Czynniki behawioralne i fundamentalne a stopy zwrotu z akcji rynków wschodzących

WYDAWNICTWO
UNIWERSYTETU
ŁÓDZKIEGO

Ekonomia

Czynniki behawioralne i fundamentalne a stopy zwrotu z akcji rynków wschodzących

Polska i Brazylia

Tomasz Schabek

WYDAWNICTWO
UNIWERSYTETU
ŁÓDZKIEGO

ŁÓDŹ 2016

Tomasz Schabek – Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny
Katedra Ekonomii Przemysłu i Rynku Kapitałowego, 90-214 Łódź, ul. Rewolucji 1905 r. nr 41/43

RECENZENT
Waldemar Tarczyński

REDAKTOR INICJUJĄCY
Monika Borowczyk

REDAKTOR WYDAWNICTWA UŁ
Joanna Balcerak

SKŁAD I ŁAMANIE
AGENT PR

PROJEKT OKŁADKI
Stämpfli Polska Sp. z o.o.
Zdjęcie wykorzystane na okładce: © Shutterstock.com

Autor uzyskał środki finansowe na przygotowanie rozprawy doktorskiej
z Narodowego Centrum Nauki w ramach finansowania stypendium doktorskiego
na podstawie decyzji numer DEC-2014/12/T/HS4/00168

© Copyright by Tomasz Schabek, Łódź 2016
© Copyright for this edition by Uniwersytet Łódzki, Łódź 2016

Wydane przez Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
Wydanie I. W.07662.16.0M

Ark. wyd. 11,0; ark. druk. 11,875

ISBN 978-83-8088-343-7
e-ISBN 978-83-8088-344-4

Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
90-131 Łódź, ul. Lindleya 8
www.wydawnictwo.uni.lodz.pl
e-mail: ksiegarnia@uni.lodz.pl
tel. (42) 665 58 63

Spis treści

Wstęp 7

Rozdział 1
Finanse tradycyjne i behawioralne 17
1.1. Tradycyjna teoria portfelowa 17
1.1.1. Model CAPM 21
1.1.2. Hipoteza rynku efektywnego 22
1.1.3. Krytyka Rolla i teoria arbitrażu cenowego 24
1.2. Finanse behawioralne 26
1.2.1. Teoria perspektywy 27
1.2.2. Inne teorie behawioralne 35
1.2.3. Granice arbitrażu i irracjonalność inwestorów 40

Rozdział 2
Modele stóp zwrotu i metodyka ich testowania 45
2.1. Metody testowania modeli stóp zwrotu z akcji 46
2.1.1. Analiza czynnikowa 48
2.1.2. Określenie atrybutów (charakterystyk) spółek 48
2.1.3. Określenie czynników 54
2.1.4. Określenie portfeli jako czynników modelu 55
2.2. Wybrane neoklasyczne modele stóp zwrotu z akcji 58
2.2.1. Modele wieloczynnikowe bazujące na zmiennych rynkowych 59
2.2.2. Modele bazujące na czynnikach makroekonomicznych 70
2.3. Wybrane modele uwzględniające sentyment inwestorów 76

Rozdział 3
Zmienne kształtujące stopy zwrotu z akcji 96
3.1. Metodyka i zakres badania 96
3.2. Czynniki wpływające na stopy zwrotu na rynku polskim i brazylijskim 100
3.2.1. Charakterystyki spółek 101
3.2.2. Wrażliwości spółek 112

3.3. Testy wybranych modeli stóp zwrotu na rynkach wschodzących Polski i Brazylii 138
3.3.1. Modele wieloczynnikowe bazujące na zmiennych rynkowych 139
3.3.2. Modele wieloczynnikowe wzbogacone o pozostałe czynniki: makroekonomiczne i behawioralne 145

Zakończenie 157

Bibliografia 163

http://dx.doi.org/10.18778/8088-343-7

Wstęp

Rynki finansowe, a szczególnie rynek kapitałowy, pełnią ważne funkcje w gospodarce. Jedną z nich jest dostarczanie kapitału dla projektów inwestycyjnych podejmowanych przez przedsiębiorstwa. Wycena kosztu tego kapitału jest więc kluczową kwestią, gdy rozważamy podjęcie danej inwestycji. Dla inwestora z kolei istotne jest to, czy zakupione akcje przyniosą pożądane stopy zwrotu oraz co wpływa na kształtowanie się tych stóp. Kryzysy finansowe powodują wzrost ryzyk związanych z decyzjami inwestycyjnymi, zarówno od strony podaży, jak i popytu na kapitał, dlatego też znajomość mechanizmów kreujących stopy zwrotu umożliwiłaby zmniejszenie niepewności i poprawną wycenę kapitału.

Wiele konceptów i modeli ekonomicznych powstało w celu opisania procesów kształtujących stopy zwrotu z rynku akcji. Modele te rozwijane były wraz z badaniami coraz nowszych typów zmiennych, mających wpływ na stopy zwrotu. W latach 60. XX w. powstaje model wyceny aktywów kapitałowych (ang. *Capital Asset Pricing Model* – CAPM), gdzie czynnikiem objaśniającym oczekiwaną stopę zwrotu z akcji jest parametr beta – wrażliwość na zmiany indeksu opisującego cały rynek. Kolejne testy podawały w wątpliwość skuteczność modelu CAPM w wyjaśnianiu stóp zwrotu, powstawały więc następne modele. Badacze podzielili się jednak, jeśli chodzi o obszary poszukiwań nowych zmiennych – część skupiła się na danych makroekonomicznych, np. Ross, rozwijając w 1976 r. teorię arbitrażu cenowego (ang. *Arbitrage Pricing Theory* – APT). Inni kontynuowali poszukiwania w obszarze zmiennych rynkowych (pochodzących bezpośrednio z rynku akcji, np. kapitalizacja, wskaźnik cena do wartości księgowej, cena do zysku, parametr beta), co dało z kolei początek modelowi Famy-Frencha (FF) z początku lat 90. XX w. Fama i French w swoim modelu uwzględnili, poza parametrem beta, kapitalizację spółki oraz jej wycenę względem wartości księgowej aktywów. Wynikiem kolejnych rozwinięć modeli wykorzystujących dane rynkowe były rozwiązania zaproponowane w 1997 r. przez Carharta (który dodał do modelu Famy-Frencha czynnik *momentum*, czyli skumulowane przeszłe stopy zwrotu z danej akcji) oraz w 2003 r. przez Pastora i Stambaugha, którzy rozbudowali wcześniejsze modele o kolejny czynnik w postaci płynności akcji. Wzrost zainteresowania pozafundamentalnymi przyczynami zmienności stóp zwrotu z akcji, postępy w psychologii, liczne anomalie rynkowe i coraz częściej pojawiające się kryzysy finansowe doprowadziły do rozwoju

teorii finansów behawioralnych oraz badań wpływu czynników behawioralnych na stopy zwrotu z akcji - np. najnowsze prace Bakera i Wurglera (2006, 2007). Wspomniane modele i koncepcje dotyczyły głównie badań rozwiniętego rynku kapitałowego USA – tym samym literatura przedmiotu dotycząca rynków wschodzących jest stosunkowo uboga. Zarówno na rynku polskim, jak i brazylijskim nie były dogłębnie badane modele opisujące stopy zwrotu z akcji, w których zmiennymi objaśniającymi były wszystkie opisane wcześniej czynniki. Powstaje więc luka w badaniach weryfikujących opisane modele oraz uwzględniających nowe (behawioralne) czynniki na rynkach wschodzących. Włączenie do analiz zmiennych behawioralnych jest logicznym następstwem ewolucji badań nad stopami zwrotu, a jednocześnie pozwala zweryfikować interesujące hipotezy badawcze. Badania zmiennych behawioralnych są naturalną kontynuacją analiz prowadzonych przez polskich autorów, takich jak: Szyszka (2007, 2009a, 2013), Gajdka (2013a, 2013b), Majewski (2012), Pastusiak (2012, 2013), Zaleśkiewicz (2011), Zielonka (2003, 2008), Tyszka (red.) (2004) czy Borowski (2014).

Celem badań naukowych przedstawionych w pracy jest poznanie zależności opisującej kształtowanie się stóp zwrotu z akcji notowanych na dwóch wybranych wschodzących rynkach kapitałowych[1]. Badania tych procesów mają posłużyć budowie i testowaniu wieloczynnikowego modelu stóp zwrotu z akcji na rynkach polskim i brazylijskim. Uzasadnieniem takiego wyboru jest istnienie zarówno istotnych cech wspólnych obu państw (największe w swoim regionie kraje należące do tzw. *advanced emerging markets*[2] – w tym Brazylia jako kraj z grupy Brazylia, Rosja, Indie, Chiny - BRIC; oba kraje mają ten sam ranking w Indeksie Demokracji, publikowanym przez „The Economist"[3]), jak i cech odmiennych (np. globalna kapitalizacja rynku, różne uwarunkowania prawno-instytucjonalne, kultura społeczeństwa). Dobór taki pozwala zróżnicować badanie, a także sprawdzić, czy istnieją ponadgraniczne cechy rynków wschodzących, potencjalnie wyceniane w modelu aktywów kapitałowych. Inne kraje grupy największych gospodarek rozwijających się (BRIC) charakteryzują się trudniejszym pozyskaniem rzetelnych danych statystycznych oraz mniej rozwiniętymi instytucjami rynku giełdowego niż wzorująca się na rozwiązaniach amerykańskich i bliższa im gospodarka Brazylii. Również grant na doktorski staż badawczy na

1 Autor uzyskał środki finansowe na przygotowanie rozprawy doktorskiej, stanowiącej podstawę niniejszej publikacji, z Narodowego Centrum Nauki w ramach finansowania stypendium doktorskiego na podstawie decyzji numer DEC-2014/12/T/HS4/00168.

2 Według FTSE Group, „FtSe Global Equity Index Series Country Classification", wrzesień 2012.

3 Economist Intelligence Unit, 14 marca 2013.

Uniwersytecie São Paulo, otrzymany w ramach programu ETIUDA organizowanego przez Narodowe Centrum Nauki, miał wpływ na wybór rynku brazylijskiego jako przedmiotu badań.

Czynniki[4] analogiczne do modelu Pastora-Stambaugha (PS) (2003), bazującego na wcześniejszych pracach Famy i Frencha (FF) (1993) oraz Jegadeesha i Titmana (1993), a ponadto determinanty o charakterze behawioralnym i makroekonomicznym stanowią główne elementy, nad którym prowadzone są badania w niniejszej pracy. W modelu PS zmiennymi opisującymi proces generowania stóp zwrotu są czynniki zaczerpnięte z modelu FF, tj. kapitalizacja spółki, ryzyko rynkowe i wskaźnik wartości księgowej do wartości rynkowej, badania te uwzględniają także czynnik *momentum* z pracy Jegadeesha i Titmana. Pastor i Stambaugh skupili się jednak głównie na roli płynności akcji w procesie generującym stopy zwrotu. Wzbogacenie modelu Pastora-Stambaugha o czynniki behawioralne oraz fundamentalne (a w szczególności makroekonomiczne) służyć ma lepszemu opisowi rzeczywistości rynków wschodzących.

Można wysunąć hipotezę, że procesy arbitrażowe, mające w teorii zapewnić równowagę rynków kapitałowych, są szczególnie ograniczone na rynkach wschodzących. Badania Mitchella i in. (2002) czy Shleifera i Vishny'ego (1997), publikowane dla rynków rozwiniętych, wskazują istnienie pewnych granic arbitrażu. Wydaje się więc zasadne twierdzenie, że rynki wschodzące – jako mniejsze, mniej płynne, z nie w pełni rozwiniętymi instytucjami rynku finansowego – narażone są na ryzyko ograniczeń arbitrażowych jeszcze bardziej. W związku z tym czynniki behawioralne, nieanalizowane przez tradycyjne finanse, mogą mieć istotne zastosowanie w wyjaśnieniu wariancji stóp zwrotu na tych rynkach. Co więcej, literatura dotycząca granic arbitrażu, np. Ansotegui i in. (2013), Galdi i Lopes (2008), Szyszka (2003, 2009a) oraz ich oddziaływania na zestaw potencjalnych czynników generujących stopy zwrotu w kontekście rynków wschodzących jest stosunkowo uboga. Jednakże analizy podjętego problemu nie można przeprowadzić w całkowitym oderwaniu od ugruntowanych teorii tradycyjnych finansów. Dlatego w pracy zastosowano podejście holistyczne. Wysiłki badawcze koncentrują się na analizie czynników generujących stopy zwrotu. Im większe znaczenie czynników „tradycyjnych" w wyjaśnianiu stóp zwrotu, tym problem granic arbitrażu wydaje się mniej znaczący. Z kolei im istotniejsza rola czynników behawioralnych, tym kwestia ograniczeń arbitrażowych może mieć większe znaczenie na danych rynkach.

---

4 Przez czynniki autor rozumie zmienne. Możemy je zaliczyć do trzech grup: rynkowych (czyli zawierających element pochodzący z rynku akcji, np. cena akcji, wskaźnik P/BV, kapitalizacja, parametr „beta", *momentum*, płynność), makroekonomicznych i behawioralnych.

W pracy zweryfikowane zostały hipotezy badawcze, dotyczące zarówno czynników bliższych finansom neoklasycznym, jak i behawioralnym. Natomiast hipoteza syntetyczna, dotycząca niejako całościowego ujęcia problemu modelu stóp zwrotu, może zostać sformułowana następująco: wieloczynnikowy model regresji przekrojowej, wykorzystujący determinanty analogiczne do modelu Pastora-Stambaugha i wzbogacony o zmienne behawioralne i makroekonomiczne, w lepszy sposób opisuje kształtowanie się stóp zwrotu z akcji na badanych rynkach wschodzących niż model bez tych zmiennych. Oznacza to, że zweryfikowano istotność parametrów związanych z czynnikami implikowanymi przez modele bazujące na zmiennych analogicznych do tych użytych w pracach[5] FF, Carharta, PS, ale także inne zmienne postulowane przez teorię arbitrażu cenowego i finanse behawioralne. Jeżeli parametr lub parametry dotyczące nowo wprowadzonych zmiennych okażą się istotne, a parametr lub parametry dotyczące „oryginalnych" zmiennych nie będą istotne, możemy stwierdzić, że model wzbogacony o nowe czynniki lepiej opisuje kształtowanie się stóp zwrotu w badanym okresie.

Specyficznymi czynnikami behawioralnymi na rynkach wschodzących mogą być np. „bety behawioralne", odzwierciedlające czynniki psychologiczne, a w szczególności: poziom sentymentu, ograniczone (w porównaniu do gospodarek rozwiniętych) możliwości arbitrażu, irracjonalność inwestorów, np. zachowania stadne wśród analityków oraz inwestorów indywidualnych, zmiany poziomu awersji do ryzyka, a także inne czynniki, przedstawione w dalszej części pracy. Kolejnymi charakterystycznymi dla rynków wschodzących determinantami mogą być: znaczny wpływ czynników makroekonomicznych z zagranicy w porównaniu do wpływu czynników krajowych, dominująca rola płynności akcji, większe niż na rynkach rozwiniętych znaczenie wielkości spółek. Widać więc, że w każdym aspekcie, a zwłaszcza w kontekście finansów behawioralnych, istnieją warte poruszenia problemy badawcze, specyficzne dla rynków wschodzących.

Pozostałe hipotezy dotyczą pytań o to, które czynniki w danej ich grupie mogą w istotny sposób oddziaływać na rynek akcji oraz jak wygląda zależność między czynnikami makroekonomicznymi, behawioralnymi oraz rynkowymi w kontekście kształtowania stóp zwrotu.

Pierwsza grupa testowanych hipotez dotyczy determinant o charakterze behawioralnym (sentyment inwestorów). Weryfikacja tych hipotez ma

5 W modelach FF, Carharta, PS metodyka pracy opiera się na analizowanych stopach zwrotu z portfeli akcji, natomiast w pracy analizowane będą stopy zwrotu z poszczególnych spółek, tak jak w podejściu Famy, MacBetha (1973). Krytykę badań dotyczących stóp zwrotu z portfeli możemy znaleźć w: Shanken (1992), Kim (1995), Ang i in. (2008), Berk (2000). Innym powodem zaniechania podejścia portfelowego jest względnie mała liczba spółek na rynku polskim, a szczególnie brazylijskim.

na celu wyodrębnienie czynników behawioralnych, wpływających na stopy zwrotu z akcji. Zagadnienia analizy sentymentu rynkowego nie zostały dotychczas przedstawione w literaturze przedmiotu w sposób wyczerpujący dla badanych rynków wschodzących. Podczas analizy tych rynków powstaje szereg pytań badawczych, motywowanych właśnie ich specyfiką. Rynki te cechują m.in.: ograniczenia krótkiej sprzedaży i pożyczania papierów wartościowych, niepełna efektywność informacyjna, mniejsze doświadczenie inwestorów indywidualnych, brak zaawansowanego rynku instrumentów pochodnych, brak płynności na rynkach finansowych, podatność na szoki zewnętrzne, znaczna cykliczność oraz większy potencjał wzrostowy gospodarek. Jeżeli weźmiemy pod uwagę wymienione cechy, zauważymy, że mechanizmy arbitrażowe są w ramach rynków wschodzących zdecydowanie bardziej ograniczone niż na rynkach rozwiniętych. Efekt *home bias*, czyli preferencja inwestorów do inwestycji na rynku krajowym, a w mniejszym stopniu na rynku zagranicznym, niska płynność oraz ryzyko walutowe może także skutecznie hamować arbitraż międzynarodowy. Skutkiem tego „irracjonalne wyceny" aktywów przez inwestorów (lub spekulantów) giełdowych mogą utrzymywać się przez dłuższe okresy. Rolę sentymentu rynkowego w gospodarkach rozwiniętych potwierdzają coraz liczniejsze prace w renomowanych czasopismach naukowych (Baker i Wurgler, 2006, 2007; Brown i Cliff, 2004; Lawrence i in., 2007; Qian, 2009). Niestety, badania dla *emerging markets* są relatywnie skąpe i dotyczą w większości przypadków rynków azjatyckich (Chih-Lun, Yeong-Jia, 2008; Meng-Fen i in. 2011; Richards, 2005), ten obszar stanowi więc luką w literaturze przedmiotu. W Brazylii badania nad tym tematem są prowadzone m.in. przez Castro, Yoshinaga (2012).

Hipotezy badawcze dotyczące czynników behawioralnych:

I. Krajowe zmienne behawioralne, w tym sentyment inwestorów, istotnie wpływają na kształtowanie się stóp zwrotu z akcji na rynku polskim i brazylijskim.
II. Zmienne behawioralne, mające swe źródło w gospodarkach rozwiniętych (w tym sentyment inwestorów zagranicznych) istotnie wpływają na proces generujący stopy zwrotu z akcji na badanych rynkach wschodzących.
III. „Bety behawioralne" są wyceniane przez rynek. Parametr charakteryzujący ryzyko, związany z czynnikami behawioralnymi, jest dodatni.
IV. Zmienne behawioralne zewnętrzne mają większe znaczenie niż analogiczne czynniki krajowe dla analizowanych rynków wschodzących.

Zmienne określone w pracy jako fundamentalne zostały podzielone na dwa podzbiory: dotyczące czynników rynkowych oraz makroekonomicz-

nych. Przez czynniki rynkowe rozumiemy w pracy zmienne pochodzące z rynku kapitałowego (np. C/WK, beta, kapitalizacja). Jedna z grup hipotez zbadanych w pracy dotyczy istotnego wpływu czynników charakterystycznych dla danej spółki, tj. czynników rynkowych (kapitalizacja spółki, C/WK, parametr beta akcji i płynność akcji spółki oraz *momentum* jako czynniki z modeli FF, PS oraz Carharta) na jej średnie stopy zwrotu. Obszar ten jest dobrze opisany w literaturze przedmiotu (np. Acharya i Pedersen, 2005; Avramov i Chordia, 2006; Chan i Faff, 2005; Fama, 1990; Fama i French, 1993, 1996; Fama i MacBeth, 1973; Flannery, Protopapadakis, 2002; Naes i in., 2011; Pastor i Stambaugh, 2003), chociaż prac uwzględniających wszystkie wskazane czynniki, dotyczących rynków wschodzących jest relatywnie mniej (np. Lawrence i in., 2007; Subramaniam i in., 2012; Verma i Soydemir, 2006; Wdowiński i Wrzesiński, 2004). Cele tej części badań obejmują uzyskanie odpowiedzi na pytanie o czynniki rynkowe oddziałujące na rynek akcji. W kontekście rynków wschodzących istotnym tematem badawczym jest charakterystyczna dla tych gospodarek cecha, jaką jest niedostateczna płynność instrumentów giełdowych oraz znaczna liczba spółek o niskiej kapitalizacji. Wcześniejsze badania na rynku polskim potwierdzają istotność czynnika reprezentującego kapitalizację (np. Brzeszczyński i in., 2011), płynność akcji (Gajdka i in., 2010) oraz brak istotności tradycyjnego czynnika rynkowego – parametru beta.

Hipotezy badawcze dotyczące czynników rynkowych:

I. Parametry opisujące ponoszenie ryzyka wynikającego z modelu analogicznego do modelu Pastora-Stambaugha są istotne statystycznie.
II. Parametr charakteryzujący ryzyko związane z płynnością akcji jest dodatni, istotny statystycznie.

W przypadku **czynników makroekonomicznych** zostały zweryfikowane hipotezy dotyczące roli wpływu danych makrofundamentalnych na rynkowe stopy zwrotu. Celem weryfikacji tych hipotez jest wyodrębnienie zmiennych makroekonomicznych, kształtujących ceny akcji. W kontekście rynków wschodzących istnieje kilka nowych, nie poruszanych dogłębnie kwestii, m.in. analiza wpływu, jaki wywierają determinanty makroekonomiczne z gospodarek rozwiniętych na kształtowanie się stóp zwrotu na rynkach wschodzących. Ciekawą, analizowaną w badaniu hipotezą jest pytanie o to, czy makroczynniki z gospodarek rozwiniętych oddziałują na stopy zwrotu silniej niż czynniki krajowe. Wcześniejsze badania analizujące rynek polski (Schabek, 2010) pozytywnie weryfikują hipotezę o wpływie danych zagranicznych (takich jak: ogłoszenia o PKB, sprzedaż domów, zmiana liczby zatrudnionych) na zmienność stóp zwrotu na polskiej giełdzie. Również w skali *intraday* oraz miesięcznej i kwartalnej wpływ zmian produktu krajowego brutto, produkcji przemysłowej czy wynagrodzeń za pracę w USA na rynek

polski jest statystycznie istotny (np. Prządo i Schabek, 2009; Schabek, 2012) – wyniki tych badań zachęcają do dalszego eksplorowania opisanego obszaru. Zależności między zmiennymi monetarnymi a rynkiem kapitałowym bada np. Osińska (2008).

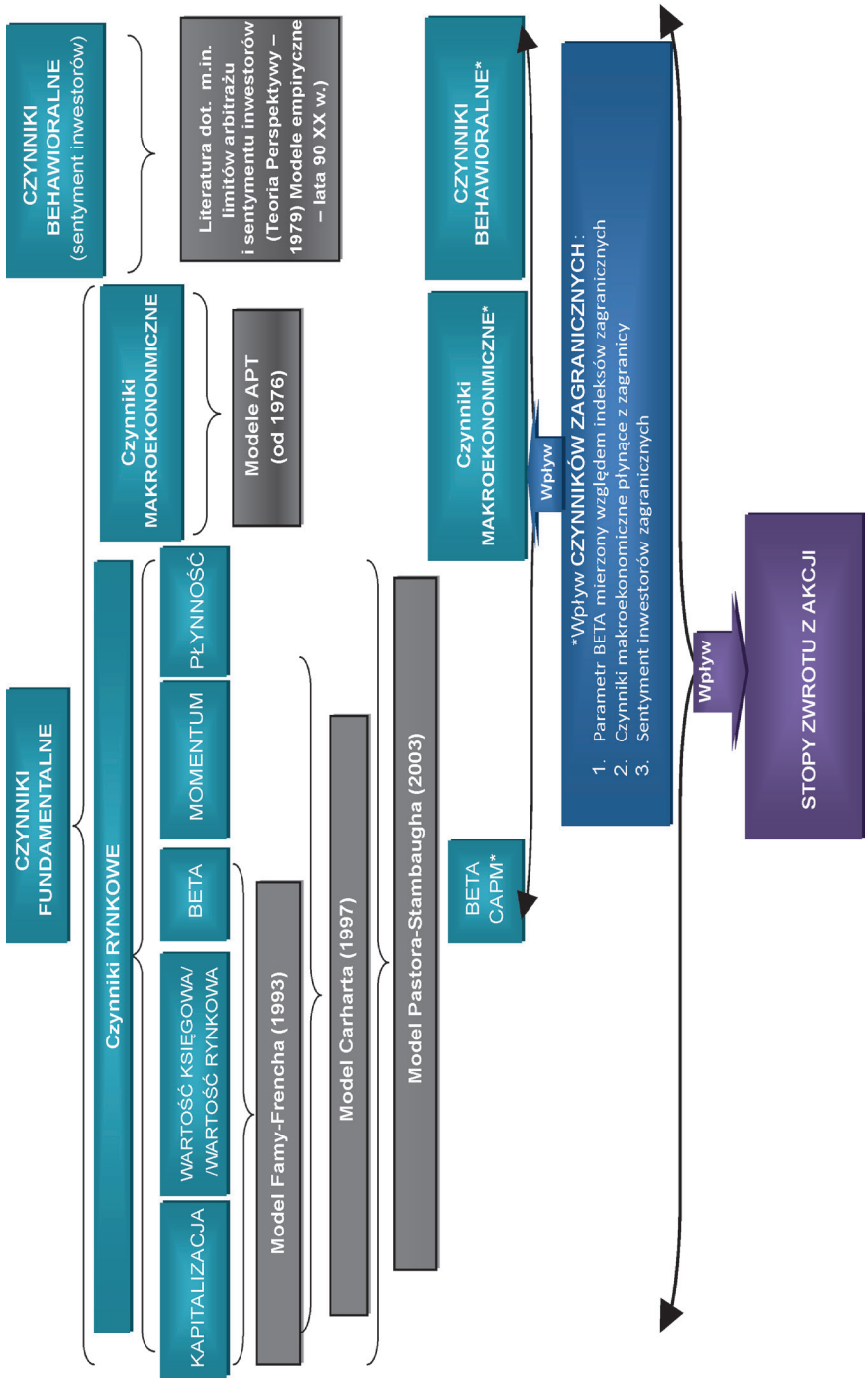
Hipotezy badawcze dotyczące czynników makroekonomicznych:

I. Istnieje zestaw krajowych oraz pochodzących z gospodarek rozwiniętych czynników makroekonomicznych, oddziałujących na stopy zwrotu z akcji na badanych rynkach.
II. Zmienne makroekonomiczne zewnętrzne mają większe znaczenie dla analizowanych rynków wschodzących niż krajowe.
III. Parametry opisujące ponoszenie ryzyka związanego z czynnikami makroekonomicznymi są istotne statystycznie.

