RYNEK KAPITAŁOWY – efektywność i ryzyko

redakcja naukowa Teresa Czerwińska i Alojzy Z. Nowak

Wydawnictwo Naukowe
Wydziału Zarządzania
Uniwersytetu Warszawskiego

RYNEK KAPITAŁOWY

– EFEKTYWNOŚĆ I RYZYKO

RYNEK KAPITAŁOWY – EFEKTYWNOŚĆ I RYZYKO

REDAKCJA NAUKOWA
TERESA CZERWIŃSKA
ALOJZY Z. NOWAK

WARSZAWA 2016

Wydawnictwo Naukowe
Wydziału Zarządzania
Uniwersytetu Warszawskiego

Recenzenci naukowci: prof. nzw. dr hab. Teresa Czerwińska
prof. dr hab. Andrzej Gospodarowicz
prof. dr hab. Marian Górski
dr hab., prof. US Sebastian Majewski
prof. dr hab. Alojzy Z. Nowak
prof. dr hab. Tadeusz Skoczny
dr Iwona Sroka
prof. dr hab. Jan Turyna
prof. dr hab. Małgorzata Zaleska

Redakcja: Jerzy Jagodziński
Anita Sosnowska

Projekt okładki: Agnieszka Miłaszewicz

Wydanie publikacji zostało dofinansowane przez Krajowy Depozyt
Papierów Wartościowych S.A.

© Copyright by Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania
Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa 2016

ISBN: 978-83-65402-38-7
ISBN: 978-83-65402-39-4 (on line)

DOI: 10.7172/978-83-65402-39-4.2016.w wz.13

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>Rynek kapitałowy – w kierunku przyszłości (wprowadzenie)</i> (Teresa Czerwińska, Alojzy Z. Nowak)	7
---	---

CZĘŚĆ I

EFEKTYWNOŚĆ INFORMACYJNA RYNKU KAPITAŁOWEGO

ROZDZIAŁ I

<i>Unia Rynków Kapitałowych</i> – wpływ na rynek kapitałowy w Polsce (Iwona Sroka)	15
---	----

ROZDZIAŁ II

<i>Iluzja wiedzy finansowej jako zagrożenie dla zwiększania stopnia włączenia finansowego i funkcjonowania rynku finansowego</i> (Bożena Frączek)	27
--	----

ROZDZIAŁ III

<i>Efektywność informacyjna polskiego rynku akcji względem programów opcji menedżerskich (Michał Łukowski)</i>	40
--	----

ROZDZIAŁ IV

<i>Kosztowna sygnalizacja ładu korporacyjnego w spółkach rodzinnych notowanych na NewConnect (Michał Zdziarski)</i>	51
---	----

ROZDZIAŁ V

<i>Długookresowe zależności między zmiennymi makroekonomicznymi a subindeksami giełdowymi (Hubert Wiśniewski)</i>	63
---	----

ROZDZIAŁ VI

<i>Wpływ publikacji informacji o wykluczeniu spółek z indeksu WIG20 na ich stopę zwrotu (Tomasz Miziołek)</i>	74
---	----

ROZDZIAŁ VII

<i>Wpływ praktyk corporate governance na wyniki banków. Badanie panelowe dla krajów europejskich (Renata Karkowska)</i>	87
---	----

CZĘŚĆ II. STRATEGIE I INSTRUMENTY RYNKU KAPITAŁOWEGO

ROZDZIAŁ VIII

- Dynamika płynności w okresach znaczących zmian cen akcji* (Barbara Będowska-Sójka) 101

ROZDZIAŁ IX

- Modelowanie procesu price discovery na przykładzie indeksu wina Liv-ex Fine Wine 50* (Jacek Suder) 115

ROZDZIAŁ X

- Analiza wieloczynnikowa stóp zwrotu z indeksów giełdowych z uwzględnieniem reżimów zmienności w zależności od stopnia rozwoju rynku* (Paweł Sakowski, Robert Ślepaczuk, Mateusz Wywiał) 129

ROZDZIAŁ XI

- Zwiększone fundusze indeksowe na GPW – aktywne strategie zwiększające zwroty funduszy indeksowych* (Patrycja Chodnicka-Jaworska, Piotr Jaworski) 148

ROZDZIAŁ XII

- Czy warto być społecznie odpowiedzialnym? – analiza efektywności i ryzyka funduszy inwestycji społecznie odpowiedzialnych* (Tomasz Jedynak) 158

ROZDZIAŁ XIII

- Efektywność inwestycji w akcje spółek wdrażających koncepcję CSR – studium przypadku indeksu RESPECT z wykorzystaniem metody dominacji stochastycznej* (Klaudia Jarno) 171

ROZDZIAŁ XIV

- Model Hestona – wycena opcji europejskich i analiza alternatywnych podejść pod względem szybkości obliczeniowej* (Arkadiusz Orzechowski) .. 180

ROZDZIAŁ XV

- Opcje towarowe jako instrumenty dywersyfikacji ryzyka zmiany cen na rynkach rolnych* (Piotr Giruć) 192

Rynek kapitałowy – w kierunku gospodarki przyszłości (wprowadzenie)

Rozwinięty rynek kapitałowy jest jednym z fundamentów gospodarki narodowej. Dzięki niemu możliwa jest wycena i alokacja kapitału, kluczowy z punktu widzenia gospodarki rynkowej warunek racjonalności ekonomicznej. Silny i efektywny rynek kapitałowy, będący segmentem rynku finansowego, to przede wszystkim szansa na niższą cenę kapitału dla przedsiębiorców, wzrost transparentności obrotu gospodarczego, optymalizację alokacji oszczędności obywateli w krajowej gospodarce. Dzięki możliwości konwersji oszczędności w inwestycje pojawiają się nowe perspektywy rozwojowe dla firm. Przy dzisiejszych uwarunkowaniach, w których czynnik konkurencyjności odgrywa wielką rolę, otwierają się często możliwości inwestycji w wiedzę i kapitał ludzki. Rynek kapitałowy to nie tylko drożny kanał konwersji oszczędności w inwestycje, sprzyja on również procesom prywatyzacyjnym, restrukturyzacji, wdrażania innowacji i nowych technologii oraz podnoszenia efektywności przedsiębiorstw.

Z perspektywy już ponad 25-letniego okresu funkcjonowania rynku kapitałowego w Polsce można odpowiedzialnie stwierdzić, że służy on dobrze także mechanizmowi finansowania jednostek samorządu terytorialnego czy przedsiębiorstwom użyteczności publicznej. Przy wszystkich zastrzeżeniach i problemach, polski rynek kapitałowy przyczynił się do wzrostu dynamiki polskiej gospodarki.

Obecnie istnieje pilna potrzeba wprowadzenia wielu reform, aby polski rynek kapitałowy w większym stopniu realizował zadania wynikające z rozwoju polskiej gospodarki. Byłaby to dobra odpowiedź na zawarty w Strategii na Rzecz Odpowiedzialnego Rozwoju postulat budowy Programu Budowy Kapitału. Jedne z najważniejszych ról w tym zakresie mogą odegrać: reforma III filaru systemu emerytalnego, poszerzenie oferty obligacji skarbowych czy stworzenie nowych zachęt do długoterminowego oszczędzania. Unia Europejska również proponuje inicjatywy mające na celu rozwój finansowania poprzez rynek kapitałowy, a nie tylko poprzez kredyty bankowe. W tzw. Zielonej Księdze Unii Rynków Kapitałowych Komisja Europejska szczególnie nacisk kładzie się na rolę rynków kapitałowych w finansowaniu infrastruktury oraz małych i średnich przedsiębiorstw.

Niniejsza publikacja jest kontynuacją badań nad rynkiem kapitałowym, zaprezentowanych w dwóch, wydanych przez Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania UW, monografiach (pt.: *Rynek kapitałowy wobec wyzwań dekonjunkury* (2014) oraz *Inwestowanie na rynku kapitałowym – rynek po kryzysie* (2015)). Ze względu na zaprezentowane tematy niniejsza monografia została podzielona na dwie uzupełniające się części: pierwszą, dotyczącą efektywności informacyjnej rynku kapitałowego oraz drugą, w której podjęta została problematyka strategii i instrumentów rynku kapitałowego.

Pierwszą część monografii otwiera rozdział pt. *Unia Rynków Kapitałowych – wpływ na rynek kapitałowy w Polsce* (autorstwa Iwony Sroki). Autorka dokonuje w nim analizy projektu Unii Rynków Kapitałowych (URK) przedstawionego przez Komisję Europejską, który ma na celu zniesienie barier blokujących inwestycje transgraniczne w Unii Europejskiej oraz utrudniających przedsiębiorstwom, zwłaszcza małym i średnim, dostęp do finansowania. Należy także podkreślić, że gospodarka polska opiera się w znacznej mierze na małych i średnich firmach. Te z kolei znacznie łatwiej dostosowują się do warunków kryzysowych, m.in. poprzez obniżkę kosztów produkcji, w tym czynników wytwórczych, nie przerywając także produkcji do rajów podatkowych (*offshore*), tym samym nie likwidując miejsc pracy i, co ważne, płacąc podatki. W ten sposób stabilizują gospodarkę. Tematem rozważań jest też wpływ proponowanych rozwiązań oraz ich odniesienie do polskiego rynku kapitałowego, a w tym kontekście do potencjalnych zagrożeń, jakie może nieść ze sobą niedostatecznie przemyślana unifikacja rynków kapitałowych w Europie. Istotna jest także analiza długookresowych zależności między zmiennymi makroekonomicznymi a indeksami koniunktury giełdowej notowanymi na GPW w Warszawie (rozdział autorstwa Huberta Wiśniewskiego).

Niezwykle ważna jest w tym kontekście problematyka iluzji wiedzy finansowej, która stanowi zagrożenie dla zwiększania stopnia włączenia finansowego i funkcjonowania rynku finansowego (rozdział autorstwa Bożeny Frączek). Autorka stwierdza m.in., że niski poziom alfabetyzacji finansowej oraz niesatysfakcjonujące wyniki edukacji finansowej skutkują wieloma błędami wciąż popełnianymi przez indywidualnych konsumentów finansowych i stanowią przesłanki do poszukiwania nowych rozwiązań w zakresie zwiększania pozytywnych rezultatów w obszarze finansów osobistych.

Problem efektywności informacyjnej polskiego rynku akcji względem programów opcji menedżerskich analizuje Michał Łukowski. Autor weryfikuje hipotezę, iż na rynku kapitałowym w Polsce dostrzegalne są reakcje inwestorów na wdrożenie i wykonywanie opcji menedżerskich. Z kolei Michał Zdziarski, w swoim rozdziale, poddaje analizie efekt kosztownej sygnalizacji ładu korporacyjnego w spółkach rodzinnych (notowanych na NewConnect) wynikający ze zjawiska asymetrii informacji. Badania komunikacji, przestrzegania przez nie zasad ładu korporacyjnego rekomendowanych przez Zarząd Giełdy, pozwoliły zaobserwować różnice poziomu sygnalizacji spółek rodzinnych. Przykłady nadużyć finansowych, menedżerów

działających w oparciu o teorię agencji oraz brak dostatecznego nadzoru zarówno wewnętrznego, jak i zewnętrznego w instytucjach finansowych pokazały, że mimo stałego nacisku na stosowanie zasad *corporate governance*, dochodzi do sytuacji niekorzystnie wpływających na losy samych instytucji finansowych i ich interesariuszy (właścicieli, kredytodawców, inwestorów itp.) (rozdział autorstwa Renaty Karkowskiej, gdzie analizie poddano wpływ praktyk *corporate governance* na wyniki banków w oparciu o badanie panelowe dla krajów europejskich). Natomiast Tomasz Miziołek analizuje wpływ publikacji informacji o wykluczeniu spółek z indeksu WIG20 na ich stopę zwrotu. Badania wydarzeń przeprowadzone na próbie 17 spółek wykluczonych z indeksu WIG20 w latach 2009–2015 (III kwartał) wykazały, iż ich średnia skumulowana anormalna stopa zwrotu w okresie obserwacji była dodatnia, zmniejszyła się jednak istotnie przed publikacją informacji o planowanym wykluczeniu spółki z indeksu, dzięki czemu możliwe było wykorzystanie tego do ochrony wartości portfela inwestycyjnego albo do wypracowania zysku (np. poprzez transakcje krótkiej sprzedaży lub zajęcie krótkiej pozycji na akcyjnych kontraktach futures).

Część druga publikacji poświęcona jest strategiom i instrumentom rynku kapitałowego. Strategie inwestycyjne na rynkach kapitałowych dotyczą konkretnych reguł i wzorów zachowania, za pomocą których inwestor zamierza realizować swe dyspozycje kupna i sprzedaży. Natomiast wybór optymalnego instrumentu powinien być uzależniony od przyjętej przez inwestora strategii inwestycyjnej oraz akceptowalnego poziomu ryzyka.

Drugą część otwiera rozdział Barbary Będowskiej-Sójki, dotyczący dynamiki płynności w okresach znaczących zmian cen akcji. Autorka wykazała, że wzrost liczby transakcji, kwotowanego spreadu, wolumenu czy zmienności zwiększa prawdopodobieństwo wystąpienia skoku w kolejnym interwale czasu. Oznacza to, jak podkreśla, że jedną z przyczyn występowania skoków w procesie cen są nieoczekiwane zmiany w płynności handlu akcjami. Skoki są skutkiem napływu większych zleceń, których bezpośrednia realizacja nie jest możliwa. Głównym celem Jacka Sudera w rozdziale pt. *Modelowanie procesu price discovery na przykładzie indeksu wina Liv-ex Fine Wine 50* było przeprowadzenie analizy empirycznej, która opiera się na testach kointegracji Johansena. Dowodzi ona, że zmiany wartości najważniejszych aktywów finansowych na świecie, zgrupowanych w utworzonym koszyku, oddziałują długoterminowo na zmiany w kształtowaniu się przyszłych cen wina inwestycyjnego. Z kolei Paweł Sakowski, Robert Ślepaczuk oraz Mateusz Wywiół dokonali analizy wieloczynnikowej stóp zwrotu z indeksów giełdowych, z uwzględnieniem reżimów zmienności, w zależności od stopnia rozwoju rynku. Ich badania wskazały na istotne różnice pomiędzy klasycznymi modelami oszacowanymi na poszczególnych akcjach (zarówno w wariancie międzynarodowym, jak i na rynku amerykańskim) oraz na indeksach akcji. W szczególności zaobserwowano znaczne różnice w parametrach i dopasowaniu modeli dla rynków o różnym stopniu rozwoju.

Patrycja Chodnicka-Jaworska oraz Piotr Jaworski dokonali analizy długoterminowych zależności pomiędzy cenami akcji i kontraktów terminowych na bank

Pekao S.A. notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie a indeksem WIG20, w skład którego wchodzi. Na podstawie literatury na temat funkcjonowania wspomnianego zjawiska, poddano weryfikacji występowanie kointegracji pomiędzy badanymi zmiennymi, wykorzystując w tym celu metodę Engela–Granger. Następnie skonstruowano portfele inwestycyjne realizujące strategie udoskonalonych funduszy inwestycyjnych (*enhanced index funds*). Autorzy stwierdzają, że uzyskane wyniki wskazują na istnienie wzajemnych długoterminowych związków pomiędzy cenami rozpatrywanych aktywów. Wyniki zastosowanej strategii inwestycyjnej pozwalają jednocześnie na osiągnięcie dodatkowej alfy do portfela poprzez zastosowanie arbitrażu cenowego.

Czy warto być społecznie odpowiedzialnym? – analiza efektywności i ryzyka funduszy inwestycji społecznie odpowiedzialnych – problem podnosi Tomasz Jedynak, w kolejnym rozdziale monografii. Autor sformułował dwie hipotezy badawcze, a mianowicie, że efektywność funduszy stosujących strategię SRI nie różni się w sposób statystycznie istotny od efektywności funduszy stosujących klasyczne strategię inwestycyjne oraz że ryzyko ponoszone przez fundusze SRI nie różni się w sposób statystycznie istotny od ryzyka towarzyszącego funduszom stosującym klasyczne strategię inwestycyjne. W toku przeprowadzonych badań hipotezy te zostały poddane weryfikacji. Ostatecznie autor doszedł do wniosku, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy pierwszej, co w praktyce oznacza, że stosowanie przez fundusze inwestycyjne strategii SRI nie ma wpływu na ich efektywność. Ponadto wskazał na istnienie przesłanek przemawiających za odrzuceniem hipotezy drugiej, na rzecz hipotezy alternatywnej zakładającej, że stosowanie strategii SRI wpływa na zmniejszenie ryzyka inwestycyjnego funduszy inwestycyjnych. Kontynuacją podjętego problemu jest rozdział pt. *Efektywność inwestycji w akcje spółek wdrażających koncepcję CSR – studium przypadku indeksu RESPECT z wykorzystaniem metody dominacji stochastycznej* autorstwa Klaudii Jarno. Autorka stwierdza, że indeks RESPECT dominuje jedynie nad indeksem WIG-banki począwszy od dominacji stochastycznej rzędu drugiego.

Arkadiusz Orzechowski poddał analizie model Hestona. W ramach podejmowanej problematyki wyprowadzana została formuła pozwalająca obliczyć wartość teoretyczną kontraktów bazujących na prawach pochodnych. Sprawdzana była też możliwość wykorzystania alternatywnych podejść do wyceny instrumentów pochodnych, opiewających na aktywa bazowe. W ramach analizowanych podejść analizie poddawana była szybkość obliczeniowa, co pozwoliło stwierdzić, które z tych podejść jest najlepsze do wyceny opcji. Z kolei Piotr Giruć zajął się opcjami towarowymi jako instrumentami dywersyfikacji ryzyka zmiany cen na rynkach rolnych. Autor uzasadnia potrzebę zastosowania kontraktów opcyjnych na rynku masowych produktów rolnych w Polsce. Jego zdaniem spowodowałyby to dywersyfikację ryzyka cenowego, przenosząc ryzyko z producentów rolnych na inwestorów spekulujących, zmniejszając koszty polityki interwencyjnej państwa na rynkach rolnych i ograniczając rolę cen interwencyjnych dla producentów rolnych.

* * *

Dziękując autorom artykułów za trud przygotowania tej monografii, a także recenzentom za wkład w podniesienie jej wartości merytorycznej, wyrażamy nadzieję, że książka ta stanie się inspiracją do refleksji naukowej w tak ważnej i obszernej tematyce, jaką jest rynek kapitałowy. Zależy nam również, aby opinie wyrażane w tej publikacji były wsparciem dla praktyków w zakresie podejmowania decyzji inwestycyjnych na rynku kapitałowym. Mamy jednak jednocześnie świadomość, że z punktu widzenia polskiego rynku kapitałowego szczególne znaczenie ma część Strategii na Rzecz Odpowiedzialnego Rozwoju nazwana Programem Budowy Kapitału. Zwiększenie poziomu inwestycji w Polsce poprzez uaktywnienie różnych środków i źródeł finansowych, w tym poprzez rynek kapitałowy, wydaje się postulatem bardzo potrzebnym.

*Teresa Czerwińska
Alojzy Z. Nowak*

CZĘŚĆ I

**EFEKTYWNOŚĆ INFORMACYJNA
RYNKU KAPITAŁOWEGO**

Rozdział I

IWONA SROKA*

Unia Rynków Kapitałowych – wpływ na rynek kapitałowy w Polsce

Streszczenie

Artykuł poświęcony jest tematyce projektu Unii Rynków Kapitałowych (URK), przedstawionego przez Komisję Europejską, który ma na celu zniesienie barier blokujących inwestycje transgraniczne w Unii Europejskiej oraz utrudniających przedsiębiorstwom, zwłaszcza małym i średnim, dostęp do finansowania. Tematem rozważań jest wpływ proponowanych rozwiązań oraz ich odniesienie do polskiego rynku kapitałowego, a także wyartykułowanie potencjalnych zagrożeń, jakie może nieść ze sobą niedostatecznie przemyślana unifikacja rynków kapitałowych w Europie.

Słowa kluczowe: Unia Europejska, Unia Rynków Kapitałowych, rynek kapitałowy.

Capital Markets Union: Impact on the Capital Market in Poland

Abstract

The paper "Capital Markets Union: Impact on the Capital Market in Poland" discusses the Capital Markets Union (CMU) plan developed by the European Commission to overcome the barriers to cross-border investments in the European Union and impediments for companies, mainly SMEs, in accessing funding. The paper reviews the impact of the proposed solutions in reference to the Polish capital market and identifies potential risks of the unification of European capital markets under the CMU.

Keywords: European Union, Capital Markets Union, capital market.

JEL: G15, G18, G21, G23

* dr Iwona Sroka – Prezes Zarządu Krajowego Depozytu Papierów Wartościowych S.A. oraz izby rozliczeniowej KDPW CCP S.A.; adiunkt w Katedrze Gospodarki Narodowej na Wydziale Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego, Zakład Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych, ul. Szturmowa 1/3, 02-678 Warszawa; email: iksroka@gmail.com.

Wprowadzenie

Międzynarodowy kryzys finansowy ostatnich lat, którego efektem była m.in. rosnąca liczba regulacji w obszarze rynku finansowego, a także wymogów kapitałowych wobec banków oraz instytucji infrastrukturalnych, spowodował niechęć banków do pożyczania pieniędzy przedsiębiorstwom. W przypadku Europy jest to o tyle dotkliwe, że sektor ten w około 80% finansowany jest ze źródeł bankowych, a tylko w 20% – poprzez rynek kapitałowy (Janac, Mikołajczak i Waliszewski, 2015). Niedokapitalizowane przedsiębiorstwa nie są w stanie przeznaczyć odpowiednich środków na inwestycje w nowe technologie, badania i rozwój, wdrażanie innowacji, których efektem jest wzrost gospodarczy, nowe miejsca pracy i zwiększanie bazy podatkowej. W szczególnie trudnej sytuacji znalazły się małe i średnie przedsiębiorstwa bez dostępu do kapitału zagranicznego oraz posiadające ograniczony dostęp do kredytu bankowego.

Wychodząc naprzeciw potrzebom kapitałowym sektora przedsiębiorstw, Unia Europejska podjęła działania mające na celu zwiększenie udziału rynku kapitałowego w finansowaniu rozwoju firm, zwłaszcza małych i średnich, będących podstawą unijnej gospodarki. Pakiet działań w tym zakresie zaprezentowano pod nazwą Unii Rynków Kapitałowych (URK; *Capital Markets Union*).

W przeciwieństwie do regulacji pokryzysowych, mających na celu zwiększenie bezpieczeństwa obrotu na rynkach finansowych i zapobieganie globalnym kryzysom, koncepcja URK opiera się na pobudzeniu wzrostu i tworzeniu nowych miejsc pracy w Europie poprzez ułatwienie dostępu przedsiębiorstw (przede wszystkim małych i średnich) do różnych źródeł finansowania rozwoju, a także realizacji długoterminowych projektów infrastrukturalnych, finansowanych za pośrednictwem rynków kapitałowych.

Rysunek 1. Kapitalizacja giełd jako % krajowego PKB w danych za 2013 rok

* Dane za rok 2012.

Źródło: Komisja Europejska, 2015b.

Punktem odniesienia dla twórców Unii Rynków Kapitałowych jest rynek amerykański, na którym tamtejsze przedsiębiorstwa w 80% finansują rozwój ze środków pozyskanych na rynku kapitałowym, a jedynie 20% – poprzez banki (Janac, Mikołajczak i Waliszewski, 2015).

Należy jednak pamiętać, że w samej Unii Europejskiej poziom rozwoju poszczególnych rynków kapitałowych i ich znaczenie w lokalnej gospodarce jest bardzo zróżnicowane, co najlepiej oddaje stosunek kapitalizacji giełd do krajowego PKB. W Polsce wynosi on ok. 38%. Dla porównania, w Stanach Zjednoczonych jest to 138%, w Wielkiej Brytanii 121%, ok. 80% we Francji, Finlandii, Belgii, a poniżej 10% na Litwie, Łotwie, Cyprze i Słowacji.

Podstawowe cele Unii Rynków Kapitałowych

Propozycja Unii Rynków Kapitałowych została przedstawiona w dokumencie *Green Paper – Building a Capital Markets Union*, opublikowanym przez Komisję Europejską 18 lutego 2015 r. i skierowanym do konsultacji publicznych (Komisja Europejska, 2015a). Celem dokumentu było rozpoczęcie debaty w Unii Europejskiej na temat ewentualnych środków niezbędnych do stworzenia jednolitego rynku kapitałowego. Zawierał on szereg pytań o działania, jakie należałoby podjąć w celu zniesienia barier, które blokują inwestycje transgraniczne w UE i utrudniają przedsiębiorstwom dostęp do finansowania. Efektem 3-miesięcznych konsultacji dokumentu *Green Paper – Building a Capital Markets Union* było opracowanie *Planu działania na rzecz Unii Rynków Kapitałowych (Action Plan on Building a Capital Markets Union)*, opublikowanego 30 września 2015 r. (Komisja Europejska, 2015).

Komisja Europejska wskazuje, że celem nadrzędnym Unii Rynków Kapitałowych jest stymulowanie zrównoważonego wzrostu gospodarczego oraz wzrostu zatrudnienia, a w konsekwencji zwiększenie innowacyjności i konkurencyjności gospodarki Unii Europejskiej.

Cel ten osiągnąć ma być poprzez odblokowanie zasobów kapitału oraz umożliwienie efektywnej alokacji kapitału poprzez rozwój pozabankowych form finansowania i inwestowania go w europejskie przedsiębiorstwa i infrastrukturę. Wbrew nazwie, Unia Rynków Kapitałowych nie koncentruje się na klasycznie pojmowanym rynku kapitałowym jako miejscu emisji i publicznego obrotu instrumentami finansowymi, obejmuje natomiast wiele innych obszarów, tworzących mechanizmy kapitałotwórcze dla przedsiębiorstw – od finansowania przez banki, poprzez *private equity*, pożyczki *peer-to-peer*, *crowdfunding* czy instytucje inwestowania długoterminowego. Zrównoważony rozwój dotyczy więc nie tylko rynku kapitałowego, który jest jedynie jednym z elementów tego planu.

Alokacja kapitału, jego przepływ z obszarów UE, w których są jego nadwyżki do krajów, gdzie występują jego deficyty, ma zostać ułatwiona dzięki znoszeniu barier

transgranicznych. Polegają one m.in. na różnicach w opodatkowaniu przychodów z inwestycji w poszczególnych krajach, jak również na utrudnionym dostępie do informacji. Brak jest np. międzynarodowej sieci informacyjnej łączącej potencjalnych inwestorów z sektorem MŚP szukającymi kapitału.

W przypadku rynków kapitałowych, w ramach znoszenia barier transgranicznych planowana jest likwidacja utrudnień wynikających z różnic w regulacjach dotyczących własności papierów wartościowych, prawie upadłościowym oraz wzmocnienie współpracy pomiędzy krajowymi instytucjami nadzorującymi rynki kapitałowe. Ponadto Unia Rynków Kapitałowych stawia sobie za zadanie rozwijanie rynków kapitałowych we wszystkich państwach członkowskich, dając im m.in. możliwość korzystania ze wsparcia Służby ds. Wspierania Reform Strukturalnych dla celów rozwoju swoich rynków kapitałowych.

W zakresie detalicznych usług finansowych, w ramach realizacji Unii Rynków Kapitałowych, Komisja Europejska wydała w grudniu 2015 r. *Zieloną Księgę*, w której zidentyfikowano przeszkody powodujące ograniczenie wyboru i konkurencji oraz utrzymanie fragmentacji rynku europejskiego w tym zakresie. Ze strony konsumentów wynika to często z braku dostępu do informacji o ofertach pochodzących z innych państw członkowskich, jak również z braku dostępu do usług. Usługodawcy z sektora finansowego w większości przypadków nie oferują produktów w innych państwach członkowskich, ponieważ rozdrobnione rynki generują nadmierne koszty operacyjne i koszty przestrzegania przepisów.

Plan działania na rzecz Unii Rynków Kapitałowych zawiera natomiast plan działań i harmonogram wprowadzenia podstawowych elementów URK do roku 2019. Plan działania skupia się na następujących kluczowych kwestiach:

- **więcej możliwości dla inwestorów** – URK powinna zmobilizować kapitał w Europie i skierować go do przedsiębiorstw, w tym MŚP, oraz na projekty infrastrukturalne, które potrzebują kapitału do rozwoju i tworzenia miejsc pracy; powinno to stworzyć gospodarstwu domowemu więcej atrakcyjnych możliwości realizacji celów związanych z inwestowaniem oszczędności;
- **połączenie branży finansowej z gospodarką realną** – Unia Rynków Kapitałowych jest klasycznym projektem jednolitego rynku z korzyściami dla wszystkich 28 państw członkowskich; mogą one wiele zyskać dzięki kierowaniu kapitału i inwestycji do realizacji ich projektów;
- **sprzyjanie wprowadzeniu silniejszego i bardziej odpornego systemu finansowego** – udostępnienie szerszego wachlarza źródeł finansowania i zwiększenie inwestycji długoterminowych zagwarantuje, że obywatele i przedsiębiorstwa w UE nie będą już tak podatni na wstrząsy finansowe, jak miało to miejsce podczas ostatniego kryzysu;
- **pogłębienie integracji finansowej i wzrost konkurencyjności** – Unia Rynków Kapitałowych powinna doprowadzić do bardziej transgranicznego podziału ryzyka i kreowania bardziej płynnych rynków, co pogłębi integrację finansową, obniży koszty i zwiększy konkurencyjność Europy.

Znaczenie rynku kapitałowego w finansowaniu przedsiębiorstw

Unia Rynków Kapitałowych koncentruje się na różnorodnych źródłach finansowania rozwoju przedsiębiorstw, w szczególności małych i średnich. Na potrzeby niniejszego artykułu szczegółowej analizie poddany będzie jako przykład klasycznie rozumiany rynek kapitałowy.

Rynek kapitałowy dla rozwoju polskich przedsiębiorstw to przede wszystkim:

- źródło pozyskania długoterminowego kapitału na sfinansowanie rozwoju i bardziej ryzykownych projektów niż w przypadku finansowania bankowego;
- dywersyfikacja źródeł finansowania aktywów poprzez długoterminowy kapitał własny;
- zmniejszenie wskaźnika zadłużenia firmy, w wyniku pozyskania kapitału własnego z rynku giełdowego – instrumenty udziałowe (kapitał akcyjny wchodzi w skład kapitału własnego spółki akcyjnej);
- wzrost wiarygodności firmy wobec klientów, dostawców oraz pośredników finansowych, w tym banków;
- relatywnie niski koszt pozyskania kapitału w porównaniu z rynkiem zagranicznym – istotne dla małych i średnich firm;
- kluczowe znaczenie dla firm innowacyjnych, a także małych i średnich przedsiębiorstw, mających utrudniony dostęp do kredytu bankowego i kapitału zagranicznego;
- możliwość rynkowej wyceny spółki na rynku publicznym;
- efekty marketingowe i wizerunkowe.

Udział sektora MŚP w polskiej gospodarce jest wysoki – podmioty te zatrudniają ok. 70% ogółu zatrudnionych, wytwarzają prawie 50% PKB i stanowią ok. 99,8% ogólnej liczby przedsiębiorstw. Wartości nie odbiegają znacząco od średniej unijnej, natomiast specyfiką rynku polskiego jest szczególnie duża liczba tzw. mikroprzedsiębiorstw (zatrudniających poniżej 10 pracowników lub osiągających roczne obroty netto poniżej 2 mln EUR) (PARP, 2014).

Mikroprzedsiębiorstwa nie szukają finansowania na tradycyjnym rynku kapitałowym, ale mogą być zainteresowane alternatywnymi metodami finansowania, wskazywanymi w dokumentach związanych z URK: pożyczki *peer-to-peer*, *crowdfunding*, jak również finansowaniem w formie *private placement* lub *venture capital*.

W Polsce większym problemem niż trudny dostęp rynku kapitałowego dla spółek sektora MŚP jest pogłębiający się brak zaufania i coraz bardziej ograniczona baza inwestorów, szczególnie indywidualnych. Nawet najbardziej liberalne zasady dostępu spółek do rynku nie pomogą w sytuacji braku inwestorów. Dane z ostatnich trzech lat pokazują, że spada kapitalizacja Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie, a także wartość obrotów akcjami i obligacjami, jak również liczba i wartość ofert publicznych, co obrazuje rysunek 2. Warto podkreślić, że małe i średnie spółki

poszukują finansowania głównie na rynku NewConnect, dedykowanemu temu właśnie segmentowi.

Rysunek 2. Kapitalizacja i wartość obrotów na GPW w latach 2013–2015 (mld PLN)

Źródło: opracowanie własne na podstawie GPW, 2015.

Tabela 1. Liczba i wartość IPO (GPW: Rynek Główny i NewConnect)

Rynek	2013		2014		2015	
	RG	NC	RG	NC	RG	NC
Liczba IPO	23	42	28	27	30	19
Wartość IPO (mln PLN)	465	95	350	22	1 143	60

Źródło: opracowanie własne na podstawie GPW, 2015.

Polski rynek kapitałowy – podstawowe statystyki i pozycja w Europie

Polski rynek kapitałowy jest największym i najbardziej rozwiniętym rynkiem w Europie Środkowo-Wschodniej i stanowi istotny element w systemie finansowania rozwoju przedsiębiorstw. Mogą one pozyskiwać środki na rozwój, dokonując emisji akcji na Głównym Rynku GPW lub na przeznaczonym dla mniejszych podmiotów alternatywnym rynku NewConnect. Mają również możliwość finansowania dłużnego poprzez emisje obligacji na rynku Catalist.

Z raportu firmy doradczej PwC (2015) pt. *Rynek kapitałowy jako narzędzie finansowania rozwoju polskich regionów* wynika, że aż 87% przedsiębiorstw finansujących się poprzez emisję akcji i debiut na giełdzie miało skonsolidowane roczne przychody ze sprzedaży mniejsze niż 150 mln zł, a 56% – mniejsze niż 15 mln zł. Z kolei na rynku Catalist 66% emisji obligacji miało wartość mniejszą niż 30 mln zł. Potwierdza to, że rynek kapitałowy umożliwia finansowanie zarówno dużych, jak i małych przedsięwzięć. Zatem rynek kapitałowy w Polsce w istotnym stopniu odgry-

wa rolę miejsca pozyskiwania kapitału dla sektora MŚP, co jest jednym z priorytetów URK.

Przedsiębiorstwa na polskim rynku znacznie częściej niż w innych krajach naszego regionu sięgają po finansowanie z rynku kapitałowego. Jak pokazują dane FESE¹, w latach 2013–2015, 134 przedsiębiorstwa zadebiutowały na rynkach prowadzonych przez GPW, co jest absolutnym wydarzeniem w skali regionu.

Rysunek 3. Liczba IPO na wybranych rynkach Europy Środkowo-Wschodniej w latach 2013–2015

Źródło: opracowanie własne na podstawie FESE, 2015.

Warszawska giełda jest także największa w regionie Europy Środkowej i Wschodniej pod względem kapitalizacji, czyli wartości notowanych spółek.

Rysunek 4. Kapitalizacja wybranych giełd Europy Środkowo-Wschodniej na koniec 2015 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie FESE, 2015.

W porównaniu z największymi rynkami kapitałowymi w Europie, Polska jest rynkiem relatywnie małym – o niewielkiej kapitalizacji i znikomych w skali europejskiej obrotach. Jak pokazują dane FESE, kapitalizacja GPW jest ponad 10-krotnie mniejsza niż giełdy w Szwajcarii, a skalą porównywać się może z rynkami w Turcji czy Norwegii (choć wciąż jest od nich mniejsza).

¹ FESE – Federation of European Stock Exchanges (Europejska Federacja Giełd Papierów Wartościowych).

Rysunek 5. Kapitalizacja wybranych giełd w Europie na koniec 2015 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie FESE, 2015.

Podobnie, jeśli porównać obroty akcjami na europejskich parkietach: GPW odpowiada za ok. 0,4% wszystkich obrotów akcjami, podczas gdy Londyn generuje blisko 19% obrotów akcjami w Europie; giełda niemiecka – 11%. Warto jednak podkreślić, że Warszawa jest i tak największym rynkiem w regionie CEE w tym względzie.

Tabela 2. Procentowy udział rynków giełdowych w obrotach akcjami w Europie w 2015 r.

Rynek	Udział (w %)
BATS Chi-X Europe	22,54
London Stock Exchange Group	18,92
Euronext	14,82
Deutsche Börse	11,10
Turquoise	7,66
BME (Spanish Exchanges)	7,12
SIX Swiss Exchange	7,06
NASDAQ OMX Nordics & Baltics	5,39
Borsa Istanbul	2,69
Oslo Børs	0,90
Equiduct	0,50
Aquis Exchange	0,43
Warsaw Stock Exchange	0,39
Vienna Stock Exchange	0,23

Cd. tab. 2

Rynek	Udział (w %)
Athens Exchange	0,13
Budapest Stock Exchange	0,05
Prague Stock Exchange	0,05
Bucharest Stock Exchange	0,01
Ljubljana Stock Exchange	0,00
Bulgarian Stock Exchange	0,00
Bratislava Stock Exchange	0,00

Źródło: opracowanie własne na podstawie FESE, 2015.

W skali europejskiej polski rynek wciąż należy do stosunkowo małych, podobnie jak inne rynki naszej części Europy. Dlatego tak istotne z punktu widzenia realizacji idei Unii Rynków Kapitałowych jest uwzględnienie interesów mniejszych rynków, tak aby zapewnić także im warunki do wzrostu i finansowania lokalnych gospodarek.

URK a polski rynek kapitałowy

„Polska pozytywnie odnosi się do postulatu budowy europejskiej Unii Rynków Kapitałowych, przy zastrzeżeniu, iż proponowane rozwiązania prowadzić będą do faktycznego zwiększenia roli rynku kapitałowego w finansowaniu gospodarki, a nie, jak miało to miejsce w ostatnim czasie, do kolejnego wzrostu wymogów regulacyjnych. Z tych względów, przy tworzeniu zakładanego nowego zbioru przepisów, należy w głównej mierze oprzeć się na praktycznych problemach dotyczących istniejących barier rynkowych. Skutkiem takiego podejścia powinno być podejmowanie zmian jedynie w tych obszarach, które wymagają interwencji w celu likwidacji istniejących trudności na rynku kapitałowym i gdy są efektywne kosztowo”². Tak brzmi fragment opinii Rządu RP do *Planu działania na rzecz tworzenia unii rynków kapitałowych*. Jest on wynikiem konsultacji społecznych prowadzonych w Polsce i uwzględnia stanowiska organizacji branżowych i kluczowych uczestników rynku kapitałowego.

Unia Rynków Kapitałowych definiuje głównie działania systemowe. Zagrożeniem dla efektywnego wprowadzenia jej założeń w życie na poziomie poszczególnych państw członkowskich może być opóźnianie i niezgodności w implementacji nowych regulacji wspólnotowych, jak również brak wspierania bezpośrednio obowiąz-

² Stanowisko Rządu RP dotyczące *Komunikatu Komisji do Parlamentu Europejskiego, Rady, Europejskiego Komitetu Ekonomiczno-Społecznego i Komitetu Regionów Plan działania na rzecz tworzenia unii rynków kapitałowych*.

zujących regulacji unijnych przez lokalne akty wykonawcze. Występujący w niektórych państwach brak efektywności w tworzeniu prawa ogranicza skuteczną integrację rynków finansowych.

W ciągu ostatnich kilku lat widoczna była tendencja regulatorów europejskich do wprowadzania regulacji rynku finansowego w dużej mierze w formie rozporządzeń, bezpośrednio obowiązujących i niewymagających implementacji do prawa krajowego. Zapewnia to ujednolicenie przepisów, jednak nie bierze pod uwagę specyfiki rynków lokalnych, takich jak Polska, wynikających z innych uwarunkowań, np. poziomu rozwoju rynku czy dostępu do kapitału. Wprowadzanie jednorodnych rozwiązań na poziomie UE ułatwia konkurencję pomiędzy podmiotami z różnych krajów działającymi na rynkach, jak również podmiotami infrastruktury, co powinno prowadzić do obniżenia kosztów działania na tych rynkach. Jednak przy tak dużej liczbie regulacji pojawia się coraz częściej brak spójności, przeregulowanie, co z kolei ogranicza efektywność i podnosi koszty działania na rynku. Ponadto powodują one wzrost kosztów funkcjonowania podmiotów lokalnych w związku z koniecznością spełnienia wysokich wymogów regulacyjnych, takich samych dla firm lokalnych i międzynarodowych.

Dlatego, z powyższych względów, konieczne jest położenie nacisku na respektowanie zasady proporcjonalności przy tworzeniu regulacji na szczeblu europejskim. Potencjalne koszty wprowadzania nowych rozwiązań są bardziej dotkliwe dla mniejszych podmiotów i rynków. Ważne jest więc dążenie do minimalizowania negatywnego wpływu regulacji, które w sposób ewidentny dyskryminują mniejsze podmioty, poprzez tworzenie barier kosztowych na poziomie implementowania zawartych w nich rozwiązań. Regulacje UE nie powinny wzmacniać systemowej przewagi globalnych instytucji, która może być niekorzystna dla mniejszych rynków, jakim jest rynek polski. Nie należy także tworzyć sytuacji prowadzącej do konsolidacji rynku kapitałowego i budowania jednego centrum finansowego w UE. Korzyści z wprowadzania w życie wspólnego rynku kapitałowego powinni odnosić interesariusze z każdego państwa członkowskiego.

Korzystne jest to, że *Plan działania na rzecz tworzenia Unii Rynków Kapitałowych* obejmuje nie tylko propozycje nowych regulacji na szczeblu unijnym, lecz także inicjatywy tworzenia „miękkich regulacji” na szczeblu europejskim (np. proponowany *Kodeks dobrych praktyk w zakresie stosowania opodatkowania u źródła*) oraz promowanie współpracy między państwami członkowskimi (np. w przypadku obligacji zabezpieczonych, *crowdfunding*, krajowych zachęt podatkowych dotyczących inwestycji prywatnych i aniołów biznesu, źródeł informacji dotyczących finansowania MŚP czy prywatnego plasowania obligacji). W niektórych obszarach postawiono na rozwiązania dobrowolne (np. ewentualne standardy rachunkowości dla MŚP notowanych na rynkach dla nich dedykowanych). To wszystko w pozytywny sposób będzie wpływało na rozwój rynku kapitałowego w Polsce i innych mniejszych krajach regionu CEE.

Podsumowanie

Przyszła Unia Rynków Kapitałowych powinna opierać się na lokalnych rynkach kapitałowych i zapewniać swobodny przepływ kapitału między nimi, umożliwiając jednocześnie wybór kraju pozyskiwania finansowania. URK nie powinna polegać na przyjmowaniu jednolitych rozwiązań pomijających specyfikę poszczególnych rynków. Z tych względów przyjmowanie wspólnego rozwiązania dla wszystkich rynków kapitałowych, bez uwzględnienia różnych poziomów rozwoju rynków kapitałowych w UE, nie jest uzasadnione. Wprowadzane nowe rozwiązania powinny przede wszystkim zmierzać do stworzenia europejskiego systemu otwartych rynków kapitałowych, współpracujących ze sobą i oferujących niedyskryminujący dostęp dla inwestorów i emitentów.

Unia Rynków Kapitałowych jest ambitnym i skomplikowanym projektem, w dużej mierze politycznym. Nie zakłada ona tworzenia jednego, paneuropejskiego rynku; kreowane mają być natomiast jednolite warunki regulacyjne dla wszystkich rynków lokalnych. Jest kwestią dyskusyjną czy są to warunki wystarczające. Słabiej rozwinięte rynki, pomimo zniesienia części ograniczeń prawnych, z racji braku dostępu do kapitału, zawłości lokalnego prawa, niekorzystnej ordynacji podatkowej lub innych ograniczeń, specyficznych dla danego kraju, mogą nie być w stanie zaoferować lokalnym spółkom i inwestorom wystarczających możliwości inwestycyjnych oraz pozyskiwania finansowania. W takim wypadku Unia Rynków Kapitałowych zakłada ułatwienie dostępu tych podmiotów do potrzebnych kapitałów z zewnątrz, co powinno wspomóc rozwój tych krajów. Pojawia się jednak obawa czy nie zaszkodzi to rynkom lokalnym, powodując wysysanie z nich kapitałów przez inne, bardziej rozwinięte rynki. O ile możliwe jest ustanowienie jednakowych zasad na szczeblu UE, o tyle ich wprowadzenie w życie zależy od działań prowadzonych przez rządy i organy nadzoru poszczególnych państw członkowskich. Wydaje się, że nadal jednak, ze względów politycznych, niemożliwe będzie ujednolicenie wszystkich obszarów regulacyjnych między państwami UE, czego dobrym przykładem może być projekt strefy euro.

Jeśli jednak projekt URK nie doprowadzi do marginalizacji lokalnych rynków, nadmiernego obciążenia regulacyjnego, będzie uwzględniał poziom rozwoju poszczególnych rynków krajowych, pozwoli na harmonizację prawa w kluczowych dla inwestorów kwestiach, będzie pozytywnie wpływał na rozwój gospodarki Unii Europejskiej i jej rynków kapitałowych.

Bibliografia

- Informacja dla Sejmu i Senatu RP o udziale Rzeczypospolitej Polskiej w pracach Unii Europejskiej w okresie lipiec-grudzień 2015. (2015). Zakładka Senat. Pozyskano z: <https://www.senat.gov.pl/gfx/senat>.
- FESE. (2015). Zakładka Statystyki. Pozyskano z: <https://www.fese.eu/statistics-market-research/historical-data>.

- GPW. (2015). Zakładka Analizy i Statystyki. Pozyskano z: https://www.gpw.pl/statystyki_roczne.
- Janac, A., Mikołajczak, P. i Waliszewski, K. (2015). *Europejska Unia Rynków Kapitałowych. Perspektywa finansowania przedsiębiorstw w Polsce*. Warszawa: CeDeWu Sp. z o.o.
- Komisja Europejska. (2015). *Action Plan on Building a Capital Markets Union*. Pozyskano z: http://ec.europa.eu/finance/capital-markets-union/docs/building-cmu-action-plan_en.pdf.
- Komisja Europejska. (2015a). *Green Paper – Building a Capital Markets Union*. Pozyskano z: http://ec.europa.eu/finance/consultations/2015/capital-markets-union/index_en.htm.
- Komisja Europejska. (2015b). Zakładka Capital Markets Union. Pozyskano z: http://ec.europa.eu/finance/capital-markets-union/index_en.htm.
- Stanowisko Rządu RP dotyczące *Komunikatu Komisji do Parlamentu Europejskiego, Rady, Europejskiego Komitetu Ekonomiczno-Społecznego i Komitetu Regionów Plan działania na rzecz tworzenia unii rynków kapitałowych* (2015).
- PARP. (2014). Raport o stanie sektora małych i średnich przedsiębiorstw w Polsce w latach 2012–2013. Warszawa: Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości.
- Ramontowski, J. (2015). EBC mocno wspiera unię rynków kapitałowych. *Obserwator Finansowy.pl*. Pozyskano z: <http://www.obserwatorfinansowy.pl/tematyka/rynki-finansowe/ebc-mocno-wspiera-unie-rynkow-kapitalowych/>.
- PwC. (2015). Rynek kapitałowy jako narzędzie finansowania rozwoju polskich regionów. Raport PricewaterhouseCoopers Sp. z o.o. do użytku Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. na potrzeby inicjatywy Kapitał dla rozwoju, 9 kwietnia–20 maja 2015 r., Warszawa.

Rozdział II

BOŻENA FRĄCZEK*

Iluzja wiedzy finansowej jako zagrożenie dla zwiększania stopnia włączenia finansowego i funkcjonowania rynku finansowego

Streszczenie

Niski poziom alfabetyzacji finansowej oraz niesatysfakcjonujące wyniki edukacji finansowej, skutkujące wieloma błędami wciąż popełnianymi przez indywidualnych konsumentów finansowych stanowią przesłanki poszukiwania nowych rozwiązań w zakresie zwiększania pozytywnych rezultatów w obszarze finansów osobistych. Brak zaufania do działań prowadzonych w ramach edukacji finansowej jest tłumaczony dużymi kosztami, brakiem pozytywnych efektów oraz negatywnymi skutkami ubocznymi (np. iluzja wiedzy). Zwraca się uwagę na możliwość poprawy efektów finansowych podmiotów indywidualnych przez zwiększenie skali działalności ekspertów i doradców na rynku finansowym. W związku z tym celem artykułu jest przedstawienie wyników badań weryfikujących wiedzę finansową studentów kierunków ekonomicznych jako potencjalnych uczestników i ekspertów rynku finansowego, ze szczególnym zwróceniem uwagi na zjawisko iluzji wiedzy i ignorancji wobec wiedzy finansowej.

Słowa kluczowe: edukacja finansowa, alfabetyzacja finansowa, włączenie finansowe, iluzja wiedzy finansowej.

The illusion of financial knowledge as a threat to increasing the degree of financial inclusion and functioning of the financial market

Abstract

The low level of financial literacy and unsatisfactory results of financial education, resulting in a number of mistakes made by individual financial consumers constitute the premises to look for the new solutions to increase positive results in the area of personal finance. The special attention is drawn to the possibility of improving the financial effects of individuals by increasing the scale

* dr Bożena Frączek – Katedra Bankowości i Rynków Finansowych, Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach, 1 Maja 50, 40-287 Katowice; e-mail: b.fraczek@ue.katowice.pl.

of operations of experts and advisors at the financial market. Therefore, the aim of this article is to present the results of studies verifying the financial knowledge of students studying economic fields, as potential participants and experts at the financial market, with particular attention to the phenomenon of illusion of financial knowledge and ignorance of financial knowledge.

Keywords: financial education, financial literacy, financial inclusion, illusion of financial knowledge.

JEL: G15, I23, I25, A2

Wprowadzenie i przegląd literatury

Powszechnie wiadomo, że poziom alfabetyzacji finansowej (wiedzy, umiejętności, świadomości finansowej oraz wynikających z nich postaw i zachowań) społeczeństw wpływa na poziom ich finansowego dobrobytu (Knehans-Olejek, 2014; Taft i in., 2013; Bogacka-Kisiel, 2012; Iwanicz-Drozdowska, 2009), jak również na funkcjonowanie i rozwój rynku finansowego (Penczar, 2014; Lusardi i Mitchell, 2014). Wszystkie elementy alfabetyzacji finansowej są ważne z punktu widzenia nie tylko oszczędności i innych podstawowych produktów finansowych, lecz także z perspektywy uczestniczenia w ryku giełdowym i innych segmentach rynku kapitałowego w aspekcie inwestowania w instrumenty ryzykowne (Thomas i Spataro, 2015; Frączek, 2014).

Niejednokrotnie wykazano, że poziom alfabetyzacji finansowej choć zróżnicowany w poszczególnych krajach, głównie z uwzględnieniem podziału na kraje rozwinięte i rozwijające się oraz w ramach określonych grup docelowych (zróżnicowanych pod względem płci (Berggren i Gonzalez, 2010), wieku (Finke i in., 2011; Fundacja Kronenberga Citi Handlowy, 2009), wielkości osiąganego dochodu oraz poziomu wykształcenia (Spataro i Corsini, 2013; Atkinson i Messy, 2012) itd.) jest niesatysfakcjonujący (Bumcort i in., 2011). Dodatkowo podkreślany jest fakt, że pomimo wielu działań edukacyjnych, sytuacja nie poprawia się, a tempo zmian w poziomie alfabetyzacji społeczeństw nie dorównuje bardzo dynamicznym zmianom na rynkach finansowych.

Podjęmowane działania w obszarze edukacji i ich efekty nie nadążają za rozwojem rynku, co skutkuje brakiem przygotowania podmiotów indywidualnych do uczestniczenia w nim i co jest zagrożeniem dla niezadowolającego poziomu włączenia finansowego (Cohen, 2011). W wielu przypadkach podkreśla się wręcz występowanie zjawiska wykluczenia finansowego (Carbo i in., 2007; Świecka 2009). Bez przesady można stwierdzić, że pomiędzy poziomem alfabetyzacji finansowej a wymaganym poziomem wiedzy, umiejętności i świadomości jest przepaść. Dotyczy to przeciętnych indywidualnych konsumentów finansowych, ale również młodych ludzi z wykształceniem ekonomicznym.

Powszechne twierdzenie, że inwestorzy indywidualni w dużym stopniu wpływają na zmienność i tworzą największą szum na rynku finansowym jest wciąż aktual-

ne i stanowi zagrożenie dla jego dalszego rozwoju (Foucault i in., 2011). Za jedną z głównych przyczyn ostatniego kryzysu uważa się inwestorów indywidualnych, w aspekcie braku zrozumienia rynku.

Promowanie edukacji finansowej zwykle sprowadza się do kreowania wizji wyedukowanego społeczeństwa podejmującego racjonalne decyzje finansowe. W wielu krajach opracowano i wdrożono narodowe strategie edukacji finansowej (NS) (Frączek, 2013). Opracowywane są i doskonalone programy nauczania zarówno w ramach finansowej edukacji formalnej, jak i nieformalnej i pozaformalnej. W ramach edukacji finansowej promowane są idee uczenia się przez całe życie i uczenia się od najmłodszych lat, a także filary wiedzy UNESCO: uczyć się, aby wiedzieć; uczyć się, aby działać; uczyć się, aby żyć wspólnie; uczyć się, aby być (UNESCO, 1996).

Należy jednak zaznaczyć, że poza bardzo głośnymi postulatami wzywającymi do powszechnej edukacji finansowej, można usłyszeć także głosy przeciwko edukacji finansowej (Willis, 2008). To, wydawać by się mogło, przewrotne podejście do edukacji finansowej znajduje jednak racjonalne wytłumaczenie. Głosy te najczęściej wynikają z braku wiary w skuteczność działań systemów edukacyjnych z uwagi na brak dostosowania tempa zmian w tych systemach do tempa zmian na rynkach finansowych. Zwraca się także uwagę na duże koszty edukacji finansowej, niewspółmierne do korzyści. Skrajne stanowiska są motywowane stratą nie tylko pieniędzy, lecz także czasu. Dodatkowo zwraca się uwagę na fakt pojawiania się u osób korzystających z różnych form edukacji finansowej efektu nadmiernej pewności siebie w miejsce pożądanego umiarkowania i wiedzy finansowej. Nadmierna pewność siebie jest uważana za bezpośredni skutek iluzji wiedzy. W wyniku uczestniczenia w procesach edukacyjnych „specjaliści” przekonani o swojej wiedzy często stają się nadmiernie pewni co do swoich umiejętności w dziedzinie swojej specjalizacji (Lichtenstein i Fischhoff, 1977). Analizując środowisko ekonomistów w kontekście nadmiernej pewności siebie, należy zwrócić uwagę na fakt, że chociaż pewność siebie jest niezbędna przy wygłaszaniu stanowczych opinii eksperckich i może być postrzegana jako jedno z największych osiągnięć ekonomistów, jest ona jednocześnie ich słabym punktem (Fourcade i in., 2015) i może okazać się pułapką. W wielu przypadkach ekonomiści, którzy działają na rynku jako eksperci, stają się ofiarami nadmiernej pewności siebie (Langner, 2006). Stanowi to istotne i realne zagrożenie dla funkcjonowania i rozwoju rynku finansowego.

Wiele osób twierdzi, że nie jest możliwe, by wysiłki w kierunku uczynienia indywidualnych konsumentów finansowych ekspertami własnych finansów były efektywne. Dlatego też pojawiają się postulaty przesunięcia środka ciężkości z poszukiwań sposobów skutecznej edukacji na rzecz z poszukiwania rozwiązań bardziej sprzyjających osiągnięciu pozytywnych wyników finansowych przez konsumentów finansowych.

Jednym z rozwiązań mogłoby być korzystanie z usług ekspertów finansowych. Takie rozwiązanie wymagałoby zaufania potencjalnych indywidualnych konsumen-

tów finansowych zarówno do rynku finansowego, jak i do samych ekspertów. Kolejnym niezbędnym warunkiem tego rozwiązania jest wystarczająca ilość odpowiednio przygotowanych doradców finansowych. Wydawać by się mogło, że idealnymi kandydatami na przyszłych ekspertów są studenci kierunków ekonomicznych. Jednak czy ich wiedza, umiejętności, świadomość, postawy finansowe są odpowiednie i wystarczające?

Przedstawione fakty stały się bezpośrednią przesłanką do przeprowadzenia badań, które stanowiłyby uzupełnienie dotychczasowych wysiłków podejmowanych podczas badań podstawowego poziomu alfabetyzacji finansowej społeczeństw poszczególnych krajów lub określonych grup docelowych (np. Xu & Zia, 2012, OECD/PISA, 2012).

Celem artykułu jest przedstawienie wyników analizy weryfikującej wiedzę finansową studentów kierunków ekonomicznych w kilku krajach jako potencjalnych uczestników i ekspertów rynku finansowego, ze szczególnym zwróceniem uwagi na zjawisko iluzji wiedzy i ignorancji wobec wiedzy finansowej.

Problem badawczy i metodyka przeprowadzonych badań

Chcąc osiągnąć cel założony we wstępie, sformułowano następujące tezy badawcze:

- H1: Poziom alfabetyzacji finansowej odnoszącej się do znajomości teorii rynków finansowych przyszłych ekonomistów jest niezadowalający.
- H2: Poziom znajomości teorii odbiega od poziomu samooceny badanych w tym obszarze.
- H3: Wśród potencjalnych uczestników i ekspertów rynku finansowego można zauważyć tzw. iluzję wiedzy finansowej.

Zjawisko iluzji wiedzy zostało zbadane na podstawie zestawienia prawidłowych odpowiedzi na pytania z danego obszaru oraz deklaracji znajomości tych samych obszarów. Ponieważ założono, że ankietowani studenci kierunków ekonomicznych są bardzo ważnymi potencjalnymi uczestnikami oraz ekspertami rynku finansowego, tezy zostały weryfikowane na podstawie znajomości teorii umożliwiających analizę rynku finansowego, zwłaszcza kapitałowego i walutowego oraz deklaracji znajomości poszczególnych teorii. Test wiedzy objął podstawowe teorie wykorzystywane do analizy rynku finansowego, tj. analizę fundamentalną AF, analizę techniczną AT, analizę portfelową AP oraz analizę behawioralną AB – każdą z uwzględnieniem zakresu podstawowego i poszerzonego.

Artykuł został napisany po przestudiowaniu literatury, przede wszystkim akademickich recenzowanych artykułów naukowych oraz po przeprowadzeniu badań ankietowych.

Przegląd literatury uświadomił konieczność podniesienia podstawowego poziomu edukacji finansowej młodzieży jako przyszłych uczestników rynku finansowego oraz

konieczność podnoszenia i poszerzania zakresu wiedzy finansowej wśród przyszłych ekonomistów – także jako potencjalnych ekspertów rynku finansowego i doradców w zakresie ryzykownych instrumentów finansowych. Szczególną uwagę zwrócono na pojawiający się w literaturze nowy trend „przeciwko edukacji finansowej”, którego uzasadnieniem jest iluzja wiedzy finansowej oraz ignorancja wobec niej.

Część empiryczna artykułu jest rezultatem części badań ankietowych przeprowadzonych wśród studentów kierunków ekonomicznych krajów Grupy Wyszehradzkiej: Czech – 362 studentów Uniwersytetu J.E. Purkyne w Usti nad Labem (UJEP); Polski – 362 studentów Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach; Słowacji – 274 studentów Uniwersytetu Ekonomicznego w Bratysławie oraz Węgier – 203 studentów Uniwersytetu Zachodniowęgierskiego w Sopronie. Badania ankietowe zostały przeprowadzone w okresie kwiecień–maj 2015 r. Badaną populacją byli wszyscy dostępni (w czasie wykładów) studenci kierunków ekonomicznych UJEP w Czechach oraz Uniwersytetu Zachodniowęgierskiego w Sopronie. W przypadku Uniwersytetu Ekonomicznego w Bratysławie respondentami byli wszyscy dostępni studenci Wydziału Ekonomii i Biznesu w Koszycach. Natomiast z uwagi na dużą ilość studentów na Uniwersytecie Ekonomicznym w Katowicach przeprowadzone zostały badania reprezentacyjne wśród studentów dostępnych na wykładach.

Przyjęte do badań uczelnie można uznać za typowe uczelnie państwowe, na których studenci–respondenci w badaniach charakteryzują się wieloma zbliżonymi cechami, jak np. struktura płci, zróżnicowanie w wielkości miejscowości, z której pochodzą czy też zróżnicowanie w zakresie ekonomicznego/nieekonomicznego wykształcenia rodziców. Dlatego też można przyjąć, że dobrana próba jest miniaturą populacji studentów kierunków ekonomicznych. Badania zostały przeprowadzone z uwzględnieniem kraju respondenta oraz etapu nauczania (I – studenci rozpoczynający edukację ekonomiczną, czyli studenci pierwszego roku studiów licencjackich, II – studenci kończący edukację ekonomiczną, czyli studenci ostatniego roku studiów magisterskich). W badaniach zastosowano podejście czysto opisowe. Ze względu na metodologię przeprowadzonego badania otrzymane wyniki i płynące z nich wnioski można uznać za wiarygodne.

