowując powyższy przegląd metod ograniczania ryzyka walutowego w przedsiębiorstwie turystycznym, należy stwierdzić, że nie istnieje rozwiązanie idealne. Każda zaprezentowana opcja ma swoje wady i zalety. Wybór określonej metody w dużej mierze zależy od preferencji i możliwości touroperatora. Jednak na wyróżnienie zasługują kontrakty *forward*, gdyż są dopasowane do potrzeb stron, a ponadto pozwalają całkowicie wyeliminować niekorzystne ryzyko walutowe. Praktycznie, wspomnianą metodę wykorzystuje przedsiębiorstwo Rainbow Tours S.A. (obecnie Rainbow). Niestety nie zawsze istnieje możliwość skorzystania z tej opcji.

Podsumowanie

Działalność każdego przedsiębiorstwa turystycznego w ramach tzw. gospodarki otwartej narażona jest na wszelkie rodzaje ryzyka. Do grona najistotniejszych można zaliczyć to związane z wymianą walut. W zaprezentowanym badaniu panelowym zobrazowano znaczący wpływ wahań kursów dolara i euro na jednostkową cenę produktu turystycznego. Otrzymane wartości nie mogą być traktowane obojętnie. Założony narzut organizatora na poziomie 20% pokrywa niekorzystną zmianę kursu euro tylko do wartości 0,19 zł, która bez wątplenia, nawet przy względnej stabilności ekonomicznej – może zostać przekroczona w perspektywie długookresowej (np. pół roku). Jeśli taka sytuacja będzie utrzymywała się tylko przez chwilę, wpłynie jedynie na stabilność w ujęciu krótkookresowym i znajdzie swe odzwierciedlenie w płynności finansowej. Poważny problem dla przedsiębiorstwa pojawi się wówczas, gdy zaistnieje zjawisko trendu, którego efektem będzie zmiana stabilności długookresowej, uwidaczniającej się w wypłacalności. Należy pamiętać, że nierównowaga makroekonomiczna, rewolucja mikro-

elektroniczna, niestabilność walutowa spowodowały, że bezpieczeństwo ekonomiczne będzie już zawsze tylko wspomnieniem. Zauważając, iż przewidywanie dokładnych wartości kursów walut nie jest możliwe, ze względu na różnorodny charakter czynników wpływających na ich kształt, odpowiednie sterowanie poziomem ryzyka nie jest już tylko możliwością, lecz stało się koniecznością, często decydującą o przetrwaniu przedsiębiorstwa na globalnym rynku. Istotność tego problemu potwierdzają słowa zamieszczone w sprawozdaniu zarządu Rainbow Tours z 2014 roku. *Spółka zamawiając imprezy turystyczne rozlicza się ze swoimi kontrahentami w walutach obcych (zazwyczaj w euro lub w dolarze amerykańskim). Natomiast sprzedaje imprezy polskim klientom w walucie krajowej. Niekorzystne zmiany kursów walutowych pomiędzy okresem wpływu środków od klientów a okresem wpłaty zagranicznym dostawcom może spowodować obniżenie rentowności i zysków osiągniętych przez Spółkę* (Rainbow Tours, 2015, s. 9).

W pracy zaprezentowano kilka możliwych rozwiązań pomagających przedsiębiorstwom turystycznym ograniczać skutki negatywnych wahań kursowych. Nie istnieje jedno idealne antidotum. Ograniczając ryzyko niekorzystnych zmian kursów walut, zmniejszamy także możliwość osiągnięcia zysku. W tym miejscu należy zadać sobie pytanie, co tak naprawdę jest najważniejsze dla przedsiębiorcy – bezpieczeństwo czy możliwy (niepewny) zysk? Znacząca większość zapewne wybrałaby wariant pierwszy. Jednak odpowiedź na to pytanie w dużej mierze uzależniona jest od preferencji i możliwości samego touroperatora. Patrząc z perspektywy negatywnych przekształceń kursowych, zaprezentowane metody wydają się być dość skuteczne, co nie oznacza, że są idealne. Jedno jest pewne – oddalająca się perspektywa wprowadzenia w Polsce wspólnej waluty euro uświadamia, iż jeszcze przez długi czas przedsiębiorcy będą skazani na funkcjonowanie w warunkach wysokiego poziomu ryzyka walutowego wynikającego z transakcji przez nich dokonywanych.

Bibliografia

- Frymus, M. (2012). Zarządzanie ryzykiem warunkiem sprawnego funkcjonowania Gminy, *Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 53. Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, 406–421.
- Gorczyńska, M. (2013). Stabilność finansowa a zrównoważony rozwój przedsiębiorstwa, *Journal of Management and Finance*, 2(2), 99–110.
- Griffin, E. (2008). *A First Look at Communication Theory*. New York: Mcgraw Hill Book Co.

- Holly, R. (2013). *Ubezpieczenia w organizacji ochrony zdrowia w Polsce*. Warszawa: Krajowy Instytut Ubezpieczeń.
- Kaczmarek, J., Stasiak, A. i Włodarczyk, B. (2002). Produkt turystyczny, *Turystyka i Hotelarstwo*, 1, 33–54.
- Konieczna-Domańska, A. (2007). *Gospodarka Turystyczna*. Warszawa: KANON.
- Kurleto, M. (2013). Koncepcje ryzyka i niepewności w zarządzaniu kryzysowym przedsiębiorstw turystycznych, *Współczesne Zarządzanie: kwartalnik środowisk naukowych i liderów biznesu*, 1, 62–70.
- Łyskawa, K. (2013). W poszukiwaniu optymalnego pojęcia ryzyka w standardzie zarządzania ryzykiem, *Zarządzanie i Finanse*, 2(5), 121–133.
- Rainbow Tours. (2015). *Sprawozdanie z działalności Zarządu Rainbow Tours S.A.* Łódź: Rainbow Tours S.A.
- Ustawa o usługach turystycznych z dnia 29 sierpnia 1997 r. (Dz.U. 1997 Nr 133 poz. 884 (t.j.).
- Jak dobrze skalkulować imprezę turystyczną? (2014). *Wiadomości Turystyczne*, 11 grudnia. Pobrano z: http://www.wiadomosciturystyczne.pl/artykuly/artukul/918,0,47,0,jak_dobrze_skalkulowac_impreze_turystyczna.html (28.05.2015).
- Willett, A.H. (1951). *The Economic Theory of Risk and Insurance*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press.

ISBN 978-83-65402-02-8



9 788365 402028