W przeprowadzonym badaniu postanowiono nie ograniczać się do analizy tylko jednego zestawu czynników wpływających na stopy zwrotu. Mimo że ujęcie całościowe wymaga większego wysiłku badawczego, wydaje się ono zasadne podczas próby opisu tak skomplikowanego fragmentu rzeczywistości gospodarczej, jakim są rynki giełdowe.

Na rysunku 1. przedstawiono ogólny zarys koncepcji badań[6]. W pracy analizowane są dwie generalne kategorie czynników – fundamentalne oraz behawioralne. Na potrzeby badania jako czynniki fundamentalne zdefiniowano te zmienne, które w mniej lub bardziej bezpośredni sposób mogą zostać przypisane do grupy czynników racjonalnych, bazujących na miarach mających teoretyczne i empiryczne uzasadnienie w literaturze przedmiotu. Czynniki behawioralne to takie, których wpływu na rynek akcji nie da się wyjaśnić za pomocą przesłanek racjonalnych, obejmują one miary oparte na zmiennych, nie mających mocnego uzasadnienia w neoklasycznej teorii finansów. Determinanty fundamentalne możemy podzielić na dwie kategorie zmiennych: opartych na zmiennych rynkowych oraz zmiennych makroekonomicznych. Czynniki rynkowe, analizowane w badaniu, to kapitalizacja, wartość księgowa (w stosunku do wartości rynkowej), parametr beta z modelu CAPM, czynnik *momentum* (może być zaliczany także do czynników behawioralnych) oraz płynność akcji danej spółki. W literaturze przedmiotu, opisanej w rozdziale 2., możemy znaleźć liczne badania, dowodzące istnienia zależności między wspomnianymi czynnikami rynkowymi a stopami zwrotu – zarówno w przypadku rynków wschodzących, jak i rozwiniętych. Czynniki makroekonomiczne są postulowanymi determinantami procesu generowania stóp zwrotu z rynku akcji głównie przez teorię arbitrażu

6 Strzałki symbolizują oddziaływanie, klamry – przynależność, natomiast gwiazdka (*) – zmienną wykorzystującą czynniki zewnętrzne (zagraniczne).



Rys. 1. Czynniki analizowane w pracy

Źródło: opracowanie własne.

cenowego. Literatura opisująca wyniki badań w kontekście wpływu zmiennych makroekonomicznych została przedstawiona w rozdziale 2. Z analiz wynika, że istnieje zależność między zmiennymi makro a stopami zwrotu z akcji.

Praca składa się z trzech rozdziałów. Pierwszy z nich zawiera opis dwóch podejść do rynków kapitałowych: finansów neoklasycznych oraz finansów behawioralnych. Teorie stojące za tymi różnymi spojrzeniami na problemy badawcze w obszarze rynków kapitałowych są głównym przedmiotem tego rozdziału. W rozdziale 2. zostały przybliżone metody testowania modeli stóp zwrotu z rynków kapitałowych, zaprezentowano ponadto dotychczasowe osiągnięcia badaczy głownie z rozwiniętego rynku kapitałowego Stanów Zjednoczonych w zakresie wspomnianych wcześniej podejść: klasycznego i behawioralnego. Natomiast w rozdziale 3. przedstawiono metodykę i zakres badania oraz analizę empiryczną czynników wpływających na stopy zwrotu z akcji w Polsce i Brazylii. Dokonano weryfikacji hipotez badawczych postawionych w pracy. W podsumowaniu zebrano główne wnioski badania w kontekście badanych hipotez oraz teorii przedstawionych w pracy.

Pragnę podziękować wszystkim, którzy przyczynili się do ostatecznego kształtu pracy – w szczególności opiekunowi naukowemu, profesorowi Jerzemu Gajdce, a także doktorowi habilitowanemu Januszowi Brzeszczyńskiemu za cenne wskazówki i uwagi. Niemałe znaczenie miały także pytania, komentarze i sugestie recenzentów pracy doktorskiej, za które składam podziękowania profesorowi Waldemarowi Tarczyńskiemu, doktorowi habilitowanemu Radosławowi Pastusiakowi oraz uczestnikom obrony pracy doktorskiej. Dziękuję również prof. Henrique Castro, prof. Lucasowi Barros i uczestnikom seminariów naukowych – pracownikom Faculdade de Administração, Economia e Contabilidade da Universidade de São Paulo, którzy wspierali mnie wiedzą i doświadczeniem podczas badań prowadzonych na stażu naukowym na Uniwersytecie São Paulo. Słowa wdzięczności kieruję także do Dziekana Wydziału Ekonominczno-Socjologicznego Uniwersytetu Łódzkiego za sfinansowanie kosztów publikacji.

Rozdział 1

Finanse tradycyjne i behawioralne

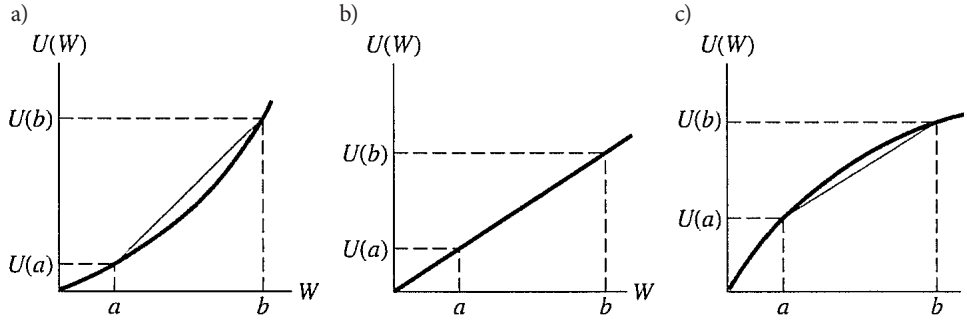
Finanse tradycyjne, zwane także neoklasycznymi, obejmują wszystkie te obszary finansów jako dyscypliny naukowej, które w sposób bezpośredni lub pośredni nawiązują do klasycznej teorii użyteczności, opisanej w dalszej części rozdziału, lub opierają się na niej. Z punktu widzenia finansów tradycyjnych zakładamy, że podmioty gospodarcze zachowują się w sposób racjonalny, maksymalizują swoją użyteczność (jednostki nazywane w ekonomii: *homo economicus*) oraz działają na rynkach efektywnych. W pracy skoncentrowano się na rynku kapitałowym, a dokładnie rynku akcji, dlatego w kolejnych rozdziałach zostały przedstawione teorie i modele dotyczące *stricte* rynku akcji. Przybliżono także teorię portfelową opartą na średniej i wariancji stóp zwrotu, hipotezy rynku efektywnego, model wyceny aktywów kapitałowych (CAPM) oraz teorię arbitrażu cenowego – jako główne koncepty tradycyjnych finansów dotyczące rynku akcji.

Z kolei finansami behawioralnymi nazywać będziemy część nauki o finansach, zajmującą się badaniem efektów wpływu czynników, które - zgodnie z neoklasycznym (tradycyjnym) podejściem – nie powinny oddziaływać na podejmowane decyzje. Są to czynniki wywodzące się głównie ze zjawisk psychologicznych oraz socjologicznych. Teoria perspektywy noblistów Kahnemana i Tversky'ego (1979) jako główny koncept finansów behawioralnych, behawioralna teoria portfelowa, model Barnewall (1987), model Bailarda i in. (1986) oraz model Pompiana (2008) przedstawione zostaną w ramach przybliżenia czytelnikowi zagadnień teorii finansów behawioralnych w kontekście rynku akcji.

1.1. Tradycyjna teoria portfelowa

Tradycyjna teoria portfelowa opiera się na klasycznej teorii oczekiwanej użyteczności, opracowanej przez Johna von Neumanna i Oskara Morgensterna. Teoria oczekiwanej użyteczności dotyczy zachowań podmiotów

w warunkach ryzyka. Zgodnie z nią zachowania indywidualnych osób mogą zostać opisane jako dążenie do maksymalizacji wartości oczekiwanej indywidualnej funkcji użyteczności. Aksjomaty teorii oczekiwanej użyteczności zaprezentoali już w 1944 r. von Neumann i Morgenstern. Aksjomaty te stały się podstawą teorii oczekiwanej użyteczności, w której indywidualne osoby wybierają nie najwyższą wartość oczekiwaną w ujęciu pieniężnym, lecz najwyższą wartość oczekiwaną użyteczności. Użyteczność, którą maksymalizują poszczególne osoby, można przedstawić jako liniową kombinację użyteczności poszczególnych wyników (realizacji zmiennych losowych) i prawdopodobieństwa ich osiągnięcia. Zgodnie z tą teorią występują trzy rodzaje nastawienia do ryzyka, a co za tym idzie – różne rodzaje funkcji użyteczności. Na rys. 1.1 przedstawiono funkcje użyteczności (zależność między użytecznością bogactwa – $U(W)$ a poziomem bogactwa – W) dla osób skłonnych do ryzyka (a), obojętnych wobec ryzyka (b) oraz wykazujących się awersją do ryzyka (c).



Rys. 1.1. Kształty funkcji użyteczności

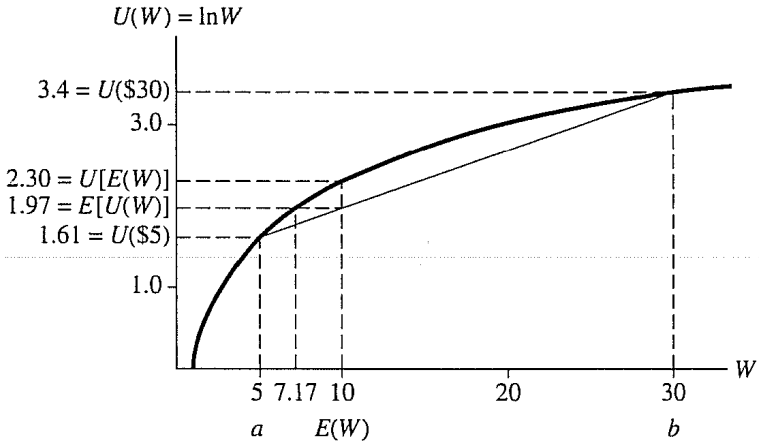
Źródło: Copeland i in. (2004).

Dla inwestora wykazującego awersję do ryzyka funkcja użyteczności jest wklęsła – oznacza to, że użyteczność oczekiwanego bogactwa jest większa niż oczekiwana użyteczność bogactwa. Matematycznie:

$$U\,[E(W)] > E\,[U(W)]$$

Przykładowo[1]: osoba ma wybrać między grą, w której może wygrać 30 USD z prawdopodobieństwem 20% i 5 USD z prawdopodobieństwem 80% a pewną wygraną wysokości 10 USD. Zakładając logarytmiczną funkcję użyteczności, osoba ta powinna wybrać pewną wygraną 10 USD. Rysunek 1.2 obrazuje, jaką użyteczność osiąga taka osoba.

1 Na podstawie: Copeland i in. (2004).



W	U(W)
1	0
5	1.61
10	2.30
20	3.00
30	3.40

$$E[U(W)] = .8U(\$5) + .2U(\$30)$$
$$= .8(1.61) + .2(3.40) = 1.97.$$

Rys. 1.2. Użyteczność dla inwestora z awersją do ryzyka

Źródło: Copeland i in. (2004).

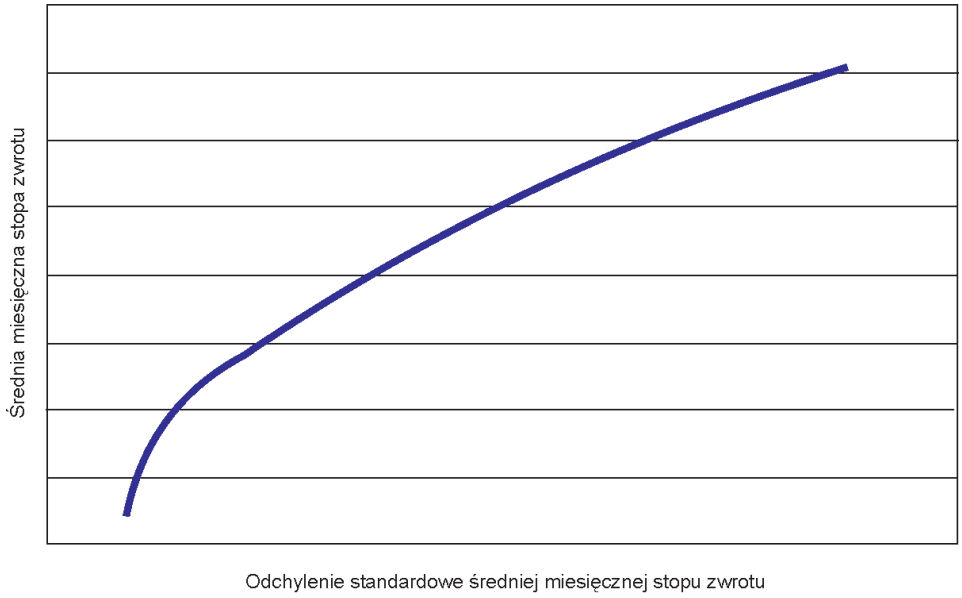
Teoria oczekiwanej użyteczności odgrywa bardzo ważną rolę w nauce finansów i jest szeroko akceptowana w środowisku akademickim, zajmującym się tą właśnie dziedziną. Jednak niektórzy badacze krytykują tę teorię, zwracając uwagę na pewne paradoksy, występujące w zachowaniach ludzi podczas realnych wyborów. Paradoksy te stały się przyczynkiem do rozwoju alternatywnych koncepcji, np. teorii perspektywy zaprezentowanej w dalszej części rozdziału. Wykorzystanie analizy opartej na teorii oczekiwanej użyteczności w badaniach rynku kapitałowego zapoczątkowało narodziny nowoczesnej teorii portfelowej. Teoria portfelowa[2] ma swe początki w pracy amerykańskiego ekonomisty, laureata Nagrody Nobla, Harrego Markowitza (1952b). Teoria portfelowa zajmuje się optymalną strukturą inwestycji kapitałowych. Aby zbadać, czy zbiór aktywów (rodzaj aktywów i ich udziały w portfelu) wchodzących w skład portfela inwestora jest optymalny, analizowano dwie cechy charakteryzujące inwestycję: ryzyko i stopa zwrotu. Tradycyjną dla teorii portfelowej miarą ryzyka jest wariancja danego waloru (oznaczmy ją jako: δ_i^2) względem oczekiwanej stopy zwrotu ($E(R_i)$). Meritum teorii portfelowej sprowadza się do stwierdzenia, że o ile oczekiwana stopa zwrotu portfela jest średnią oczekiwanych stóp zwrotu poszczególnych walorów ważoną udziałem tych aktywów, o tyle wariancja portfela (δ_p^2), a więc miara ryzyka portfelu, wyraża się wzorem (por. Markowitz, 1952b, s. 81):

2 Podrozdział częściowo oparty na Schabek (2008).

$$\delta_p^2 = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}\sigma_{i,j}X_iX_j$$

gdzie:
$\sigma_{i,j}$ – kowariancja stóp zwrotu z walorów *i*, *j*;
X_i – udział *i*-tego waloru w wartości całego portfela;
X_j – udział *j*-tego waloru w wartości całego portfela;

Inwestor, mając informacje o oczekiwanych stopach zwrotu, wariancjach i kowariancjach walorów, tak dobiera wagi dla poszczególnych aktywów kapitałowych, aby przy założonym poziomie ryzyka otrzymać jak najwyższą oczekiwaną stopę zwrotu. W ten sposób wybiera portfele leżące na *granicy efektywnej* (rys. 1.3), będącej zbiorem kombinacji walorów lub ich portfeli, który przy danym poziomie ryzyka (mierzonego wariancją stopy zwrotu) cechuje się najwyższą oczekiwaną stopą zwrotu. Analiza portfelowa pozwala na znaczącą redukcję ryzyka specyficznego akcji poprzez dywersyfikację, czyli dołączenie do portfela walorów niwelujących wpływ wariancji na całość ryzyka portfela.



Rys. 1.3. Granica efektywna

Źródło: opracowanie własne.

Granica efektywna dotyczy zagadnienia zależności między ryzykiem a stopą zwrotu w ujęciu finansów neoklasycznych. Zgodnie z przedstawioną za pomocą granicy efektywnej relacją, inwestorzy

mogą dokonywać wyboru tylko tych walorów, które za zwiększony poziom ryzyka oferują wyższą stopę zwrotu. Takie zachowania inwestorów prowadziłyby do powstania równowagi na rynku kapitałowym i to właśnie zagadnienie związane jest z następnym ważnym konceptem finansów – modelem wyceny aktywów kapitałowych (ang. *Capital Assets Pricing Model* – CAPM), przedstawionym w kolejnej części rozdziału.

1.1.1. Model CAPM

Zauważmy, że klasyczna teoria portfelowa stanowi podstawę dla teorii równowagi rynków kapitałowych, choć sama tej równowagi nie określa. Natomiast opisane dalej modele rynku kapitałowego starają się równowagę tę opisać.

Model wyceny aktywów kapitałowych jest rozwinięciem koncepcji i kontynuacją toku myślenia przedstawionego w teorii Markowitza. Z założeń modelu wynika, że wszyscy inwestorzy rozważają tę samą granicę efektywną. Racjonalnie zachowujący się inwestor będzie starał się maksymalizować nadwyżkową (ponad stopę wolną od ryzyka) oczekiwaną stopę zwrotu ze swojego portfela, przypadającą na miarę ryzyka utrzymywanego portfela. Jeżeli w rozważaniach tych uwzględnimy instrument wolny od ryzyka, zachowanie inwestorów doprowadzi do stworzenia portfeli – kombinacji instrumentu wolnego od ryzyka oraz instrumentu (lub portfela), który maksymalizuje nadwyżkową stopę zwrotu otrzymywaną za jednostkę podjętego ryzyka. Graficznie można przedstawić te rozważania jako maksymalizowanie kąta między prostą równoległą do osi obrazującej ryzyko portfela a prostą zaczynającą się w punkcie R_f i mającą ten sam kierunek co granica efektywna. Każdy z inwestorów będzie chciał posiadać portfel, do którego prosta poprowadzona z punktu oznaczającego instrument wolny od ryzyka jest styczna – skutkiem tego portfel ten będzie portfelem rynkowym. W ten sposób powstaje tzw. linia rynku kapitałowego, która może zostać zdefiniowana jako kombinacja portfeli złożonych z portfela rynkowego oraz portfela (instrumentu) wolnego od ryzyka. Wspomniana maksymalizacja jest tożsama z maksymalizacją nachylenia linii rynku kapitałowego, w konsekwencji maksymalizowane jest wyrażenie $\frac{\overline{R}_p - R_f}{\delta_p}$. Pamiętajmy, że jeżeli każdy z inwestorów będzie się zachowywał w ten sam sposób, punktem stycznym linii rynku kapitałowego i granicy efektywnej będzie portfel rynkowy. Otrzymujemy wówczas linię rynku papierów wartościowych (rys. 1.4) oraz model CAPM w postaci:

$$\overline{R}_i = R_f + \beta_i(\overline{R}_M - R_f)$$

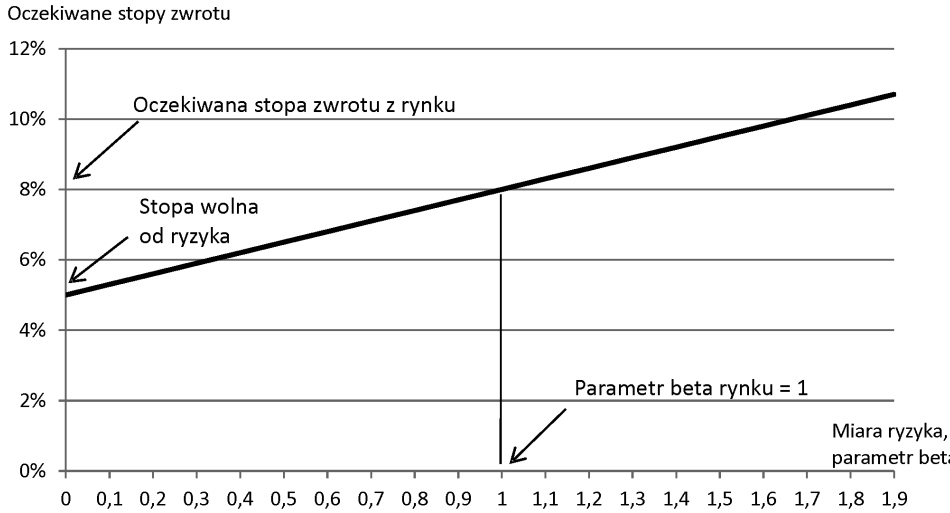
gdzie:

$\overline{R}_i$ – oczekiwana stopa zwrotu z akcji *i*;

R_f – stopa wolna od ryzyka;

β_i – parametr opisujący wrażliwość stopy zwrotu *i*-tej akcji na zmiany stopy zwrotu z indeksu rynkowego;

$\overline{R}_M$ – oczekiwana stopa zwrotu z indeksu rynkowego.



Rys. 1.4. Linia rynku papierów wartościowych

Źródło: opracowanie własne.

Zgodnie z CAPM, inwestor będzie utrzymywał (w zależności od jego akceptowalnego poziomu ryzyka) pozycje składające się w części z waloru wolnego od ryzyka i portfela rynkowego, leżące na linii rynku kapitałowego. Implikacje modelu CAPM sprowadzają się do wniosku, że jedynym źródłem ryzyka systematycznego jest wrażliwość waloru na zmiany indeksu rynkowego, czyli parametr beta.

1.1.2. Hipoteza rynku efektywnego

Fama (1970) przedstawił hipotezę rynku efektywnego (ang. *Efficient Market Hypothesis* – EMH), będącą jedną z ważniejszych koncepcji tradycyjnych finansów. Hipoteza ta występuje w następujących formach:

1. W formie słabej – kiedy zakłada się, że przyszłe ceny instrumentów finansowych nie mogą zostać przewidziane z wykorzystaniem informacji o ich przeszłych cenach. Ceny instrumentów finansowych zawierają więc wszystkie informacje historyczne. Także autokorelacja stóp zwrotu jest tak niska (lub w ogóle nie występuje), że nie ma żadnego znaczenia ekonomicznego. Analiza techniczna w takim przypadku nie działa, choć forma ta nie wyklucza skuteczności analizy fundamentalnej.
2. W formie semi-mocnej – gdy zakładamy, że ceny dostosowują się do publicznie dostępnych informacji natychmiastowo i bez frykcji. Oznacza to, że zarówno analiza techniczna, jak i fundamentalna nie przynoszą pożądanych rezultatów w przewidywaniu przyszłych cen akcji.
3. W formie mocnej – gdy ceny akcji odzwierciedlają wszelkie informacje, publiczne i prywatne. W przypadku prawdziwości tej hipotezy wcześniej wymienione metody analizy rynku (analiza techniczna i fundamentalna) oraz *insider trading* nie przynoszą ponadprzeciętnych zysków.

Hipoteza rynków efektywnych opiera się na trzech podstawowych założeniach (por. Lawrence i in., 2007):

1. Racjonalni inwestorzy podejmują decyzje w sposób pozbawiony emocji i wykorzystują wszelkie dostępne informacje.
2. Jeżeli istnieje grupa inwestorów nieracjonalnych, ich działania są przypadkowe i nieskoordynowane. Inwestorzy tacy nie mają istotnego i systematycznego wpływu na ceny akcji, a ich działania wzajemnie się znoszą.
3. Jeżeli wpływ podmiotów nieracjonalnych na ceny akcji jest systematyczny oraz istotny, to istnieje grupa racjonalnych inwestorów, którzy mogą dokonać arbitrażu, czyli wykorzystać strategie inwestycyjne eliminujące nierównowagę rynkową.

Wskazane definicje oraz założenia stymulują do zadania następującego pytania: czy wszyscy inwestorzy (lub ich większość) są racjonalni? Aby odpowiedzieć na to pytanie, należałoby przeanalizować zagadnienie „pomiaru" racjonalności oraz warunków, jakie muszą zostać spełnione, aby można było uznać zachowanie inwestorów za racjonalne. Kolejne pytanie jest następujące: czy nieracjonalność jest systematyczna, czy też nieracjonalne zachowania znoszą się wzajemnie? Ostatecznie musimy także zapytać o granice arbitrażu. Zagadnienia te znajdują coraz więcej miejsca w publikacjach naukowych, poświęconych rynkom kapitałowym.

1.1.3. Krytyka Rolla i teoria arbitrażu cenowego

W artykule Richard Roll (1977) (por. Elton, Gruber, 1998) odniósł się krytycznie do możliwości testowania CAPM wykazując, że dla każdego efektywnego portfela (w sensie średniej i wariancji stopy zwrotu) równanie modelu CAPM jest tożsamością. Implikacje będące rezultatem tej krytyki wskazują, że niemożliwe jest testowanie modelu CAPM, można jedynie sprawdzić, czy portfel użyty do pozyskania parametrów β jest efektywny. Model CAPM koncepcyjnie nadal pozostaje poprawnym modelem wyceny aktywów kapitałowych, ale tylko wtedy, gdy potrafimy zdefiniować „rzeczywisty" portfel rynkowy.

Teoria wyceny arbitrażowej (APT) odróżnia się od CAPM ze względu na założenia opisujące kształtowanie się stóp zwrotu. W APT przyjmujemy, że istnieje pewien K-czynnikowy proces, który generuje stopy zwrotu, w postaci (por. Burmeister, Roll, 1994, s. 4):

$$R_i(t) = \overline{R}_i(t) + \beta_{i,1}F_1(t) + \beta_{i,2}F_2(t) + \beta_{i,3}F_3(t) + \ldots + \beta_{i,K}F_K(t) + \varepsilon_i(t) \quad (1.1)$$

gdzie:
$R_i(t)$ – całkowita stopa zwrotu z i-tego waloru zrealizowana na koniec okresu t;
$\overline{R}(t)$ – oczekiwana stopa zwrotu z i-tego waloru, na początku okresu t;
$\beta_{i,j}$ – wrażliwość zmiany stopy zwrotu z i-tego waloru na j-ty czynnik, dla $j = 1, \ldots, K$;
$F_j(t)$ – wartość j-tego czynnika na koniec okresu t, dla $j = 1, \ldots, K$;
$\varepsilon_i(t)$ – wartość zmiennej losowej, specyficznej dla danego waloru (składnik losowy), na koniec okresu t.

Jeżeli ogół inwestorów myli się rzadko, wszystkie czynniki będą równe zeru, wtedy równanie (1.1) wskazuje, że całkowita stopa zwrotu z i-tego waloru zrealizowana na koniec okresu t będzie równa odpowiednio oczekiwanej początkowo stopie zwrotu z analizowanego waloru na początku okresu t. Podobny wniosek wynika, gdy podejmiemy się obliczenia wartości oczekiwanej równania (1.1). A zatem: oczekiwana przez ogół inwestorów wartość osiągniętej stopy zwrotu na koniec danego okresu jest równa stopie zwrotu, jakiej inwestorzy oczekiwali na początku okresu. Oznacza to, że niespodziewana stopa zwrotu z waloru wynosi średnio zero.