Przeprowadzone badania pozwoliły na ocenę poziomu znajomości podstawowych teorii finansowych wykorzystywanych przez inwestorów do analizy rynku (teorii analizy fundamentalnej AF, analizy technicznej AT, analizy portfelowej AP i analizy behawioralnej AB) na poziomie zarówno podstawowym, jak i bardziej zaawansowanym. Niezależnie od pytań weryfikujących wiedzę, ankieta zawierała także pytania, których celem była samoocena poziomu znajomości każdej teorii (podstawowy, zaawansowany, brak znajomości teorii). Spodziewana rozbieżność miała stanowić podstawę stwierdzenia o braku spójności elementów alfabetyzacji finansowej (wiedzy i świadomości), który może być formą iluzji wiedzy finansowej bądź/lub ignorancji wobec niej ankietowanych przyszłych ekonomistów i potencjalnych ekspertów rynku finansowego.

Wyniki przedstawiono w tabelach.

Rysunek 1. Liczba ankietowanych studentów rozpoczynających (pierwszy rok studiów licencjackich) i kończących (ostatni rok studiów magisterskich) edukację na kierunkach ekonomicznych w poszczególnych krajach

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki przeprowadzonych badań ankietowych

Poziom wiedzy finansowej przyszłych ekonomistów w zakresie znajomości podstawowych teorii umożliwiających analizę rynku finansowego, choć nieco zróżnicowany, jest niesatysfakcjonujący we wszystkich krajach Grupy Wyszehradzkiej.

Tabela 1 A. Podstawowa znajomość teorii. Odsetek ankietowanych, którzy udzielili poprawnej odpowiedzi

Rodzaj teorii Kraj/etap edukacji	AF	AT	AP	AB
	studenci rozpoczynający edukację (w %)			
Czechy I	35,4	18,8	58,9	39,1
Polska I	58,2	31,1	49,2	41,8
Słowacja I	38,0	29,9	69,3	34,3
Węgry I	37,6	26,8	49,0	37,6
	studenci kończący edukację (w %)			
Czechy II	44,7	22,9	77,6	50,0
Polska II	76,8	47,0	97,3	81,6
Słowacja II	76,6	62,8	89,8	64,2
Węgry II	58,7	39,1	80,4	73,9

AF – analiza fundamentalna,
AT – analiza techniczna,
AP – analiza portfelowa,
AB – analiza behawioralna.

Źródło: opracowanie własne.

T a b e l a 1 B. Zaawansowana znajomość teorii. Odsetek ankietowanych, którzy udzielili poprawnej odpowiedzi

Kraj/etap edukacji	Rodzaj teorii	AF*	AT*	AP*	AB*
	studenci rozpoczynający edukację (w %)				
Czechy I		27,1	15,1	10,4	15,6
Polska I		31,6	22,6	5,1	16,9
Słowacja I		27,0	19,0	13,9	8,0
Węgry I		36,9	28,7	17,2	22,9
		studenci kończący edukację (w %)			
Czechy II		25,9	10,0	7,1	22,4
Polska II		53,5	37,3	50,8	27,0
Słowacja II		46,0	8,0	27,7	10,9
Węgry II		39,1	39,1	2,2	47,8

* Oznaczenia jak tab. 1.

Źródło: opracowanie własne.

Zważywszy na fakt, że badania zostały przeprowadzone wśród osób zainteresowanych problematyką ekonomiczną, należy stwierdzić, że poziom znajomości podstawowych teorii na rynku finansowym jest słaby. Należy uznać, że poziom posiadanej wiedzy, będącej przedmiotem badań, jest bardziej zbliżony w poszczególnych krajach Grupy Wyszehradzkiej, jeśli chodzi o podstawy. Odsetek poprawnych odpowiedzi w obszarze poszczególnych teorii na poziomie bardziej zaawansowanym jest bardziej zróżnicowany, przy czym największe zróżnicowanie można dostrzec w odniesieniu do teorii portfelowej i behawioralnej, zwłaszcza w przypadku studentów kończących edukację.

W tym miejscu warto dodatkowo przeanalizować, jak ankietowani oceniają swoją wiedzę i jaki jest odsetek ankietowanych, u których pozytywna samoocena w zakresie i poziomie znajomości danej teorii, została potwierdzona udzieleniem prawidłowej odpowiedzi.

T a b e l a 2 A. Zestawienie wyników w zakresie samooceny, podstawowej znajomości teorii oraz zgodności pozytywnej samooceny z poprawną odpowiedzią u studentów rozpoczynających edukację na kierunkach ekonomicznych

Rodzaj teorii	Poziom podstawowy (w %)				Poziom poszerzony (w %)			
	AF*	ATF*	APF*	ABF*	AFF*	ATF*	APF*	ABF*
Czechy I								
Pozytywna samoocena	21,9	28,1	21,4	24,0	1,0	2,1	4,7	4,2
Poprawna odpowiedź	35,4	18,8	58,9	39,1	27,1	15,1	10,4	15,6
Zgodność samooceny z posiadaną wiedzą	10,9	6,8	16,1	9,4	1,0	0,0	2,1	1,0

C.d. tab. 2 A

Rodzaj teorii	Poziom podstawowy (w %)				Poziom poszerzony (w %)			
	AF*	ATF*	APF*	ABF*	AFF*	ATF*	APF*	ABF*
Polska I								
Pozytywna samoocena	37,9	31,6	32,8	36,2	4,5	5,6	2,8	1,7
Poprawna odpowiedź	58,2	31,1	49,2	41,8	31,6	22,6	5,1	16,9
Zgodność samooceny z posiadaną wiedzą	20,3	10,7	20,3	16,9	2,3	2,3	0,6	0,0
Słowacja I								
Pozytywna samoocena	27,0	34,3	32,8	36,5	2,0	3,6	5,1	2,2
Poprawna odpowiedź	38,0	29,9	69,3	34,3	27,0	19,0	13,9	8,0
Zgodność samooceny z posiadaną wiedzą	13,9	10,9	23,4	13,9	2,2	2,2	0,0	0,0
Węgry I								
Pozytywna samoocena	39,5	44,6	45,2	41,4	0,6	2,5	0,6	3,2
Poprawna odpowiedź	37,6	26,8	49,0	37,6	36,9	28,7	17,2	22,9
Zgodność samooceny z posiadaną wiedzą	19,1	16,6	30,6	21,0	0,0	0,6	0,0	1,3

* Oznaczenia jak tab. 1.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2 B. Zestawienie wyników w zakresie samooceny, podstawowej znajomości teorii oraz zgodności pozytywnej samooceny z poprawną odpowiedzią u studentów kończących edukację na kierunkach ekonomicznych

Rodzaj teorii	Poziom podstawowy (w %)				Poziom poszerzony (w %)			
	AF*	ATF*	APF*	ABF*	AFF*	ATF*	APF*	ABF*
Czechy II								
Pozytywna samoocena	32,9	36,5	44,7	33,5	2,9	2,4	5,3	1,2
Poprawna odpowiedź	44,7	22,9	77,6	50,0	25,9	10,0	7,1	22,4
Zgodność samooceny z posiadaną wiedzą	22,9	11,2	34,7	18,8	2,4	0,6	0,0	0,0
Polska II								
Pozytywna samoocena	67,6	67,0	79,5	65,9	4,9	3,2	9,2	2,7
Poprawna odpowiedź	76,8	47,0	97,3	81,6	53,5	37,3	50,8	27,0
Zgodność samooceny z posiadaną wiedzą	55,1	33,5	76,8	55,1	3,2	2,2	5,9	0,5
Słowacja II								
Pozytywna samoocena	79,6	79,6	72,3	66,4	12,4	9,5	7,3	5,8
Poprawna odpowiedź	76,6	62,8	89,8	64,2	46,0	8,0	27,7	10,9
Zgodność samooceny z posiadaną wiedzą	61,3	51,8	67,9	45,3	5,1	0,7	2,9	0,0

C.d. tab. 2 B

Rodzaj teorii	Poziom podstawowy (w %)				Poziom poszerzony (w %)			
	AF*	ATF*	APF*	ABF*	AFF*	ATF*	APF*	ABF*
Węgry II								
Pozytywna samoocena	45,7	45,7	54,3	45,7	6,5	8,7	10,9	6,5
Poprawna odpowiedź	58,7	39,1	80,4	73,9	39,1	39,1	2,2	47,8
Zgodność samooceny z posiadaną wiedzą	34,8	26,1	47,8	37,0	6,5	4,3	0,0	4,3

Źródło: opracowanie własne.

Analiza tabel 2A i 2 B pozwala na określenie następującej zależności:

Odsetek pozycji Odsetek pozycji Odsetek pozycji
 „zgodność samooceny z posiadaną wiedzą” < „pozytywna samoocena” < „poprawna odpowiedź”

Wyjątek od przedstawionej zależności stanowi jedynie analiza techniczna na poziomie podstawowym oraz pojedyncze przypadki na Węgrzech i Słowacji.

Zasadniczo poziom wiedzy oceniony na podstawie pytań z zakresu podstawowe-go i poszerzonego poszczególnych teorii przewyższa poziom pozytywnej samooceny w ocenianych obszarach (niedoceniając wiedzę). Może to oznaczać zarówno brak świadomości, jak i pewności posiadanej wiedzy, gdyż student nie wie jakiego obszaru (teorii) dotyczy zagadnienie przedstawione w pytaniu. Świadczyć to może o ignorancji wobec wiedzy lub o braku potrzeby jej uporządkowania i umiejętności zarządzania nią. Skutkiem tego może być brak właściwych decyzji finansowych lub ich świadome ograniczanie. Osoba nieświadoma swojej wiedzy nie może nią efektywnie zarządzać.

Odsetek poprawnych odpowiedzi przewyższający odsetek złożonych deklaracji znajomości zagadnień nie oznacza jednak, że wszyscy deklarujący znajomość danej teorii poprawnie odpowiedzieli na pytanie z jej zakresu. Świadczą o tym dane będące wynikiem analizy zgodności pozytywnej samooceny z posiadaną wiedzą w porównaniu z prawidłowo udzieloną odpowiedzią. W każdym z analizowanych przypadków odsetek ankietowanych, których charakteryzuje taka zgodność jest niższy zarówno od odsetka ankietowanych, którzy poprawnie odpowiedzieli na pytanie, jak i od odsetka tych, którzy potwierdzili znajomość teorii.

Niższe wartości odsetka ankietowanych w zakresie wspomnianej zgodności w porównaniu z poziomem samooceny oznaczają, że istnieje także grupa ankietowanych, która przecenia swoją wiedzę. Potwierdza to istnienie efektu „nadmiernej pewności siebie” wynikającej z „iluzji wiedzy”. Wspomniana inklinacja behawioralna stanowi poważne zagrożenie dla samych osób, które są nacechowane nadmierną pewnością siebie, jak również dla całego rynku finansowego.

Dodatkowo należy zwrócić uwagę na analizę techniczną AT, która odbiega od zaprezentowanego schematu w części wyrażającej relacje pomiędzy poziomem wie-

dzy i pozytywną samooceną. Dla grupy studentów deklarujących znajomość tej teorii na poziomie podstawowym (zarówno rozpoczynających, jak i kończących edukację) posiadana wiedza została przeceniona. W tym miejscu warto zwrócić uwagę na wyniki innych badań potwierdzających największą popularność narzędzi analizy technicznej wśród inwestorów (Kubińska, Markiewicz i Czupryna, 2015). Te same badania potwierdzają brak korelacji pomiędzy deklaracją stosowania analizy technicznej a rzeczywistym wykorzystaniem tego narzędzia w decyzjach inwestycyjnych.

Ignorancję ludzi młodych, nazywanych często *Generacją Net*, wobec wiedzy finansowej można także ocenić przez pryzmat skali wykorzystywania narzędzi, wspierających procesy edukacyjne w praktycznym wymiarze. Chodzi głównie o narzędzia dostępne przez Internet, takie jak: portfele inwestycyjne w wersji demo, kalkulatory inwestycyjne lub walutowe, programy do analizy rynków, np. do analizy technicznej.

T a b e l a 3. Skala wykorzystywania narzędzi ułatwiających edukację finansową w aspekcie praktycznym oraz rzeczywiste funkcjonowanie na rynku finansowym (w %)

Narzędzia	Rachunki inwestycyjne, portfele inwestycyjne w wersji demo	Kalkulatory inwestycyjne lub walutowe	Programy do analizy rynków np. AT
Kraje	przed rozpoczęciem edukacji		
Czechy I	15,6	28,6	12,5
Polska I	9,6	30,5	13,6
Słowacja I	15,3	45,3	13,1
Węgry I	6,4	5,1	6,4
	po zakończeniu edukacji		
Czechy II	18,2	27,6	11,8
Polska II	19,5	45,4	24,3
Słowacja II	27,7	43,1	33,6
Węgry II	21,7	19,6	21,7

Źródło: opracowanie własne.

Biorąc pod uwagę dostępność i łatwość stosowania wymienionych narzędzi, poziom ich wykorzystania jest bardzo niski i nie zmienia się znacząco na skutek edukacji. Można stąd wywnioskować, że nie jest powszechne wspieranie edukacji formalnej dostępnymi elementami edukacji nieformalnej czy pozaformalnej. Niewykorzystanie szans jest także dowodem na ignorancję wobec wiedzy.

Wnioski

Brak zadowalających skutków powszechnej edukacji finansowej spowodował, że zaczęto poszukiwać nowych rozwiązań. Zwracając uwagę na ogromne koszty procesów edukacyjnych, podkreśla się marność ich efektów, a nawet skutki uboczne

w postaci nadmiernej pewności siebie osób uczestniczących w różnych formach aktywności edukacyjnych.

Jedno z alternatywnych rozwiązań skutków braku wiedzy finansowej sugeruje większe zaangażowanie ekspertów na rynku finansowym, którzy wspieraliby indywidualnych konsumentów finansowych w podejmowaniu decyzji finansowych, czego efektem miałyby być zwiększenie pozytywnych wyników tych decyzji.

Nie chodzi o to, by całkowicie zrezygnować z edukacji finansowej społeczeństw, ale raczej o to, by skoordynować działania w ramach szeroko rozumianej i długofalowej edukacji finansowej z działalnością ekspertów i doradców finansowych.

Pojawia się jednak problem w postaci ograniczonej liczby kandydatów na tych ekspertów. Świadczy o tym niski i zdecydowanie niesatysfakcjonujący poziom wiedzy finansowej oraz podejście do edukacji finansowej potencjalnych kandydatów. Iluzja wiedzy finansowej i ignorancja wobec niej mają zdecydowanie negatywny wpływ na efekty edukacji i są niedopuszczalne w każdym przypadku, a szczególnie jeśli dotyczą potencjalnych uczestników rynku finansowego oraz kandydatów na doradców finansowych.

Warto zwrócić uwagę, że z problemem borykają się wszystkie analizowane kraje. Wykazane różnice nie zmieniają ogólnych spostrzeżeń, jednak wymagają dalszych badań i analiz.

Podziękowanie

Pragnę wyrazić serdeczne podziękowania Partnerom międzynarodowego projektu badawczego „Financial knowledge and skills of young future economists in 4V Countries”, ID 21420287: prof. Anecie Bobenič Hintošovej, dr Monice Bačovej, dr inż. Tomášowi SIVIČEK oraz dr Noémi Iszak za pomoc w przeprowadzeniu badań ankietowych oraz Międzynarodowemu Funduszowi Wyszehradzkiemu za udzielone wsparcie finansowe, które umożliwiło realizację projektu.

Bibliografia

- Angner, E. (2006). Economists as experts: Overconfidence in theory and practice. *Journal of Economic Methodology*, 13(1), 1–24.
- Atkinson, A. i Messy, F. (2012). Measuring Financial Literacy: Results of the OECD/INFE Pilot Study. *OECD, Working Papers on Finance, Insurance and Private Pensions*, 15, OECD Publishing, 446–448.

- Berggren, J. i Gonzalez, R. (2010). *Gender difference in financial decision making – A quantitative study of risk aversion and overconfidence between the genders*. Umeå University, s. 44. Pozyskano z: <http://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:324378/FULLTEXT01.pdf> (lipiec 2015).
- Bogacka-Kisiel, E. (red.). (2012). *Finanse osobiste*. Warszawa: WN PWN.
- Bumcort, Ch., Lin, J. i Lusardi, A. (2011). *The Geography of Financial Literacy: A Report*. Financial Literacy Center.
- Carbo, S., Gardener, E. i Molyneux, Ph. (2007). Financial exclusion in Europe. *Public Money & Management*, 27(1), 21–27.
- Choen, M. (2011). Financial Literacy: A Step for Clients towards Financial Inclusion. *Global Microcredit Summit Commissioned Workshop Paper*, Valladolid, Hiszpania.
- Finke, M.S., Howe, J.S. i Huston, S.J. (2011). *Old age and the Decline in Financial Literacy*. Pozyskano z: <http://www.tilkingroup.com/texastech.pdf> (styczeń 2016).
- Foucault, Th., Sraer, D. i Thesmar, D.J. (2011). Individual Investors and Volatility. *The Journal of Finance*, LXVI(4).
- Fourcade, M., Ollion, E. i Algan, Y. (2015). The superiority of economists. *Journal of Economic Perspectives*, 29(1), 89–114.
- Frączek, B. (2014). Niski poziom alfabetyzacji finansowej społeczeństwa jako bariera ograniczająca rozwój rynku kapitałowego. W: T. Czerwińska, A.Z. Nowak (red.), *Rynek kapitałowy wobec wyzwań dekonstrukcji* (rozdz. VII, s. 113–131). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania UW.
- Frączek, B. (2013). National Strategies for Financial Education – the Concept and First Experiences In the World. *Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska. Sectio H. Oeconomia*, 47(4), 47–55.
- Iwanicz-Drozdowska, M. (2009). *Edukacja finansowa i świadomość finansowa w Polsce. Próba oceny. Materiały z konferencji Stowarzyszenia Krzewienia Edukacji Finansowej, Edukacja finansowa szansą na wzrost świadomości ekonomicznej młodzieży*, 9–10 października, Gdynia: Stowarzyszenie Krzewienia Edukacji Finansowej, s. 13–23.
- Knehans-Olejniki, A. (2014). Rola edukacji finansowej w racjonalizowaniu zachowań konsumentów. *Handel Wewnętrzny*, 3(350), 255–273.
- Lichtenstein, S. i Fischhoff, B. (1977). Do those who know more also know more about how much they know? *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 20(2), 159–183.
- Lusardi, A. i Mitchell, O.S. (2014). The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence. *Journal of Economic Literature*, 52(1), 5–44.
- Penczar, M. (2014). Analiza skutków wykluczenia finansowego z punktu widzenia gospodarki, społeczeństwa i sektora finansowego. W: M. Penczar (red.), *Rola edukacji finansowej w ograniczaniu wykluczenia finansowego* (s. 61–72). Gdańsk: Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową i Fundacja Konrada Adenauera w Polsce.
- Spataro, L. i Corsini, L. (2013). *Endogenous financial literacy, saving and stock market participation*, MPRA, 44342, luty. Pozyskano z: http://mpra.ub.uni-muenchen.de/44342/1/MPRA_paper_44342.pdf (grudzień 2015).
- Świecka, B. (2009). *Niewypłacalność gospodarstw domowych. Przyczyny – skutki – przeciwdziałanie*. Warszawa: Difin.
- Taft, M.K., Oseini, Z.Z., Mehri, S.M.T. i Roshan, A. (2013). The Relation between Financial Literacy, Financial Wellbeing and Financial Concerns. *International Journal of Business and Management*, 8(11).

- Thomas, A. i Spataro, L. (2015). Financial Literacy, Human Capital and Stock Market Participation in Europe: An Empirical Exercise under Endogenous Framework. *Discussion Papers*, Nr 194, Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania – Uniwersytet w Pizie.
- Willis, L.E. (2008). Against Financial Literacy Education. *Iowa Law Review*, 94.
- Xu, L. i Zia, B. (2012). Financial Literacy around the World, *Policy Research Working Paper*, 6107, The World Bank Development Research Group. Pozyskano z: <http://elibrary.worldbank.org/doi/pdf/10.1596/1813-9450-6107> (wrzesień 2015).
- Fundacja Kronenberga Citi Handlowy. (2009.) *Stan wiedzy finansowej Polaków*. Dom Wydawniczy Maison. Pozyskano z: http://www.citibank.pl/poland/kronenberg/polish/files/fk_badania_01.pdf (luty 2016).
- OECD/PISA. (2012). Financial Literacy Assessment Framework, Mathematics, Reading, Science, Problem Solving and Financial Literacy/ OECD Publishing, 139–162.

Rozdział III

MICHAŁ ŁUKOWSKI*

Efektywność informacyjna polskiego rynku akcji względem programów opcji menedżerskich

Streszczenie

Jednym z czynników pozwalających na określenie stopnia rozwoju rynku kapitałowego jest badanie jego efektywności. Spośród opracowań literaturowych można spotkać się z testowaniem efektywności w odniesieniu do ogłoszeń makroekonomicznych czy publikacji sprawozdań finansowych, niewiele jest jednak opracowań dotyczących reakcji inwestorów na inne informacje, takie jak wdrożenie i wykonanie opcji menedżerskich przez pracowników spółki. Analizując potencjalne efekty wynikające z wdrożenia opcji menedżerskich, można oczekiwać, że wpływ zarówno na pozycję spółki, jak i na jej sytuację finansową może w czasie życia programu ulec wyraźnym zmianom. W związku z tym oczywistym wydaje się fakt, że inwestorzy powinni brać pod uwagę informacje związane z opcjami menedżerskimi.

W niniejszym artykule zweryfikowana zostanie następująca hipoteza: na rynku kapitałowym w Polsce dostrzegalne są reakcje inwestorów na wdrożenie i wykonywanie opcji menedżerskich. Badanie pozwalające na weryfikację hipotezy podzielone zostało na dwie części. W pierwszej wykorzystano analizę zdarzeń do analizy stosunkowo szerokiej grupy spółek. Druga część badania została oparta na modelach przełącznikowych, a wykorzystana metodologia może być z powodzeniem używana również do analizy efektywności względem innych czynników. Wykorzystanie modeli przełącznikowych MS-GARCH pozwala na modelowanie zależności na rynku kapitałowym i w ocenie autora pozwoli na dokładniejsze zbadanie analizowanych zjawisk niż w przypadku analizy zdarzeń.

Słowa kluczowe: efektywność rynku kapitałowego, opcje menedżerskie, analiza zdarzeń, modele przełącznikowe MS-GARCH.

* dr Michał Łukowski – Katedra Polityki Pieniężnej i Rynków Finansowych, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, al. Niepodległości 10, 61-875 Poznań; e-mail: michal.lukowski@ue.poznan.pl.

Polish Stock Market Efficiency According to Employee Stock Options

Abstract

One of the factors that can be used to determine market development is the analysis of market efficiency. There are many examples of testing macroeconomic announcements, publication of financial reports but just a few analysis of investors' reactions to other events, like implementation and exercise of Employee Stock Options. The analysis of the ESO reveals that its impact on the companies can be quite significant – for both financial situation as well as the market position of the company. It may be important for the investors to take into account that kind of information though.

The hypothesis that we are going to verify is defined as – we can observe a market reaction to the implementation and exercise of the ESO. To verify the hypothesis we conduct two separate analysis. The first is the event study analysis that should help us to test wide range of the companies. The second part of the analysis is based on the Markov-Switching GARCH models that let us model the volatility and check it for possible market reactions. The presented methodology can be also used to test for any other possibly important factors and their influence.

Keywords: Efficient Market Hypothesis, Employee Stock Options, Event Studies, Markov-Switching GARCH Models.

JEL: G14, G17

Wprowadzenie

Dostęp do informacji jest jednym z kluczowych elementów rynku kapitałowego. Inwestorzy, analizując dane i informacje pochodzące ze spółek, reagują na nie z różną siłą. Skala reakcji na poszczególne informacje może jednak odbiegać od przyjętej w ekonomii definicji efektywności rynku kapitałowego (Fama, 1970). Z jednej strony, opisem tych odstępstw zajmują się finanse behawioralne (Szyszka, 2013), z drugiej zaś – konieczne jest dostarczenie inwestorom narzędzi pozwalających na określenie wpływu poszczególnych informacji na zachowanie rynku. Z uwagi na różnice w stopniu rozwoju poszczególnych rynków, uwzględnienie w przyjętej strategii inwestycyjnej wpływu informacji może mieć duże znaczenie dla osiąganych przez zarządzających portfelami stóp zwrotu.

Zgodnie z badaniami Szyszki (2001) reakcja inwestorów na opublikowane sprawozdania finansowe może być obserwowana nawet do 3–4 kwartałów po ich publikacji. Badania prowadzone przez Będowską-Sójkę (2012) pozwalają stwierdzić istotny wpływ ogłoszeń makroekonomicznych w Stanach Zjednoczonych na polski rynek kapitałowy. Badania te dostarczają wiedzy na temat potencjalnego wpływu informacji o stosunkowo dużym znaczeniu dla inwestorów, nieliczne są jednak w literaturze analizy i opracowania dotyczące wpływu zdarzeń o teoretycznie mniejszym

znaczeniu, jak choćby wdrożenia i wykonania opcji menedżerskich. Opcje menedżerskie jako instrumenty wynagradzania kadry menedżerskiej mogą mieć jednak potencjalnie duże znaczenie dla sytuacji spółek je stosujących (Łukowski, 2012; 2014; Urbanek, 2006). Ich wpływ może być obserwowany zarówno ze względu na pozycję spółki, jak i na jej konkurencyjność, a w konsekwencji również na wyniki finansowe. Znaczenie programów motywacyjnych opartych na opcjach można traktować jak długoterminową inwestycję, której potencjalne efekty obserwowane będą w spółce w okresie kilkuletnim. Uwzględnienie teorii agencji i danych historycznych dotyczących opcji menedżerskich pozwala jednak oczekiwać, że o ile wpływ na samą spółkę będzie obserwowany w stosunkowo długim okresie, o tyle reakcja inwestorów poprzez dyskontowanie tego typu informacji w cenie powinna pojawić się bezpośrednio po ujawnieniu informacji o wdrożeniu opcji. W niniejszym artykule podjęte zostały badania, które mają pokazać czy i na ile inwestorzy reagują na wdrożenia i wykonania opcji przez pracowników.

Analiza zdarzeń obejmująca wdrożenia i wykonania opcji

Znaczenie programów opcji menedżerskich omówione we wprowadzeniu należy rozpatrywać ze względu na jeszcze jeden dodatkowy czynnik – znaczenie oczekiwań inwestorów. Podobnie jak ma to miejsce w przypadku analizy dotyczącej rekomendacji, również w przypadku programu, który jest wykonywany przez pracowników, właściwie wszystkie informacje o jego efektach były już dostępne na rynku uprzednio, przed faktycznym wykonaniem opcji. Jedynie wdrożenie opcji przez spółkę stanowi pojawienie się nowej informacji, co do której inwestorzy prawdopodobnie nie mogli zbudować oczekiwań, a tym samym zgodnie z teorią nie powinno się obserwować reakcji rynku przed wdrożeniem opcji. Dopiero w momencie wdrożenia opcji, biorąc pod uwagę jej potencjalne efekty w przyszłości i wiedzę na temat innych programów, których efekty można było zaobserwować, można oczekiwać reakcji ze strony inwestorów, a tym samym zmian kursów akcji.

Wobec tego przeprowadzona w niniejszym rozdziale analiza zdarzeń podzielona zostanie na dwie części – pierwszą dotyczącą wdrożenia opcji i drugą obejmującą ich wykonanie. Z uwagi na przytoczone wcześniej badania (Łukowski, 2012; 2014) istotnym wydaje się również uwzględnienie w badaniach czynników związanych z warunkami programów. Coraz większa popularność tego typu rozwiązań wśród spółek na rynku kapitałowym (Deloitte, 2011) związana jest bowiem z pojawianiem się wielu warunków i kształtów wdrażanych programów, które mogą w istotny sposób zmieniać ich wpływ na sytuację spółki. Z dwóch najbardziej skrajnych możliwości warto w tym miejscu wymienić programy stanowiące jedynie dodatkowe wynagrodzenie menedżerów, które całkowicie pozbawione są funkcji motywacyjnej w odniesieniu do sytuacji wewnętrznej spółki, jak również kursu jej akcji oraz programy obejmujące nie tylko pracowników, lecz także kontrahentów, gdzie wynagradzanie odbywa

się w oparciu o szeroki zbiór warunków – w tym wskaźniki finansowe i wskaźniki efektywności.

Przeprowadzona analiza zdarzeń obejmuje w sumie 14 spółek, dla których w okresie 1997–2011 zaobserwowano wdrożenie 22 opcji, a wykonano ich 30. Ze względu na różnice w konstrukcji programów ujętych w badaniu, wykorzystana została analiza skupień, która pozwoliła na wyodrębnienie trzech grup programów – od opartych na warunkach, które należy uznać za wzorcowe (Grupa I), do stanowiących jedynie dodatkowe wynagrodzenie menedżerów (Grupa III). Podstawą przeprowadzonej analizy skupień były czynniki związane z liczbą warunków i ich kalibracją – ceną wykonania opcji ustaloną na poziomie co najmniej wyższym niż cena akcji w momencie wdrażania opcji, występowaniem dodatkowych wskaźników finansowych i wskaźników efektywności w warunkach nierynkowych programu, liczbą pracowników i kontrahentów objętą programem oraz ewentualne dodatkowe warunki uwzględnione w programie. Czynnikiem, który został jedynie pośrednio uwzględniony w badaniach jest wartość wdrażanego programu względem wartości spółki. Z obserwacji autora wynika, że względna wartość wdrażanych opcji jest w przypadku polskich spółek na zbliżonym poziomie, a jednocześnie znacznie niższa niż ma to miejsce choćby w przypadku spółek amerykańskich. Analiza skupień przeprowadzona została z wykorzystaniem oprogramowania Statistica.

W przeprowadzonym badaniu przyjęto okno zdarzenia o szerokości 60 dni, przy czym ujęte zostało 29 dni przed pojawieniem się informacji oraz 30 dni po jej publikacji. Analiza przeprowadzona została na zwrotach logarytmicznych dla okresów jednodniowych. Model rynkowy wykorzystany w niniejszym badaniu oparty został na wzorach (1), (2) i (3):

$$\tilde{R}_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \tilde{R}_{m,t}, \quad (1)$$

gdzie:

$\tilde{R}_{i,t}$ – logarytmiczna stopa zwrotu dla spółki i ,

$\tilde{R}_{m,t}$ – rynkowa logarytmiczna stopa zwrotu,

α_i – współczynnik obliczony zgodnie ze wzorem 2,

β_i – współczynnik dla spółki i obliczony zgodnie ze wzorem 3.

$$\hat{\alpha}_i = \frac{1}{30} \sum_{t=-60}^{-30} R_{i,t} - \frac{1}{30} \hat{\beta}_i \sum_{t=-60}^{-30} R_{m,t}, \quad (2)$$

$$\hat{\beta}_i = \frac{\text{cov}[R_{i,t}, R_{m,t}]}{\text{var}[R_{m,t}]}. \quad (3)$$

Następnym krokiem analizy było obliczenie skumulowanych zwykłych stóp zwrotu CAR , zgodnie ze wzorem (4):

$$CAR_{i,T-k} = \sum_{t=k}^T \hat{u}_{i,t}, \quad (4)$$

gdzie:

$\hat{u}_{i,t}$ – skumulowana zwyżkowa stopa zwrotu dla spółki i obliczona zgodnie ze wzorem: $\hat{u}_{i,t} = \tilde{R}_{i,t} - (\alpha_i + \beta_i \tilde{R}_{m,t})$.

Istotność otrzymanych wyników testowana była zarówno z uwagi na poziom obrotów w oknie zdarzenia w porównaniu z 60-dniowym oknem estymacyjnym (Gurgul, 2006), jak i na rozwiązanie zaproponowane przez Szyszkę (2001) oparte na symulacji rozkładu każdej z analizowanych grup.

Ostatni etap badania obejmował obliczenie skumulowanych zwyżkowych stóp zwrotu dla każdej z grup, zgodnie ze wzorem (5):

$$ACAR_{T-k} = \frac{\sum_{j=1}^n CAR_{i,T-k}}{n}, \quad (5)$$

gdzie:

n – liczba opcji menedżerskich w każdej z analizowanych grup.

Wyniki otrzymane z przeprowadzonej analizy zdarzeń przedstawione zostały na wykresach 1 – dla wdrażanych opcji oraz 2 – dla wykonywanych opcji.

Z obserwacji otrzymanych wyników można wywnioskować, że reakcja inwestorów na wdrożone programy była dla wszystkich trzech grup widoczna już na ponad 20 dni przed wdrożeniem programów. Ciekawym wnioskiem wynikającym z tego badania jest stwierdzenie, iż przyjęta w wielu spółkach polityka emisji opcji menedżerskich prowadzi do oczekiwania przez rynek wdrożenia tego typu programów. Ponadto kolejność trzech grup jest nieco odmienna od oczekiwanych wyników. Przede wszystkim grupa pierwsza, która zgodnie z przeprowadzoną analizą skupień jest zdefiniowana najpoprawniej, w analizowanych przypadkach nie dominuje nad pozostałymi grupami. Najwyższe stopy zwyżkowe otrzymano bowiem w badaniu dla grupy drugiej. Przyczyną zaistniałej sytuacji może być powiązanie wyników spółki nie bezpośrednio z warunkami programu, lecz z możliwościami rozwoju spółki i osiąganymi wynikami z samymi zarządzającymi, dla których samo wdrożenie wynagrodzenia opartego na wynikach jest w wystarczającym stopniu motywujące.

W odniesieniu do wyników zaobserwowanych na wykresie drugim, zgodnie z oczekiwaniami, silna reakcja inwestorów następuje dopiero po wykonaniu opcji menedżerskich. Dla pierwszej grupy stopy zwyżkowe osiągają najwyższe wartości. Zastanawiające jest jednak osiąganie lepszych wyników przez spółki z grupy trzeciej niż przez spółki z grupy drugiej. Potencjalne wytłumaczenie wynika ze składu obu grup. Otóż w grupie trzeciej ujęte zostały stosunkowo duże spółki, które

Rysunek 1. Skumulowane zwyżkowe stopy zwrotu dla wdrożony programów opcji menedżerskich

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ze stooq.pl.

Rysunek 2. Skumulowane zwyżkowe stopy zwrotu dla wykonanych programów opcji menedżerskich

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych ze stooq.pl.

w analizowanym okresie osiągały dobre wyniki, a ich stabilność finansowa była na wyższym poziomie niż dla spółek z drugiej grupy. Obserwowane w przypadku drugiej części badania zjawisko można porównać z reakcją inwestorów na publikację rekomendacji. W ich przypadku również większość prezentowanych w opracowaniu informacji dostępna jest na rynku przed jej publikacją, jednak obserwowana reakcja wynika z samego faktu publikacji rekomendacji lub z informacji, które są dla rynku nowe, jak choćby wyznaczenie przez rekomendującego ceny docelowej czy wnioski dotyczące sytuacji makroekonomicznej lub sektorowej. W przypadku wykonania opcji, również większość informacji o efektach programu dostępna jest na rynku, jednak wykonanie programu jest swoistym podsumowaniem dokonań zarządzającego, a ponadto pociąga za sobą powstanie kosztów dla spółki.

Wykorzystanie modeli przełącznikowych do analizy efektywności rynku kapitałowego

O ile przeprowadzona analiza zdarzeń dostarcza stosunkowo ogólnych wniosków na temat efektywności rynku względem programów opcji menedżerskich, o tyle konieczne jest przeprowadzenie badań, które pozwolą na bardziej szczegółową analizę tego zagadnienia, ze szczególnym uwzględnieniem poszczególnych spółek stanowiących przedmiot badania. Analiza zmienności i zastosowane w tym przypadku modele przełącznikowe MS-GARCH pozwolą na określenie znaczenia każdego z wdrożonych programów dla efektywności rynku kapitałowego. Ze względu na ograniczoną objętość niniejszego artykułu, ta część badania obejmować będzie jedynie dwie spółki, dla których w okresie 1999–2012 wdrożono 6 i wykonano 9 opcji.

Postać modelu wykorzystywanego w niniejszej części badania została przedstawiona za pomocą wzoru (6) na podstawie artykułu Haas, Mittnik i Paoletta (2004):

$$\begin{aligned} y_t &= \mu(S_t) + \mu_t, \\ \mu_t &= h_t(S_t)^{\frac{1}{2}} \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N[0, 1], \\ h_t(S_t) &= \sigma^2(S_t) + \alpha_1(S_t)\mu_{t-1}^2 + \beta_1(S_t)h_{t-1}(S_t), \quad S_t = 0, \dots, S-1. \end{aligned} \quad (6)$$

Gdzie prawdopodobieństwa przełączania pomiędzy reżimami S dane są wzorem (Doornik, 2013):

$$p_{i|j} = P[S_{t+1} = i | S_t = j], \quad i, j = 0, \dots, S-1, \quad (7)$$

gdzie:

S_t – jest nieobserwowaną zmienną losową, która podlega procesowi Markowa pierwszego rzędu. Wobec tego przełączanie pomiędzy reżimami z momentu j do i zależy jedynie od stanu poprzedniego.

Dane wykorzystane w niniejszym badaniu obejmują szeregi czasowe dwóch spółek, na podstawie których obliczone zostały logarytmiczne stopu zwrotu. Przykładowe spółki, które wykorzystano w niniejszej analizie obejmują dwa skrajne przypadki programów opcji menedżerskich wdrażanych wśród polskich spółek – pierwszy stanowi spółka, której program można uznać za dodatkowe wynagrodzenie menedżera (program z grupy III, zgodnie z nazewnictwem przyjętym w analizie zdarzeń), natomiast przypadek drugiej spółki należy uznać za wzorcowy. W tabeli 1 zostały przedstawione zdarzenia dla wdrożenia i wykonania opcji dla obu spółek i odpowiadające im numery obserwacji. Otrzymane w wyniku badania modele przedstawiono w tabeli 2, a graficzna interpretacja modeli została zaprezentowana na rysunkach 3 i 4. Wszystkie badania w tym rozdziale przeprowadzono z wykorzystaniem oprogramowania Matlab oraz dodatku PcGive z pakietu OxMetrics.

T a b e l a 1. Wdrożenie i wykonanie opcji menedżerskich

Wdrożenie opcji menedżerskiej			Wykonanie opcji menedżerskiej		
data	spółka	grupa	data	spółka	grupa
152	1	[I]	943	1	[II]
1280	1	[III]	1453	1	[III]
1513	1	[III]	1779	1	[III]
1579	1	[III]	2061	1	[III]
2740	1	[III]	757	2	[II]
305	2	[II]	1015	2	[II]
			1163	2	[II]
			1205	2	[II]
			1876	2	[II]

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy danych Notoria.

T a b e l a 2. Postać otrzymanych modeli

Współczynnik	Spółka 1		Spółka 2	
	wartość	błąd standardowy	wartość	błąd standardowy
$\sigma_1(1)$	4,5804300	2,4350000	0,383975	0,05727
$\sigma_1(2)$	1,0737900	0,1047000	0,208555	0,02021
$\alpha_1(1)$	0,9709590	0,6013000	1,050210	0,09436
$\alpha_1(2)$	0,8864450	0,0532700	1,002150	0,09547
$\beta_1(1)$	0,6346540	0,0621500	0,097980	2,55352e-014
$\beta_1(2)$	0,1169290	0,0461400	0,079730	1,09554e-009
prawdopodobieństwa przejścia pomiędzy reżimami				
	Reżim 1,t	Reżim 2,t	Reżim 1,t	Reżim 2,t
Reżim 1,t+1	0,9955200	0,0013098	0,999980	0,00077294
Reżim 2,t+1	0,0044806	0,9986900	2,4614e-005	0,99923000

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 3. Modele otrzymane dla spółki 1. Reżim przyporządkowany przez model do danych (wykres lewy) oraz naniesienie reżimów na kurs akcji spółki

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 4. Modele otrzymane dla spółki 2. Reżim przyporządkowany przez model do danych (wykres lewy) oraz naniesienie reżimów na kurs akcji spółki

Źródło: opracowanie własne.

Istotą przeprowadzonego badania z wykorzystaniem modeli przełącznikowych było ukazanie na przykładach konkretnych spółek, na ile może się różnić reakcja rynku na zróżnicowane programy motywacyjne. W przypadku pierwszej spółki wyraźne przełączenie między modelami następuje jedynie dla wdrożenia opcji przy obserwacji 152 i 2740 i wykonania opcji 1779 i 2061. Ze względu na ograniczone warunki znaczenie może mieć w tym przypadku wartość programu, jak również oczekiwania względem niego przez inwestorów. Dlatego wyraźne skoki zmienności obserwowane są dla opcji wdrożonych w przypadku przytoczonych obserwacji. Natomiast w przypadku drugiej spółki, wyraźne skoki zmienności obserwowane są począwszy od obserwacji 1200, czyli związanych z wykonaniem dwóch ostatnich opcji. Może to być wynikiem nadzwyczajnych efektów wdrożonych opcji, które obejmowały zarówno pracowników spółki, jak i głównych kontrahentów. Ponadto

działania inwestycyjne podjęte w analizowanym okresie w spółce drugiej i wzrost jej znaczenia na rynku mogły przyczynić się do zwielokrotnienia efektów, za których podstawy autor identyfikuje m.in. wdrożenie opcji menedżerskich. Warto zauważyć, że okresy podwyższonej zmienności w obu przypadkach opisywane są przez reżim pierwszy.

Wnioski

Najważniejszym wnioskiem niniejszego artykułu jest zauważenie reakcji cen akcji na informacje związane z wdrożeniem i wykonaniem opcji menedżerskich. Ich wpływ nie jest tak silny, jak publikacja sprawozdań finansowych, jednak jego zaobserwowanie może przyczynić się do poprawienia strategii inwestycyjnych inwestorów. Znaczenie efektu opcji menedżerskich zostało szerzej przeanalizowane w drugiej części badania, wykorzystującej modele przełącznikowe, gdzie zwrócono uwagę na fakt, że siła reakcji rynku, jak również jego kierunek są silnie związane z charakterem poszczególnych opcji.

Wobec złożoności instrumentów opcji menedżerskich trudno zatem oczekiwać jednorodnej reakcji inwestorów na ich wdrażanie i wykonywanie, a budowanie oczekiwań na podstawie napływających informacji zależne jest od szerokiej analizy ich warunków.

Ponadto z uwagi na hipotezę badania należy stwierdzić, że rynek stosunkowo szybko reaguje na informacje dotyczące opcji menedżerskich i pod tym względem należy go uznać za efektywny. Jednak z uwagi na różnice pomiędzy poszczególnymi programami, konieczne jest odpowiednie zakwalifikowanie programu, do choćby jednej z trzech omawianych w artykule grup, aby właściwie ocenić kierunek i siłę wpływu danego programu.

Bibliografia

- Będomska-Sójka, B. (2012). Analiza zdarzeń w danych śróddziennych. Seminarium z ekonomii finansowej, 16.11.2012.
- Deloitte. (2011). *Wynagrodzenia prezesów największych spółek giełdowych. Polska na tle regionu. Raport*. Pozyskano z: http://inwestycje.pl/resources/Attachment/2009/07_01/file4203.pdf.
- Doornik, J.A. (2013). *Econometric Analysis with Markov-Switching Models*. PcGive 14, Timberlake Consultants Ltd.
- Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 25(2), 383–417.
- Gurgul, H. (2006). *Analiza zdarzeń na rynkach akcji*. Kraków: Oficyna Ekonomiczna.
- Haas, M., Mittnik, S. i Paoletta, M.S. (2004). A new approach to markov-switching GARCH models. *Journal of Financial Econometrics*, 2, 493–530.

- Łukowski, M. (2012). Wpływ programów motywacyjnych na wyniki finansowe Banków. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, 2, Poznań, 177–190.
- Łukowski, M. (2014). Economic Growth According to Employee Stock Options. W: Günter Hofbauer und Kollegen (red.), *Challenges, Research and Perspectives* (s. 227–238). Berlin: Europäische Forschung- und Arbeitsgruppe uni-edition.
- Szyska, A. (2001). Reakcja inwestorów na ogłoszenia raportów kwartalnych spółek notowanych na GPW w Warszawie. W: W. Frąckowiak (red.), *Z badań nad rynkiem kapitałowym w Polsce* (s. 333–355). Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
- Szyska, A. (2013). *Behavioral Finance and Capital Markets*. Nowy Jork: Palgrave Macmillan.
- Urbanek, P. (2006). *Wynagrodzenia zarządu w spółkach kapitałowych*. Warszawa: PWE.

Rozdział IV

MICHAŁ ZDZIARSKI*

Kosztowna sygnalizacja ładu korporacyjnego w spółkach rodzinnych notowanych na NewConnect

Streszczenie

W artykule przedstawiono teorię kosztownej sygnalizacji, która wyjaśnia zachowania uczestników rynku kapitałowego wynikające ze zjawiska asymetrii informacji. Następnie zaprezentowano wyniki badania sygnalizacji firm rodzinnych notowanych na NewConnect.

W firmach tych występuje problem agencji pomiędzy różnymi kategoriami właścicieli. Badania komunikacji przez nie przestrzegania zasad ładu korporacyjnego rekomendowanych przez Zarząd Giełdy pozwolił zaobserwować różnice poziomu sygnalizacji spółek rodzinnych. Spółki podzielono na grupy charakteryzujące się wysokim, średnim i niskim poziomem sygnalizacji. Dla każdej z tych grup obliczono przeciętny zwrot z inwestycji po okresie 1 roku od zaobserwowania kosztownej sygnalizacji. Wyniki sugerują nieliniową zależność między sygnalizacją a zwrotem z inwestycji, która powinna być zweryfikowana w podłużnych badaniach.

Słowa kluczowe: sygnalizacja, ład korporacyjny, kodeks dobrych praktyk, firmy rodzinne, NewConnect.

Costly signaling of corporate governance in family firms listed at NewConnect

Abstract

Article presents costly signaling theory that helps explaining capital market's participant's behaviors due to information asymmetry. This was followed by presentation of the research on how family firms listed on NewConnect use signaling. In these type of firms agency among different categories of owners is present. Research on signaling of the compliance with corporate governance code recommended by Stock Exchange enabled to observe variance among family firms. Three groups

* dr Michał Zdziarski – Zakład Zarządzania Strategicznego i Międzynarodowego, Wydział Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego, ul. Szturmowa 1/3, 02-678 Warszawa; e-mail: MZdziarski@wz.uw.edu.pl.

of firms that differ in the level of signaling from high through medium to low were proposed. For each of these groups an average return on investment was calculated with 1 year lag from the time when signaling was observed. Results suggest non-linear relationship between signaling and the average rate of return from investment that should be further verified in longitudinal study.

Keywords: signaling, corporate governance, governance code, family firms, NewConnect.

JEL: M00, M140, G14

Wprowadzenie

Fundamentalny problem, który stara się wyjaśnić teoria kosztowej sygnalizacji dotyczy tego, jak strony mające konfliktowe interesy używają sygnałów do przedstawienia kwestii trudnych do weryfikacji i oceny (Bird i Smith, 2005). To zagadnienie staje się szczególnie istotne w przypadku asymetrii informacji. Kwestia ograniczania asymetrii informacji ma zasadnicze znaczenie dla funkcjonowania rynku kapitałowego (Healy i Palepu, 2001).

Teoria agencji sugeruje, że centralnym zagadnieniem dla zrozumienia funkcjonowania przedsiębiorstw jest konflikt interesów pomiędzy właścicielami i mającymi działać na ich rzecz agentami (Bearle i Means, 1932; Jensen i Meckling, 1976). Większość badań ładu korporacyjnego jest osadzona w teorii agencji (Jeżak, 2010; Dobija i Kołodkiewicz, 2011). Odbiorcy informacji przedstawianych przez radę nadzorczą i zarząd spółki stanowią zróżnicowaną grupę właścicieli indywidualnych i instytucjonalnych. Zgodnie z teorią agencji ład korporacyjny i kształtujące go zasady tworzą system mechanizmów monitoringu, który ma zabezpieczyć interesy inwestorów i pozwolić im osiągać satysfakcjonujący zwrot z inwestycji (Schleifer i Vishny, 1997).

Struktura własności wpływa na formę ładu korporacyjnego (Connelly, Hoskisson, Tihanyi i Certo, 2010). W firmach, w których rodziny sprawują efektywną kontrolę nad spółką występuje problem agencji i potencjalnego konfliktu interesów pomiędzy różnymi kategoriami właścicieli (Villalonga i Amit, 2006). Zagadnienie to zdaje się być szczególnie ważne w małych firmach, w których nie występuje klasyczny problem agencji wynikający z rozdziału własności od zarządzania spółką (Forbes i Miliken, 1999).

W artykule przedstawiona została kosztowna sygnalizacja firm rodzinnych, których akcje notowane są na NewConnect. Autor przedstawił analizę wysyłania sygnałów, których używają firmy dla zademonstrowania jakości ładu korporacyjnego indywidualnym właścicielom i posiadaczom znaczących pakietów akcji, którzy nie należą do rodziny.

Artykuł składa się z czterech części. W pierwszym rozdziale przedstawiono teorię kosztowej sygnalizacji. W drugim przedstawiono projekt badania, hipotezy i sposób operacjonalizacji głównych konstruktów. W trzecim rozdziale zaprezentowano wyni-

ki badań spółek rodzinnych notowanych na NewConnect. W zakończeniu przedstawiono wnioski teoretyczne i praktyczne oraz postulowane kierunki dalszych badań.

Teoria kosztownej sygnalizacji

Organizacje tworzą informacje, symbole, rytuały i mity, które nie zawsze znajdują odzwierciedlenie w rutynach, procesach i działaniach (Olsen i March, 1989). Często ogłoszenie informacji okazuje się ważniejsze od faktycznych działań. Inwestorzy wykazują tendencję do pozytywnej oceny ogłoszenia zasad długookresowego systemu motywacyjnego dla menedżerów, nawet w przypadkach firm, w których plany nie zostały później zrealizowane (Westphal i Zajac, 1998). Reakcje inwestorów na sygnały wydają się oderwane od oceny możliwości zmian, jakie one niosą w krótkim okresie. Inwestorzy reagują na informacje o zatrudnieniu członka rady nadzorczej bezpośrednio po ich ogłoszeniu, pomimo że jego praktyczny wpływ na nadzór firmy nie mógł mieć miejsca (Wagner, Pfeffer i O'Reilly, 1984). Ze względu na poufny charakter działań rady nadzorczej badania jej realnego wpływu na działania firmy są trudne do bezpośredniej analizy. Zwykle jako wskaźniki przybliżające rzeczywiste działania uznaje się zatem sygnały – informacje o zmianie prezesa lub nowych zapisach w statucie spółki (Forbes i Milliken, 1999).

Teoria kosztownej sygnalizacji (*costly-signaling theory*) została sformułowana przez antropologów, w celu wyjaśniania zjawisk, których bezpośrednia obserwacja jest kosztowna i utrudniona. Teoria ta postuluje, że zróżnicowanie populacji pod względem intensywności, jakości i stopnia występowania badanych zjawisk może być obserwowane poprzez sygnały wysyłane przez jej członków (Bird i Smith, 2005). Jest to rozwinięcie teorii sygnalizacji, która początkowo została wykorzystana do wyjaśnienia wartości informacji o wykształceniu pracowników dla potencjalnych pracodawców i modelowania rynku zatrudnienia (Spence, 1973). Teoria sygnalizacji została zaadaptowana do analizy dynamiki zjawisk, w których występuje asymetria informacji i była szeroko stosowana w badaniach ładu korporacyjnego, zarządzania strategicznego i marketingu (Connelly, Certo, Ireland i Reutzel, 2001).

Popularność tej teorii w domenie nauk o zarządzaniu rośnie, na co wskazywać może liczba cytowań publikacji, w których abstraktach występują słowa: *signaling*, *signalling theory*, *signalling* i *signalling theory*.

W latach 2000–2014 obserwujemy stały wzrost liczby cytowań. Dane za rok 2015 są niepełne (zob. rys. 1).

Zależność między sygnalizacją a kondycją firm nie jest oczywista i może okazać się paradoksalna. Bird i Smith (2005, s. 5) ilustrują teorię kosztownej sygnalizacji na przykładzie antylop i jeleni, które zagrożone zamiast uciekać najpierw wyskakują wysoko, informując drapieżnika, że są w doskonałej kondycji, a próba ich złapania będzie kosztowna i ryzykowna. Większą motywację do sygnalizowania dobrej kondycji mają te zwierzęta, którym trudniej byłoby uciec.

Rysunek 1. Popularność teorii sygnalizacji w domenie nauk o zarządzaniu

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z bazy naukowej ISI Web of Science.

Teoria kosztownej sygnalizacji sugeruje, że firmy, których faktyczne działania mogłyby się okazać niekorzystne dla części mniejszościowych właścicieli będą sygnalizować wysokie standardy ładu korporacyjnego. Tendencja ta powinna być wyraźna w przedsiębiorstwach, które w dłuższym okresie nie będą kreowały wysokiego zwrotu z inwestycji dla właścicieli i takich, w których występuje problem agencji między różnymi kategoriami właścicieli. W ramach tej samej kategorii firm rodzinnych większą motywację do kosztownej sygnalizacji powinny mieć przedsiębiorstwa ukrywające „gorszą kondycję”. Westphal i Zajac (1998, s. 133) zwracają uwagę na lukę literaturową, pisząc: „pomimo że w prasie ekonomicznej od czasu do czasu pojawiają się artykuły, które perswazyjnie przedstawiają możliwości sterowania przez kluczowych dyrektorów firm kursami ich akcji poprzez sygnalizację, systematyczne badania tego zjawiska są stosunkowo rzadkie w domenie nauk o organizacji”. Przedstawiony artykuł powinien przyczynić się do uzupełnienia wskazanej luki literaturowej¹.

Projekt i metodologia badania

Do badania wyselekcjonowano firmy rodzinne, których akcje są notowane na rynku NewConnect. NewConnect jest rynkiem akcji opartym na alternatywnym systemie obrotów.

¹ Uchwała Dobre Praktyki Spółek Notowanych na NewConnect została przyjęta przez Zarząd Giełdy w Warszawie 31 października 2008 r., nr 795/2008 i zmieniona 31 marca 2010 r., nr 293/2010.

Emitenci mają na nim niewielkie obowiązki formalne i informacyjne (Feder-Sempach, 2010; Kordela, 2010). Rynek ten zdominowany jest przez firmy rodzinne i takie, w których efektywną kontrolę sprawuje inwestor prywatny (Winnicka-Popczyk, 2014). W literaturze omawiającej zależność między sprawowaniem efektywnej kontroli przez rodziny w spółkach i zwrotem z inwestycji wskazuje się na negatywną korelację (Anderson i Reeb, 2003). Fakt, że spółki te rzadko są zdolne do kreowania wartości w dłuższym okresie wynika z motywacji rodzin właścicieli, które często zabiegają o zabezpieczenie swojego statusu społecznoekonomicznego (Connelly, Hoskisson, Tihanyi i Certo, 2010). Cele pozostałych właścicieli są typowe dla motywów udziału w rynku kapitałowym: uzyskanie zwrotu z inwestycji w postaci przyrostu wartości akcji firmy i wysokości wypłacanych dywidend.

W artykule przyjęto definicję przedsiębiorstw rodzinnych jako tych, w których akcjonariacie występują przynajmniej dwie osoby o tym samym nazwisku (Cannella, Jones i Withers, 2015). Definicja ta pozwala odróżnić firmy rodzinne od tych, w których dominującą pozycję ma pojedynczy założyciel. Badania ładu korporacyjnego i efektów osiąganych przez firmy rodzinne w USA wskazują na ich odmienną specyfikę od firm kontrolowanych przez pojedynczego właściciela (Cannella, Jones i Withers, 2015). W firmach rodzinnych występuje zjawisko efektywnej kontroli przedsiębiorstwa przez grupę właścicieli, co uprawdopodobnia możliwość czerpania przez nich prywatnych korzyści (Dyck i Zingales, 2004). Łącznie na podstawie analizy struktury własności we wszystkich spółkach notowanych na NewConnect w listopadzie 2014 roku wyselekcjonowano 43 spółki rodzinne, co stanowiło 10% całkowitej populacji². Ze względu na brak danych o stosowaniu zasad ładu korporacyjnego 5-ciu firm, ostatecznie badana populacja składa się z 38 spółek.

Ze względu na celowy dobór próby i charakterystykę firm rodzinnych zakłada się wysoki poziom sygnalizacji standardów ładu korporacyjnego i niewielkie zróżnicowanie praktyk działania przedsiębiorstw w tym zakresie. Na tej podstawie sformułowano dwie hipotezy wstępne:

- H1:** W badanej populacji firm rodzinnych notowanych na NewConnect nie będą występowały liczne wyjątki stosowania dobrych praktyk ładu korporacyjnego.
- H2:** W badanej populacji firm rodzinnych notowanych na NewConnect nie będzie występować zróżnicowanie w sygnalizacji stosowania zasad dobrych praktyk ładu korporacyjnego.

² Dane na temat akcjonariatu firm notowanych na NewConnect, składu ich rad nadzorczych, stosowania przez nie dobrych praktyk spółek notowanych na NewConnect, używania mediów społecznościowych i wyników firm zostały zebrane w bazie danych zaprojektowanej przez dr. M. Zdziarskiego, przez uczestników seminarium magisterskiego prowadzonego w roku 2014/2015 pod jego kierunkiem na Wydziale Zarządzania UW: M. Mikulską, A. Dudzińską, M. Momota, S. Sztachelską, M. Zagórskiego i M. Zielińskiego. Baza danych jest własnością Zakładu Zarządzania Strategicznego i Międzynarodowego WZ UW.

W celu zbadania zdolności firm do zapewnienia zwrotu z inwestycji w długim okresie poddano analizie zmiany kursów akcji po 1 roku od zaobserwowanej sygnalizacji dobrych praktyk. Przez analogię do nauk przyrodniczych autor oczekuje większej motywacji do sygnalizacji dobrych praktyk przez te firmy, które są w „gorszej kondycji”. Sformułowano główną hipotezę, że wyższy poziom zwrotu z inwestycji będzie powiązany z relatywnie niższym poziomem sygnalizacji. Hipoteza ta będzie weryfikowana na poziomie różnic wyników portfeli akcji firm, w których zgrupowano przedsiębiorstwa o wysokim i niskim poziomie sygnalizacji.

H3: Zwrot z inwestycji portfela firm o wysokim poziomie sygnalizacji będzie niższy od tego, który jest do uzyskania z inwestycji w portfel przedsiębiorstw o niskim poziomie sygnalizacji.

Pomiar poziomu sygnalizacji został zoperacjonalizowany przez ilość wyjątków stosowania dobrych praktyk ładu korporacyjnego. Wyjątki były wcześniej traktowane jako wskaźniki służące do przygotowania rankingu ładu korporacyjnego w firmach niemieckich (Drobetz, Schillhofer i Zimmermann, 2003). Na podstawie różnic w poziomie sygnalizacji wyróżniono trzy grupy spółek zaangażowanych w wysoki, średni lub niski poziom sygnalizacji. Dla każdej z tych grup obliczono przeciętną stopę zwrotu z inwestycji na podstawie zmiany wartości kursu akcji na dzień 1 listopada 2015, po okresie 1 roku od przeprowadzenia pomiaru poziomu sygnalizacji. Portfele nie były ważone – założono równy udział akcji spółek w portfelu inwestycyjnym. Nie uwzględniono wypłat dywidend.

Wyniki badania kosztownej sygnalizacji firm rodzinnych notowanych na rynku NewConnect

Na rysunku 2 przedstawiono zestawienie stosowania zasad obowiązujących w kodeksie dobrych praktyk rekomendowanych przez Giełdę Papierów Wartościowych w Warszawie. Na osi poziomej oznaczono numerami zgodnymi z oryginalnym dokumentem zasady ujęte w Uchwale Zarządu Giełdy z dnia 31 października 2008 r. *Dobre Praktyki Spółek Notowanych na NewConnect* z późniejszymi zmianami. Na osi pionowej przedstawione są słupki liczebności firm, które informują o:

- stosowaniu zasady oznaczone „Tak”,
- niestosowaniu zasady oznaczone „Nie”,
- stosowaniu zasady w ograniczonym zakresie oznaczone „Ograniczona”,
- rekomendowana zasada ich nie dotyczy oznaczone „Nie dotyczy”.

Wśród czterech najczęściej niestosowanych przez spółki zasad występują:

- zasada 1 zalecająca prowadzenie przejrzystej i efektywnej polityki informacyjnej zarówno z wykorzystaniem tradycyjnych metod, jak i z użyciem nowoczesnych form komunikacji;

Rysunek 2. Stosowanie przez firmy rodzinne zasad rekomendowanych przez Zarząd Giełdy dla spółek notowanych na NewConnect

Źródło: opracowanie własne na podstawie bazy danych Zakładu Zarządzania Strategicznego i Międzynarodowego WZ UW.

- zasada 16 określająca obowiązek publikowania miesięcznych raportów przez emitenta z określeniem terminu i zawartości raportu;
- zasada 11 zalecająca emitentowi organizowanie we współpracy z Autoryzowanym Doradcą przynajmniej 2 razy rocznie publiczne spotkania z analitykami, inwestorami i mediami;
- zasada 5 stwierdzająca potrzebę prowadzenia polityki informacyjnej ze szczególnym uwzględnieniem potrzeb inwestorów indywidualnych z zaleceniem wykorzystania, poza stroną korporacyjną, także sekcji relacji inwestorskich dostępnej na stronie www.gpwinfastrefa.pl.