Przedstawiony w równaniu (1.2) wzór może być określony jako bazowy model wyceny arbitrażowej, nadający się do testowania tej teorii.

$$\overline{R}_i = \lambda_0 + \lambda_1\beta_{i,1} + \lambda_2\beta_{i,2} + \lambda_3\beta_{i,3} + \ldots\lambda_j\beta_{i,j}\ldots + \lambda_K\beta_{i,K} \quad (1.2)$$
$$\text{dla } i = 1, \ldots, N \text{ oraz } j = 1, \ldots, K$$

Załóżmy, że istnieje walor bez ryzyka systematycznego ($\boldsymbol{\beta}_j = \mathbf{0}$) o stopie zwrotu równej R_f, wtedy: $R_f = \lambda_0 + \lambda_1 0 + ... + \lambda_K 0 = \lambda_0$. Można także wykreować portfele o wrażliwości tylko na jeden czynnik i braku wrażliwości na pozostałe czynniki, np.

$$\overline{R}^j = \lambda_0 + \lambda_1 0 + \lambda_2 0 + \lambda_3 0 + ... \lambda_j 1 ... + \lambda_K 0,$$

gdzie:

$\overline{R}^j$ – oczekiwana stopa zwrotu z portfela (lub waloru, jeżeli taki istnieje) wrażliwego jedynie na *j*-ty czynnik (z wrażliwością równą jedności).

W ten sposób otrzymujemy:

$$\overline{R}^j = R_f + \lambda_j \Rightarrow \lambda_j = \overline{R}^j - R_f$$

Z teorii wyceny arbitrażowej (APT) wyciągamy wnioski, że oczekiwana stopa zwrotu z *i*-tej akcji jest równa sumie stopy wolnej od ryzyka oraz sumie iloczynów stałych (λ_j), nazywanych premią (oczekiwaną stopą zwrotu uzyskaną z portfela o wrażliwości tylko na *j*-ty czynnik równy *j* jedności, pomniejszoną o stopę wolną od ryzyka) za ponoszenie ryzyka *j*-tego czynnika, pomnożonych przez miarę ryzyka związanego z tym czynnikiem, wyrażoną wartością parametru $\beta_{i,j}$. Parametry λ_j możemy także opisać jako ceny ryzyka, przez co intuicyjnie należy rozumieć, że wartość (czyli stopę zwrotu) uzyskamy po przemnożeniu „ceny" ryzyka i jego „ilości" (wartość parametru $\beta_{i,j}$). Liczba czynników jest kwestią badań empirycznych, zakłada się tylko, że jest ona znacznie mniejsza niż liczba wszystkich walorów. W APT, w przeciwieństwie do CAPM, wychodzimy z założenia, że proces generowania stóp zwrotu jest dany modelem *K*-czynnikowym. Nie oznacza to, że nie ma możliwości istnienia tylko jednego czynnika i może nim być stopa zwrotu, np. z indeksu rynkowego. Tak jak w modelu CAPM, teoria wyceny arbitrażowej wskazuje, że wzrostowi wartości ryzyka towarzyszy wzrost wartości oczekiwanej stopy zwrotu – jednakże definicje pojęcia ryzyka są w obu przypadkach różne. Czynnikiem generującym ryzyko zmian wartości akcji może być np. nieoczekiwana dewaluacja waluty (lub inne zjawisko makroekonomiczne), nieoczekiwana zmiana koniunktury gospodarczej, jakaś nieokreślona miara optymizmu inwestorów lub inne – APT nie wskazuje, co jest czynnikiem ryzyka, jednak większość prac empirycznych koncentruje się na poszukiwaniu źródeł ryzyka w obszarze zmiennych makroekonomicznych. Głównym zagadnieniem jest tu empiryczny test i weryfikacja czynników systematycznie „kreujących" ryzyko, które – w przeciwieństwie do modelu CAPM – nie są wymienione w teorii wprost. Teoria wyceny arbitrażowej nie wymaga zdefiniowania czynników – mogą one, jak w przypad-

ku użycia analizy czynnikowej, pozostać niezdefiniowane – potrzebne są jednak miary wskazujące wrażliwość na te niezdefiniowane czynniki. Zdefiniowanie czynników jest wymagane w celu dogłębnego zrozumienia oddziaływań stanu gospodarki na sytuację na rynkach kapitałowych i odwrotnie. Poznanie czynników oraz kierunku i siły ich wpływu może być użyte nie tylko przy podejmowaniu decyzji przez inwestujących, lecz także w decyzjach makroekonomicznych, np. w zakresie budowy systemu emerytalno-socjalnego bazującego na rynku kapitałowym. APT wyjaśnia, dlaczego stopy zwrotu z ogółu walorów zachowują się w podobny sposób poprzez wskazanie, że na stopy te oddziałują te same (nawet niezdefiniowane) czynniki. Wynika z tego, że ceny i stopy zwrotu instrumentów finansowych są kształtowane przez identyczne czynniki, a więc stanowią bardzo bliskie substytuty i z tego powodu powinny mieć podobną „cenę", którą na rynkach kapitałowych jest zwrot z inwestycji.

1.2. Finanse behawioralne

Ekonomia behawioralna rozwinęła się pod wpływem badań z zakresu psychologii. Takie połączenie nauk wpłynęło na ukształtowanie się teorii z tej dziedziny, określanych jako deskryptywne, czyli opisujące typowe, przeciętne zachowanie się decydentów – w odróżnieniu od podejścia normatywnego, używanego w tradycyjnej ekonomii. W podejściu normatywnym świat opisywany jest jako „doskonały" i takie też są decyzje jednostek – oparte na dokładnych kalkulacjach. Możemy powiedzieć, że w przypadku tradycyjnej ekonomii decyzje są optymalne w sensie matematycznym (obiektywnym), podczas gdy z perspektywy nauk behawioralnych mogą być optymalne w sensie subiektywnym. Połączenie narzędzi wykorzystywanych do opisu zjawisk ekonomicznych oraz sama analiza tych zjawisk (jednak uwzględniająca psychiczny aspekt podejmowania decyzji i wszystkie jego konsekwencje) dały początek temu, co dziś nazywamy ekonomią behawioralną. W dalszej części rozdziału przedstawię pokrótce prace, będące podstawą teoretyczną dla badań empirycznych w dziedzinie finansów behawioralnych. Omówię również główne założenia deskryptywnego podejścia do finansów, czyli istnienie granic arbitrażu oraz nieracjonalność (w sensie matematycznym) decydentów, w tym inwestorów giełdowych.

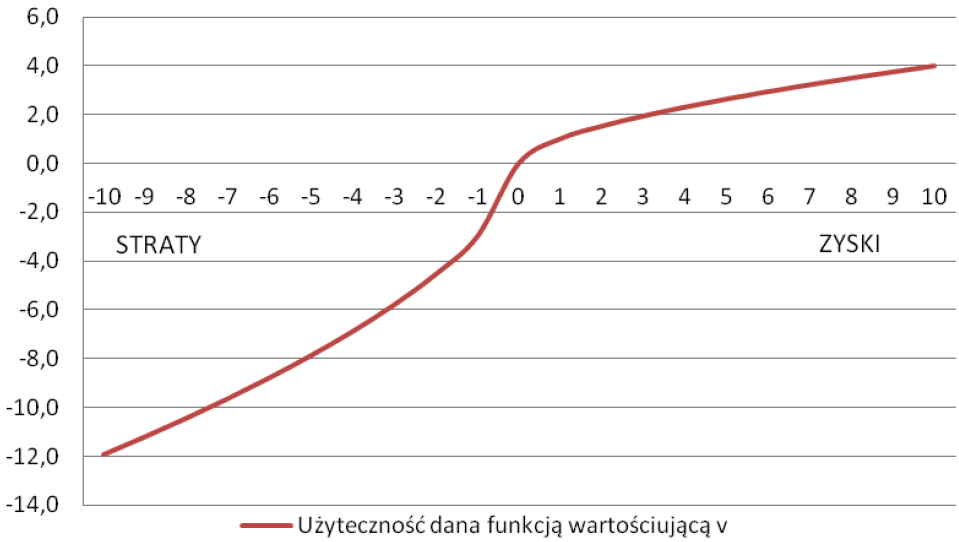
1.2.1. Teoria perspektywy

Podstawy do badań nad zachowaniami inwestorów, niespełniającymi warunków racjonalności, dała m.in. teoria perspektywy Kahnemana i Tversky'ego (1979). Pozwala ona analizować decyzje podejmowane w warunkach ryzyka. Stoi w opozycji do teorii oczekiwanej użyteczności, opisanej w podrozdziale 1.1 i sugeruje, że podmioty podejmują decyzje na podstawie pewnych heurystyk, czyli uproszczonych reguł wnioskowania, a nie tylko na podstawie średniej i wariancji stóp zwrotu. We wspomnianym artykule Kahneman i Tversky (KT) przedstawiają np. heurystyki nazwane efektem pewności, efektem odbicia oraz efektem izolacji (opisane dalej). Teoria ta wyróżnia dwie fazy podejmowania decyzji: edytowanie (obróbkę) oraz ocenę. Podczas edytowania następuje wstępna analiza możliwych alternatyw, stojących przed podejmującym decyzję. W fazie tej zachodzą procesy łączenia prawdopodobieństw dotyczących takich samych wyników oraz oddzielenia (wyodrębnienia) zdarzenia pewnego spośród przedstawionych alternatyw – zjawiska te dotyczą pojedynczych wyborów. W fazie edytowania występuje także proces kodowania wyników, a więc przypisania ich do „strat" lub „zysków" względem jakiegoś subiektywnego punktu referencyjnego. Pozostałe procesy, występujące podczas fazy edytowania, odnoszą się do zestawu wyborów i są to: pomijanie – analizowane są tylko różnice między przedstawionymi możliwościami (pomija się cechy wspólne); upraszczanie – zaokrąglanie wyników alternatyw i towarzyszących im prawdopodobieństw; wyszukiwanie przeważających (lepszych) alternatyw oraz pomijanie alternatyw „zdominowanych" (gorszych). Przykłady heurystyk wykorzystywanych w procesie edycji pokazane zostaną w dalszej części rozdziału przy okazji omawiania wyników przeprowadzonych eksperymentów. W fazie oceny podejmujący decyzje ocenia zedytowane alternatywy, używając dwóch skal (funkcji). Pierwsza (funkcja ważąca prawdopodobieństwa) dotyczy wpływu poszczególnych prawdopodobieństw osiągnięcia danego wyniku na wartość całego wyboru, druga (funkcja oceny wyniku) – przypisuje danemu wynikowi pewną subiektywną wartość (szczegółowe wyjaśnienie teorii perspektywy w Kahneman i Tversky, 1979). Wynikiem opisanych procesów jest wartość całkowita – V (użyteczność) dostępnych alternatyw (gier), dana wzorem (por. Kahneman i Tversky, 1979, s. 276):

$$V(x,p;y,q) = \pi(p)\times\nu(x) + \pi(q)\times\nu(y) \tag{1.3}$$

gdzie:
π – funkcja ważąca;
ν – funkcja wartościująca (obie funkcje przyjmują wartość zero dla $p = 0$ oraz $q = 0$).

Dla prawdopodobieństwa równego 1 funkcja π przyjmuje wartość 1, a pary (x, p) oraz (y, q) opisują grę, w której można osiągnąć wynik x z prawdopodobieństwem p oraz wynik y z prawdopodobieństwem q z warunkami: $p + q <= 1$, $x <= 0 <= y$ lub $y <= 0 <= x$. Przykładowy kształt tych funkcji zobrazowano na rys. 1.6 i 1.7. Charakterystyki funkcji wartościującej i ważącej Kahneman i Tversky określili na podstawie przeprowadzonych badań w postaci ankiet, pozwalających zbadać preferencje respondentów. Podobne ankiety przeprowadzone przez autora wśród polskich i brazylijskich studentów zostaną zaprezentowane w dalszej części tego rozdziału. Funkcja wartościująca (rys. 1.5), wynikająca z teorii perspektywy, przedstawiona jest w kontekście zysków i strat, a nie – jak w przypadku teorii oczekiwanej użyteczności – w kontekście poziomu bogactwa. Według Kahnemana i Tversky'ego, jednostki odejmujące decyzje rozpatrują je, biorąc pod uwagę zmiany, co więcej, są to zmiany względem punktu referencyjnego, którym może być np. aktualne bogactwo, poziom zerowego zysku, poziom zysku odpowiadający stopie wolnej od ryzyka itp. Punkt referencyjny zależy subiektywnie od decydenta.



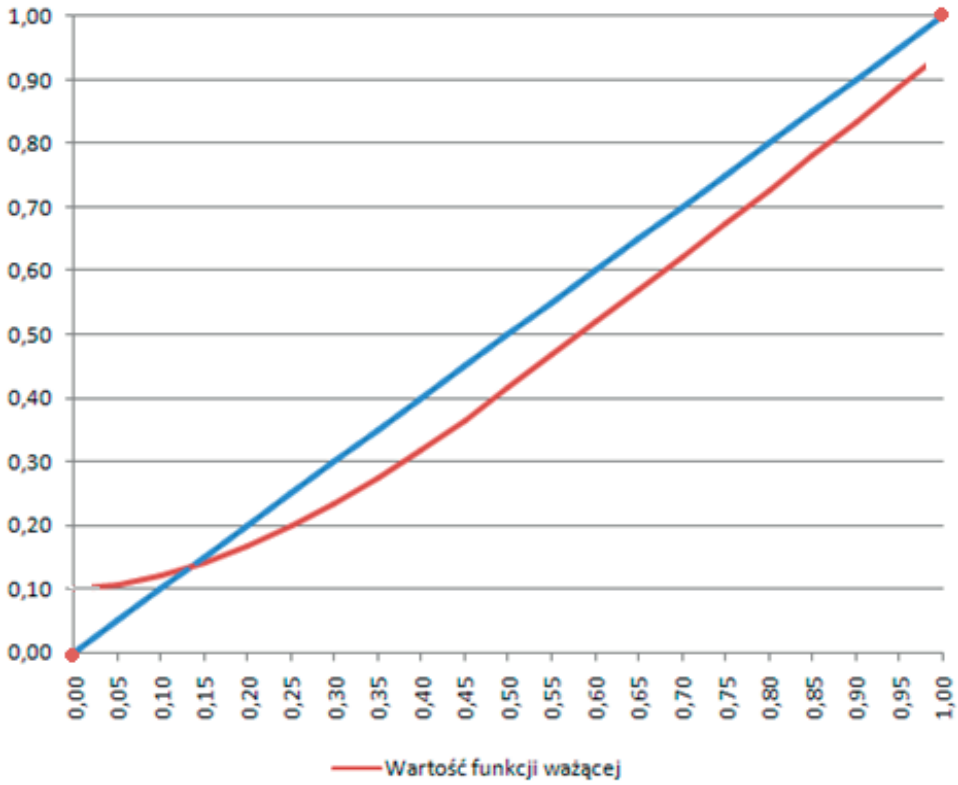
Rys. 1.5. Przykład funkcji wartościującej *v*

Źródło: opracowanie własne na podst. Kahneman, Tversky (1979).

Zgodnie z rys. 1.5, funkcja wartościująca jest wypukła w obszarze strat, a wklęsła w obszarze zysków, co oznacza, że – zgodnie z teorią perspektywy – obserwujemy występowanie awersji do ryzyka w przypadku wyników zaliczanych („zakodowanych" w fazie edycji) do zysków oraz skłonność do ryzyka w przypadku wyników zakodowanych jako straty.

Kahneman i Tversky wskazują występowanie jeszcze jednej cechy funkcji wartościującej, mianowicie większego (niższego) jej nachylenia w obszarze strat (zysków). Oznacza to większy przyrost użyteczności podejmującego decyzje dla danego *zmniejszenia* straty niż dla takiego samego *zwiększenia* zysków. Obie te właściwości, czyli wyższe nachylenie oraz wypukłość dla wyników kodowanych jako „straty", składają się na tzw. awersję do strat (w przeciwieństwie do awersji do ryzyka).

Zgodnie z równaniem (1.3), czynnikiem ważącym subiektywnie nadaną wartość poszczególnym wynikom gry jest funkcja ważąca π. Funkcja ta nie stanowi miary prawdopodobieństwa i nie spełnia jego aksjomatów – KT stwierdzają, że $\pi(p) + \pi(1\text{-}p)$ jest *niższe* od jedności (Kahneman i Tversky, 1979, s. 281). Według KT, ludzie nie zawsze poprawnie określają swoje preferencje na podstawie rozkładu prawdopodobieństwa, a poza tym rzadko potrafią rozkład ten zidentyfikować. Przykładowa funkcja ważąca π została przedstawiona na rys. 1.6. Jest ona nieciągła w okolicach $p = 0$ oraz $p = 1$ – wynika to z niekonsekwencji decydentów w obliczu decyzji



Rys. 1.6. Przykład funkcji ważącej π

Źródło: opracowanie własne na podst. Kahneman, Tversky (1979).

o bardzo niskich lub bardzo wysokich prawdopodobieństwach. Natomiast między $p = 0$ a $p = 1$ funkcja ta jest rosnąca, możemy także zauważyć, że dla prawdopodobieństw z tego przedziału $\pi(p) + \pi(1 - p)$ przyjmuje wielkości mniejsze niż 1. KT nazywają to zjawisko subpewnością. Jej skutek stanowi to, że preferencje decydentów są mniej wrażliwe na zmiany prawdopodobieństwia niż wynikałoby to ze standardowej reguły. Kolejną cechą widoczną na rys. 1.6 jest nadawanie niskim prawdopodobieństwom wartości wyższych niż w standardowym przypadku. Wiąże się to ze specyficznymi preferencjami decydenta lub nieprawidłowym oszacowaniem niskich prawdopodobieństw. Inną cechą funkcji ważącej jest, według KT, subaddytywność, tzn. $\pi(r \times p) > r \times \pi(p)$ oraz przeszacowywanie niskich wartości prawdopodobieństwa, czyli dla niskich wartości p: $\pi(p) > p$.

Wszystkie opisane cechy funkcji ważącej i wartościującej znajdują uzasadnienie w przeprowadzonych przez KT eksperymentach. W celu sprawdzenia poprawności i aktualności teorii perspektywy zostały powtórzone eksperymenty dotyczące preferencji wyborów związanych z pewnymi sumami pieniędzy, przedstawione przez Kahnemana i Tversky'ego, tym razem na próbie polskich i brazylijskich studentów i/lub absolwentów, mających przeciętną lub ponadprzeciętną wiedzę na temat rynków kapitałowych. Próbę badawczą stanowili studenci i absolwenci specjalności inwestycje kpitałowe na Wydziale Ekonomiczno Socjologicznym Uniwersytetu Łódzkiego (88 osób) oraz studenci Uniwersytetu w São Paulo (dane pozyskane z badania Rogers i in., 2007)[3], gdzie badano 114 osób, także studentów[4]. W tab. 1.1 zaprezentowano zadane pytania i oryginalne wyniki, uzyskane przez KT oraz podczas badań w Polsce i Brazylii.

Praca Pastusiaka (2013) także zawiera wyniki badań przprowadzonych na studentach. Autor stwierdza, że wyniki inwestycyjne, otrzymane w kontrolowanej grze giełdowej, nie są zależne od wiedzy, płci oraz pewności siebie. Również Osińska i in. (2011) tworzą model strukturalny, wykorzystując wyniki ankiet.

Jedna z obserwacji, jakiej możemy dokonać po przeanalizowaniu przedstawionych w tab. 1.1 wyników eksperymentu, dotyczy zjawiska nazwanego przez KT *efektem pewności* – podejmujący decyzje wolą otrzymać daną wartość na pewno niż uczestniczyć w grze o wyższej wartości oczekiwanej, jednak obarczonej pewnym niewielkim ryzykiem. Przykładowymi naruszeniami aksjomatów teorii wartości oczekiwanej są wybory dokonane w ramach pytań 1. i 2. Odpowiadając na pytanie 1., badani dokonują w przeważającej części wyboru opcji B, a tym samym „stwierdzają", zgodnie z teorią wartości oczekiwanej, że użyteczność 2400 jest większa niż 0,33 × użyteczność 2500 plus

3 http://www.pablo.prof.ufu.br/artigos/usp5.pdf.

4 W badaniu tym wykorzystano tylko część pytań (por. tab. 1.1, pytania 13–14).

0,66 × użyteczność 2400. Innymi słowy, po uproszczeniu, $0{,}34 \times u(2400) > 0{,}33 \times u(2500)$ – jednakże wybór opcji A w pytaniu 2. zaprzecza przedstawionemu wnioskowi. Inny przykład naruszenia aksjomatu substytucji i przechodniości znajdziemy, analizując pytania 3. i 4. Zauważmy, że wybory z pytania 4. są wyborami z pytania 3., przemnożonymi przez stałą 0,25, a jednak wybory dokonane przez ankietowanych są różne dla obu pytań. Kolejny przykład naruszenia tego aksjomatu reprezentują pytania 7. oraz 8. Na ich podstawie KT stwierdzają, że jeżeli wybór $(y, p \times q)$ jest ekwiwalentem wyboru (x, p) to $(y, p \times q \times r)$, to jest preferowany przed $(x, p \times r)$ dla $0 < p, q, r < 1$. Mamy tu do czynienia z wcześniej opisywanym zjawiskiem subaddytywności funkcji ważącej π.

Efekt odbicia dotyczy wyborów, podczas których decydent ma do czynienia z możliwością poniesienia straty. Odpowiedzi na pytania 3 i 3a, 4 i 4a, 7 i 7a oraz 8 i 8a wskazują na zupełnie inne podejście decydentów do strat i zysków. W pytaniu 3a większość decydentów wybiera opcję A, która charakteryzuje się mniejszą wartością oczekiwaną niż w przypadku wyboru opcji B. Jest to jasny przykład skłonności do ryzyka w obszarze strat, będący odbiciem awersji do ryzyka w obszarze zysków. Zauważmy dalej, że opisany efekt pewności nadal utrzymany jest w sferze strat, tzn. naruszenie aksjomatu substytucji występuje także dla strat – wskazują na to preferencje dotyczące pytań 3a i 4a. W przypadku tym także mamy do czynienia z pewną kombinacją jednego wyniku (mianowicie wyniki z pytania 4a to wyniki z pytania 3a przemnożone przez 0,25), która całkowicie zmienia preferencje wybierających. Jak zauważają KT, efekt pewności przyczynia się do preferowania pewnego zysku oraz unikania pewnej straty – w obu przypadkach, naruszając aksjomaty teorii wartości oczekiwanej. Jednostki podejmujące decyzje w określonej sytuacji, w której mają do czynienia z rezultatami pewnymi, przeszacowują znaczenie zdarzeń pewnych, skutkujące awersją do ryzyka w przypadku zysku i skłonnością do ryzyka w obszarze strat. Zjawiska te są odzwierciedlone w kształcie opisanej wcześniej funkcji wartościującej. KT stwierdzają, że powyższe zjawiska nie mogą być wyjaśnione np. przez tradycyjną teorię Markowitza, w której jednostki kierują się nie tylko zyskiem/stratą, lecz także ryzykiem do nich przypisanym. Zauważmy, że analizując pytanie 3. można zasugerować, że wynik (3000; 1) jest preferowany przed wynikiem (4000; 0,8), gdyż ten ostatni cechuje się większą wariancją. W takim przypadku w pytaniu 3a decydenci powinni wybrać wynik (–3000; 1), a nie (–4000; 0,8), gdyż ma on większą wartość oczekiwaną i *niższą* wariancję. Jednakże, zgodnie z zaobserwowanym efektem odbicia, preferencje decydentów są zgoła inne. Wyniki te wskazują, że pewność nie jest preferowana podczas wyborów, bo przyczynia się do podniesienia awersji do strat oraz preferencji wobec zysków.

Tabela 1.1. Wybory przedstawione studentom i absolwentom kierunków ekonomicznych

	Opcja A		Opcja B		Opcja A	Opcja B	Opcja A	Opcja B	Opcja A	Opcja B
	wartość wyniku gry	prawdo-podobień-stwo	wartość wyniku gry	prawdo-podobień-stwo	wyniki badania w Polsce (%)		wyniki badania KT (%)		wyniki badania w Bra-zylii (%)	
1	2	3	4	5	6		7		8	
Pytanie 1	2 500	0,33	2400	1,00	34	66***	18	82***	31	69***
	2 400	0,66								
	0	0,01								
Pytanie 2	2 500	0,33	2 400	0,34	78***	22	83***	17	94***	6
	0	0,67	0	0,66						
Pytanie 3	4 000	0,80	3 000	1,00	28	72***	20	80***	30	70***
	0	0,20								
Pytanie 4	4 000	0,20	3 000	0,25	55**	45	65***	35	61***	39
	0	0,80	0	0,75						
Pytanie 7	6 000	0,45	3 000	0,90	18	82***	14	86***	19	81***
	0	0,55	0	0,10						

Pytanie 8	6 000	0,0001	3 000	0,0002	73***	27	73***	27	66***	34
	0	0,9999	0	0,9998						
Pytanie 3a	–4 000	0,80	–3 000	1,00	66***	34	92***	8	81***	19
	0	0,20								
Pytanie 4a	–4 000	0,20	–3 000	0,25	34	66***	42	58	57	43
	0	0,80	0	0,75						
Pytanie 7a	–6 000	0,45	–3 000	0,90	73***	27	92***	8	88***	12
	0	0,55	0	0,10						
Pytanie 8a	–6 000	0,0001	–3 000	0,0002	25	75***	30	70***	54	46
	0	0,9999	0	0,9998						
Pytanie 11	1 000	0,50	500	1,00	34	66***	16	84***	38	62***
	0	0,50								
Pytanie 12	–1 000	0,50	–500	1,00	67***	33	69***	31	64***	36
	0	0,50								

Tabela 1.1 (cd.)

1	2	3	4	5	6		7		8	
Pytanie 13	6 000	0,25	4 000	0,25	20	80***	18	82***	–	–
			2 000	0,25						
	0	0,75	0	0,50						
Pytanie 13a	–6 000	0,25	–4 000	0,25	49	51	70***	30	–	–
			–2 000	0,25						
	0	0,75	0	0,50						
Pytanie 14	5 000	0,0001	5	1,00	53	47	72***	28	–	–
	0	0,9999	0	0,00						
Pytanie 14a	–5 000	0,0001	–5	0,83	40	60***	17	83***	–	–
	0	0,9999	0	0,17						

Objaśnienia: *** – istotne na poziomie 1%, ** – istotne na poziomie 5%, * – istotne na poziomie 10%; dla KT oznaczono tylko poziom istotności 1%, zgodnie z oryginalnym artykułem Kahneman, Tversky (1979), dane dla Brazyli: Rogers i in. (2007).

Źródło: opracowanie własne, pytania zaczerpnięto z pracy Kahneman, Tversky (1979).

W pytaniu 11. zaoferowano decydentowi 1000 oraz przedstawiony w tab. 1.1 wybór – jak widzimy, większość wybrała opcję B. Z kolei w pytaniu 12. zaoferowano decydentowi 2000 oraz wybór (tab. 1.1) – w tym przypadku preferowano wybór A. Wyniki te potwierdzają efekt odbicia, jednak zauważmy, że końcowe stany majątku wybierającego w obu przypadkach są równe: w pytaniu 12. dodano 1000 do początkowej kwoty zaoferowanej wybierającemu, a odjęto 1000 od wszystkich wyników. Zaoferowana na początku kwota pieniężna nie została uwzględniona podczas wyboru, gdyż dodatek ten był traktowany jako wspólna cecha obu gier, został więc zignorowany podczas wyboru – KT nazywają to zjawisko *efektem izolacji*.

Z przedstawionych rozważań możemy wysnuć stwierdzenie, że teoria perspektywy i zaobserwowane przez KT zjawiska są nadal aktualne – wyniki otrzymane w Polsce zgadzają się, przy wysokim poziomie istotności, z wynikami KT dla wszystkich pytań poza pytaniami 13a i 14. Rozbieżności te mogą wynikać z pewnej wiedzy teoretycznej studentów odpowiadających na pytania, poza tym badani mieli do dyspozycji arkusz kalkulacyjny i mogli wykorzystać go do obliczania wartości oczekiwanych, co niektórzy z nich uczynili[5]. Wyniki otrzymane na podstawie ankiet dotyczących rynku brazylijskiego również potwierdzają wnioski płynące z teorii zaproponowanej przez KT.

1.2.2. Inne teorie behawioralne

Behawioralna teoria portfelowa (*Behavioural Portfolio Theory* – BPT) została opisana w artykule Shefrina i Statmana (SS) (2000). W teorii tej – inaczej niż w teorii portfelowej, opartej na średniej-wariancji – inwestorzy wybierają portfele na podstawie oczekiwanego bogactwa, pożądanego poziomu bezpieczeństwa, poziomu aspiracji i prawdopodobieństwa osiągnięcia danego poziomu aspiracji. Teoria wyprowadzona przez SS jest pewnym amalgamatem teorii perspektywy oraz teorii SP/A, rozwiniętej przez Lopes (1987). Lopes w artykule z 1987 wskazuje, że bezpieczeństwo (*Safty*), potencjał (*Potential*) oraz aspiracje (*Aspiration*) – rozumiane kolejno jako: troska o uniknięcie niskiego stanu bogactwa, chęć osiągnięcia wysokiego poziomu bogactwa oraz osiągnięcie zamierzonego docelowego poziomu bogactwa – mają decydujący wpływ na podejmowane decyzje. W teorii SP/A (*Safty*, *Potential*, *Aspiration*) strach i nadzieja determinują chęć podjęcia ryzyka. Gdy w uczuciach inwestorów dominuje strach, obliczają oni wartość oczekiwaną bogactwa, używając wysokiego prawdopodobieństwa wystą-

5 Nie byli do tego zachęcani, ani od tego powstrzymywani.

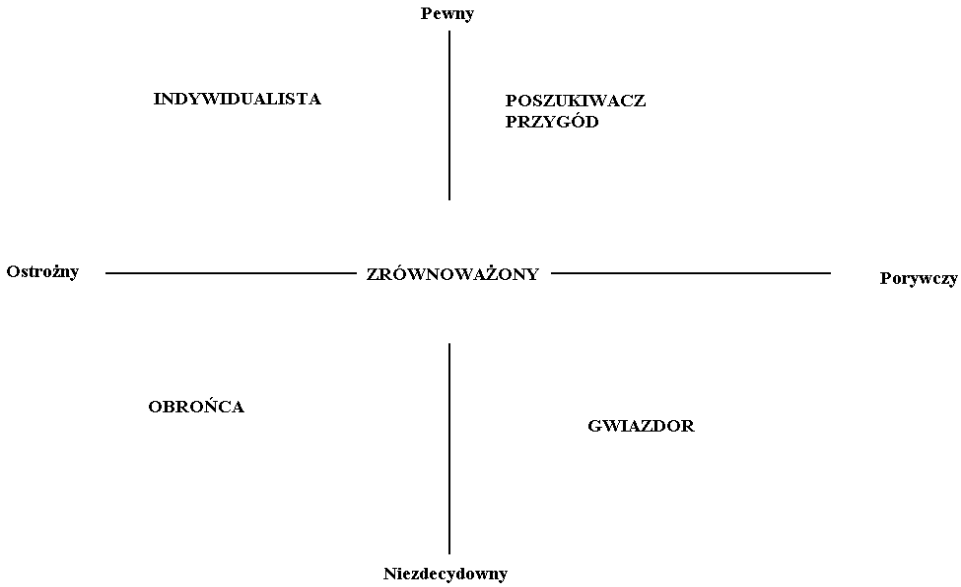
pienia niskiego stanu bogactwa. Innymi słowy, inwestorzy są albo zbyt pesymistyczni, albo zbyt optymistyczni. Behawioralna teoria portfelowa łączy podejście zaprezentowane w SP/A oraz koncept księgowania mentalnego (czyli podejmowania decyzji z użyciem fazy edytowania, gdy np. traktujemy rozłącznie elementy całego bogactwa, tj. w sposób wyizolowany i przypisujemy im określoną hierarchię) z teorii perspektywy. Shefrin i Statman wyróżniają dwa rodzaje BPT – z pojedynczym (BPT-SA) i wielokrotnym (BPT-MA) efektem księgowania mentalnego. W BPT-SA inwestorzy traktują portfel jako całość, biorąc pod uwagę kowariancję jego składników. Sposób wyboru portfeli jest więc podobny – do pewnego momentu – jak w przypadku tradycyjnej teorii portfelowej. BPT-SA przedstawiona jest w przestrzeni: (E_h (W), Pr {W<=A}), gdzie E_h (W) oznacza oczekiwaną wartość bogactwa, dającą się opisać poprzez funkcję transformującą (h)–pierwotną funkcję ważącą prawdopodobieństwa. Funkcja h jest wypukłą kombinacją czynników wpływających na bezpieczeństwo oraz potencjał, opisane wcześniej. Symbol Pr {W<=A} oznacza natomiast prawdopodobieństwo, że bogactwo podejmującego decyzje spadnie poniżej poziomu A. Shefrin i Statman przedstawiają dalej BPT-MA, wprowadzając możliwość tworzenia podziału całkowitego bogactwa na oddzielnie postrzegane portfele. Nie będziemy tu szczegółowo omawiać tej teorii, której całość można znaleźć w pracy Shefrin i Statman (2000), gdyż nie jest to *stricte* przedmiotem badań. Najważniejsze wnioski płynące z przedstawionych teorii dotyczą realnych zachowań inwestorów i wskazują, że nie tylko czynniki racjonalne mogą oddziaływać na ich decyzje. Mocne podstawy teoretyczne, dostarczone przez teorię perspektywy, teorię SP/A czy behawioralną teorię portfelową stanowią przesłankę do empirycznego badania czynników behawioralnych, wpływających na stopy zwrotu, co stanowi jeden z głównych motywów niniejszej pracy. Przegląd innych modeli i teorii behawioralnych, dotyczących zachowania się inwestorów, można znaleźć w przcy Zielonki (2008). Modelom behawioralnym poświęcona jest także nowa pozycja wydawnicza Borowskiego (2014).

Do innych modeli behawioralnych, opisujących zachowanie inwestorów i mających zastosowanie w praktycznym podejściu do tworzenia portfela, szczególnie w USA, możemy zaliczyć:

a) Dwukierunkowy model behawioralny Barnewall (1987), który dzieli inwestorów na aktywnych i pasywnych. Ci ostatni zgromadzili swoje bogactwo bez ryzykowania własnego kapitału (np. poprzez systematyczne oszczędzanie dochodów ze stabilnej pracy). Wskutek pasywnego akumulowania kapitału skłonność do ryzyka tych inwestorów jest dużo niższa niż inwestorów aktywnych. Aktywni inwestorzy ryzykują własny kapitał – np. po-

przez zakładanie własnego biznesu, inwestycje w ryzykowne instrumenty finansowe itp. Ich awersja do ryzyka jest zdecydowanie niższa.

b) Pięciokierunkowy model Bailarda, Biehla i Kaisera (BBK) (1986), w którym inwestorzy mogą zostać przypisani do jednej z pięciu kategorii w zależności od poziomu wiary w swoje umiejętności inwestycyjne (pewny/niezdecydowany) oraz sposobu podejmowanie decyzji inwestycyjnych (ostrożnie/impulsywnie). Graficzną interpretację modelu BBK zobrazowano na rys. 1.7.



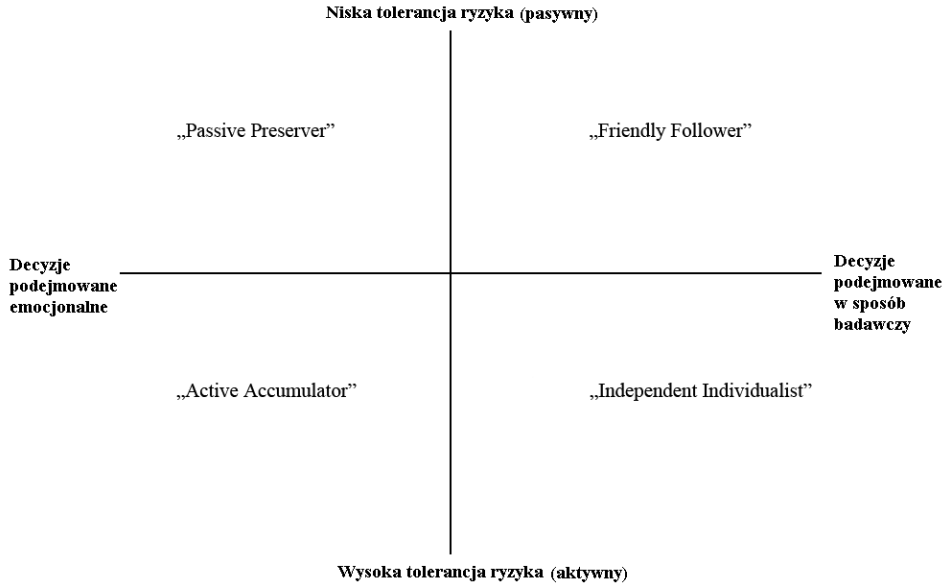
Rys. 1.7. Graficzne przedstawienie pięciokierunkowego modelu Bailarda, Biehla i Kaisera

Źródło: opracowanie własne na podstawie Bailard i in. (1986).

Inwestor zakwalifikowany jako „poszukiwacz przygód" utrzymuje portfel silnie skoncentrowany (z powodu znacznej pewności co do podjętych decyzji), cechować go także mogą częste zmiany w portfelu; nie przywiązuje dużej wagi do porad profesjonalistów. „Gwiazdor" to inwestor, który zdaje sobie sprawę z własnych ograniczeń i decyduje się na pomoc profesjonalisty z zakresu inwestycji. „Obrońca" skupia się na zabezpieczeniu wartości posiadanego majątku, także szuka opinii profesjonalistów. „Indywidualista" podejmuje własne decyzje, jednak po głębokiej analizie relacji ryzyka i zysku. Zrównoważeni inwestorzy charakteryzują się wszystkimi cechami opisanych typów.

Kolejny model został opisany przez Pompiana (2008). Wyróżniamy tu podział inwestorów ze względu na dwa główne kryteria – aktywności/pasywności (por. rys. 1.8), podobnie jak w modelu Barnewall. W każdej z tych kategorii możemy znaleźć inwestorów, którzy podejmują decyzje w sposób emocjonalny lub „badawczy", czyli próbując naukowo poznać dane zjawisko. Inwestorzy mogą więc podlegać obciążeniom emocjonalnym lub kognitywnym. Według Pompiana, jeżeli będziemy znać typ, do którego zalicza się dany inwestor, łatwiej będzie nam uświadomić mu najczęściej popełniane w danych kategoriach inwestorów błędy. Cztery typy wyróżnione przez Pompiana to:

1. „Passive Preserver" – o wysokiej awersji do ryzyka, podlegający obciążeniom emocjonalnym;
2. „Friendly Follower" – także o wysokiej awersji do ryzyka, ulegający błędom kognitywnym – bazującym na niewłaściwym rozumowaniu, a nie na błędach wynikłych z emocji;
3. „Active Accumulator" – inwestor agresywny, mogący popełniać błędy na skutek emocjonalnego podejścia do inwestycji;
4. „Independent Individualist" – inwestor o niższej awersji do ryzyka, często ulegający błędom poznawczym.



Rys. 1.8. Opis graficzny modelu Pompiana

Źródło: opracowanie własne na podstawie Pompian (2008).

Warto wspomnieć jeszcze o kilku innych zjawiskach, opisanych także np. przez Szyszkę (2007, 2009, 2013), Zielonkę (2008) i Pastusiaka (2013),

które mają swe podstawy w procesach psychologicznych, a występują na rynkach kapitałowych. Jednym z takich zjawisk jest lęk przed nieznanym (Ellsberg, 1961; Fox, Tversky, 1995). Fenomen ten polega na unikaniu przez decydentów udziału w grach, które cechują się nieznanym rozkładem prawdopodobieństwa. Poziom bojaźni przed nieznanym, według Heath i Tversky'ego (1991), zależy od subiektywnej oceny kompetencji podejmującego decyzje w danym przedmiocie. Im bardziej więc będziemy się czuć ekspertami w danej dziedzinie, tym bardziej będziemy skłonni zaakceptować udział w „grze" o niejasnym rozkładzie prawdopodobieństwa. Zachowanie takie może być obserwowane w przypadku analityków rynkowych lub inwestorów instytucjonalnych i niekiedy powoduje błędną wycenę wartości wewnętrznej akcji, np. poprzez zbyt optymistyczne prognozy dotyczące spółki. Efekt *status quo*, opisany przez Samuelsona i Zeckhausera (1988), polega na niechęci do zmian zastanej sytuacji (np. gdyby inwestor nie miał informacji o danym stanie rzeczy, jego preferencje mogłyby kształtować się zupełnie inaczej). Z taką sytuacją mamy do czynienia, gdy mimo zmiany sytuacji rynkowej inwestor nie podejmuje akcji, mających na celu dostosowanie się do nowych warunków. Istnieje bogata literatura (por. Dowling, Lucey, 2005) poświęcona oddziaływaniu emocji na podejmowane decyzje. Okazuje się, że percepcja i ocena ryzyka (Loewenstein, 2001), jak i sposób analizy danych (Petty i in., 1991) może być zaburzona przez stan emocjonalny decydenta. Badacze, tacy jak Schwarz i Clore (1983), Howarth i Hoffman (1984) wskazują, że warunki atmosferyczne, w tym ilość światła słonecznego w ciągu dnia, wpływają na optymizm i samopoczucie ludzi. Wnioski takie dały początek badaniom nad oddziaływaniem pogody na stopy zwrotu. Saunders (1993) stwierdził zależność między zachmurzeniem nieba nad Nowym Jorkiem a zmianami indeksu Dow Jones Industrial Average (DJIA). Z kolei Hirshleifer i Shumway (2003) zweryfikowali negatywny wpływ zachmurzenia na stopy zwrotu na 22 spośród 26 analizowanych giełdach, jednakże tylko w 4 przypadkach był on statystycznie istotny. Najnowsze badania na rynku w Taiwanie (Wang i in., 2012a i b) potwierdzają wpływ pogody na stopy zwrotu z rynku oraz stwierdzają istnienie efektu sezonowego zaburzenia afektywnego (ang. *Seasonal Affective Disorder* – SAD) na rynku akcyjnym. Z kolei badania przeprowadzone przez Cheung (2010) wskazują, że jeśli potraktujemy „rynek" osobowo, moglibyśmy stwierdzić występowanie zaburzeń afektywnych dwubiegunowych, co Cheung przedstawia w swoim modelu nastroju rynku (ang. *Market Mood Model*). W badaniach dotyczących „efektu maja" na rynku polskim (opisanych w dalszej części rozdziału) – czyli fenomenu lepszych wyników z inwestycji zaczynających się w miesiącach drugiej połowy roku – dostrzegamy, że może istnieć pewna zależność między zmianami przeciętnej wielkości miesięcznego na-

słonecznia w danym miesiącu a średnimi stopami zwrotu z inwestycji w tym miesiącu. Badania przeprowadzone przez Castro i Schabka (2014) dla ponad 70 rynków kapitałowych nie potwierdzają jednak tego efektu.

1.2.3. Granice arbitrażu i irracjonalność inwestorów

Arbitraż to proces, mający na celu osiągnięcie zysku z transakcji na papierach wartościowych, bez ponoszenia ryzyka i bez wkładu własnego. Sytuacja taka jest możliwa, gdy nie zostaje zachowane prawo jednej ceny mówiące, że takie same bądź podobne instrumenty finansowe powinny mieć takie same ceny. Teoretycznie w arbitrażu sprzedajemy (kupujemy) instrument przewartościowany (niedowartościowany) i zawieramy transakcję przeciwną dla (możliwie) identycznego waloru – daje to pewność osiągnięcia zysku bez ponoszenia ryzyka. W teorii środki uzyskane z pozycji krótkiej pokryją koszty otworzenia pozycji długiej (może ona zostać pokryta także np. pożyczką), w ten sposób arbitraż staje się możliwy bez zaangażowania kapitału własnego. Istnieje jednak wiele ograniczeń, uniemożliwiających przeprowadzenie efektywnego arbitrażu (por. Szyszka, 2007, 2009a, 2013). Poniżej przytoczono kilka zagadnień, opisanych np. w publikacji Szyszki (2013), dotyczących granic arbitrażu i ich skutków dla inwestorów.

Jednym z ograniczeń arbitrażu jest ryzyko fundamentalne, polegające na tym, że rzadko udaje się znaleźć bliski substytut dla danego instrumentu finansowego, którego stopy zwrotu będą podlegały takim samym wahaniom jak instrumentu stanowiącego przedmiot arbitrażu. Jeżeli spróbujemy użyć niedoskonałego substytutu, np. akcji innych spółek, to narażeni jesteśmy na ryzyko pojawienia się specyficznej, fundamentalnej informacji wpływającej na ich wycenę. W takim przypadku musimy się liczyć z ryzykiem pojawienia się strat.

Innym problemem zajęli się Abreu i Brunnermeier (2002) – wskazali oni na ryzyko synchronizacji, polegające na mogącym wystąpić braku synchronizacji między arbitrażystami bądź racjonalnymi inwestorami. W takim przypadku spotykamy się z sytuacją, w której pojedynczy arbitrażysta nie zna zamiarów pozostałych i nie wie, czy podejmą oni działania, mające na celu zlikwidowanie dysparytetu. Innym problemem jest moment, w którym arbitrażysta powinien otworzyć pozycję: jeśli uczyni to za wcześnie, jest narażony na koszty utrzymania pozycji, natomiast jeżeli uczyni to za późno – istnieje ryzyko, że inni arbitrażyści wykorzystają korzystną sytuację wcześniej.

Kolejną przeszkodą jest ryzyko dalszego pogłębiania się dysparytetu. Cena rynkowa przedmiotu arbitrażu może nie dążyć w krótkim okresie do ceny wynikającej z wyceny teoretycznej – sytuacja taka może

spowodować dotkliwe straty krótkoterminowe, a to z kolei zmusi arbitrażystę do zamknięcia pozycji ze względu na ograniczenia kapitałowe. Wielu spośród arbitrażystów to duże podmioty instytucjonalne (fundusze emerytalne lub inwestycyjne). Jeżeli klienci tych funduszy zaczną wycofywać środki na skutek obserwowanych krótkoterminowych strat w strategii arbitrażowej, zmusi to arbitrażystów do zamknięcia pozycji ze stratą w momencie, w którym zgodnie z teorią powinni te pozycje otwierać. Również w przypadku, gdy pozycja arbitrażysty finansowana jest kredytem może dojść do sytuacji, w której arbitrażysta będzie musiał zamknąć pozycję ze stratą, aby spełnić np. wymogi kredytowe dotyczące płynności. Krótkoterminowe pogłębienie dysparytetu może być skutkiem działań inwestorów nieracjonalnych, np. *noise traders* (por. DeLong i in., 1990).

Następną przeszkodą w przeprowadzeniu efektywnego arbitrażu są wysokie koszty, związane z zajmowaniem pozycji arbitrażowej oraz ograniczenia prawno-instytucjonalne. Do kosztów tych możemy zaliczyć wynagrodzenie dla właściciela pożyczonych do krótkiej sprzedaży akcji, depozyt zabezpieczający, ewentualne koszty pozyskania dodatkowego finansowania, koszty transakcyjne, koszty analizy sytuacji rynkowej w celu wykrycia arbitrażu, koszty pozyskania informacji. Ograniczenia prawne mogą dotyczyć limitów (lub zakazów) otwierania pozycji na rynku instrumentów pochodnych czy przeprowadzenia krótkiej sprzedaży, która dla część inwestorów instytucjonalnych może być zabroniona.

Irracjonalność w podejmowaniu decyzji wiąże się z pewnymi aspektami zachowań człowieka, mającymi swe źródła w psychice. Szeroki przegląd zaobserwowanych przez badaczy zjawisk dotyczących tego zagadnienia został dokonany przez Szyszkę (2007, 2013), który wskazuje, że postrzegając rzeczywistość ludzie ulegają wpływowi pewnych zjawisk psychologicznych, do których możemy zaliczyć:

1. Efekt wąskich ram (ang. *framing*) – gdy rozpatrujemy zagadnienia bez uwzględnienia wszystkich okoliczności dotyczących danego problemu. Jednym z rodzajów framingu jest księgowanie mentalne. Zjawisko to polega na percepcji decyzji finansowych w sposób oddzielny (izolowany). Podmioty nie postrzegają swojego bogactwa jako całości, tylko dzielą je na poszczególne „konta", np. oszczędności na „czarną godzinę", oszczędności emerytalne, oszczędności na zakup mieszkania, kredyt na samochód, „wydatki bieżące". Często prowadzi to do paradoksalnej, z ekonomicznego punktu widzenia, sytuacji, gdy podmioty utrzymują nisko oprocentowane lokaty bankowe oraz w tym samym czasie zaciągają kredyt na znacznie wyższy procent. Również w przypadku decyzji dotyczących inwestycji giełdowych efekt ten może być silny: gdy rozpatrujemy („księgujemy") zyski i straty oddzielnie.

2. Efekt kotwiczenia – zjawisko polegające na tym, że szacując daną wielkość dotyczącą podejmowanej decyzji podmioty przeważnie rozpoczynają ten proces od ustalenia pewnej wielkości początkowej, która nierzadko może być całkowicie nietrafiona. Efekt ten powoduje, że ludzie są podatni na sugestie – znajdują punkt odniesienia, nawet jeśli jest on całkowicie błędny. Powoduje to znaczne wypaczenie trafności prognozy. W przypadku inwestorów giełdowych (również tych profesjonalnych) możemy zaobserwować przywiązanie do danych poziomów cen z przeszłości (w analizie technicznej są to poziomy wsparcia i oporu) lub do ceny nabycia (sprzedaży) danego waloru jako tzw. „kotwic".
3. Efekt dostępności – bazuje na naturalnym zjawisku dużej roli pamięci podczas dokonywania wyborów. Okazuje się, że zdarzenia i doświadczania z przeszłości, które są łatwo dostępne, ekstremalne czy często powtarzane – a więc te, które najłatwiej jest nam zapamiętać – odgrywają znaczącą rolę podczas podejmowania wyborów. Dlatego też podmioty narażone są na błędne przypisywanie zbyt dużego prawdopodobieństwa zdarzeniom łatwo i szybko dostępnym naszej pamięci.
4. Efekt halo – polega na przypisywaniu wielu pozytywnych cech poznawanemu obiektowi, jeśli charakteryzuje się on jedną, wyróżniającą się pozytywną cechą. Jeśli więc inwestor zauważa bardzo wysoki wzrost zysków spółki, może założyć, że spółka ta ma także inne pozytywne cechy, takie jak wysoka płynność czy optymalny poziom zadłużenia, co niekoniecznie musi być prawdą.
5. Efekt samopercepcji – podczas procesu poznawania siebie ludzie adaptują swoje poprzednie zachowania do nowych sytuacji, tworzy to motyw do powstawania nawyków i zasad postępowania. Przejawem tego efektu na rynku giełdowym może być np. tworzenie i wykorzystywanie strategii (zasad) inwestycyjnych.
6. Myślenie magiczne – skłonność do dawania wiary przesądom, szczęściu czy pechowości pewnych liczb, astrologii[6].

Kolejną, wymienioną przez Szyszkę (2007, 2013), cechą osób podejmujących decyzje ekonomiczne często bywa zbytnia pewność siebie. Wiąże się ona z takimi zjawiskami jak:

1. Efekt ponadprzeciętności – polega na wierze w ponadprzeciętne zdolności i wiedzę na dany temat. Skutkiem tego zjawiska może być dość mały nakład pracy poświęcony analizie danej inwestycji z jednoczesnym przekonaniem o trafności podjętej decyzji inwestycyjnej.
2. Efekt kalibracji – dotyczy podawania prognoz, jak gdyby przedział ufności ich dotyczący był (dobrowolnie) zawężany. Ludzie chętnie

6 Przykłady opisanych efektów można znaleźć w Szyszka (2007).

podają węższe niż wymagane przedziały ufności w swoich prognozach zakładając, że ich prognozy są lepsze niż przeciętne.
3. Iluzja kontroli – przekonanie, że podjęte działania mają wpływ na niezależne zdarzenia losowe, np. wiara w to, że dokonując wyboru liczb w loterii osobiście zwiększamy szanse na wygraną.
4. Nadmierny optymizm – zakładanie, że poniesiemy mniejsze nakłady na osiągniecie danego celu, niż w rzeczywistości.
5. Wybiórcza atrybucja – zjawisko polegające na uznawaniu sukcesów za efekt własnych zdolności, natomiast porażek za wynik zbiegu okoliczności, pecha czy innych zewnętrznych przyczyn.
6. Błąd retrospekcji – wiara, że niespodziewane zjawiska dały się przewidzieć. Ocenianie przeszłych (nieoczekiwanych) wydarzeń, takich jak krach giełdowy, kryzys finansowy jako takich, które można było dość łatwo antycypować.