Możemy zaobserwować, że jedynie w przypadku 6 z 37 zasad więcej niż 50% firm informuje o niestosowaniu rekomendacji. Są to zasady 1, 3, 8, 5, 11 i 16. W przypadku 13 zasad mniej niż 10% badanych firm informuje o ich niestosowaniu, stosowaniu w ograniczonym stopniu bądź nieadekwatności zasady do ich specyfiki. Powierzchnia słupków oznaczonych przerywanym deseniem (odpowiedź „tak”) jest największa w zbiorze analizowanych spółek. Jeśli potraktować informacje o stosowaniu każdej z zasad jako pojedynczy sygnał łącznie mamy 38 firm $\times$ 37 zasad = 1406 komunikatów, z czego 78% to informacja o stosowaniu zasady przez firmę „tak”, 12% o jej niestosowaniu, 4% o stosowaniu w ograniczonym zakresie i 6% wyjaśnień, że zasada nie dotyczy spółki. Taki rozkład sygnałów, w którym w blisko 80% przypadków spółki potwierdzają stosowanie dobrych praktyk wydaje się potwierdzać pierwszą hipotezę wstępną. Nie jest to jednak potwierdzenie bezwarunkowe, gdyż zależy od arbitralnego ustalenia poziomu występowania „licznych” przypadków sygnalizowania.

Łącznie zanotowano 308 przypadków sygnałów o niestosowaniu, częściowym stosowaniu lub nieadekwatności rekomendowanej praktyki. Oznacza to, że przeciętnie firmy sygnalizują takie działania w nieco ponad 8 z 38 rekomendowanych zasad.

Na kolejnym rysunku przedstawiona jest w formie histogramu liczebność spółek w trzech różnych przedziałach odpowiadających częstości stosowania zasad zawartych w dobrych praktykach. Spółki podzielono na grupy o zbliżonej liczebności: tych, które stosują mniej niż 26 praktyk, te, które stosują pomiędzy 29–32 praktyki i stosujące powyżej 33 praktyk.

Na podstawie danych ustalono podział na trzy kategorie firm o wysokim, średnim i niskim poziomie sygnalizacji. 14 przedsiębiorstw o wysokim poziomie sygnalizacji stosuje 33–36 zasad, 11 – o średnim poziomie stosuje 27–32, a 13 – o niskim poziomie stosuje 15–26 zasad.

Przeciętna ilość zasad, których stosowanie jest sygnalizowane w pierwszej grupie wynosi w przybliżeniu 34, w drugiej – 31, a w trzeciej – 22 zasady. Obserwujemy więc znaczące zróżnicowanie sygnalizacji w grupach o zbliżonej liczebności firm, co pozwala odrzucić drugą ze wstępnych hipotez.

Weryfikacja głównej hipotezy badawczej wymagała obliczenia przeciętnej zmiany wartości akcji w portfelach firm, które stosują wysoki, średni i niski poziom sygnalizacji.

Rysunek 3. Częstość stosowania zasad z uchwały „Dobre Praktyki Spółek Notowanych na NewConnect”

Źródło: opracowanie własne na podstawie bazy danych Zakładu Zarządzania Strategicznego i Międzynarodowego WZ UW.

Przeciętna różnica w wartości portfela na dzień 1 listopada 2015 r., po roku od wykonania badań sygnalizowania stosowania dobrych praktyk w firmach notowanych na NewConnect wyniosła: 70% dla przedsiębiorstw wykazujących wysoki poziom sygnalizacji; 2% dla firm wykazujących średni poziom i 21% dla przedsiębiorstw, w których zaobserwowano niski poziom sygnalizacji. Taki wynik oznacza konieczność odrzucenia hipotezy 3, która przewidywała, że wyższy poziom sygnalizacji będzie stosowany przez firmy osiągające gorsze wyniki w dłuższym okresie.

Zakończenie

Przedstawione badania pozwoliły zaobserwować wysoki poziom sygnalizacji firm rodzinnych notowanych na NewConnect i znaczące jego zróżnicowanie w badanej populacji. Na podstawie teorii kosztownej sygnalizacji przewidywano, że w firmach o wysokim poziomie sygnalizacji inwestorzy będą osiągać przeciętnie niższy poziom zwrotów niż w wypadku przedsiębiorstw o niskim poziomie sygnalizacji. Wyniki badania przeczą tej hipotezie i zdają się potwierdzać hipotezę odwrotną. Co ciekawe najgorszy przeciętny zwrot inwestycji, który po roku od zaobserwowanej ilości wyjątków stosowania dobrych zasad ładu korporacyjnego okazuje się być ujemny, zaobserwowano dla firm o średnim poziomie sygnalizacji. Pozwala to postawić hipotezę o nieliniowej zależności między sygnalizowaniem stosowania dobrych praktyk a potencjałem wzrostu wartości przedsiębiorstw. Powinna ona być potwierdzona

w podłużnym badaniu. Wy tłumaczeniem przedstawionej propozycji teoretycznej może być to, że firmy stosujące wiele wyjątków i odstępstw postępują w sposób wskazujący na wysoki poziom świadomości niedostosowania zasad do specyficznych warunków i kultury działania przedsiębiorstwa. Z kolei firmy o wysokim poziomie sygnalizacji kładą rzeczywisty nacisk na przejrzyste reguły i dobre standardy ładu korporacyjnego, sprzyjające wzrostowi wartości. Przedsiębiorstwa przeciętne unikają stosowania części zasad i sygnalizują dość dobre zachowania w zakresie ładu korporacyjnego, nie wykazując się jednak ani wytłumaczeniem swojej odrębności, ani naciskiem na najwyższe standardy.

Na podstawie przedstawionych badań można zaproponować kilka rekomendacji praktycznych. Właściciele rodzinnych firm powinni starannie przemyśleć swoją praktykę sygnalizowania ładu korporacyjnego. Wydaje się, że wybór strategii sygnalizowania dużej ilości zasad sprzyja szansom na podniesienie wartości akcji. Kosztem może wydawać się mniejsza poufność prowadzenia spraw spółki. Jeśli rodzina zdecydowana jest zachować kontrolę, lepszą strategią od komunikowania przeciętnej liczby wyjątków wydaje się sygnalizowanie ich dużej ilości. Jeśli zaobserwowana zależność między poziomem sygnalizacji a zwrotem z inwestycji w długim okresie potwierdzi się w badaniach podłużnych, inwestowanie w firmy przestrzegające rekomendowanych przez Giełdę zasad byłoby istotną wskazówką dla strategii u inwestorów indywidualnych. Powinni oni unikać inwestycji w przedsiębiorstwa, które nie mają charakteru i wydają się dość dobre, jeśli chodzi o poziom ładu korporacyjnego. Lepsze zwroty zdają się oferować te, które z właściwych powodów stosują wiele wyjątków i te, które dążą do doskonałości w przestrzeganiu rekomendacji Giełdy w zakresie dobrych praktyk. Przedstawiona w badaniach sygnalizacja powinna być też użyteczna dla zarządu Giełdy, który mógłby rozważyć zrezygnowanie przy modyfikacji rekomendacji dobrych praktyk dla spółek NewConnect z tych, które są powszechnie stosowane przez firmy. Z innych powodów usunąć należałoby część zapisów z zasady 1, która nie jest stosowana przez 37 z 38 badanych spółek, ze względu na nieadekwatne koszty jej wdrożenia.

Prezentowane badania mają pewne ograniczenia. Mamy w nich do czynienia z wieloma równolegle wysyłanymi sygnałami i zmianami, których efekty nakładają się na siebie w czasie. Z tego powodu, a także na skutek niskiej płynności akcji na NewConnect zrezygnowano z ustalenia zależności przyczynowo-skutkowej między sygnałami i reakcją na nie w krótkim okresie. Dodatkowe komplikacje wynikają z faktu, że wyceny akcji spółek notowanych na giełdzie zmieniają się w krótkim okresie, podczas gdy zmiany ładu korporacyjnego będące przedmiotem sygnalizacji często wymagają działań liczonych w latach zanim możliwa jest ocena ich wpływu na wyniki osiągane przez firmę. Przyjęta metoda mierzenia przeciętnej dynamiki przyrostu kursów akcji w grupach spółek o zbliżonych poziomach sygnalizowania w jednym punkcie czasu, po jednym roku od obserwacji sygnałów, jest obciążona ryzykiem przypadkowości obserwacji. Z tego powodu przedstawione w artykule hipotezy powinny być zweryfikowane w badaniach podłużnych i takich, w których

efekt będzie mierzony dla różnych odstępów czasu od zaistnienia sygnałów. W przyszłych badaniach planowane jest też uzupełnienie pomiarów sygnalizacji o inne typy wskaźników, jak zatrudnianie prestiżowych członków rad nadzorczych, zawartość listów prezesów do akcjonariuszy i decyzje o wypłacie dywidend i uwzględnienie dywidend dla obliczenia poziomu zwrotu z inwestycji.

Bibliografia

- Aluchna, M. (2009). Corporate governance a procesy globalizacji. *Studia i Prace Kolegium Zarządzania SGH*, 94, 97–114.
- Anderson, R. i Reeb, D. (2003). Founding-Family Ownership and Firm Performance: Evidence from the S&P 500. *The Journal of Finance*, 58(3), 1301–1328.
- 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), 9–49. doi:10.1086/258724.
- Bird, R.B. i Smith, E.A. (2005). Signaling theory, strategic interaction, and symbolic capital. *Current Anthropology*, 46(2), 221–248. doi:10.1086/427115.
- Cannella, A., Jones, C. i Withers, M. (2015). Family- versus lone-founder-controlled public corporations: social identity theory and boards of directors. *Academy of Management Journal*, 58(2), 436–459. doi:10.5465/amj.2012.0045.
- Connelly, B., Certo, S., Ireland, R. i Reutzel, C. (2001). Signaling Theory: A Review and Assessment. *Journal of Management*, 37, 39–67. doi:10.1177/0149206310388419.
- Connelly, B., Hoskisson, R., Tihanyi, L. i Certo, S. (2010). Ownership as a Form of Corporate Governance. *Journal of Management Studies*, 47(8), 1561–1589. doi:10.1111/j.14676486.2010.00929.x
- Dobija, D. i Koładkiewicz, I. (2011). *Ład korporacyjny*. Warszawa: Oficyna Ekonomiczna Grupa Wolters Kluwer.
- Drobetz, W., Schillhofer, A. i Zimmermann, H. (2003, February 23). *www.econobiz.de*. Pobrano z lokalizacji econbiz: www.econobiz.de/archiv1/2008/59472_expected_stock_returns.pdf.
- Dyck, A. i Zingales, L. (2004). Private benefits of control: An international comparison. *Journal of Finance*, 59(2), 537–600. doi:10.1111/j.1540-6261.2004.00642.x.
- Feder-Sempach, E. (2010). Rynki alternatywne w strefie Euro i Unii Europejskiej a NewConnect – analiza porównawcza. *Acta Universitatis Lodzensis. Folia Oeconomica*, 238, 35–45.
- Forbes, D. i Milliken, F. (1999). Cognition and corporate governance: Understanding boards of directors as strategic decision-making groups. *Academy of Management Review*, 24, 489–505. doi:10.5465/AMR.1999.2202133.
- Healy, P. i Palepu, K. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics*, 31(1), 405–440.
- Jensen, M. i Meckling, W. (1976). Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, 3, 305–360. doi:0304405X(76)90026-X.
- Jeżak, J. (red.). (2010). *Ład korporacyjny. Doświadczenia światowe oraz kierunki rozwoju*. Warszawa: Wydawnictwo C.H. Beck.

- Kordela, D. (2010). Dobre praktyki jako instrument wspierający rozwój alternatywnego systemu obrotu NewConnect. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, (25), 705–713.
- Olsen, J. i March, J. (1989). *Rediscovering institutions. The organizational basis of politics*. New York: Free Press.
- Schleifer, A. i Vishny, R. W. (1997). A survey of corporate governance. *The Journal of Finance*, 52(2), 461–488.
- Spence, M. (1973). On market signaling. *Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355–374.
- Villalonga, B. i Amit, R. (2006). How do family ownership, control and management affect firm value? *Journal of Financial Economics*, 80(2), 385–417, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.12.005>.
- Wagner, W., Pfeffer, J. i O'Reilly, C. (1984). Organizational Demography and Turnover in TopManagement Group. *Administrative Science Quarterly*, 29(1), 74–92, <http://dx.doi.org/10.2307/2393081>.
- Westphal, J. i Zajac, E. (1998). The Symbolic Management of Stockholders: Corporate Governance Reforms and Shareholder Reactions. *Administrative Science Quarterly*, 43(1), 127–153, <http://dx.doi.org/10.2307/2393593>.
- Winnicka-Popczyk, A. (2014). Przedsiębiorstwa rodzinne na rynku NewConnect – możliwości finansowania rozwoju. *Zarządzanie i Finanse*, 12, 125–139.

Rozdział V

HUBERT WIŚNIEWSKI*

Długookresowe zależności między zmiennymi makroekonomicznymi a subindeksami giełdowymi

Streszczenie

Celem referatu jest zbadanie długookresowych zależności między zmiennymi makroekonomicznymi a wybranymi subindeksami giełdowymi notowanymi na GPW w Warszawie. Do badania wybrano sześć zmiennych makroekonomicznych: inflację, jednomiesięczną stopę depozytową, produkcję przemysłową, kurs walutowy (EUR/PLN), oprocentowanie 10-letnich obligacji i bezrobocie. W celu empirycznej weryfikacji tych długookresowych zależności wykorzystano wektorowy model korekty błędem (VECM). W rezultacie otrzymano interesujące wyniki potwierdzające istotne długookresowe zależności między rozpatrywanymi zmiennymi makroekonomicznymi a wybranymi subindeksami giełdowymi.

Słowa kluczowe: zależności długookresowe, zmienne makroekonomiczne, subindeksy giełdowe, wektorowy model korekty błędem (VECM).

Long-run relationships between macroeconomic variables and stock exchange subindices

Abstract

The aim of this paper is to examine the long-run relationship between macroeconomic variables and selected stock exchange subindices quoted on the Warsaw Stock Exchange. The study, six macroeconomic variables: inflation, one-month deposit rate, industrial production, foreign exchange rates (EUR/PLN), interest rates on 10-year bonds and unemployment. For empirical verification of these long-run relationship used vector error correction model (VECM). The result is interesting results confirming the significant long-run relationships between macroeconomic variables and the selected stock exchange subindices.

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

Keywords: long-run relationship, macroeconomic variables, stock market subindices, vector error correction model (VECM).

JEL: G12, G15, G17, E44

Wprowadzenie

W ciągu ostatnich dekad nastąpił bardzo znaczący wzrost roli giełdy papierów wartościowych w gospodarce. Współcześnie dla gospodarki giełda odgrywa kluczową rolę, jednak relacja ta nie jest jednostronna. Stan gospodarki ma także ogromny wpływ na giełdę. Zjawiska, które w niej zachodzą mają swoje odzwierciedlenie w cenach notowanych na niej walorów. Mając świadomość, że zarówno gospodarka, jak i sama giełda to skomplikowane w swym działaniu mechanizmy, należy poszukać łatwo mierzalnych wskaźników, które stosunkowo dobrze obrazują ich stan. W przypadku giełdy takim miernikiem są zapewne indeksy giełdowe, które w bardzo syntetyczny sposób opisują panującą na niej sytuację. Natomiast dla gospodarki takimi agregatami wydają się być zmienne makroekonomiczne.

Na podstawie licznych artykułów naukowych, m.in. Geske i Roll (1983), Chen, Roll i Ross (1986), Mukherjee i Naka (1995), Buyuksalvarci (2010), Tangijtprom (2011) czy nawet analiz eksperckich możemy zauważyć, że najczęściej rozpatrywanymi wskaźnikami makroekonomicznymi, oczywiście obok produktu krajowego brutto, są: inflacja, stopa procentowa (zazwyczaj krótko- i długookresowa), produkcja przemysłowa, kurs walutowy, bezrobocie. Wydaje się, że te zmienne makroekonomiczne mają znaczący wpływ na wahania kursów walorów giełdowych na rozwiniętych rynkach kapitałowych. Dlatego też, naturalne wydaje się wykorzystanie tych danych makroekonomicznych jako zmiennych objaśniających fluktuacje w notowaniach indeksów giełdowych. Potwierdzeniem tej tezy są liczne tego typu badania występujące w literaturze. Analizowanie wpływu wielkości makroekonomicznych na ceny akcji jest obszarem zainteresowania licznej grupy badaczy. Jednak w wynikach tych badań trudno doszukać się jakiś bardziej ogólnych wniosków. Należy zauważyć, że w zdecydowanej większości tego typu opracowań badany był wpływ tych czynników makroekonomicznych na najbardziej płynne indeksy, które jednak zazwyczaj skupiają spółki z różnych branż, gałęzi gospodarki.

W związku z tym w pracy postanowiono pogłębić analizę tego zagadnienia i dokonać badania, wykorzystując tzw. subindeksy giełdowe. W tym celu została wybrana stosunkowo słabo przebadana w tym zakresie GPW w Warszawie. Celem pracy będzie zbadanie długookresowych zależności między zmiennymi makroekonomicznymi a wybranymi subindeksami giełdowymi notowanymi na GPW w Warszawie. Dzięki temu będzie można dodatkowo sprawdzić czy kierunek wpływu tych zmiennych jest inny dla poszczególnych sektorów. Do empirycznej weryfikacji tych zależności zostanie wykorzystany wektorowy model korekty błędem (VECM).

Przegląd literatury

Empirycznej weryfikacji wpływu wielkości makroekonomicznych na ceny akcji poświęconych jest wiele prac. Badania te były przeprowadzane na licznych rynkach, opierały się na różnych zestawach zmiennych makroekonomicznych i wykorzystywały odmienne techniki ekonometryczne. Na początku w kontekście tych badań wykorzystywano stosunkowo proste konstrukcje. Dane dla danego rynku analizowano, głównie jako zestaw szeregów czasowych, korzystając zwykle ze standardowych modeli regresji liniowej. W tego typu podejściach zazwyczaj trudno jednoznacznie interpretować uzyskane zależności jako relacje przyczynowo-skutkowe. Ważnym etapem w rozwoju takich badań było pojawienie się modeli, jak VAR czy VECM. Zagadnienie to zostanie obszerniej przedstawione w części poświęconej metodologii badania.

W trakcie analizy szczególnie późniejszych prac z tego obszaru można zauważyć, że technika ekonometryczna jest niezwykle wydajna i użyteczna dla tej klasy badań (zob. Mukherjee i Naka, 1995; Dadgostar i Moazzami, 2003; Al-Sharkas, 2004; Rahman i in., 2009; Naik i Padhi, 2012).

Jeśli chodzi o wykorzystywane zmienne makroekonomiczne, do najczęściej spotykanych należą: inflacja, stopa procentowa (czasami jednocześnie krótko- i długoterminowa), produkcja przemysłowa, kurs walutowy. Rzadziej wykorzystywane są takie wskaźniki, jak PKB czy bezrobocie.

Dla inflacji, jak wynika z rozważań teoretycznych, należałoby oczekiwać ujemnego wpływu na notowania akcji. Znajduje to potwierdzenie w wielu pracach, m.in.: Fama (1981), Chen, Roll i Ross (1986) (dotyczyły rynku amerykańskiego), Groenewold i Fraser (1997) (dla Australii), Hsing (2011a; 2011b) (dla Czech i Węgier), Naik i Padhi (2012) (Indie). Należy jednak odnotować, iż dla tej zmiennej otrzymano niekiedy również dodatnie współczynniki: Bilson i in. (1999) (dla Meksyku i Tajlandii), Choudhry (2001) (dla Argentyny, Chile, Meksyku, Wenezueli).

Rozpatrując stopy procentowe, musimy zauważyć, że w przypadku stopy krótkoterminowej dla zdecydowanej większości analizowanych prac odnotowano jej ujemny wpływ, np. Geske Roll (1983), Hsing (2011a; 2011b), Buyuksalvarci (2010), Tangijtprom (2011). Odmienny rezultat otrzymano tylko w dwóch rozpatrywanych przypadkach, a mianowicie Mukherjee i Naka (1995) dla Japonii i Al-Sharkas (2004) dla Jordanii. Z kolei dla stopy długoterminowej otrzymywano wynik ujemny: Mukherjee i Naka (1995), Dadgostar i Moazzami (2003) oraz Hsing (2011a; 2011b).

W przypadku produkcji przemysłowej rezultaty są w zasadzie takie same i wyrażają się w dodatnim wpływie tego czynnika na ceny akcji, m.in. Fama (1981), Chen, Roll, Ross (1986), Mukherjee i Naka (1995), Al-Sharkas (2004), Rahman (2009). Wyjątkiem pozostają tylko ujemne wyniki uzyskane dla rynku tureckiego przez Buyuksalvarci (2010) i dla Chile w pracy Bilson i in. (1999).

Kolejna zmienna, która stosunkowo często przewijała się w artykułach dotyczących tego zagadnienia, to kurs walutowy. Oczekuje się, że deprecjacja lokalnej waluty powin-

na negatywnie wpływać na ceny walorów giełdowych. Potwierdzeniem tego są chociażby wyniki otrzymane przez Hsing (2011a; 2011b), Buyuksalvarci (2010), Tangjitprom (2011), Bekhet i Mugableh (2012). Z kolei dodatni wpływ deprecjacji odnotowali m.in.: Mukherjee i Naka (1995) dla Japonii czy Dadgostar Moazzami (2003) dla Kanady.

Dla PKB otrzymano tylko pozytywny wpływ (por. Leon i Filis, 2008; Bekhet i Mugableh, 2012). Natomiast u Tangjitprom (2011) potwierdzenie znalazły teoretyczne rozważania dotyczące ujemnego wpływu bezrobocia.

Na koniec tego przeglądu literatury należy zwrócić uwagę, że pomimo takiej obfitości tego typu badań dla wielu rynków kapitałowych, rynek polski w tym kontekście jest stosunkowo słabo zweryfikowany. Poza tym w zasadzie jedynie Groenewold i Fraser (1997) dokonali głębszej analizy, badającej wpływ zmiennych makroekonomicznych na portfele spółek z poszczególnych branż, pozostali ograniczali się tylko do najbardziej płynnych indeksów.

Metodologia badania

Modelowanie i szukanie zależności dla szeregów czasowych wymaga dobrania odpowiednich metod ekonometrycznych. Związane jest to z niestacjonarnością rozpatrywanych szeregów czasowych i problemem regresji pozornych. Kluczowym w tej kwestii było pojawienie się modeli wektorowej autoregresji (VAR), zaproponowanych po raz pierwszy przez Simsa (1980).

Modele wektorowo-autoregresyjne to modele wielorównaniowe, w których zachowania każdej zmiennej tłumaczone są przez jej własne opóźnienia i opóźnienia pozostałych zmiennych. 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 stacjonarnych 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 liczbę 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. 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 spotykaną praktyką jest ich różnicowanie (czyli obliczanie tzw. przyrostów), w celu osiągnięcia stacjonarności. Oszacowanie modelu dla przyrostów zmiennych nie pozwala jednak na wyodrębnienie tendencji długookresowych. W ten sposób otrzymuje się tylko informacje o krótkookresowych wpływach poszczególnych zmiennych na zmienną objaśnianą. Można jednak zbudować model uwzględniający bezpośrednio powiązania zmiennych niestacjonarnych o charakterze długookresowym. Modele takie nazywane są modelami korekty błędem. Kluczową kwestią do zbudowania odpowiedniego modelu dla zmiennych niestacjonarnych jest określenie czy istnieje dla nich relacja długookresowa. Jeżeli tak, to mówimy, że zmienne te są skointegrowane.

W kontekście badania kointegracji kluczowe znaczenie miała praca S. Johansena (1988). Autor, proponuje tam badanie związków długookresowej równowagi na podstawie modeli wektorowo-autoregresyjnych VAR. Możliwość użycia modelu VAR do badania kointegracji istnieje, jeżeli przekształcimy go do postaci wektorowego modelu korekty błędem (VECM). Do modelu VECM można przejść poprzez odjęcie X_{t-1} od obu stron równania (1):

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

Kolejne przekształcenia polegające na odejmowaniu i dodawaniu wyrażenia $(B_1 - I)X_{t-2}, (B_2 + B_1 - I)X_{t-3}, \dots$, doprowadzają do otrzymania wektorowego modelu korekty błędem postaci:

$$\Delta X_t = \Psi_0 C_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

gdzie:

$$\Pi = \sum_{i=1}^k B_i - I;$$

$$\Pi_i = \sum_{j=1}^i B_j - I;$$

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

Ψ_0 – macierz parametrów dla elementów wektora C_t .

Jednak najczęściej spotykaną w literaturze postacią modelu VECM jest:

$$\Delta X_t = \Psi_0 C_t + \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Na podstawie teoretycznego wektorowego modelu korekty błędem (VECM) możliwe jest przeprowadzenie bardziej wnikliwej analizy wpływu rozpatrywanych zmiennych makroekonomicznych na wybrane subindeksy giełdowe. Zastosowanie tej metody umożliwi poszukanie relacji długookresowych między rozpatrywanymi wielkościami. Przy estymacji wektora kointegracyjnego zostanie wykorzystana metoda Johansena. Metoda Johansena wymaga tego samego stopnia integracji zmiennych. Zakłada się, że wynikiem tego etapu jest stwierdzenie czy zmienne są zintegrowane rzędu pierwszego. W przypadku tego badania założenie to zostanie potwierdzone przez testy diagnostyczne: Dickey-Fuller i Philips-Perron. Następnie dokonane zostanie jeszcze m.in. ustalenie liczby opóźnień w modelu za pomocą znanych już kryteriów informacyjnych, takich jak: AIC, SBIC, HQIC. Kolejnym, chyba najważniejszym krokiem w całej procedurze Johansena jest testowanie rzędu macierzy współczynników, która została zdefiniowana w modelu korekty błędem (VECM). Rząd tej macierzy należy utożsamiać z liczbą liniowo niezależnych wektorów kointegracyjnych. W przypadku, gdy jej rząd jest równy zeru, rozpatrywane zmienne nie są skointegrowane. Dlatego też jest to kluczowy etap dla całej metody Johansena. W celu określenia rzędu tej macierzy bazuje się m.in. na wartościach własnych tej macierzy, wykorzystując dwie statystyki: statystykę maksymalnej wartości własnej i statystykę śladu. Procedura ta będzie zastosowana osobno do każdego z siedmiu rozpatrywanych subindeksów.

Dane i hipotezy badawcze

W badaniu wykorzystane zostaną dane miesięczne, które obejmują okres od stycznia 2006 do sierpnia 2015 r. Źródłem informacji były elektroniczne bazy danych. W przypadku wielkości makroekonomicznych: inflacji, stóp procentowych (krótko- i długoterminowych), produkcji przemysłowej, kursu walutowego i stopy bezrobocia źródłem były bazy danych Eurostatu i GUS. Z kolei dla subindeksów giełdowych był to portal internetowy bossa. Ostatecznie wybrano siedem subindeksów, głównym ograniczeniem było tu posiadanie odpowiednio długiego szeregu czasowego. Dlatego też zdecydowano się na uwzględnienie następujących siedmiu: WIG-banki, WIG-budownictwo, WIG-informatyka, WIG-media, WIG-paliwa, WIG-spożywczy, WIG-telekomunikacja, które są indeksami sektorowymi, w których skład wchodzi spółki uczestniczące w indeksie WIG i jednocześnie zakwalifikowane do sektora odpowiednio: banki, budownictwo, informatyka, media, przemysł paliwowy, spożywczy, telekomunikacja. W portfelu tych subindeksów znajdują się takie same pakiety, jak w portfelu indeksu WIG. Metodologia każdego z tych subindeksów jest tożsama z indeksem WIG, tzn. że jest on indeksem dochodowym i przy jego obliczaniu uwzględnia się zarówno ceny zawartych w nim akcji, jak i dochody z dywidend i praw poboru.

Celem pracy jest empiryczna weryfikacja wpływu zmiennych makroekonomicznych na wybrane subindeksy giełdowe. W przypadku tych zmiennych będzie to stosunkowo standardowy zestaw, wyłoniony na podstawie analizy dostępnych artykułów poświęconych temu zagadnieniu.

Koncepcja badania będzie opierać się na estymacji parametrów mierzących wpływ tych wyselekcjonowanych zmiennych makroekonomicznych na wybrane subindeksy giełdowe notowane na GPW w Warszawie. Dlatego też uwzględniając z jednej strony dostępne w literaturze rozważania teoretyczne dotyczące tych interakcji, z drugiej zaś – korzystając z wyników badań zaprezentowanych w przeglądzie literatury, sformułowano następujące hipotezy:

H1: Negatywny wpływ stopy inflacji na wartość subindeksu giełdowego.

H2: Negatywny wpływ jednomiesięcznej stopy depozytowej na wartość subindeksu giełdowego.

H3: Pozytywny wpływ indeksu produkcji przemysłowej na wartość subindeksu giełdowego.

H4: Wzrost kursu walutowego (deprecjacja waluty lokalnej) powoduje negatywny wpływ na wartość subindeksu giełdowego.

H5: Negatywny wpływ stopy oprocentowania 10-letnich obligacji rządowych na wartość subindeksu giełdowego.

H6: Negatywny wpływ stopy bezrobocia na wartość subindeksu giełdowego.

Opis i dyskusja otrzymanych wyników

W celu znalezienia relacji długookresowej między rozpatrywanymi subindeksami giełdowymi i wielkościami makroekonomicznymi zastosowano tzw. wektorowy model korekty błędem (VECM) wraz z opisaną w metodologii badania metodą Johansena. W jego efekcie dla każdego subindeksu uzyskano tzw. wektor kointegracyjny opisujący charakter i siłę tej długookresowej zależności.

Prezentację tych finalnych wyników przedstawiono poniżej w postaci równań opisujących tylko tę długookresową zależność między każdym z rozpatrywanych subindeksów giełdowych a analizowanymi zmiennymi makroekonomicznymi. W równaniach uwzględniono tylko te zmienne, dla których estymowany współczynnik był istotny statystycznie. Współczynniki istotne statystycznie dla poziomu istotności: 1%, 5%, 10% oznaczono gwiazdkami odpowiednio: (***), (**), (*).

$$\text{WIG-banki} = 89,61^* \text{ip} - 7346,46^{***} \text{eurpln} - 2087,53^{***} \text{gb10} - 600,61^{***} \text{unemp} + 41490,21^{***}$$

$$\text{WIG-budownictwo} = 9183,76^* \text{mm} + 2375,6^{***} \text{ip} - 44882,93^{***} \text{eurpln} + 14272,91^{**} \text{gb10} - 4462,99^{**} \text{unemp} - 121178,6^{***}$$

$$\text{WIG-informatyka} = 250,31^{***} \text{ cpi} - 269,19^{***} \text{ ip} - 1430,07^{***} \text{ gb10} + 11721,61^{***}$$

$$\text{WIG-media} = -53,47^{***} \text{ mm} - 20,22^{**} \text{ ip} - 2010,92^{***} \text{ eurpln} - 314,45^{**} \text{ gb10} - \\ - 154,05^{***} \text{ unemp} - 18229,51^{***}$$

$$\text{WIG-paliwa} = 4226,81^{***} \text{ cpi} - 3683,09^{***} \text{ ip} - 16304^{***} \text{ gb10} + 104460,2^{***}$$

$$\text{WIG-spożywczy} = 275,98^{***} \text{ ip} - 6592,43^{***} \text{ eurpln} + 1146,27^{*} \text{ gb10} - 10148,97^{***}$$

$$\text{WIG-telekomunikacja} = -21,29^{***} \text{ ip} + 648,29^{***} \text{ eurpln} - 161,17^{*} \text{ gb10} + \\ + 1264,46^{***}$$

gdzie:

cpi – indeks inflacji;

mm – jednomiesięczna stopa depozytowa;

ip – indeks produkcji przemysłowej;

eurpln – kurs walutowy;

gb10 – stopa oprocentowania 10 letnich obligacji rządowych;

unemp – stopa bezrobocia.

W wyniku tych kalkulacji na 42 estymowane współczynniki otrzymano aż 26 istotnych statystycznie, co wyraźnie potwierdza występowanie badanych długookresowych zależności. Opis otrzymanych wyników należy chyba rozpocząć od rezultatów otrzymanych dla poszczególnych subindeksów.

W przypadku WIG-banki uzyskano statystycznie istotne współczynniki dla czterech zmiennych indeksu produkcji przemysłowej, wpływ pozytywny oraz ujemne dla kursu walutowego oprocentowania dziesięcioletnich obligacji i stopy bezrobocia.

Dla WIG-budownictwo otrzymano pięć statystycznie istotnych współczynników, trzy dodatnie dla jednomiesięcznej stopy depozytowej, indeksu produkcji przemysłowej i stopy oprocentowania dziesięcioletnich obligacji oraz dwa ujemne dla kursu walutowego i stopy bezrobocia.

Z kolei dla WIG-informatyka otrzymano trzy istotne statystycznie współczynniki, w tym dwa ujemne dla indeksu produkcji przemysłowej i stopy oprocentowania 10-letnich obligacji oraz jeden dodatni dla inflacji.

Natomiast dla WIG-media uzyskano aż pięć istotnych statystycznie współczynników dla: jednomiesięcznej stopy depozytowej, indeksu produkcji przemysłowej, kursu walutowego, oprocentowania 10-letnich obligacji i stopy bezrobocia. Należy dodać że wszystkie te współczynniki były ujemne.

W przypadku zaś WIG-paliwa otrzymano trzy istotne statystycznie współczynniki, dodatni dla inflacji oraz dwa ujemne dla indeksu produkcji przemysłowej i oprocentowania 10-letnich obligacji.

Dla WIG–spożywczy także uzyskano trzy istotne statystycznie współczynniki, ujemny dla kursu walutowego i dwa dodatnie dla indeksu produkcji przemysłowej i oprocentowania 10-letnich obligacji.

Na koniec wyniki dla WIG–telekomunikacja, gdzie także uzyskano trzy istotne statystycznie współczynniki, dodatni dla kursu walutowego i dwa ujemne dla indeksu produkcji przemysłowej i oprocentowania 10-letnich obligacji.

Analizę otrzymanych rezultatów należy rozpocząć od weryfikacji hipotez, które dotyczyły kierunku wpływu każdej z rozpatrywanych zmiennych makroekonomicznych.

Dla inflacji otrzymano dwa istotne statystycznie wyniki (dla WIG–paliwa i WIG–informatyka), co więcej oba niezgodne z oczekiwaniami. Pozytywna relacja między inflacją a cenami akcji była jednak potwierdzana empirycznie, także dla innych rynków w pracach m.in.: Bilson i in. (1999) czy Choudhry (2001). Jednym z wytłumaczeń takiego wyniku, które podzielać także inni autorzy, np. Ratanapakorn i Sharma (2007), jest to, że zakup akcji może być zabezpieczeniem przed inflacją.

W przypadku jednomiesięcznej stopy depozytowej także uzyskano dwa istotne statystycznie współczynniki (dla WIG–budownictwo i WIG–media). Szczególnie ten ujemny wynik otrzymany dla WIG–budownictwo zaskakuje i wydaje się trudny do zrozumienia, pomimo że takie rezultaty były już osiągane, m.in. Mukherjee i Naka (1995) dla Japonii i Al-Sharkas (2004) dla Jordanii. Jednym z wytłumaczeń tego wyniku może być to, że dla inwestorów indeksu WIG–budownictwo lepszym substytutem elementu pozbawionego ryzyka w czynniku dyskontowym modeli wyceny akcji jest stopa długoterminowa.

Natomiast współczynnik dla produkcji przemysłowej okazał się istotny w przypadku każdego rozpatrywanego subindeksu. Jednak ujemny, a więc niezgodny z oczekiwaniami, rezultat otrzymano aż w czterech przypadkach dla: WIG–informatyka, WIG–media, WIG–paliwa i WIG–telekomunikacja. Rezultat ten jest w dużym stopniu zaskoczeniem, nawet biorąc pod uwagę to, że ujemne wyniki były już używane dla rynku tureckiego przez Buyuksalvarci (2010) i dla Chile w pracy Bilson i in. (1999). Jedynie wynik dla WIG–media, można w pewien sposób wytłumaczyć, gdyż podmioty wchodzące w jego skład nie są uwzględniane przy kalkulacji indeksu produkcji przemysłowej.

Z kolei dla kursu walutowego na pięć istotnych statystycznie współczynników, aż cztery (dla WIG–banki, WIG–budownictwo, WIG–media, WIG–spożywczy) były ujemne, a więc zgodne z oczekiwaniami. Jeden dodatni, który otrzymano dla WIG–telekomunikacja, okazał się tym samym niezgodny z oczekiwaniami. Jednak taki pozytywny wpływ deprecjacji lokalnej waluty na ceny walorów na rodzimej giełdzie odnotowywali już chociażby Mukherjee i Naka (1995) oraz Dadgostar Moazzami (2003). Wynik taki można interpretować w ten sposób, że w rozpatrywanym okresie słaby polski złoty wpływał korzystnie na sytuację finansową spółek wchodzących w skład WIG–telekomunikacja, co było pozytywnie odbierane przez inwestorów.

W przypadku oprocentowania 10-letnich obligacji dla wszystkich rozpatrywanych subindeksów otrzymano istotne statystycznie współczynniki. Wśród nich tylko dla WIG–budownictwo i WIG–spożywczy uzyskano dodatni wpływ, który jest niezgodny z oczekiwaniami. Wynik taki można próbować wytłumaczyć chyba w ten sposób, że wzrost oprocentowania obligacji może być efektem emisji nowych transzy obligacji, z których środki będą przeznaczone na inwestycje rządowe. Natomiast w badanym okresie styczeń 2006 – wrzesień 2015 znaczna część środków publicznych była przeznaczana na modernizacje i rozwój przemysłu spożywczego, jak również budowę dróg, autostrad i szeroko rozumianej infrastruktury. Dlatego też wzrost oprocentowania obligacji rządowych był pozytywnie odbierany przez inwestorów zainteresowanych walorami giełdowymi wchodzącymi w skład WIG–budownictwo i WIG–spożywczy.

W końcu dla stopy bezrobocia otrzymano trzy istotne statystycznie współczynniki dla WIG–banki, WIG–budownictwo i WIG–media. Dla każdego z tych subindeksów otrzymano ujemny, zgodny z oczekiwaniami wpływ stopy bezrobocia.

Podsumowanie

Celem artykułu było zbadanie długookresowych zależności między zmiennymi makroekonomicznymi a wybranymi subindeksami giełdowymi notowanymi na GPW w Warszawie. W wyniku przeprowadzonych kalkulacji na 42 estymowane współczynniki otrzymano aż 26 istotnych statystycznie, co wyraźnie potwierdza występowanie badanych długookresowych zależności. Co więcej 16 z tych 26 istotnych statystycznie współczynników było zgodnych z postawionymi hipotezami.

Zastosowane podejście z wykorzystaniem subindeksów giełdowych przyniosło interesujące rezultaty, chociażby w obrębie wpływu poszczególnych zmiennych. Szczególnie widoczne jest to dla takich zmiennych, jak indeks produkcji przemysłowej i oprocentowania 10-letnich obligacji. Dla tych zmiennych uzyskano istotne statystycznie współczynniki dla wszystkich rozpatrywanych subindeksów, jednak kierunek ich wpływu był różny w zależności od subindeksu. Wynik ten może skłaniać do zastanowienia czy w celu określania kierunku wpływu poszczególnych zmiennych makroekonomicznych na walory giełdowe nie należy przeprowadzać analiz w podziale na branże, a nie rozpatrywać tylko najbardziej płynne indeksy dla danych giełd.

Interesujące wyniki, jak również ciągły rozwój polskiego rynku kapitałowego, który będzie dostarczał nowych danych mogą zachęcać do przeprowadzania dalszych tego typu badań. W ten sposób można będzie dokonywać kolejnych empirycznych weryfikacji takich zależności, wykorzystując większą liczbę walorów giełdowych z innych branż, jak również do kalkulacji aplikować inne metody ekonometryczne.

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(1), 97–114.
- Bilson, C., Brailsford, T. i Hooper, V. (1999). Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns. *Department of Commerce Australia National University Canberra 0200, SSRN*.
- Buyuksalvarei, A. (2010). Effect of Macroeconomic variables on Stock Returns: Evidence from Turkey. *European Journal of Social Sciences*, 14(3), 404–416.
- Bekhet, H.A. i Mugableh, M.I. (2012). Investigating Equilibrium Relationship between Macroeconomic Variables and Malaysin Stock Market Index through Bounds Tests Approach. *International Journal of Economics and Finance*, 4(10), 69–81.
- Chen, N., Roll, R. i Ross, S.A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business*, 59(3), 383–403.
- Choudhry, T. (2001). Inflation and rates of return on stocks:evidence from high inflation countries. *Journal of International Financial Markets*, 11(1), 75–96.
- Dadgostar, B. i Moazzami, B. (2003). Dynamic Relationship Between Macroeconomic Variables and the Canadian Stock Market. *Journal of Applied Business and Economics*, 2(1), 7–14.
- Fama, E.F. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *American Economic Review*, 71(4), 545–565.
- Geske, K.R. i Roll, R. (1983). The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation. *Journal of Finance*, 38(1), 1–33.
- Groenewold, N. i Fraser, P. (1997). Share Prices and Macroeconomic Factors. *Journal of Business Finance and Accounting*, 24(9/10), 1367–1383.
- Hsing, Y. (2011a). Effects of Macroeconomic Variables on the Stock Market: The Case of the Czech Republic. *Theoretical and Applied Economics*, 18(7), 53–64.
- 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), 1–11.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(1), 231–254.
- Mukherjee, T.K. i Naka, A. (1995). Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and Japanese Stock Market. *The Journal of Financial Research*, 18(2), 223–237.
- Naik, P.K. i Padhi, P. (2012). The Impact of Macroeconomic Fundamentals on Stock Prices Revisited: Evidence from Indian. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 5(10), 25–44.
- 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), 095–106.
- Ratanapakorn, O. i Sharma, S.C. (2007). Dynamics analysis between the US Stock Return and the Macroeconomics Variables. *Applied Financial Economics*, 17(4), 369–377.
- Sims, Ch. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48.
- Tangjitprom, N. (2011). Macroeconomic Factors of Emerging Stock Market: the Evidence from Thailand. *International Journal of Financial Research*, 3(2), 105–114

Rozdział VI

TOMASZ MIZIOŁEK*

Wpływ publikacji informacji o wykluczeniu spółek z indeksu WIG20 na ich stopę zwrotu

Streszczenie

Studium wydarzeń przeprowadzone na próbie 17 spółek wykluczonych z indeksu WIG20 w latach 2009–2015 (III kwartał) wykazało, iż ich średnia skumulowana anormalna stopa zwrotu w okresie obserwacji była dodatnia i wyniosła 2,13%. Średnia skumulowana anormalna stopa zmniejszyła się jednak istotnie przed publikacją informacji o planowanym wykluczeniu spółki z indeksu, dzięki czemu możliwe jest wykorzystanie tego albo do ochrony wartości portfela inwestycyjnego, albo do wypracowania zysku (np. poprzez transakcje krótkiej sprzedaży lub zajęcie krótkiej pozycji na akcyjnych kontraktach *futures*). Warto przy tym zaznaczyć, iż w całym okresie obserwacji ujemne skumulowane anormalne stopy zwrotu wystąpiły w prawie 2/3 spółek (11 spółek), natomiast pomiędzy wynikami poszczególnych firm występowały istotne różnice.

Słowa kluczowe: studium wydarzeń, wykluczenie spółki z indeksu, anormalna stopa zwrotu, indeks WIG20.

The impact of the publication of information on the exclusion of companies from the WIG20 index on their return

Abstract

Event study conducted on a sample of 17 companies excluded from the WIG20 index in 2009–2015 (third quarter) showed that their average cumulative abnormal return in the observation period was positive and amounted to 2.13%. However average cumulative abnormal return has decreased significantly before the announcement of information of planned exclusion of a company from the index, making it possible to use it or to protect the value of investment portfolio or to make a profit (e.g. through the short sale transactions or short positions on stock futures). It is

* dr hab. Tomasz Miziołek – Katedra Finansów i Inwestycji Międzynarodowych, Uniwersytet Łódzki, ul. P.O.W. 3/5, 90-255 Łódź; e-mail: miziolek@uni.lodz.pl.

also worth noting, that during the entire observation period negative cumulative abnormal returns have occurred in almost two-thirds of companies (11 firms) and between the results of individual companies were significant differences.

Keywords: event study, exclusion of a company from the index, abnormal return, WIG20 index.

JEL: G11, G14

Wprowadzenie

Na rynkach kapitałowych występuje wiele anomalii stanowiących odstępstwa od hipotezy efektywności rynku (*efficient market hypothesis* – EMH) zakładającej, iż ceny akcji szybko i adekwatnie dostosowują się do pojawiającej się na rynku nowej informacji. Wiele spośród nich zostało już dokładnie zbadanych i opisanych, także na polskim rynku (np. efekt kalendarza, wpływ rekomendacji analityków czy splitu akcji), są jednak też takie, które nie były jak dotychczas przedmiotem wielu analiz w krajowej literaturze. Jednym z ciekawszych przykładów są anomalie polegające na zmianach cen (a także obrotów) akcji firm wchodzących w skład określonego indeksu w odpowiedzi na pojawienie się informacji o planowanej jego rekonstrukcji (rewizji lub korekcie) lub w reakcji na jej faktyczne przeprowadzenie. Zazwyczaj skutkuje to wzrostem kursu (w przypadku włączenia spółki do portfela indeksu) lub jego spadkiem (w sytuacji jej wykluczenia z indeksu). Analiza tego rodzaju anomalii na polskim rynku kapitałowym i porównanie wyników z innymi rynkami jest tym bardziej zasadne, iż na rynku akcji w Polsce dużo mniejszą rolę niż na rynkach rozwiniętych (a zwłaszcza na rynku amerykańskim) odgrywają inwestorzy indeksowi realizujący strategie oparte na replikacji indeksów finansowych.

Celem niniejszego artykułu jest zbadanie wpływu publikacji przez GPW w Warszawie informacji o planowanym wykluczeniu spółek z portfela indeksu WIG20 (w wyniku rewizji rocznej, korekty kwartalnej lub korekty nadzwyczajnej) na stopy zwrotu akcji tych firm. Badanie obejmuje okres od początku 2009 r. do końca III kwartału 2015 r. Hipoteza postawiona przez autora stanowi, iż opublikowanie informacji o zamiarze usunięcia akcji z indeksu WIG20 negatywnie wpływa na ich kurs giełdowy, czego przejawem jest ich ujemna skumulowana anormalna stopa zwrotu.

Przegląd badań

Historia badań nad wpływem zmian składu portfeli indeksów akcji na kursy tych walorów, które są wykluczane z indeksów¹ sięga połowy lat 80. XX w. Polegały one

¹ W dalszej części artykułu zjawisko to będzie określane także jako tzw. efekt indeksowy (*index effect*).

na ogół na analizie, w oparciu o metodę studiów wydarzeń, występowania anormalnych stóp zwrotu obserwowanych przed i po ujawnieniu informacji o usunięciu spółek z portfela indeksu². Początkowo badania te skupiały się wyłącznie na rynku amerykańskim – w tym wypadku efekt indeksowy był badany najczęściej na przykładzie indeksu S&P 500 (Harris i Gurel, 1986; Goetzmann i Garry, 1986; Jain, 1987; Lynch i Mendenhall, 1997). W kolejnych latach badacze zwrócili uwagę także na inne czołowe amerykańskie indeksy – S&P MidCap 400 oraz S&P Small Cap 600 (Breazeale i Cuny, 2002). Wyniki tych analiz, zaprezentowane w tabeli 1, potwierdziły występowanie statystycznie istotnych, anormalnych ujemnych stóp zwrotu w dniu ogłoszenia informacji o planowanym usunięciu spółki z portfela indeksu. Warto przy tym zauważyć, iż skala tego zjawiska była zróżnicowana (okazała się znacznie mniejsza w przypadku indeksu S&P 500 obejmującego największe amerykańskie spółki publiczne).

Tabela 1. Wyniki wybranych badań na rynku amerykańskim nad anormalnymi stopami zwrotu przy ogłoszeniu informacji o wykluczeniu spółki z portfela indeksu

Rok publikacji badania	Autorzy	Anormalna stopa zwrotu (%)	Okres badania	Indeks
1986	Harris i Gurel	-1,40*	1978–1983	S&P 500
1986	Goetzmann i Gary	-1,90*	1983	S&P 500
1987	Jain	-1,16*	1977–1983	S&P 500
1997	Lynch i Mendenhall	-6,26*	1990–1995	S&P 500
2002	Breazeale i Cuny	-9,22* -15,30*	2000–2001	S&P MidCap 400 S&P SmallCap 600

* – statystycznie istotne na poziomie 5%.

Źródło: Harris i Gurel, 1986; Goetzmann i Garry, 1986; Jain, 1987; Lynch i Mendenhall, 1997; Breazeale i Cuny, 2002.

Podobne badania prowadzone na innych niż amerykański rynkach przyniosły zbliżone rezultaty. We wszystkich przypadkach zaprezentowanych w tabeli 2 anormalna stopa zwrotu w sytuacji ogłoszenia informacji o opuszczeniu przez spółkę indeksu była ujemna (co potwierdza występowanie efektu indeksowego), jednak w niektórych przypadkach nie była ona statystycznie istotna. Co więcej, wielkość anormalnej ujemnej stopy zwrotu była z reguły niższa niż w badaniach prowadzonych dla indeksów amerykańskiego rynku akcji.

Występowanie efektu indeksowego na rynkach wschodzących badano dotychczas znacznie rzadziej niż w przypadku rynków rozwiniętych. Dotyczy to także polskiego rynku akcji – według wiedzy autora dotychczas zajmowali się tym Wiśniewski (2002), Gurgul (2012) i Hońdo (2010; 2015). Gurgul jako jedyny spośród ww. autorów

² Metoda studiów wydarzeń oraz definicja anormalnej stopy zwrotu zostaną opisane w dalszej części rozdziału.

Tabela 2. Wyniki wybranych badań na innych rynkach rozwiniętych nad anormalnymi stopami zwrotu przy ogłoszeniu informacji o wykluczeniu spółki z portfela indeksu

Rok opublikowania badania	Autorzy badania	Anormalna stopa zwrotu (%)	Okres badania	Indeks	Kraj
2000	Barontini i Rigamonti	-0,84*	1995–1999	Mib 30	Włochy
2000	Brealey	-0,30	1994–1999	FTSE	Wielka Brytania
2000	Deiningering i in.	-1,19*	1988–1997	DAX	Niemcy
2000	Li, Pinfold i Elayan	-1,47*	1994–1998	NZSE 40	Nowa Zelandia
2000	Masse i in.	-1,35*	1989–1994	TSE 300	Kanada
2001	Bildik i Gulay	-0,38	1995–2000	ISE 100	Turcja
2001	Liu	-2,57*	1991–1999	Nikkei 500	Japonia
2002	Bechman	-0,22	1989–2001	KFX	Dania

* – statystycznie istotne na poziomie 5%.

Źródło: Pullen i Gannon, 2007.

przeprowadził analizę przy wykorzystaniu metody studiów wydarzeń, obliczając anormalną stopę zwrotu akcji spółek wykreślonych z listy uczestników indeksu WIG20 w okresie od stycznia 1995 r. do czerwca 2005 r. (w sumie przeanalizował 18 przypadków spełniających przyjęte założenia). Doszedł do wniosku, że w przypadku akcji usuwanych z indeksu nie da się zaobserwować „istotności średniej zwykłej stopy zwrotu ani w okresie przed ogłoszeniem, ani w dniu ogłoszenia, ani następnego dnia po ogłoszeniu” (Gurgul, 2012, s. 168). Podkreślił także, że z uwagi na niewielką liczebność próby do wyników tych należy podchodzić ostrożnie.

Metodologia

Badanie wpływu opublikowania informacji o planowanym wykluczeniu spółek z portfela indeksu WIG20 na osiągane przez nie stopy zwrotu zostało przeprowadzone w oparciu o metodę wykorzystywaną w przypadku studiów wydarzeń (*event studies*). Polega ona na analizowaniu reakcji rynku na określone wydarzenia – w tym przypadku na publikowane przez zarząd GPW w Warszawie komunikaty o planowanych rewizjach rocznych, korektach kwartalnych i korektach nadzwyczajnych składu indeksu WIG20. Na pierwszym etapie wyselekcjonowana została grupa spółek, których dotyczyło badane zdarzenie (tj. firm, których akcje miały zostać wykluczone z portfela indeksu). Dzień sesyjny następujący po dniu, w którym informacja o planowanej rewizji/korekcie została podana publicznie (informacja ta jest publikowana po zakończeniu sesji giełdowej, stąd też może mieć ona wpływ na notowania akcji dopiero w następ-

nym dniu sesyjnym), zdefiniowano jako dzień wydarzenia (*event day*). Następnie określono zakres czasowy okresu obserwacji – przyjęto, iż obejmuje on 21 dni sesyjnych, począwszy od dziesiątego dnia sesyjnego przed dniem wydarzenia aż po dziesiąty dzień sesyjny po dacie wydarzenia. Relatywnie krótki okres analizy, stosowany w przypadku większości badań o takim charakterze, pozwala lepiej niż w przypadku dłuższego okresu zweryfikować wpływ analizowanego wydarzenia na kształtowanie się cen akcji wykluczanych z portfela indeksu. Wreszcie wyznaczono okres estymacji poprzedzający okres obserwacji, który obejmował 100 dni sesyjnych – od 110. dnia sesyjnego przed dniem wydarzenia do 11. dnia sesyjnego przed dniem wydarzenia.

Pierwszym celem badania było obliczenie anormalnych stóp zwrotu (*abnormal returns*, AR) akcji spółek należących do badanej próby względem indeksu WIG20, przy czym za anormalną stopę zwrotu, zgodnie z definicją MacKinlay'a, przyjęto „rzeczywistą stopę zwrotu *ex post* papieru wartościowego zanotowaną podczas okresu obserwacji pomniejszoną o normalną stopę zwrotu dla okresu obserwacji; normalna stopa zwrotu jest definiowana jako oczekiwana stopa zwrotu w sytuacji braku zajścia określonego zdarzenia” (MacKinlay, 1997, 15). Anormalne stopy zwrotu obliczono, wykorzystując, na podstawie zaleceń Browna i Warnera, model rynkowy (Brown i Warner, 1985). Według tego modelu stopa zwrotu akcji spółki i jest rezultatem procesu, który opisuje równanie:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

gdzie:

R_{it} – stopa zwrotu akcji spółki i w okresie t ;

α_i, β_i – współczynniki alfa i beta spółki i ;

R_{mt} – stopa zwrotu indeksu w okresie t ;

ε_{it} – nieskorelowany element resztowy o wartości rezydualnej równej zero ($E[\varepsilon_{it}] = 0$).

Zgodnie z powyższym równaniem stopa zwrotu akcji składa się ze składnika systemowego, liniowo zależnego od stopy zwrotu portfela rynkowego (indeksu) oraz składnika niesystemowego (ε_{it}) niezależnego od zachowania się rynku jako całości. Jednocześnie przyjmuje się założenie, że efekt zdarzenia specyficznego dla spółki (np. zapowiedź wykluczenia jej akcji z portfela indeksu) jest całkowicie ujęty w drugim z ww. składników. Stopy zwrotu akcji i indeksu oblicza się przy uwzględnieniu kapitalizacji ciągłej, stosując logarytmiczne stopy zwrotu. Natomiast parametry $\hat{\alpha}_i$ i $\hat{\beta}_i$ szacowane są w okresie estymacji, w oparciu o zaobserwowaną wówczas relację pomiędzy stopami zwrotu akcji danej spółki a stopami zwrotu portfela rynkowego, za pomocą zwykłej metody najmniejszych kwadratów.

Po wyznaczeniu stóp zwrotu oraz parametrów $\hat{\alpha}_i$ i $\hat{\beta}_i$ anormalną stopę zwrotu akcji spółki i w okresie t (AR_{it}) w okresie obserwacji oblicza się według wzoru:

$$AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_t R_{mt}). \quad (2)$$

Jest ona równa różnicy pomiędzy rzeczywistą stopą zwrotu akcji w danym okresie t a normalną stopą zwrotu obliczoną w oparciu o parametry modelu rynkowego wyznaczone na podstawie obserwacji zachowania się cen akcji tej spółki względem indeksu we wcześniejszym okresie (okresie estymacji).

Na podstawie anormalnych stóp zwrotu obliczonych dla poszczególnych dni w okresie obserwacji dla wszystkich badanych spółek wyznacza się skumulowaną anormalną stopę zwrotu (*cumulative abnormal return*, CAR) w całym okresie obserwacji na podstawie wzoru:

$$CAR_{i,t_{pre}-t_{post}} = \sum_{t_{pre}}^{t_{post}} AR_{it}, \quad (3)$$

gdzie:

$CAR_{i,t_{pre}-t_{post}}$ – skumulowana anormalna stopa zwrotu akcji spółki i w okresie obserwacji, tj. od pierwszego dnia obserwacji (t_{pre}) do ostatniego dnia obserwacji (t_{post}).

W ostatnim kroku oblicza się średnią skumulowaną anormalną stopę zwrotu (*average cumulative abnormal return*, ACAR) wszystkich spółek należących do badanej próby jako nieważoną średnią arytmetyczną ich skumulowanych anormalnych stóp zwrotu w okresie obserwacji.

Charakterystyka próby badawczej

Badanie objęło blisko siedem lat – od 1 stycznia 2009 r. do 30 września 2015 r. W tym okresie na GPW w Warszawie miało miejsce w sumie 36 wydarzeń potencjalnie skutkujących zmianą składu portfela indeksu WIG20 (7 rewizji rocznych i 20 korekt kwartalnych) lub związanych ze zmianą pakietu akcji spółek w tym indeksie (9 korekt nadzwyczajnych). Spośród 27 dokonanych rewizji i korekt jedynie w 10 przypadkach lista uczestników indeksu uległa zmianie. Stało się tak również dwukrotnie w czasie korekt nadzwyczajnych. Szczegółowy opis 12 przeprowadzonych rewizji i korekt indeksu WIG20, w trakcie których doszło do opuszczenia przez spółkę (spółki) portfela indeksu, prezentuje tabela 3.

W analizowanym okresie z indeksu WIG20, zgodnie z uchwałami zarządu GPW w Warszawie dotyczącymi indeksów giełdowych (Uchwała nr 42/2007; Uchwała nr 871/ 2013), wykluczonych zostało łącznie 17 spółek. W przypadku wszystkich tych podmiotów okres notowań akcji okazał się wystarczająco długi, aby można było

Tabela 3. Zmiany w portfelu indeksu WIG20 w okresie od 1 stycznia 2009 r. do 30 września 2015 r., w efekcie których nastąpiło wykluczenie spółki (spółek) z indeksu

Lp.	Rodzaj zmiany	Data ukazania się informacji	Data dokonania zmiany*	Spółki wykluczone z portfela indeksu WIG20**	Udział akcji spółki wykluczonej z indeksu (%)***
1.	Rewizja roczna	5.02.2009	20.03.2009	Polnord	0,38
2.	Rewizja roczna	11.02.2010	19.03.2010	Agora	0,97
3.	Korekta nadzwyczajna	12.05.2010	14.05.2010	Cersanit	1,01
4.	Korekta kwartalna	9.11.2010	17.12.2010	Bioton	0,62
5.	Rewizja roczna	10.02.2011	18.03.2011	Cyfrowy Polsat Polimex Mostostal	0,82 1,26
6.	Korekta nadzwyczajna	1.04.2011	5.04.2011	BZ WBK	2,80
7.	Korekta kwartalna	8.08.2011	16.09.2011	CEZ	1,66
8.	Rewizja roczna	9.02.2012	16.03.2012	Getin PBG	1,81 0,60
9.	Rewizja roczna	7.02.2013	15.03.2013	TVN	0,71
10.	Korekta kwartalna	13.05.2013	21.06.2013	Boryszew	0,33
11.	Rewizja roczna	10.02.2014	21.03.2014	GTC Bank Handlowy	0,98 2,06
12.	Rewizja roczna	12.02.2015	20.03.2015	JSW Kernel Lotos	0,76 0,64 0,79

* – dzień, po którym przeprowadzono zmianę w portfelu indeksu WIG20.

** – nazwa spółki obowiązująca w momencie wykluczenia z indeksu.

*** – udział akcji spółki w portfelu indeksu WIG20 podczas ostatniej korekty/rewizji.

Źródło: opracowanie własne.

– zgodnie z opisanymi wcześniej założeniami – dokonać estymacji parametrów $\hat{\alpha}_i$ i $\hat{\beta}_i$. Należy zaznaczyć, iż w przypadku dwóch firm, które opuściły indeks w wyniku korekty nadzwyczajnej (Cersanit i BZ WBK), daty wydarzenia nie można było z góry przewidzieć, tak jak miało to miejsce w pozostałych spółkach, w przypadku których data publikacji informacji o potencjalnej zmianie składu indeksu była wcześniej znana (jest to zgodne z zasadami ujawniania informacji o planowanych zmianach portfeli indeksów giełdowych). Przedmiotem badania stało się zatem 17 spółek notowanych na warszawskim parkiecie – ich listę wraz z określeniem okresu estymacji i okresu obserwacji prezentuje tabela 4.

Źródłem danych wykorzystanych w badaniu był serwis internetowy DM Banku Ochrony Środowiska S.A. – Bossa.pl. Obliczeń dokonano na podstawie cen zamknięcia akcji spółek oraz wartości indeksu WIG20 na zamknięciu sesji giełdowych.

Tabela 4. Wybrane informacje na temat badanych spółek

Lp.	Spółka*	Okres estymacji [-110, -11]	Data podania informacji o wykluczeniu spółki z indeksu WIG20 [-1]	Dzień wydarzenia [0]	Okres obserwacji [-10, 10]
1.	Polnord	28.08.2008–22.01.2009	5.02.2009	6.02.2009	23.01–20.02.2009
2.	Agora	7.09.2009–28.01.2010	11.02.2010	12.02.2010	29.01–26.02.2010
3.	Cersanit	2.12.2009–27.04.2010	12.05.2010	13.05.2010	28.04–27.05.2010
4.	Bioton	8.06.2010–25.10.2010	9.11.2010	10.11.2010	26.10–25.11.2010
5.	Cyfrowy Polsat	6.09.2010–27.01.2011	10.02.2011	11.02.2011	28.01–25.02.2011
6.	Polimex Mostostal	6.09.2010–27.01.2011	10.02.2011	11.02.2011	28.01–25.02.2011
7.	BZ WBK	26.10.2010–18.03.2011	1.04.2011	4.04.2011	21.03–18.04.2011
8.	CEZ	2.03.2011–25.07.2011	8.08.2011	9.08.2011	26.07–24.08.2011
9.	Getin	5.09.2011–26.01.2012	9.02.2012	10.02.2012	27.01–24.02.2012
10.	PBG	5.09.2011–26.01.2012	9.02.2012	10.02.2012	27.01–24.02.2012
11.	TVN	30.08.2012–24.01.2013	7.02.2013	8.02.2013	25.01–22.02.2013
12.	Boryszew	27.11.2012–25.04.2013	13.05.2013	14.05.2013	26.04–28.05.2013
13.	GTC	29.08.2013–27.01.2014	10.02.2014	11.02.2014	28.01–25.02.2014
14.	Bank Handlowy	29.08.2013–27.01.2014	10.02.2014	11.02.2014	28.01–25.02.2014
15.	JSW	3.09.2014–29.01.2015	12.02.2015	13.02.2015	30.01–27.02.2015
16.	Kernel	3.09.2014–29.01.2015	12.02.2015	13.02.2015	30.01–27.02.2015
17.	Lotos	3.09.2014–29.01.2015	12.02.2015	13.02.2015	30.01–27.02.2015

* – nazwa spółki obowiązująca w momencie wykluczenia z indeksu.

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki i wnioski

Średnia skumulowana anormalna stopa zwrotu (ACAR) 17 badanych spółek w okresie obserwacji obejmującym 21 dni (okres przed opublikowaniem informacji o planowanym wykluczeniu spółki z portfela indeksu WIG20, dzień wydarzenia oraz okres po tej publikacji) obliczona w oparciu o model rynkowy wyniosła 2,13%. Wynik ten jest odmienny od rezultatów podobnych badań na rynkach zagranicznych, które zostały przytoczone w pkt 1. Mogło to być wynikiem m.in. innych założeń przyjętych w niniejszym badaniu.

Ciekawe wnioski przynosi szczegółowa analiza całego okresu obserwacji. Pozwala ona stwierdzić, iż średnia skumulowana stopa zwrotu zaczęła spadać 6 dni przed datą wydarzenia, a najniższą wartość (0,19%) przyjęła na 1 dzień przed dniem wydarzenia. Wynikało to zapewne z faktu, iż – zgodnie z obowiązującymi zasadami dokonywania rewizji rocznych i korekt kwartalnych indeksu WIG20 – określenia listy

jego uczestników (a zatem także ewentualnych zmian w jego portfelu) dokonuje się w oparciu o dane³ dostępne po ostatniej sesji stycznia, kwietnia, lipca i października. Dlatego, mimo pełnej jawności zasad tworzenia rankingu indeksów, dokonanie odpowiednich obliczeń i wyznaczenie na tej podstawie przyszłego składu indeksu WIG20 przez podmioty tym zainteresowane i przeprowadzenie adekwatnych działań inwestycyjnych (np. sprzedaż akcji spółek, które podczas najbliższej rewizji/korekty opuszczają portfel indeksu WIG20) możliwe jest dopiero na początku lutego, maja, sierpnia i listopada. Tymczasem, zgodnie z założeniami badania, początek okresu obserwacji został wyznaczony na 9 dni przed datą publikacji przez GPW w Warszawie informacji o planowanej rewizji/korekcie, co oznacza, że okres analizy rozpoczął się w ostatnich dniach stycznia, kwietnia, lipca i października (por. tab. 4, ostatnia kolumna), a zatem w momencie, kiedy nie można było jeszcze z całkowitą pewnością przesądzać o tym, jak (ewentualnie) zmieni się skład indeksu WIG20, czyli bezzasadne byłoby dokonywanie jakichkolwiek transakcji. Dopiero na początku lutego, maja, sierpnia i listopada, kiedy wszystkie dane niezbędne do obliczeń rankingu indeksów są już znane, można z dużym prawdopodobieństwem wyznaczyć skład indeksu WIG20 po mającej nastąpić ponad 5 tygodni później rewizji/korekcie i dopiero wtedy ewentualnie zacząć sprzedawać walory firm, które mają być z tego indeksu wykluczone. Ten moment zasadniczo pokrywa się z momentem, kiedy średnia skumulowana anormalna stopa zwrotu zaczęła się obniżać (rys. 1).

Rysunek 1. Średnia skumulowana anormalna stopa zwrotu (ACAR) wszystkich badanych spółek w okresie obserwacji

Źródło: opracowanie własne.

³ Chodzi o dane dotyczące wartości obrotów akcjami i wartości akcji w wolnym obrocie spółek uczestniczących w rankingu indeksów WIG20, WIG20TR, mWIG40, sWIG80, WIG30 i WIG30TR.

Dodatni wskaźnik ACAR utrzymał się do końca okresu obserwacji, przy czym w dniu wydarzenia osiągnął wartość 0,74%, przez cztery kolejne dni wzrósł do 2,35%, następnie ponownie zmniejszał do 1,19%, aby ostatniego dnia okresu obserwacji zwiększyć do 2,13%.

Uzyskany rezultat powołuje na negatywne zweryfikowanie hipotezy przedstawionej we wstępie artykułu. Opublikowanie informacji o zamiarze wykluczenia akcji spółek z portfela indeksu WIG20 implikowało uzyskanie dodatniej średniej skumulowanej anormalnej stopy zwrotu w całym okresie obserwacji. Mimo to tzw. efekt indeksowy w postaci malejącego wskaźnika ACAR był wyraźnie widoczny w okresie poprzedzającym ww. ogłoszenie. Może być to wykorzystane przez inwestorów zasadniczo w dwojaki sposób. Po pierwsze, zasadne może być złożenie zlecenia zabezpieczającego przed spadkiem kursu (np. *stop loss*) akcji spółki w przypadku, gdy inwestor spodziewa się, że określona spółka zostanie wykluczona z portfela indeksu WIG20 i posiada jej walory. Zlecenie to powinno zostać złożone na ok. 1,5 tygodnia przed (znaną wcześniej) datą ujawnienia przez GPW w Warszawie informacji o mających nastąpić zmianach w portfelu indeksu w wyniku rewizji rocznej lub korekty kwartalnej – w praktyce zatem powinno być ono złożone w ostatnich dniach miesiący poprzedzających miesiąc, w którym informacja taka jest publikowana (tj. w ostatnich dniach stycznia, kwietnia, lipca i października). Automatyczna aktywacja takiego zlecenia powinna nastąpić w pierwszych dniach kolejnego miesiąca (tj. lutego, maja, sierpnia i listopada), kiedy to kursy akcji spółek mających opuścić indeks WIG20 zaczęły się obniżać.

Zniżające ceny akcji spółek wykluczanych z indeksu WIG20 można jednak spróbować wykorzystać nie tylko do ochrony przed stratami, lecz także do wypracowania zysku. Dotyczy to inwestorów, którzy nie posiadają tych akcji, ale znając powyższą anomalię, mogą albo zająć krótką pozycję na kontraktach terminowych na akcje tych firm, albo zastosować w ich przypadku krótką sprzedaż⁴, oczywiście pod warunkiem, że instrumenty (transakcje) te są w danym momencie dostępne i są płynne. Warto jednak zaznaczyć, iż w obu przypadkach spadek kursu akcji spółek wykluczanych z indeksu WIG20 może wygenerować pozytywny wynik inwestycyjny w ujęciu netto jedynie wówczas, gdy koszty ich przeprowadzania okażą się niższe od zysku wynikającego z samej transakcji; nie można zapominać też o specyficznych rodzajach ryzyka związanych np. z transakcją krótkiej sprzedaży (ryzyko rozliczeniowe, ryzyko pojawienia się efektu *short squeeze*).

Poza analizą wskaźnika ACAR dla całej badanej próby, warto także zwrócić uwagę na skumulowane anormalne stopy zwrotu (CAR) poszczególnych spółek uczestniczących w badaniu. Co ciekawe spośród 17 analizowanych walorów aż 11 (65%) uzyskało

⁴ Możliwe jest także wykorzystanie innych instrumentów finansowych, które pozwalają na zarabianie na spadkach ich kursów (np. produktów strukturyzowanych – certyfikatów typu short, warrantów), pod warunkiem, że ich instrumentem bazowym jest kurs akcji firmy wchodzącej w skład indeksu WIG20.

ujemną skumulowaną anormalną stopę zwrotu w całym okresie obserwacji (w większości przypadków na poziomie istotności 1%), tj. ich rzeczywista stopa zwrotu była niższa niż normalna stopa zwrotu, co potwierdzałoby hipotezę przedstawioną we wstępie; w przypadku tylko sześciu firm wskaźnik ten okazał się dodatni, osiągając jednak z reguły relatywnie wysokie wartości (tab. 5). Duże zróżnicowanie wyników poszczególnych spółek, w tym relatywnie niewielka liczba firm, dla których wskaźnik CAR przyjął wartość dodatnią, sprawiają, iż do wniosku wyciągniętego tylko na podstawie wartości wskaźnika ACAR należy podchodzić z dużą ostrożnością. Choć średnia skumulowana anormalna stopa zwrotu w badanej próbie była dodatnia, to jednak skumulowane anormalne stopy zwrotu poszczególnych spółek istotnie różniły się między sobą i w niemal 2/3 przypadków (przy określonych założeniach badania) były ujemne. Biorąc pod uwagę wszystkie powyższe kwestie trudno zatem całkowicie jednoznacznie ocenić potencjalną skuteczność opisaną powyżej strategii inwestycyjnej wykorzystującej spadki cen akcji spółek, które mają zostać wykluczone z indeksu WIG20. W istotnej mierze skuteczność ta zależy może od innych czynników (które w niniejszym badaniu nie były uwzględniane), które równolegle mogą wpływać na kursy akcji firm opuszczających indeks blue-chipów warszawskiego parkietu.

T a b e l a 5. Skumulowane anormalne stopy zwrotu akcji spółek na koniec okresu obserwacji

Lp.	Spółka	CAR (%)
1.	Polnord	10,45***
2.	Agora	20,67***
3.	Cersanit	-8,19***
4.	Bioton	-1,24*
5.	Cyfrowy Polsat	-7,23***
6.	Polimex Mostostal	-3,62***
7.	BZ WBK	-1,02
8.	CEZ	-6,91**
9.	Getin	33,56***
10.	PBG	-22,13***
11.	TVN	-3,20***
12.	Boryszew	-9,55**
13.	GTC	-1,62***
14.	Bank Handlowy	8,11***
15.	JSW	22,06***
16.	Kernel	-6,42***
17.	Lotos	12,40***

* – statystycznie istotne na poziomie 10%.

** – statystycznie istotne na poziomie 5%.

*** – statystycznie istotne na poziomie 1%.

Źródło: opracowanie własne.

Zakończenie

Przeprowadzone badanie wykazało, iż w latach 2009–2015 (III kwartał) zapowiedź wykluczenia spółek notowanych na GPW w Warszawie z indeksu WIG20 implikowała dodatnią skumulowaną anormalną stopę zwrotu – wskaźnik ACAR wyniósł 2,13%. Rezultat ten był jednak z jednej strony konsekwencją wysokich dodatknych anormalnych stóp zwrotu po dniu wydarzenia, z drugiej zaś – był pochodną wysokich wskaźników CAR kilku zaledwie spółek. Przed dniem publikacji informacji o wykluczeniu spółek z indeksu wskaźnik CAR miał jednak wyraźną tendencję malejącą, ponadto niemal 2/3 badanych podmiotów odnotowała w całym badanym okresie ujemną wartość wskaźnika CAR. Stwierdzić zatem należy, iż możliwe jest wykorzystanie tego zjawiska albo do ochrony wartości portfela inwestycyjnego w przypadku posiadania w nim akcji spółek z indeksu WIG20 lub do wygenerowania zysku przez odpowiednie transakcje instrumentami finansowymi (w tym zwłaszcza instrumentami pochodnymi), w których instrumentem bazowym jest akcja należąca do ww. indeksu. Należy jednocześnie zwrócić uwagę, iż z uwagi na znaczące różnicowanie wyników w przypadku poszczególnych spółek wykorzystanie w praktyce efektu indeksowego obarczone jest istotnym poziomem ryzyka (w szczególności przy inwestowaniu w instrumenty pozwalające zarabiać na spadkach kursów tych spółek).

Warto również dodać, iż biorąc pod uwagę uzyskane rezultaty interesującym rozwinięciem i uzupełnieniem tego badania może być przeanalizowanie wpływu na stopy zwrotu samego usunięcia spółki z portfela indeksu WIG20. Rosnąca w ostatnich latach rola inwestorów pasywnie zarządzających portfelami inwestycyjnymi, którzy na ogół reagują na zmiany składu odwzorowywanego indeksu w momencie jego faktycznej modyfikacji (a nie wcześniej, w chwili opublikowania informacji o jego planowanej rewizji/korekcji), może bowiem skutkować pojawieniem się analogicznego efektu także w tej sytuacji.

Bibliografia

- Breazeale, J.P. i Cuny, C.J. (2002). Stock Price Effects of Changes in the S&P MidCap 400 and the S&P SmallCap 600 Indices. *Working paper. Texas A&M University*.
- Brown, S.J. i Warner, J.B. (1985). Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies. *Journal of Financial Economics*, 14, 3–32, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405x\(85\)90042-x](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405x(85)90042-x).
- Goetzmann, W.N. i Gary, M. (1986). Does Delisting from the S&P 500 Affect Stock Price? *Financial Analysts Journal*, 42(2), 64–69, <http://dx.doi.org/10.2469/faj.v42.n2.64>.
- Gurgul, H. (2012). *Analiza zdarzeń na rynkach akcji. Wpływ informacji na ceny papierów wartościowych* (II wydanie). Warszawa: Wolters Kluwer Polska.
- Harris, L. i Gurel, E. (1986). Price and Volume Effects Associated with Changes in the S&P 500 List: New Evidence for the Existence of Price Pressure. *Journal of Finance*, 41, 815–829, <http://dx.doi.org/10.2307/2328230>.

- Hońdo, T. (2015). Debiut w WIG20 to powód do kupna akcji? Wręcz przeciwnie. *Gazeta Giełdy Parkiet*, 21 lutego.
- Hońdo, T. (2010). Wejście do WIG20 to powód do sprzedaży akcji? *Gazeta Giełdy Parkiet*, 30 sierpnia.
- Jain, P.C. (1987). The Effect on Stock Price of Inclusion in of Exclusion from the S&P 500. *Financial Analysts Journal*, 43(1), 58–65, <http://dx.doi.org/10.2469/faj.v43.n1.58>.
- Komunikaty zarządu GPW w Warszawie dotyczące rewizji rocznych, korekt kwartalnych i korekt nadzwyczajnych indeksu WIG20 z lat 2009–2015.
- Lynch, A.W. i Mendenhall, R.R. (1997). New Evidence on Stock Price Effects Associated with Changes in the S&P Index. *Journal of Business*, 70, 351–383, <http://dx.doi.org/10.1086/209722>.
- MacKinlay, A.C. (1997). Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*, 35, 13–39.
- Pullen, D. i Gannon, G. (2007). The index effect: An investigation of the price, volume and trading effects surrounding changes to the S&P Australian indices. *School Working Paper – Accounting/Finance Series 2007*, SWP 2007/07, Deakin University.
- Uchwała nr 42/2007 Zarządu GPW w Warszawie z dnia 16 stycznia 2007 r. (z późn. zm.).
- Uchwała nr 871/2013 Zarządu GPW w Warszawie z dnia 6 sierpnia 2013 r. (z późn. zm.).
- Wiśniewski, T. (2002). Zmiany portfela WIG20. *Nasz Rynek Kapitałowy*, 133(1), 80–88.

Rozdział VII

RENATA KARKOWSKA*

Wpływ praktyk *corporate governance* na wyniki banków. Badanie panelowe dla krajów europejskich

Streszczenie

Ostatni kryzys finansowy 2007–2008 pokazał jak trudne może być utrzymanie stabilnej wartości przedsiębiorstwa. Przykłady nadużyć finansowych, menedżerów działających w oparciu o teorię agencji oraz braku dostatecznego nadzoru wewnętrznego i zewnętrznego w instytucjach finansowych pokazały, że mimo stałego nacisku na stosowanie zasad *corporate governance*, dochodzi do sytuacji niekorzystnie wpływających na losy samych instytucji finansowych i ich interesariuszy (właścicieli, kredytodawców, inwestorów itp.). Stąd celem badania jest weryfikacja wrażliwości wyników finansowych, podejmowanego ryzyka i wartości rynkowej banków na zmiany w zakresie monitoringu, struktury i doświadczenia członków zarządu. Analiza powinna stanowić zachętę do podwyższania standardów ładu korporacyjnego w instytucjach finansowych oraz podstawę do budowania długoterminowych strategii. Wyróżnikiem niniejszej estymacji jest zastosowanie szeregu indywidualnych miar ładu korporacyjnego w poszczególnych bankach, zamiast jednej opartej na bazie ogólnego indeksu. Badanie zostało przeprowadzone na przestrzeni ostatnich 15 lat (2000–2014) dla 86 banków komercyjnych z 20 krajów europejskich.

Słowa kluczowe: *corporate governance*, zarząd, bank, wartość rynkowa, rentowność, ryzyko, kryzys finansowy.

The impact of *corporate governance* practices on bank's results. The panel study for European countries

Abstract

The recent financial crisis 2007–2008 showed how difficult could be to maintain a stable value of the company. Examples of fraud, managers who act based on the agency, and the lack of

* dr hab. Renata Karkowska – Katedra Systemów Finansowych Gospodarki, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Warszawski, ul. Szturmowa 1/3, 02-678 Warszawa; e-mail: rkarkowska@wz.uw.edu.pl.

adequate supervision of internal and external financial institutions showed, that despite the constant emphasis on applying the principles of corporate governance, there is a situation adversely affecting the institutions and their stakeholders (owners, lenders, investors, etc.).

The aim of the study is to verify the sensitivity of financial results, risk taking and the market value of banks on the changes in the structure, experience and monitoring their boards. The analysis should provide an incentive to raise standards of corporate governance in financial institutions, and the basis for building long-term strategies. The characteristic feature of this analysis is the use of a set of individual measures of corporate governance at individual banks, instead of one based on the overall index. The study covers the last 15 years – 2000-2014, for 86 commercial banks from 20 European countries.

Keywords: *corporate governance*, management, bank, market value, profitability, risk, financial crisis.

JEL: G1, G21, G32, G39

Wprowadzenie

Propagowanie zasad dobrych praktyk *corporate governance* w przedsiębiorstwach jest wynikiem wewnętrznej i zewnętrznej presji na podwyższenie standardów nadzoru na wszystkich rynkach, w skali krajowej i międzynarodowej. Szeroki zasięg tematyki nadzoru „właścicielskiego” czy „korporacyjnego” powoduje, że trudno o precyzyjną definicję *corporate governance*. Shlaifer i Vishny (1997) określają go jako system praw i zasad sterujących funkcjonowaniem spółki, który powinien zapewnić prawidłowe funkcjonowanie przedsiębiorstwa i oczekiwaną stopę zwrotu dla inwestorów. Gillan (2006) dzieli temat nadzoru korporacyjnego na wewnętrzny i zewnętrzny. W tym nadzór wewnętrzny jest definiowany jako: rada nadzorcza i jej komitety mające wpływ na zarząd i wartość przedsiębiorstwa, struktura kapitałowa oraz zapisy w statutach i zarządzenia wewnętrzne. Do elementów nadzoru zewnętrznego zaliczyć można przede wszystkim: prawo oraz regulacje, zewnętrznych audytorów, posiadaczy dużych pakietów akcji czy konkurencję rynkową jako element nadzoru nad zarządzającymi.

Pytanie o sens dobrych praktyk korporacyjnych wydaje się retoryczne, im lepszy jest bowiem ład, tym stabilniej powinien funkcjonować bank i osiągać lepsze wyniki. Jednak interesującym wydaje się czy ponoszone starania w zakresie *corporate governance* faktycznie mają sens? Które z wybranych składowych nadzoru właścicielskiego mają największy wpływ na wyniki i ryzyko banków? Czy kryzys finansowy spowodował zmiany w stosowaniu dobrych praktyk w bankach? Współczesne badania z zakresu finansów potwierdzają, że odpowiedź wcale nie jest jednoznaczna. Stąd przeprowadzona analiza ma na celu weryfikację wrażliwości wyników i ryzyka instytucji bankowych na praktykowane w nich zasady ładu korporacyjnego, a w szczególności w zakresie struktury, doświadczenia i monitoringu zarządu.

Mając na uwadze powyższe problemy w artykule postawiono następujące hipotezy badawcze:

- H1.** Wyższym standardom *corporate governance* w bankach towarzyszy podejmowanie niższego ryzyka.
- H2.** Wyniki finansowe instytucji bankowych są wrażliwe na stosowanie praktyk ładu korporacyjnego.
- H3.** Zmiany w zakresie struktury, doświadczenia i monitoringu zarządów banków są stymulatorem ich wartości rynkowej.

W celu udowodnienia powyższych hipotez szacunkom został poddany wpływ ładu korporacyjnego na: a) ryzyko/stabilność banku, czego miarę stanowi udział kapitału własnego w sumie bilansowej; b) wynik finansowy, mierzony rentownością na kapitale własnym banku; c) wartość rynkową w stosunku do wartości księgowej banku, kalkulowanej wskaźnikiem *q Tobina*. Dodatkowo szacunki nasilenia oddziaływania zmiennych zostały przeprowadzone w dwóch podokresach (przed i po kryzysie 2007–2008), dla banków z wybranych 20 krajów europejskich w okresie ostatnich 15 lat. Artykuł składa się z pięciu części: wstępu, przeglądu literatury i uzasadnienia podjętego badania, opisu przyjętej metody badawczej i wykorzystanych danych, prezentacji uzyskanych wyników i wniosków.

Przegląd literatury

Zdecydowana większość analiz struktury i zmian w zasadach *corporate governance* dotyczących sektora finansowego potwierdza, iż wyższy standard dobrych praktyk nadzorczych zmniejsza podejmowane ryzyko oraz służy lepszym wynikom (Zagorchev i Gao, 2015; Andres i Vallelado, 2008; Caprio, Laeven i Levine, 2007). Istnieją jednak również i takie, gdzie podkreśla się negatywny wpływ poprawy przejrzystości i jakości zasad nadzoru właścicielskiego na wyniki banków. Dzieje się tak głównie ze względu na wagę kosztów generowanych przez projekty podwyższające praktyki dyscypliny rynkowej (Beltratti i Stulz, 2012; Fortin, Goldberg i Roth, 2010; Erkens i in., 2012). Bohren i Odegaard (2001) analizowali relację wyników firm, mierzonych wskaźnikiem *q Tobina*, a zestawem zmiennych nadzoru korporacyjnego dla wszystkich spółek notowanych na giełdzie w Oslo. Ich szacunki są zgodne z teorią agencji – wyniki spółek są odwrotnie proporcjonalne do wielkości rady nadzorczej oraz różnią się w zależności od sektora i wielkości firmy. Z kolei Neumann i Voetmann (1999) wykonali badanie dla 81 spółek notowanych na giełdzie w Kopenhadze, szacując model zależności między wynikami finansowymi a zmianami prezesa zarządu. Autorzy wnioskują, że gorsze wyniki w ocenie inwestorów rynkowych czy w ujęciu księgowym, zwiększają prawdopodobieństwo zmiany prezesa. Dodatkowo inwestorzy instytucjonalni nie odgrywają istotnej roli w nadzorze spółki, a tym samym nie zabiegają o zmianę jej menedżerów. Ze względu na złożoność tematyki i małą

kwantyfikowalność danych o nadzorze właścicielskim w literaturze przedmiotu krytyce poddaje się budowanie indeksów czy ratingów jako syntetycznych miar praktyk *corporate governance* na rynku czy sektorze (Donker i Zahir, 2009). Jak podkreślają Bebczuk i Hamdani (2009) oraz Fana i Wong (2002), poszukiwania wspólnego standardu dla wszystkich spółek powinny zostać zastąpione odrębnymi standardami dla firm z akcjonariatem dominującym i bez takiego akcjonariatu. W Polsce badania dotyczące nadzoru właścicielskiego są stosunkowo rzadsze niż w gospodarkach rozwiniętych, co wynika z jakości i dostępności danych o dostatecznie dużej liczebności. Dobija i Kołodkiewicz (2011) opisują wyzwania ładu korporacyjnego w zakresie struktury własności, roli akcjonariuszy, funkcji rady nadzorczej i zarządu przez pryzmat obowiązującego systemu regulacji prawnych. Z kolei związek struktur nadzoru korporacyjnego z wyceną i wskaźnikami finansowymi spółek notowanych na GPW w Warszawie badali Aluchna (2007) i Gruszczyński (2006).

Zaprezentowane przykłady nie są w żadnej mierze reprezentatywne w ogromie badań empirycznych, jakie przeprowadzono na świecie w tematyce *corporate governance*. Wyniki analiz różnią się istotnie w zależności od poziomu rozwoju kraju, rodzaju rynku, doboru próby, okresu badawczego i przyjętej metodologii, dlatego w badaniach istotne jest możliwie jak największe ujednolicenie badanej próby.

Podjęta przez autorkę analiza wrażliwości wyników i ryzyka banków komercyjnych na zmiany w stosowaniu dobrych praktyk w zarządach banków obejmuje okres 15 lat oraz uwzględnia kraje o stosunkowo ujednoliconych zasadach dyscypliny rynkowej 20 krajów europejskich. Według najlepszej wiedzy autorki, analiza o takich przekroju czasowo-przestrzennym powinna wypełnić lukę w dotychczas przeprowadzonych badaniach.

Metoda badawcza i opis danych

Na podstawie przeprowadzonego przeglądu literatury empirycznej w opracowaniu zostanie zweryfikowana wrażliwość ryzyka/stabilności, wyników i wartości rynkowej banków komercyjnych na zmiany, zachodzące w stosowanych w zarządach praktyk *corporate governance*. W tym celu zdefiniowano ryzyko/stabilność banku mierzoną udziałem kapitału własnego w sumie bilansowej – *CAP_TA*. Wskazana miara może stymulować proces przenoszenia i potęgowania niestabilności w indywidualnym banku i całym systemie finansowym. Wynik finansowy banków został zdefiniowany wskaźnikiem *ROE* jako relacji zysku do kapitału własnego banku. Natomiast wskaźnik *q Tobina* posłużył do określenia zmiany wartości rynkowej w stosunku do wartości księgowej banku.

Dobre praktyki korporacyjne punktuja obszary, na które zarząd powinien zwracać szczególną uwagę, w tym realizację celów strategicznych, kontrolę wewnętrzną czy zarządzanie ryzykiem. Ocena tych funkcji w banku wymaga specjalistycznej wiedzy, dlatego potrzeba rekrutacji na członków zarządu osób z należyтыми kwalifi-

fikacjami, posiadającymi umiejętności współpracy z radą nadzorczą, jej komitetami i biegłym rewidentem. Stąd pod ocenę została wybrana zmienna (*BOARD_SKILLS*) określająca udział członków zarządu posiadających specjalistyczne doświadczenie. Kształtowanie wartości i zmienności tego wskaźnika zostało zaprezentowane na rysunku 1. Należy zauważyć, że po roku 2004 doszło do silnego zróżnicowania tego wskaźnika w krajach europejskich, ale i jego przeciętna wartość wzrosła do ok. 40%.

Rysunek 1. Zmiany wskaźnika *BOARD_SKILLS* – udziału członków zarządu, posiadających specjalistyczne doświadczenie w latach 2000–2014

Objaśnienia:

sd_board_skills – odchylenie standardowe wskaźnika board_skills,

median_board_skills – mediana wskaźnika.

Źródło: opracowanie własne.

Kolejną miarą stosowania praktyk *corporate governance* jest wskaźnik udziału kobiet w zarządach banków (por. rys. 2). W tym przypadku banki europejskie dążą do dywersyfikacji, osiągając w 2014 roku aż 70% udział. Jest to tendencja cechująca się malejącym zróżnicowaniem.

I ostatni wskaźnik *BOARD_MONITOR*, prezentujący stopień monitorowania zarządów banków (por. rys. 3), pokazuje, że okres kryzysu 2008–2009 przyniósł istotny spadek kontroli wypełniania swoich funkcji przez członków zarządów. Natomiast najwyraźniej negatywne doświadczenia skłoniły banki europejskie do większego nacisku w tym obszarze. Niepokojące może być jednak to, że rośnie zmienność tego wskaźnika w analizowanych krajach.

Badania zostały wykonane na danych indywidualnych banków z 20 krajów europejskich: Austrii, Belgii, Czech, Estonii, Grecji, Finlandii, Francji, Danii, Niemiec, Hiszpanii, Irlandii, Norwegii, Polski, Portugalii, Szwecji, Szwajcarii, Węgier, Wielkiej

Rysunek 2. Zmiany wskaźnika *BOARD_DIVERSITY* – udziału kobiet w zarządach banków w latach 2000–2014

Objaśnienia:

sd_board_diversity – odchylenie standardowe wskaźnika board_skills,

median_board_diversity – mediana wskaźnika.

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 3. Zmiany wskaźnika *BOARD_MONITOR* – w jakim zakresie monitorowane jest wypełnianie funkcji zarządu w latach 2000–2014

Objaśnienia:

sd_board_monitor – odchylenie standardowe wskaźnika board_skills,

median_board_monitor – mediana wskaźnika.

Źródło: opracowanie własne.

Brytanii, Włoch. Dobór krajów został podyktowany dostępnością dostatecznie długich szeregów czasowych obserwacji. Okres analizy 2000–2014 podzielono na dwa podokresy 2000–2006 przed kryzysem finansowym oraz 2009–2014 po kryzysie finansowym. Zabieg ten wprowadzono w celu uchwycenia zmian w sile oddziaływania *corporate governance* w zarządach banków.

W tabeli 1 została zaprezentowana statystyka opisowa wykorzystanych zmiennych. Należy zauważyć, że badanie zostało oparte na 537 obserwacjach, a zmienne cechowało istotne zróżnicowanie (największe dla rentowności banków *ROE* – 201.28, najmniejsze, wskaźnik *q_TOBINA* – 0.85). Średnia wartość wskaźnika kapitałowego kształtowała się w granicach 24%, natomiast zmienne z zakresu CG miały średnie wartości w przedziale 40–55%.

Tabela 1. Statystyka opisowa zmiennych

	Liczba obs.	Średnia	Odch. stand.	Min.	Max
BANK_SIZE	537	19.11	1.87	13.31	23.62
ROE	537	-7.99	201.28	-429.47	42.59
CAP_TA	537	23.96	16.42	-2.42	99.23
q_TOBIN	537	1.23	0.85	-2.35	5.56
LOANS_TA	537	64.46	16.89	0.00	104.49
BOARD_MONITOR	537	41.34	32.16	16.75	89.21
BOARD_SKILLS	537	40.09	28.82	0.42	96.62
BOARD_DIVERSITY	537	55.54	27.78	13.69	100.00

Źródło: opracowanie własne.

Ze względu na połączenie wymiaru czasowego i przekrojowego otrzymano dane panelowe. Parametry modelu zostały oszacowane uogólnioną metodą momentów GMM (*Generalised Method of Moments*) za pomocą estymatora Arellano i Bonda (1991). Zastosowanie wskazanej metody ograniczyło istotne problemy związane z obecnością nieobserwowalnych efektów specyficznych dla banków. Szacowanie parametrów modelu zostało poprzedzone testami: na obecność autokorelacji reszt rzędu pierwszego i drugiego – AR(1) i AR(2) oraz testem Hanse na kontrolującym poprawność zastosowanych instrumentów. W celu weryfikacji postawionych hipotez zostały oszacowane trzy modele wrażliwości banku na zmiany *corporate governance* w zakresie w zakresie struktury, doświadczenia i monitoringu zarządu:

I. Model wrażliwości ryzyka/stabilności banku:

$$CAP_TA_{n,j,t} = CAP_TA_{n,j,t-1} + \sum_{k=1}^n \alpha_k x_{n,j,t} + \sum_{k=1}^n \beta_k z_{n,j,t} + \theta_t T_t + \mu_j + \varepsilon_{j,t}. \quad (3.1)$$

II. Model wrażliwości wyników finansowych banku:

$$ROE_{n,j,t} = ROE_{n,j,t-1} + \sum_{k=1}^n \gamma_k x_{n,j,t} + \sum_{k=1}^n \delta_k z_{n,j,t} + \theta_t T_t + \mu_j + \varepsilon_{j,t}. \quad (3.2)$$

III. Model wrażliwości wartości rynkowej banku:

$$q_TOBIN_{n,j,t} = q_TOBIN_{n,j,t-1} + \sum_{k=1}^n \alpha_k x_{n,j,t} + \sum_{k=1}^n \beta_k z_{n,j,t} + \theta_t T_t + \mu_j + \varepsilon_{j,t}, \quad (3.3)$$

gdzie:

$CAP_TA_{n,j,t}$ – współczynnik kapitałowy w banku n , w j -tym kraju, zaobserwowaną w okresie t ;

$t-1$ – rząd opóźniania zmiennej; odpowiednio

$ROE_{n,j,t}$ – wskaźnik zysku do kapitału banku;

$q_TOBIN_{n,j,t}$ – wartość rynkowa w stosunku do wartości księgowej banku¹ (Nita, 2013);

$x_{n,j,t}$ – oznacza wektor zmiennych niezależnych specyficznych dla banku, tj.:

$x = [BANK_SIZE, LOANS_TA]$, gdzie: $BANK_SIZE$ – zlogarytmowana wielkość aktywów banku; $LOANS_TA$ – roczna zmiana wielkości udzielonych kredytów w stosunku do wielkości aktywów banku;

$z_{n,j,t}$ – oznacza wektor zmiennych dotyczących nadzoru korporacyjnego, a w szczególności struktury, doświadczenia i monitoringu rad nadzorczych $z = [BOARD_SKILLS, BOARD_DIVERSITY, BOARD_MONITOR]$, gdzie: $BOARD_SKILLS$ – wskaźnik informujący o tym, jaki jest udział członków zarządu, posiadających specjalistyczne doświadczenie finansowe;

$BOARD_DIVERSITY$ – udział kobiet w zarządzie;

$BOARD_MONITOR$ – wskaźnik informującym o tym, w jakim zakresie monitorowane jest wypełnianie funkcji zarządu;

wskaźniki zostały ujęte w skali 0–100%; im wyższy wskaźnik, tym lepszy standard praktyk *corporate governance* w banku;

$\mu_{j,i}$ – efekt grupowy;

$\varepsilon_{i,t}$ – składnik losowy².

Wyniki badań

Wyniki przeprowadzonego badania zostały zaprezentowane w tabeli 2 dla pełnej próby badawczej 2000–2014. Wartości współczynników wpływu zostały podane w podziale dla poszczególnych modeli 3.1–3.3. Z uwagi na fakt przypadającego w okre-

¹ W badaniu zastosowana wersja uproszczona wskaźnika ze względu na brak danych dotyczących wartości likwidacyjnej akcji uprzywilejowanych.

² Wykorzystane dane zostały zaczerpnięte z bazy Bankscope oraz Thomson Reuters.

się badawczym kryzysu finansowego badanie zostało uszczegółowione i przeprowadzone w podokresach przed kryzysem 2000–2006 i po kryzysie 2009–2014 (por. tab. 3). Zabieg ten pomógł zaobserwować zmiany, jakie zaszły w podejściu do stabilności sektora bankowego z punktu widzenia *corporate governance*. W badaniu obejmującym pełen okres analizy większość wyników okazała się nieistotna statystycznie, co mogło być spowodowane istotnym zróżnicowaniem badanych wskaźników w pełnej próbie. Jedynie wskaźnik kapitałowy *CAP_TA* okazał się wrażliwy na wzrost kwalifikacji [0,024] i monitoringu [0,091] członków zarządu. Rentowność banków europejskich delikatnie rosła wraz z podnoszeniem wskaźnika doświadczenia zarządów. O wiele bardziej interesujące okazały się szacunki modelu w podgrupach czasowych 2000–2006 i 2009–2014 (por. tab. 3). Najbardziej wrażliwe na poprawę ładu korporacyjnego w zakresie doświadczenia, struktury i monitoringu zarządów banków okazały się: wskaźnik ryzyka/stabilności oraz zmiany wartości rynkowej banku. Badania dowiodły, że współczynnik kapitałowy banków rośnie wraz z nasileniem monitoringu zarządów banków [0,069] oraz wzrostem udziału kobiet zasiadających w jego strukturach – tu największy wpływ [0,134]. Dodatkowo należy zauważyć, że zmienną istotnie umniejszającą wielkość współczynnika kapitałowego okazał się wzrost aktywów banku. Im bardziej rośnie suma aktywów, tym większe ryzyko niewypłacalności podejmuje bank [–1,668]. Podobne zjawisko towarzyszyło zmianie wartości rynkowej [–0,215]. Co ciekawe szacunki modelu (3.2) – wrażliwości wyników finansowych na zmiany praktyk ładu korporacyjnego w zarządach banku okazały się negatywne i nieistotne statystycznie.

Znaczenie stosowania dobrych praktyk ładu korporacyjnego w bankach uległo nasileniu w okresie po kryzysie finansowym 2007–2008. Miało to największe znaczenia dla wielkości kapitalizacji rynkowej banków. Zmiany w zakresie specjalistycznego doświadczenia finansowego członków [0,009] oraz monitoring funkcji wypełnianych przez zarząd [0,008] szczególnie sprzyjały wzrostowi wartości rynkowej banków po kryzysie finansowym 2007–2008.

Podsumowanie i wnioski

W myśl toczącej się dyskusji o polityce ostrożnościowej sektora finansowego pozytywna weryfikacja hipotezy, mówiącej o tym, że wzrost standardów *corporate governance* ogranicza podejmowanie ryzyka przez banki komercyjne, powinna stanowić podstawę i zachętę do podwyższania standardów ładu korporacyjnego w instytucjach finansowych. Tym bardziej że stabilność banków okazała się wrażliwa na zmiany struktury i monitoringu zarządów banków po okresie kryzysu. Można zadać sobie pytanie, czy to wzrost udziału kobiet spowodował podejmowanie bardziej defensywnych decyzji w kwestii ryzyka inwestycyjnego, czy może zjawisko to zostało podyktowane wnioskami wyciągniętymi po doświadczeniach kryzysu finansowego? Warto podkreślić, że badanie nie stanowi jedynie uzupełnienia istniejącej literatury empirycznej, ale dostarczając ciekawych wyników na temat braku związku pomiędzy

wynikami finansowymi banków a poprawą jakości zasad ładu korporacyjnego w ich zarządach, wzbogaciło nasze rozumienie tych mechanizmów. Można wnioskować, że nakłady w tym zakresie nie przekładają się bezpośrednio i w krótkim czasie na zyski banków, ale na ich wartość rynkową i rosnące zaufanie klientów i inwestorów. Długoterminowo powinno to stanowić wartość fundamentalną i nieocenioną dla budowania strategii działania banków na rynku.

T a b e l a 2. Wyniki estymacji wrażliwości wartości banków na zmiany *corporate governance* dla pełnej próby 2000–2014

Okres	Model 3.1 (wskaźnik kap CAP_TA)		Model 3.2 (wskaźnik ROE)		Model 3.3 (wskaźnik <i>q</i> Tobin'a)	
	2000–2014		2000–2014		2000–2014	
Zm. objaśniające	wskaźnik wpływu	pvalue	wskaźnik wpływu	pvalue	wskaźnik wpływu	pvalue
Y(–1)	0,120 <i>0,041</i>	0,000	0,055 <i>0,030</i>	0,032	0,064 <i>0,230</i>	0,002
Y(–2)	0,244 <i>0,129</i>	0,001	0,236 <i>0,042</i>	0,012	–0,540 <i>0,776</i>	0,001
bank_size	–0,098 <i>0,023</i>	0,858	–0,870 <i>8,235</i>	0,932	–0,235 <i>0,088</i>	0,123
loans_ta	0,034 <i>0,009</i>	0,812	–0,989 <i>0,322</i>	0,769	–0,076 <i>0,003</i>	0,954
board_skills	0,024 <i>0,015</i>	0,011	0,007 <i>0,969</i>	0,002	–0,025 <i>0,021</i>	0,432
board_diversity	–0,254 <i>0,087</i>	0,749	–0,213 <i>0,452</i>	0,954	0,007 <i>0,005</i>	0,4762
board_monitor	0,091 <i>0,001</i>	0,002	0,438 <i>0,667</i>	0,433	0,003 <i>0,076</i>	0,198
constant	1,540 <i>1,987</i>	0,006	23,984 <i>12,542</i>	0,786	5,265 <i>2,545</i>	0,871
Arellano-Bond AR(1)	–2.220	0.010	6.34	0.02	–2.550	0.01
Arellano-Bond AR(2)	–0.680	0.020	–0.54	0.04	0.320	0.04
Hansen test	25.690	0.001	21.78	0.06	14.920	0.06

Objaśnienia:

bank_size – wielkość aktywów banku,

loans_ta – roczna zmiana wielkości udzielonych kredytów w stosunku do wielkości aktywów banku,

board_skills – wskaźnik informujący o tym, jaki jest udział członków zarządu posiadających specjalistyczne doświadczenie,

board_diversity – udział kobiet w zarządzie,

board_monitor – wskaźnik, w jakim zakresie monitorowane są funkcje zarządu,

constant – składnik losowy.

Wyniki istotne statystycznie zostały obramowane. Błąd standardowy estymacji został zapisany kursywą.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3. Wyniki estymacji wrażliwości wartości banków na zmiany corporate governance w podokresach 2000–2006 i 2009–2014

Okres	Model 3.1 (wskaźnik kapitałowy CAP_TA)				Model 3.2 (wskaźnik ROE)				Model 3.3 (wskaźnik q Tobin'a)			
	2000–2006		2009–2014		2000–2006		2009–2014		2000–2006		2009–2014	
Zm. objaśniające	wskaźnik wpływu	pvalue	wskaźnik wpływu	pvalue	wskaźnik wpływu	pvalue	wskaźnik wpływu	pvalue	wskaźnik wpływu	pvalue	wskaźnik wpływu	pvalue
Y(-1)	0,680	0,000	0,588	0,000	-0,081	0,004	-0,068	0,092	0,964	0,000	0,311	0,000
	0,081		0,069		0,029		0,040		0,190		0,083	
Y(-2)	0,304	0,001	0,312	0,000	-0,060	0,279	-0,176	0,007	-0,420	0,000	0,058	0,284
	0,089		0,070		0,056		0,065		0,116		0,054	
bank_size	-0,418	0,698	-1,668	0,005	-4,632	0,593	-0,220	0,981	-0,215	0,001	-0,064	0,153
	1,077		0,595		8,656		9,355		0,066		0,045	
loans_ta	-0,012	0,774	-0,342	0,339	-0,136	0,757	-0,469	0,599	-0,013	0,024	0,005	0,256
	0,042		0,044		0,440		0,892		0,006		0,004	
board_skills	0,064	0,011	0,016	0,717	-0,087	0,450	-0,032	0,922	-0,003	0,271	0,009	0,000
	0,025		0,045		0,116		0,329		0,003		0,002	
board_diversity	-0,018	0,749	0,134	0,011	0,140	0,680	-0,013	0,954	0,003	0,445	0,005	0,015
	0,056		0,052		0,341		0,232		0,003		0,002	
board_monitor	0,060	0,062	0,069	0,063	-0,258	0,301	-0,484	0,153	0,007	0,009	0,008	0,014
	0,032		0,037		0,250		0,339		0,003		0,002	
constant	5,770	0,766	28,771	0,008	137,475	0,471	80,747	0,496	5,290	0,001	0,860	0,352
	19,364		10,927		190,661		118,682		1,598		0,925	
Arellano-Bond AR(1)	-1,22	0,010	-2,23	0,010	-1,15	0,00	3,22	0,00	-1,43	0,00	2,32	0,00
Arellano-Bond AR(2)	-0,78	0,020	0,25	0,020	0,61	0,02	-0,44	0,00	0,45	0,03	0,61	0,02
Hansen test	26,19	0,001	26,19	0,045	1,45	0,01	22,34	0,01	24,79	0,05	22,34	0,01

Objaśnienia:

- bank_size – wielkość aktywów banku,
- loans_ta – roczna zmiana wielkości udzielonych kredytów w stosunku do wielkości aktywów banku,
- board_skills – wskaźnik informujący o tym, jaki jest udział członków zarządu posiadających specjalistyczne doświadczenie,
- board_diversity – udział kobiet w zarządzie,
- board_monitor – wskaźnik, w jakim zakresie monitorowane są funkcje zarządu,
- constant – składnik losowy.

Wyniki istotne statystycznie zostały obramowane. Błąd standardowy estymacji został zapisany kursywą.

Źródło: opracowanie własne.

Bibliografia

- Aluchna, M. (2007). *Mechanizmy corporate governance w spółkach giełdowych*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza SGH.
- Andres, P. i Vallelado, E. (2008). Corporate governance in banking: The role of the board of directors. *Journal of Banking & Finance*, 32, 2570–2580.
- Arellano, M. i Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.
- Bebchuk, L.A. i Hamdani, A. (2009). The Elusive Quest for Global Governance Standards. *University of Pennsylvania Law Review*, 157, 1263–1317.
- Beltratti, A. i Stulz, R.M. (2012). The credit crisis around the globe: Why did some banks perform better? *Journal of Financial Economics*, 105, 1–17.
- Bohren, O. i Odegaard, B.A. (2001). Corporate governance and economic performance in Norwegian listed firms. Research Reports, November, Norwegian School of Management.
- Caprio, G., Laeven, L. i Levine, R. (2007). Governance and bank valuation. *Journal of Financial Intermediation*, 16, 584–617.
- Dobija, D. i Kołodkiewicz I. (red.). (2011). *Ład korporacyjny. Podręcznik akademicki*. Warszawa: Wolters Kluwer.
- Donker, H. i Zahir, S. (2009). Towards an impartial and effective corporate governance rating system. *Corporate Governance*, 8, 83–93.
- Erkens, D., Hung, M. i Matos, P. (2012). Corporate governance in the 2007–2008 financial crisis: Evidence from financial institutions worldwide. *Journal of Corporate Finance*, 18, 389–411.
- Fan, J. i Wong, T.J. (2002). Do external auditors perform a corporate governance role in emerging markets? Evidence from East Asia. *Working Paper*. Hong Kong University of Science and Technology.
- Fortin, R., Goldberg, G. i Roth, G. (2010). Bank risk taking at the on set of the current banking crisis. *Financial Review*, 45, 891–913.
- Gillan, S.L. (2006). Recent developments in corporate governance: an overview. *Journal of Corporate Finance*, 12, 381–402.
- Gruszczyński, M. (2006). Nadzór korporacyjny – badania ilościowe. *Przegląd Corporate Governance*, 3(7), 83–88.
- Neumann, R. i Voetmann, T. (1999). CEO turnovers and corporate governance. *Working Papers*, No. 10/1999, Copenhagen Business School.
- Nita, B. (2013). Wycena kapitału intelektualnego w raportach menedżerskich. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego*, 60.
- Shlaifer, A. i Vishny, R. (1997). A survey of corporate governance. *Journal of Finance*, 52, 737–775.
- Zagorchev, A. i Gao, L. (2015). Corporate governance and performance of financial institutions. *Journal of Economics and Business*.

CZĘŚĆ II

STRATEGIE I INSTRUMENTY RYNKU KAPITAŁOWEGO

Rozdział VIII

BARBARA BĘDOWSKA-SÓJKA*

Dynamika płynności w okresach znaczących zmian cen akcji

Streszczenie

Celem niniejszego artykułu jest zbadanie dynamiki płynności w okresie znaczących zmian cen akcji. Próbkę badawczą stanowią ceny i wolumen wybranych spółek notowanych na GPW w Warszawie. Na podstawie danych transakcyjnych wyznaczono miary płynności rynku i wykazano, że skokom w cenach towarzyszą skoki w zmienności, wolumenie, liczbie transakcji i różnicach cen pomiędzy najlepszymi ofertami kupna i sprzedaży. Ponadto wykazano, że wzrost liczby transakcji, kwotowanego spreadu, wolumenu czy zmienności zwiększa prawdopodobieństwo wystąpienia skoku w kolejnym interwale czasu. Oznacza to, że jedną z przyczyn występowania skoków w procesie cen są nieoczekiwane zmiany w płynności handlu akcjami. Skoki są skutkiem napływu większych zleceń, których bezpośrednia realizacja nie jest możliwa.

Słowa kluczowe: płynność, skoki, analiza zdarzeń, informacje.

Liquidity dynamics in time of significant price changes

Abstract

The aim of the paper is to examine liquidity dynamics in time of significant price changes. The sample consists of prices and volumes of chosen stocks quoted on the Warsaw Stock Exchange. The liquidity measures are calculated based on the transaction prices. We show that jumps in prices are observed at the same time as rapid changes in volatility, volume, number of transactions and the difference between the best bid and ask offers. The growth of transaction number, quoted spread, volume or volatility increase the probability of the jump in the next time interval. It shows that the unexpected changes in trading liquidity are one of the causes of the jumps' occurrence. Jumps are caused by the inflow of huge orders that cannot be realized immediately.

* dr hab. Barbara Będowska-Sójka – Katedra Ekonometrii, Wydział Informatyki i Gospodarki Elektronicznej, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, al. Niepodległości 10, 61-857 Poznań; e-mail: barbara.bedowska-sojka@ue.poznan.pl.

Keywords: liquidity, jumps, event study, information.

JEL: G14, C22, C25

Wprowadzenie

Badania procesu kształtowania cen stanowią istotny nurt badań mikrostruktury rynku poruszanych we współczesnej literaturze rynków kapitałowych. W centrum zainteresowania niniejszego opracowania są skoki, czyli gwałtowne zmiany cen mające znaczenie z punktu widzenia pomiaru ryzyka, zarządzania nim, alokacji aktywów w portfelach, jak również wyceny instrumentów pochodnych (Jiang, Lo i Verdelhan, 2011). Celem niniejszego artykułu jest zbadanie zachowania się miar płynności w okresach występowania skoków cenowych.

W literaturze niewiele jest prac poświęconych tej tematyce, a większość z nich poświęcona jest analizom amerykańskiego rynku akcji i obligacji. Do podstawowych kwestii poruszanych w badaniach płynności trzeba zaliczyć pytanie o źródła skoków. Zwykle wyróżnia się dwa takie źródła: napływ informacji bądź szoki płynności (Jiang i in., 2011). Jakkolwiek największe co do wartości bezwzględnej zwroty obserwowane w szeregach indeksów: WIG20, CAC40 i DAX związane są z ogłoszeniami wskaźników makroekonomicznych (Będowska-Sójka, 2014)¹, to jednak tylko pewna część wykrytych skoków powiązana jest z napływem informacji makroekonomicznych (Boudt i Petitjean, 2014) bądź z napływem informacji publicznych ze spółek (Będowska-Sójka, 2012). Przeważa zatem pogląd, że skoki cen związane są przede wszystkim z nadwyżkami płynności, a nie ogłaszaniem informacji (zob. np. Joulin i in., 2008; Jiang i in., 2011).

Drugą istotną w badaniach kwestią jest to, jakie zmiany w płynności obserwuje się w okresie skoków. W jednej z wcześniejszych prac tego nurtu Lee, Mucklow i Ready (1993) badali zmiany w różnicach cen pomiędzy najlepszymi ofertami kupna i sprzedaży (tzw. spreadach) i głębokości rynku, rozumianej jako zdolność do absorbowania dużych zleceń w spółkach z giełdy amerykańskiej. Wykazali oni, że w momencie ogłoszenia wysokości wypracowanych zysków dostarczyciele płynności (*liquidity providers*) aktywnie zarządzają ryzykiem asymetrii informacji. Skutkuje to wzrostem kosztów transakcyjnych i zmniejszaniem głębokości rynku w czasie bezpośrednio poprzedzającym ogłoszenia. Podobne wnioski można znaleźć w pracy Brooks (1994), w której wykazano, że w spółkach notowanych na giełdach NYSE i AMEX w dniach, w których ogłaszane są osiągnięte zyski zaobserwowano spa-

¹ Podobne rezultaty, a więc występowanie wysokich co do wartości bezwzględnej zwrotów w następstwie ogłoszenia wartości wskaźników makroekonomicznych, zaobserwowano na innych rynkach, w tym rynku obligacji (Jiang i in., 2011) oraz rynku kontraktów terminowych (Domowitz i in., 2001).

dek płynności przejawiający się wzrostem spreadów. Boudt i Petitjean (2014) na podstawie badań spółek wchodzących w skład indeksu DJIA wykazali, że w okresie skoku cen płynność akcji spada przy jednoczesnym wzroście kosztów transakcyjnych i popytu na natychmiastowe wykonanie zleceń.

Na rynkach obligacji opisano fakt stylizowany określany mianem efektu przedogłoszeniowego (*preannouncement effect*), polegający na tym, że w okresach poprzedzających ogłoszenia informacji publicznych (np. wskaźników makroekonomicznych) dilerzy wycofują zlecenia w celu uniknięcia niekorzystnych zmian cen. Wpływa to na poszerzenie spreadu i zmniejszenie głębokości rynku, a w rezultacie może skutkować większymi zmianami cen w momencie ogłoszenia informacji (Jiang i in., 2011).

Cytowane powyżej badania dynamiki płynności w okresie istotnych zmian cen pochodzą z rynków kierowanych cenami. Na tak zorganizowanych rynkach specjaliści (*market maker*) są odpowiedzialni za zapewnienie płynności, a więc umożliwienie realizowania transakcji po obu stronach arkusza (Doman, 2011). Ustalają oni wysokość cen transakcyjnych, a tym samym wielkość spreadów, które stanowią wynagrodzenie dla specjalisty (Hasbrouck, 2007). Na rynkach kierowanych zleceniami, takich jak Główny Rynek GPW w Warszawie, zlecenia składane przez inwestorów są kojarzone przez system informatyczny bez udziału dodatkowego pośrednika. Z racji różnic w organizacji rynków zasadnym wydaje się badanie czy zjawiska opisywane na rynkach kierowanych cenami są obserwowane również na rynkach kierowanych zleceniami. W pracy Będowskiej-Sójki (2015) zbadano miary płynności obliczane dla częstotliwości 10-minutowej dla rocznej próby badawczej, uwzględniając źródła skoków i wiążąc je z informacjami pojawiającymi się na rynku. Wykazano, że skokom towarzyszy jednoczesny wzrost zmienności, wolumenu, liczby transakcji oraz kwotowanego spreadu.

W niniejszej pracy skoncentrowano się na dynamice płynności wokół skoków wykrywanych w częstotliwości 5-minutowej. W próbie badawczej znalazły się najbardziej płynne spółki notowane na GPW w Warszawie. Wykazano, że w uwzględnionych miarach płynności obserwuje się znaczące zmiany w okresie występowania skoków. Zmiany te mają charakter krótkoterminowy, co przemawia za dużą elastycznością rynku. Ponadto wystąpienie skoków jest bezpośrednio poprzedzone wzrostem zmienności, wolumenu, liczby zawieranych transakcji oraz kwotowanego spreadu. Skoki w cenach są rezultatem braku równowagi w książce zleceń, a nie wyłącznie bezpośrednim efektem napływu informacji publicznej. Zaobserwowane szoki w płynności mogą być związane z zamykaniem przez inwestorów pozycji w oczekiwaniu na ogłoszenia informacji publicznych.

Metodologia badania

Test skoków

W niniejszym badaniu zastosowano nieparametryczny test skoków Lee i Mykland (2007). Pozwala on zweryfikować występowanie skoków w szeregu zwrotów śróddziennych o jednakowej częstotliwości. W założeniu, jeżeli pojawia się nieciągłość w zwrotach, a zatem występuje skok, wartość bezwzględna zwrotu będzie wyższa niż innych zwrotów w ustalonym oknie. Test ten uwzględnia fakt empiryczny, polegający na występowaniu zgrupowań w wariancji: w wykrywaniu skoków pod uwagę bierze się bezwzględną wartość zwrotu na tle poprzedzających go zwrotów, co pozwala na uniknięcie wykrycia jako skoków wysokich co do wartości bezwzględnej zwrotów w okresach podwyższonej zmienności, a zarazem umożliwia identyfikację skoków w okresach niskiej zmienności. Szczegółowy opis testu zamieszczono w pracy Będowskiej-Sójki (2014). Statystyka testowa ma postać:

$$L_{t,n} = \frac{|r_{t,n}|}{\hat{\sigma}_K^{BV}}, \quad (1)$$

gdzie:

wartość bezwzględna ze zwrotu $r_{t,n}$ obserwowanego w dniu t w interwale n jest podzielona przez estymator zrealizowanej dwupotęęgowej wariancji; $\hat{\sigma}_K^{BV}$, oszacowany w oknie o ustalonej długości K (dla zwrotów 5-minutowych zwykle przyjmuje się okno o długości jednego dnia) (zob. Barndorff-Nielsen i Shephard, 2004; Lee i Mykland, 2007).

Statystyka $L_{t,n}$ ma rozkład asymptotycznie normalny ze średnią zero i wariancją równą $1/c^2$, gdzie $c = \sqrt{2/\Pi} = 0,7979$. W pracy Lee i Mykland (2007) proponuje się obszar odrzucenia na podstawie wartości maksimum statystyki.

Test zaproponowany w pracy wspomnianych wyżej autorów nie uwzględnia występowania śróddziennej periodyczności w zmienności. Stosowanie testu w przypadku szeregów „surowych” skutkuje przede wszystkim wychwyceniem skoków, które pojawiają się na otwarciu lub zamknięciu notowań. Dlatego też w badaniach stosuje się modyfikację procedury testowania, polegającą na uwzględnieniu składowej periodycznej w statystyce testowej (zob. Andersen, Bollerslev i Dobrev, 2007; Lahaye, Laurent i Neely, 2011).

Miary płynności

Pomiar i modelowanie płynności stanowią jedną z podstawowych kwestii z zakresu mikrostruktury runku. Płynność, podobnie jak zmienność, są wielkościami nieobserwowalnymi. Zwykle opisuje się je za pomocą pewnych atrybutów rynku, co

do których istnieje powszechna zgoda, że mogą służyć w oszacowaniu płynności (Doman, 2011). W rezultacie obserwuje się wiele definicji płynności, które ujmują różne jej aspekty. Najczęściej miary płynności koncentrują się na kosztach transakcyjnych (Lesmond, 2005; Domowitz, Glen i Madhavan, 2001) bądź wielkościach charakteryzujących obrót (Amihud, 2002; Chordia, Subrahmanyam i Anshuman, 2001). W niniejszym badaniu wykorzystano oba podejścia: zastosowane miary płynności zaczerpnięto z prac Blacka (1971), Kyle'a (1985) oraz Boudta i Petitjeana (2014).

Często płynność postrzegana jest przez pryzmat wolumenu. W uproszczeniu – im większy wolumen, tym większa płynność. Badania zależności między ceną a wolumenem pozwalają określić prędkość rozprzestrzeniania się informacji oraz moment ujawniania informacji (Karpoff 1987). W niniejszej pracy liczbę zawartych transakcji kupna i sprzedaży danego instrumentu finansowego w interwale i oznaczono przez NT_i . Druga, zbliżona do niej miara to wolumen, czyli liczba akcji, które zmieniły właściciela, obliczany według formuły:

$$VOLUM_i = \sum_{k=1}^{NT_i} size_{i,k}, \quad (2)$$

gdzie:

$size_{i,k}$ określa liczbę akcji, która była przedmiotem handlu w danym interwale i , przy czym przez k oznaczone są kolejne transakcje w danym interwale ($k = 1, \dots, NT_i$).

Popularną miarą płynności, stosowaną w badaniach mikrostruktury, jest również średnia wielkość transakcji, ATS , obliczana jako:

$$ATS_i = VOLUM_i / NT_i. \quad (3)$$

Trzy powyżej wymienione miary, NT_i , $VOLUM_i$, ATS_i opisują płynność w kategorii aktywnego handlu. Inną popularną i obrazową miarą, która pozwala na badanie dynamiki płynności, jest spread kupna i sprzedaży (*spread bid-ask*). Spread należy do miar płynności bazujących na kosztach transakcyjnych. Jak już wspomniano, na rynkach kierowanych cenami spread jest wynagrodzeniem dla specjalisty za podtrzymywanie płynności na walorach (Hasbrouck, 2007), a na rynkach kierowanych zleceniami odzwierciedla różnicę między popytem i podażą. W obu przypadkach wielkość spreadu jest odwrotnie proporcjonalna do konwencjonalnie rozumianej płynności instrumentu: im większy jest spread, tym niższa płynność – i na odwrót.