Skutkami nieracjonalności inwestorów na rynku kapitałowym mogą być rozpoznane na rynkach kapitalnych zjawiska nazwane, w kontekście tradycyjnych teorii finansów, anomaliami. Wśród polskich autorów systematyczny przegląd anomalii rynku kapitałowego dokonany został przez Szyszkę (2007, 2009, 2013). Wspomnimy tylko kilka przykładów z bogatego zbioru zaprezentowanego przez tego autora[7]:

1. Wysoka premia za ryzyko – towarzyszą jej następujące zachowania inwestorów: krótkowzroczna awersja do ryzyka, niska skłonność do inwestowania na rynku akcji oraz niewłaściwa dywersyfikacja portfela. Podłoże psychologiczne dla tej anomalii stanowić mogą: efekt wąskich ram, księgowanie mentalne, lęk przed nieznanym.
2. Wysoka zmienność cen akcji – inwestorzy szybko zmieniają decyzje, agresywnie kupują i sprzedają walory, ulegają zachowaniom stadnym, wierzą w trend oraz podlegają błędowi ekstrapolacji. Podłoże psychologiczne w tym przypadku to np. błąd reprezentatywności, dostrzeganie prawidłowości w losowych danych, niestałość preferencji, nadmierna pewność siebie.
3. Naruszenie prawa jednej ceny – nieracjonalni inwestorzy podlegają sentymentom i nastrojom, a inwestorzy racjonalni natrafiają na ograniczenia arbitrażu. Podłoże psychologiczne dla tej anomalii stanowią obawa racjonalnych inwestorów przed zmianami nastroju wśród inwestorów nieracjonalnych oraz obawa przed utratą reputacji.
4. Anomalie sezonowe – efekt dyspozycji wśród inwestorów indywidualnych, *window dressing* stosowany przez inwestorów instytucjonalnych. Podłożem psychologicznym dla tej anomalii mogą być: awersja do strat, nierealistyczny optymizm, myślenie życzeniowe i księgowanie mentalne w okresach rocznych.

7 *Ibidiem*, tab. 4.1, s. 121.

Rozdział 2

Modele stóp zwrotu i metodyka ich testowania

W rozdziale tym przedstawione zostały dotychczasowe ważniejsze osiągnięcia badawcze z zakresu modeli opisujących kształtowanie się stóp zwrotu, zarówno z punktu widzenia tradycyjnych finansów, jak i finansów behawioralnych. Mimo że oba stawiska na wielu płaszczyznach różnią się i część badaczy, reprezentujących każde z podejść, odrzuca zasadność przeciwnej szkoły finansów, istnieją także poglądy wskazujące, że finanse behawioralne są odpowiednim uzupełnieniem tradycyjnej teorii. O uznaniu ekonomii behawioralnej przez część środowiska badaczy tradycyjnych finansów świadczy chociażby prowadzenie wspólnych badań przez wybitnych przedstawicieli obu szkół finansów (m.in. prekursora współczesnej teorii portfelowej H. Markowitza – por. Das i in., 2010). Dokonano tu przeglądu literatury pod kątem badań empirycznych oraz przedstawienia zagadnień metodologicznych. Pierwsza część rozdziału zawiera opis metod testowania modeli stóp zwrotu z rynku akcji. Część ta ma charakter opisu metodyki i problemów (np. *errors-in-variables* oraz *thin trading*), jakie napotykamy podczas testowania modeli rynku akcji. W drugiej części rozdziału przedstawione zostały najważniejsze modele finansów tradycyjnych, w rozbiciu na część dotyczącą modeli bazujących na czynnikach rynkowych (stopa zwrotu z indeksu szerokiego rynku, kapitalizacja spółki, wskaźnik cena do wartości księgowej, czynnik *momentum*, płynność akcji) oraz na czynnikach makroekonomicznych (np. produkcja przemysłowa, PKB, inflacja). W trzeciej części rozdziału zaprezentowano prace z zakresu finansów behawioralnych – analizowanym czynnikiem jest głównie sentyment inwestorów. Część druga i trzecia mają charakter przeglądu literaturowego, głównie pod kątem analizowanych przez innych badaczy czynników i wskazują, jakie zmienne były dotychczas badane w innych pracach naukowych.

2.1. Metody testowania modeli stóp zwrotu z akcji

W literaturze przedmiotu istnieje bogaty zasób metod testowania[1] hipotez dotyczących poprawności modeli stóp zwrotu. Metody te zostały zaakceptowane przez szerokie grono badaczy i są powszechnie używane w pracach naukowych z dziedziny finansów. Zanim przejdziemy do opisu poszczególnych metod, nakreślona zostanie struktura testowanych modeli oraz podbudowa teoretyczna dla takich, a nie innych metod testowania. Wczesne testy z zakresu badań nad rynkami kapitałowymi dotyczyły modelu CAPM i skupiały się na modelu rynkowym, w którym jedynym czynnikiem mającym wpływać na stopy zwrotu był portfel rynkowy. Wspomniana w rozdziale 1. krytyka Rolla osłabiła znaczenie testów modelu CAPM, wskazując, że służą one do badania hipotezy o efektywności zmiennej, użytej w badaniu jako „portfel rynkowy". Równocześnie powstanie teorii wyceny arbitrażowej (APT) dało początek serii nowych testów, które, *nota bene*, są na tyle ogólne, że mogą być stosowane również w przypadku modelu CAPM (jako szczególny wariant APT). APT stanowi podbudowę teoretyczną dla modeli empirycznych, opartych na danych makroekonomicznych, opisujących proces kształtowania się stopy zwrotu z aktywów kapitałowych oraz wyznaczających równowagę na rynku kapitałowym.

Generalnie wieloczynnikowy proces kształtowania się stóp zwrotu możemy opisać poniższym równaniem (etap pierwszy)[2]:

$$R_i = a_i + \sum b_{i,k} \times I_k + e_i \text{ dla } k = 1, ..., K \tag{2.1}$$

Równanie (2.1) wskazuje, że stopa zwrotu z i-tej akcji (R_i) jest liniową kombinacją K czynników (I_k) oraz wyrazu wolnego (a_i) i składnika losowego (e_i). Czynniki I_k oddziaływają systematycznie na stopy zwrotu z prawie każdej akcji i są przyczyną kowariancji między tymi stopami. Wrażliwości indywidualnej akcji na k-ty czynnik wyrażone są przez parametr $b_{i,k}$ – w modelu rynkowym Sharpe'a tym jedynym czynnikiem jest stopa zwrotu z „portfela rynkowego", natomiast jedynym parame-

1 Wybór metodyki tetesowania modeli determinowany jest głównie przez dwa elementy, tj. uznanie danej metodyki przez świat naukowy oraz – co w przypadku rynków wschodzących pełni bardzo ważną rolę – dostępność danych. Dlatego też autor wskazał różnice między modelami nie bezpośrednio, a poprzez odwołanie się do literatury (Rogers, Securato, 2007), gdzie porównano różne metodyki testowania. W pracy natomiast przedstawiono czytelnikowi ogólne metody testów, zachęcając do zgłębienia literatatury z nimi związanej, w której można znaleźć słabe i silne strony każdego z podejść.

2 Porównaj Elton, Gruber (1998, s. 455).

trem jest znana z modelu CAPM „beta" akcji. Z kolei w modelach opartych na czynnikach makroekonomicznych parametry obrazują wrażliwość, np. na zmiany produkcji przemysłowej, inflacji itp.

Gdy proces generujący stopy zwrotu opiszemy równaniem (2.1), to model APT z niego wynikający możemy zapisać jako (etap drugi)[3]:

$$E(R_i) = R_F + \sum b_{i,k} \times \lambda_k \text{ dla } k = 1, ..., K \tag{2.2}$$

gdzie:
$E(R_i)$ – oznacza oczekiwaną stopę zwrotu z i-tej akcji;
R_F – stopę wolną od ryzyka;
$b_{i,k}$ – parametr mierzący wrażliwość i-tej akcji na zmiany k-tego czynnika;
λ_k – dodatkowa oczekiwana stopa zwrotu z papieru wartościowego związana z wrażliwością akcji na k-ty czynnik (jest to rekompensata za ryzyko wrażliwości danej akcji na k-ty czynnik).

Możemy wyodrębnić następujące metody szacowania parametrów modelu opisanego równaniem (2.1) i (2.2):

a) Jednoczesna estymacja zarówno parametrów $b_{i,k}$, jak i czynników I_k, generujących stopy zwrotu oraz wykorzystanie otrzymanych parametrów do estymacji rynkowych cen ryzyka λ_k z równania (2.2). Metodą wykorzystywaną w przypadku tego podejścia jest najczęściej analiza czynnikowa. Jest to metoda statystyczna, umożliwiająca określenie zarówno czynników I_k, jak i parametrów $b_{i,k}$ tak, aby kowariancja między składnikami losowymi e_i była równa zeru. Przykład wykorzystania tej metodologii można znaleźć w pracy Roll, Ross (1980).
b) Określenie charakterystyk spółek oddziałujących na oczekiwane stopy zwrotu – czyli określenie parametrów $b_{i,k}$, a następnie estymacji λ_k z równania (2.2). W tym przypadku rodzaj parametrów $b_{i,k}$ jest określony subiektywnie przez badacza i może to być np. stopa dywidendy, parametr beta z modelu CAPM lub wartość rynkowa (wielkość) spółki. Badanie bazujące na tej metodzie to np. Sharpe (1982).
c) Określenie *explicite* czynników I_k często np. jako zmiennych makroekonomicznych i estymacji parametrów $b_{i,k}$ dla równania (2.1), a następnie estymacji rynkowych cen ryzyka λ_k z równania (2.2). Zmienne użyte w estymacji równania (2.1) powinny mieć uzasadnienie poparte teorią ekonomiczną, wskazującą na ich istotność w opisie stóp zwrotu. Metoda ta daje dodatkowo możliwości porównawcze, np. poprzez zbadanie korelacji, zależności

3 *Ibidem*, s. 452.

między czynnikami otrzymanymi za pomocą analizy czynnikowej. W pracy Chen i in. (1986) zastosowano właśnie ten rodzaj estymacji λ_k.

d) Określenie czynników I_k jako portfeli akcji, reprezentujących czynniki oddziałujące na stopy zwrotu i estymacji parametrów $b_{i,k}$ dla równania (2.1), a następnie estymacja rynkowych cen ryzyka λ_k z równania (2.2). Metoda ta jest analogiczna do opisanej w punkcie c, jednak daje możliwości zbadania czynników związanych bezpośrednio z rynkiem akcji, takich jak: wielkość spółki, wskaźniki cena do zysku, cena do wartości księgowej czy płynność akcji danej spółki. Badania opisane w Fama, French (1993) stanowią przykład użycia tej właśnie metodologii.

Kolejne podrozdziały zawierają krótkie omówienia poszczególnych metod wraz z zaprezentowaniem najważniejszych prac, będących podstawą do rozwoju literatury z zakresu badań nad modelami stóp zwrotu.

2.1.1. Analiza czynnikowa

Analiza czynnikowa[4] pozwala zbadać, czy kowariancje wewnątrz zbioru obserwowalnych zmiennych mogą być wyjaśniane przez daną liczbę nieobserwowalnych czynników (czynników wspólnych). Jeżeli pierwotne zmienne podlegają zamianom, wywołanym przez czynniki wspólne (ang. *common factors*), analiza ta pozwoli na wyodrębnienie szacunków wartości tych czynników. Analizy tej można więc użyć do zapisania struktury (kowariancyjnej) większego zbioru zmiennych obserwowalnych za pomocą mniejszej liczby czynników wspólnych (nieobserwowalnych). Metody estymacji szacunków wartości czynników wspólnych zostały przedstawione (wraz z okazałą bibliografią na temat analizy czynnikowej) w pracy Morrisona (1990).

W artykule Rolla i Rossa (1980) została zastosowana dwustopniowa procedura badania APT. W pierwszym etapie estymowano parametry beta (wrażliwości na dany czynnik) z równania k-czynnikowego procesu generującego stopy zwrotu. W drugim etapie szacunków tych parametrów użyto, wykorzystując regresję przekrojową do zbadania istotności premii za ryzyko. W omawianym badaniu szacunki parametrów beta wyestymowano, stosując analizę czynnikową. Analiza ta przebiegała w następujących etapach:

1. Dla grupy walorów, składającej się z trzydziestu alfabetycznie wybranych akcji (autorzy utworzyli 42 takie grupy) obliczono macierz kowariancji dla szeregów czasowych dziennych stóp zwrotu z tych akcji.

4 Fragment dotyczący analizy czynnikowej oparty na: Schabek (2008).

2. Analiza czynnikowa z zastosowaniem metody największej wiarygodności (MNW) została przeprowadzona na opisanej wyżej macierzy kowariancji. Wynikiem uzyskanym dzięki analizie czynnikowej są szacunki parametru β oraz liczba czynników. Roll i Ross w etapie tym wykorzystali specjalny program (EFAP – *Exploratory Factor Analysis Program*).
3. Szacunki β dla każdego z walorów, uzyskane z poprzedniego etapu, zostały wykorzystane do wyjaśnienia (regresja przekrojowa) zmienności w wartościach oczekiwanych stóp zwrotu każdej analizowanej akcji.
4. Zmierzono istotność statystyczną szacunków parametrów β uzyskanych z modelu przekrojowego w etapie drugim.
5. Kroki od 1 do 4 powtórzono dla wszystkich 42 grup oraz stabelaryzowano wyniki.

Roll i Ross zwracają uwagę na kilka ważnych problemów, dotyczących drugiego etapu analizy. Po pierwsze zauważają oni, że wartość oczekiwana szacunku parametru premii za ryzyko z równania przekrojowego obciążona jest średnią (z próby) wartością danego j-tego czynnika. Wynika to bezpośrednio z badanego równania, które można zapisać jako sumę λ_0 oraz iloczynów parametrów β z sumą β_j i wartością danego czynnika, czyli:

$$R_i(t) = \lambda_0 + \beta_{i,j} \sum_{j=1}^{K} [\lambda_j + F_j(t)] \text{ dla } i = 1, ..., n \qquad \text{(a)}$$

Testując model APT na podstawie danych przekrojowych, otrzymujemy dla każdej i akcji, równanie:

$$\overline{R_i(t)} = \lambda_0 + \beta_{i,j} \sum_{j=1}^{K} [\lambda_j + \overline{F_j(t)}] \text{ dla } i = 1, ..., n \qquad \text{(b)}$$

Wynika z niego, że opisując wartość oczekiwaną stopy zwrotu ($\overline{R_i(t)}$), szacunki β_j – premie za ryzyko obliczone przy użyciu klasycznej metody najmniejszych kwadratów (KMNK), zgodnie z równaniem (b), obarczone są pewnym błędem. Oczekiwana wartość danego czynnika: $\overline{F_j(t)}$ zgodnie z założeniem teorii wynosi zero, jednak średnia z danej próby (szeregu czasowego) wartości tego czynnika może różnić się od zera. Roll i Ross zasugerowali rozwiązanie tego problemu, odwołując się do pracy Famy i MacBetha (1973), gdzie regresja przekrojowa została dokonana dla każdego okresu t, a szacunki premii za ryzyko zostały obliczone jako średnie z poszczególnych szacunków tych parametrów. Inną kwestią jest problem błędów w wartościach szacunków parametrów beta użytych w cza-

sie przeprowadzenia regresji przekrojowej (tzw. „błędów w zmiennych", ang. *Error In Variable* – EIV). Roll i Ross dochodzą do wniosku, że przy zastosowaniu podczas analizy czynnikowej metody największej wiarygodności i przy licznych próbach szacunki parametrów beta są asymptotycznie zbieżne do ich prawdziwych wartości.

Inny artykuł, w którym zaprezentowano test APT (Chen 1983), także bazuje na analizie czynnikowej. W tym przypadku jednak Chen zastosował nieco inne podejście. Ze stóp zwrotu o interwale dziennym dla podpróby 180 akcji utworzona została macierz korelacji. W dalszej kolejności uzyskano 10 pierwszych ładunków czynnikowych (parametrów beta) dla każdej z badanych 180 akcji. Dzięki specyficznemu algorytmowi programowania matematycznego utworzono pięć portfeli akcji, które były liniową kombinacją wartości czynników. Dzięki temu Chen obliczył parametry beta (ładunki czynnikowe) dla wszystkich walorów w próbie (zostały zbadane także cztery podokresy, o różnej liczebności akcji w poszczególnym podokresie). Chen w swojej pracy pozytywnie zweryfikował poprawność teorii APT. Przeprowadził także porównanie modelu APT i modelu CAPM, estymując równanie:

$$r_i = \alpha \hat{r}_{i,APT} + (1-\alpha)\hat{r}_{i,CAPM} + e_i$$

gdzie:
r_i – oczekiwana stopa zwrotu z akcji i-tej z danego podokresu (za 5 dni);
$\hat{r}_{i,APT}$ – oczekiwana stopa zwrotu wyestymowana zgodnie z modelem APT z danego podokresu (5 dni);
$\hat{r}_{i,CAPM}$ – oczekiwana stopa zwrotu estymowana zgodnie z modelem CAPM z danego podokresu (5 dni).

Chen dokonał wielokrotnie regresji przedstawionego powyżej równania (dla pięciodniowych podokresów) i dzięki temu pozyskał szeregi czasowe ocen parametru α oraz średnią wartość i odchylenie standardowe ocen tego parametru. Szacunek opisywanego parametru był bardzo bliski jedności, co pozwalało dojść do wniosku, że model APT, relatywnie do modelu CAPM, dobrze opisuje kształtowanie się stóp zwrotu analizowanych akcji. Chen zbadał także APT w kontekście kapitalizacji spółki oraz, tak jak Roll i Ross w cytowanym artykule, w kontekście „wariancji własnej" danej akcji i jej wpływu na średnią stopę zwrotu. Chen w zakończeniu swojego artykułu konkludował, że teoria arbitrażu cenowego nie powinna zostać odrzucona na korzyść badanych hipotez alternatywnych – dokładniej niż model CAPM objaśnia stopy zwrotu.

2.1.2. Określenie atrybutów (charakterystyk) spółek

Metoda bezpośredniego określenia (zdefiniowania) parametrów $b_{i,k}$ z równania (2.1) jest bardzo subiektywna. Często parametry te wyznaczane są za pomocą „reguły kciuka" bądź obserwowanych na rynku „dowodów anegdotycznych", ale również na podstawie przesłanek teoretycznych, jak w opisanym dalej (podpunkt d) badaniu Famy i MacBetha (1973). Przedstawimy pokrótce jedne z pierwszych prac, w których w ten właśnie sposób (tj. określając atrybuty spółek) podchodzono do problemu równowagi na rynku kapitałowym.

Sharpe w pracy *Factors in NYSE Security Returns 1931–1979* (por. Elton, Gruber, 1998, s. 464) zalicza do charakterystyk spółek, wpływających na stopy zwrotu: stopę dywidendy, parametr beta akcji, wielkość spółki, parametr beta względem obligacji długoterminowych, współczynnik alfa (wyraz wolny z modelu rynkowego) z przeszłości oraz czynniki determinujące przynależność sektorową. Wybór tych zmiennych był całkowicie subiektywny. Sharpe szacował parametry λ_k z równania (2.2) dla 2197 akcji (dane miesięczne) dla każdego miesiąca oddzielnie w okresie 1931–1979. Uzyskane przez niego wyniki okazały się istotne w znacznej liczbie miesięcy, co więcej, parametry te przyjmowały znaki zgodne z przewidywaniami *a priori*: współczynnik kierunkowy przy parametrze beta i stopie dywidendy był dodatni, natomiast przy wielkości spółki, parametrze alfa oraz parametrze beta względem obligacji ujemny. Badanie Sharpe'a pokazuje, że nawet intuicyjnie wybrane zmienne w modelu mogą wnieść dodatkową jakość do badań nad stopami zwrotu z rynku.

Przykładem pracy, w której zostały użyte parametry spółek jest Burmeister, Grinold (1994)[5]. Autorzy wyróżniają dwie grupy parametrów: fundamentalne (np. przewidywany przyszły zysk na akcję, stopa dywidendy, wskaźnik zysku do ceny akcji) oraz rynkowe (zmienność, wielkość obrotu, stopa zwrotu z poprzedniego okresu, płynność, dźwignia finansowa). Artykuł ten jest opisem wykorzystania modeli wieloczynnikowych podczas tworzenia portfeli w firmach zajmujących się doradztwem inwestycyjnym i wyceną akcji.

Z metodologicznego punktu widzenia we wspomnianych pracach użyto standardowych technik estymacji: wieloczynnikowej regresji liniowej drugiego etapu, tj. równania (2.2). Przy arbitralnym wyborze czynników, estymacja równania (2.2) skutkuje uzyskaniem bezpośrednio parametrów λ_k, czyli premii za ryzyko. Ten sposób wyodrębnienia λ_k nie powoduje problemów występujących podczas stosowania pozostałych metod, gdyż charakterystyki spółek nie wymagają estymacji, a są

5 Należy wspomnieć, że w omawianym artykule wykorzystano także zmienne makroekonomiczne jako czynniki modelu opisującego stopy zwrotu.

dane bezpośrednio, np. wskaźnik wypłaty dywidendy, wskaźnik C/Z, wskaźnik P/BV itp.

Badanie Banza (1981) również jest przykładem analizy bezpośrednio obserwowanych charakterystyk spółek. Autor koncentruje się na analizie wpływu wartości rynkowej spółek na średnie stopy zwrotu przez nie osiągane. Równanie użyte do przeprowadzenia empirycznych testów istotności zmiennej opisującej kapitalizację, dane jest wzorem:

$$E(R_i) = y_0 + y_1 \times \beta_i + y_2 \left[\frac{\Phi_i - \Phi_m}{\Phi_m} \right] \tag{2.3}$$

gdzie:
$E(R_i)$ – oznacza oczekiwaną stopę zwrotu z akcji i;
y_0 – to wyraz wolny z portfela o parametrze beta równym zero;
y_1 – to oczekiwana premia rynkowa;
β – parametr beta, mierzący ryzyko danej akcji i;
y_2 – miara wpływu kapitalizacji spółki na oczekiwaną stopę zwrotu spółki;
Φ_i – wartość rynkowa spółki i;
Φ_m – średnia kapitalizacja całego rynku.

Banz podkreśla, że podejście polegające na tworzeniu portfeli (Fama, MacBeth, 1973; Black, Scholes, 1974), chociaż redukuje problem EIV, to nie jest najbardziej efektywne, gdyż nie używamy w nim pełnego zestawu informacji. Podejście, które pozwala uniknąć grupowania akcji w portfele (np. Litzenberg, Ramaswamy, 1979), mimo że bardziej odpowiednie niż techniki grupowania, prowadziło do poważnych problemów metodologicznych i nie mogło zostać zaaplikowane w pracy Banza. Ostatecznie Banz konstruuje swoje badanie, polegając na metodyce Blacka i Scholesa (1974) i tworzy 25 portfeli akcji[6]. Powstają one po przypisaniu akcji do pięciu portfeli według kryterium wartości rynkowej, a później akcje znajdujące się w tych pięciu grupach podzielone są na dalsze pięć części, tym razem pod względem wielkości parametru beta[7]. Portfele te są następnie tworzone w ten sam sposób, co 12 miesięcy. Na tak powstałych szeregach czasowych stóp zwrotu z portfeli przeprowadzono regresję przekrojową (opierając się na danych miesięcznych), a średnie

6 Tworzenie portfeli zostało zastosowane, gdyż w badaniu wykorzystano parametr beta akcji, a do jego efektywnego oszacowania używana jest technika grupowania w celu wyeliminowania EIV.

7 Parametry beta akcji obliczone są na podstawie danych z pięciu lat, dane z kolejnych pięciu lat służą ponownej estymacji bet dla portfeli. Jest to standardowa technika uniknięcia błędu selekcji.

parametry y_0, y_1, y_2 są ostatecznymi estymatorami premii z równania (2.3). Najważniejsze wnioski badania Banza to istotność parametru y_2. Oznacza to, że wielkość spółki mierzona kapitalizacją odgrywa istotną rolę w kształtowaniu stóp z akcji. Banz dochodzi do wniosku, że efekt wielkości spółki może być jednym z czynników, które powinny zostać uwzględnione w modelu równowagi rynkowej. Stwierdza także, że inne postulowane do uwzględnienia w modelu zmienne (wskaźnik cena do zysku) są pewną reprezentacją (przybliżeniem) efektu kapitalizacji, jednak nie wyklucza, że sam ten efekt może być także pewną zmienną skorelowaną z nieobserwowalnym, „prawdziwym" czynnikiem, biorącym udział w procesie generowania oczekiwanych stóp zwrotu z akcji.

Innym przykładem badania opartego na parametrach spółek jest publikacja Amihud, Mendelson (1986). Autorzy testują model CAPM z uwzględnieniem zmiennej opisującej płynność (logarytm *spreadu* cen akcji). Metodyka pracy jest opartana na opisanej dalej (w punkcie d) pracy Famy i MacBetha (1973) i wygląda następująco: Amihud i Mendelson tworzą ranking akcji na podstawie *spreadu* dla każdego analizowanego roku *t*, a następnie akcje te przyporządkowują do siedmiu równolicznych portfeli. Dla tak utworzonych portfeli estymują ich ryzyko systematyczne (parametr beta) poprzez regresję miesięcznych nadwyżkowych stóp zwrotu z tych portfeli względem (równoważonego) portfela rynkowego, używając stóp zwrotu z 5-letniego okresu kończącego się w roku *t*. Rezultat stanowią parametry beta oraz średni *spread* każdego z portfeli, dla każdego roku z okresu 1961–1980. Następnie autorzy obliczają dla każdego z portfeli średnią miesięczną nadwyżkową stopę zwrotu w roku następnym ($T + 1$). Otrzymane średnie zostały poddane regresji względem miary ryzyka systematycznego (parametr beta), miary płynności (logarytm *spreadu*) oraz względem zmiennej zero-jedynkowej, mającej uchwycić efekt danego roku. Autorzy otrzymują szacunki następujących równań:

$$R_j = -0,003 + 0,0172 \times \beta_j + u_j$$

$$R_j = -0,272 + 0,0023 \times \beta_j + 0,00375 \times \log S_j + u_j$$

gdzie:
R_j – średnia miesięczna nadwyżkowa stopa zwrotu z portfela *j*;
β_j – parametr beta portfela *j*;
u_j – błąd;
$\log S_j$ – logarytm[8] średniego *spreadu* dla portfela *j*.

8 Amihud i Mendelson wysuwają hipotezę, że nadwyżkowa stopa zwrotu jest rosnącą i wklęsłą funkcją miary płynności, jaką jest *spread*.

Statystyka t dla parametru β_j z pierwszego równania wynosi 4,99, co daje autorom podstawy do stwierdzenia, że model CAPM prawidłowo opisuje zachowanie stóp zwrotu. Co się stanie, gdy do tego równania włączymy zmienną opisującą płynność cen akcji? W równaniu drugim statystyka t dla parametru β_j wynosi 0,4 i nie pozwala odrzucić hipotezy, że parametr ten jest statystycznie różny od zera. Statystka t dla parametru log S_j wynosi 3,23, co oznacza, że to płynność, a nie parametr beta, jest istotnym statystycznie czynnikiem kształtującym średnie stopy zwrotu[9].

2.1.3. Określenie czynników

Klasycznym przykładem pracy, w której określono czynniki (jako zmienne makroekonomiczne) wpływające na stopy zwrotu jest badanie Chena i in. (1986). W artykule tym autorzy badają wybrane zmienne makroekonomiczne, analizując ich właściwości objaśniające procesu kształtowania się oczekiwanych stóp zwrotu z akcji. Zmienne makroekonomiczne użyte przez autorów to[10]:

1. Produkcja przemysłowa.
2. Stopa inflacji.
3. Premia za ryzyko (różnica stopy zwrotu z portfela obligacji o ratingu „Baa i poniżej" i stopy zwrotu z portfela długoterminowych obligacji rządowych.
4. Struktura czasowa stóp zwrotu (różnica między stopą zwrotu z portfela długoterminowych obligacji rządowych a stopą zwrotu z bonów skarbowych).