Dodatkowo rozpatruje się trzy główne wymiary płynności: głębokość, napięcie i elastyczność rynku. Głębokość rynku rozumiana jest jako zdolność rynku do absorbowania zleceń i obliczana jest na podstawie zleceń w książce zleceń jako suma liczby akcji dostępnych w danym interwale czasu po obu stronach arkusza zleceń.

$$DEPTH_i = BDPATH_i + ADPTH_i, \quad (4)$$

gdzie:

$BDPTH_i = Q^{-1} \sum_{k=1}^Q biddepth_{i,k}$ i $ADPTH_i = Q^{-1} \sum_{k=1}^Q askdepth_{i,k}$, Q jest liczbą kwotowań; $askdepth$ stanowi liczbę akcji po stronie najlepszej oferty kupna, a $biddepth$ liczbę akcji po stronie najlepszej oferty sprzedaży (Boudt i Petitjean 2014).

Napężenie rynku dotyczy kosztów odwrócenia pozycji w krótkim okresie – jego pomiar pozwala ustalić, jak dalece oferty po obu stronach książki zleceń odbiegają od siebie. Miarą napężenia stosowaną w niniejszym badaniu jest spread kwotowany, obliczany jako:

$$QSPRD_i = \sum_{k=1}^{Q_i} QS_{i,k} (askdepth_{i,k} + biddepth_{i,k}) / \sum_{k=1}^{Q_i} (askdepth_{i,k} + biddepth_{i,k}), \quad (5)$$

gdzie:

$$QS_{ik} = (ask_{i,k} - bid_{i,k}) / [0,5(ask_{i,k} + bid_{i,k})].$$

Obok kwotowanego spreadu zastosowano także miernik nierównowagi w zakresie głębokości rynku (*depth imbalance*) DI , wyznaczany jako:

$$DI_i = (ADPTH_i - BDPATH_i) / DEPTH_i \quad (6)$$

oraz miarę nierównowagi zleceń (*order imbalance*) wyznaczoną według następującej formuły:

$$OI_t = \frac{\sum_{k=1}^{Q_i} D_{ik} Size_{ik}}{VOLUM_i}, \quad (7)$$

gdzie:

D_{ik} jest równe „1”, o ile transakcja k była transakcją inicjowaną przez kupujących, a „-1” jeżeli była transakcją inicjowaną przez sprzedających.

Elastyczność rynku rozumiana jest jako prędkość, z jaką rynek powraca do stanu równowagi po szoku, którego źródło nie jest powiązane z informacją (Kyle, 1985).

Obserwacja opisanych powyżej miar w określonym oknie zdarzenia pozwoli na ocenę tego wymiaru płynności rynku.

Ponieważ rząd wielkości liczb dla miar płynności, takich jak *VOLUM*, *ATS*, *NT*, *DEPTH* czy *QSPRD* jest zróżnicowany, dokonano standaryzacji medianowej tychże miar. W standaryzacji wykorzystano mediany i medianowe odchylenie bezwzględne (MAD). Takie podejście pozwala na uzyskanie odpornych na obserwacje nietypowe miar statystycznych zakresu i skali (Jajuga i Walesiak, 2000). W standaryzacji wykorzystano następującą formułę:

$$z_{ij} = (x_{i,j} - Me_j) / c * MAD_j, \quad (8)$$

gdzie:

x_{ij} jest zmienną losową, Me_j jest medianą, a MAD_j jest medianowym odchyleniem bezwzględnym. Stała c wynosi 1.4826 i jest czynnikiem skalującym, którego wartość wynika z przyjętego rozkładu (w tym przypadku jest to rozkład normalny). W następstwie standaryzacji, o ile próba badawcza pochodzi z rozkładu podobnego do normalnego, mediana z próby powinna wynosić zero, a medianowe odchylenie bezwzględne powinno być równe jeden (Jajuga, Walesiak 2000). Przeprowadzenie standaryzacji umożliwia wspólną analizę skoków wykrytych w różnych spółkach.

W pracy wyznaczono także 5-minutowe logarytmiczne zwroty procentowe (*RET*) oraz przybliżenie zmienności uzyskane jako wartość bezwzględna tychże zwrotów (*VOLAT*).

Opis próby

W próbie badawczej znalazły się notowania siedmiu najbardziej płynnych spółek z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie², wchodzących w skład indeksu WIG20. Są to: KGHM, PKOBP, PZU, PGE, PKN Orlen, PEKAO SA i TPSA (kolejno odpowiadają im symbole: KGH, PKO, PZU, PGE, PKN, PEO, TPS). Okres badawczy obejmuje trzy ostatnie miesiące roku 2012.

Dane użyte w badaniu pochodzą z <ftp://ftp2.cait.com.pl>. Są to: ceny transakcyjne, wolumen transakcji, kursy najlepszych ofert kupna i ofert sprzedaży. Na podstawie wyjściowych danych transakcyjnych obliczono zagregowane miary płynności w częstotliwości próbkowania 5-minut. Miary te następnie wykorzystano w badaniu dynamiki płynności. W rezultacie tych przekształceń dla każdej spółki dostępnych jest 6100 obserwacji wszystkich miar płynności.

² Najbardziej płynne spółki wybrano na podstawie Rocznika Giełdowego z 2012 roku (www.gpw.com.pl)

Na podstawie testów skoków przeprowadzonych na 5-minutowych zwrotach z wybranych spółek w okresie badawczym w godzinach 10:00–16:20 wykryto 98 skoków. W 2012 roku notowania na Głównym Rynku GPW odbywały się w godzinach 9:00–17:20. Pominięcie pierwszych i ostatnich 60 minut notowań jest związane z długością okna zdarzenia zastosowanego w analizie. Średnia z wartości bezwzględnych ze zwrotów wykrytych jako skoki w próbie stanowi trzykrotność odchylenia standardowego wszystkich zwrotów. Na rysunku 1 przedstawiono rozłożenie skoków w interwałach 5-minutowych w próbie: największa liczba skoków (5) obserwowana jest o 10:05 i 14:35. W pierwszym przypadku godzina ta odpowiada ogłoszeniom wskaźników makroekonomicznych Urzędu Statystycznego w kraju, w drugim – ogłoszeniom amerykańskich wskaźników makroekonomicznych.

Rysunek 1. Rozkład skoków w próbie

Na osi odciętych zamieszczono godziny notowań, na osi rzędnych liczbę wykrytych skoków.

Źródło: opracowanie własne.

Rezultaty empiryczne

Analiza zdarzeń

Celem niniejszego badania jest opis dynamiki płynności w okresie występowania skoków. Dla wszystkich zmiennych uzyskano wielkości zagregowane. Sprawdzono, że mediana wielkości standaryzowanych jest równa 0, a medianowe odchylenie bezwzględne wynosi 1. Dodatkowo dokonano podziału skoków, uwzględniając znak zwrotu w momencie skoku – w ten sposób otrzymano skoki umownie nazywane

dodatnimi i ujemnymi. Na dwóch kolejnych wykresach przedstawiono dane zagregowane dla wszystkich spółek – są to zmienność oraz miary płynności wyznaczone dla każdego interwału 5-minutowego w oknie od 60 minut przed do 60 minut po skoku. Na wykresach zaprezentowano mediany poszczególnych miar płynności w próbie, oddzielnie uwzględniając przypadki, w których w momencie skoku zaobserwowano zwrot dodatni (+) albo ujemny (-). Oś odciętych przedstawia czas w minutach, a zero odpowiada momentowi wystąpienia skoku.

Rysunek 2. Mediany w próbie dla oszacowań zmienności (VOLAT), wolumenu (VOLUM), liczby zawartych transakcji (NT) oraz średniej wielkości transakcji (ATS) w oknie 60 minut przed i 60 minut po skoku

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie rysunku 2 można stwierdzić, że zarówno w zmienności, wolumenie, jak i liczbie transakcji w okresie występowania skoku obserwuje się podobny scenariusz zmian – w próbie badawczej mediany dla tych trzech zmiennych rosną znacząco w momencie wystąpienia skoku, a krótko po nim wracają do wcześniejszego poziomu. Na rysunku 3 podobne zjawisko zaobserwowano dla kwotowanego spreadu i nierównowagi zleceń – w przypadku skoków ujemnych mediana *OI* rośnie, a w przypadku dodatnich maleje. Spośród tych miar kwotowany spread najwolniej powraca do poziomów sprzed skoku. Można zatem stwierdzić, że badane spółki charakteryzują się dużą sprężystością – po okresie szoku cenowego, poszczególne zmienne wracają do wcześniejszych wartości w ciągu kilku do kilkunastu minut.

Rysunek 3. Mediany miar płynności: spreadu kwotowanego (QSPRD), nierównowagi w zakresie głębokości rynku (DI), nierównowagi zleceń (OI), głębokości rynku (DEPTH) w oknie 60 minut przed i 60 minut po skoku
(zero odpowiada momentowi wystąpienia skoku)

Źródło: opracowanie własne.

Następnie sprawdzono czy wartości uwzględnionych w badaniu miar obserwowane w momencie skoku są statystycznie istotnie różne od pozostałych. Wyznaczono wartości średnie zwrotów, zmienności i miar płynności oddzielnie dla skoków dodatnich i ujemnych i podzielono je przez odchylenia standardowe odpowiednich miar zaobserwowanych w oknie $(-60; -15)$ oraz $(15; 60)$ minut. W wyznaczaniu wartości średniej i odchylenia standardowego pominięto zatem, zgodnie ze wskazówkami zawartymi w literaturze, miary bezpośrednio sąsiadujące z momentem zero (Campbell, Lo i MacKinley, 1998). W badaniu zastosowano statystykę t , wyznaczając wartość oczekiwaną i odchylenie standardowe na podstawie próby. Spośród wszystkich badanych miar tylko zwroty, wolumen i liczba transakcji w momencie zerowym były statystycznie istotnie różne od miar obserwowanych w pozostałych interwałach czasu.

Modele logitowe

Na kolejnym etapie badania dynamiki płynności zweryfikowano, które spośród rozpatrywanych miar płynności wpływają na pojawienie się skoków. W tym celu wykorzystano zagregowane dane dotyczące miar płynności wokół 98 skoków i osza-

cowano modele logitowe, w których zmiennymi objaśniającymi są opóźnione o jeden okres ($t - 1$) miary płynności, podczas gdy zmienną objaśnianą jest występowanie skoku bądź jego brak w czasie t . Szacowane modele mają zatem postać:

$$P(\text{skok}_t = 1 | X) = G\left(\beta_0 + \sum_{i=1}^K \beta_i X_{i,t-1}\right), \quad (9)$$

gdzie:

G oznacza funkcję dystrybuanty rozkładu logistycznego, a X jest macierzą opóźnionych miar płynności. Taka specyfikacja modelu umożliwia badanie wpływu poszczególnych zmiennych na prawdopodobieństwo wystąpienia skoku.

W ramach doboru zmiennych objaśniających do modelu oszacowano macierz korelacji (zaprezentowaną w załączniku). Ponieważ niektóre miary płynności są ze sobą silnie skorelowane, zastosowano kryterium, zgodnie z którym zmienne objaśniające uwzględnione w jednym modelu nie mogą mieć współczynnika korelacji wyższego niż 0.1.

Spśród oszacowanych modeli wybrano cztery specyfikacje modeli logitowych, w których zmienne są statystycznie istotne i przedstawiono je w tabeli 1.

T a b e l a 1. Wpływ miar płynności na prawdopodobieństwo wystąpienia skoków w cenach akcji

Model	Model_1	Model_2	Model_3	Model_4
	oszacowanie (błąd standard.)	oszacowanie (błąd standard.)	oszacowanie (błąd standard.)	oszacowanie (błąd standard.)
Stała	-3.39** (0.13)	-3.28** (0.13)	-3.14** (0.11)	-3.31** (0.12)
VOLAT		1.37** (0.48)		
VOLUM			0.03* (0.01)	0.03* (0.01)
NT	0.12** (0.03)			
QSPRD	0.21** (0.04)			0.21** (0.04)
LL	-386.68	-403.12	-403.12	-403.12
AIC	779.36	803.48	806.15	787.47

Modele oszacowano dla danych zagregowanych. Pogrubiona wartość oznacza, że parametr jest statystycznie istotny,

** – odpowiada statystycznej istotności przy poziomie istotności $\alpha = 0.01$,

* – przy $\alpha = 0.05$. LL oznacza wartość logarytmu funkcji wiarygodności,

AIC – wartość kryterium informacyjnego Akaike.

Źródło: opracowanie własne.

Oszacowania Modelu_1 wskazują, iż zarówno liczba zawartych transakcji, jaki i kwotowany spread są pozytywnie skorelowane z prawdopodobieństwem wystąpienia skoku. Innymi słowy, im większy jest kwotowany spread i liczba transakcji, tym bardziej prawdopodobny skok w kolejnym interwale 5-minutowym. Z oszacowań Modelu_2 wynika, że im większa zmienność, tym bardziej prawdopodobny skok w kolejnym interwale 5-minutowym. Podobny wpływ zaobserwowano w przypadku wolumenu w Modelu_3. Model_4 potwierdza wnioski płynące z modeli 1 i 3. Reasumując, skoki cen poprzedzone są wzrostem wolumenu, zmienności, liczby przeprowadzanych transakcji, jak i kwotowanego spreadu. Oznacza to, że ważną przyczyną pojawiania się skoków są szoki płynności, przejawiające się wzrostem wolumenu i liczby transakcji, przy jednoczesnym rozszerzaniu się spreadu. W przypadku pozostałych miar płynności uwzględnionych w badaniu, oszacowania parametrów w modelu nie były statystycznie istotne.

Wnioski

Głównym zagadnieniem poruszonym w artykule jest określenie dynamiki miar płynności w czasie występowania skoków. Badania prowadzone na rynkach kierowanych cenami wykazują, że w okresach poprzedzających napływ informacji bądź też szerzej w okresach występowania skoków cenowych niekoniecznie wywołanych informacjami, koszty transakcyjne rosną, a głębokość rynku maleje. Niniejsze badanie potwierdza występowanie podobnego efektu na rynku kierowanym zleceniami: wystąpienie skoków poprzedzają gwałtowne zmiany w miarach płynności. Pozwala to na stwierdzenie, że informacja publiczna nie jest wyłącznie bezpośrednią przyczyną występowania skoków. Bez względu na to, jakie jest ich źródło, a więc czy skoki są wynikiem napływu informacji publicznej, czy też raczej szoków płynnościowych, zmiany w dynamice niektórych miar płynności mają statystycznie istotny wpływ na prawdopodobieństwo wystąpienia skoków. Im większa jest liczba zawieranych transakcji, ich wolumen czy kwotowany spread, tym większe prawdopodobieństwo wystąpienia skoku. Taki rezultat przemawia za tym, że skoki mogą mieć źródło poza-informacyjne.

Z punktu widzenia oceny elastyczności rynku na podstawie wybranej próby badawczej, stwierdzono, że charakteryzuje się on dużą sprężystością – większość uwzględnianych w badaniu miar powraca do wcześniejszego poziomu w ciągu kilku minut.

Załącznik

T a b e l a 2. Współczynniki korelacji dla zwrotu, zmienności i miar płynności

	RET	VOLAT	VOLUM	ATS	NT	QSPRD	DI	OI	DEPTH
RET	1	-0.09	0.00	0.01	-0.04	-0.05	0.10	-0.33	0.06
VOLAT	-0.09	1	0.24	0.01	0.49	0.27	0.00	0.04	0.02
VOLUM	0.00	0.24	1	0.61	0.53	0.03	0.01	-0.04	0.23
ATS	0.01	0.01	0.61	1	0.02	0.02	0.02	-0.01	0.21
NT	-0.04	0.49	0.53	0.02	1	0.08	-0.02	-0.01	0.17
QSPRD	-0.05	0.27	0.03	0.02	0.08	1	0.04	0.06	-0.06
DI	0.10	0.00	0.01	0.02	-0.02	0.04	1	-0.09	0.02
OI	-0.33	0.04	-0.04	-0.01	-0.01	0.06	-0.09	1	-0.05
DEPTH	0.06	0.02	0.23	0.21	0.17	-0.06	0.02	-0.05	1

Źródło: opracowanie własne.

Bibliografia

- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5, 31–56.
- Andersen, T.G., Bollerslev, T. i Diebold, F.X. (2007). Roughing it up: Including Jump Components in the Measurement, Modelling and Forecasting of Return Volatility. *The Review of Economics and Statistics* 89(4), 701–720. <http://dx.doi.org/10.1162/rest.89.4.701>.
- Barndorff-Nielsen, O. i Shephard, N. (2004). Power and Bipower Variation with Stochastic Volatility and Jumps. *Journal of Financial Econometrics* 2(1), 1–48, <http://dx.doi.org/10.1093/jffinec/nbh001>.
- Będowska-Sójka, B. (2012). Jumps in the Stock Returns. Evidence from Polish Stock Exchange. W: W. Milo, G. Szafrński, P. Wdowiński (red.), *Financial Markets Principles of Modelling Forecasting and Decision-Making* (s. 121–135). FindEcon Monograph Series: Advances in Financial Market Analysis.
- Będowska-Sójka, B. (2014). *Wpływ informacji na ceny instrumentów finansowych. Analiza danych śróddziennych*. Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Będowska-Sójka, B. (2015). Liquidity Dynamics Around Jumps. The Evidence from the Warsaw Stock Exchange, <http://dx.doi.org/10.13140/RG.2.1.3052.1042>.
- Black, F. (1971). Toward a fully automated stock exchange. Part I. *Financial Analysts Journal*, 27(5), 28–35, <http://dx.doi.org/10.2469/faj.v27.n4.28>.
- Boudt, K. i Petitjean, M. (2014). Intraday liquidity dynamics and news release around price jumps: Evidence from the DJIA stocks. *Journal of Financial Markets*, 17, 121–149, <http://dx.doi.org/10.1016/j.finmar.2013.05.004>.
- Brooks, R.M. (1994). Bid-ask Spread Components Around Anticipated Announcements. *Journal of Financial Research*, 17(3), 375–386, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1475-6803.1994.tb00199.x>.
- Campbell, J.Y., Lo, A.W. i MacKinlay, A.C. (1997) *The Econometrics of Financial Markets*. New Jersey: Princeton University Press.

- Chordia, T., Subrahmanyam, A. i Anshuman, R. (2001). Trading activity and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 59(1), 3–32, [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X\(00\)00080-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X(00)00080-5).
- Doman, M. (2011). *Mikrostruktura giełd papierów wartościowych*. Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Domowitz, I., Glen, J. i Madhavan, A. (2001). Liquidity, volatility and equity trading costs across countries and over time. *International Finance*, 4(2), 221–255, <http://dx.doi.org/10.1111/1468-2362.00072>.
- Hasbrouck, J. (2007). *Empirical Market Microstructure*. Oxford University Press.
- Jajuga, K. i Walesiak, M. (2000). Standardisation of Data Set Under Different Measurement Scales. W: R. Decker, W. Gaul (red.), *Classification and Information Processing at the Turn of the Millennium* (s. 105–112). Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag, http://dx.doi.org/10.1007/978-3-642-57280-7_11.
- Jiang, G.J., Lo, I. i Verdelhan, A. (2011). Information shocks, liquidity shocks, jumps, and price discovery: Evidence from the U.S. treasury market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(2), 527–551, <http://dx.doi.org/10.1017/S0022109010000785>.
- Joulin, A., Lefevre, A., Grunberg, D. i Bouchaud, J.P. (2008). Stock price jumps: news and volume play a minor role. *Working Paper, Quantitative Finance Papers 0803.1769*, arXiv.org.
- Karpoff, J. (1987). The Relation Between Price Changes and Trading Volume: A Survey. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1), 109–126, <http://dx.doi.org/10.2307/2330874>.
- Kyle, A. (1985). Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica*, 53(6), 1315–1335, <http://dx.doi.org/10.2307/1913210>.
- Lahaye, J., Laurent, S. i Neely, Ch. (2011). Jumps, Cojumps and Macro Announcements. *Journal of Applied Econometrics*, 26(6), 893–921, <http://dx.doi.org/10.1002/jae.1149>.
- Lee, C.M., Mucklow, B. i Ready, M.J. (1993). Spreads, Depths, and the Impact of Earnings Information: An Intraday Analysis. *Review of Financial Studies*, 6(2), 345–374, <http://dx.doi.org/10.1093/rfs/6.2.345>.
- Lee, S., P.A. Mykland. 2008. Jumps in Financial Markets: A New Nonparametric Test and Jump Dynamics. *Review of Financial Studies* 21(6), 2535–2563, <http://dx.doi.org/10.1093/rfs/hhm056>.
- Lesmond, D. (2005). Liquidity of emerging markets. *Journal of Financial Economics*, 77(2), 411–452, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.01.005>.
- Rocznik Giełdowy. (2013). http://www.gpw.pl/biblioteka-gpw-wiecej?gpwl_id=140&title=Rocznik+gie%C5%82dowy+2014.

Rozdział IX

JACEK SUDER*

Modelowanie procesu *price discovery* na przykładzie indeksu wina *Liv-ex Fine Wine 50*

Streszczenie

W poniższym artykule podjęto problem kształtowania się przyszłych poziomów cen wina inwestycyjnego, analizując je za pomocą wybranych metod ilościowych. Głównym celem pracy jest przeprowadzenie analizy empirycznej, która opiera się na testach kointegracji Johansena. Dowodzi ona, że zmiany wartości najważniejszych aktywów finansowych na świecie, zgrupowanych w utworzonym koszyku, oddziałują długoterminowo na zmiany w kształtowaniu się przyszłych cen wina inwestycyjnego.

Słowa kluczowe: modelowanie cen wina inwestycyjnego, analizy empiryczne rynku wina, testy kointegracji Johansena.

Modelling of price discovery process on the example of wine index Liv-exFine Wine 50

Abstract

The following article discusses the problem of shaping the future price levels of wine investment, analyzing them using some quantitative methods. The main aim of this work is to conduct empirical analysis, which is based on Johansen cointegration tests. It proves that the most important changes of financial assets in the world, grouped in the created basket, interact in long-term changes, regarding shaping of the future prices of wine investment.

Keywords: modeling of the price of wine investment, empirical analysis of the wine market, Johansen cointegration tests.

JEL: G11, G14

* Jacek Suder – Wydział Finansów i Prawa, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, ul. Rakowicka 27, 31-510 Kraków; e-mail: jaceks1027@gmail.com.

Wprowadzenie

Proces *price discovery* jest jedną z głównych funkcji rynków finansowych. W literaturze mikrostruktury rynku jest on różnorako interpretowany jako „poszukiwanie ceny równowagi” (Schreiber i Schwartz, 1986) lub jako „gromadzenie i interpretowanie wiadomości” (Baillie i in., 2002). Wszystkie te interpretacje wskazują, że proces *price discovery* jest z natury dynamiczny. Jego skuteczność opiera się na bardzo szybkim dostosowywaniu się do nowego stanu równowagi wraz z pojawieniem się nowych informacji rynkowych (Yan i Zivot, 2007).

W poniższym artykule podjęto problem kształtowania się przyszłych poziomów cen wina inwestycyjnego, analizując je za pomocą wybranych metod ilościowych. Głównym celem pracy jest przeprowadzenie analizy empirycznej, która opiera się na testach kointegracji Johansena. Dowodzi ona, że zmiany wartości najważniejszych aktywów finansowych na świecie, zgrupowanych w utworzonym koszyku, oddziałują długoterminowo na zmiany w kształtowaniu się przyszłych cen wina inwestycyjnego.

1. Metodologia badania

1.1. Procedura przygotowywania danych do badania

W niniejszej analizie zaprezentowane zostaną badania empiryczne dotyczące próby modelowania cen wina inwestycyjnego, na przykładzie indeksu z londyńskiej giełdy wina, *Liv-ex Fine Wine 50*. W tym celu stworzony został nowy indeks, będący tzw. benchmarkiem szerokiego rynku, którego zadaniem ma być zaprezentowanie oczekiwań cenowych uczestników rynku. Składa się na niego kilka najważniejszych na świecie instrumentów finansowych, które powinny zasadniczo mieć największy wpływ na rozwój i funkcjonowanie rynku *wine banking-u*¹.

Aby uzyskać wiarygodne wyniki, w badaniu wykorzystano informacje zebrane z bardzo długiego odcinka czasu (od 1 stycznia 2000 r. do 31 października 2013 r.). Pozwoliło to na uzyskanie 166 obserwacji. Wszystkie zebrane dane są prezentowane w ujęciu miesięcznym i pochodzą z trzech rodzajów źródeł:

- z bazy danych serwisu *Quandl* (są to zmienne indeksów *Liv-ex Fine Wine 50*, *FTSE 100*, *CAC 40*, *S&P 500*, a także poziomy stóp procentowych dziesięcioletnich obligacji amerykańskich oraz wartości ropy naftowej typu *Brent* i złota kruszcowego);
- z bazy danych serwisu *Stooq* (są to dane o indeksie *WIG20*);
- oraz z bazy danych serwisu *Economic Research* (są to zmienne dotyczące poziomu stóp procentowych dziesięcioletnich obligacji niemieckich).

¹ Z racji pochodzenia autora pracy, do najważniejszych walorów inwestycyjnych został dołączony jeden z głównych indeksów giełdowych z Polski.

W celu wyeliminowania, prawdopodobnych odchyleń, powstałych z powodu występujących różnic kursowych (które mogłyby w sposób istotny zaburzyć obraz otrzymanych wyników), wartości wszystkich aktywów biorących udział w badaniu zostały denominowane w funtach brytyjskich (GBP)².

W okresie od 2000 r. nie brakowało zawirowań na rynkach finansowych, ze szczególnym uwzględnieniem ostatniego kryzysu finansowego z lat 2007–2008. W tym czasie można było w przystępny sposób przeanalizować zmiany w realizowanych inwestycjach wśród właścicieli kapitału. Uzyskane wyniki z przeprowadzonych badań dały odpowiedź na pytanie, czy zmiany wartości występujące w najważniejszych aktywach finansowych na świecie mają wpływ na kształtowanie się cen wina inwestycyjnego?

1.2. Analiza wykorzystanych zmiennych w badaniu

Przystępując do przeprowadzenia badania, w pierwszej kolejności należy pokrótce przedstawić najważniejsze informacje o wybranych instrumentach finansowych, które zostały wytypowane do analizy. Nie zostały one wybrane przypadkowo, lecz stanowią jedne z najważniejszych walorów inwestycyjnych na świecie.

Analizę rozpoczęto od opisanie indeksu *Liv-ex Fine Wine 50*, który obok *Liv-ex Fine Wine 100* i *Liv-ex Fine Wine 500* stanowi jeden z głównych benchmarków dla londyńskiej giełdy wina. Jego codzienna wartość obliczana jest wyłącznie na podstawie wyceny win pochodzących z rejonu Bordeaux. Dodatkowo, aby dany alkohol mógł wejść do tego koszyka, musi posiadać odpowiedni wiek, który nie przekracza dziesięciu lat – z tego tytułu indeks ten doskonale wpisuje się w specyfikę badania³.

Reszta walorów inwestycyjnych składa się na nowy indeks, którego zadaniem będzie weryfikacja czy oczekiwania inwestorów, co do wartości aktywów finansowych, wpływają na kształtowanie się cen wina inwestycyjnego.

Do grupy tej należy główny, angielski indeks giełdy papierów wartościowych – *Financial Times Stock Exchange 100. FTSE 100*. Jest to indeks zawierający w sobie 100 spółek notowanych na *London Stock Exchange*⁴, które charakteryzują się dużą wielkością i zarazem największą płynnością. Został on wprowadzony na rynek w 1984 roku

² Przed przewalutowaniem obligacji niemieckich i amerykańskich na funty szterlingi (GBP) przekształcono je z poziomu możliwych do osiągnięcia stóp procentowych do przybliżonych wartości cen tychże papierów wartościowych.

³ *Liv-ex Fine Wine 50*. Pozyskano z: https://www.liv-ex.com/staticPageContent.do?pageKey=Fine_Wine_50.

⁴ *London Stock Exchange (LSE)* – jest częścią Grupy Londyńskiej Giełdy Papierów Wartościowych. Jest to jedna z największych na świecie giełd zajmujących się obrotem papierami wartościowymi. Powstała w 1773 roku. W 2014 roku poziom jej kapitalizacji był szacowany na wartość 971.400.000 funtów szterlingów (GBP). Obecnie na *LSE* funkcjonuje około 3.000 spółek, pochodzących z ponad 60 krajów całego świata. *GPW w Londynie*. Pozyskano z: <http://iuseconomic.pl/london-stock-exchange-gpw-w-londynie/>.

z wartością początkową 1000 punktów. Spółki, które go tworzą, stanowią około 80% całej kapitalizacji spółek z *LSE*⁵. Został on wytypowany do badania z kilku powodów:

- największa giełda wina na świecie znajduje się w Wielkiej Brytanii;
- indeks cieszy się wielką popularnością w Europie wśród inwestorów;
- Brytyjczycy bardzo lubią inwestować swoje środki w inwestycje alternatywne, tudzież w wina, a wybrany indeks ma być źródłem do ich porównania.

Kolejnym instrumentem będzie główny indeks francuskiej giełdy *Euronext*⁶ – *Cotation Assistée en Continu 40*, ponieważ Francja jest krajem, który ma bardzo duży wpływ na funkcjonowanie rynku wina inwestycyjnego. *CAC 40* składa się z akcji 40 spółek, które na giełdzie w Paryżu charakteryzują się dużą wielkością i największą płynnością. Powstał on w 1987 roku i jest, oprócz *DAX30*⁷ i *FTSE100*, najważniejszym indeksem giełdowym w Europie⁸.

Następnym instrumentem finansowym, który będzie tworzył omawiany benchmark jest indeks S&P500. Jest on najsłynniejszym indeksem amerykańskim oraz jednym z najbardziej popularnych instrumentów finansowych na świecie, który łączy w sobie 500 największych spółek notowanych na giełdach: *NYSE*⁹ oraz na *NASDAQ*¹⁰. O jego strukturze decyduje właściwy komitet, który uwzględnia następujące warunki:

- minimalny poziom kapitalizacji na poziomie 4 miliardów USD;
- roczny obrót w USD w relacji do wartości rynkowej musi być większych niż jeden;
- minimalny wolumen to 250 000 akcji, w każdym z wcześniejszych 6 miesięcy¹¹.

⁵ *Wielka Brytania*. Pozyskano z: <http://bossa.pl/edukacja/rynki-zagraniczne/gieldy/wielka-brytania/>.

⁶ *Euronext* – to jeden z największych rynków giełdowych na świecie. Powstał on z połączenia giełd Francji, Holandii i Belgii, do których później dołączyła również Portugalia. W 2006 roku giełda ta dokonała połączenia z amerykańską giełdą *New York Stock Exchange*. Część *Euronext*-u zostało sprzedane za kwotę około dziesięciu miliardów dolarów amerykańskich (USD). Sprzedaż nie była po myśli Niemców, którzy chcieli połączyć się z giełdą *Euronext*. *Euronext*. Pozyskano z: <http://romag.net.pl/tagi/euronext>.

⁷ *DAX30* – główny indeks giełdy w Niemczech.

⁸ *CAC40*. Pozyskano z: <http://www.money.pl/gielda/swiat/indeks;gieldowy,cac;40,francja,31.html>.

⁹ *New York Stock Exchange (NYSE)* – Nowojorska Giełda Papierów Wartościowych, która do 4 kwietnia 2007 roku, była jedną z najpopularniejszych instytucji finansowych w USA i jednym z najbardziej znanych centrów finansowych na świecie. Na giełdzie notowanych jest ponad 8.000 walorów, i niemal 40% wszystkich papierów wartościowych notowanych na świecie. Zob. Szaleniec, 2011.

¹⁰ *NASDAQ (National Association of Securities Dealers Automated Quotations)* – jest to pozagiełdowy rynek akcji w Stanach Zjednoczonych. Powstał on aby ułatwić i zmniejszyć koszty wejścia na tradycyjne giełdy kapitałowe. Indeks publikowany jest od 1971 roku i obliczany jest na podstawie kapitalizacji poszczególnych spółek. *Nasdaq*. Pozyskano z: <http://www.money.pl/gielda/swiat/indeks;gieldowy,nasdaq,usa,2.html>.

¹¹ *Stany Zjednoczone*. Pozyskano z: <http://bossa.pl/edukacja/rynki-zagraniczne/gieldy/stany-zjednoczone/>.

Pod względem liczby zgromadzonych środków kapitałowych *S&P500* reprezentuje około 75% łącznej sumy kapitalizacji wszystkich przedsiębiorstw, które notowane są na giełdach w Stanach Zjednoczonych. W obecnej formie funkcjonuje od 1957 r., ale jego historia jest dłuższa i sięga roku 1923 (Wojciechowski, 2009).

Ostatnim wybranym indeksem jest *WIG20*, który należy do najpopularniejszych indeksów z warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych. Aktualnie skupia w sobie 20 największych polskich spółek akcyjnych. Aby spółka mogła zostać umieszczona w danym indeksie, musi spełniać następujące kryteria:

- jej akcje muszą cechować się wysokim poziomem obrotu giełdowego;
- powinna charakteryzować się również pokaznym stopniem rynkowej kapitalizacji¹².

WIG20 został dołączony do przeprowadzonego badania, ponieważ Polska uznawana jest za gospodarkę rozwijającą się, dodatkowo zaś Polacy zaczynają coraz bardziej interesować się możliwością nabywania inwestycji alternatywnych, w tym także coraz częściej – wina inwestycyjnego.

Poza indeksami giełdowymi do grupy stanowiącej trzon w stworzonym benchmarku dołączono także bezpieczne papiery wartościowe w postaci obligacji. Należą one, jako jeden z największych segmentów, do rynku papierów wartościowych i przez to są często wykorzystywane przez rządy różnych państw do pożyczania znacznych sum pieniężnych, aby móc finansować bieżące wydatki państwa.

Opierając się na tej zasadzie, wybrano papiery wartościowe Niemiec i Stanów Zjednoczonych, ponieważ od dłuższego czasu stanowią one pewnego rodzaju barometr opisujący nastroje inwestorów w relacji do ryzyka rynkowego. Obydwa kraje uznawane są przez wielu inwestorów za pewnego rodzaju *safehaven* i w czasach słabej koniunktury cieszą się dużą popularnością (Zuralski, 2014). Przez takie działanie wzrosła ich płynność i jednocześnie spadł poziom oferowanych wartości stóp procentowych.

Do ostatniej grupy zostały włączone szczególne dwa rodzaje surowców, którymi są złoto i ropa naftowa typu *BRENT*. Stanowią one pewnego rodzaju wyznacznik dla sentymentu inwestorów. Szczególnie chodzi tutaj o złoto, którego wartość silnie rośnie, gdy na rynkach finansowych panuje zwiększona awersja do ryzyka. Jest to bardzo dobrze widoczne w ostatnim czasie, gdzie ceny złota osiągają ponownie od dawna nie widziane poziomy, ze względu na obawy o kondycję światowego wzrostu gospodarczego i spadek prawdopodobieństwa wprowadzenia kolejnej podwyżki stóp procentowych przez FOMC. Poza tymi argumentami złoto znalazło się w badaniu, ponieważ Wielka Brytania stanowi ważny punkt handlu tym metalem szlachetnym na mapie świata, a dodatkowo jako inwestycja alternatywna złoto umożliwia w przyszłości przechowywanie wartości posiadanego majątku.

Jeżeli natomiast chodzi o ropę naftową, jest to główny surowiec pozyskiwany „Na Wypasach”, którego sprzedaż odbywa się na giełdzie *Intercontinental Exchange*

¹² *WIG20*. Pozyskano z: http://www.money.pl/gielda/indeksy_gp/wig20/.

ICE w Londynie. Wartość brytyjskiej ropy *BRENT* jest powszechnie wykorzystywana do określenia notowań innych gatunków ropy¹³ i często jest używana w Europie do oszacowania bieżącej sytuacji występującej w gospodarce światowej¹⁴. Z tych powodów idealnie komponuje się w badaniu i uzupełnia jego poszczególne elementy.

2. Procedura testowania mechanizmu *price discovery* na przykładzie indeksu wina – *Liv-ex Fine Wine 50*

2.1. Koncepcja kointegracji procesów stochastycznych

Realizowane badania empiryczne pokazują, że większość szeregów czasowych jest niestacjonarna. Przeprowadzając zatem szacowanie zależności występujących pomiędzy zmiennymi niestacjonarnymi, można uzyskać model, który nie spełni oczekiwań i będzie tak zwaną regresją pozorną (Gruszczyński i in., 2009). W takiej sytuacji uzyskane rezultaty nie pozwalałyby na dalsze wykorzystanie znacznej części posiadanych danych statystycznych. Istnieje jednak rozwiązanie tej sytuacji. Jeżeli oba poddane analizie szeregi czasowe spełniają warunek niestacjonarności, to w takim przypadku jest wielce prawdopodobne, że istnieje między nimi zależność, która charakteryzuje się swoistego rodzaju stabilnością. Jeśli dodatkowo zostanie ona empirycznie potwierdzona, to można powiedzieć, że szeregi są skointegrowane (Górecki, 2010).

Koncepcja kointegracji procesów stochastycznych została po raz pierwszy opisana przez R.F. Engle'a i C.W.J. Grangera w 1987 r. Zauważyli oni, że pomiędzy występującymi procesami ekonomicznymi istnieje pewna długookresowa ścieżka równowagi, która nie jest uzależniona od upływającego czasu. Natomiast te wartości, które od niej odbiegają, stanowią swego rodzaju krótkookresowe odchylenia od stanu równowagi i to one są uwarunkowane od czasu (Koško, 2007).

Przeprowadzone przez nich badania posłużyły do sformułowania definicji kointegracji, która została zaprezentowana w ramce 1, dla przykładowych dwóch procesów stochastycznych.

Po zdefiniowaniu ogólnego pojęcia kointegracji należy pokazać przełomową metodę jej testowania stworzoną przez S. Johansena. Zaproponował on przeprowadzenie badań występujących związków długookresowej równowagi na podstawie modeli wektorowo-autoregresyjnych – *VaR*. Specjalna odmiana tego modelu, która wykorzystywana jest w tym przypadku, nazywa się *modelem wektorowej korekty błędem (VEC)* (Koško, 2007). Charakterystyczną cechą tej złożonej procedury jest to, że jest ona pozbawiona wad, które występują w algorytmie równania analizy dokonanej przez Engle'a–Grangera (Suchecki, 2000).

¹³ *Czarnie złoto wskaźnikiem gospodarki światowej*. Pozyskano z: <https://www.instaforex.com/pl/oil.php>.

¹⁴ *Brent Crude Oil*. Pozyskano z: http://www.mcxindia.com/SitePages/ContractSpecification.aspx?ProductCode=BRENT_CRUDE_OIL.

R a m k a 1. Definicja kointegracji dwóch procesów stochastycznych

Dwa procesy X_t i Y_t są skointegrowane rzędu d, b , czyli że $X_t, Y_t \sim CI(d, b)$, $d \geq b > 0$ jeżeli:

- 1) są one zintegrowane tego samego rzędu d ,
- 2) istnieje kombinacja liniowa tych procesów $u_t = \alpha_1 X_t + \alpha_2 Y_t$, która jest zintegrowana rzędu $d - b$.

Wektor $[\alpha_1 \alpha_2]$ nazywa się wektorem kointegrującym.

Źródło: Koško, 2007, s. 352.

Przeprowadzając omówienie metody badania Johansena, szczególną uwagę należy zwrócić na dwa typy testów, które zostały przez niego opracowane. Pierwszym z nich jest tzw. test śladu (*trace test*). Jest on także nazywany wielowymiarowym rozszerzeniem testu ADF. W porównaniu z wcześniej opracowanymi testami pierwiastków jednostkowych, „test śladu” Johansena posiada lepsze własności statystyczne (Koško, 2007). Test ten przybiera następującą postać (Hjalmarsson i Österholm, 2007):

$$J_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda \ln_i),$$

gdzie:

- T – wielkością próby,
- n – liczbą zmiennych,
- λ – i -ta największa korelacja kanoniczna,
- $(r + 1)$ – testowanym rzędem kointegracji.

Drugim testem Johansena jest tzw. test największej wartości własnej. Posiada on charakter iteracyjny, czyli cechuje się dużą ilością powtórzeń tych samych czynności. Powtarzany jest do momentu, gdy stwierdzi się, że występuje brak jakichkolwiek podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej (Koško, 2007). Test ten przybiera poniższą formę (Hjalmarsson i Österholm, 2007):

$$J_{max} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}),$$

gdzie:

- T – wielkością próby,
- n – liczbą zmiennych,
- λ – i -ta największa korelacja kanoniczna,
- $(r + 1)$ – testowanym rzędem kointegracji.

Procedury zastosowania obydwóch testów są analogiczne i polegają na porównaniu wartości statystyki testowej w stosunku do wartości krytycznej. Jeżeli otrzymana wartość jest większa niż wartość krytyczna, wówczas dokonuje się odrzucenia hipotezy zerowej.

2.2. Opracowanie i analiza nowego indeksu szerokiego rynku

Po omówieniu metody testowania kointegracji, należy przejść do jej zastosowania. W pierwszej kolejności należy stworzyć nowy indeks, tzw. benchmark szerokiego rynku (na podstawie zebranych danych i po przypisaniu im wcześniej odpowiednio obliczonych wag). Następnie przeprowadza się jego charakterystykę. Indeks ten jest bardzo istotny, ponieważ jego główną funkcją będzie prezentowanie przyszłych oczekiwań inwestorów, co do kształtowania się cen wina inwestycyjnego.

Nowy benchmark, w stosunku do indeksu z giełdy *Liv-ex*, charakteryzuje się dużo większym zakresem rozpiętości uzyskiwanych wartości. W ujęciu bezwzględnym ich rozstęp jest ponad 6-krotnie większy. Ciekawym wynikiem jest także różnica występująca pomiędzy osiągniętymi wartościami maksymalnymi obydwu instrumentów. W przypadku benchmarku jest ona wyższa, ale w porównaniu z wartością minimalną, straty możliwe do poniesienia na tym indeksie są zdecydowanie większe. Ponadto średnie uzyskiwane wartości w przypadku benchmarku są generalnie ujemne, a dla indeksu z giełdy *Liv-ex* przeciwnie – dodatnie. Ciekawą miarą statystyczną jest także odchylenie standardowe, które ukazuje rozproszenie danych w badaniu. W przypadku giełdy *Liv-ex* występująca dyspersja jest zdecydowanie na niższym poziomie i dlatego można powiedzieć, że grupa danych w nowo zbudowanym indeksie jest zdecydowanie bardziej zróżnicowana. Zostało to także potwierdzone przez prawie dwukrotnie wyższy, poziom wskaźnika zmienności.

T a b e l a 1. Charakterystyka opisowa miesięcznych poziomów cen indeksu *Liv-ex 50* oraz indeksu benchmarku szerokiego rynku

	Indeks <i>Liv-ex Fine Wine 50</i>	Benchmark szerokiego rynku
Liczba obserwacji	166	166
Wartość maksymalna	445,40	667,98
Wartość minimalna	86,881	-1551,1
Średnia	199,49	-488,70
Mediana	161,36	-502,05
Wariancja	11681,2864	196807,5769
Odchylenie standardowe	108,08	443,63
Współczynnik zmienności	0,54178	0,90776

Źródło: opracowanie własne w programie *GRET*.

W celu lepszego ukazania uzyskanych wyników, poniżej zostały również zaprezentowane rysunki 1–2 przedstawiające graficzny rozkład wartości, analizowanych zmiennych.

Rysunek 1. Wartości miesięcznych poziomów cen dla indeksu *Liv-ex 50*

Źródło: opracowanie własne na podstawie: <https://www.quandl.com/>; <https://research.stlouisfed.org/http://stooq.pl/> [28.10.15].

Rysunek 2. Wartości miesięcznych poziomów cen dla indeksu *Benchmark*

Źródło: opracowanie własne na podstawie: <https://www.quandl.com/>; <https://research.stlouisfed.org/http://stooq.pl/> [28.10.15].

2.3. Testowanie integracji i kointegracji

Po krótkim omówieniu statystycznych zależności występujących pomiędzy indeksami, kolejną częścią analizy będzie zbadanie stopnia integracji tych szeregów. Do badania wykorzystano testy na obecność pierwiastków jednostkowych, znajdujące się w programie statystycznym *GRET*L. Przeprowadzono testy *ADF* oraz *KPSS*, które mają posłużyć określeniu struktury częstościowej (tzw. stacjonarności szeregów) (Koško, 2007).

R a m k a 2. Wyniki badania stopnia integracji za pomocą testu *ADF*

```
Rozszerzony test Dickeya-Fullera dla procesu Benchmark
dla opóźnienia rzędu 5 procesu (1-L)Benchmark (maksymalne było 12)
liczebność próby 160
Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy a = 1; proces I(1)

z wyrazem wolnym, trendem liniowym i trendem kwadratowym
Statystyka testu: tau_ctt(1) = -2,76505
asymptotyczna wartość p = 0,4181
```

Źródło: opracowanie własne w programie *GRET*L.

Pierwszym z wybranych elementów jest test *ADF* (stanowiący rozszerzoną wersję testu Dickeya-Fullera, dla którego hipoteza zerowa zakłada niestacjonarność szeregu). W badaniu wykorzystano rząd opóźnień $i = 12$, ze względu na miesięczny charakter zmiennych. Wyniki przeprowadzonego testu znajdują się w ramce 2.

Obliczona wartość statystyki testu *ADF* jest większa niż wartość krytyczna, a przez to nie trzeba odrzucać hipotezy zerowej, która mówi, że szereg y_t nie jest stacjonarny. Następnie przeprowadzono badanie sprawdzające czy analizowany proces jest zintegrowany w stopniu wyższym niż pierwszym.

R a m k a 3. Wyniki badania *ADF* dla zmian stopnia integracji pierwszych różnic szeregu

```
Test Dickeya-Fullera dla procesu d_Benchmark
liczebność próby 164
Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy a = 1; proces I(1)

test z wyrazem wolnym (const)
Statystyka testu: tau_c(1) = -13,0744
wartość p 8,112e-021
```

Źródło: opracowanie własne w programie *GRET*L.

Po uzyskaniu pierwszych różnic szeregu zbadano ich rząd integracji. W wyniku przeprowadzonego badania można stwierdzić, że pierwsze różnice szeregu są stacjonarne, zatem szereg jest zintegrowany rzędu pierwszego.

Drugim rodzajem badania na sprawdzenie stopnia zintegrowania szeregu jest test *KPSS*. Wyniki przeprowadzonego testu *KPSS* (zaprezentowane w ramce 4) pokazują, że należy odrzucić hipotezę zerową. To w rezultacie oznacza, że szereg y_t nie jest stacjonarny (otrzymane statystyki dla testu wyniosły: $z_k = 0,169739$; wartość krytyczna przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$ wynosi: 0,148, a z tego faktu wynika, że $z_k > 0,148$).

R a m k a 4. Wyniki badania stopnia integracji za pomocą testu *KPSS*

Hipoteza zerowa: proces stacjonarny; test *KPSS* dla zmiennej Benchmark (z trendem)

$T = 166$

Parametr rzędu opóźnienia (lag truncation) = 4

Statystyka testu = 0,169739

	10%	5%	1%
Krytyczna wart.:	0,120	0,148	0,216
Interpolowana wartość p	0,037		

Źródło: opracowanie własne w programie *GRET*.

Kolejnym etapem badania jest sprawdzenie czy szereg jest zintegrowany w stopniu wyższym niż pierwszy. W tym celu należy posłużyć się analizą stopnia integracji pierwszych różnic szeregu *Benchmark* ($d_Benchmark$). W rezultacie przeprowadzonego badania można wnioskować, że pierwsze różnice szeregu są stacjonarne (otrzymane statystyki dla testu wyniosły: $z_k = 0,0607012$; wartość krytyczna przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$ wynosi: 0,148, a z tego faktu wynika, że $z_k < 0,148$). Szereg y_t jest zatem zintegrowany rzędu pierwszego.

R a m k a 5. Wyniki badania stopnia integracji pierwszych różnic szeregu *Benchmark* ($d_Benchmark$) za pomocą testu *KPSS*

Hipoteza zerowa: proces stacjonarny; test *KPSS* dla zmiennej $d_Benchmark$ (z trendem)

$T = 165$

Parametr rzędu opóźnienia (lag truncation) = 4

Statystyka testu = 0,0607012

	10%	5%	1%
Krytyczna wart.:	0,120	0,148	0,216

Źródło: opracowanie własne w programie *GRET*.

Następnym punktem dokonywanej analizy jest przedstawienie wyników procedury Johansena. W tym celu należy zacząć od zaprezentowania wyników „testu śladu”.

Przyjmując poziom istotności na poziomie $\alpha = 0,05$ przy dokonywaniu weryfikacji hipotez o istnieniu różnych od siebie wektorów kointegrujących, można stwierdzić, że w danym badaniu występuje jeden taki wektor (tab. 2).

T a b e l a 2. Wartości statystyk dla „testu śladu”

Hipoteza H_0 H_A		Wartość własna	Test śladu	Wartość p
$r = 0$	$r \geq 1$	0,030252	8,2249	[0,4489]
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0,022434	3,4941	[0,0616]

Źródło: opracowanie własne w programie *GRET*L.

Na potwierdzenie tego faktu należy jeszcze przeprowadzić drugi test Johansena, czyli „test maksymalnej wartości własnej”.

T a b e l a 3. Wartość statystyk dla „testu maksymalnej wartości własnej”

Hipoteza H_0 H_A		Wartość własna	Test L_{max}	Wartość p
$r = 0$	$r = 1$	0,030252	4,7308	[0,7738]
$r = 1$	$r = 2$	0,022434	3,4941	[0,0616]

Źródło: opracowanie własne w programie *GRET*L.

Procedura badania kointegracji w sensie Johansena pozwoliła nie tylko na stwierdzenie czy pomiędzy badanymi indeksami występują relacje kointegrujące, lecz także na określenie ich liczby. W ten sposób stwierdzono, że w danym badaniu występuje jeden wektor kointegrujący (współczynniki tego wektora zostały umieszczone w tab. 4).

T a b e l a 4. Wektor kointegrujący

	Indeks <i>Liv-ex Fine Wine 50</i>
Indeks FTSE 100	0,189780
Indeks CAC40	0,118020
Indeks S&P 500	-4,195500
Indeks WIG20	-2,355800
Stopy 10 Yr Bond US	3,128600
Stopy 10 Yr Bund DE	0,053989
Ropa Brent	10,421000
Złoto	-0,317560

Źródło: opracowanie własne w programie *GRET*L.

Wektor kointegrujący jest interpretowany jako proces *price discovery* dla indeksu cen wina. Choć zwykle te współrzędne wektora kointegrującego nie mają interpretacji (Wickens, 1996), to w tym przypadku można je uznać za „wagi” determinujące wkład poszczególnych indeksów w indeks benchmarkowy. Tak więc, współczynniki tego procesu to po prostu współczynniki wpływu oczekiwań inwestorów, co do przyszłych cen wina.

Zakończenie

Ceny wina inwestycyjnego na giełdach kształtują się pod wpływem wielu zróżnicowanych czynników. Wśród nich można wymienić w szczególności: napływające informacje, zaangażowanie kapitałowe prezentowane przez różne grupy inwestorów, stosowane rozwiązania techniczne oraz organizacyjne i funkcjonujące przepisy prawne (Doman, 2011).

Wyniki przeprowadzonych badań empirycznych pokazują, że oczekiwania inwestorów, co do kształtowania się cen na rynkach tradycyjnych aktywów finansowych, wpływają na przyszłe wartości indeksów na rynku wina inwestycyjnego.

Można zatem stwierdzić, że istnieje duża możliwość przeprowadzania kolejnych analiz empirycznych rynku wina, które mogą w lepszy sposób dopracować stworzony model. Pomoże to inwestorom wybrać tylko takie rodzaje aktywów, które najlepiej będą obrazowały zmiany cen zachodzących na giełdzie wina. Ułatwi im to podejmowanie decyzji, przynoszących oczekiwane zyski. Jest to bardzo ważne dla dalszego rozwoju i funkcjonowania tego rynku.

Autor uważa, że w przyszłości ten segment inwestycji stanie się jeszcze bardziej atrakcyjny i popularny. Coraz większa liczba inwestorów zarówno indywidualnych, jak i instytucjonalnych zechce ulokować w nim swoje środki pieniężne, ponieważ zagwarantują one pokaźne stopy zwrotu przy jednocześnie niskim poziomie występującego ryzyka.

Bibliografia

- Baillie, R.T., Booth, G.G., Tse, Y. i Zobotina, T. (2002). Price discovery and common factor models. *Journal of Financial Markets*, 5, 309–321.
- Brent Crude Oil*. Pozyskano z: http://www.mcxindia.com/SitePages/ContractSpecification.aspx?ProductCode=BRENT_CRUDE_OIL (06.02.16).
- CAC40*. Pozyskano z: <http://www.money.pl/gielda/swiat/indeks;gieldowy,cac;40,francja,31.html> (05.02.16).
- Czarne złoto wskaźnikiem gospodarki światowej*. Pozyskano z: <https://www.instaforex.com/pl/oil.php> (06.02.16).
- Doman, M. (2011). *Mikrostruktura giełd papierów wartościowych*. Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, s. 264.
- Economic Research*. Pozyskano z: <https://research.stlouisfed.org/> (28.10.15).

- Euronext*. Pozyskano z: <http://romag.net.pl/tagi/euronext> (05.02.16).
- Giełdy świata – New York Stock Exchange*. Pozyskano z: <http://akcjonariatobywatelski.pl/pl/centrum-edukacyjne/materialy-edukacyjne/55,Giełdy-swiata-New-York-Stock-Exchange.html> (06.02.16).
- Górecki, B.R. (2010). *Ekonometria – podstawy teorii i praktyki*. Warszawa: Wydawnictwo Key Text, s. 199.
- GPW w Londynie*. Pozyskano z: <http://iuseconomic.pl/london-stock-exchange-gpw-w-londynie/> (05.02.16).
- Hjalmarsson, E. i Österholm, P. (2007). Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology when Variables are Near-Integrated. *IMF Working Paper 141*. Pozyskano z: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2007/wp07141.pdf> (03.11.15).
- Kośko, M. (2007). *Ekonometria współczesna*. Toruń: TNOiK Wyd. Dom Organizatora, s. 351, 391, 393–394, 399.
- Kusideł, E. (2000). Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowania. W: B. Suchecki (red.), *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych* (s. 48–49). Łódź: Wyd. ABSOLWENT.
- Liv-ex Fine Wine 50*. Pozyskano z: https://www.liv-ex.com/staticPageContent.do?pageKey=Fine_Wine_50 (05.02.16).
- Nasdaq*. Pozyskano z: <http://www.money.pl/gielda/swiat/indeks;gieldowy,nasdaq,usa,2.html> (12.07.15).
- Quandl*. Pozyskano z: <https://www.quandl.com/> (28.10.15).
- Rubaszek, M. i Serwa, D. (2009). Model z rozkładem opóźnień. Kointegracja. Model korekty błędem. W: M. Gruszczyński, T. Kuszewski, M. Podgórska (red.), *Ekonometria i badania operacyjne*, (s. 234). Warszawa: PWN.
- Schreiber, P.S. i Schwartz, R.A. (1986). Price discovery in securities markets. *Journal of Portfolio Management*, 43–48.
- Stany Zjednoczone*. Pozyskano z: <http://bossa.pl/edukacja/rynki-zagraniczne/giełdy/stany-zjednoczone/> (05.02.16).
- Stooq*. Pozyskano z: <http://stooq.pl/> (28.10.15).
- Szaleniec, M. (2011). *Giełdy świata – New York Stock Exchange*. Pozyskano z: <http://akcjonariatobywatelski.pl/pl/centrum-edukacyjne/materialy-edukacyjne/55,Giełdy-swiata-New-York-Stock-Exchange.html>.
- Wickens, M.R. (1996). Interpreting cointegrating vectors and common stochastic trends. *Journal of Econometrics*, 74, 255–271.
- Wielka Brytania*. Pozyskano z: <http://bossa.pl/edukacja/rynki-zagraniczne/giełdy/wielka-brytania/> (05.02.16).
- WIG20*. Pozyskano z: http://www.money.pl/gielda/indeksy_gpw/wig20/ (05.02.16).
- Wojciechowski, M. (2009). *Indeksy Światowe: S&P 500*. Pozyskano z: <http://blogi.bossa.pl/2009/03/20/indeksy-swiatowe-sp500/> (10.07.15).
- Yan, B. i Zivot, E. (2007). *The Dynamics of Price Discovery*, <http://faculty.washington.edu/ezivot/research/dynamicsOfPriceDiscovery.pdf> [dostęp: 11.11.15].
- Żuralski, J. (2014). *Wirtualne rynki finansowe determinantą zmiany rentowności skarbowych papierów wartościowych na przykładzie USA i Europy*. W: *Nauki o finansach*. http://www.dbc.wroc.pl/Content/26142/Zuralski_Wirtualne_rynki_finansowe.pdf [dostęp: 10.07.15].

Rozdział X

PAWEŁ SAKOWSKI*, ROBERT ŚLEPACZUK**, MATEUSZ WYWIAŁ***

Analiza wieloczynnikowa stóp zwrotu z indeksów giełdowych z uwzględnieniem reżimów zmienności w zależności od stopnia rozwoju rynku¹

Streszczenie

Celem artykułu jest rozszerzenie analizy klasycznego wieloczynnikowego modelu Carharta (1997) poprzez przeniesienie jej na przypadek indeksów giełdowych, a także rozwinięcie badania zaprezentowanego w pracy Sakowskiego i in. (2015). Zamierzamy przetestować kolejne modyfikacje tych modeli, aby uwypuklić różnice w dynamice nadwyżkowej stopy zwrotu pomiędzy głównymi indeksami krajów różniących się stopniem rozwoju. Proponowana modyfikacja polega na uwzględnieniu zmiany reżimu rynkowego w oparciu o zmienne binarne wskazujące stan rynku oraz wykorzystującego klasyczny model przełącznikowy Markowa. Dodatkowo analizujemy także wpływ premii za zrealizowaną zmienność indeksów na premię za ryzyko.

W miejsce popularnego w literaturze podejścia, wykorzystującego dane dla akcji wchodzących w skład poszczególnych rynków i indeksów, przeprowadzamy badanie z użyciem tygodniowych danych dla 81 indeksów rynków akcji, z okresu 2000–2015. Dzięki temu będzie możliwe uzyskanie

* Składam podziękowania dla OSTC Poland Sp. z o.o. za dodatkowe wsparcie merytoryczne, które pomogło w realizacji prezentowanego badania.

dr Paweł Sakowski – Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski, ul. Długa 44/50, 00-241 Warszawa; e-mail: sakowski@wne.edu.pl.

** dr Robert Ślepaczuk – Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski i Union Investment TFI S.A., ul. Długa 44/50, 00-241 Warszawa; e-mail: rslepaczuk@wne.uw.edu.pl.

*** Mateusz Wywiał – Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski i Quedex Derivatives Exchange, ul. Długa 44/50, 00-241 Warszawa; e-mail: wywialm@gmail.com.

¹ Artykuł przygotowany w ramach realizacji projektu badawczego 2014/13/B/HS4/03209 finansowanego przez NCN. Artykuł wyraża osobiste poglądy autorów, a nie instytucji, z którymi są związani.

oszacowania premii za ryzyko dla pojedynczego indeksu, a co za tym idzie – dla pojedynczego kraju.

Podobnie jak w pracy Sakowskiego i in. (2015), rezultaty naszego badania wskazują na istotne różnice pomiędzy klasycznymi modelami oszacowanymi na poszczególnych akcjach (zarówno w wariancie międzynarodowym, jak i koncentrującym się na rynku amerykańskim) oraz na indeksach akcji. W szczególności, nadal obserwujemy znaczne różnice w parametrach i dopasowaniu modeli dla rynków o różnym stopniu rozwoju.

Słowa kluczowe: modele dla danych przekrojowych, modele wyceny aktywów kapitałowych, premia za ryzyko rynkowe, indeksy akcyjne krajów rozwijających się i rozwiniętych, nowe czynniki ryzyka, analiza wrażliwości, cena do wartości księgowej, momentum, rynkowa cena ryzyka, ryzyko modelu.

Multi-factor models of equity indices returns including volatility regimes for emerging and developed countries

Abstract

This paper aims to extend the classical model of Carhart (1997) for the case of equity indices. We have tested several modifications of models presented in Sakowski et al. (2015) to highlight differences among dynamics of equity excess returns for emerging and developed markets. Our adjustments include changes in market regimes by applying dummy indicators and Markov switching mechanism. Additionally, we analyze impact of realized volatility premium on equity premium. Rather than applying multi-factor models on single stock returns, we use weekly data of 81 equity indices returns for the 2000-2015 period. Such an approach allows to estimate equity risk premium for a given equity index, and hence, for a particular equity market.

Similarly as in Sakowski et al. (2015), our results reveal noticeable differences between models applied to equity indices and classical models estimated on single stocks (both in international and american-only frameworks). In particular, we still observe recognizable differences in parameter estimates and model fit for emerging and developed markets.

Keywords: cross-sectional models, capital asset pricing models, equity risk premium, equity indices for emerging and developed markets, new risk factors, sensitivity analysis, price-to-book ratio, momentum effects, market risk price, model risk.

JEL: C15, G11, F30, G12, G13, G14, G15

Wprowadzenie

W ciągu ostatnich trzech dekad w wielu badaniach podjęto temat empirycznego testowania modelu CAPM, opisanego przez Sharpe'a (1964), Lintnera (1965) oraz Blacka i in. (1972). Wyniki tych testów wskazywały, że sam CAPM, tj. czynnik rynkowy, nie jest w stanie wyjaśnić przekrojowych zmian przeciętnej stopy zwrotu z akcji,

a także, że możliwe są proste rozszerzenia tego podejścia. Kamieniami milowymi okazały się dwie propozycje: model trójczynnikowy Famy i in. (1992) oraz, niejako go obejmujący, czteroczynnikowy model Carharta (1997). W efekcie literatura wskazuje kolejne (poza ryzykiem rynkowym) czynniki ryzyka, które potrafią wyjaśnić zachowanie poszczególnych grup akcji:

- efekt inwestowania w wartość, tj. inwestowania w akcje charakteryzujące się wysoką wartością księgową do ceny, wysoką stopą dywidendy, rentownością itp., które przynosi wyższą stopę zwrotu skorygowaną o ryzyko (Fama i in., 1992; Lakonishok i in., 1994; Arshanapalli i in., 1998; Bondt i in., 1985; Bondt i in., 1987);
- efekt wielkości spółki (efekt większych stóp zwrotu małych spółek w odniesieniu do stóp zwrotu dużych spółek) (Fama i in., 2012);
- efekt momentum i odwrócenia trendu, widoczny dla różnych okresów (Wu, 2002; Jegadeesh i in., 1993; Asness, 1995);
- efekt płynności (Rahim i in., 2006; Liu, 2004);
- czynnik wielkości inwestycji oraz czynnik wysokiej stopy zwrotu z zainwestowanego kapitału (Chen i in., 2011);
- czynnik zyskowności (Fama i in., 2015).

Jednocześnie wielu autorów przekonuje, że podstawowy model CAPM nadal działa, argumentując to tym, że odchylenia wynikające z nieuwzględnienia czynników są trudne do statystycznego wykrycia, a także że w przypadku modeli wieloczynnikowych relatywnie trudno jest usunąć tzw. *data-snooping bias*, tj. obciążenia związane z wyborem konkretnych danych (MacKinlay, 1995). Innym źródłem potencjalnych błędów jest możliwość uwzględnienia obserwacji pochodzących z przyszłości (*look-ahead bias*, Lo i in., 1990).

W naszej pracy, bazując na obecnym stanie badań dla zwrotów z akcji oraz fakcie, że analogiczny problem dla indeksów akcji jest póki co zbadany w znikomym stopniu, chcemy wyjaśnić zróżnicowanie stóp zwrotu na poziomie indeksów akcji i w tym sensie korzystać z wniosków Griffina (2002), który wskazywał, że czynniki w modelu Famy-Frencha są raczej specyficzne dla poszczególnych krajów aniżeli globalne.

Głównym celem niniejszej pracy jest prezentacja przekrojowej analizy zwrotów światowych indeksów giełdowych, ze szczególnym uwzględnieniem różnic pomiędzy indeksami rynków wschodzących oraz rozwiniętych. Chcemy znaleźć odpowiedź na pytanie, czy wprowadzając modyfikacje do znanych modeli wyceny aktywów kapitałowych, będziemy w stanie wyjaśnić za pomocą niewielkiego zbioru czynników zróżnicowanie stóp zwrotu z indeksów giełdowych krajów tak rozwiniętych, jak i rozwijających się. Nasze główne pytania badawcze można sformułować następująco:

- 1) czy modele wieloczynnikowe mogą służyć wyjaśnieniu premii za ryzyko dla światowych indeksów (pytamy o to zarówno w kontekście pojedynczego indeksu, jak i na poziomie zagregowanym);

- 2) czy uwzględnienie ryzyka zmienności rynkowej poprawia wyjaśnianie wahań premii za ryzyko;
- 3) czy uwzględnienie przełączania reżimów zmienności (z użyciem zmiennych binarnych oraz modelu Markowa) pozwala na lepsze wyjaśnienie premii za ryzyko dla światowych indeksów;
- 4) czy uzyskiwane wyniki są spójne z rezultatami uzyskanymi w badaniach dla pojedynczych akcji?

Struktura pracy jest następująca. Sekcja druga prezentuje metodologię naszego badania. Omawiamy tam model premii za ryzyko oraz formy funkcyjne alternatywnych modeli wyceny, a także naświetlamy kwestie ekonometryczne związane z badaniem. W sekcji trzeciej opisujemy zarówno dane, jak i procedurę budowy czynników na ich podstawie. Prezentujemy również dynamikę czynników w badanym okresie. Czwarta sekcja zawiera wyniki, ostatnia zaś podsumowuje badanie.

1. Metodologia

1.1. Motywacja

Metodologia opiera się na kluczowym artykule Carharta (1997), który zaproponował czteroczynnikowy model służący do oceny wyników funduszy inwestycyjnych. Jednym z powodów, dla których wybraliśmy model Carharta zamiast trójczynnikowego modelu dla akcji Fama i Frencha (1992), są rezultaty uzyskane przez Famę i Frencha (2012), a także kompleksowe badanie Cakici i in. (2013) dla rynków wschodzących. W tym ostatnim badaniu analizowano po kolei 18 rynków z krajów rozwijających się. Ich wyniki wskazują na istotność efektu inwestowania w wartość oraz efektu momentum wszędzie poza Europą Wschodnią, a także pokazują, że czynniki momentum i wartości są ujemnie skorelowane.

W tym miejscu warto wskazać uzasadnienie dla wyboru indeksów giełdowych zamiast pojedynczych akcji wchodzących w ich skład. Głównym powodem jest to, że z globalnej perspektywy inwestycyjnej każdy z krajów staje się pojedynczym aktywem. Kwestia doboru międzynarodowych aktywów jest bardzo istotna z punktu widzenia budowy globalnego portfela, gdzie podejście alokacyjne wydaje się coraz bardziej zyskiwać na znaczeniu. Potwierdzeniem tego faktu jest bardzo dynamiczny rozwój funduszy indeksowych (ETF) i podobnych produktów inwestycyjnych, a także instrumentów pochodnych dających ekspozycję na konkretny kraj i indeks. Wykorzystując więc indeksy, mamy szansę na dokładniejsze wskazanie globalnych czynników aniżeli poprzez regresje na pojedynczych spółkach. Możemy także wskazać premię za ryzyko akcji osobno dla poszczególnych krajów. Co więcej, literatura poruszająca tę tematykę jest bardzo uboga.

Biorąc pod uwagę, że nasze badanie jest przeprowadzone na indeksach giełdowych ze szczególnym uwzględnieniem podziału na rynki wschodzące oraz rozwinięte, proponujemy następujące modyfikacje względem początkowej metodologii zastosowanej w pracy Carharta (1997):

- zastosowanie danych tygodniowych, zamiast miesięcznych, aby móc zbadać dynamikę w krótszych przedziałach czasowych;
- dodanie nowych czynników ryzyka, które mogą lepiej wyjaśnić zróżnicowanie stóp zwrotu, m.in. dodanie zmienności zrealizowanej jako piątego czynnika;
- konwersja znanych czynników z poziomu poszczególnego rynku na poziom globalny;
- stworzenie odpowiedniego zerokosztowego portfela, który w pełni odzwierciedla wpływ poszczególnego czynnika ryzyka na premię za ryzyko z akcji;
- wprowadzenie mechanizmu przełącznikowego opartego o zmienność, tak aby lepiej ująć zróżnicowanie dynamiki indeksów giełdowych podczas okresów wysokiej i niskiej zmienności.

2.2. Premia za ryzyko z akcji

Na początku definiujemy premię za ryzyko z akcji jako oczekiwaną nadwyżkową stopę zwrotu z akcji ponad stopę zwrotu wolną od ryzyka. Niemniej jednak, jak wskazuje literatura (m.in. Duarte i in., 2015), istnieje wiele alternatywnych miar tej premii. Stosowane są przede wszystkim poniższe podejścia:

- historycznych stóp zwrotu:

$$ERP = \sum_{t=t_0}^n R_t - Rf_t, \quad (1)$$

gdzie t_0 nadwyżkowa stopa zwrotu w okresie t ponad stopę wolną od ryzyka;

- stopy zyskowności:

$$ERP = \frac{E}{P} - Rf, \quad (2)$$

gdzie $\frac{E}{P}$ to stosunek zysku do ceny;

- wykorzystujące stopę dywidendy:

$$ERP = \frac{D}{P} + g - Rf, \quad (3)$$

gdzie $\frac{D}{P}$ to stopa dywidendy, zaś g to jej stopa wzrostu w czasie;

- czynniki oparte na regresji, które pozwala na uzyskanie oszacowań na konkretny moment w czasie, niezależnych od polityki podatkowej, zamiast jedynie długoterminowych wartości, co pozwala na dynamiczne prognozy:

$$ERP_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{i,t} - \varepsilon_t,$$

gdzie $X_{i,t}$ jest i -tym czynnikiem na moment t , a β_i jest wrażliwością na i -ty czynnik;

- oparte na badaniach ankietowych, często zawierające systematyczne obciążenie, skorelowane negatywnie z przyszłymi stopami zwrotu oraz pozytywnie z poprzednimi.

W tym artykule premię za ryzyko mierzymy w sposób oparty na czynnikach i regresjach. Wybór konkretnej miary premii za ryzyko może w naturalny sposób wpłynąć na końcowe rezultaty. Zanim powrócimy do tej kwestii, omówimy alternatywne modele czynnikowe wykorzystywane w niniejszym badaniu.

2.3. Modele wieloczynnikowe

Analizę rozpoczynamy od klasycznego czteroczynnikowego modelu Carharta (1997):

$$(R_i - R_f)_t = \alpha_i + \beta_{MKT,i}(R_m - R_f)_t + \beta_{HML,i}HML_t + \beta_{SMB,i}SMB_t + \beta_{WML,i}WML_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

gdzie:

- $(R_i - R_f)_t$ – nadwyżkowa tygodniowa stopa zwrotu ponad tygodniową stopę procentową wolną od ryzyka,
- $(R_m - R_f)_t$ – tygodniowa średnia stopa zwrotu, z równymi wagami, ze wszystkich indeksów ponad stopę procentową wolną od ryzyka,
- HML_t – tygodniowa premia czynnika wartości księgowej do ceny rynkowej,
- SMB_t – tygodniowa premia czynnika wielkości spółki,
- WML_t – tygodniowa premia czynnika zwycięzców ponad przegranych (czynnik momentum).

Czynnik WML jest liczony jako różnica równo ważonej średniej z indeksów o najlepszych wynikach oraz równo ważonej średniej z indeksów o najniższych stopach zwrotu (Carhart, 1997).

Następnie do modelu dodajemy dodatkowy czynnik oparty o zmienność zrealizowaną (VMC – *volatile minus calm*):

$$(R_i - Rf)_t = \alpha_i + \beta_{MKT,i}(Rm - Rf)_t + \beta_{HML,i}HML_t + \beta_{SMB,i}SMB_t + \\ + \beta_{WML,i}WML_t + \beta_{VMC,i}VMC_t + \varepsilon_{i,t}. \quad (5)$$

Czynnik VMC to tygodniowa premia indeksów zmiennych ponad indeksy spokojniejsze, która jest uzyskiwana poprzez odjęcie równo ważonej średniej stopy zwrotu najbardziej zmiennych indeksów od równo ważonej średniej stopy zwrotu z najbardziej spokojnych indeksów. Indeksy zmienne oraz spokojne rozumiane są jako te z odpowiednio najwyższą bądź najniższą 63-dniową zmiennością zrealizowaną, obliczoną osobno dla każdego z nich.

Szczegółowa procedura obliczania każdego z czynników (HML, SMB, WML i VMC), wraz z definicją portfeli zerokosztowych opartych na nich jest opisana w sekcji 3.1.

Ponieważ chcemy wziąć pod uwagę wpływ różnych warunków rynkowych na wrażliwości powiązane z czynnikami, w kolejnych iteracjach dodajemy do modelu mechanizm przełącznikowy pomiędzy stanami rynku.

Pierwszy sposób ujęcia wpływu zmiany reżimu zmienności koncentruje się na uwzględnieniu dynamiki premii za ryzyko z akcji w: 1) warunkach wysokiej i niskiej zmienności oraz 2) podczas okresów hossy oraz bessy. W tym celu dodajemy odpowiednie zmienne binarne wraz z interakcjami, otrzymując w rezultacie poniższą formę funkcyjną modelu:

$$(R_i - Rf)_t = \alpha_i + \beta_{MKT,i}(Rm - Rf)_t + \beta_{HML,i}HML_t + \beta_{SMB,i}SMB_t + \\ + \beta_{WML,i}WML_t + \beta_{VMC,i}VMC_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$\gamma_i D_t + \gamma_{MKT,i}(R_i - Rf)_t D_t + \gamma_{HML,i}HML_t D_t + \gamma_{SMB,i}SMB_t D_t + \\ + \gamma_{WML,i}WML_t D_t + \gamma_{VMS,i}VMC_t D_t + \varepsilon_{i,t}.$$

Rozważamy dwie alternatywne definicje zmiennej binarnej D_t pojawiającej się w równaniu (6):

- 1) $D_t = 1$ dla okresów wysokiej zmienności, $D_t = 0$ dla okresów niskiej zmienności, gdzie podział ten jest oparty o zmienność zrealizowaną portfela rynkowego obliczoną z uwzględnieniem kursu walutowego względem USD, a wybór poziomów i dokonanie podziału odbywa się *ex ante*;
- 2) identyfikacja *ex post* okresów hossy ($D_t = 1$) oraz bessy ($D_t = 0$)²; ten podział jest szczególnie istotny wobec tego, że badana próba (2000–2015) charakteryzowała się dwoma silnymi trendami wzrastającymi oraz dwoma okresami recesji, a zjawisko to raczej nie występowało poprzednio w tak krótkim okresie.

Ostatnią wersją modelu wieloczynnikowego poddanego testom w niniejszej pracy jest prosty model przełącznikowy Markowa z dwoma stanami świata. W tym celu rozszerzamy model z równania (5). Zastosowanie tego ostatniego rozszerzenia jest podyktowane wynikami prezentowanymi w dotychczasowej literaturze, które sugerują, że wykorzystanie modeli przełącznikowych jest przydatne między innymi w wyjaśnieniu premii za ryzyko z akcji (Tan, 2013). Ammann i Verhofen (2009) wskazują, że inwestowanie w wartość jest racjonalną strategią w środowisku wysokiej wariancji, natomiast momentum jest racjonalnym wyborem w sytuacji, gdy mamy do czynienia z ogólnie niską wariancją.

W związku z tym, poniżej przedstawiamy kompletną listę wykorzystywanych modeli w niniejszym badaniu:

- 1) Carhart.4F.localcurrency (model czteroczynnikowy, stopy zwrotu w walucie lokalnej),
- 2) Carhart.4F.USD (model czteroczynnikowy, stopy zwrotu w USD),
- 3) Carhart+VMC.5F.USD (model pięcioczynnikowy z uwzględnieniem czynnika VMC, stopy zwrotu w USD),
- 4) Carhart+VMC.5F.dummyRVinteract.USD (model pięcioczynnikowy z uwzględnieniem VMC oraz zmienną binarną opartą na zmienności, stopy zwrotu w USD),
- 5) Carhart+VMC.5F.dummyUp&Downinteract.USD (model pięcioczynnikowy z uwzględnieniem VMC oraz zmienną binarną opartą na okresach hossy i bessy, stopy zwrotu w USD),
- 6) Carhart+VMC.5F.MarkovSwitch2Reg.USD (model pięcioczynnikowy z uwzględnieniem czynnika VMC oraz mechanizmem przełącznikowym opartym o model Markowa, stopy zwrotu w USD).

3. Dane

Zebraliśmy dane z najszerszego możliwego zbioru inwestowalnych indeksów giełdowych z lat 1990–2015. W badaniu wykorzystujemy jednakże tylko dane z okresu 2000–2015, z uwagi na brak dłuższych szeregów czasowych potrzebnych do obliczenia czynników ryzyka, w szczególności w przypadku krajów rozwijających się.

² W trakcie naszego badania okazało się, że okresy wysokiej/niskiej zmienności nakładają się na trend wzrostowy/spadkowy występujący na rynku.

Analiza została przeprowadzona na danych tygodniowych 81 najbardziej reprezentatywnych indeksów, po jednym dla każdego kraju, ze wszystkich kontynentów i regionów. W skład zbioru danych wchodzi 27 krajów rozwiniętych oraz 54 rynki wschodzące. Dokładna lista wszystkich krajów, odpowiadających im indeksów oraz ich statystyk opisowych jest dostępna na życzenie.

Głównym powodem wyboru danych tygodniowych, zamiast miesięcznych, był zamiar oceny wartości oczekiwanej nadwyżkowych stóp zwrotu na częstszych podokresach, a co za tym idzie, na mniej wygładzonych danych. W przypadku wszystkich modeli, z wyjątkiem Carhart.4F.localcurrency, stopy zwrotu indeksów oraz czynników ryzyka zostały obliczone z uwzględnieniem zmian kursu walutowego względem USD. Co zaskakujące, uzyskane wyniki nie różniły się znacznie od przypadku, w którym te same modele wykorzystywały stopy zwrotu wyrażone w walucie lokalnej (bez konwersji na USD).

3.1. Opis czynników ryzyka

Szczegółowa analiza dynamiki standardowych czterech czynników z modelu Carharta pomogła nam zdefiniować ostateczną specyfikację pięcioczynnikowego modelu. Poniżej prezentujemy szczegółowy opis procedury obliczania czynników *HML*, *SMB*, *WML* oraz *VMC*, definicję zerokosztowych portfeli inwestycyjnych oraz nasze obserwacje związane z dynamiką tych czynników.

Czynnik $(R_m - R_f)$ oznacza tygodniową nadwyżkową stopę zwrotu z portfela rynkowego ponad stopę wolną od ryzyka. Portfel rynkowy jest stworzony jako zawierający wszystkie 81 indeksów z równymi wagami, rebalansowany co tydzień.

HML to zerokosztowy portfel, który zawiera długie pozycje w najwyższej grupie kwintylowej indeksów posortowanych względem stosunku wartości księgowej do kapitalizacji oraz odpowiednio krótkie pozycje w najniższej grupie kwintylowej. Na podstawie stóp zwrotu takiego portfela obliczyliśmy skumulowaną wielkość czynnika *HML*, a następnie odwrotnego czynnika *LMH* (*low minus high*, zawierającego przeciwnie pozycje).

Analogicznie, *SMB* to zerokosztowy portfel zawierający długie pozycje w najwyższej grupie kwintylowej indeksów posortowanych względem kapitalizacji malejąco oraz krótkie pozycje w najniższej grupie kwintylowej. Proces selekcji powtarzamy co tydzień i na bazie tygodniowych stóp zwrotu z takiego portfela liczymy skumulowany czynnik *SMB* oraz *BMS* (*big minus small*).

WML jest tworzony za pomocą analogicznego portfela zerokosztowego, zawierającego długie pozycje w najwyższej grupie kwintylowej portfeli posortowanych rosnąco względem stopy zwrotu z ostatniego roku (*winners*) oraz krótkie odpowiednio w najniższej grupie kwintylowej (*losers*). Proces selekcji powtarzamy co tydzień i na bazie tygodniowych stóp zwrotu z takiego portfela liczymy skumulowany czynnik *WML* oraz *LMW* (*losers minus winners*).

Na końcu, *VMC* to zerokosztowy portfel zawierający długie pozycje w najwyższej grupie kwintylowej indeksów posortowanych rosnąco względem zrealizowanej zmien-

ności stóp zwrotu z ostatnich 63 dni oraz krótkie pozycje w najniższej grupie kwintylowej. Proces selekcji powtarzamy co tydzień i na bazie tygodniowych stóp zwrotu z takiego portfela liczymy skumulowany czynnik *VMC* oraz *CMV* (*calm minus volatile*).

3.2. Analiza dynamiki czynników ryzyka

Rysunek 1 pokazuje dynamikę stopy zwrotu z czynnika rynkowego ($R_m - R_f$) oraz z samego portfela rynkowego R_m . Nie widzimy istotnych różnic między nimi, co jest wynikiem analizy okresu historycznie bardzo niskich stóp procentowych i jednocześnie o niskiej zmienności tych stóp, a co za tym idzie, ich znikomego wpływu na wartość i dynamikę tego czynnika.

Rysunek 1. Dynamika skumulowanego czynnika $R_m - R_f$ oraz samego indeksu odzwierciedlającego portfel rynkowy, R_m

Objaśnienia:

Czynnik $R_m - R_f$ został obliczony na danych tygodniowych w USD w latach 2000–2015.

R_m oznacza równo ważony indeks rynkowy w USD.

Linie oznaczają skumulowane stopy zwrotu dla $R_m - R_f$ oraz R_m .

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 2 prezentuje fluktuacje drugiego czynnika (*HML*). Na wykresie widać dwa wyróżniające się podokresy. Pierwszy (2000–2011) charakteryzuje się silnym efektem *HML*, niosącym za sobą znacznie lepsze wyniki indeksów o dużej wartości księgowej względem kapitalizacji. Znajduje to potwierdzenie w literaturze dla pojedynczych akcji. Natomiast w drugim podokresie efekt *HML* zanika i jest w całości zastąpiony efektem *LMH*. Jest to zaskakujące i zdecydowanie wymaga dalszych badań nad przyczynami tego stanu.

Fluktuacje trzeciego czynnika (*SMB_t*) przedstawione są na rysunku 3. Ponownie widoczne są dwa podokresy. Pierwszy (2000–2008) charakteryzuje się lepszymi

Rysunek 2. Skumulowane stopy zwrotu czynników *HML* i *LMH* wraz z górną i dolną grupą kwintylową

Objaśnienia:

Czynnik *HML* został obliczony na tygodniowych danych na lata 2000–2015.

Linie oznaczają skumulowane stopy zwrotu dla, odpowiednio, *HML*, *LMH*, górnej (*HML.top*) i dolnej (*HML.bottom*) grupy kwintylowej indeksów posortowanych rosnąco względem wartości księgowej do kapitalizacji.

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 3. Skumulowane stopy zwrotu czynnika *SMB* i *BMS* wraz z górną i dolną grupą kwintylową

Objaśnienia:

Czynnik *SMB* został obliczony na danych tygodniowych w USD w latach 2000–2015.

Linie prezentują skumulowane stopy zwrotu dla, odpowiednio, *SMB*, *BMS*, górnej (*SMB.top*) i dolnej (*SMB.bottom*) grupy kwintylowej indeksów o malejącej kapitalizacji.

Źródło: opracowanie własne.

wynikami indeksów o niewielkiej kapitalizacji, co znajduje odzwierciedlenie w takim samym efekcie dla małych spółek, opisanym dobrze w literaturze. Konsekwentnie, w drugim podokresie następuje odwrócenie tego efektu i pojawienie się lepszych wyników indeksów o największej kapitalizacji.

Czwarty czynnik ryzyka, (WML_t), pokazuje istotny, stabilny i silny efekt momentum na całym okresie (rys. 4), co dobrze koresponduje z wynikami dla pojedynczych spółek prezentowanymi w literaturze finansowej.

Rysunek 4. Skumulowane stopy zwrotu czynnika WML i LMW wraz z górną i dolną grupą kwintylową

Objaśnienia:

Czynnik WML został obliczony na danych tygodniowych w USD w latach 2000–2015.

Linie prezentują skumulowane stopy zwrotu dla, odpowiednio, WML , LMW , górnej ($WML.top$) i dolnej ($WML.bottom$) grupy kwintylowej indeksów posortowanych rosnąco względem stopy zwrotu z ostatniego roku.

Źródło: opracowanie własne.

Na końcu, piąty czynnik (VMC_t) charakteryzuje się podobną dynamiką co HML oraz SMB i posiada dwa wyróżniające się podokresy (rys. 5). Pierwszy kończy się tuż przed pojawieniem się krachu w 2008 roku i cechuje się lepszymi wynikami bardziej zmiennych indeksów. Od 2008 roku do 2015 roku efekt ten się odwraca i to indeksy mniej zmienne radzą sobie wówczas lepiej.

Przedstawiona dynamika pięciu czynników ryzyka sugeruje, że zdolność czynników do wyjaśnienia nadwyżkowej stopy zwrotu może być ograniczona, z wyjątkiem pierwszego i ostatniego czynnika. Analiza fluktuacji portfeli zbudowanych na bazie naszych czynników z uwzględnieniem kursu walutowego względem dolara w porównaniu z wynikami w walutach lokalnych (Sakowski i in., 2015) ujawnia bardzo podobną dynamikę. Oznacza to, że zmiany kursów walutowych nie są odpowiedzialne za kształt i kierunek badanych efektów.

Rysunek 5. Skumulowane stopy zwrotu czynnika *VMC* i *CMV* wraz z górną i dolną grupą kwintylową

Objaśnienia:

Czynnik *WML* został obliczony na danych tygodniowych w USD w latach 2000–2015.

Linie prezentują skumulowane stopy zwrotu dla, odpowiednio, *VMC*, *CMV*, górnej (*VMC.top*) i dolnej (*VMC.bottom*) grupy kwintylowej indeksów posortowanych rosnąco względem 63-dniowej zrealizowanej zmienności.

Źródło: opracowanie własne.

4. Wyniki

4.1. Porównanie wyników różnych modeli

Przedstawienie wyników oszacowania sześciu wieloczynnikowych modeli dla 81 krajów w przejrzystej formie nie jest zadaniem łatwym. Dla zachowania jasności przekazu, zaczynamy od graficznego przedstawienia wykresów pudełkowych uzyskanych współczynników *R-kwadrat* dla wszystkich modeli, z zachowaniem podziału na kraje rozwijające się i rynki rozwinięte (rys. 6).

Takie porównanie prowadzi do naszego pierwszego wniosku: rezultaty sześciu modeli (w tym modelu z mechanizmem przełącznikowym Markowa) nie przedstawiają istotnych różnic w grupie wszystkich krajów. Ten wniosek pozostaje w mocy, również gdy analizujemy osobno kraje rozwijające się i rozwinięte. Jednakże porównując rezultaty dla dwóch podgrup, krajów rozwiniętych i rozwijających się, możemy dojść do dwóch istotnych obserwacji.

Po pierwsze, najwyższe współczynniki dopasowania konsekwentnie otrzymujemy dla indeksów reprezentujących kraje rozwinięte. W tej grupie niemal wszystkie wartości *R-kwadrat* są wyższe niż 50%. Tymczasem dla rynków wschodzących, te wartości są znacznie niższe. Obserwacja ta nie zmienia się, gdy analizujemy rezultaty różnych modeli.

Rysunek 6. Zróżnicowanie współczynników R -kwadrat dla sześciu modeli, osobno dla krajów rozwiniętych i rozwijających się

Dane z okresu 2000–2015 dla modelu pięcioczynnikowego, czynniki obliczone w USD.

Źródło: opracowanie własne.

Po drugie, kwestią, która zwraca uwagę jest to, że modele wieloczynnikowe mają poprawną formę funkcyjną dla rynków rozwiniętych, podczas gdy w przypadku indeksów rynków wschodzących, modele te mogą być błędnie wyspecyfikowane. Jednym z możliwych wyjaśnień jest to, że znakomita większość modeli zaproponowanych w ciągu ostatnich 30 lat była zaprojektowana w badaniach wykorzystujących dane dla krajów rozwiniętych, podczas gdy dane dla krajów rozwijających się praktycznie były niedostępne.

Biorąc pod uwagę, że uzyskane rezultaty nie różnią się znacznie pomiędzy oszacowanymi modelami, zdecydowaliśmy się skupić na interpretacji podstawowego modelu pięcioczynnikowego (model trzeci, oznaczony jako Carhart+VMC.5F.USD). Nasze rezultaty dla indeksów giełdowych są pod wieloma względami podobne do badań dla akcji (Lieksnis, 2010; Davis i in., 2000), jednak zaobserwowany wpływ efektów nie jest tak silny, jak było to opisywane w literaturze, a dodatkowo nigdzie wcześniej nie zaobserwowaliśmy tak istotnych różnic pomiędzy krajami rozwiniętymi i rozwijającymi się.

Aby wyciągać dokładniejsze wnioski z zachowaniem przyjętego podziału na grupy krajów, dokonaliśmy analizy zróżnicowania parametrów oraz współczynnika R -kwadrat dla obu grup krajów oddzielnie (rys. 7).

Nasze dodatkowe wnioski mogą być podsumowane w kilku punktach.

1. Wyniki regresji dla krajów rozwiniętych, mających najwyższe współczynniki R -kwadrat, mają ujemne (lecz bliskie zeru) współczynniki alfa (stałe w regresji), statystycznie istotne w ok. 50% przypadków. Oznacza to, że systematyczna część nadwyżkowej stopy zwrotu została niemal w całości wyjaśniona przez nasz pięcio-

Rysunek 7. Zróżnicowanie ocen parametrów oraz współczynnika R -kwadrat w modelu pięcioczynnikowym dla rynków wschodzących i rozwiniętych

Dane z okresu 2000–2015 dla modelu pięcioczynnikowego, czynniki obliczone w USD.

Źródło: opracowanie własne.

czynnikowy model. Tymczasem dla krajów rozwijających się stałe w regresji są dodatnie i w większości nieistotne.

2. Beta dla czynnika ($Rm - Rf$) jest średnio wyższa dla krajów rozwiniętych i posiada mniejszy rozrzut w porównaniu z rynkami wschodzącymi, co jasno wskazuje, że kraje rozwinięte są w znacznie większym stopniu związane z koniunkturą na rynkach światowych w porównaniu z krajami rozwijającymi się.
3. Wrażliwości na czynnik HML są podobne w obu grupach krajów, jednak znów rynki wschodzące charakteryzują się wyższym rozproszeniem ocen parametrów dla tego czynnika.
4. Przeciętna ocena współczynnika beta dla SMB jest ujemna dla krajów rozwiniętych i niższa w porównaniu z rozwijającymi się, dla których ta wartość jest dodatnia.
5. Charakterystyka rozkładów ocen współczynników dla czynnika WML jest bardzo zbliżona do HML , jednak charakteryzują się one znacznie mniejszym rozproszeniem.
6. W odniesieniu do VMC po raz kolejny rzuca się w oczy większe rozproszenie oszacowań ocen parametrów dla indeksów rynków wschodzących.

Powyższe obserwacje sugerują, że model pięcioczynnikowy jest odporniejszy i lepiej się uogólnia dla krajów rozwiniętych, posiadając dobrą moc wyjaśniającą. W przypadku krajów rozwijających się model powinien zostać poprawiony, między innymi poprzez dodanie kolejnych czynników ryzyka lub ich zmianę, a także uzupełniony o bardziej odpowiednie zmienne stanu rynku.

4.2. Wyjaśnienie otrzymanych wyników

Podczas analizy uzyskanych rezultatów narzuca się pytanie – skąd wynikają różnice względem prezentowanych w literaturze wyników opierających się na pojedynczych spółkach. Dodatkowo należy prześledzić przyczyny, dla których nasze modele nie były w stanie w podobnym stopniu wyjaśnić zmienności nadwyżkowej stopy zwrotu indeksów rynków wschodzących.

Widzimy cztery możliwe odpowiedzi na powyższe pytania.

Pierwsza wynika z różnego okresu badań na pojedynczych akcjach oraz naszego badania. Większość poprzednich prac wykorzystywała dane obejmujące ponad 80% okresów hossy – od późnych lat sześćdziesiątych do początków XXI wieku. Tymczasem nasze badanie obejmuje dwa silne trendy wzrostowe oraz dwie głębokie recesje, co oznacza poruszanie się w horyzontalnym kanale przez ostatnie 15 lat. Skutkiem tego mogą być znacznie niższe współczynniki determinacji *R-kwadrat* w porównaniu z poprzednimi badaniami na akcjach.

Drugą przyczyną mogą być różnice w zdolności wyjaśniającej czynników ryzyka w trendzie wzrostowym oraz w horyzontalnych wahaniach o dużej amplitudzie. Dobrze to ilustruje wykres na rysunku 8.

Rysunek 8. Czynniki ryzyka w modelu pięcioczynnikowym na tle portfela rynkowego (*R_m*)

Dynamika czynników ryzyka w okresie 2000–2015.

Źródło: opracowanie własne.

Trzecim wyjaśnieniem jest to, że większość poprzednich badań bazuje na danych z rynków kapitałowych krajów rozwiniętych. Co więcej, większość modyfikacji względem podstawowego modelu CAPM (nowe czynniki, postać funkcyjna) zostało dodanych właśnie na bazie analizy tych danych, co naszym zdaniem obrazuje przepoptymalizowanie modelu.

W końcu różnica może też wynikać z częstotliwości danych, z których korzystaliśmy. Przypomnijmy, że w badaniu zdecydowaliśmy się na pracę na danych tygodniowych zamiast miesięcznych, aby uniknąć efektu wygładzenia szeregów czasowych na niższej częstotliwości oraz aby móc generować prognozy premii za ryzyko częściej niż raz na miesiąc.

Oczywiście powyższe uzasadnienia nie są rozstrzygające, a jedynie stanowią próbę odpowiedzi i wskazania możliwych przyczyn. Jednakże jeśli okażą się poprawne, to mielibyśmy do czynienia z bardzo przekonującym przykładem dopasowania modelu do danych, jego przeoptymalizowania oraz ryzyka modelu.

5. Podsumowanie

Rozpoczynając podsumowanie, chcemy podkreślić, że uzyskane rezultaty są jedynie początkowym etapem przedsięwzięcia, jakim jest zrozumienie przyczyn zmienności nadwyżkowych stóp zwrotu światowych indeksów giełdowych.

Najbardziej istotną kwestią widoczną w naszych wynikach jest to, że różnica pomiędzy samymi modelami nie jest tak duża, jak byśmy się spodziewali, natomiast znaczne rozbieżności mają miejsce w przypadku oszacowań dla krajów rozwiniętych oraz dla krajów rozwijających się. Brak znacznych różnic pomiędzy poszczególnymi modelami jest widoczny zarówno gdy patrzymy na wszystkie kraje, jak i wewnątrz grup indeksów rynków wschodzących i rozwiniętych.

Drugą obserwacją jest to, że modele pięcioczynnikowe uzyskują najlepsze wyjaśnienia dla krajów rozwiniętych. W tej grupie indeksów niemal wszystkie współczynniki dopasowania osiągają wartości powyżej 50%. Modele są jednak znacznie gorzej dopasowane do rynków wschodzących, a ich modyfikacje nie poprawiają jakości dopasowania.

Dwie poprzednie uwagi prowadzą nas do podobnego wniosku, co rezultaty Sakowskiego i in. (2015), a mianowicie, że zaprezentowane modele mają co do zasady poprawną formę funkcyjną w przypadku krajów rozwiniętych, lecz w przypadku indeksów rynków wschodzących model może mieć błędną specyfikację. Dlatego też stwierdzamy, że wyniki dla krajów rozwiniętych wymagają dalszej analizy, a kolejne etapy badania powinny koncentrować się na dwóch kwestiach.

Pierwszą są dodatkowe czynniki, które powinniśmy dodać bądź uwzględnić w miejsce istniejących: ryzyko płynności (Rahim i Noor, 2006; Liu, 2004), efekt wysokiej stopy zwrotu z kapitału, efekt niespodziewanych zysków przedsiębiorstw i innych niespodzianek makroekonomicznych, a także inne miary ryzyka systemowego oraz efekt „grania przeciw becie” (*betting-against-beta*, Frazzini i Pedersen, 2014).

Drugą kwestią jest wybór właściwej formy funkcyjnej, uwzględniając bardziej nowatorskie podejścia, takie jak nowe zmienne stanu rynku bądź rozwinięcie modeli przelącznikowych.

Reasumując, uważamy, że kolejne badania powinny również odnieść się między innymi do poniższych kwestii:

- stabilności wrażliwości na czynniki ryzyka pomiędzy różnymi fazami cyklu koniunkturalnego,
- stabilności w czasie korelacji pomiędzy światowymi rynkami w okresach niskiej i wysokiej zmienności,
- możliwości budowy na bazie analizowanych czynników portfela zerokosztowego charakteryzującego się dodatnią alfą,
- identyfikacji najistotniejszych czynników w procesie budowy portfela.

Bibliografia

- Ammann, M. i Verhofen, M. (2006). The effect of market regimes on style allocation. *Financial Markets and Portfolio Management*, 20, 309–337.
- Angelidis, T. i Tessaromatis N. (2014). *Global portfolio management under state dependent multiple risk premia*. Proceedings of the 2nd Economics and Finance Conferences, International Institute of Social and Economic Sciences, s. 49–82.
- Arshanapalli, B., Coggin, D. i Doukas, J. (1998). Multifactor Asset Pricing Analysis of International Value Investment Strategies. *The Journal of Portfolio Management*, 24(757), 10–23.
- Asness, C. (1995). The power of past stock returns to explain future stock returns. *Working Paper*, AQR Capital Management, LLC.
- Black, F., Jensen, M. i Scholes, M. (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. W: M. Jensen (red.), *Studies in the Theory of Capital Markets*. New York: Praeger Publishers.
- Bondt, W. i Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact?. *The Journal of Finance*, 40(3), 793–805.
- Bondt, W. i Thaler, R. (1987). Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality. *The Journal of Finance*, 42(3), 557–581.
- Cakici, N., Fabozzi, F. i Tan S. (2013). Size, value, and momentum in emerging market stock returns. *Emerging Markets Review*, 16, 46–65.
- Carhart, M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1), 57–82.
- Chen, L., Novy-Marx, R. i Zhang, L. (2011). An Alternative Three-Factor Model. *SSRN Electronic Journal*, Abstract ID 1418117.
- Davis, J., Fama, E. i French, K. (2000). Characteristics, covariances, and average returns: 1929 to 1997. *The Journal of Finance*, 55(1), 389–406.
- Duarte, F. i Rosa, C. (2015). The equity risk premium: a review of models. *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, 2, 39–57.
- Fama, E. i French, K. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, XLVII(2).
- Fama, E. i French, K. (2012). Size, value, and momentum in international stock returns. *Journal of Financial Economics*, 105(3), 457–472.
- Fama, E. i French, K. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1–22.
- Griffin, J. (2002). Are the Fama and French Factors Global or Country Specific? *Review of Financial Studies*, 15, 783–803.

- Hammerschmid, R. i Lohre, H. (2015). Regime Shifts and Stock Return Predictability, 27 sierpnia. Pozyskano z SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2445086>.
- Jegadeesh, N. i Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65–9.
- Lakonishok, J., Shleifer, A. i Vishny, R. (1994). Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk. *The Journal of Finance*, 49(5), 1541–1578.
- Lieksnis, R. (2010). Multifactor Asset Pricing Analysis of the Baltic Stock Market. *Ekonomika*, 89(4), 85–95.
- 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), 13–37.
- Liu, W. (2004). Liquidity premium and a two-factor model. EFA 2004 Maastricht Meetings Paper 44, September, 0–52.
- Lo, A. i MacKinlay, A.C. (1990). When are contrarian profits due to stock market over-reaction? *Review of Financial Studies*, 3(2), 175–205.
- MacKinlay, A.C. (1995). Multifactor models do not explain deviations from the CAPM. *Journal of Financial Economics*, 38(1), 3–28.
- Rahim, R. i Noor, A. (2006). A Comparison Between Fama and French Model and Liquidity-Based Three-Factor Models. *Asian Academy of Management Journal and Finance*, 2(2), 43–60.
- Sakowski, P., Ślepaczuk, R. i Wywił, M. (2015). Cross-sectional returns from diverse portfolio of equity indices with risk premia embedded. *Quantitative Methods in Economics*, 16(2).
- Sharpe, W. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk*. *The Journal of Finance*, 19(3), 425–442.
- Tan, M. (2013). *Regime Switching behavior of the UK equity risk premium*, Ph.D. thesis. University of Birmingham.
- Wu, Xueping (2002). A conditional multifactor analysis of return momentum. *Journal of Banking and Finance*, 26, February, 1675–1696.

Rozdział XI

PATRYCJA CHODNICKA-JAWORSKA*, PIOTR JAWORSKI**

Zwiększone fundusze indeksowe na GPW – aktywne strategie zwiększające zwroty funduszy indeksowych

Streszczenie

Celem artykułu jest analiza długoterminowych zależności pomiędzy cenami akcji i kontraktów terminowych na bank Pekao S.A. notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie a indeksem WIG20, w skład którego wchodzi. Po dokonaniu przeglądu literatury na temat funkcjonowania wspomnianego zjawiska, poddano weryfikacji występowanie kointegracji pomiędzy badanymi zmiennymi, wykorzystując w tym celu metodę Engela–Grangera. Na jej podstawie skonstruowano portfele inwestycyjne realizujące strategie udoskonalonych funduszy inwestycyjnych (*enhanced index funds*). Uzyskane wyniki wskazują na istnienie wzajemnych długoterminowych związków pomiędzy cenami rozpatrywanych aktywów. Wyniki zastosowanej strategii inwestycyjnej pozwalają na osiągnięcie dodatkowej alfy do portfela poprzez zastosowanie arbitrażu cenowego i okazały się zgodne z oczekiwaniami autorów.

Słowa kluczowe: strategia inwestycyjna, portfel inwestycyjny, kointegracja, handel spreadem, absolutna stopa zwrotu, neutralna beta, zwiększone fundusze indeksowe.

Enhanced index funds on Warsaw Stock Exchange – active strategies to increase return of index funds

Abstract

The main goal of this article is analysis the long-term relationship between prices of bank Pekao S.A. stocks and their futures quoted on the Warsaw Stock Exchange and WIG20 index futures, in which they remain. After making research of the world literature on this topic, the presence

* dr Patrycja Chodnicka-Jaworska – Uniwersytet Warszawski, Wydział Zarządzania, ul. Szturmowa 1/3, 02-678 Warszawa; e-mail: pchodnicka@wz.uw.edu.pl.

** dr Piotr Jaworski – Uniwersytet Warszawski, Wydział Zarządzania, ul. Szturmowa 1/3, 02-678 Warszawa; e-mail: pjaworski@wz.uw.edu.pl.

of cointegration between those assets has been verified, for this purpose was used the Engel-Granger method. On the basis of the occurrence of cointegration between the analyzed prices of equities index tracking plus investment portfolios of enhanced index funds were constructed. The results indicate a possibility of achieving additional alpha to the portfolio through the use of price arbitrage and were in line with expectations of Authors.

Keywords: investment strategy, investment portfolio, cointegration, spread trading, absolute return, beta neutral, enhanced index funds.

JEL: G11, G170

Wprowadzenie

Dwudzieste pierwsze stulecie rozpoczęło się od znacznych turbulencji na światowych rynkach finansowych. Na początku pękła bańka internetowa, a następnie, w roku 2008, upadł bank inwestycyjny Lehman Brothers, co przyjmuje się umownie za początek światowego kryzysu finansowego. Później przyszły kłopoty z wypłacalnością Grecji i wielkie programy stymulujące politykę pieniężną USA, Unii Europejskiej i Japonii. Te wydarzenia doprowadziły do zmiany funkcjonowania rynków finansowych. Początkowo rosła zmienność na rynkach, a znane i zakładane dotychczas korelacje pomiędzy zachowaniem się stóp zwrotu poszczególnych klas aktywów się zmieniły. Stanowi to problem w świetle nowoczesnej analizy portfelowej zapoczątkowanej przez Markowitza. Spowodowało to także problemy w zarządzaniu portfelami wielu funduszy inwestycyjnych, emerytalnych czy hedgingowych, które notowały znaczące straty. W związku z tym inwestorzy zaczęli szukać alternatywnych metod lokowania kapitału. Pojawiło się wiele funduszy pasywnych, naśladowujących dany benchmark.

Jednym z tego typu funduszy są tzw. udoskonalone fundusze indeksowe (*enhanced index funds*), które mają za zadanie śledzić dany indeks, ale z pewnymi modyfikacjami, aby stosować bardziej odpowiednie wielkości poszczególnych pozycji, wyłączać niektóre papiery wartościowe ze swoich portfeli lub wykorzystywać dźwignię finansową w celu pokonania zwrotów śledzonego indeksu. Te rodzaje funduszy są aktywnie zarządzane i często wykorzystują popularne indeksy rynkowe jako swoje benchmarki.

Sposobem na projektowanie tego rodzaju portfela mogą być ilościowe metody oparte na ekonometrii, a konkretnie na badaniu kointegracji. Dzięki nim może być wyznaczona stała i stabilna w długim okresie relacja pomiędzy zachowaniem się cen instrumentów finansowych. Jest ona oparta na analizie szeregów czasowych cen danego instrumentu finansowego, a nie jego stóp zwrotu, dzięki czemu nie traci się cennych informacji o występowaniu trendu, które są pomijane w analizie korelacji stóp zwrotu. Mając wyznaczoną tego rodzaju relację, można wykorzystywać jej odchylenia od długoterminowej równowagi do uzyskiwania zysków arbitrażowych powiększających zwroty ze strategii opartej, np. na naśladowaniu indeksu rynku pieniężnego.

Celem niniejszego artykułu jest wyznaczenie stałej relacji między zachowaniem się cen akcji i kontraktów terminowych na bank Pekao S.A. notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie a kontraktem na indeks WIG20, w skład którego wchodzi. Następnie konstrukcja za ich pomocą portfela inwestycyjnego, który, korzystając z różnic pomiędzy teoretyczną a empiryczną wyceną tych aktywów, pozwoli na osiąganie zysku z arbitrażu. Autorzy próbują odpowiedzieć na pytanie, czy na GPW można generować dodatkową alfę ponad założony wskaźnik odniesienia przez wykorzystanie technik ekonometrycznych. Strategia może z powodzeniem być wykorzystywana przez fundusze inwestycyjne chcące proponować anormalną stopę zwrotu.

Kointegracja w zarządzaniu portfelem inwestycyjnym

Kointegracja to długookresowa zależność procesów szeregów czasowych. Oznacza występowanie stałej, stabilnej i niezależnej od czasu relacji pomiędzy cenami dwóch aktywów finansowych. Oczywiście w krótkim horyzoncie czasowym może ona nie być równa tej samej stałej wartości, ale w długim okresie ceny powinny zachowywać się zgodnie z nią.

Na podstawie tych zależności można konstruować trzy rodzaje strategii inwestycyjnych (Alexander i Dimitriu, 2002):

- naśladowanie benchmarku przez portfel inwestycyjny – strategia ta ma replikować dany indeks co do jego stóp zwrotu zmienności;
- naśladowanie „sztucznych” indeksów, które zbudowane są poprzez dodanie do wartości naśladowanego benchmarku odpowiedniej stopy zwrotu, która zwiększa lub zmniejsza jego zwrot o określoną ilość punktów procentowych (p.a.) – indeksy takie określa się jako indeksy plus lub minus; mogą być wykorzystane do budowy strategii, w której zajmuje się pozycje długie w portfelu plus oraz krótkie w portfelu minus lub samym indeksie lub portfelu go naśladowującym; tego rodzaju strategia jest określana jako *market neutral*, czyli jedna ze strategii absolutnej stopy zwrotu;
- zastosowanie samego portfela replikującego indeks plus, aby realizować wyższe zwroty niż jego benchmark – strategia szczególnie ciekawa dla zarządzanych pasywnie benchmarkowych funduszy inwestycyjnych, które mają na celu osiąganie zwrotów przewyższających indeks o określoną liczbę punktów procentowych (p.a.).

Badania zjawiska kointegracji na rynkach finansowych zostały zapoczątkowane w latach 90. XX wieku. Pierwszymi autorami, którzy podjęli ten temat w sposób praktyczny dla teorii rynków finansowych byli Lucas (1997) oraz Alexander (1999). Stwierdzono, że modelowanie tego zjawiska pozwala na projektowanie różnych technik inwestycyjnych. W szczególności naśladowania indeksu oraz określania strategii typu *long-short*, które są neutralne względem rynku. Badania rynku amerykańskiego (Alexander, Giblin i Weddington, 2002) wskazują na występowanie na nim kointegracji i możliwości tworzenia strategii względem niego neutralnych. Stwierdzono

również, że ceny akcji wchodzących w skład indeksu giełdowego powinny być z nim skointegrowane, co ma bardzo istotny wpływ na podwaliny niniejszej pracy. Badania prowadzono także dla kontraktów terminowych na towary rolne (Arendalski i Postek, 2012). Stwierdzono możliwość realizacji anormalnych zysków ze strategii na niej opartej, przy jednoczesnej niskiej korelacji z rynkiem akcji. Dla polskiego rynku kapitałowego badano występowanie kointegracji dla rynku kontraktów terminowych na indeks WIG20 oraz kontraktów na wybrane akcje wchodzące w jego skład (Jaworski i Wiśniewski, 2014). Potwierdzono jej występowanie oraz możliwość utworzenia portfeli dobrze naśladowujących benchmark oraz tych, które zyskiwały określoną liczbę punktów procentowych w skali roku więcej ponad niego.

Niniejszy artykuł skupia się na szczególnym wykorzystaniu pierwszej z opisanych rodzajów strategii inwestycyjnych, a mianowicie na zjawisku powrotu do średniej (*mean reversion*). Termin ten oznacza, że wartość danej zmiennej będzie miała tendencję do powrotu do swojej średniej w czasie. Gdy obecna cena rynkowa instrumentu jest niższa niż średnia cena z poprzednich notowań, papier wartościowy uważany jest za atrakcyjny do zakupu, w oczekiwaniu, że jego cena wzrośnie. Gdy obecna cena rynkowa jest wyższa od średniej ceny, oczekuje się, że cena rynkowa spadnie. Innymi słowy, oczekuje się, że odchylenia od średniej ceny powinny do niej powrócić.

W krótkim horyzoncie czasowym możliwe są odchylenia od wyznaczonej równowagi, które mogą być spowodowane zmianami krótkoterminowych korelacji pomiędzy portfelem replikującym a indeksem. Wtedy można takie sytuacje traktować jako dodatkowe źródło alfy w portfelu. Dodatkową alfę można osiągnąć przez zastosowanie arbitrażu pomiędzy benchmarkiem a portfelem aktywów go replikujących, wiedząc, że w długim terminie mamy do czynienia ze stałą zależnością (czyli powrotem do równowagi czy też średniej). I właśnie wykorzystanie takich przejściowych możliwości arbitrażowych może pomóc w osiągnięciu dodatkowych zwrotów w portfelu mającym za zadanie generować stały, stabilny zysk, który jednak powinien być na wyższym poziomie niż ten z rynku pieniężnego.

Metodologia badawcza i wyniki

Badanie koncentruje się na stwierdzeniu i ewentualnym wykorzystaniu do zbudowania zyskowego systemu transakcyjnego długoterminowej zależności pomiędzy kontraktami terminowymi na WIG20 i Bank Pekao S.A oraz kontraktami terminowymi na indeks WIG20 a samymi akcjami banku Pekao S.A. Zgodnie z teorią finansów, pomiędzy indeksem giełdowym a wchodzącymi w jego skład akcjami mogą zachodzić długoterminowe zależności – kointegracja. Do ich analizy na GPW wybrano indeks WIG20 oraz jedną z największych spółek wchodzących w jego skład.

Analizowany okres obejmuje 4279 dziennych obserwacji cen zamknięcia pomiędzy 30 września 1998 r. a 30 października 2015 r.¹.

¹ Dane zostały zebrane przy użyciu serwisu Thomson Reuter's Eikon.

Przeprowadzono test na kointegrację zmiennych przy użyciu metody Engla-Grangera, która wymaga estymacji zależności pomiędzy zmiennymi przy użyciu regresji liniowej, a następnie zbadania, za pomocą testu ADF z jednym opóźnieniem, czy reszty z niej uzyskane są stacjonarne. Szacowano następujący model:

$$fwig20 = \beta * fpeo,$$

gdzie:

fwig20 – wartość kontraktu terminowego na WIG20 w danym dniu,

fpeo – wartość kontraktu terminowego na Pekao S.A. (lub akcji banku) w danym dniu.

Wartość uzyskanej statystyki testowej ADF kształtuje się na poziomie -2.9726 dla pary kontraktów terminowych oraz -2.1466 dla pary kontrakt WIG20 akcje Pekao S.A. i znajdują się w pobliżu wartości krytycznych testu. Wynika stąd, że zmienne są skointegrowane i istnieje długoterminowa zależność między nimi. Dlatego też można przeprowadzić regresję liniową cen (bez stałej) i na tej podstawie wyznaczyć współczynnik zabezpieczenia (*hedge Ratio*).

Jedną z najciekawszych obserwacji pracy jest fakt, że współczynnik ten utrzymuje się na stosunkowo stałym poziomie w czasie. Zostało to zaprezentowane na rysunku 1, gdzie znajdują się wartości współczynników zabezpieczenia wyznaczone przez zastosowanie dwudziestodniowej bety z regresji kroczącej. Pomijając początkowe lata rozwoju naszego rynku kapitałowego, relacja pomiędzy analizowanymi zmiennymi jest stosunkowo stała i oscyluje w granicach 15. Dlatego też w dalszym modelowaniu przyjmuje się właśnie taką wartość współczynnika zabezpieczenia.

Rysunek 1. Wartości parametru beta dla futures na Pekao S.A. i akcji Pekao S.A. vs. futures WIG20

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie powyższego równania regresji można obliczyć różnicę pomiędzy wartościami teoretycznymi a rzeczywistymi jako:

$$spread = fwig20 - 15 * fpeo.$$

Skoro zmienne są skointegrowane, możemy oczekiwać, że ich spread będzie się zachowywał w sposób względnie stabilny, powracając do swojej średniej (*mean-reversion*). Poniższe wykresy prezentują jego zachowanie.

Na rysunku 2 widzimy, że zachowanie się spreadu w obu okresach jest zgodne z teorią powrotu do średniej. Potwierdzają to testy na stacjonarność tej zmiennej. Dla spreadu $fw20 - fpeo$ statystyka ma wartość -5.1017 ($p\text{-value} = 0.0$), natomiast dla spreadu $fw20 - peo$ statystyka ma wartość -3.4916 ($p\text{-value} = 0.04307$).

Rysunek 2. Spread dla futures na Pekao S.A. (górny) i akcji Pekao S.A. vs. futures WIG20

Źródło: opracowanie własne.

Kolejnym krokiem jest budowa strategii inwestycyjnej opartej na analizowanych kontraktach terminowych. Wskaźnikiem wyznaczającym punkty wejścia i wyjścia dla pozycji w spreadzie jest jego wartość znormalizowana jego średnią i odchyleniem standardowym w okresie ostatnich dwudziestu dni (*z-score*). Przyjęto tu wartości średniej kroczącej za ostatni miesiąc, ponieważ pozwala to na bardziej dokładne określenie chwilowych nierównowag pomiędzy bieżącymi różnicami wartości analizowanych zmiennych a ich wartością teoretyczną, co jest zgodne z dostępną literaturą opisującą to zagadnienie. Jeżeli wskaźnik osiąga wartość przynajmniej $-1,5$, oznacza to zajęcie pozycji długiej. Odczyty powyżej $1,5$ to pozycja krótka. Wyjście z pozycji odbywa się przy osiągnięciu odpowiednio wartości $-0,75$ lub $0,75$.

Pierwsza z analizowanych strategii opera się na następujących założeniach. Początkowa wartość portfela inwestycyjnego to 10 000 PLN. Gdy system transakcyjny nie generuje żadnych sygnałów do zajęcia pozycji, całość środków znajdujących się

w portfelu jest inwestowana na lokatę *overnight* po bieżącej stawce WIBOR(O/N). W sytuacji występowania sygnału transakcyjnego część środków inwestowana jest w jeden kontrakt *fw20* oraz trzy *fpeo*, zajmując w nich przeciwstawne pozycje, odpowiednio do wygenerowanego sygnału. Wielkości pozycji w kontraktach wynikają z przyjętego współczynnika zabezpieczenia i różnych mnożników dla kontraktów, co jest obliczone jako: $3 = 15 \text{ (hedge Ratio)} \times 20 \text{ (mnożnik dla fw20)} / 100 \text{ (mnożnik dla fpeo)}$. Wtedy też z całości kapitału pobierany jest nieoprocentowany depozyt zabezpieczający dla kontraktów na poziomie 10% ich wartości, a pozostała część kapitału jest lokowana na jeden dzień roboczy po stawce WIBOR(O/N). Tak więc strategia zawsze składa się z lokat O/N oraz okresowo z jednej pozycji w spreadzie (1 kontrakt na WIG20 i 3 na Pekao S.A.). Wyniki jej zastosowania podsumowuje rysunek 3.

Portfel inwestycyjny osiągnął zwrot na poziomie 1747% po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych (— linia na wykresie), podczas gdy inwestycja w sam rynek pieniężny przez rolowanie lokat O/N – 81% (— linia). Daje to odpowiednio 23,11%

Rysunek 3. Wyniki strategii opartej na futures na Pekao S.A. i WIG20

Źródło: opracowanie własne.

versus 4,34% w skali roku. Z początkowych 10 000 PLN w strategii uzyskano 184 717,0884 PLN (— linia), podczas gdy z lokat na rynku międzybankowym 18 147,43 PLN (— linia). Strategia charakteryzuje się wskaźnikiem Sharpe'a na poziomie 1,26, co należy uznać za zadowalający wynik. Rysunek 3 prezentuje także w swojej środkowej części dzienną stopę zwrotu ze strategii, co do której można zaobserwować, że wraz z upływem czasu staje się ona coraz bardziej stabilna. Kapitał w strategii stale przyrasta i nie występują jego znaczne osunięcia. W trzeciej sekcji wykresu zaprezentowano także osunięcia kapitału (*drawdown*), które wskazują, że strategia jest bardzo bezpieczna – maksymalne osunięcie było na poziomie 6 500 PLN, a zazwyczaj nie przekraczało 2 000 PLN. Te cechy powodują, że tak skonstruowany portfel inwestycyjny mógłby być z powodzeniem stosowany przez fundusze inwestycyjne operujące na GPW w Warszawie. Taki produkt jest ciekawą ofertą dla ich klientów, chcących mieć w posiadaniu fundusz inwestujący względnie pasywnie (a więc ponoszący mniejsze koszty transakcyjne), dający stopę zwrotu ponad benchmark rynkowy. Problemem są jednak ograniczenia w płynności rodzimego rynku kapitałowego. Z empirycznych analiz autora wynika, że ciężko jest zająć na rynku znaczną pozycję w kontraktach terminowych na Pekao S.A. i z niej wyjść, przez co opisana strategia nadaje się bardziej do zastosowania przez inwestora indywidualnego niż przez fundusz inwestycyjny dysponujący znacznym kapitałem.

Rozwiązaniem tego problemu jest druga strategia oparta na podobnych założeniach, ale inwestująca nie w kontrakt o stosunkowo niskiej płynności, a w same akcje Pekao S.A. Niestety z powodu ograniczonych możliwości stosowania krótkiej sprzedaży w akcjach będzie można zajmować tylko długie pozycje, a co za tym idzie – w analizowanym spreadzie na kontraktach terminowych na WIG20 tylko krótkie, zabezpieczając pozycję w akcjach. Początkowa wartość portfela inwestycyjnego to 50 000 PLN. Gdy system transakcyjny nie generuje żadnych sygnałów do zajęcia pozycji całość środków znajdujących się w portfelu jest inwestowana na lokatę *overnight* po bieżącej stawce WIBOR(O/N). W sytuacji występowania sygnału transakcyjnego część środków inwestowana jest w jeden kontrakt *fw20* oraz trzysta akcji Pekao S.A., zajmując w nich odpowiednio krótką i długą pozycję. Wielkości pozycji w akcjach wynikają z przyjętego współczynnika zabezpieczenia i różnych mnożników dla kontraktów, co jest obliczone jako: $300 = 15 \text{ (hedge Ratio)} \times 20$ (mnożnik dla *fw20*). Wtedy też z całości kapitału pobierany jest nieoprocentowany depozyt zabezpieczający dla kontraktów na poziomie 10% ich wartości, a pozostała część kapitału jest lokowana na jeden dzień roboczy po stawce WIBOR (O/N). Tak więc strategia zawsze składa się z lokat O/N oraz okresowo z jednej pozycji w spreadzie (1 kontrakt na WIG20 i 300 akcji Pekao S.A.). Strategia uwzględnia też wypłacone dywidendy. Wyniki jej zastosowania podsumowuje rysunek 4.

Portfel inwestycyjny osiągnął zwrot na poziomie 303% po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych (— linia na wykresie), podczas gdy inwestycja w sam rynek pieniężny przez rolowanie lokat O/N – 185% (— linia). Daje to odpowiednio 8,50% versus 6,32% w skali roku. Z początkowych 50 000 PLN w strategii uzyskano

Rysunek 4. Wyniki strategii opartej na akcjach Pekao S.A. i futures na WIG20

Źródło: opracowanie własne.