Poza wspomnianymi niewiadomymi, Chen i in. (1986) badają także wpływ innych zmiennych na stopy zwrotu. Są to:

1. Indeksy rynkowe (stopa zwrotu z równoważonego indeksu NYSE, stopa zwrotu z ważonego kapitałowo indeksu NYSE)
2. Konsumpcja.
3. Ceny ropy naftowej.

Autorzy posługuj.ą się metodyką analogiczną do opisanej dalej metodyki, wykorzystanej w pracy Famy i MacBetha (1973). Proces przepr.owadzonego przez Chena i in. (1986) badania wygląda następująco:

---

9 Autorzy ci zbadali także równanie tylko ze zmienną log S_j w całym okresie oraz w rozbiciu na dwa podokresy – we wszystkich przypadkach zmienna ta okazała się wysoce statystycznie istotna.

10 Subskrypt t odnosi się do końca okresu, którym w omawianej pracy jest jeden miesiąc.

(1) wybrano próbkę akcji;
(2) dokonano regresji stóp zwrotu z badanych akcji, gdzie zmiennymi po prawej stronie są nieprzewidywalne zmiany w wielkościach makroekonomicznych (za 5 lat);
(3) pozyskane estymacje tych ekspozycji (czyli „bety") zostały wykorzystane jako zmienne niezależne w dwunastu regresjach przekrojowych, każda dla każdego z 12 następnych miesięcy, gdzie stopa zwrotu z danego miesiąca z tych akcji była zmienną objaśnianą;
(4) etapy (2) i (3) zostały powielone dla każdego roku w badanej próbce, dzięki czemu uzyskano, dla każdej zmiennej makroekonomicznej, szereg czasowy estymatorów premii za ryzyko,dotyczących poszczególnych zmiennych. Wartości oczekiwane skalkulowane na danych szeregach czasowych uzyskanych estymatorów zostały poddane testowi *t*-Studenta, aby stwierdzić ich statystyczną istotność.

Problem *error-in-variables* (opisany dalej), występujący podczas użycia w etapie (3) estymatorów parametru beta z etapu (2), został rozwiązany przez pogrupowanie akcji w portfele równoważone. Chen i in. (1986) wykorzystali kapitalizację danej akcji, aby uzyskać „rozproszenie" stóp zwrotu. W ten sposób zlikwidowano także „zakłócenia" w stopach zwrotu z indywidualnych akcji.

2.1.4. Określenie portfeli jako czynników modelu

Metodyka zastosowana w klasycznym artykule Famy i MacBetha (1973) jest szeroko stosowana w badaniach nad stopami zwrotu z rynku akcji przez badaczy na całym świecie. Autorzy rozważają następujące równanie:

$$R_{pt} = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} \times \beta_{p,t-1} + \gamma_{2,t} \times \beta^2_{p,t-1} + \gamma_{3,t} \times s_{p,t-1} + \eta_{p,t} \tag{2.4}$$

gdzie:
R_{pt} – oznacza miesięczną stopę zwrotu z kolejnych (od $p = 1$ do $p = 20$) dwudziestu równoważonych portfeli stworzonych na podstawie parametrów β;
$\beta_{p,t-1}$ – oznacza betę danego p-tego portfela (jest to średnia z parametrów β każdej indywidualnej akcji wchodzącej w skład tegoż portfela) z okresu t–1;
$\beta^2_{p,t-1}$ – to średnia z podniesionych do kwadratu parametrów β każdej z akcji, wchodzącej w skład p-tego portfela z okresu t–1;
$s_{p,t-1}$ – oznacza średnią z odchyleń standardowych z okresu t–1 z reszt ($\varepsilon_{i,t}$) modelu rynkowego postaci: $R_{i,t} = a_i + \beta_i \times R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$ szacowanego metodą najmniejszych kwadratów, dla każdej z akcji wchodzącej w skład p-tego portfela.

Widzimy więc, że w tym przypadku testowana jest hipoteza o poprawności modelu CAPM, a zmienne użyte w badaniu wywodzą się z teorii ekonomicznej. Prześledźmy budowę zastosowanych w badaniu portfeli, które zostały stworzone na podstawie kryterium parametru beta akcji w ich skład wchodzących. Dlaczego w badaniu posłużono się parametrami beta portfeli, a nie poszczególnych akcji? Podejście takie jest spowodowane tym, że jeżeli podczas testów równania (2.4) użyjemy parametrów beta poszczególnych akcji, napotkamy problem EIV, polegający na tym, że szacując parametr beta metodą najmniejszych kwadratów, otrzymujemy jedynie estymatory prawdziwej wartości parametru beta, a nie prawdziwą wartość tego parametru, a to spowoduje obciążenia parametrów (cen ryzyka) w równaniu (2.4). Uwagę na to zagadnienie zwrócili Blume (1970) oraz Black i in. (1972) i stwierdzili, że jeżeli błędy w szacunkach parametrów beta są ze sobą skorelowane w stopniu mniejszym niż idealnie pozytywny, to parametry beta portfeli są dokładniejszymi szacunkami prawdziwych wartości tych parametrów. Intuicyjnie: błędy szacunków parametrów beta dla danej akcji nie są skorelowane z tymi błędami dla innej akcji, co powoduje ich wzajemne zniesienie się podczas konstrukcji portfeli. Postępowanie takie niesie ze sobą kolejne zagadnienie metodologiczne: według jakiego kryterium należy przeprowadzić klasyfikacje akcji do poszczególnych portfeli? Wydaje się logiczne, że należy jak najbardziej zmaksymalizować rozpiętość między współczynnikami kierunkowymi (otrzymanymi w pierwszym etapie) dla danych portfeli. Pamiętajmy jednak, że dysponujemy jedynie szacunkami tych współczynników, więc tworzenie portfeli na podstawie obserwowanych parametrów spowodować może powstanie kolejnego problemu: błędu selekcji. Akcje o wysokim współczynniku kierunkowym stojącym przy danym czynniku miałyby ten współczynnik zawyżony, co skutkowałyby prawdopodobnie zawyżeniem tego współczynnika dla konstruowanego portfela (por. Elton, Gruber, 1998). W celu uniknięcia tego problemu zastosowano zmienną instrumentalną – współczynnik beta obliczony dla poprzedniego (wcześniejszego) okresu (stąd subskrypt $_{t-1}$ w opisywanym równaniu) i na jej podstawie sporządzono ranking akcji oraz portfele uporządkowane od najmniejszych do największych parametrów beta. Portfele, które stworzyli Fama i MacBeth, dostarczyły miesięczne stopy zwrotu oraz parametry beta dla każdego decyla rankingu tych portfeli względem parametru beta. Regresja z równania (2.4) jest przeprowadzona dla każdego miesiąca w każdym z analizowanych okresów[11]. W ten sposób otrzymano szeregi czasowe premii za ryzyko $\gamma_{1,t}$ i sprawdzono, czy średnie dla danych okresów są istotnie różne od zera. Średnia war-

11 Cały badany okres to lata 1935–1968, został on także podzielony na podokresy pięcio- i dziesięcioletnie.

tość parametru $\gamma_{1,t}$ z równania wynosi 0,0114 (czyli efektywnie 14,57% w skali roku) dla całego analizowanego okresu 1935/1936–1968, a statystyka *t*-Studenta to 1,85. Pozostałe parametry $\gamma_{2,t}$ oraz $\gamma_{3,t}$ są nieistotnie różne od zera. Wyniki te potwierdzają istotność dwuczynnikowego[12] modelu CAPM.

Metodyka (oparta na regresji przekrojowej), zaprezentowana w artykule FM, cieszy się dużą popularnością w badaniach amerykańskiego rynku akcji, nie jest jednak chronologicznie pierwszym testem modelu rynku kapitałowego. Black, Scholes i Jensen – BSJ, (1972) wykonali pierwszy dokładny test modelu CAPM. BSJ przeprowadzili pierwszy test CAPM bazujący na szeregach czasowych. W swoim badaniu BSJ jako jedni z pierwszych[13] skonstruowali portfele akcji, tak, aby maksymalizować rozpiętość parametrów beta tych portfeli i badać model CAPM. W tym celu zastosowali zmienną instrumentalną w postaci parametru beta danego papieru wartościowego z wcześniejszego okresu. Postępowanie takie ma na celu uniknięcie błędu selekcji. Pamiętajmy, że obserwowalne parametry beta to tylko szacunki prawdziwych wartości. Gdyby portfele konstruowane były na podstawie parametrów beta pochodzących z tej samej próby czasowej co podczas testów drugiego etapu, akcje o wysokich betach byłyby prawdopodobnie obciążone dodatnim błędem szacunku, a te o najniższych betach byłyby z dużym prawdopodobieństwem zaniżone – sytuacja taka byłaby niekorzystna podczas testów istotności w drugim etapie badania (tj. testów parametrów λ_k z równania 2.2). Artykuł BSJ[14] był jednym z pierwszych ważniejszych testów modelu CAPM i stał się podstawą do następnych badań, które wzorowały się na metodyce BSJ (1972) lub metodyce FM (1973). Warto więc opisać metodologię badania BSJ. W swojej pracy analizowali oni dane dotyczące amerykańskiego rynku akcji notowanych w latach 1926–1966. Aby uzyskać efektywne estymatory rynkowych parametrów beta i ich wariancji, zastosowano technikę grupowania akcji w portfele. Dziesięć portfeli o dużych różnicach w parametrach beta[15] skonstruowano na podstawie zmiennej instrumentalnej – parametr beta akcji z okresu poprzedniego. Postępowanie to miało na celu uniknięcie błędu selekcji oraz „błędu w zmiennych" (EIV). Portfele te cechowały się parametrami beta z przedziału 0,49 do 1,5. Regresje szeregów czasowych

12 Modelu z „zerową betą" – tj. bazującego na portfelu rynkowym oraz instrumencie charakteryzującym się brakiem wrażliwości na zmiany stopy zwrotu z portfela rynkowego.

13 Na użycie portfeli w testach modelu równowagi kapitałowej zwrócili uwagę Blume (1970) oraz Friend i Blume (1970).

14 Metodykę BSJ (1972) zastosowali później Fama i French (1993).

15 Obliczonymi jako parametry beta dla portfela złożonego z decyla akcji kolejno od najniższych do najwyższych parametrów beta akcji tworzących portfele z okresu poprzedniego.

nadwyżkowych stóp zwrotu z tych portfeli względem nadwyżkowych stóp zwrotu z portfela rynkowego wskazują, że akcje o wysokich (niskich) parametrach beta mają istotnie statystycznie ujemne (dodatnie) wyrazy wolne, co neguje tradycyjny model CAPM, na korzyść modelu dwuczynnikowego. Kolejnym ważnym wnioskiem jest potwierdzenie liniowej zależności między parametrem beta a średnią stopą zwrotu. Wady i zalety każdego z opisanych podejść, w kontekście brazylijskiego rynku wschodzącego, można znaleźć w pracy Rogers, Securato (2007).

Opisane artykuły dały początek całej serii badań, opartych na portfelach akcji. Pamiętajmy, że główną przyczyną konstruowania portfeli, a nie badania poszczególnych akcji, jest problem „błędu w zmiennych". W literaturze przedmiotu toczy się żywa dyskusja dotycząca problemu EIV. W pracy Lee, Chen (2012) znaleźć możemy bogaty i aktualny przegląd skutków występowania EIV oraz sposobów rozwiązywania tego problemu. Ang i in. (2008) w swojej pracy krytykują podejście portfelowe i zalecają użycie stóp zwrotu z indywidualnych akcji do obliczenia parametru beta. Krytyka grupowania akcji zawarta jest także w pracy Berka (2000), w której udowodniono, że poprzez utworzenie odpowiednio dużej liczby grup prawdziwy model wyceny aktywów może zostać odrzucony. Podejście wykorzystujące indywidualne akcje, a nie portfele, jest stosowane np. w pracach Litzenbergera i Ramaswamy (1979), Shankena (1992), Kima (1995) oraz – dla rynku greckiego – Leledakisa i in. (2003). Krytyka tworzenia portfeli opiera się na tym, że grupowanie akcji w portfele powoduje nieefektywność estymatorów z powodu utraty znacznej części informacji, jaka zawarta jest w indywidualnych stopach zwrotu. Innym problemem jest niewystarczająca do stworzenia dużych i licznych portfeli liczba papierów wartościowych, notowanych na poszczególnych rynkach wschodzących. Z tych właśnie powodów w niniejszej pracy użyto metodyki wykorzystującej indywidualne stopy zwrotu, opierając się na wynikach wspomnianych wcześniej prac, krytykujących podejście portfelowe. Warto odnotować, że indywidualne stopy zwrotu zostały użyte także w artykule Famy i Frencha (1992), istotnym z punktu widzenia metodyki pracy.

2.2. Wybrane neoklasyczne modele stóp zwrotu z akcji

Tradycyjne nurty w podejściu do problemu równowagi na rynku akcji obejmują dwa rodzaje czynników. Pierwsza grupa zmiennych (czynników) wywodzi się z modelu CAPM i koncentruje się na determinantach

o charakterze rynkowym. Tak jak CAPM zorientowany jest na rynkowy parametr beta, tak modele z tego nurtu bazują na zmiennych typu: wskaźnik wartość rynkowa/wartość księgowa, wskaźnik zysk/cena, kapitalizacja spółki, przepływy pieniężne/cena, płynność mierzona obrotami, spreadem lub „betami płynności" z modelu Pastora-Stambaugha (ang. *liquidity beta*) itd. Zauważmy, że część tych czynników może być uznana za specyficzną charakterystykę spółki (np. wskaźnik zysk/cena) lub za pewną wrażliwość na zmiany danej wielkości (np. parametr beta). Z drugiej strony płynność może być wyrażona na oba sposoby – jako atrybut spółki poprzez np. *spread* lub jako wrażliwość na zmiany ogólnej miary płynności poprzez „betę płynności". Mamy więc tutaj pewien dylemat, czy dany czynnik jest postrzegany jako atrybut spółki i to jest przyczyną różnic w oczekiwanych stopach zwrotu między wszystkimi spółkami, czy też powinien on być uznany za czynnik oddziałujący na wszystkie spółki jednocześnie, tylko z różną siłą na poszczególne walory. Zagadnienie to jest istotne z punktu widzenia sposobu pomiaru danego czynnika kształtującego stopy zwrotu, natomiast z punktu widzenia teorii finansów wymagane jest, aby był to czynnik oddziałujący systematycznie na wszystkie (lub prawie wszystkie) walory. Drugą grupę czynników (zmiennych) stanowią zmienne makroekonomiczne. Znaczny wzrost zainteresowania badaczy tą grupą czynników nastąpił po opublikowaniu w 1976 r. przez Stephena Rossa artykułu *The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing*. Teoria APT daje podstawy do poszukiwań czynników kształtujących stopy zwrotu wśród zmiennych makro, jednak sama tych zmiennych nie określa. Znaczna część badań z tego nurtu wykorzystuje narzędzia analizy czynnikowej do wyodrębnienia nieobserwowalnych czynników spośród grupy zmiennych, opisujących zachowanie gospodarki w skali makro. Przykładowymi czynnikami analizowanymi przez badaczy są produkcja przemysłowa, stopa bezrobocia, inflacja. Wraz z postępem technologicznym i wzrostem mocy obliczeniowej komputerów oraz łatwiejszym dostępem do dużych baz danych, przedmiotem analizy stały się praktycznie wszystkie zmienne gospodarcze. Możemy powiedzieć, że dwa opisane w rozdziale pierwszym ważne koncepty teoretyczne, mogące stanowić trzon generalnego modelu opisującego równowagę na rynku kapitałowym – model CAPM oraz APT – stały się bodźcami do licznych badań nad potencjalnymi zmiennymi.

2.2.1. Modele wieloczynnikowe bazujące na zmiennych rynkowych

Szeroko rozpoznawany i uznawany w literaturze model Famy-Frencha opisany został w serii badań naukowych, mających pierwotnie na celu wyjaśnienie „efektu wielkości kapitalizacji", zaobserwowanego już

w 1981 r. przez Banza[16]. Efekt ten polega na osiąganiu wyższych stóp zwrotu przez spółki o niższej kapitalizacji. Fama i French w pierwszym ich artykule z tej serii: *The Cross-Section of Expected Stock Returns* (1992) skoncentrowali się na zbadaniu roli parametru beta, wielkości spółki, dźwigni finansowej oraz stosunku wartości rynkowej do księgowej w wyjaśnianiu stóp zwrotu z amerykańskiego rynku akcji. Metodologia badań w opisywanym artykule jest podobna do zastosowanej we wcześniejszej pracy Famy i MacBetha (1973), opisanej w podrozdziale 2.1. Warto zauważyć, że Fama i French wykorzystali metodykę Famy i MacBetha do badania indywidualnych walorów, a nie portfeli akcji. Fama i French (1992) doszli do wniosku, że parametr beta – nawet, jeśli jest jedynym składnikiem regresji – nie wyjaśnia różnic w kształtowaniu się stóp zwrotu dla badanego okresu 1941–1990. Co więcej, zmienne dotyczące wielkości oraz parametru wielkość księgowa do kapitalizacji, w istotny statystycznie sposób opisują zachowanie się stóp zwrotu. Wyniki te dały początek dokładniejszym badaniom problemu kapitalizacji, również na innych rynkach kapitałowych.

Fama i French kontynuowali prace nad kwestią kształtowania się stóp zwrotu w kolejnych swoich artykułach. Jeszcze w 1993 opublikowali drugi artykuł, w którym przebadali nie tylko rynek akcji, lecz także rynek obligacji. W pracy tej zmienili metodykę i wykorzystali podejście zaproponowane przez Blacka i in. (1972), opisane wcześniej w podrozdziale 2.1.4 niniejszej pracy. Pomimo odmiennej metodyki badania, wyniki potwierdziły wcześniejsze wnioski: kapitalizacja spółki oraz wskaźnik opisujący zależność między wartością księgową a rynkową mają istotne znaczenie przy opisie zmienności stóp zwrotu z akcji. Są więc istotnymi czynnikami wyjaśniającymi różnice w stopach zwrotu między akcjami.

Kolejny z serii artykułów Famy i Frencha (1996) dotyczy wpływu zmiennych spoza modelu CAPM na średnie stopy zwrotu z akcji. Badanie to obejmuje szereg zmiennych, m.in.: przeszłe stopy zwrotu, które badali także DeBondt, Thaler (1985), Jegadeesh i Titman (1993), Rosenberg i in. (1985); współczynnik cena/zysk, badany również przez Basu (1983); współczynnik przepływów pieniężnych do ceny – Chan i in. (1991); współczynnik dywidend do ceny, przychodów do ceny i innych wskaźników finansowych, analizowane także przez Lakonishok i in. (1994). Wpływy wskazanych czynników na rynku polskim badają m.in.: Zarzecki (2007), Malec i Zarzecki (2007), Łuniewska i Tarczyński (2004, 2007), Tarczyński (2002, 2004), Urbański (2012). Zjawiska wpływu tych

16 Badanie opisane w podrozdziale 2.1.

czynników na stopy zwrotu nazwano ogólnie anomaliami rynkowymi, gdyż nie dają się one wyjaśnić przez model równowagi rynkowej, CAPM. Fama i French w artykule z 1996 dowodzą, że anomalie te przestają być statystycznie istotne[17], jeśli do opisu stóp zwrotu użyjemy trzyczynnikowego modelu Famy-Frencha z 1993 (model FF). Model ten można opisać w następujący sposób:

$$E(R_i) - R_f = b_i[E(R_M) - R_f] + s_i E(SMB) + h_i E(HML) \tag{2.5}$$

gdzie:
$E(R_i) - R_f$ – oznacza oczekiwaną nadwyżkową (nad stopą wolną od ryzyka) stopę zwrotu portfela i;
$[(R_M) - R_f]$ – to nadwyżkowa stopa zwrotu z portfela rynkowego;
SMB – to różnica między stopami zwrotu z portfeli utworzonych z małych i dużych spółek;
HML – to różnica między stopami zwrotu z portfeli utworzonych ze spółek o wysokich i niskich wskaźnikach wartość księgowa/wartość rynkowa;
operator E – oznacza wartość oczekiwaną.

Parametry b_i, s_i oraz h_i są obliczone na podstawie przedstawionej poniżej regresji szeregów czasowych:

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i(R_M - R_f) + s_i SMB + h_i HML + \varepsilon_i \tag{2.6}$$

Badania przeprowadzone przez Famę i Frencha (1996) dają podstawy do przypuszczeń, że analizowane przez nich zmienne odgrywają istotną rolę w kształtowaniu się stóp zwrotu z akcji na pozostałych rynkach kapitałowych. Podczas badania istotności czynników fundamentalnych i behawioralnych, niezmiernie ważna pozostaje kwestia kontroli tych zmiennych w trakcie weryfikacji hipotez na podstawie wyników modelu regresji liniowej.

W kolejnym roku ukazał się artykuł Carharta (1997), w którym opisany został model znany w literaturze jako czteroczynnikowy model Carharta (dalej: model Carharta). W pracy tej model FF rozwinięto o czynnik *momentum* i przyjął on następującą postać:

17 Dokładnie chodzi o anomalie oparte na wskaźnikach zysk/cena, *cash flow*/cena, anomalie opisane przez DeBondta i Thalera (1985) czy stopa wzrostu sprzedaży. Model FF nie wyjaśnia anomalii udokumentowanej przez Jegadeesha i Titmana (1993), dopiero w modelu Carharta (1997) uwzględnia się premię związaną z *momentum*.

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i(R_M - R_f) + s_i SMB + h_i HML + w_i WML \varepsilon_i \qquad (2.7)$$

gdzie:
WML – to czynnik *momentum*, będący różnicą między stopą zwrotu z zdywersyfikowanych portfeli akcji osiągających najlepsze i najgorsze wyniki z poprzedniego roku(pozostałe oznaczenia jak wyżej).

Carhart nawiązuje do badań Jegadeesha i Titmana (1993), w których wykazano, że inwestowanie na podstawie „siły relatywnej" (ang. *relative strenght*), tj. zgodnie z kierunkiem, w którym podążają ceny (zakup najlepszych akcji z ostatnich 3–12 miesięcy) przynosi ponadprzeciętne zyski w okresie od 3 do 12 miesięcy[18]. Carhart zastosował metodykę opisaną w artykule Hendricks i in. (1993), która polega na stworzeniu portfeli funduszy inwestycyjnych na podstawie ich przeszłych wyników. W pracy Carharta opóźnieniem jest okres 12 miesięcy i na podstawie tych przeszłych wyników bada on regresję opisaną równaniem (2.7). Autor ten analizował wyniki funduszy inwestycyjnych i doszedł do wniosku, że 12-miesięczny efekt *momentum* jest statystycznie istotny i dodatni przy wyjaśnianiu stóp zwrotu z akcji.

Dalszym rozwinięciem badań dotyczących czynników wpływających na stopy zwrotu z akcji są prace poświęcone zagadnieniu płynności. Już w 1986 Amihud[19] i Mendelson zaobserwowali istotność spreadu giełdowego w modelu opisującym stopy zwrotu. Inne prace, opisujące zależność między oczekiwanymi stopami zwrotu a płynnością, to np. Brennan, Subrahmanyam (1996), Firori (2000). W artykule Amihuda z 2002 r. stwierdzona zostaje zależność między płynnością a stopami zwrotu na podstawie regresji wykorzystujących szeregi czasowe. Potwierdzona zostaje relacja płynności i oczekiwanej stopy zwrotu między spółkami w tym samym okresie, a także ta sama zależność dla szeregów czasowych obu tych zmiennych. Pastor i Stambaugh (PS) (2003) stwierdzili, że model uwzględniający cztery opisane wcześniej czynniki, tj. parametr beta akcji, SMB, HML, WML, może lepiej wyjaśniać stopy zwrotu z akcji, jeśli uwzględnimy w nim także czynnik płynności[20]. Miara płynno-

18 Jegadeesh i Titman (1993) nawiązują z kolei do badań DeBondta i Thalera (1985), w których wykazano, że strategie typu *contararian*, tj. inwestycje polegające na zakupie akcji o najgorszych wynikach w ciągu ostatnich 36–60 miesięcy, przynoszą ponadprzeciętne zyski w okresie następnych 3–5 lat. Oznacza to, że należałoby kupować akcje spółek o najsłabszych wynikach sprzed 3 do 5 lat. Badanie DeBondta i Thalera jest jednak dość mocno krytykowane np. przez: Ball i Kothari (1989) oraz Chopra i in. (1992).

19 Badanie opisane w podrozdziale 2.1.

20 Choć istotność czynnika *momentum* jest zależna od uwzględnienia w modelu zmiennej dotyczącej płynności, Pastor i Stambaugh pozostawiają pytanie o relację między obiema zmiennymi otwarte.

ści poszczególnej akcji zastosowana przez PS to $\gamma_{i,t}$ skonstruowana w następujący sposób:

$$r^e_{i,d+1,t} = \theta_i + \Phi i \times r_{i,d,t} + \gamma_{i,t} \times sign(r^e_{i,d,t}) \times \boldsymbol{V}_{i,d,t} + e_{i,d+1,v} \tag{2.8}$$

gdzie:
$r_{i,d,t}$ – to stopa zwrotu z akcji *i*, obliczona dla dnia *d*, w miesiącu *t*;
$r^e_{i,d,t}$ – jest równa różnicy między $r_{i,d,t}$ a $r_{m,d,t}$ (stopa zwrotu z indeksu rynkowego dla dnia *d*, w miesiącu *t*);
$\boldsymbol{V}_{i,d,t}$ – to wartość wolumenu transakcji dla akcji *i*, obliczona dla dnia *d*, w miesiącu *t*.

Jeśli parametr $\gamma_{i,t}$ przyjmuje wartości mniejsze od zera, to obrazuje powrót stopy zwrotu po zawarciu transakcji – jest to koszt płynności mierzony „powrotem" stopy zwrotu do stopy rynkowej. Miara płynności dla całego rynku utworzona jest jako średnia z miar płynności poszczególnych akcji w poszczególnym miesiącu. Badania nad istotnością problemu płynności kontynuowane są także na rynkach wschodzących. Omówienie tych analiz nastąpi w dalszej części rozdziału.