201792,62 PLN (— linia), podczas gdy z lokat na rynku międzybankowym 142 705,30 (— linia). Strategia charakteryzuje się wskaźnikiem Sharpe'a na poziomie 0,32, co należy uznać za zadowalający wynik. Rysunek 4 prezentuje także w swojej środkowej części dzienną stopę zwrotu ze strategii, co do której można zaobserwować, że wraz z upływem czasu staje się ona coraz bardziej stabilna. Co bardzo ważne, kapitał w strategii stale przyrasta i nie występują jego znaczne osunięcia. W trzeciej sekcji wykresu zaprezentowano także osunięcia kapitału (*drawdown*), które wskazują, że strategia jest bardzo bezpieczna – maksymalne osunięcie było na poziomie 15 000 PLN (nie więcej niż 7% wartości portfela), a zazwyczaj nie przekraczało 5 000 PLN (nie więcej niż 2% portfela). Te cechy powodują, że tak skonstruowany portfel inwestycyjny mógłby być z powodzeniem stosowany przez fundusze inwestycyjne operujące na GPW w Warszawie. Taki produkt jest ciekawą ofertą dla ich klientów, chcących mieć w posiadaniu fundusz inwestujący względnie pasywnie (a więc ponoszący mniejsze koszty transakcyjne) i dający stopę zwrotu ponad benchmark rynkowy.

Podsumowanie

Otrzymane wyniki, dotyczące długookresowej zależności analizowanych walo-rów, pozwalają na stwierdzenie, że zachodzi pomiędzy mini długoterminowa rów-nowaga. Dzięki jej wyznaczeniu można modelować strategie inwestycyjne oparte na zjawisku powrotu do średniej (*mean reversion*), które pozwalają na uzyskiwanie dodatkowej alfy w portfelu inwestycyjnym poprzez zastosowania arbitrażu cenowego na analizowanej parze aktywów. Wyniki przeprowadzonych badań mogą być szcze-gólnie ciekawe dla funduszy inwestycyjnych projektujących swoje strategie zarzą-dzania portfelem dla poszukiwania pasywnych modeli śledzących benchmarki, przy założeniu, że powinny one realizować wyższe od nich zwroty. A także dla inwestorów indywidualnych poszukujących ciekawych możliwości arbitrażu cenowego na GPW. Otrzymane wyniki są zgodne z zaprezentowaną literaturą i zachęcają do dalszych badań tego zagadnienia.

Bibliografia

- Alexander, C.O. (1999). Optimal hedging using cointegration. *Philosophical Transactions of the Royal Society*, 357, 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, 65–90.
- Arendarski, P. i Postek, Ł. (2012). Cointegration Based Tradind Strategy for Soft Commodities Market. *Working Papers. Faculty of Economic Sciences, University of Warsaw*, 68, 1–10.
- Chan, E. (2009). *Quantitative Trading: How to Build Your Own Algorithmic Trading Business*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Chan, E. (2013). *Algorithmic Trading: Winning strategies and their Rationale*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Elton, E.J. i Gruber, M.J. (1998). *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów warto-ściowych*. Warszawa: WIG-Press.
- Engle, R.F. i Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251–276.
- Jaworski, P. i Wiśniewski H. (2014). Rynkowe wykorzystanie kointegracji – osiąganie absolut-nych stóp zwrotu z kontraktów futures notowanych na GPW w Warszawie. W: T. Czer-wińska, A.Z. Nowak (red.), *Rynek kapitałowy wobec wyzwań dekonunktury* (s. 195–206). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzanie UW.
- Lucas, A. (1997). Cointegration Testing Using Pseudolikelihood Ratio Tests. *Econometric Theory*, 13(2), 149–169.

Rozdział XII

TOMASZ JEDYNAK*

Czy warto być społecznie odpowiedzialnym? – analiza efektywności i ryzyka funduszy inwestycji społecznie odpowiedzialnych

Streszczenie

W opracowaniu podjęta została problematyka efektywności i ryzyka inwestycji społecznie odpowiedzialnych. W nawiązaniu do podjętego problemu badawczego sformułowane zostały dwie następujące hipotezy badawcze: (H1) efektywność funduszy stosujących strategię SRI nie różni się w sposób statystycznie istotny od efektywności funduszy stosujących klasyczne strategie inwestycyjne; (H2) ryzyko ponoszone przez fundusze SRI nie różni się w sposób statystycznie istotny od ryzyka towarzyszącego funduszom stosującym klasyczne strategie inwestycyjne. W toku przeprowadzonych badań hipotezy te zostały poddane weryfikacji przy użyciu metod badawczych opierających się na wnioskowaniu statystycznym (testy: t Welch'a, U Manna–Whitneya, Fishera, Browna–Forsythe'a) oraz na miarach efektywności i ryzyka wynikających z nowoczesnej teorii portfela (parametry alfa i beta w modelu Sharpe'a oraz modelu Fama–Francha). Ostatecznie stwierdzono, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy (H1), co w praktyce oznacza, że stosowanie przez fundusze inwestycyjne strategii SRI nie ma wpływu na ich efektywność. Ponadto wskazano na istnienie przesłanek przemawiających za odrzuceniem hipotezy (H2), na rzecz hipotezy alternatywnej zakładającej, że stosowanie strategii SRI wpływa na zmniejszenie ryzyka inwestycyjnego funduszy inwestycyjnych. Wnioski płynące z badań uzupełniono również o sugestie co do pożądanych kierunków dalszych badań w zakresie poruszanej tematyki.

Słowa kluczowe: inwestycje społecznie odpowiedzialne, etyczne inwestowanie, fundusze inwestycyjne, efektywność, ryzyko.

* dr Tomasz Jedynak – Katedra Zarządzania Ryzykiem i Ubezpieczeń, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, ul. Rakowicka 27, 31-510 Kraków; e-mail: tomasz.jedynak@uek.krakow.pl

Is it worth to be socially responsible? – the analysis of efficiency and risk of socially responsible mutual funds

Abstract

The paper takes an issue of efficiency and risk of socially responsible investment. In relation to undertaken research problem two following hypothesis were formulated: (H.1) the efficiency of mutual funds which are applying SRI strategies does not differ statistically significantly from efficiency of conventional mutual funds, (H.2) the risk which is borne by SRI funds does not differ statistically significantly from risk taken by conventional mutual funds. In the course of study those hypothesis were verified with the usage of research methods based on statistical inference (tests: t Welch, U Manna–Whitney, Fisher, Brown–Forsythe) and measures of efficiency and risk stemming from modern portfolio theory (alfa and beta parameters in Sharpe and Fama–French models). In result it was stated that there are no grounds to reject hypothesis (H.1) which, in practice, means that applying SRI strategies by mutual funds does not affect their efficiency. Moreover the existence of some evidences to reject hypothesis (H.2) in favour of the alternative hypothesis assuming that applying SRI strategies reduces the risk of investment funds were pointed. In addition the conclusions of the study were complemented with suggestions for the desired directions for further research.

Keywords: Socially responsible investing, ethical investing, mutual funds, efficiency, risk.

JEL: G11, G23, M14

Wprowadzenie

Koncepcja inwestowania społecznie odpowiedzialnego (*socially responsible investing*, SRI) polega na wkomponowaniu w klasyczny (tj. opierający się na teorii portfela) proces selekcji aktywów również kryteriów pozafinansowych, takich jak czynniki środowiskowe, sprawy społeczne, kwestie związane z ładem korporacyjnym itp. W ostatnich latach, na fali postkryzysowego poszukiwania nowych rozwiązań na rynku finansowym, omawiana koncepcja nabiera coraz większego znaczenia, czego świadectwem jest m.in. dynamicznie rosnąca wartość rynku SRI (GSIA, 2013; Euro-sif, 2014) oraz zwiększająca się liczba funduszy inwestycyjnych deklarujących stosowanie strategii SRI (Vigeo, 2013; US/SIF, 2014). W środowisku akademickim oraz wśród praktyków rynku stosowanie strategii SRI budzi jednak pewne kontrowersje, spośród których najistotniejsze są te dotyczące wpływu stosowania tego typu strategii na parametry portfela inwestycji (Kurtz, 2005; Statman i Glushkov, 2009). Skłoniło to autora do podjęcia problemu badawczego, który został sformułowany w postaci pytania: *jaki wpływ na parametry portfela inwestycji ma stosowanie strategii inwestycji społecznie odpowiedzialnych?* W celu udzielenia odpowiedzi na tak postawione pytanie zdecydowano się na przeprowadzenie badań opierających się na porównaniu

osiągnąć funduszy inwestycyjnych deklarujących stosowanie strategii SRI z osiągnięciami funduszy inwestycyjnych stosujących klasyczne strategie inwestycyjne. Takie określenie zakresu badań pozwoliło na sformułowanie dwóch następujących hipotez badawczych:

- H1.** Efektywność funduszy stosujących strategię SRI nie różni się w sposób statystycznie istotny od efektywności funduszy stosujących klasyczne strategie inwestycyjne.
- H2.** Ryzyko ponoszone przez fundusze SRI nie różni się w sposób statystycznie istotny od ryzyka towarzyszącego funduszom stosującym klasyczne strategie inwestycyjne.

Przeprowadzona w toku badań weryfikacja tych hipotez umożliwiła rozstrzygnięcie sformułowanego uprzednio problemu badawczego.

Metodologia

Zakres czasowy badań obejmował okres 10 lat pomiędzy styczniem 2005 r. a grudniem 2014 r. (120 obserwacji miesięcznych stóp zwrotu). Zakres geograficzny badań dotyczył największego i najbardziej rozwiniętego rynku SRI na świecie – USA (GSIA, 2013). Zakres podmiotowy obejmował z kolei 7184 funduszy inwestycyjnych funkcjonujących na rynku USA według stanu na dzień 31 grudnia 2013 r., w tym 109 funduszy SRI. Notowania stóp zwrotu z funduszy inwestycyjnych pochodzą z bazy Reuters Eikon. Dane niezbędne do budowy modelu jednoczynnikowego (1) oraz modelu Famy–French’a (2) zaczerpnięto ze strony internetowej K.R. French’a (b.d.), który obliczając ich wartości korzystał z bazy CRSP. Za Frenchem jako wartości stopy wolnej od ryzyka przyjęto rentowności 1-miesięcznych TBill publikowanych przez Ibbotson and Associates.

Weryfikację postawionych hipotez badawczych przeprowadzono, opierając się na analizie szeregów czasowych miesięcznych stóp zwrotu z opracowanych na potrzeby badań indeksów funduszy inwestycyjnych (zob. zał.). Decyzja o przeprowadzeniu badań w oparciu o stopy zwrotu z indeksów funduszy inwestycyjnych, a nie stopy zwrotu z pojedynczych funduszy wynikała m.in. z następujących przesłanek: 1) strategie inwestycyjne klasycznych funduszy inwestycyjnych są zróżnicowane, co uniemożliwia traktowanie ich jako jednolitej grupy; 2) wyniki inwestycyjne poszczególnych funduszy są zależne od umiejętności zarządzających; 3) na różnice w efektywności poszczególnych funduszy inwestycyjnych wpływają pobierane przez nie opłaty; 4) wartości notowań stóp zwrotu z indeksów funduszy inwestycyjnych są bardziej stabilne od analogicznych wartości dla pojedynczych funduszy.

Przeprowadzona wstępna analiza badanych szeregów czasowych stóp zwrotu z indeksów funduszy inwestycyjnych wykazała, że cechują się one lewostronną asy-

metrią, leptokurtycznością oraz występowaniem zjawiska grubych ogonów. Rezultaty procedur testowych Jarque’a–Barry’ego oraz Shapiro–Wilka potwierdziły, że nie charakteryzują się one rozkładem normalnym. Ponadto zaobserwowano również występowanie autokorelacji oraz stwierdzono ich stacjonarność¹.

Brak normalności rozkładów badanych szeregów czasowych stóp zwrotu skutkuje pewnymi komplikacjami dla metodologii badań. W takiej sytuacji możliwe jest bowiem zastosowanie dwóch podejść w statystycznym testowaniu hipotez (Tarczyński, Witkowska i Kompa, 2013):

- 1) licznosc finansowych szeregów czasowych powoduje, że ich rozkład można aproksymować rozkładem normalnym; spełnione będzie wówczas założenie o asymptotycznym rozkładzie normalnym, co umożliwia korzystanie z testów parametrycznych;
- 2) odrzucając hipotezę o normalności rozkładu można posłużyć się testami nieparametrycznymi, które nie wymagają spełnienia założeń odnośnie do teoretycznego rozkładu badanej zmiennej losowej.

Przyjmuje się, że jeżeli tylko istnieją przesłanki do stosowania testów parametrycznych, to należy je wykorzystywać w badaniach, gdyż lepiej wskazują one na prawdziwe rozbieżności pomiędzy zmiennymi i oddają istotę różnic pomiędzy ich rozkładami. Charakteryzują się one również większą od testów nieparametrycznych mocą (Tarczyński, Witkowska i Kompa, 2013; Aczel, 2000). Testy nieparametryczne traktuje się natomiast jako uzupełnienie dla testów parametrycznych, w sytuacji gdy występują uzasadnione podejrzenia o niespełnieniu założeń wymaganych dla tego typu testów (Aczel, 2000). Uwzględniając powyższe spostrzeżenia, do weryfikacji postawionych hipotez badawczych zastosowano równolegle metody opierające się na parametrycznych oraz nieparametrycznych testach istotności. W przypadku zgodności wyników uzyskanych oboma metodami, postępowanie takie wydatnie przyczynia się bowiem do wzrostu wiarygodności badań.

W celu weryfikacji hipotezy (H1) analizie poddano wartości średnich stóp zwrotu z badanych indeksów funduszy inwestycyjnych w przyjętym okresie. Ponadto zastosowano również procedury testowe t Welcha² ($h_0 : \bar{r}_{SRI} = \bar{r}_{tr}$) oraz U Manna–Whitneya ($h_0 : F(r_{SRI}) = F(r_{tr})$). Hipotezę (H2) zweryfikowano na podstawie analizy wartości wariancji rozkładów stóp zwrotu z badanych indeksów funduszy inwestycyjnych, w ramach której zastosowano procedury testowe Fishera oraz Browna i Forsythe’a (w obu testach $h_0 : \overline{\sigma}_{SRI} = \overline{\sigma}_{tr}$).

Analizy bazujące na podstawowych parametrach rozkładu stóp zwrotu (średnie stopy zwrotu oraz ich wariancje) uzupełniono również badaniami opierającymi się

¹ Do weryfikacji autokorelacji wykorzystano test Ljunga–Boxa, stacjonarność zweryfikowano natomiast testem ADF. Ograniczona objętość referatu nie pozwoliła na zamieszczenie szczegółowych wyników przeprowadzonych procedur.

² Procedura t Welcha jest uogólnieniem standardowego testu t Studenta, stosowanym w przypadku braku spełnienia założenia o równości wariancji w porównywanych populacjach.

na wybranych miarach skonstruowanych na podstawie modeli wyceny aktywów na rynku kapitałowym – jednoczynnikowy model Sharpe’a (1963) oraz trzyczynnikowy model Famy–French’a (1993). Miarami efektywności inwestycji, które bazują na tych modelach są odpowiednie parametry alfa. Natomiast zgodnie z koncepcją ryzyka jako wrażliwości (stopnia reakcji stopy zwrotu z portfela na zmiany wartości czynników ją kształtujących) miarami ryzyka inwestycji są odpowiednie współczynniki beta.

Równanie modelu jednoczynnikowego dane jest wzorem:

$$r_p - r_f = \alpha_p + \beta_{MKT}(r_m - r_f) + \varepsilon_p, \quad (1)$$

gdzie:

$r_p - r_f$ – nadwyżkowa stopa zwrotu z portfela p;

α_p – miara alfa;

$r_m - r_f$ – nadwyżkowa stopa zwrotu z portfela rynkowego;

β_{MKT} – miara ryzyka systematycznego portfela p;

ε_p – składnik losowy.

Trzyczynnikowy modelu wyceny aktywów Famy–French’a (1993) ma natomiast postać:

$$r_p - r_f = \alpha_p + \beta_{MKT}(r_m - r_f) + \beta_{SMB}r_{SMB} + \beta_{HML}r_{HML} + \varepsilon_p. \quad (2)$$

Model ten poza znanymi z modelu jednoczynnikowego parametrami uwzględnia również czynniki związane z wielkością spółek (r_{SMB}) oraz ich wartością księgową (r_{HML}), którym odpowiadają współczynniki β_{SMB} , oraz β_{HML} .

Rezultaty

Wartości średnich stóp zwrotu z badanych indeksów funduszy inwestycyjnych w okresie od stycznia 2005 r. do grudnia 2014 r. zamieszczono w tabeli 1. Co zaskakujące, uzyskane wartości wskazują, że w badanym okresie indeks funduszy SRI pod względem rentowności ustępował jedynie indeksom funduszy dużych spółek dywidendowych i wzrostowych. Nasuwającego się w tym miejscu przypuszczenia o ponadprzeciętnej rentowności funduszy stosujących strategię SRI nie potwierdzają jednak wyniki przeprowadzonych procedur statystycznych Welcha oraz U Mana–Whitneya. Statystyki testowe otrzymane w ramach procedury testowej t Welcha jednoznacznie wskazują na brak podstaw do odrzucenia zakładanej hipotezy zerowej, zgodnie z którą mierzona stopą zwrotu efektywność indeksów funduszy SRI jest równa efektywności funduszy stosujących klasyczne strategie inwestycyjne. Rezultaty te

potwierdza również nieparametryczna procedura Mana–Whitneya, której rezultaty nie pozwalają stwierdzić, że rozkłady stóp zwrotu analizowanych indeksów istotnie się od siebie różnią. Ostatecznie należy zatem stwierdzić, że analiza średnich stóp zwrotu z badanych indeksów funduszy inwestycyjnych nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy (H1).

Tabela 1. Średnie stopy zwrotu z badanych indeksów i podsumowanie testów *t* Welcha oraz *U* Manna–Whitneya

Indeks	$\bar{r}$	<i>t</i> Welch		<i>U</i> Mann-Whitney	
		$\bar{r}_{tr} - \bar{r}_{SRI}$	p value	z	p value
Large Value	0,3231	0,0030	0,9958	–0,1478	0,8825
Large Blend	0,2589	–0,0612	0,9176	–0,1646	0,8693
Large Growth	0,3867	0,0666	0,9124	0,1869	0,8518
Medium Value	0,3186	–0,0015	0,9981	0,1757	0,8605
Medium Blend	0,2481	–0,0720	0,9127	0,2129	0,8314
Medium Growth	0,1857	–0,1344	0,8370	0,0009	0,9993
Small Value	–0,0106	–0,3307	0,6336	0,0883	0,9296
Small Blend	0,1025	–0,2176	0,7519	0,0883	0,9296
Small Growth	0,2904	–0,0297	0,9648	0,3542	0,7232
SRI	0,3201	–	–	–	–

Źródło: opracowanie własne.

Weryfikację hipotezy (H1) przeprowadzono również w oparciu o analizę porównawczą miar efektywności inwestycji skorygowanych o ryzyko (miary alfa), które zostały obliczone na podstawie równania (1) oraz równania (2). Wyniki estymacji metodą najmniejszych kwadratów modelu jednoczynnikowego przedstawiono w tabeli 2, a trzyczynnikowego modelu Famy–French’a – w tabeli 3. W obu tabelach poza wartością parametru alfa zamieszczone zostały również wartości parametrów beta, wartości błędów szacunku poszczególnych parametrów oraz wartości współczynników dopasowania modelu R^2 .

Analizując uzyskane wyniki, w pierwszej kolejności należy zauważyć, że w badanym okresie żaden z indeksów nie cechował się dodatnią miarą alfa. Fakt ten jednak nie powinien dziwić, gdyż metodologia badań nie zakładała korygowania stóp zwrotu o pobierane przez fundusze opłaty za zarządzanie. Istotnym spostrzeżeniem płynącym z analizy wartości parametrów alfa poszczególnych indeksów funduszy inwestycyjnych w modelu jednoczynnikowym jest przeciętna wartość miary alfa dla

indeksu funduszy SRI. Zasadniczo można przyjąć, że fundusze SRI cechowały się niższą efektywnością od funduszy spółek dużych oraz wyraźnie wyższą efektywnością od funduszy pozostałych spółek. Takie same wnioski można sformułować również na podstawie analizy wartości miar alfa w modelu Famy–Frencha. Powyższe obserwacje mogą więc stanowić potwierdzenie wniosku sformułowanego wcześniej na podstawie analizy stóp zwrotu – brakuje podstaw do odrzucenia (H1). Podobne wnioski dotyczące efektywności funduszy SRI zostały również sformułowane w kluczowych badaniach dotyczących rynku amerykańskiego (Hamilton, Jo i Statman, 1993; Statman, 2000; Bello, 2005; Benson, Brailsford i Humphrey, 2006; Blanchet, 2010, Humphrey i Tan, 2014).

T a b e l a 2. Wyniki estymacji modelu jednoczynnikowego

Indeks	α	β	R^2
Large Value	-0,4044	0,9703	0,96
	0,0825	0,0188	
Large Blend	-0,4856	0,9972	0,96
	0,0838	0,0191	
Large Growth	-0,3709	1,0183	0,90
	0,1349	0,0307	
Medium Value	-0,4933	1,1045	0,93
	0,1242	0,0283	
Medium Blend	-0,6139	1,1842	0,91
	0,1548	0,0353	
Medium Growth	-0,6372	1,1220	0,83
	0,2054	0,0468	
Small Value	-0,8869	1,2069	0,78
	0,2585	0,0589	
Small Blend	-0,7930	1,2375	0,84
	0,2159	0,0492	
Small Growth	-0,5782	1,1947	0,85
	0,2034	0,0463	
SRI	-0,4601	1,0541	0,95
	0,1017	0,0232	

Wszystkie współczynniki α oraz β istotne na poziomie 0,01.

Źródło: opracowanie własne.

T a b e l a 3. Wyniki estymacji modelu Famy–Frencha

Indeks	α	β_{MKT}	β_{SMB}		β_{HML}		R^2
Large Value	–0,4007	0,9890	–0,1857	***	0,1344	***	0,97
	0,0702	0,0186	0,0342		0,0312		
Large Blend	–0,4897	1,0277	–0,1178	***	–0,0208		0,96
	0,0814	0,0215	0,0397		0,0362		
Large Growth	–0,3938	1,0875	–0,0229		–0,3641	***	0,93
	0,1126	0,0298	0,0549		0,0500		
Medium Value	–0,4861	1,0548	0,1843	***	0,0442		0,93
	0,1199	0,0317	0,0584		0,0532		
Medium Blend	–0,6113	1,1248	0,3303	***	–0,0900		0,92
	0,1419	0,0375	0,0692		0,0630		
Medium Growth	–0,6494	1,1067	0,3208	***	–0,3287	***	0,86
	0,1862	0,0492	0,0907		0,0827		
Small Value	–0,8607	1,0449	0,5540	***	0,2039	*	0,82
	0,2343	0,0620	0,1142		0,1040		
Small Blend	–0,7702	1,0631	0,6952	***	0,0912		0,90
	0,1716	0,0454	0,0836		0,0762		
Small Growth	–0,5762	1,0803	0,6926	***	–0,2467	***	0,92
	0,1493	0,0395	0,0727		0,0663		
SRI	–0,4624	1,0518	0,0566		–0,0601		0,95
	0,1013	0,0268	0,0494		0,0450		

Wszystkie współczynniki α oraz β_{MKT} istotne na poziomie 0,01.

Dla pozostałych współczynników przyjęto oznaczenie:

- * współczynnik istotny na poziomie 0,1;
- ** współczynnik istotny na poziomie 0,05;
- *** współczynnik istotny na poziomie 0,01.

Źródło: opracowanie własne.

Podobnie jak w przypadku hipotezy (H1), weryfikację hipotezy (H2) przeprowadzono równolegle na podstawie analizy wartości miar wynikających z rozkładu stóp zwrotu z badanych indeksów funduszy inwestycyjnych (odchylenie standardowe) oraz w oparciu o analizę parametrów modeli wyceny aktywów.

Analiza wartości odchyłeń standardowych prowadzi do stwierdzenia, że stopy zwrotu z funduszy SRI cechują się nieznacznie wyższą zmiennością od funduszy dużych spółek oraz wyraźnie niższą zmiennością od funduszy małych i średnich spółek (por. tab. 4.). Co istotne, rezultaty procedur testowych Fishera oraz Browna–Forsythe’a potwierdzają, że w przypadku funduszy małych spółek zaobserwowane różnice są statystycznie istotne. Oznacza to zatem, że istnieją podstawy do odrzucenia hipotezy (H2) na rzecz alternatywnego twierdzenia, że fundusze SRI charakteryzują się niższym ryzykiem od funduszy klasycznych.

Tabela 4. Wartości odchyłeń standardowych oraz podsumowanie testu Fishera i Browna–Forsythe’a

Indeks	σ	Fisher p value	Brown–Forsythe p value
Large Value	0,0431	0,3284	0,4196
Large Blend	0,0443	0,4913	0,6173
Large Growth	0,0467	0,9000	0,8314
Medium Value	0,0499	0,5492	0,6384
Medium Blend	0,0542	0,1351	0,1958
Medium Growth	0,0537	0,1626	0,1453
Small Value	0,0594	0,0124	0,0426
Small Blend	0,0587	0,0184	0,0370
Small Growth	0,0565	0,0517	0,0357
SRI	0,0472	–	–

Źródło: opracowanie własne.

Oszacowane parametry beta modelu jednoczynnikowego oraz modelu Famy–Frencha dostarczają informacji na temat wrażliwości stóp zwrotu badanych indeksów funduszy inwestycyjnych na zmiany zmiennych objaśniających. W przypadku modelu jednoczynnikowego wrażliwość stóp zwrotu z indeksu funduszy SRI na zmiany stopy zwrotu z portfela rynkowego jest wyraźnie niższa niż w przypadku funduszy spółek średnich i małych oraz wyższa od funduszy spółek dużych (por. tab. 2). Potwierdzają się więc wcześniejsze spostrzeżenia dotyczące ryzyka funduszy SRI. W tym miejscu należałoby jednak zauważyć, że obserwowane prawidłowości mogą wynikać nie tylko z faktu stosowania przez fundusze inwestycyjne strategii SRI. Różnice w wariancji oraz w wartościach współczynników beta pomiędzy funduszami spółek małych i średnich oraz funduszami SRI mogą być również spowodowane rodzajem aktywów nabywanych przez poszczególne fundusze. Z reguły bowiem fundusze SRI posiadają w portfelach akcje największych spółek, gdyż spółki te zdecydowanie częściej inkorporują politykę CSR oraz uwzględniają czynniki ESG w prowadzonej działalności. Wyjaśnienie to może tłumaczyć także podobieństwo parametrów funduszy SRI oraz funduszy spółek dużych.

Analiza wartości współczynnika β_{MKT} w modelu Famy–Frencha prowadzi do odmiennych spostrzeżeń. Na ich podstawie można stwierdzić, że fundusze SRI charakteryzują się wyższą wrażliwością na zmiany rynkowej stopy zwrotu od funduszy dywidendowych oraz niższą od funduszy wzrostowych i mieszanych (z jednym wyjątkiem – indeks Large Blend). Wartości parametrów β_{SMB} oraz β_{HML} nie pozwalają sformułować jednoznacznych rezultatów, na co wpływ ma brak ich istotności w przypadku niektórych indeksów, w tym indeksu funduszy SRI.

W kontekście analizy ryzyka badanych indeksów wartymi uwagi są wysokie wartości współczynników R^2 dla indeksu funduszy SRI w obu analizowanych modelach. Zakładając, że stopień dopasowania modelu wpływa na trafność decyzji podejmo-

wanych na jego podstawie, można by stwierdzić, że fundusze SRI, w porównaniu z funduszami tradycyjnymi charakteryzują się niższym ryzykiem³. Wartości współczynników R^2 modeli, w których jako zmienna objaśniająca występuje portfel rynkowy mogą być również traktowane jako miara dywersyfikacji analizowanych portfeli. Przyjmując takie podejście, należałoby stwierdzić, że pod względem dywersyfikacji fundusze SRI ustępują jedynie funduszom spółek dużych (wzrostowych i mieszanych). Spostrzeżenie to jest o tyle zaskakujące, że opierająca się na teorii portfela Markowitza argumentacja przeciwników stosowania strategii SRI bazuje na stwierdzeniu, że stosowanie tego typu strategii nieuchronnie musi prowadzić do ograniczenia możliwości dywersyfikacji portfela (Kurtz, 2005). Również niektóre badania empiryczne wskazują na słabszą dywersyfikację funduszy SRI (Girard, Rahman i Stone, 2007; Capelle-Blancard i Monjon, 2014).

Odnotować należy, że uzyskane w toku badań wyniki analizy ryzyka badanych indeksów nie wpisują się w dominujący obecnie w badaniach empirycznych trend, w ramach którego dowodzi się braku występowania istotnych różnic w ryzyku funduszy klasycznych i funduszy SRI (Bauer, Derwall i Otten, 2007; Blanchett, 2010; Managi, Okimoto i Matsuda, 2012; Humphrey i Tan, 2014). Jedynie badania Yu (2014) w pewnym stopniu potwierdzają poczynione spostrzeżenia dotyczące ryzyka funduszy SRI, aczkolwiek w badaniach tych wykazano, że fundusze SRI cechują się niższą rentownością od funduszy klasycznych. Podobne obserwacje poczynili również Asmundson i Foerster (2001).

Dyskusja i podsumowanie

Podsumowując rezultaty przeprowadzonych badań, należy stwierdzić, że nie dały one podstaw do odrzucenia hipotezy (H1), dostarczając jednocześnie przesłanek przemawiających za odrzuceniem hipotezy (H2). Dowiedziono więc, że stosowanie przez fundusze inwestycyjne strategii SRI nie ma wpływu na ich efektywność. Co więcej, uzyskane wyniki sugerują, że stosowanie strategii SRI może prowadzić do zmniejszenia ryzyka inwestycyjnego (zmienności stóp zwrotu oraz ich wrażliwości na zmianę stopy zwrotu z portfela rynkowego). Ostatecznie, w odniesieniu do poruszonego problemu badawczego należałoby więc uznać, że stosowanie strategii SRI może mieć pozytywny wpływ na parametry portfela inwestycji. Tym samym odpowiedź na postawione w tytule artykułu pytanie jest twierdząca. Warto jest być społecznie odpowiedzialnym. Przy czym, poza kwestiami o charakterze filozoficznym i społecznym, które nie były poruszane w niniejszym opracowaniu, za stwierdzeniem tym przemawiają również czynniki o charakterze stricte finansowym. Do konstatacji tej nie można jednak podchodzić bezkrytycznie.

³ Przy czym tak rozumiane ryzyko stanowi odzwierciedlenie niepewności związanej z podejmowaniem decyzji na podstawie wartości estymatorów parametrów szacowanego modelu.

Po pierwsze konieczne jest uwzględnienie ograniczeń wynikających z zastosowanej metody badawczej, które mogą mieć wpływ na otrzymane rezultaty. W szczególności należy mieć na uwadze następujące kwestie: 1) badanie funduszy inwestycyjnych funkcjonujących wg stanu na określony dzień powoduje, że nie jest uwzględniany wskaźnik przetrwania funduszy inwestycyjnych (*survivorship bias*); 2) istnienie dolnego zakresu czasowego powoduje nieuwzględnianie kosztów inicjacji strategii inwestycyjnych, które mogą być większe w przypadku funduszy SRI; 3) zakres czasowy obejmował okres największych od lat turbulencji na rynku finansowym; 4) okres badań pokrywał się z czasem dynamicznego rozwoju rynku SRI, w trakcie którego miał miejsce zwiększony popyt na inwestycje społecznie odpowiedzialne mogący powodować jedynie przejściowy wzrost rentowności tego typu inwestycji; 5) w badaniach uwzględniono największy i najlepiej rozwinięty rynek SRI na świecie (USA), a osiągnięcia funduszy SRI na mniej efektywnych rynkach (w tym rynkach rozwijających się) mogą kształtować się odmiennie.

Po drugie otrzymane rezultaty należy odnieść również do wyników innych badań. Badania nad efektywnością i ryzykiem inwestycji społecznie odpowiedzialnych syntetycznie podsumował Rathner (2013). Według tego autora w niemal 75% z dotychczasowych badań nie znaleziono empirycznego potwierdzenia na występowanie istotnych różnic w osiągnięciach funduszy SRI i funduszy klasycznych. Pozostałe 25% publikacji zawiera natomiast w równym stopniu dowody na zarówno większą, jak i mniejszą efektywność (ryzyko) funduszy SRI. Podobnie twierdzą również Revelli i Viviani (2013), według których na 161 badań empirycznych dotyczących stosowania strategii SRI, 40 wskazuje na pozytywny wpływ stosowania tych strategii na parametry portfela, 31 sugeruje, że wpływ ten jest negatywny, a konkluzją 80 jest stwierdzenie braku istnienia jakiegokolwiek wpływu.

Na zakończenie autor pragnie zauważyć, że przeprowadzone badania mogą stanowić podstawę do pogłębionych analiz w zakresie poruszanej problematyki. Szczególnie pożądanymi kierunkami dalszych badań jest weryfikacja efektywności i ryzyka strategii SRI: 1) w różnych stanach koniunktury giełdowej; 2) na rynkach rozwijających, w tym w Polsce. Ponadto wskazane jest również przeprowadzenie podobnych badań w przyszłości, z uwzględnieniem dłuższego horyzontu czasowego, a także przy użyciu różnych metod badawczych.

Bibliografia

- Aczel, A. (2000). *Statystyka w zarządzaniu*. Warszawa: WN PWN.
- Asmundson, P. i Foerster, S.R. (2001). Socially Responsible Investing: Better for Your Soul or Your Bottom Line? *Canadian Investment Review*, 14(4).
- Bauer, R., Derwall, J. i Otten, R. (2006). The Ethical Mutual Fund Performance Debate: New Evidence from Canada. *Journal of Business Ethics*, 70(2), 111–124
- Bello, Z. (2005). Socially responsible investing and portfolio diversification. *The Journal of Financial Research*, 28(1), 41–57.

- Benson, K.L., Brailsford, T.J. i Humphrey, J.E. (2006). Do Socially Responsible Fund Managers Really Invest Differently? *Journal of Business Ethics*, 65(4), 337–357.
- Blanchett, D.M., (2010). Exploring the Cost of Investing in Socially Responsible Mutual Funds: An Empirical Study. *The Journal of Investing*, 19(3), 93–103.
- Capelle-Blancard, G. i Monjon, S., (2014). The Performance of Socially Responsible Funds: Does the Screening Process Matter? *European Financial Management*, 20(3), 494–520.
- Eurosif. (2014). *European SRI Study 2014*. Pozyskano z: www.eurosif.org/research/eurosif-sri-study/sri-study-2014 (15.10.2015).
- Fama, E.F. i French, K.R. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.
- French, K.R. (b.d.). *Current Research Returns*. Pozyskano z: http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html#Research (30.10.2015).
- Girard, E., Rahman, H. i Stone, B. (2007). Socially Responsible Investments: Goody-Two-Shoes or Bad to the Bone. *Journal of Investing*, 16(1), 96–110.
- GSIA. (2013). *2012 Global Sustainable Investment Review*. Global Sustainable Investment Alliance. Pozyskano z: <http://gsiareview2012.gsi-alliance.org/> (20.10.2015).
- Hamilton, S., Jo, H. i Statman, M. (1993). Doing Well While Doing Good? The Investment Performance of Socially Responsible Mutual Funds. *Financial Analysts Journal*, 47(6), 62–66.
- Humphrey, J. i Tan, D. (2014). Does it Really Hurt to be Responsible? *Journal of Business Ethics*, 122(3), 375–386.
- Kurtz, L. (2005). Answer to Four Questions. *The Journal of Investing*, 14(3), 125–139.
- Managi, S., Okimoto, T. i Matsuda, A. (2012). Do Socially Responsible Investment Indexes Outperform Conventional Indexes? *Applied Financial Economics*, 22(18), 1511–1527.
- Morningstar. (2002). *The New Morningstar Style Box™ Methodology*. Pozyskano z: http://news.morningstar.com/pdfs/FactSheet_StyleBox_Final.pdf (20.10.2015).
- Rathner, S. (2013). The Influence of Primary Study Characteristics on the Performance Differential Between Socially Responsible and Conventional Investment Funds: A Meta-Analysis. *Journal of Business Ethics*, 118(2), 349–363.
- Revelli, C. i Viviani, J.L. (2013). The Link Between SRI and Financial Performance: Effects and Moderators. *Management International*, 17(2), 105–122.
- Sharpe, W.F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*, 19(3), 425–442.
- Statman, M. i Glushkov, D. (2009). The Wages of Social Responsibility. *Financial Analysts Journal*, 64(4), 33–46.
- Tarczyński, W., Witkowska, D. i Kompa, K. (2013). *Współczynnik beta. Teoria i praktyka*. Warszawa: Pielaszek Research.
- US/SIF. (2014). Report On US Sustainable, Responsible and Impact Investing Trends 2014. The Forum of Sustainable and Responsible Investment 2014. Pozyskano z: http://www.ussif.org/Files/Publications/SIF_Trends_14.FES.pdf (20.10.2015).
- Vigeo. (2013). *Green, Social and Ethical Funds in Europe. The Retail Market*. Pozyskano z: <http://www.vigeo.com> (15.10.2015).
- Yu, L. (2014). Performance of Socially Responsible Mutual Funds. *Global Journal of Business Research*, 8(3), 9–17.

Załącznik

Zasady konstrukcji indeksów objętych badaniem

Na potrzeby badań skonstruowano 10 indeksów funduszy inwestycyjnych: 9 indeksów funduszy klasycznych oraz jeden indeks funduszy SRI (por. tab. 1). Do opracowania indeksów funduszy klasycznych wykorzystano Macierz Stylów Morningstar, która klasyfikuje strategie funduszy akcyjnych na dziewięć kategorii, uwzględniając dwa kryteria: kapitalizację oraz wycenę spółek, których walory nabywa fundusz (por. rys. 1). Dane dotyczące funduszy inwestycyjnych funkcjonujących w USA oraz ich strategii inwestycyjnych zaczerpnięto z serwisu Kiplinger (<http://www.kiplinger.com>). Katalog funduszy SRI, podobnie jak zrobili to Cortez, Areal i Silva (2012) oraz Nofsinger i Varma (2014) i Yu (2014), opracowano natomiast w oparciu o informacje publikowane przez portal SocialFunds (<http://www.socialfunds.com/>). W składzie każdego z indeksów uwzględniono dwadzieścia dobranych za pomocą generatora liczb pseudolosowych funduszy inwestycyjnych. Warunkiem ograniczającym dobór funduszy do indeksów był okres notowań, który musiał być co najmniej tak samo długi, jak horyzont przeprowadzonych badań. Wagi poszczególnych funduszy w indeksach są równe i stałe w całym okresie badania.

Rysunek 1. Macierz stylów Mornigstar

WYCENA SPÓŁEK			Duża Średnia Mała KAPITALIZACJA SPÓŁEK
Wartość	Mieszane	Wzrost	
Large Value	Large Blend	Large Growth	
Medium Value	Medium Blend	Medium Blend	
Small Value	Small Blend	Small Growth	

Źródło: Morningstar, 2002.

Badania przeprowadzono w oparciu o miesięczne stopy zwrotu obliczone na podstawie dziennych logarytmicznych stóp zwrotu. Analizowane stopy zwrotu uwzględniają opłaty za zarządzanie, gdyż w literaturze nie ma zgody czy różnice w ich wysokości wpływają na efektywność funduszy SRI (Kreander, Gray, Power i Sinclair, 2005; Benson, Brailsford i Humphrey, 2006).

Rozdział XIII

KLAUDIA JARNO*

Efektywność inwestycji w akcje spółek wdrażających koncepcję CSR – studium przypadku indeksu RESPECT z wykorzystaniem metody dominacji stochastycznej

Streszczenie

W artykule zaprezentowano wyniki wykorzystania metody dominacji stochastycznej do oceny efektywności inwestycji w spółki realizujące koncepcję CSR na przykładzie indeksu RESPECT. W przeciwieństwie do pomiaru efektywności za pomocą wskaźnika Sharpe'a, metoda dominacji stochastycznej nie pozwala na dokonanie jednoznacznego rozstrzygnięcia w tym przypadku. Stwierdzono, że indeks RESPECT dominuje jedynie nad indeksem WIG-banki począwszy od dominacji stochastycznej rzędu drugiego. Nie wykazano także, by indeks RESPECT był zdominowany przez jakiegokolwiek inny analizowany indeks.

Słowa kluczowe: decyzje inwestycyjne, efektywność, dominacja stochastyczna, indeks RESPECT.

Effectiveness of the investment in companies implementing the CSR idea – a case of the RESPECT Index using the stochastic dominance method

Abstract

The article presents the results of using a method of stochastic dominance to evaluate the effectiveness of investments in companies implementing CSR. A case of the RESPECT Index has been presented. In contrast to evaluating the effectiveness by using the Sharpe ratio, the stochastic dominance method does not allow to make a clear decision in this case. It was found that the

* dr Klaudia Jarno – Katedra Polityki Pieniężnej i Rynków Finansowych, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, al. Niepodległości 10, 61-875 Poznań; e-mail: klaudia.jarno@ue.poznan.pl.

RESPECT Index dominates only the WIG-Banki Index starting with the second order stochastic dominance. It also has been demonstrated that the RESPECT Index is not dominated by any other index analyzed.

Keywords: investment decisions, effectiveness, stochastic dominance, RESPECT index.

JEL: G110

Wprowadzenie

Koncepcja społecznej odpowiedzialności biznesu (*Corporate social responsibility*, CSR) jest jedną z najszybciej zyskujących popularność koncepcji, będących alternatywą dla postrzegania biznesu jedynie w kategoriach wypracowywania zysku bądź wartości dla właścicieli. Dziawgo i Dziawgo (2014, s. 32) definiują CSR jako „prowadzenie działalności gospodarczej w poczuciu odpowiedzialności za los przedsiębiorstwa, akcjonariusza, klienta, pracownika, obywatela, społeczeństwa, środowiska naturalnego lub szerzej – wszystkich interesariuszy, w stopniu przekraczającym zobowiązania prawne”.

Częścią koncepcji CSR jest idea inwestowania społecznie odpowiedzialnego (*Social responsible investment*, SRI), która według T. Czerwińskiej (2009, s. 12) „polega na posługiwaniu się, obok relacji ryzyko – dochód, etycznymi i społecznymi kryteriami w procesie alokacji kapitału i zarządzania portfelem inwestycji”. Także Forum Zrównoważonych i Odpowiedzialnych Inwestycji (Eurosif, 2014, s. 8) odwołuje się w definiowaniu SRI do procesu podejmowania decyzji inwestycyjnej i określa SRI jako „każdy rodzaj procesu inwestycyjnego, który łączy cele finansowe inwestorów z ich troską o sprawy środowiskowe, społeczne i ładu korporacyjnego” (*any type of investment process that combines investors' financial objectives with their concerns about Environmental, Social and Governance (ESG) issues*).

Podsumowując, CSR jest ogólną koncepcją działalności gospodarczej, postulującą uwzględnienie interesów wszystkich interesariuszy w stopniu wyższym niż jest to wymagane przepisami prawa i może być wdrażana przez wszystkie podmioty gospodarcze (w tym spółki – emitentów papierów wartościowych), natomiast SRI, która jest elementem CSR, jest domeną inwestorów.

Celem niniejszego artykułu jest ocena efektywności inwestycji w akcje spółek wdrażających koncepcję CSR notowanych na parkiecie warszawskiej giełdy na przykładzie indeksu RESPECT.

Wartości indeksu RESPECT są obliczane i publikowane od 2009 r. W indeksie uwzględniane są wyłącznie akcje spółek z rynku regulowanego. Indeks RESPECT skupia spółki będące z jednej strony liderami we wdrażaniu standardów CSR, z drugiej zaś – będące jednocześnie w portfelach indeksów WIG20, mWIG40 lub sWIG80 (zatem, których akcje charakteryzują się odpowiednim stopniem płynności). Proces

doboru spółek do indeksu przebiega trójetapowo, przy czym dwa pierwsze nie wymagają zaangażowania kandydatów (odbywają się na podstawie publicznie dostępnych informacji), a na ostatnim etapie kandydaci dobrowolnie wypełniają specjalnie przygotowaną ankietę.

Wdrażanie koncepcji SRI może być postrzegane jako swoiste ograniczenie w procesie podejmowania decyzji inwestycyjnych, szczególnie na gruncie klasycznej teorii portfelowej. Zgodnie z jej zasadami stopa zwrotu z portfela uzależniona jest od jego ryzyka a kluczem do stworzenia portfela efektywnego jest jego odpowiednia dywersyfikacja. Dlatego wykluczenie w procesie podejmowania decyzji przez inwestora wdrażającego SRI spółek niespełniających określonych kryteriów CSR będzie skutkować zawężeniem pola manewru, a tym samym powinno wpłynąć niekorzystnie na dochodowość portfela – kwestię tę szerzej omawiają Bartkowiak i Janik (2013, s. 7–8).

W niniejszym artykule podjęto próbę oceny efektywności inwestycji w akcje spółek wdrażających koncepcję CSR w oparciu o metodę o innych, niż klasyczna teoria portfelowa, założeniach, tj. metodę dominacji stochastycznej.

Metoda badawcza

Tematyka oceny efektywności inwestycji w indeks RESPECT była już podejmowana przez polskich badaczy (Bartkowiak i Janik, 2013; Jedynak, 2012; Zasępa, 2013). W swoich badaniach poszczególni autorzy dokonali przede wszystkim porównań efektywności inwestycji w indeks RESPECT w stosunku do wybranych innych indeksów rynku regulowanego (Bartkowiak i Janik – indeks WIG20TR, WIG-banki i WIG-paliwa, Jedynak – WIG, Zasępa – WIG, WIG20, mWIG40 i sWIG80¹) i wykorzystali w tym celu przede wszystkim miernik Sharpe’a. Horyzont czasowy w badaniach wspomnianych autorów kończył się w 2012 r. i wszyscy badacze używali wyników sugerujących przewagę inwestycji w indeks RESPECT nad inwestycjami w indeksy będące obiektem porównania.

Miernik Sharpe’a charakteryzuje się prostotą konstrukcji i łatwością interpretacji². Wyraża się on wzorem (Jajuga i Jajuga, 2006, s. 257):

¹ Wątpliwości autorki budzi wybór P. Zasępy – WIG20, mWIG40 i sWIG80 mają charakter cenowy, a RESPECT jest indeksem dochodowym, a więc poza zmianami cen akcji uwzględnia także dochody z dywidend i praw poboru.

² Z drugiej strony współczynniki Sharpe’a zarzucane są ograniczone możliwości wykorzystania w przypadku ujemnej nadwyżkowej stopy zwrotu (Meyer, Li i Rose, 2001, s. 150). Ponadto, istnieją badania dowodzące, że wykorzystanie miernika Sharpe’a do tworzenia rankingu inwestycji powinno uwzględniać horyzont inwestycyjny (dostosowanie interwału stóp zwrotu) – w przeciwnym wypadku wyniki mogą być mylące (por. Hodges, Taylor i Yoder, 1997).

$$\text{Sharpe Ratio} = \frac{r - r_f}{\sigma},$$

gdzie:

r – przeciętna wartość stopy zwrotu rozpatrywanego portfela w okresie analizy,

r_f – przeciętna wartość stopy zwrotu wolnej od ryzyka w okresie analizy,

σ – odchylenie standardowe stopy zwrotu w okresie analizy.

Interpretacja miernika Sharpe’a jest następująca: ile nadwyżkowej stopy zwrotu (ponad stopę wolną od ryzyka) przypada na jednostkę ryzyka całkowitego mierzonego odchyleniem standardowym. Im wyższa wartość wskaźnika, tym portfel należy ocenić wyżej.

Przedmiotem niniejszego artykułu są także wyniki badania porównawczego, ale nacisk został położony na zastosowanie odmiennego podejścia, a miernik Sharpe’a wykorzystano uzupełniająco – w celu wykazania ograniczeń głównej metody. Ocena efektywności inwestycji w indeksy RESPECT oraz indeksy WIG, WIG-paliwa i WIG-banki została dokonana przy wykorzystaniu metody dominacji stochastycznej, poprzedzonej analizą podstawowych charakterystyk stóp zwrotu z obu indeksów. Wybór indeksów WIG-paliwa i WIG-banki podyktowany był dużym udziałem spółek z sektora przemysłu paliwowego i sektora bankowego w indeksie RESPECT (w październiku 2015 r. ponad 20% każdy). Wszystkie indeksy ujęte w analizie mają charakter dochodowy.

Metoda dominacji stochastycznej stanowi alternatywę dla wyboru portfela w oparciu o klasyczną teorię portfela. Wymaga ona mniejszej liczby założeń, które w dodatku są realistyczne (Jajuga i Jajuga, 2006, s. 23). Jedyne założenia, które czyni się w tej metodzie dotyczą kształtu funkcji użyteczności inwestora, a ich liczba zależy od rzędu dominacji (wyróżnia się dominację rzędu pierwszego, drugiego, trzeciego, a nawet wyższych rzędów). Kousmanen (2001, s. 1–2) podkreśla, że w metodzie dominacji stochastycznej wykorzystuje się informacje o całym rozkładzie prawdopodobieństwa i jednocześnie nie nakłada ona żadnych ograniczeń na jego kształt, a przyjęte założenia odnośnie do nienasycenia decydenta i jego preferencji dotyczących ryzyka są na tyle ogólne, że metodę można uznać za nieparametryczną. Autorka wyraża przekonanie, że przedstawione zalety metody dominacji stochastycznej uzasadniają próby jej wykorzystania, nawet jeśli może ona nie dać jednoznacznych wyników.

Na podstawie, uzyskanych w oparciu o metodę dominacji stochastycznej, wyników dokonuje się podziału alternatyw (możliwe są porównania jedynie parami) na zdominowane i niezdominowane.

W pracy wykorzystano dominacje stochastyczne rzędu pierwszego, drugiego i trzeciego.

W celu przedstawienia definicji dominacji stochastycznych przyjęto, że:

$$F(r) = \int_{-\infty}^r f(y)dy.$$

Rozważane są dwa portfele A i B wraz z odpowiadającymi im dystrybuantami stóp zwrotu $F_A(r)$ i $F_B(r)$ oraz zbiór S stanowiący łączny zbiór realizacji stóp zwrotu z portfeli A i B.

W dominacji stochastycznej pierwszego rzędu zakłada się jedynie, że funkcja użyteczności inwestora jest rosnąca (czyli pierwsza pochodna tej funkcji jest dodatnia). Wówczas portfel A dominuje (w sensie dominacji stochastycznej pierwszego rzędu) nad portfelem B, jeżeli dla każdej stopy zwrotu spełniona jest następująca nierówność:

$$F_A(r) \leq F_B(r),$$

przy czym przynajmniej dla jednej wartości $r \in S$ ta nierówność jest ostra (Jajuga i Jajuga, 2006, s. 232).

Z kolei w dominacji stochastycznej drugiego rzędu zakłada się nie tylko, że funkcja użyteczności inwestora jest rosnąca, lecz także, że cechuje go awersja do ryzyka, a zatem jego funkcja użyteczności jest wklęsła (czyli druga pochodna tej funkcji jest ujemna). Wówczas portfel A dominuje (w sensie dominacji stochastycznej drugiego rzędu) nad portfelem B, jeżeli dla każdej stopy zwrotu spełniona jest następująca nierówność:

$$\int_{-\infty}^r F_A(y)dy \leq \int_{-\infty}^r F_B(y)dy,$$

przy czym przynajmniej dla jednej wartości $r \in S$ ta nierówność jest ostra (Jajuga i Jajuga, 2006, s. 234).

Wreszcie w dominacji stochastycznej trzeciego rzędu zakłada się nie tylko, że funkcja użyteczności inwestora jest rosnąca i cechuje go awersja do ryzyka, lecz także, że bezwzględna awersja do ryzyka maleje, a zatem w miarę wzrostu stanu posiadania inwestor jest skłonny lokować coraz większą jego część w ryzykowane aktywa (czyli trzecia pochodna funkcji użyteczności jest dodatnia) oraz, że wartość oczekiwana rozkładu stopy zwrotu z portfela A jest wyższa od wartości oczekiwanej stopy zwrotu z portfela B. Wówczas portfel A dominuje (w sensie dominacji stochastycznej trzeciego rzędu) nad portfelem B, jeżeli dla każdej stopy zwrotu spełniona jest następująca nierówność:

$$\int_{-\infty}^r \int_{-\infty}^r F_A(y)dy \leq \int_{-\infty}^r \int_{-\infty}^r F_B(y)dy,$$

przy czym przynajmniej dla jednej wartości $r \in S$ ta nierówność jest ostra (Jajuga i Jajuga, 2006, s. 234–235).

Badanie przeprowadzono dla dziennych i miesięcznych logarytmicznych stóp zwrotu (przy obliczaniu częstości wystąpienia poszczególnych wartości stopy zwrotu przyjęto przedziały o szerokości 0,5 punktu procentowego (p.p.) dla stóp dziennych i 1 p.p. dla stóp miesięcznych). W badaniu wykorzystano dane odnośnie do wartości indeksów RESPECT, WIG, WIG-paliwa i WIG-banki za okres od 19 listopada 2009 r. (początek publikacji indeksu RESPECT) do końca października 2015 r., dostępne w serwisie stooq.pl.

Jak wspomniano wcześniej, uzupełnieniem badania była analiza efektywności z wykorzystaniem miernika Sharpe'a. Za stopę wolną od ryzyka przyjęto jednodniowy i jednomiesięczny WIBOR.

Wyniki i wnioski z badania efektywności inwestycji w indeksy RESPECT i pozostałe indeksy z wykorzystaniem metody dominacji stochastycznych oraz miernika Sharpe'a

W tabelach 1 i 2 przedstawiono podstawowe charakterystyki dziennych i tygodniowych stóp zwrotu z indeksów RESPECT, WIG, WIG-paliwa i WIG-banki.

Tabela 1. Charakterystyka dziennych stóp zwrotu z indeksów RESPECT, WIG, WIG-paliwa i WIG-banki (19.11.2009–31.10.2015)

Wielkość	RESPECT	WIG	WIG-paliwa	WIG-banki
Średnia stopa zwrotu (w %)	0,03	0,020	0,050	0,010
Odchylenie standardowe (w %)	1,17	1,030	1,550	1,400
Minimalna stopa zwrotu (w %)	–6,95	–6,240	–8,690	–7,780
Maksymalna stopa zwrotu (w %)	4,64	4,580	5,740	7,090
Korelacja z RESPECT	–	0,936	0,825	0,779

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych stooq.pl.

Z porównania wybranych charakterystyk dla dziennych stóp zwrotu wynika, że w badanym okresie stopy zwrotu z indeksu RESPECT i pozostałych indeksów charakteryzowały się zróżnicowaną wartością średnią z przedziału od 0,01 do 0,05%. Dienne stopy zwrotu odchodziły się przeciętnie od wartości średniej o 1,17 p.p. dla RESPECT; 1,03 p.p. dla WIG; 1,55 p.p. dla WIG-paliwa i 1,4 p.p. dla WIG-banki. Minimalne zaobserwowane wartości stopy zwrotu były ujemne dla wszystkich indeksów, natomiast wartości maksymalne – dodatnie. Współczynniki korelacji dla stóp zwrotu z indeksów RESPECT i stóp zwrotu z pozostałych indeksów są dodatnie,

a więc wzrostowi stóp zwrotu z RESPECT towarzyszył wzrost stóp zwrotu z pozostałych indeksów, przy czym siła tych zależności była zróżnicowana (ale wartości wszystkich współczynników wskazują, że były to zależności silne).

Tabela 2. Charakterystyka miesięcznych stóp zwrotu z indeksów RESPECT i WIG (19.11.2009–31.10.2015)

Wielkość	RESPECT	WIG	WIG-paliwa	WIG-banki
Średnia stopa zwrotu (w %)	0,57	0,310	0,930	0,130
Odchylenie standardowe (w %)	4,76	4,320	6,370	5,190
Minimalna stopa zwrotu (w %)	-10,40	-11,040	-13,590	-10,280
Maksymalna stopa zwrotu (w %)	11,30	9,220	15,120	11,670
Korelacja z RESPECT	–	0,934	0,778	0,741

Źródło: jak tab. 1.

Porównanie dokonane dla miesięcznych stóp zwrotu, skłania do wyciągnięcia podobnych wniosków. W badanym okresie miesięczne stopy zwrotu z indeksu RESPECT i pozostałych indeksów charakteryzowały się zróżnicowaną wartością średnią z przedziału od 0,13 do 0,93%. Miesięczne stopy zwrotu odchyłały się przeciętnie od wartości średniej o 4,76 p.p. dla RESPECT; 4,32 p.p. dla WIG; 6,37 p.p. dla WIG-paliwa i 5,19 p.p. dla WIG-banki. Minimalne zaobserwowane wartości stopy zwrotu były ujemne dla wszystkich indeksów, natomiast wartości maksymalne dodatnie. Pomiedzy kierunkiem zmian stóp zwrotu z indeksu RESPECT a kierunkiem zmian stóp zwrotu z pozostałych indeksów występowała silna zależność dodatnia w każdym przypadku.

Wyniki wykorzystania metody dominacji stochastycznej do oceny efektywności inwestycji w RESPECT i pozostałe analizowane indeksy przedstawiono w tabeli 3 dla dziennych stóp zwrotu oraz w tabeli 4 dla miesięcznych stóp zwrotu.

Tabela 3. Wyniki zastosowania metody dominacji stochastycznej dla oceny efektywności inwestycji w indeksy RESPECT, WIG, WIG-paliwa i WIG-banki (dziennie stopy zwrotu)

Dominacja stochastyczna	Wynik porównań parami
Pierwszego rzędu	brak
Drugiego rzędu	RESPECT dominuje nad WIG-banki WIG dominuje nad WIG-banki
Trzeciego rzędu	RESPECT dominuje nad WIG-banki WIG dominuje nad WIG-banki

Źródło: jak tab. 1.

W horyzoncie czasowym analizy nie zaobserwowano dominacji stochastycznych pierwszego rzędu ani dla dziennych, ani dla miesięcznych stóp zwrotu. Wyniki porównania skłaniają do wyciągnięcia wniosku, że w kategorii dziennych stóp zwrotu występuje dominacja RESPECT i WIG nad WIG-banki począwszy od drugiego rzędu dominacji. Z kolei dla miesięcznych stóp zwrotu nie stwierdzono żadnych dominacji.

Tabela 4. Wyniki zastosowania metody dominacji stochastycznej dla oceny efektywności inwestycji w indeksy RESPECT, WIG, WIG-paliwa i WIG-banki (miesięczne stopy zwrotu)

Dominacja stochastyczna	Wynik dla porównania RESPECT i WIG
Pierwszego rzędu	brak
Drugiego rzędu	brak
Trzeciego rzędu	brak

Źródło: jak tab. 1.

Wyniki badania efektywności z wykorzystaniem metody dominacji stochastycznej nie dały jednoznacznych wyników w postaci rankingu indeksów. Wykorzystanie metody dominacji stochastycznej w analizowanym przypadku ma więc w praktyce ograniczone znaczenie, ponieważ nie pozwala na wyciągnięcie jednoznacznych wniosków.

W tabeli 5 przedstawiono wyniki obliczeń miernika Sharpe'a dla indeksu RESPECT i pozostałych indeksów.

Tabela 5. Wskaźnik Sharpe'a dla indeksu RESPECT oraz pozostałych indeksów

Indeks	Dzienne stopy zwrotu		Miesięczne stopy zwrotu	
	miernik Sharpe'a	pozycja w rankingu	miernik Sharpe'a	pozycja w rankingu
RESPECT	0,0184	2	0,0628	2
WIG	0,0075	3	0,0106	3
WIG-paliwa	0,0255	1	0,1043	1
WIG-banki	-0,0003	4	-0,0270	4

Źródło: jak tab. 1.

Z dokonanych obliczeń wynika, że bez względu na interwał stopy zwrotu ranking efektywności analizowanych indeksów charakteryzuje się tym samym porządkiem. Indeks RESPECT plasuje się na drugim miejscu, po indeksie WIG-paliwa.

Zakończenie

W opracowaniu przedstawiono w jaki sposób metoda dominacji stochastycznej może być wykorzystana do oceny efektywności inwestycji w dane portfele. Metoda dominacji stochastycznej wykazuje słabość w porównaniu z powszechnie stosowanymi wskaźnikami efektywności, z których najpopularniejszy jest miernik Sharpe'a, gdyż nie zawsze daje ona jednoznaczne wyniki. Niemniej z pewnością może być wykorzystywana co najmniej do zawężenia pola wyboru i jako narzędzie uzupełniające analizy.

Uzyskane wyniki skłaniają do wyciągnięcia wniosku, że **indeks RESPECT dominuje jedynie nad indeksem WIG-banki** począwszy od dominacji stochastycznej rzędu drugiego. Nie stwierdzono dominacji nad innymi indeksami, aczkolwiek warto podkreślić, że **nie zaobserwowano także, by indeks RESPECT był zdominowany przez jakikolwiek inny analizowany indeks**.

Bibliografia

- Bartkowiak, M. i Janik, B. (2013). Analiza porównawcza indeksów akcji spółek społecznie odpowiedzialnych RESPECT, CEERIUS I VONIX. *Studia Oeconomica Posnaniensia* 1(9), 5–19.
- Czerwińska, T. (2009). Społeczna odpowiedzialność polityki inwestycyjnej funduszy emerytalnych. *Wiadomości Ubezpieczeniowe*, (3), 11–27.
- Dziawgo, D. i Dziawgo, L. (2014). Społeczna ewolucja rynku finansowego. CSR i IR – wybrane aspekty. *Nauki o Finansach*, 1(18), 29–39.
- Eurosif. (2014). *European SRI Study*. Brussels: Eurosif A.I.S.B.L.
- Hodges, C.W., Taylor, W.R.L. i Yoder, J.A. (1997). Stocks, Bonds, the Sharpe Ratio, and the Investment Horizon. *Financial Analysts Journal*, 53(6), 74–80, <http://dx.doi.org/10.2469/faj.v53.n6.2132>.
- Jajuga, K. i Jajuga, T. (2006). *Inwestycje. Instrumenty finansowe, aktywa niefinansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Jedynak, T. (2012). Efektywność strategii inwestycji w akcje spółek społecznie odpowiedzialnych na przykładzie Respect Index. *Zeszyty Naukowe Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego*, (12), 162–172.
- Kuosmanen, T. (2001). Stochastic Dominance Efficiency Tests under Diversification. *Helsinki School of Economics Working Paper W-283*.
- Meyer, T.O., Li, X.-M. i Rose, L.C. (2005). Comparing mean variance tests with stochastic dominance tests when assessing international portfolio diversification benefits. *Financial Services Review*, 14(1), 149–168, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.960940>.
- Zasępa, P. (2013). Analiza efektywności inwestycji w akcje spółek społecznie odpowiedzialnych na przykładzie indeksu RESPECT. W: G. Borys, A. Janusz (red.), *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu* (311): *Rola instytucji i rynku finansowego w świetle celów oraz zasad zrównoważonego rozwoju* (s. 212–220). Wrocław: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.

Rozdział XIV

ARKADIUSZ ORZECOWSKI*

Model Hestona – wycena opcji europejskich i analiza alternatywnych podejść pod względem szybkości obliczeniowej

Streszczenie

W niniejszym artykule analizie poddawany jest model S.L. Hestona. W ramach podejmowanej problematyki wyprowadzana jest formuła pozwalająca obliczyć wartość teoretyczną kontraktów bazujących na prawach pochodnych. Ponadto, sprawdzana jest możliwość wykorzystania alternatywnych podejść do wyceny instrumentów pochodnych opiewających na aktywa bazowe, tj. H-FTBates i H-FTCM $\alpha = 1$. W ramach analizowanych podejść analizie poddawana jest szybkość obliczeniowa. Ostatecznie, wyciągane są wnioski na temat tego, które z podejść jest najlepsze do wyceny opcji.

Słowa kluczowe: model Hestona, transformata Fouriera, szybkość obliczeniowa.

Heston model – valuation of European options and analysis of alternative approaches in terms of speed computing

Abstract

In this article, the analysis of S.L. Heston model has been performed. The model has been derived in order to get the theoretical value of options. Additionally, alternative approaches to option valuation has been investigated, ie. H – FTBates and H – FTCM $\alpha = 1$ and computational speed has been calculated. Finally, conclusions concernig the best approach to the option valuation have been drawn.

Keywords: Heston model, Fouriera transform, computational speed.

JEL: G13

* dr Arkadiusz Orzechowski – Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Al. Niepodległości 162, 02-554 Warszawa; e-mail: aorzec@sgh.waw.pl.

Wprowadzenie

Analityczną wycenę opcji europejskich w modelu F. Blacka i M. Scholesa (1973) powszechnie uznaje się za jedno z największych osiągnięć w dziedzinie finansów. Pomimo tego, podejście to często poddawane jest krytyce zarówno ze względu na założenia leżące u podstaw samej teorii (w szczególności założenie dotyczące stałości wariancji w czasie), jak i badania empiryczne, które wskazują na niedopasowanie modelu do danych empirycznych.

Krytyka modelu F. Blacka i M. Scholesa doprowadziła do powstania alternatywnych podejść do wyceny opcji. R.C. Metron (1976), a potem również S.G. Kou (2002) zwrócili uwagę na fakt, iż ceny aktywów bazowych, na które opiewają kontrakty reprezentujące prawa pochodne podlegają okresowym skokom. W konsekwencji, ścieżka cenowa instrumentów podstawowych nie może być przedstawiona w tradycyjny sposób, a to powoduje, że wycena opcji w modelu F. Blacka i M. Scholesa jest wadliwa. J. Cox (1975), D.C. Emanuel i J.D. MacBeth (1982) oraz H. Geman i Y.F. Shih (2009) skonstruowali model CEV (*constant elasticity of variance model*), w którym założyli, że wysokość odchylenia standardowego stóp zwrotu z akcji zależy od poziomu notowań rynkowych udziałowych papierów wartościowych. Inaczej do tego zagadnienia podszedł B. Durpie (1994), który przyjął, że zmienność rentowności instrumentów finansowych, w oparciu o które wystawiane są kontrakty opcyjne, zależy w sposób deterministyczny nie tylko od wysokości kursów rynkowych walorów, lecz także od długości okresu analizy. Założenie to z czasem straciło na znaczeniu na rzecz poglądu o losowej zmienności stóp zwrotu z aktywów bazowych. Obecnie większość badaczy podejmujących problematykę wyceny opcji (Johnson i Shanno, 1987; Heston, 1993; Hull i White, 1987; Rogers i Veraart, 2008; Schöbel i Zhu, 1999; Scott, 1987; Stein i Stein, 1991; Wiggins, 1987) koncentruje się na modelach, w których odchylenie standardowe dochodowości instrumentów ryzykownych opisywane jest za pomocą stochastycznego równania różniczkowego.

Niniejszy artykuł składa się z kilku części. Na początku, opisane są właściwości procesu odpowiedzialnego za kształtowanie wariancji. Następnie wyprowadzane jest równanie różniczkowe cząstkowe S.L. Hestona (1993), formułowane są warunki brzegowe i określone są funkcje charakterystyczne wykorzystywane do wyceny opcji. Ostatecznie analizie poddawana jest szybkość wyceny w modelu Hestona (1993) oraz alternatywnych koncepcji bazujących na transformacie Fouriera.

Celem przedkładanego artykułu jest wykazanie, że oryginalne podejście Hestona (1993) jest nieefektywne pod względem szybkości obliczeniowej.

Właściwości procesu odpowiedzialnego za kształtowanie wariancji stóp zwrotu

Model Hestona (1993) bazuje na założeniach jedynie częściowo zbliżonych do tych zaproponowanych przez F. Blacka i M. Scholesa (1973). Znajduje to odzwierciedlenie m.in. w odmiennym procesie odpowiedzialnym za kształtowanie cen aktywów bazowych, tj.:

$$dS_t = \mu S_t dt + \sqrt{v_t} S_t dW_{1,t}, \quad (1)$$

gdzie:

S_t – cena instrumentu udziałowego w okresie t ,

μ – dryf cenowy,

v_t – wariancja ceny instrumentu bazowego,

$W_{1,t}$ – proces Wienera.

Jedną z najważniejszych różnic występujących pomiędzy modelem F. Blacka i M. Scholesa (1973) a podejściem zaproponowanym przez Hestona (1993) jest wariancja notowań instrumentów, na które opiewają będące przedmiotem zainteresowania kontrakty. W modelu F. Blacka i M. Scholesa (1973) zmienność kursowa walorów stanowiących podstawę wystawienia opcji jest wielkością stałą w czasie, natomiast w modelu Hestona (1993) kształtuje zgodnie z procesem wykorzystanym przez J.C. Coxa, J.E. Ingersolla i S.A. Rossa (1985) do opisu zmian krótkoterminowej stopy procentowej. W modelu Hestona (1993) tego typu formuła wykorzystywana jest do opisu procesu odpowiedzialnego za kształtowanie wariancji, tj.:

$$dv_t = \kappa(\theta - v_t)dt + \sigma\sqrt{v_t}dW_{2,t}, \quad (2)$$

gdzie:

v_t – wariancja stopy zwrotu z instrumentu bazowego,

κ – szybkość powracania wariancji do wartości średniej (*mean – reverting speed*),

θ – średnia długookresowa wariancja (*long – run mean*),

σ – zmienność zmienności (*volatility of volatility*),

$W_{2,t}$ – proces Wienera skorelowany z procesem Wienera $W_{1,t}$ ze współczynnikiem korelacji ρ , tj.: $E[W_{1,t}W_{2,t}] = \rho$.

Równanie różniczkowe cząstkowe Hestona i warunki brzegowe

Według J. Gatherala (2006) równanie różniczkowe cząstkowe S.L. Hestona (1993) jest szczególnym przypadkiem równania różniczkowego cząstkowego wykorzystywanego do wyceny kontraktów opartych na prawach pochodnych w ramach modeli stochastycznej zmienności.

W celu wyznaczenia formuły określającej wartość teoretyczną opcji wykorzystywana jest procedura zbliżona do tej zaproponowanej przez F. Blacka i M. Scholesa (1973). Pozwala ona wygenerować równanie różniczkowe cząstkowe Hestona wyrażone w kategoriach logarytmu naturalnego ceny instrumentu bazowego, tj.:

$$\begin{aligned} \frac{\partial V}{\partial t} + \frac{1}{2}\nu \frac{\partial^2 V}{\partial x^2} + \left(r - \frac{1}{2}\nu\right) \frac{\partial V}{\partial x} + \sigma\nu\rho \frac{\partial^2 V}{\partial \nu \partial x} + \frac{1}{2}\nu\sigma^2 \frac{\partial^2 V}{\partial \nu^2} - rV + \\ + (\kappa(\theta - \nu)dt + \lambda\nu) \frac{\partial V}{\partial \nu} = 0, \end{aligned} \quad (3)$$

gdzie:

V – wartość opcji,

$\lambda(S_t, \nu_t, t)$ – rynkowa cena ryzyka zmienności,

$x = \ln S_t, \quad \lambda\nu = \lambda(S_t, \nu_t, t)$.

Jeżeli wykup opcji następuje w momencie T , cena wykonania kontraktu wynosi zaś K , to otrzymanie wyniku końcowego uzależnione jest od następujących warunków brzegowych:

$$\left\{ \begin{array}{ll} C(S_T, \nu_T, T) = \max(S_T - K, 0) & \text{dla } t = T \\ C(0, \nu_t, t) = 0 & \text{dla } S_t = 0 \\ \frac{\partial C(\infty, \nu_t, t)}{\partial S_t} = 1 & \text{dla } \nu_t \rightarrow \infty \\ rS_t \frac{\partial C(S_t, 0, t)}{\partial S_t} + \kappa\theta \frac{\partial C(S_t, 0, t)}{\partial t} - rC(S_t, 0, t) + \frac{\partial C(S_t, 0, t)}{\partial t} = 0 & \text{dla } \nu_t = 0 \\ C(S_T, \infty, t) \approx S_t & \text{dla dużych } \nu_t \end{array} \right. \quad (4)$$

Na ich podstawie można sformułować dwie prawidłowości ponad te, które wynikają z modelu F. Blacka i M. Scholesa (1973). Pierwsza z nich stanowi, iż przy zmienności cen aktywów bazowych dążącej do nieskończoności wartość teoretyczna opcji przestaje być wrażliwa na wahania notowań instrumentów stanowiących podstawę wystawienia kontraktów. Druga prawidłowość dotyczy natomiast podobieństwa kursowego opcji i aktywów, na które one opiewają, przy wysokich poziomach ν_t .

Wykorzystanie funkcji charakterystycznych do wyceny opcji

Wycena opcji w modelu Hestona (1993) bazuje na podejściu wykorzystywanym przez F. Blacka i M. Scholesa (1973) do określenia wartości teoretycznej kontraktów reprezentujących prawa pochodne, tj.:

$$\begin{aligned} C(S, \nu, t) &= e^{-r(T-t)} E^{\bar{q}} \left((S_T - K)^+ \right) = e^{-r\tau} E^{\bar{q}} \left(S_T 1_{S_T > K} \right) - e^{-r\tau} K E^{\bar{q}} \left(1_{S_T > K} \right) = \\ &= e^{x_t} P_1(x, \nu, \tau) - e^{-r\tau} K P_2(x, \nu, \tau), \end{aligned} \quad (5)$$

gdzie:

$$\tau = T - t.$$

Analizując równanie (5) można stwierdzić, że cenę opcji należy utożsamiać z różnicą pomiędzy bieżącą wartością instrumentu bazowego ważoną liczbą z przedziału $\langle 0, 1 \rangle$ a zdyskontowaną kwotą realizacji kontraktu pomnożoną przez prawdopodobieństwo $P_2(x, \nu, \tau)$. Warto zauważyć, iż we wzorze (5) znajdują się dwie wielkości $P_1(x, \nu, \tau)$ i $P_2(x, \nu, \tau)$, które są utożsamiane z prawdopodobieństwami wygaśnięcia opcji *in-the-money*, tzn.:

$$P_j(x, \nu, \tau) = \Pr(\ln S_T > K) \quad \text{dla } j = 1, 2. \quad (6)$$

Łatwo dostrzec, że:

$$E^{\bar{q}} \left(1_{S_T > K} \right) = \tilde{q}(S_T > K) = \tilde{q}(\ln S_T > \ln K) = P_2(x, \nu, \tau) \quad (7)$$

jest prawdopodobieństwem tego, że opcja wygaśnie „w cenie”, które obliczane jest względem miary $\tilde{q}$. Jednocześnie, zdefiniowanie pochodnej Radona-Nikodyma jako

$Z_t = \frac{S_t / S_T}{B_t / B_T}$, gdzie: $B_t = \exp \int_0^t r ds = e^{rt}$, pozwala wyznaczyć $P_1(x, \nu, \tau)$, tj.:

$$\begin{aligned} e^{-r\tau} E^{\bar{q}} \left(S_T 1_{S_T > K} \right) &= E^{\bar{q}} \left(\frac{B_t}{B_T} S_T 1_{S_T > K} \right) = E^{\bar{p}} \left(\frac{B_t}{B_T} S_T 1_{S_T > K} Z_t \right) = \\ &= S_t E^{\bar{p}} \left(1_{S_T > K} \right) = e^{x_t} \tilde{p}(S_T > K) = e^{x_t} P_1(x, \nu, \tau). \end{aligned} \quad (8)$$

W konsekwencji, równanie (5) może być zapisane jako różnica ważonych prawdopodobieństw obliczanych względem odmiennych miar, tj.:

$$C(S, v, t) = S_t \tilde{p}(S_T > K) - e^{-rt} K \tilde{q}(S_T > K). \quad (9)$$

Kolejną czynnością wykonywaną w celu otrzymania ceny teoretycznej opcji w modelu Hestona (1993) jest wyznaczenie pochodnych cząstkowych (pierwszego i drugiego rzędu) oraz pochodnych cząstkowych mieszanych za pomocą wzoru (9) oraz włączenie ich do równania (3). Wykorzystanie zależności: $\frac{\partial C}{\partial \tau} = \frac{\partial C}{\partial t} \frac{\partial t}{\partial \tau} = -\frac{\partial C}{\partial \tau}$ oraz przyjęcie założenia, że: $S = 1$, $x = \ln S = \ln 1 = 0 \Rightarrow e^x = 1$, natomiast $K = 0$ pozwala stwierdzić, że:

$$\begin{aligned} & -\frac{\partial P_1}{\partial \tau} + \left(r + \frac{1}{2}v\right) \frac{\partial P_1}{\partial x} + \frac{1}{2}v \frac{\partial^2 P_1}{\partial x^2} + \sigma v \rho \frac{\partial^2 P_1}{\partial x \partial v} + \\ & + (\sigma v \rho + \kappa(\theta - v) - \lambda v) \frac{\partial P_1}{\partial v} + \frac{1}{2}v \sigma^2 \frac{\partial^2 P_1}{\partial v^2} = 0. \end{aligned} \quad (10)$$

Uznanie zaś, że $S = 0$, $K = -1$, a $r = 0$ implikuje słuszność wzoru:

$$\begin{aligned} & -\frac{\partial P_2}{\partial \tau} + \left(r + \frac{1}{2}v\right) \frac{\partial P_2}{\partial x} + \frac{1}{2}v \frac{\partial^2 P_2}{\partial x^2} + \sigma v \rho \frac{\partial^2 P_2}{\partial x \partial v} + (\kappa(\theta - v) - \lambda v) \frac{\partial P_2}{\partial v} + \\ & + \frac{1}{2}v \sigma^2 \frac{\partial^2 P_2}{\partial v^2} = 0. \end{aligned} \quad (11)$$

Warto zauważyć, że formuły (10) i (11) można wyrazić za pomocą jednego równania, tj.:

$$\begin{aligned} & -\frac{\partial P_j}{\partial \tau} + (r - u_j v) \frac{\partial P_j}{\partial x} + \frac{1}{2}v \frac{\partial^2 P_j}{\partial x^2} + \sigma v \rho \frac{\partial^2 P_j}{\partial x \partial v} + (a - b_j v) \frac{\partial P_j}{\partial v} + \\ & + \frac{1}{2}v \sigma^2 \frac{\partial^2 P_j}{\partial v^2} = 0, \end{aligned} \quad (12)$$

gdzie:

$$j = 1, 2,$$

$$u_1 = \frac{1}{2},$$

$$u_2 = -\frac{1}{2},$$

$$\begin{aligned} a &= \kappa \theta \\ b_1 &= \kappa + \lambda - \sigma \rho \\ b_2 &= \kappa + \lambda. \end{aligned}$$

Według S.L. Hestona (1993) analityczne formuły określające prawdopodobieństwa $P_j, j = 1, 2$, w nie są znane. Można jednak stwierdzić, że znajomość funkcji charakterystycznych $\phi_1(\xi, x, v)$ i $\phi_2(\xi, x, v)$ odpowiadających $P_1(x, v, \tau)$ i $P_2(x, v, \tau)$ pozwala wyznaczyć $P_1(x, v, \tau)$ i $P_2(x, v, \tau)$ poprzez obliczenie odwrotnych transformat Fouriera zgodnych ze wzorem:

$$P_j = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \int_0^\infty \operatorname{Re} \left[\frac{e^{-i\xi \ln K} \phi_j(\xi, x, v)}{i\xi} \right] d\xi. \quad (13)$$

W celu otrzymania formuły na cenę teoretyczną opcji S.L. Heston (1993) formuluje się założenie, zgodnie z którym funkcje charakterystyczne odpowiadające $P_j, j = 1, 2$ przyjmują następującą postać:

$$\phi_j(\xi, x, v) = e^{C_j(\xi, \tau) + D_j(\xi, \tau)v + i\xi x}. \quad (14)$$

Łatwo zauważyć, że $\phi_j(\sigma, \xi, v), j = 1, 2$ wyznaczone dla zmiennej x spełniają zależność (12). Podstawienie następujących pochodnych cząstkowych pierwszego i drugiego rzędu oraz pochodnych cząstkowych mieszanych: $\frac{\partial \phi_j}{\partial \tau} = -\left(\frac{\partial C_j}{\partial \tau} + \frac{\partial D_j}{\partial \tau} v\right)\phi$, $\frac{\partial \phi_j}{\partial x} = i\xi \phi_j$, $\frac{\partial^2 \phi_j}{\partial x^2} = \xi^2 \phi_j$, $\frac{\partial \phi_j}{\partial v} = D_j \phi_j$, $\frac{\partial^2 \phi_j}{\partial v^2} = D_j^2 \phi_j$, $\frac{\partial^2 \phi_j}{\partial v \partial x} = i\phi_j D_j \phi_j$, do równania różniczkowego cząstkowego (12) powoduje, że otrzymany wzór przyjmuje poniższą postać:

$$\begin{aligned} & -\left(\frac{\partial C_j}{\partial \tau} + v \frac{\partial D_j}{\partial \tau}\right) + \sigma v \rho i \xi D_j - \frac{1}{2} v \xi^2 + \frac{1}{2} v \sigma^2 D_j^2 + (r + u_j v) i \xi + \\ & + (a - b_j v) D_j = 0. \end{aligned} \quad (15)$$

Po uporządkowaniu, zależność (15) można zapisać w następujący sposób:

$$v \left(-\frac{\partial D_j}{\partial \tau} + \sigma \rho i \xi D_j - \frac{1}{2} \xi^2 + \frac{1}{2} \sigma^2 D_j^2 + u_j i \xi - b_j D_j \right) - \frac{\partial C_j}{\partial \tau} + r i \xi + a D_j = 0. \quad (16)$$

Lewa strona równania (16) jest równa prawej, gdy spełnione są poniższe zależności:

$$\frac{\partial D_j}{\partial \tau} + \sigma \rho i D_j - \frac{1}{2} \xi^2 + \frac{1}{2} \sigma^2 D_j^2 + u_j i \xi - b_j D_j \quad (17)$$

$$\frac{\partial C_j}{\partial \tau} = r i \xi + a D_j \quad (18)$$

odpowiednio przy warunkach początkowych: $D_j(\xi, 0) = 0$ i $C_j(\xi, 0) = 0$.

Rozwiązując oba równania przy wykorzystaniu pakietu *Mathematica 7.0* można stwierdzić, że:

$$C_j(\xi, \tau) = r i \xi \tau + \frac{a}{\sigma^2} \left[(b_j - \sigma \rho i \xi + d_j) \tau - 2 \ln \left(\frac{1 - g_j e^{d_j \tau}}{1 - g_j} \right) \right] \quad (19)$$

$$D_j(\xi, \tau) = \frac{b_j - \sigma \rho i \xi + d_j}{\sigma^2} \left(\frac{1 - e^{d_j \tau}}{1 - g_j e^{d_j \tau}} \right), \quad (20)$$

gdzie:

$$u_1 = \frac{1}{2},$$

$$u_2 = -\frac{1}{2},$$

$$a = \kappa \theta,$$

$$b_1 = \kappa + \lambda - \sigma \rho,$$

$$b_2 = \kappa + \lambda,$$

$$g_j = \frac{b_j - \sigma \rho i \xi + d_j}{b_j - \sigma \rho i \xi - d_j},$$

$$\text{zaś } d_j = \sqrt{(\sigma \rho i \xi - b_j)^2 - \sigma^2 (2u_j i \xi - \xi^2)}.$$

Ostatecznie, cena europejskiej opcji kupna w modelu Hestona (1993) obliczana jest poprzez wstawienie wielkości wyznaczonej zgodnie ze wzorem (14) do równania (13). Otrzymany wynik jest następnie uwzględniany przy określeniu wartości modelowej kontraktów bazujących na prawach pochodnych, zgodnie z formułą (5).

Funkcje wypłat europejskich opcji kupna według F. Blacka i M. Scholesa (1973) oraz S.L. Hestona (1993) przedstawione są na rysunku 1. Warto zauważyć, iż wartości teoretyczne kontraktów obliczane są przy założeniu, że cena rozliczenia wynosi 60, zmienność kursów aktywów bazowych równa się 0,29, stopa zwrotu wolna od ryzyka kształtuje się zaś na poziomie 4%. W przypadku modelu Hestona (1993)

Rysunek 1. Funkcje wypłat europejskich opcji kupna w modelach F. Blacka i M. Scholesa oraz S. L. Hestona

Źródło: opracowanie własne.

przyjmowane są dodatkowo następujące założenia: $\nu = 0,02$, $\kappa = 1,2$, $\lambda = 0,02$, $\theta = 0,02$, $\rho = 0,8$.

Usprawnienie wyceny opcji europejskich w modelu Hestona

W celu sprawdzenia możliwości usprawnienia wyceny opcji europejskich w modelu Hestona (1993) porównywane są trzy podejścia, tj. pierwotnie zaproponowane przez S.L. Hestona (1993), P. Carra i D. Madana (1999) przy $\alpha = 1$ dla modelu Hestona (1993) (metoda określana dalej jako H-FTCM $\alpha = 1$) oraz D.S. Batesa (2006) również dla modelu Hestona (1993) (metoda określana dalej jako H-FTBates). Pomijane są natomiast koncepcje:

- G. Bakshi i D. Madana (2000), która wymaga nie tylko wyznaczenia dwóch transformat Fouriera, lecz także oddzielnego ich odwrócenia;
- M. Attari'ego (2004) i A. Lewisa (2001), które pomimo że zbliżone do podejścia D.S. Batesa (2006), są bardziej skomplikowane i już na poziomie modelu F. Blacka i M. Scholesa (1973) nie pozwalają uzyskać korzyści w postaci szybszego generowania cen teoretycznych;
- A. Liptona (2002), która, po uproszczeniu, nie zawiera transformat Fouriera.

Na potrzeby niniejszego opracowania podejścia H-FTCM $\alpha = 1$ i H-FTBates zestawiane są z modelem zaproponowanym przez S.L. Hestona (1993). Warto przy

tym zauważyć, iż w przypadku koncepcji H-FTCM wybór parametru na poziomie $\alpha = 1$ umożliwia minimalizację zarówno błędu obliczeniowego, jak i czasu poświęconego na otrzymanie wyniku końcowego.

Dysponując wiedzą na temat alternatywnych sposobów określania wartości opcji, można przystąpić do porównania szybkości generowania wyników. Czas potrzebny do wyznaczenia cen modelowych wyznaczany jest wyłącznie w odniesieniu do podejść wymienionych na początku części 5. Podobnie jak poprzednio, wszystkie obliczenia przeprowadzane są przy wykorzystaniu pakietu *Mathematica 7.0* na komputerze z procesorem Pentium DualCore 1,73 MHz z pamięcią RAM równą 1GB. Rezultaty otrzymane dla kontraktów *in – the – money* (ITM), *at – the – money* (ATM) oraz *out – of – the – money* (OTM) w różnych okresach do wykupu prezentuje tabela 1.

Tabela 1. Porównanie szybkości obliczeniowej wyceny europejskich opcji kupna metodami S.L. Hestona, H-FTCM $\alpha = 1$ i H-FTBates

	Okres do wykupu dla różnych kategorii opcji (w sekundach)								
	OTM ($S_0 = 40$)			ATM ($S_0 = 60$)			ITM ($S_0 = 80$)		
	T – t =			T – t =			T – t =		
	0,01	0,5	1,5	0,01	0,5	1,5	0,01	0,5	1,5
S.L. Heston	0,047	0,046	0,031	0,031	0,032	0,047	0,047	0,031	0,031
H-FTCM $\alpha = 1$	4,109	0,016	0,797	0,016	0,015	0,219	0,016	0,016	0,219
H-FTBates	0,016	0,016	0,015	0,015	0,016	0,031	0,015	0,015	0,016

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie rezultatów wykonanych eksperymentów (zob. tab. 1) można stwierdzić, iż model H-FTBates najszybciej generuje wartości teoretyczne opcji. Warto zauważyć, iż prawidłowość taka występuje bez względu na to ile czasu pozostaje do wykupu instrumentów finansowych bazujących na prawach pochodnych oraz jaka jest relacja notowań bieżących aktywów bazowych do ceny rozliczenia.

Zakończenie

Pośród modeli stochastycznej zmienności podejściem najczęściej wykorzystywanym do wyceny opcji jest to zaproponowane przez S.L. Hestona (1993). Pozwala ono z jednej strony uzyskać formułę analityczną, za pomocą której można wygenerować cenę teoretyczną kontraktów bazujących na prawach pochodnych, z drugiej zaś – obliczenia konieczne do otrzymania wyniku końcowego są na tyle proste, aby móc zrozumieć proces wyceny analizowanych instrumentów finansowych.

Pomimo, że model Hestona (1993) pozwala wycenić opcje w poprawny sposób (przy przyjętych założeniach), to samej wyceny nie można uznać za efektywną.

Problem polega na tym, że wyznaczanie funkcji charakterystycznych dla dwóch funkcji gęstości prawdopodobieństw z formuły (9) oraz ich odwracanie wiąże się z dużym nakładem obliczeniowym (*computationally costly method*). Zastosowanie procedury wyznaczania transformaty Fouriera i odwracania jej zgodnie z podejściem D.S. Batesa (2006) pozwala na szybsze wygenerowanie cen modelowych opcji. Ma to niebagatelne znaczenie w świetle stale rosnącej efektywności rynków finansowych oraz wykorzystania handlu wysokich częstotliwości do osiągnięcia zysków kapitałowych.

Bibliografia

- Attari, M. (2004). *Option Pricing Using Fourier Transform: A Numerically Efficient Simplification*. Pozyskano z: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=520042 (5.11.2015).
- Bakshi, G. i Madan, D. (2000). Spanning and Derivative – Security Valuation. *Journal of Financial Economics*, 55, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.153908>.
- Bates, D.S. (2006). Maximum Likelihood Estimation of Latent Affine Processes. *Review of Financial Studies*, 19, <http://dx.doi.org/10.1093/rfs/hhj022>.
- Black, F. i Scholes, M. (1973). The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, 81, <http://dx.doi.org/10.1086/260062>.
- Carr, P. i Madan, D. (1999). Option Valuation Using the Fast Fourier Transform. *Journal of Computational Finance*, 2(4).
- Cox, J. (1975). Notes on Option Pricing I: Constant Elasticity of Diffusions. Unpublished draft. Stanford University.
- Cox, J.C., Ingersoll, J.E. i Ross, S.A. (1985). A Theory of the Term Structure of Interest Rate. *Econometrica*, 53(2), http://dx.doi.org/10.1142/9789812701022_0005.
- Dupire, B. (1994). Pricing with a Smile. *Risk*, 1.
- Emanuel, D.C. i MacBeth, J.D. (1982). Further Results of the Constant Elasticity of Variance Call Option Pricing Model. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 4.
- Geman, H. i Shih, Y.F. (2009). Modeling Commodity Prices under the CEV Model. *The Journal of Alternative Investments*, 11(3), <http://dx.doi.org/10.3905/JAI.2009.11.3.065>.
- Heston, S.L. (1993). A Closed – Form Solution for Options with Stochastic Volatility with Applications to Bond and Currency Options. *The Review of Financial Studies*, 6(2), <http://dx.doi.org/10.1093/rfs/6.2.327>.
- Hull, J. i White, A. (1987). The Pricing of Options On Assets with Stochastic Volatilities. *Journal of Finance*, 42(2), <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1987.tb02568.x>.
- Gatheral, J. (2006). *Volatility Surface*. New Jersey: John Wiley & Sons, <http://dx.doi.org/10.1002/9781119202073>.
- Johnson, H. i Shanno D. (1987). Option Pricing When the Variance is Changing. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, <http://dx.doi.org/10.2307/2330709>.
- Kou, S.G. (2002). A Jump – Diffusion Model for Option Pricing. *Management Science*, 48(8).
- Lipton, A. (2002). The Vol Smile Problem. *Risk*, 15.
- Lewis, A. (2001). A Simple Option Formula for General Jump-Diffusion and other Exponential Levy Processes. Pozyskano z: <http://optioncity.net/pubs/ExpLevy.pdf> (5.11.2015).
- Merton, R.C. (1976). Option Pricing When Underlying Stock Returns Are Discontinuous. *Journal of Financial Economics*, 3(1–2), [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90022-2](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(76)90022-2).

- Rogers, L.C.G. i Veraart, L.A.M. (2008). A Stochastic Volatility Alternative to SABR. *Journal of Applied Probability*, 45(4), <http://dx.doi.org/10.1239/jap/1231340234>.
- Scott, L. (1987). Option Pricing When the Variance Changes Randomly: Theory, Estimation and An Application. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, <http://dx.doi.org/10.2307/2330793>.
- Stein, E. i Stein, J. (1991). Stock Price Distributions with Stochastic Volatility: An Analytic Approach. *Reviews of Financial Studies*, 4(4).
- Schöbel, R. i Zhu, J. (1999). Stochastic Volatility with An Ornstein-Uhlenbeck Process: An Extension. *European Financial Review*, 3, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.100831>.
- Wiggins, J.B. (1987). Option Values Under Stochastic Volatility: Theory and Empirical Estimates. *Journal of Financial Economics*, 19(2), [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90009-2](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(87)90009-2).

Rozdział XV

PIOTR GIRUĆ*

Opcje towarowe jako instrumenty dywersyfikacji ryzyka zmiany cen na rynkach rolnych

Streszczenie

Instrumenty pochodne odgrywają kluczową rolę w odkrywaniu cen na rynkach rolnych przy jednoczesnym zapewnieniu skutecznego zarządzania ryzykiem cen. Producenci i pośrednicy na rynkach rolnych zabezpieczają ryzyko zmian cen. To zachęca do zwiększenia produktywności w sektorze rolnym, ponieważ producenci rolni i przetwórcy masowych produktów rolnych są w stanie skoncentrować swoje wysiłki na zarządzaniu ryzykiem produkcji. Są to zagrożenia związane z takimi zmiennymi, jak: pogoda, zarządzanie procesem produkcyjnym, sezonowością itp.

Rynek opcji towarowych działa w celu umożliwienia podmiotom zabezpieczenia cen przedmiotów transakcji. Rynek nie może funkcjonować sprawnie i skutecznie, bez inwestorów spekulujących na zmianach cen, którzy dostarczają niezbędnej płynności rynku. Ceny uzyskiwane na rynku instrumentów pochodnych powinny być cenami odniesienia dla transakcji natychmiastowych na rynkach rolnych w Polsce. Celem tego artykułu jest uzasadnienie zastosowania kontraktów opcyjnych na rynku masowych produktów rolnych w Polsce. Spowodowałoby to dywersyfikację ryzyka cenowego, przenosząc ryzyko z producentów rolnych na inwestorów spekulujących, zmniejszając koszty polityki interwencyjnej państwa na rynkach rolnych i ograniczając rolę cen interwencyjnych dla producentów rolnych.

Słowa kluczowe: rynki rolne, zarządzanie ryzykiem w rolnictwie, opcje towarowe.

Commodity options as instruments diversifying the price risk on agricultural markets

Abstract

Agricultural derivatives play an active role in price determination and transparency in the local agricultural market whilst providing an efficient price risk management facility. Producers and users of agricultural commodities hedge their price risk, thereby limiting their exposure to adverse price movements. This encourages increased productivity in the agricultural sector as farmers and users

* dr Piotr Giruć – Katedra Analizy Ekonomicznej i Finansów, Zakład Finansów, Wydział Zarządzania i Ekonomii, Politechnika Gdańska, ul. Narutowicza 11/12, 80-233 Gdańsk; e-mail: Piotr.Giruc@zie.pg.gda.pl.

are able to concentrate their efforts on managing production risks. These are the risks associated with variables such as the weather, farm/production management and seasonal conditions. The option market exists mainly for the purpose of allowing commercial users to hedge their transactions or lock in favourable prices. The market could not operate efficiently and effectively without speculators, who provide the necessary market liquidity. It allows commercial users to hedge. Speculators use options in an attempt to make profits on short-term price movements. The agricultural derivatives market has developed to such an extent that the cash market now largely relies on its price transparency and discovery process to function properly. Prices generated on the derivatives market should be considered the industry standard and reference point throughout Poland.

The aim of this article is to determine the applicability of option contracts for the mass market of agricultural products in Poland. It would cause the diversification of price risk, moving it from agricultural producers to speculating investors, reduce cost of state intervention in agricultural markets and make challenge for the proposed intervention prices to agricultural producers.

Keywords: agricultural markets, agricultural risk management, commodity options.

JEL: Q02, Q13, Q14

Wprowadzenie

Rynki towarowe, a rynki towarów rolnych w szczególności, cechuje znacznie większa zmienność cen w stosunku do rynków finansowych. Przyczyna takiego stanu tkwi w udziale szerszej grupy rodzajów ryzyka kształtującej popyt i podaż. Należą do niej czynniki o charakterze m.in. koniunkturalnym, sezonowym czy losowym. Dodatkowo na rynki rolne wpływają często zmieniające się rozwiązania instytucjonalne, np. taryfy celne i działalność interwencyjna rządów.

Powyższe fakty z jednej strony czynią rynki towarowe obszarem wysokiego ryzyka z punktu widzenia inwestycji spekulacyjnych, z drugiej zaś – powodują, że rynki te stanowią wyzwanie dla potencjalnych inwestorów, dając możliwość na generowanie wysokich zysków. O ile problem jakości towarów, dostawy, transportu i przechowywania, a nade wszystko konieczność zaangażowania znacznych kapitałów ograniczają możliwości inwestycji o charakterze spekulacyjnym, o tyle instrumenty pochodne rynku towarowego, w tym opcje towarowe, nie mają tych ułomności, a dzięki dźwigni finansowej są wymiernym finansowo i efektywnym instrumentem inwestowania.

O atrakcyjności opcji towarowych dla inwestorów, podobnie jak w przypadku opcji opartych na innych produktach bazowych, stanowi wspomniany efekt dźwigni finansowej. Dzięki niemu, przy niewielkim zaangażowaniu kapitału, możliwe jest generowanie satysfakcjonujących zysków, nawet przy stosunkowo małych zmianach ceny instrumentu bazowego, którym to mogą być artykuły pochodzenia rolnego, takie jak: pszenica, kukurydza czy tytoń.

Szczególnie istotnym powodem do uznania inwestycji na rynku opcji towarowych za atrakcyjne jest możliwość podejmowania spekulacji przy spadającym rynku towaru bazowego oraz ograniczenie ryzyka nabywcy wyłącznie do wartości premii. W warunkach rozliczeń funkcjonujących na polskim rynku masowych produktów rolnych uczestnicy rynku, w szczególności producenci chcący zabezpieczyć ceną produkowanego towaru, uzyskaliby dodatkowe narzędzie ograniczania ryzyka niekorzystnej zmiany ceny.

Celem artykułu jest uzasadnienie zastosowania transakcji opcyjnych na rynku masowych produktów rolnych w Polsce, co przyczyniłoby się do dywersyfikacji ryzyka zmiany ceny instrumentu bazowego, przeniesienie go z producentów rolnych na inwestorów spekulujących, obniżenie kosztów interwencji państwa na rynkach rolnych i alternatywę dla cen interwencyjnych proponowanych producentom rolnym.

Zaletą opcji towarowych jest fakt, że umożliwiają one inwestorom spekulującym emitowanie opcji, a więc przeniesienie ryzyka zmian ceny instrumentu bazowego od nabywców opcji w zamian za otrzymywaną premię.

W artykule, z uwagi na potrzeby poszukiwania dodatkowych możliwości wsparcia ograniczania ryzyka cenowego dla producentów masowych produktów rolnych, skoncentrowano się na analizie korzyści finansowych dla producentów rolnych, wskazując jednocześnie przyczyny, dla których inwestorzy spekulujący na instrumentach finansowych mogliby dywersyfikować swój portfel inwestycyjny o opcje towarowe.

Grupy ryzyka na rynku masowych produktów rolnych

Analizując ryzyko w obszarze agrobiznesu, należy nawiązać do ogólnej definicji tego pojęcia, gdyż jego istota jest taka sama we wszystkich obszarach działalności gospodarczej. Polskie rolnictwo znajduje się w dobie przemian. Zarówno gospodarka rynkowa, jak i wstąpienie Polski do Unii Europejskiej implikuje podejmowanie działań ukierunkowanych na polskie gospodarstwa rolne na prowadzenie działalności towarowej.

Każde przedsiębiorstwo, także rolne, funkcjonuje w określonym otoczeniu dyktującym warunki i wymagania, do których trzeba się dostosować, by trwać i rozwijać się. Jest to szczególnie ważne w okresie nasyconego rynku i wysokiej konkurencji. Istotą gospodarowania jest innowacyjność, podejmowanie decyzji według kryteriów ekonomicznych i dążenie do osiągnięcia zysków (Tomek i Robinson, 1990).

Na rysunku 1 przedstawiono grupy ryzyka w rolnictwie, które należy brać pod uwagę przy planowaniu wyników finansowych.

Podział ryzyka rolnego na zasadnicze dwie grupy, czyli ryzyko gospodarcze i ryzyko rynkowe jest uniwersalne. Przedsiębiorstwa rolne podlegają tym samym prawom ekonomii, stąd taki podział nie może dziwić. Należy jednak podkreślić, że w ramach rozpatrywanego ryzyka gospodarczego pojawiają się rodzaje ryzyka charakterystyczne dla działań, które w procesie gospodarczym uwarunkowane są czynnikami występującymi niezależnie od chęci i woli podmiotów gospodarujących. Wskazać tutaj

Rysunek 1. Ryzyko na rynkach rolnych

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 2. Szczegółowy podział ryzyka na rynkach rolnych

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Wojciechowski, 1999, s. 11–38.

należy stan pogody i klimat występujący na danym obszarze, który odgrywa zasadniczą rolę w końcowym efekcie procesu produkcyjnego producentów rolnych i w żaden sposób nie może być marginalizowany (Dunsby, Eckstein, Gaspar i Mulholland, 2008). Na rysunku 2 przedstawiono szczegółowy podział ryzyka na rynkach rolnych.

W literaturze przedmiotu występuje wiele klasyfikacji ryzyka w rolnictwie, które dopełniają znaczenie i podnoszą rangę problemu. Celem ograniczenia ryzyka występującego na rynku rolnym stosuje się instrumenty zarządzania ryzykiem (Chłopecki, 2001). Na rysunku 3 przedstawiono jeden z możliwych podziałów bazujących na wyróżnieniu instrumentów rynkowych oraz gospodarczych.

Rysunek 3. Instrumenty zarządzania ryzykiem

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Pawłowska-Tyszko, 2009, s. 13.

Dla porównania na rysunku 4 przedstawiono inną klasyfikację instrumentów zarządzania ryzykiem, ale z uwzględnieniem odmiennych kryteriów.

Dążenie do ograniczenia wsparcia, coraz silniejsze powiązania z rynkiem oraz zmiany klimatyczne zwiększają zagrożenie ryzykiem w rolnictwie i prowadzą do potrzeby rozpatrzenia rozbudowy instrumentów i mechanizmów zarządzania nim, adekwatnych do rodzaju pojawiającego się w obecnych warunkach gospodarczych ryzyka. Działania takie mają stabilizować równowagę w sektorze, jak również wpływać na poprawę parytetu dochodowego ludności rolniczej. Współczesny producent rolny, uczestnicząc w rynku, ponosi ryzyko działania, co zmusza go do kalkulacji nakładów i efektów. Otoczenie gospodarcze charakteryzuje się brakiem stabilności i wysokim poziomem ryzyka. Z tego powodu realizacja zamierzonych celów oraz wybór dróg ich osiągnięcia obarczone są niepewnością i ryzykiem (Jajuga, 2016).

Rysunek 4. Klasyfikacja instrumentów zarządzania ryzykiem

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Marciniak, 2001.

Producenci rolni w swojej pracy spotykają się z wieloma rodzajami ryzyka, takimi jak ryzyko biznesowe (ceny, warunki pogodowe, klęski żywiołowe, choroby zwierząt itp.) lub finansowe. Większość producentów rolnych doświadczyła nieoczekiwanych strat w produkcji, najczęściej będących skutkiem suszy lub choroby zwierząt. Często również występowały znaczne wahania cen głównego produktu gospodarstwa (Dorsey, DeRosier i Morrison, 2007). Mimo tego rolnicy stosują głównie pasywne formy ochrony przed ryzykiem, takie jak utrzymywanie rezerw finansowych lub unikanie kredytów. Jedynymi powszechnie używanymi metodami aktywnego zmniejszania ryzyka są różnicowanie działalności i ubezpieczenia majątkowe. Propozycje wprowadzenia do praktyki gospodarczej giełdowych instrumentów rolnych ograniczających ryzyko cenowe w Polsce nie powiodły się, chociaż miały ekonomiczne uzasadnienie (Krawiec i Krawiec, 2002).

Produkcja rolnicza należy do tego typu działalności gospodarczej, która wiąże się ze szczególnie dużym poziomem ryzyka. Obok uniwersalnych, wspólnych dla większości biznesów źródeł ryzyka, takich jak ryzyko finansowe czy rynkowe, gospodarstwa rolne narażone są na ryzyko wynikające ze specyfiki samej działalności rolniczej, która w znacznym stopniu związana jest z warunkami środowiska naturalnego, nad którymi nie można mieć kontroli (Jerzak, 2014).

Podstawowe źródła ryzyka występującego w rolnictwie można ująć w następujące kategorie: ryzyko produkcyjne (powodowane wahaniami pogody, szkodnikami, chorobami roślin i zwierząt), ryzyko cenowe (wywoływane wahaniami cen, które w wielu przypadkach są konsekwencją zmian w wielkości produkcji wynikających z przebiegu pogody czy też innych czynników naturalnych, jak również czynników politycznych), ryzyko klęskowe (wynikające ze zdarzeń losowych, takich jak: pożary, powodzie, huragany itd.) oraz ryzyko technologiczne (będące skutkiem ciągłego rozwoju i adaptacji nowych technik i metod w produkcji).

Opcje towarowe na rynkach rolnych

Transakcje opcyjnie charakteryzują się asymetrią praw i obowiązków – wystawca ma zawsze obowiązek przystąpić do transakcji na żądanie nabywcy nawet wtedy, gdy cena uzgodniona w opcji jest dla niego niekorzystna w stosunku do tej, jaka ukształtowała się na rynku gotówkowym w momencie realizacji opcji (Gałtarek i Maksymiuk, 1998). Za ponoszone ryzyko niekorzystnej zmiany ceny na rynku wystawca otrzymuje od nabywcy premię opcyjną – cena opcji (Battley, 1998). Jeśli posiadaczem opcji byłby producent rolny to miałby możliwość wyboru określonych działań, tak jak przedstawiono to w tabeli 1.

Tabela 1. Zachowania producenta rolnego jako posiadacza opcji

Lp.	Rodzaj działania posiadacza opcji	Opis działania posiadacza opcji
1.	Realizacja opcji	w przypadku korzystnej cenowej sytuacji na rynku gotówkowym i rzeczywistej potrzeby nabywcy posiadania towaru
2.	Odsprzedaż opcji na rynku wtórnym	posiadacz opcji może obracać tym prawem w trakcie całego okresu, na jakie opcja jest wystawiona; jest to okazja do spekulowania różnicami cen i przyjmowania ryzyka rynkowego bez konieczności realizacji kontraktu w przyszłości; jest to nowy doskonały instrument dla potencjalnych graczy giełdowych, a dla producenta rolnego stwarza możliwość ograniczania ryzyka cenowego
3.	Przyjęcie pozycji biernej i odstąpienie od realizacji opcji	w przypadku niekorzystnego dla nabywcy opcji układu cen na rynku może on odstąpić od realizacji opcji; kosztem nieudanego posunięcia strategicznego będzie wówczas wyłącznie wysokość premii opcyjnej, którą wcześniej zapłacił wystawcy opcji

Źródło: opracowanie własne.

Rynek opcyjny daje nabywcom opcji możliwość osiągnięcia zysku teoretyczne nieograniczonego, przy minimalnym ryzyku ograniczonym jedynie do wysokości premii opcyjnej (Frost, 1994). Impulsem do zakupu opcji nie musi być tylko i wyłącznie chęć jej fizycznej realizacji. Dzięki uruchomieniu rynku wtórnego prawami z opcji można swobodnie obracać, tzn. odsprzedać lub odkupywać.

Na rynku pierwotnym opcji zawierane są transakcje pomiędzy wystawcą opcji a ich nabywcami. Wystawca przed sesją składa na giełdzie ofertę z wyszczególnionym rodzajem opcji, na jakie chce sprzedać. W czasie sesji maklerzy licytują poszczególne opcje i dochodzi do zawarcia transakcji. Na rynku wtórnym ma miejsce handel opcjami już wyemitowanymi. Każdy może złożyć ofertę kupna określonej opcji, a oferować do dalszej sprzedaży mogą aktualni posiadacze praw z niej wynikających. Opcja wchodzi na rynek wtórny w kilka dni po emisji, a handel nią kończy się wraz z jej wygaśnięciem. Wszelki obrót opcjami odbywa się wyłącznie na giełdzie i tylko za pośrednictwem biura maklerskiego akredytowanego przez daną giełdę. Należy podkreślić, że giełda zabezpiecza wykonanie każdej transakcji – rozlicza każdą trans-

akcję na rynku pierwotnym i wtórnym, a także daje możliwość bezpiecznego rozliczania dostawy (Giruć, 2009).

Zawierane transakcje opcyjne kupna i sprzedaży mogą być rozliczane gotówkowo. Taka forma rozliczeń skierowana jest zwłaszcza do spekulantów i graczy giełdowych, którzy posiadają kapitał i chcą go efektywnie zainwestować. Poprzez zawarcie umowy sprzedaży opcji wystawca zobowiązuje się do realizacji praw z niej przynależnych pod warunkiem, że nabywca zgłosił, najpóźniej w dniu wygaśnięcia opcji, żądanie jej realizacji. Realizacja opcji rozliczanych gotówkowo polega na wypłaceniu sumy pieniężnej, stanowiącej różnicę pomiędzy ceną towaru uzgodnioną w transakcji a ceną, jaka ukształtowała się na rynku gotówkowym w momencie wygaśnięcia opcji.

Opcja rozliczana gotówkowo jest instrumentem pochodnym rynku rolnego dającym pełniejsze możliwości spekulacji. Nie zmusza ona inwestorów, którzy nie są operatorami rynków rolnych do zamykania pozycji poprzez sprzedaż opcji przed datą jej wygaśnięcia. Otwiera natomiast drogę dla wyjścia z rynku z kapitałem. Poprzez zgłoszenie realizacji praw z opcji kupna jej nabywca otrzymuje od wystawcy opcji kwotę stanowiącą różnicę między ceną referencyjną rynku gotówkowego a ceną wykonania pomnożoną przez ilość towaru rolnego bazowego objętego opcją. Pod warunkiem, że wielkość ta jest dodatnia.

W przypadku opcji sprzedaży kwota wynika z różnicy pomiędzy ceną wykonania a ceną referencyjną rynku gotówkowego. Istotną zaletą opcji rozliczanych jest fakt, że umożliwiają one inwestorom spekulacyjnym również emitowanie opcji, a więc przejmowanie ryzyka zmian ceny rolnego towaru bazowego od nabywców opcji (np. producentów rolnych) w zamian za otrzymywaną premię. Na rysunku 5 przedstawiono skutki finansowe opcji kupna dla nabywcy kontraktu opcyjnego.

Rysunek 5. Efekt inwestycji dla nabywcy opcji kupna

Źródło: opracowanie własne.

Należy zaznaczyć, że opcje towarowe na produkty rolne w Polsce nie występują od roku 2001. Obecnie, wraz ze wzrostem zmienności cen produktów rolnych, zastosowanie tego instrumentu finansowego znajduje uzasadnienie i mogłoby być pozytywnie przyjęte przez producentów rolnych. W tabeli 2 dokonano porównania cen pszenicy konsumpcyjnej w transakcjach futures na giełdzie Matiff ze średnimi cenami skupu w Polsce.

Tabela 2. Notowania pszenicy konsumpcyjnej w Polsce i we Francji

Lp.	Data obserwacji	Cena zamknięcia pszenicy konsump. MATIF w EUR/t	Średni kurs EUR/PLN	Cena zamknięcia pszenicy konsump. MATIF w PLN/t	Średnia cena skupu pszenicy konsump. w Polsce w PLN/t
1.	2014.01.02	208	4.1631	866	790
2.	2014.02.03	192	4.2375	814	750
3.	2014.03.03	209	4.1978	875	800
4.	2014.04.01	208	4.1765	869	810
5.	2014.05.02	215	4.1990	904	800
6.	2014.06.02	191	4.1355	788	760
7.	2014.07.01	184	4.1550	766	750
8.	2014.08.01	172	4.1887	719	630
9.	2014.09.01	174	4.2099	731	690
10.	2014.10.01	155	4.1792	647	640
11.	2014.11.03	172	4.2209	726	700
12.	2014.12.01	188	4.1788	787	750
13.	2015.01.07	196	4.3115	844	850
14.	2015.02.02	183	4.1762	764	790
15.	2015.03.02	185	4.1559	768	745
16.	2015.04.01	191	4.0665	776	750
17.	2015.05.04	176	4.0465	713	690
18.	2015.06.01	181	4.1260	746	670
19.	2015.07.01	201	4.1923	843	750
20.	2015.08.03	178	4.1360	737	660
21.	2015.09.01	157	4.2297	665	660
22.	2015.10.01	176	4.2437	748	665
23.	2015.11.02	180	4.2490	764	695
24.	2015.12.01	177	4.2651	753	700

Źródło: opracowanie własne.

Analizując dane pozyskane z giełdy Le Matif w Paryżu można wnioskować, że w dwóch przypadkach (7 lipca 2015 i 2 lutego 2015 r.) na 24 próby cena pszenicy konsumpcyjnej była wyższa na rynku w Polsce niż we Francji. W praktyce producenci pszenicy w Polsce powinni zawrzeć we Francji transakcje futures, asekurując cenę sprzedaży z jednoczesną sprzedażą pszenicy na rynku fizycznym w Polsce. Nabycie opcji sprzedaży na kontrakty futures, gdzie instrumentem bazowym jest pszenica konsumpcyjna, uzasadnione było w tych dwóch przypadkach. Nie wolno zapominać, że kurs walutowy odegrał istotną rolę w kształtowaniu wielkości dochodu porównywanego między polskim a francuskim rynkiem. To wysoki kurs EURO/PLN przełożył się na ponadprzeciętne korzyści finansowe z inwestycji na giełdzie Matif.

Podstawowym podejściem stosowanym do oceny ryzyka zmiany ceny jest ustalenie poziomu zmienności historycznej, szacowanej na bazie historycznych cen towarów. Parametr zmienności jest też jednym z czynników wpływających na wartość analizowanej opcji sprzedaży. Do krótkookresowej prognozy cen towarów lub instrumentów finansowych wykorzystuje się model dwumianowy Coxa, Rossa i Rubinsteina, który wraz z modelem Blacka-Scholesa stanowi podstawowe narzędzie stosowane do wyceny opcji (Krawiec, 2011). W praktyce do oceny historycznej zmienności cen zdecydowano się zastosować odchylenie standardowe stóp zwrotu, które obok wyrównywania wykładniczego EWMA (*exponentially weighted moving average*) oraz modelu GARCH (p, q) jest szybkim i skutecznym sposobem oceny zmian ceny instrumentu bazowego, wpływając jednocześnie na wartość opcji sprzedaży. Odchylenie standardowe wyrażone jest wzorem:

$$SD = \sqrt{\frac{\sum (P - \bar{P})^2}{N}},$$

gdzie:

SD – odchylenie standardowe,

$\bar{P}$ – cena średnia,

P – cena dla danej obserwacji,

N – ilość obserwacji.

W tabeli 3 przedstawiono stosowne obliczenia dla zmienności ceny instrumentu bazowego.

Występujące odchylenie cen na porównywanych rynkach terminowym i gotówkowym skłania producentów do zastosowania instrumentów finansowych gwarantujących uzyskanie wyższej ceny za produkty rolne. W przypadku producentów pszenicy konsumpcyjnej zabezpieczenie zmiany ceny równoznaczne jest z koniecznością nabycia opcji sprzedaży (put), uwzględniając poziom zmienności cen na obu rynkach.

Tabela 3. Obliczenia dla odchyleń ceny terminowej i gotówkowej pszenicy konsumpcyjnej

Lp.	Data obserwacji	Cena zamknięcia pszenicy konsump MATIF w PLN/t (P)	$(P - \bar{P})^2$	Średnia cena skupu pszenicy konsump. w Polsce w PLN/t (P_1)	$(P_1 - \bar{P}_1)^2$
1.	2014.01.02	866	8281	790	3721
2.	2014.02.03	814	1521	750	441
3.	2014.03.03	875	10000	800	5041
4.	2014.04.01	869	8836	810	6561
5.	2014.05.02	904	16641	800	5041
6.	2014.06.02	788	169	760	961
7.	2014.07.01	766	121	750	441
8.	2014.08.01	719	3136	630	9801
9.	2014.09.01	731	1936	690	1521
10.	2014.10.01	647	16384	640	7921
11.	2014.11.03	726	2401	700	841
12.	2014.12.01	787	81	750	441
13.	2015.01.07	844	4761	850	14641
14.	2015.02.02	764	121	790	3721
15.	2015.03.02	768	49	745	256
16.	2015.04.01	776	1	750	441
17.	2015.05.04	713	62	690	1521
18.	2015.06.01	746	841	670	3481
19.	2015.07.01	843	4624	750	441
20.	2015.08.03	737	1444	660	4761
21.	2015.09.01	665	12100	660	4761
22.	2015.10.01	748	729	665	4096
23.	2015.11.02	764	121	695	1156
24.	2015.12.01	753	484	700	841
Σ		18613	94884	17495	82849

Dla $\bar{P} = 775$ zł SD = 62,83 zł.

Dla $\bar{P}_1 = 729$ zł SD = 58,74 zł.

Źródło: opracowanie własne.

Reasumując, producent rolny może sprzedać część lub całość przyszłych plonów, które dopiero mają zostać zebrane. Sprzedaż ta pozwala na uniknięcie obniżki cen rynkowych w czasie, gdy będą one dopiero dojrzewać. Dzięki zastosowaniu mechanizmu opcji towarowych w rozliczeniach transakcji na rynkach rolnych możliwe jest uniezależnienie się od chwilowych spadków cen wynikających z nadmiernej podaży produktu w okresie żniw i zbiorów (Baird, 1998).

Wnioski

Opcje towarowe dają gwarancję niezawodności systemu rozliczeń pomiędzy stronami, gdzie wszyscy uczestnicy rynku poddani są samokontroli a uzyskiwane ewentualne korzyści finansowe zależą wyłącznie od ich umiejętności przewidywania zmian na rynku, skłonności do podejmowania ryzyka, stopnia opanowania technik zawierania transakcji, strategii w różnym przedziale czasowym, wiedzy z dziedziny ekonomii itp.

Oparcie wymiany masowych produktów rolnych o opcje towarowe może sprawić, że mechanizmy rynkowe będą kształtowały zachowania uczestników rynku. Rola instytucji państwowych może być postrzegana jako aktywnego uczestnika i koordynatora wymiany rolnych towarów masowych z poszanowaniem zasad wolnej konkurencji.

Cechą charakterystyczną interwencjonizmu państwowego na rynku masowych towarów rolnych w Polsce było do tej pory stosowanie narzędzi wpływających bezpośrednio na kształtowanie i stabilizowanie poziomu cen przedmiotu obrotu. Emisja opcji towarowych na rynek masowych towarów rolnych mogłaby zmienić podejście podmiotów rynku do zagadnień ryzyka i problemu kształtowania się cen na produkty rolne.

Bibliografia

- Baird, A.J. (1998). *Rynek opcji. Strategie inwestycyjne i analiza ryzyka*. Warszawa: Dom Wydawniczy ABC.
- Battley, N. (1998). *Kontrakty futures i opcje na giełdach towarowych. Wprowadzenie*. Warszawa: K.E. LIBER.
- Chłopecki, A. (2001). *Opcje i transakcje terminowe. Zagadnienia prawne*. Warszawa: Dom Wydawniczy ABC.
- Dorsey, T.J., DeRosier, T.F., Keeton, P.L. i Morrison, S.L. (2007). *Commodity Strategies. High-Profit Techniques for Investors & Traders*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Dunsby, A., Eckstein, J., Gaspar, J. i Mulholland, S. (2008). *Commodity Investing. Maximum Returns Through Fundamental Analysis*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Frost, R.J. (1994). *Options on futures. A Hands-On Workbook of Real-World Trading Simulations and Money-Making Strategies*. Chicago: Probus Publishing Company.
- Gątarek, D. i Maksymiuk, R. (1998). *Wycena i zabezpieczenie pochodnych instrumentów finansowych. Metody i modele*. Warszawa: K.E. LIBER.
- Giruć, P. (2009). Determinanty wartości opcji towarowych w transakcjach masowymi towarami rolnymi w okresie kryzysu gospodarczego. W: M. Kalinowski (red.), *Rynki finansowe w warunkach kryzysu* (s. 153–162). Warszawa: Wydawnictwo CeDeWu.
- Jajuga, K. (red.). (2016). *Zarządzanie ryzykiem*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Jerzak, A.M. (2014). Towarowe instrumenty pochodne w zarządzaniu ryzykiem cenowym w rolnictwie. *Roczniki Naukowe Ekonomii Rolnictwa i Rozwoju Obszarów Wiejskich*, t. 101, z. 4, http://www.wne.sggw.pl/czasopisma/pdf/RNR_2014_T101_z4.pdf.
- Krawiec, B. i Krawiec, M. (2002). *Opcje na giełdach towarowych w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.

- Krawiec, M. (2011). Analiza wpływu metody szacowania zmienności historycznej na przewidywane ceny zbóż w modelu dwumianowym. *Roczniki Nauk Rolniczych*, Seria G, t. 98, z. 1, http://www.wne.sggw.pl/czasopisma/pdf/RNR_2011_T98_z1_s40.pdf.
- Marciniak, Z. (2001). *Zarządzanie wartością i ryzykiem przy wykorzystaniu instrumentów pochodnych*. Warszawa: Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej.
- Tomek, W.G. i Robinson, K.L. (1990). *Agricultural product prices*. Ithaca: Cornell University Press.
- Pawłowska-Tyszko, J. (2009). *Aktualne problemy zarządzania ryzykiem w rolnictwie*. Warszawa: Wydawnictwo IERiGŻ-PIB.
- Wojciechowski, I. (1999). *Opcje na wybrane instrumenty finansowe jako narzędzia ograniczające ryzyko*. Kraków: Kantor Wydawniczy ZAKAMYCZE.