Najnowsze badania Famy i Frencha (2012) koncentrują się na wymienionych wcześniej czynnikach, jednak w kontekście globalnym. W pracy tej autorzy uwzględniają 23 rozwinięte rynki akcji z Europy, Ameryki Północnej oraz Azji. Zauważmy, że dobór krajów w badaniu jest specyficzny: są to rynki rozwinięte i zintegrowane w ramach przyjętego przez autorów podziału geograficznego. Badanie Famy i Frencha ma dwa główne cele: po pierwsze wykryć, jak dokładnie kapitalizacja, wartość księgowa oraz czynnik *momentum*[21] wpływają na średnie stopy zwrotu na najważniejszych rynkach rozwiniętych. Drugim celem jest stwierdzenie, czy modele dane równaniami (2.6) i (2.7), tj. trzyczynnikowy model Famy-Frencha i czteroczynnikowy model Carharta, opisują stopy zwrotu dla portfeli formowanych na podstawie kapitalizacji i wartości księgowej oraz kapitalizacji i efektu *momentum*. Metoda zastosowana w badaniu opiera się na artykule Famy i Frencha (1993), który z kolei wykorzystuje metodykę Blacka i in. (1972), opisaną w podrozdziale 2.1 niniejszej pracy. Główne wnioski z pracy Famy

21 Autorzy pomijają czynnik płynności sugerując, że aby czynnik ten mógł pomóc wyjaśnić badane przez nich zjawiska, małe spółki o wysokich wskaźnikach P/BV oraz małe spółki o najsłabszych przeszłych wynikach w strategii *momentum* musiałyby cechować się wyższą płynnością (bądź niższą wrażliwością na czynnik płynności) niż małe spółki o niskich wskaźnikach P/BV i małe spółki o najlepszych przeszłych wynikach w strategii *momentum*. Prace Pastora i Stambaugha (2003) oraz Acharya i Pedersena (2005) nie potwierdzają występowania takiej sytuacji.

i Frencha (2012) generalnie potwierdzają istnienie premii w średnich stopach zwrotu z akcji związanych z ponoszeniem ryzyka inwestycji w spółki o niskich wskaźnikach wartość księgowa/wartość rynkowa na wszystkich analizowanych rynkach. Premia związana z czynnikiem *momentum* nie występuje tylko w przypadku Japonii. Testy modeli opisanych równaniem (2.6) i (2.7), dla wszystkich rynków jednocześnie, weryfikują negatywnie[22] te modele (tzn. nie opisują one w sposób kompletny stóp zwrotu na rynku „globalnym" – stworzonym z akcji wszystkich analizowanych regionów). Autorzy zalecają model czteroczynnikowy do oceny portfeli globalnych, jak długo nie zawierają one spółek o najniższej kapitalizacji. Modele, bazujące na danych globalnych, są odrzucone, gdy użyte zostały do opisu portfeli regionalnych (tzn. tylko opartych na akcjach z danego regionu). Modele z danymi regionalnymi przeszły pozytywnie testy istotności dla portfeli zbudowanych na podstawie kryterium kapitalizacja – wartość księgowa/wartość rynkowa, jednak nie dla portfeli posortowanych według kryterium kapitalizacja – *momentum*.

Tabela 2.1. Wyniki badań nad premiami za czynniki rynkowe na rozwiniętym rynku kapitałowym w USA (w %)

Badanie	Okres	Zakres geograficzny	Premia rynkowa	Premia kapitalizacji	Premia wartości księgowej	Premia *momentum*	Premia płynności
Fama, MacBeth (1973)	1935–1968	USA	13,68 (w %)	–	–	–	–
Banz (1980)	1936–1975	USA	–	–0,62	–	–	–
Amihud, Mendelson (1986)	1961–1980	USA	nieistotna statystycznie	–	–	–	4,94
Fama, French (1992)	1963–1990	USA	nieistotna statystycznie	–1,32	4,20	–	–

22 Jeśli jednak z badania wykluczone zostaną mikrospółki o najmniejszej kapitalizacji, czteroczynnikowy model Carharta (1997) opisuje w sposób istotnie statystyczny średnie stopy zwrotu z globalnych portfeli opartych na kapitalizacji i wskaźniku wartość księgowa/wartość rynkowa oraz kapitalizacji i czynniku *momentum*.

Fama, French (1993)	1963–1990	USA	5,16	3,24	4,80	–	–
Fama, French (1996)	1963–1993	USA	5,94	4,93	6,33	–	–
Carhart (1997)	1962–1993	USA	nieistotna statystycznie	3,60	nieistotna statystycznie	4,56	–
Pastor, Stambaugh (2003)	1966–1999	USA	–	–	–	–	7,50
Fama, French (2012)	1991–2010	23 rozwinięte gospodarki światowe	7,92; 6,72; nieistotna; 10,32; 5,28	nieistotna statystycznie	3,96; 6,60; 5,76; 7,44; 5,40	7,68; 11,04; nieistotna; 8,28; 7,44	–

Objaśnienia: „–" oznacza, że premia nie została zaraportowana lub badana w danym artykule; wynik badania Famy, Frencha (2012) kolejno dla Ameryki Północnej, Europy, Japonii, Azji, wszystkich regionów; premia kapitalizacji w badaniach Banza (1980) oraz Fama, French (1992) przyjmuje wartości ujemne, gdyż obliczona jest względem zmiennej opisującej kapitalizację spółki, w pozostałych badaniach dotyczy ona różnicy w stopach zwrotu z portfeli spółek o najniższej i najwyższej kapitalizacji; premia płynności w badaniu Amihuda i Mendelsona (1986) obliczona jest względem logrytmu *spreadu*, a w badaniu Pastora i Stambaugha względem zaproponowanej przez nich miary wrażliwości na płynność rynkową („beta płynności"); premia *momentum* obliczona jest względem różnicy między stopą zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli akcji osiągających najlepsze i najgorsze wyniki z poprzedniego roku; premia wartości księgowej obliczona jest bezpośrednio względem logarytmu wskaźnika wartość księgowa/wartość rynkowa dla badania Famy i Frencha (1992), w pozostałych przypadkach – względem różnicy między stopami zwrotu z portfeli utworzo-

W tab. 2.1 podsumowano wyniki opisanych badań. Wszystkie wczesne badania nad zmiennymi rynkowymi dotyczyły rynku USA. Możemy zaobserwować, że ich wyniki są zgodne ze zdrowym rozsądkiem: premia rynkowa jest dodatnia, a większa wartość księgowa w stosunku do kapitalizacji przynosi przeciętnie wyższą średnią stopę zwrotu. Niższa płynność i niższa wartość rynkowa także powodują zwiększenie wymaganej przez inwestorów stopy zwrotu. Oznacza to, że za akcje o wysokiej płynności i wysokiej wartości rynkowej inwestorzy skłonni są płacić wyższą cenę, a przez to otrzymują oni niższą stopę zwrotu. Premia *momentum* wskazuje, że bardziej opłacalna jest strategia „podążania za trendem" (kupno zeszłorocznych „zwycięzców") niż strategia „kontrarian".

Tabela 2.2. Czynniki rynkowe w badaniach rynków kapitałowych

Publikacja	Główny czynniki analizowane w badaniu	Uwagi (rynek badania; zakres czasowy) i metodyka	Wnioski badania
1	2	3	4
Samarakoon (1999)	Płynność	Sri Lanka; Giełda w Colombo; konstrukcja miary płynności uwzględniającej efekt czasu oraz efekt cenowy. Efekt czasu określa miara *TI* = (liczba transakcji daną akcją w okresie *t* w stosunku do liczby transakcji wszystkimi akcjami wokresie *t*) × (liczba akcji spółki, które były przedmiotem obrotu w okresie *t* w stosunku do liczby wszystkich akcji będących przedmiotem obrotu w okresie *t*). Efekt cenowy określa miara *PV* = (średnia różnica między najwyższą a najniższą ceną w danym okresie) / (wartość obrotu akcjami spółki w okresie *t* podzielona przez liczbę akcji spółki, które były przedmiotem obrotu w okresie *t*. Względna miara płynności obliczona została jako: *TI/PV*.	Badanie obrazujące aplikację nowej miary płynności na jednym z rynków wschodzących.
Drew, Veeraraghavan (2002)	Czynniki z modelu FF	Malezja; 1992–1999; podejście portfelowe oparte na pracy FF (1993).	Spółki o niższej kapitalizacji oraz wysokiej wartości księgowej (relatywnie do wartości rynkowej) osiągają wyższe stopy zwrotu. Premia wielkości spółki oraz wartości księgowej są statystycznie istotne.
Chan, Faff (2005)	Płynność, czynniki z modelu FF	Australia; miesięczne stopy zwrotu; lata: 1990–1998; płynność mierzona jako liczba akcji spółki będących przedmiotem obrotu w stosunku do wszystkich wyemitowanych akcji danej spółki; grupowanie akcji w portfele	Wyniki wskazują, że model 4-czynnikowy, uwzględniający płynność nie zostaje odrzucony. Płynność jest więc istotnym czynnikiem w modelu wyceny akcji.

Acharya, Pedersen (2005)	Płynność, zmienne kontrolne z modelu FF	USA (NYSE, AMEX); 1962–1999; konstrukcja portfeli; miara braku płynności obliczona jest jako średnia dla miesiąca z ilorazu dziennych wartości bezwzględnych stóp zwrotu danej akcji przez dzienny wolumen obrotu (wyrażony pieniężnie) dla danej akcji. Miarę tę zdefiniował Amihud (2002).	Model CAPM wzbogacony o czynnik płynności wyjaśnia stopy zwrotu lepiej niż standardowy model CAPM.
Szyszka (2006)	Czynnik *momentum*	Polska; 1994–2005; szesnaście kombinacji strategii *momentum* – nabywania (sprzedawania) spółek o najwyższych (najniższych) stopach zwrotu z okresu 3, 6, 9 i 12 miesięcy wstecz (okresy utrzymywania akcji w portfelach były analogiczne).	Najlepsze rezultaty dała strategia tworzenia portfeli na podstawie danych historycznych z ostatnich 9 miesięcy i utrzymywania portfeli przez następne 3 miesiące. Badania potwierdzają efekt *momentum* na polskim rynku akcji.
Muga i in. (2007)	Czynnik *momentum*	Argentyna, Brazylia, Chile, Meksyk; 1994–2005; grupowanie akcji w portfele przy użyciu kryterium *momentum* – metodyka oparta na pracy Jegedesha i Titmana (1993).	Strategie *momentum* są zyskowne w badanych krajach. Portfele „zwycięzców" dominują stochastycznie nad portfelami „przegranych".
Rogers, Securato (2007)	Czynniki z modelu FF	Brazylia; 1995–2001; konstrukcja portfeli zgodnie z metodyką FF (1993) oraz Bornholta (2007).	Trzyczynnikowy model FF został pozytywnie zweryfikowany, jednakże czynnik reprezentujący wartość księgową do rynkowej jest nieistotny. Premia rynkowa oraz premia wielkości są statystycznie istotne.
Korajczyk, Sadka (2008)	Płynność, czynniki z modelu FF	USA (NYSE); 1983–2000; dane *intraday*; zastosowano analizę czynnikową dla ośmiu różnych miar płynności.	Otrzymany wspólny dla wszystkich miar czynnik płynności jest wyceniany w modelu uwzględniającym kapitalizację, wartość rynkową / wartość księgową oraz rynkowy parametr beta.

Tabela 2.2 (cd.)

1	2	3	4
Bundoo i in. (2008)	Czynniki z modelu FF oraz zmienne w czasie parametry beta	Mauritius; 1998–2004; podejście bazujące na konstrukcji portfeli względem kryterium kapitalizacji i wartości księgowej.	Model FF został pozytywnie zweryfikowany.
Fernandes i in. (2008)	Czynnik *momentum*, kontrola ryzyka systematycznego (parametr beta) oraz wielkości spółki.	Piętnaście gospodarek wschodzących (w tym Brazylia i Polska); lata: 1995–2005; podejście portfelowe, oparte na badaniach Jegedesha i Titmana (1993).	Czynnik *momentum* istotnie wpływa na stopy zwrotu dla 10 z 15 analizowanych krajów. Zarówno dla Polski, jak i Brazylii strategie *momentum* przynoszą istotne stopy zwrotu.
Urbański (2008)	Czynniki z modelu FF oraz ROE, przychody, zysk operacyjny, zysk netto, C/Z	Polska; 1995–2005; grupowanie akcji w portfele.	Model uwzględniający opracowany przez Urbańskiego funkcjonał FUN pozwala na lepszy opis stóp zwrotu z akcji niż model CAPM lub niezmodyfikowany model FF.
Matos, de Rocha (2009)	Czynniki z modelu Carharta	Brazylia; analizowano fundusze inwestycyjne w latach 1997–2006; podejście portfelowe.	Model CAPM ma najmniejszą zdolność wyjaśniania stóp zwrotu. Wykryto efekt wielkości spółki, pozostałe czynniki nie są istotne statystycznie.
Pan, Ming-Shiun (2010)	Czynnik *momentum* oraz czynniki z modelu FF	USA; lata 1941–2007; konstrukcja portfeli opartych na czynniku *momentum*.	Autorzy popierają wnioski z modeli behawioralnych wskazujące, że efekt *momentum* pojawia się, gdy krótkoterminowe stopy zwrotu są pozytywnie autoskorelowane dla krótkich długości opóźnień.
Lai i in. (2010)	Czynniki oparte na analizie technicznej z kontrolą efektu wielkości spółki	Tajwan; 1987–2008; zastosowanie różnych strategii wykorzystujących analizę techniczną w celu zbadania opisanych w pracy Kahnemana i Tversky'ego (1979) heurystyk jak efekt dyspozycji, kodowanie i efekt kotwicy.	Analiza techniczna generalnie nie przynosi lepszych rezultatów niż strategia „kup i trzymaj".

Voronkova, Lischewski (2010)	Czynniki z modelu FF + czynnik płynności	Polska; 1996–2009; grupowanie akcji w portfele.	Czynniki z modelu FF są wyceniane na polskim rynku kapitałowym, czynnik płynności odgrywa mniejszą rolę.
Borys, Zemcik (2011)	Czynniki z modelu FF	Czechy, Węgry, Polska, Słowacja; okres od 1993 (1994 dla Czech i 1996 dla Słowacji) do 2007; podejście portfelowe oparte na metodzie Famy i MacBetha (1973).	Model FF dla całego analizowanego regionu przewyższa analogiczne modele dla każdego z analizowanych krajów z osobna, ze względu na płytkość i niską kapitalizację rynków. Premie wielkości i wartości są istotne statystycznie, natomiast premia rynkowa nie jest statystycznie różna od zera.
Czapkiewicz, Skalna (2011)	Czynniki z modelu FF	Polska; 2002–2010; grupowanie akcji w portfele względem wielkości spółki oraz wartości księgowej do rynkowej.	W okresie hossy model FF dobrze opisuje zachowanie rynku akcji, jednakże w czasie bessy traci tę właściwość.
Machado, Medeiros (2012)	Płynność, czynniki z modelu FF	Brazylia; 1995–2008; pięć miar płynności: 1. indeks obrotu zdefiniowany jako liczba akcji, które są przedmiotem handlu w danym okresie podzielonym przez całkowitą wyemitowaną liczbę akcji, 2. wartość obrotu, 3. liczba transakcji, 4. iloczyn stosunku dni w których przeprowadzono co najmniej jedną transakcję daną akcją do całości dni oraz pierwiastka z iloczynu udziału liczby transakcji i wartości obrotu danej akcji w stosunku do całości akcji, 5. wystandaryzowany indeks obrotu.	Zarówno model CAPM jak i model FF nie wyjaśniają efektu płynności. Premia płynności jest statystycznie istotna.
Welc (2012)	Wielkość spółki	Polska; lata 1999–2011; konstrukcja portfeli opartych o cztery różne miary wielkości spółki.	Statystycznie istotna i negatywna zależność między stopą zwrotu a kapitalizacją.

Tabela 2.2 (cd)

1	2	3	4
Urbański (2012)	Czynniki z modelu FF oraz: ROE, przychody	Polska; lata 1996–2005; konstrukcja portfeli opartych o cztery różne miary wielkości spółki; budowa portfeli akcji.	Model FF może być użyteczny w opisie stóp zwrotu z polskiego rynku akcji.
Hodnett i in. (2012)	Wskaźniki rynkowe oraz płynności finansowej spółki, wzrost spółki, *momentum*, wielkość, prognozy analityków	Afryka Południowa, 1997–2007; grupowanie portfeli akcji, metodyka bazująca na podejściu Famy i MacBetha (1973).	Akcje spółek o wysokich wskaźnikach cena / wartość księgowa, wysokich dywidendach i wzroście zysku netto oraz o niskiej kapitalizacji, wyższych przeszłych krótkoterminowych stopach zwrotu przynoszą relatywnie wyższe stopy zwrotu.
Zaremba, Konieczka (2015)	Czynniki z modelu FF, rekomendacje analityków	Rynek polski, 2004–2013; tworzenie portfeli spółek, metodyka bazująca na modelach FF, Carharta oraz CAPM.	W zależności od konstrukcji portfela – istotność premii przy czynnikach HML (wysoki niski wskaźnik p/bv), WML, beta
Zaremba (2015)	Czynniki z modelu FF	Polska; lata 2001–2014; grupowanie portfeli akcji.	Istotna premia przy czynniku *momentum* oraz P/BV.

Źródło: opracowanie własne.

W tab. 2.2 omówione zostały pokrótce inne badania naukowe nad czynnikami rynkowymi, odgrywającymi istotną rolę w procesie generującym stopy zwrotu na rynku akcji, głównie na rynkach wschodzących.

2.2.2. Modele bazujące na czynnikach makroekonomicznych

Zainteresowanie czynnikami makroekonomicznymi, jako potencjalnymi zmiennymi opisującymi proces generujący stopy zwrotu z akcji, wzrosło znacznie w latach 70. XX w., kiedy Stephen Ross opracował teorię arbitrażu cenowego (APT). W przeciwieństwie do opisanych w sekcji 2.2.1 analiz opartych na czynnikach, które można zaklasyfikować do charakterystyk

spółek (wielkość, wskaźnik wartość księgowa/wartość rynkowa, różnica między kursem kupna i sprzedaży) badacze rozwijający modele z zakresu APT poszukują czynników opisujących stopy zwrotu z akcji, przeważnie wśród zmiennych makroekonomicznych. W tej części pracy opisane zostaną badania nad czynnikami makroekonomicznymi, przeprowadzone zarówno dla krajów rozwiniętych, jak i dla gospodarek rozwijających się.

Kluczowym zagadnieniem badań na polu teorii APT jest zdefiniowanie, jakie czynniki makroekonomiczne wpływają na stopy zwrotu z akcji. Naturalnymi kandydatkami są zmienne, które mogłyby wpływać bądź na przyszłe przepływy pieniężne, bądź bezpośrednio na koszt kapitału, użyty do zdyskontowania tych przepływów. Fama (1981) stwierdza, że realne stopy zwrotu z rynku akcji powiązane są z wydatkami, produkcją czy średnią realną stopą zwrotu z inwestycji. Ponadto inflacja jako potencjalna zmienna objaśniająca stopy zwrotu z akcji, traci zdolności wyjaśniające, gdy do modelu włączono zmienne opisujące realną aktywność gospodarczą oraz wzrost podaży pieniądza.

Chen (1983), porównując model CAPM oraz APT stwierdza, że ten drugi znacznie lepiej opisuje proces generujący stopy zwrotu z rynku akcji. Co więcej, Chen zbadał także wpływ efektu kapitalizacji oraz wartości księgowej na stopy zwrotu w kontekście czynników z modelu APT i stwierdził, że zmienne te tracą swoje właściwości objaśniające stopy zwrotu, gdy w równaniu regresji przekrojowej użyjemy parametrów otrzymanych z analizy czynnikowej.

W pracy Chen i in. (1986), opisanej przy okazji zagadnień metodologicznych (podrozdział 2.1), autorzy testują wpływ takich zmiennych makroekonomicznych, jak: produkcja przemysłowa, inflacja, premia za ryzyko (różnica stopy zwrotu z portfela obligacji o ratingu „Baa i poniżej" i stopy zwrotu z portfela długoterminowych obligacji rządowych), struktura czasowa stóp zwrotu (różnica między stopą zwrotu z portfela długoterminowych obligacji rządowych a stopa zwrotu z bonów skarbowych), indeksy rynkowe (stopa zwrotu z równoważonego indeksu NYSE, stopa zwrotu z ważonego kapitałowo indeksu NYSE), konsumpcja, ceny ropy naftowej. Wyniki Chena, Rolla i Rossa (CRR) nie potwierdzają istotności konsumpcji, cen ropy naftowej oraz indeksów rynkowych – pozostałe zmienne są jednak wyceniane w zaproponowanym przez nich modelu APT.

Cutler i in. (1989) stwierdzają, że produkcja przemysłowa jest istotnie i dodatnio powiązana ze stopami zwrotu z akcji w okresie 1926–1986, wskazują natomiast brak takiej istotności dla okresu 1946–1985. Autorzy nie potwierdzają hipotezy o istotnym wpływie inflacji, podaży pieniądza czy długoterminowych stóp procentowych na stopy zwrotu z rynku akcji.

W pracy Fama (1990) autor rozważa produkcję przemysłową jako zmienną mającą znaczny wpływ na przepływy pieniężne spółek. Dowodzi, że znaczną część (59%) zmienności stóp zwrotu z akcji można

wyjaśnić za pomocą zmienności produkcji przemysłowej. Stwierdza, że efekt tego oddziaływania jest rozłożony w czasie w ten sposób, że stopa zmiany produkcji przemysłowej z kilku przyszłych kwartałów wpływa na bieżącą stopę zwrotu z akcji z danego kwartału.

W pracy Balduzzi i in. (2001) autorzy analizują wpływ odchyleń od oczekiwań rynkowych publikowanych danych makroekonomicznych na stopy zwrotu osiągane z obligacji rządu USA. Stwierdzają, że niektóre ze zmiennych makroekonomicznych istotnie oddziałują na ceny obligacji. Okazało się także, że siła i istotność tej zależności zależy od okresu zapadalności analizowanego instrumentu dłużnego, np. produkcja przemysłowa oddziałuje tylko na obligacje 10-letnie, natomiast wskaźnik inflacji producenta – na wszystkie analizowane instrumenty, czyli obligacje 2-, 10-, 30-letnie oraz bony skarbowe.

Inni badacze rynku akcji często wykorzystują modele klasy ARCH lub GARCH do analizy mającej wyjaśnić, czy istnieje (jeśli tak, to jaki jest) kierunek i siła badanej zależności. Jednym z przykładów takiego badania może być artykuł Flannerego i Protopapadakisa (2002), którego autorzy przebadali siedemnaście zmiennych makrogospodarczych dla lat 1980–1996 na rynku amerykańskim. Wnioski płynące z tego badnia potwierdzają hipotezę, że zmienne makroekonomiczne oddziałują na rynkowe stopy zwrotu oraz wariancję tych stóp. Innym przykładem użycia modeli klasy GARH jest praca Fiszedera (2009).

Boyd i in. (2005), podobnie jak McQueen i Roley (1993), również poruszają problem niestabilności parametrów modelu w czasie. Podczas analizy stóp zwrotu z indeksu SP 500 w latach 1948–1995 zbadali wpływ nieoczekiwanych zmian stopy bezrobocia na wspomniany indeks. Badacze ci doszli do wniosków, że nieoczekiwanie wysokie bezrobocie powoduje wzrost cen akcji podczas fazy ożywienia gospodarczego, natomiast obniżaceny akcji podczas spadkowej części cyklu. Zachowanie takie tłumaczone jest różnym oddziaływaniem spadków stóp procentowych oraz zysków spółek (przewidywanych przez wysokie bezrobocie) na rynki akcji w różnych momentach cyklu.

W artykule Shankena i Weinsteina (2006) została zrewidowana metodologia i wnioski płynące z wcześniej omawianej pracy Chena, Rolla i Rossa. Shanken i Weinstein w swoim badaniu stwierdzają, że po zastosowaniu innej metodologii, dla tego samego okresu i rodzaju danych, czynniki przedstawione przez Chana, Rolla i Rossa, poza stopą wzrostu produkcji przemysłowej, nie są istotne statystycznie. Autorzy ci wskazują natomiast, że wprowadzenie do modelu szeregu stóp zwrotu z portfela rynkowego poprawia jego jakość, a czynnik ten jest statystycznie istotny.

W tab. 2.3 zaprezentowane zostały badania opisujące czynniki makroekonomiczne oraz ich znaczenie w wyjaśnianiu stóp zwrotu z rynku akcji, głównie na rynkach wschodzących.

Tabela 2.3. Badania koncentrujące się głównie na czynnikach makroekonomicznych wpływających na rynki giełdowe

Publikacja	Czynniki makroekonomiczne istotnie oddziałujące na stopy zwrotu	Uwagi (badany rynek, zakres czasowy badania)
1	2	3
Ibrahim, Mansor (1999)	Inflacja mierzona indeksem cen konsumenta, zagregowana wielkość kredytów oraz oficjalne rezerwy banku centralnego mają istotny wpływ na stopy zwrotu z rynku akcji.	Malezja; 1977–1996.
Muradoglu i in. (2000)	Dla części badanych krajów inflacja, produkcja przemysłowa, kurs walutowy i poziom stóp procentowych są statystycznie istotne w objaśnianiu stóp zwrotu z rynku akcji.	Dziewiętnaście rynków wschodzących (w tym Brazylia) w latach 1976–1997.
Flannery, Protopapadakis (2002)	Zmienne nominalne: CPI, PPI, podaż pieniądza oraz zmienne realne (bilans handlowy, zatrudnienie, liczba nowych inwestycji na rynku nieruchomości) mają zdolności objaśniające stopy zwrotu z rynku akcji. Produkcja przemysłowa oraz ogłoszenia o PKB nie wykazują wpływu na rynek akcji.	Rynek amerykański; lata 1980–1996. Zbadano warunkowy wpływ zmiennych makro ekonomicznych na stopy zwrotu z rynku akcji.
Fernández-Serrano, Sosvilla-Rivero (2002)	Badanie współzależności między rynkami Ameryki Łacińskiej a rynkiem USA; autorzy stwierdzają, że czynniki zewnętrzne w postaci indeksów z rynku USA oddziałują na stopy zwrotu w większości badanych rynków.	Rynki Ameryki Łacińskiej (Argentyna, Brazylia, Chile, Meksyk, Peru, Wenezuela); lata:1995–2002.
Fifield i in. (2002)	PKB, inflacja, podaż pieniądza, stopy procentowe, światowa produkcja przemysłowa oraz światowa inflacja wyjaśniają wahania osiąganych stóp zwrotu z rynków akcji.	Trzynaście rynków *emerging* (nie uwzględniono Polski i Brazylii) w okresie 1987–1996.
Cooper i in. (2004)	Autorzy stwierdzają, że rentowność strategii *momentum* zależy od stanu aktywności gospodarczej jednakże efekt *momentum* nie da się wyjaśnić za pomocą modelu opartego o zmienne makroekonomiczne.	Rynek amerykański w latach 1926 do 1995.

Tabela 2.3 (cd.)

1	2	3
Nikkinen i in. (2006)	Wyniki wskazują, że zmienne makroekonomiczne wpływają na stopy zwrotu z akcji w krajach rozwiniętych, jednak nie oddziałują na rynki giełdowe w gospodarkach postkomunistycznych. Zmienne istotne dla krajów rozwiniętych to: CPI, indeks kosztów zatrudnienia, sytuacja na rynku pracy, indeks koniunktury w przemyśle (NAPM). Dla krajów Ameryki Łacińskiej: tylko indeks NAPM (przy poziomie istotności 10%); dla krajów Europy Środkowowschodniej: indeks NAPM dla usług.	Przebadano 35 rynków akcji, włączając w to także rynki wschodzące (w tym Polskę i Brazylię). Analizowano okres między 1995 a 2002.
Patra, Poshakwale (2006)	Inflacja, podaż pieniądza oraz wolumen obrotów wpływają na stopy zwrotu z akcji.	Rynek Grecji w okresie 1990–1999.
Hanousek i in. (2009)	Autorzy stwierdzają, że w przypadku Czech i Węgier istnieje zależność między ogłaszanymi na świecie danymi makroekonomicznymi a stopami zwrotu z rynków akcji, jednakże w przypadku Polski zależność ta nie jest statystycznie istotna. Struktura instytucjonalna rynku (udział inwestorów zagranicznych) ma istotny wpływ na istnienie zależności między ogłoszeniami makroekonomicznymi a stopami zwrotu.	Badania dotyczą indeksów z Węgier, Czech i Polski; analizowany okres to lata 2003 do 2006; dane typu *intraday*.
Prządo, Schabek (2009)	Przeprowadzono analizę wpływu zmiennych makroekonomicznych z rynku amerykańskiego na stopy-zwrotu z indeksu WIG 20. Zmienne z rynku amerykańskiego: zmiana stanu pracowników sektora pozarolniczego, produkt krajowy brutto, wskaźnik ufności konsumenckiej, sprzedaż nowych domów, wskaźnik aktywności gospodarczej w sektorze pozaprodukcyjnym oraz liczba pozwoleń na budowę zwiększają wariancję stóp zwrotu z indeksu WIG 20.	Polska; lata 2007–2009. Analizując stopy zwrotu o 1-min. interwale sprawdzono czy w momencie ogłaszania-komunikatów makroekonom. w USA następuje reakcja w postaci wzrostu zmienności stóp zwrotu z indeksu WIG 20.

Garza-García, Vera-Juárez (2010)	Analiza wpływu zmiennych makroekonomicznych z USA i Chin na rynki akcji w Ameryce Południowej. Indeks produkcji przemysłowej USA wpływa pozytywnie na rynki w Chile i Meksyku a negatywnie w Brazylii. Analogiczny indeks produkcji dla Chin wpływa statystycznie istotnie i pozytywnie tylko na rynek w Meksyku. Stopy procentowe w USA i Chinach oddziałują pozytywnie (negatywnie) na rynki (rynek) Brazylii i Chile (Meksyku).	Indeksy rynkowe Brazylii, Chile i Meksyku; lata: 2000–2009.
Yartey (2010)	Poziom PKB, inwestycje brutto, stosunek kredytów bankowych do PKB, inwestycje bezpośrednie zagraniczne w stosunku do PKB, wartość obrotów w odniesieniu do PKB są ważnymi determinantami rozwoju rynków akcyjnych.	42 *emerging markets* (w tym Polska i Brazylia) w latach 1990–2004.
Lyócsa i in. (2011)	Indeksy rynków akcji w Polsce i Czechach mają zdolności predykcyjne względem miar aktywności gospodarczej (PKB, produkcja przemysłowa). Rezultaty dla Węgier i Słowacji nie potwierdzają tej zależności.	Polska, Czechy, Węgry i Słowacja w latach 1996–2009.
Hsing, Hsieh (2012)	Wzrost produkcji przemysłowej, realnego PKB oraz niemieckiego indeksu akcji pozytywnie oddziałują na polski rynek akcji. Stosunek długu publicznego do PKB, realne st. proc., nominalny efektywny kurs walutowy, oczekiwana stopa inflacji, rentowność obligacji strefiy euro charakteryzują się negatywnym oddziaływaniem.	Rynek polski, lata: 2000–2010.
Narayan i in. (2014)	Procentowy udział nadwyżki lub deficytu budżetowego w PKB, rach. bież. jako udział eksportu, rach. bież. jako udział PKB, odsetki od długu jako % PKB, stabilność kursu walut, dług zewnętrzny, wzrost PKB, inflacja, międzynarodowa płynność netto, PKB *per capita*. Zmienne użyte w analizie głównych składowych (PCA).	18 rynków wschodzących; najdłuższy badany okres: 1987–2011. Uzyskany w PCA czynnik istotny jest dla 7 krajów (w tym Brazylii).

Źródło: opracowanie własne.

2.3. Wybrane modele uwzględniające sentyment inwestorów

W finansach behawioralnych ważnym wskaźnikiem opisującym zachowanie inwestorów jest ich sentyment. Sentyment inwestorów możemy ogólnie zdefiniować jako skłonność do spekulacji (podejmowania nadmiernego ryzyka) oraz system oczekiwań co do wartości przyszłej akcji, nie powiązane z czynnikami fundamentalnymi i makroekonomicznymi, np. Baker i Wurgler (2007). Aby sentyment mógł być czynnikiem wycenianym na rynku akcji, musi spełniać następujące warunki:

1. Musi wpływać systematycznie, jednoznacznie i istotnie na prawie wszystkie akcje.
2. Nie może zostać wyeliminowany poprzez arbitraż.

O tym, czy sentyment jest potencjalnym czynnikiem wycenianym przez rynek, dowiemy się, weryfikując empirycznie wpływ miar sentymentu na stopy zwrotu z akcji. Najpierw jednak należy zapoznać się z dorobkiem innych naukowców, zajmujących się badaniem tego problemu. Umożliwi to zwięzły przegląd literatury dotyczącej analizowanego zagadnienia.

W pracy *Investor Sentiment in the Stock Market* Baker i Wurgler (2007) rozważają teoretyczne efekty wpływu sentymentu inwestorów na rynek akcji. Opisują rynek składający się z dwóch rodzajów inwestorów: irracjonalnych, ulegających sentymentowi oraz racjonalnych arbitrażystów. Jeśli istnieją granice arbitrażu, ceny akcji ustalane na tym rynku przez obie grupy inwestorów nie zawsze odzwierciedlają wartość fundamentalną. W takim przypadku nierównowaga cenowa powstaje z dwóch powodów: zmiany sentymentu inwestorów nieracjonalnych oraz ograniczeń w przeprowadzeniu arbitrażu. Autorzy rozważają trzy przypadki:

1. Stopień trudności działań arbitrażowych jest podobny dla wszystkich akcji, natomiast wpływ sentymentu na dane akcje jest różny.
2. Stopień trudności działań arbitrażowych jest różny dla każdej z akcji oraz wpływ sentymentu na wszystkie akcje jest podobny.
3. Zarówno stopień trudności działań arbitrażowych, jak i wpływ sentymentu na akcje jest różny dla każdej z akcji.

W przypadku pierwszym spółki możemy podzielić na bardziej i mniej spekulacyjne. Spółki podatne na sentyment inwestorów, według autorów, charakteryzują się trudnością i dużą dozą subiektywności w wycenie wartości. Przykładowo, mogą to być spółki młode, nieprzynoszące zysku, ale z dużym potencjałem zysku w przyszłości, niewypłacające dywidendy itd. Jeżeli skłonność do spekulacji inwestorów zwiększy się, spółki takie będą reagować na te zmiany z większą wrażliwością.

W przypadku drugim sentyment oddziałuje na wszystkie spółki z podobną siłą, natomiast możliwości przeprowadzenia arbitrażu różnią się w zależności od akcji. Do przyczyn zróżnicowania zdolności do wykonania arbitrażu możemy zaliczyć: wielkość spółki, brak wypłacania dywidendy, trudności w wycenie spółki: szybko zmieniające się dochody, brak rentowności etc. Zauważmy, że czynniki te są podobne jak wyżej.

W przypadku trzecim oba analizowane czynniki oddziałują na dane spółki z różną siłą. Według autorów badania, wariant ten wydaje się najbliższy rzeczywistości. Stwierdzają, że spółki najbardziej wrażliwe na sentyment będą charakteryzowały się niską kapitalizacją, zwiększoną zmiennością cen, brakiem wypłat dywidendy, zaliczeniem do „spółek wzrostowych", skomplikowaną wyceną, etc. Przyczyną znacznej zależności od sentymentu będzie nie tylko „spekulacyjny" charakter spółki, lecz także trudność w przeprowadzeniu arbitrażu – ten sam zestaw charakterystyk (wymienionych wyżej) będzie istotny w kształtowaniu się obu determinant wrażliwości na sentyment. W dalszej części badań skonstruowany został indeks sentymentu na podstawie kilku wybranych zmiennych, mogących uchwycić zmiany sentymentu inwestorów. Następnie Baker i Wurgler badają, czy stopy zwrotu z akcji spółek o opisanych charakterystykach, tj. spółek „spekulacyjnych i trudnych do arbitrażu" (to, czy spółki należą do tej grupy, autorzy stwierdzają na podstawie wariancji stóp zwrotu danych spółek), można wyjaśnić za pomocą indeksu sentymentu i czy „beta sentymentu" zależna jest od omówionych charakterystyk. Zaprezentowane wyniki świadczą o istnieniu zależności między stopami zwrotu portfeli, skonstruowanych przez autorów, a indeksem sentymentu (regresje ze zmienną kontrolną w postaci indeksu rynkowego). Ich zdaniem, „bety sentymentalne" rosną (maleją) wraz ze wzrostem (spadkiem) poziomu „spekulacyjności" spółki oraz „trudności w przeprowadzeniu arbitrażu".

Kolejny artykuł Bakera i Wurglera (2006) przedstawia badania dotyczące zależności między sentymentem rynkowym a stopami zwrotu z akcji w kontekście regresji przekrojowej. Autorzy stwierdzają, że nieprawidłowa wycena akcji jest wynikiem dwóch czynników: działań irracjonalnych inwestorów oraz granic arbitrażu. Istotne jest przeanalizowanie tych dwóch czynników oddzielnie.

Po pierwsze, jeżeli zdefiniujemy sentyment inwestorów jako (zmienny) poziom skłonności do spekulacji, to powinniśmy zastanowić się, dlaczego niektóre spółki są bardziej podatne na zmiany tej skłonności niż inne[23]. Baker i Wurgler twierdzą, że cecha decydująca o wrażliwości na tak zdefiniowany sentyment, to subiektywność wyceny spółki. Przykładem może tu być młoda spółka o krótkiej historii finansowej, mająca nie-

23 Opisujemy więc sytuację, gdy spółki reagują na tę samą zmianę sentymentu w różny sposób.

wiele łatwych w wycenie aktywów trwałych, nieprzynosząca zysków, ale z możliwym dużym potencjałem do ich osiągnięcia w przyszłości. Akcjom takiej spółki inwestorzy mogą przyporządkowywać wyceny o bardzo różnych poziomach w zależności od swoich sentymentów. Co więcej, każdy z uczestników rynku akcji może swoją decyzję uzasadnić w przekonujący sposób – zarówno, jeśli chodzi o wysoką, jak i niską wycenę. Widzimy więc, jak skłonność do spekulacji może wpływać na decyzje inwestorów. Przeanalizujemy sposób, w jaki inwestorzy podlegający wpływom sentymentu wybierają akcje. Zdaniem Bakera i Wurglera, wybór ten opiera się na zestawie charakterystyk spółki, pasującym do sentymentu inwestorów. Przykładowo, inwestor o wysokim poziomie sentymentu, zdefiniowanym jako skłonność do spekulacji, wybierze do swojego portfela spółki „spekulacyjne", tj. mające takie cechy, jak: brak dywidend, wysoki potencjał zysków, krótka historia notowań itp. Z kolei inwestor o niskim poziomie sentymentu będzie zainteresowany spółkami stabilnymi, płacącymi dywidendę, o dużych, dających się łatwo wycenić aktywach trwałych, z długą historią finansową itp. Taki sposób wyboru aktywów może lepiej opisywać rzeczywiste decyzje inwestorów, niż zaproponowane w finansach klasycznych podejście, oparte na średniej i wariancji stóp zwrotu.

Po drugie, jeśli zdefiniujemy sentyment jako ogólny nastrój (pesymizm lub optymizm) względem całego rynku akcji – różnice między różną reakcją na zmianę poziomu sentymentu poszczególnych akcji mogą zostać wyjaśnione przez różnice dotyczące możliwości przeprowadzenia efektywnego arbitrażu dla poszczególnych spółek[24]. Cytując za Bakerem i Wurglerem: poziom ryzyka specyficznego (Wurgler, Zhuravskaya, 2002), ograniczenia w krótkiej sprzedaży (Geczy i in., 2002; Jones, Lamont 2002; Duffie i in., 2002) czy niska płynność (Brunnermeier, Pedersen, 2005) mogą powodować poważne trudności w przeprowadzeniu arbitrażu.

Zauważmy, że w obu opisanych przypadkach, ten sam zestaw charakterystyk spółek powoduje trudność zarówno w wycenie akcji, jak i w przeprowadzeniu arbitrażu. Co więcej, oba przedstawione sposoby myślenia o sentymencie uzupełniają i wzmacniają się nawzajem[25], a ich empiryczny wpływ na ceny akcji jest trudny do rozróżnienia, m.in. dlatego, że spółki o cechach „spekulacyjnych" są jednocześnie spółkami, na których trudno jest przeprowadzić arbitraż.

---

24 Gdyby ogólny sentyment względem rynku akcji oddziaływał na każdą akcję w taki sam sposób, nie miałoby sensu uwzględnienie sentymentu jako czynnika w modelu regresji przekrojowej stóp zwrotu z akcji.

25 Jeżeli różni inwestorzy będą mieć silne przekonanie o danych poziomach wycen, ale wyceny te będą się znacznie od siebie różniły, spowoduje to dodatkowe ryzyko dla potencjalnych arbitrażystów, zwiększając zarówno poziom „spekulacyjności" spółki (postrzegania danego waloru jako spekulacyjnego – przez inwestora podlegającego wpływom sentymentu), jak i trudność przeprowadzenia na niej arbitrażu.

Prześledźmy, w jaki sposób Baker i Wurgler sprawdzają swoją hipotezę o istotnym znaczeniu sentymentu w regresji przekrojowej stóp zwrotu z akcji. Rozważają oni następujące równanie:

$$E_{t-1}(R_{i,t}) = a_0 + a_1 S_{t-1} + b_1 \times X_{i,t-1} + b_2 \times S_{i,t-1} \times X_{i,t-1} \tag{2.9}$$

gdzie:
i – oznacza daną spółkę;
t – czas;
X – wektor charakterystyk (cech) danej spółki;
S – przybliżenie sentymentu rynkowego;
$R_{i,t}$ – stopa zwrotu z akcji i w czasie t;
$E()$ – operator wartości oczekiwanej.

Parametr a_1 opisuje generalny wpływ sentymentu na stopy zwrotu, a wektor b_1– ogólny wpływ analizowanych charakterystyk spółek na stopy zwrotu. Parametr b_2 wskazuje, czy istnieją warunkowe zależności między sentymentem a badanymi charakterystykami spółek.

Baker i Wurgler analizują następujące charakterystyki spółek, potencjalnie istotne w badaniu sentymentu:

1. Kapitalizacja [ME].
2. Wiek spółki (zdefiniowany jako liczba lat od momentu, kiedy spółka została wprowadzona do bazy danych CRSP[26])[Age].
3. Czynnik *momentum* – skumulowana 11-miesięczna stopa zwrotu z okresu od 12 do 2 miesięcy przed okresem, w którym obliczono objaśnianą stopę zwrotu [UMD].
4. Odchylenie standardowe stóp zwrotu z 12 miesięcy przed okresem, w którym obliczono objaśnianą stopę zwrotu. Wcześniejsze badania autorów wskazują, że jest to zmienna, będąca dobrym przybliżeniem trudności w wycenie i przeprowadzaniu arbitrażu dla danej spółki [δ].
5. Wskaźnik zysk/wartość księgowa (0 dla strat) [E].
6. Zmienna zero-jedynkowa (1 = spółka osiąga zysk netto).
7. Wskaźnik dywidenda/wartość księgowa [D].
8. Zmienna zero-jedynkowa (1 = spółka wypłaca dywidendę).
9. Aktywa trwałe/aktywa ogółem [PPE/A].
10. Wydatki na badania i rozwój/aktywa ogółem [RD/A].
11. Wartość księgowa/wartość rynkowa [BE/ME].
12. Finansowanie zewnętrzne (zdefiniowane jako zmiana aktywów – zmiana zysków zatrzymanych)/aktywa ogółem – [EF/A].
13. Wzrost sprzedaży [GS].

26 CRSP – *The Center for Research in Security Prices*, główna baza danych, wykorzystywana w badaniach amerykańskiego rynku akcji.

Indeks sentymentu w badaniu Bakera i Wurglera został stworzony na podstawie sześciu zmiennych, będących pewnymi przybliżeniami nieobserwowalnego wskaźnika sentymentu:

1. Dyskonto zamkniętych funduszy inwestycyjnych.
2. Obrót akcji na giełdzie nowojorskiej[27].
3. Liczba pierwszych ofert publicznych (IPO).
4. Średnia stopa zwrotu z pierwszego dnia notowania IPO.
5. Udział akcji w całości pozyskiwanego kapitału – emisja akcji brutto/(emisja akcji brutto + emisja brutto długu).
6. Premia dywidendy – logarytm różnicy między średnim wskaźnikiem wartość rynkowa/wartość księgowa dla spółek wypłacających i niewypłacających dywidendy.

Zmienne te zastosowano w analizie głównych składowych (ang. *Principal Component Analysis* – PCA), aby wyodrębnić wspólny czynnik spośród sześciu opisanych miar sentymentu[28]. Następnie dokonano regresji postaci:

$$R_{X,it=high,t} - R_{X,it=low,t} = c + d \times SENTIMENT_{t-1} + \beta \times RMKT_t + s \times SMB_t + \\ + h \times HML_t + m \times UMD_t u_{it} \tag{2.10}$$

gdzie:

$R_{X,it=high,t} - R_{X,it=low,t}$ – symbolizuje różnice stóp zwrotu między dwoma portfelami skonstruowanymi na podstawie wymienionych wcześniej charakterystyk spółki, z których każda zawiera spółki o odpowiednio najwyższych i najniższych wartościach danej cechy[29] (kapitalizacja, wiek spółki itd.);

SENTIMENT – to indeks sentymentu opóźniony o jeden okres;

RMKT – to nadwyżkowa (nad stopą wolną od ryzyka) stopa zwrotu z ważonego kapitalizacją indeksu rynkowego;

SMB – stopa zwrotu z portfeli małych i dużych spółek;

HML – służy wyodrębnieniu wpływu wskaźnika wartość rynkowa/wartość księgowa[30];

UMD – stopa zwrotu z portfeli „wysokiego *momentum*" minus stopa zwrotu z portfeli „niskiego *momentum*"[31].

---

27 Dokładnie: logarytm obrotu, z którego usunięto pięcioletni trend za pomocą średniej kroczącej.

28 Dokładny opis konstrukcji indeksu sentymentu za pomocą PCA możemy znaleźć w: Baker, Wurgel (2006) oraz Brown, Cliff (2004).

29 Dana zmienna nie występuje po prawej stronie równania, gdy jest ona jednocześnie zmienną objaśnianą (np. kapitalizacja, wartość rynkowa/wartość księgowa).

30 SMB, HML – zgodnie z opisaną wcześniej metodologią Famy i Frencha (1993).

31 Czyli kolejno portfeli o wysokich i niskich stopach zwrotu z okresu od 12 do 2 miesięcy przed okresem *t*.

Szacunki parametru *d* z regresji (2.10) z kontrolą wpływu RMKT, SMB, HML i UMD, są istotne dla portfeli zbudowanych na podstawie zmiennych: ME[32], Age, δ, E, D, EF/A[33], GS. Wyniki nie są jednak jednoznaczne, np. gdy zastosowano zmienne kontrolne: RMKT, SMB, HML i UMD – czynnik sentymentu w dobry sposób opisuje zachowanie się stóp zwrotu z różnych portfeli, jednak dla kluczowych zmiennych z trzyczynnikowego modelu FF, tj. BE/ME oraz ME jest nieistotny statystycznie przy poziomie istotności 0,05. Wyjaśnieniem tego faktu może być to, że zmienna BE/ME ma wielowymiarowy charakter: jej wysokie wartości mogą oznaczać problemy finansowe i zagrożenie upadłością, niskie wartości – duże możliwości wzrostu wartości akcji. Poza tym wskaźnik BE/ME, częściowo kształtowany przez ceny akcji, uwzględnia wszelkie nieracjonalne wyceny akcji, ale także racjonalne oczekiwania co do ich przyszłej wartości. Baker i Wurgler mają ten efekt na uwadze i wykazują, że sentyment jest istotny, gdy wielowymiarowy efekt zmiennych BE/ME oraz GS zostanie odseparowany. Generalnie wnioski płynące z badania BW potwierdzają zdolność wskaźnika sentymentu do warunkowania przyszłych stóp zwrotu z akcji. Gdy poziom sentymentu jest niski, spółki charakteryzujące się „młodym wiekiem", niską kapitalizacją, brakiem zysków oraz wypłat dywidendy, wysoką zmiennością stóp zwrotu, niskim wskaźnikiem ME/BE oraz wysokim wzrostem sprzedaży osiągają w następnym okresie względnie ponadprzeciętne stopy zwrotu[34].

W artykule Feldmana (2010) testowano inną miarę sentymentu – indeks postrzeganej straty (ang. *Perceived Loss Index* – PLI). Podbudowę teoretyczną do konstrukcji tego indeksu dają dwa wnioski płynące z teorii finansów behawioralnych, opisanej w *Prospect Theory* (Kahneman, Tversky, 1979). Po pierwsze, inwestorzy charakteryzują się awersją do strat – oznacza to, że są oni bardziej podatni na wpływ strat, aniżeli zysków. Kiedy inwestor ponosi straty, jest pesymistycznie nastawiony do przyszłych inwestycji, z kolei zysk zmniejsza pesymizm inwestorów. Drugi wniosek dotyczy przywiązywania większej wagi do strat bieżących – inwestorzy pamiętają straty bieżące, zapominają natomiast o tych z przeszłości. Miara sentymentu, analizowana przez Feldmana, jest tworzona w pięciu kolejnych krokach:

1. Obliczane są tygodniowe stopy zwrotu dla każdego z analizowanych funduszy inwestycyjnych.
2. Dodatnie stopy zwrotu ustalane są na zero.

32 Dla ME i Age na poziomie istotności = 10%, dla pozostałych 5%.

33 Dla EF/A oraz GS tylko dla regresji, w których zmienna objaśniana została skonstruowana na podstawie różnic stóp między portfelami typu *High-Medium* oraz *Medium-Low*.

34 Czyli są względnie niedowartościowane. Przeciwny wniosek dotyczy spółek o dokładnie odmiennych charakterystykach.

3. Obliczane są wartości bezwzględne z ujemnych stóp zwrotu.
4. Obliczana jest średnia wykładnicza z tak zmodyfikowanych danych (okres półtrwania wynosi 1 rok, co oznacza, że straty starsze niż 2 lata nie są używane w kalkulacji) – dla każdego z funduszy.
5. Obliczana jest średnia ważona z tak uzyskanych średnich wykładniczych, gdzie wagami są aktywa poszczególnych funduszy. Tak obliczona średnia tworzy indeks PLI.

Skonstruowana w ten sposób miara sentymentu została użyta w badaniu Feldmana. Wnioski, do jakich autor opisywanego artykułu dochodzi, są następujące: po pierwsze, indeks PLI nie wpływa statystycznie istotnie na poprawę jakości modelu trzyczynnikowego Famy-Frencha. Po drugie, analizowany indeks może zostać użyty w przewidywaniu przyszłych stop zwrotu w jedno- i dwuletnim horyzoncie czasowym. Po trzecie, wartości PLI są niższe dla spółek o niższych wskaźnikach C/WK, co zgodnie z teorią perspektywy powinno skutkować wyższymi stopami zwrotu – potwierdza to sytuacja obserwowana na rynku. Autor sugeruje więc wyjaśnienie tego zjawiska właśnie poprzez różnice w nastroju inwestorów, mierzone indeksem PLI.

Zagadnienia związane z sentymentem, ale nie indywidualnych inwestorów, lecz analityków rynku akcji przedstawione zostały w artykule Qian (2009). Autor formułuje następującą hipotezę badawczą: sentyment analityków giełdowych jest pozytywnie powiązany z sentymentem inwestorów indywidualnych. Miara sentymentu analityków oparta jest na błędzie prognozy analityków dotyczącej zysków spółek, natomiast miara sentymentu inwestorów niebędących profesjonalistami – to proporcja (zwana z ang. *put-call ratio*) między zakupionymi opcjami *put* a opcjami *call*, raportowana przez giełdę w Chicago[35]. Qian uważa, że na optymizm (i rekomendacje) analityków wpływają dwa czynniki: pierwszy, związany z wynagrodzeniem i prowizjami otrzymywanymi w związku ze zwiększonym obrotem (będącym skutkiem pozytywnych rekomendacji) i drugi, związany z reputacją danego analityka. Ogólny sentyment analityków jest wypadkową tych dwóch przeciwstawnych czynników: gdy czynnik wynagrodzenia dominuje – poziom sentymentu analityków jest wyższy, gdy dominuje czynnik reputacji – poziom ten jest niższy. Qian sądzi, że wagi, jakie przypisane są obu czynnikom, zależą od ogólnego sentymentu inwestorów indywidualnych. Analitycy naśladują i śledzą optymizm inwestorów – gdy ten jest wysoki, mniejszą wagę przywiązują do reputacji, gdyż rynek jako całość jest zbyt optymistyczny. Z kolei gdy poziom sentymentu inwestorów indywidualnych jest niski – analitycy

35 Qian wyodrębnił także *put-call ratio* na indeks SP 100 jako miarę sentymentu profesjonalnych inwestorów.

mają i tak mniejsze możliwości uzyskania dodatkowego wynagrodzenia, więc przywiązują większą wagę do reputacji. Rekomendacje analityków mogą więc być dodatkowym źródłem zwiększającym przewartościowanie (gdy poziom sentymentu inwestorów jest wysoki) i niedowartościowanie (hossa wywołana pozytywnym sentymentem) instrumentów finansowych.

Tabela 2.4. Badania koncentrujące się głównie na czynnikach behawioralnych wpływających na rynki giełdowe

Publikacja	Zmienne mające potencjalny wpływ na sentyment inwersorów/miara sentymentu	Tematyka badania/wyniki/uwagi
1	2	3
Ankiety badające bezpośrednio sentyment inwestorów		
Brown, Cliff (2005), Qiu, Welch (2006), Lemmon, Portniaguina (2006), Fisher, Statman (2000, 2003), Charoenrook (2003), Ferrer i in. (2016).	Indeks nastroju konsumentów Conference Board (*Index of Consumer Confidence Survey by Conference Board*); Indeks nastroju konsumentów Uniwersytetu Michigan (*Consumer Confidence Index Survey*); Ankiety Amerykańskiego Stowarzyszenia Inwestorów Indywidualnych (*The American Association of Individual Investors*); Ankieta autorów newsletterów Investors Intelligence Survey; Ankieta Merrill Lynch Survey.	Ankiety przeprowadzane przez różne instytucje statystyczne, rządowe czy stowarzyszenia inwestorów korelują ze zmianami stóp zwrotu oraz mogą posłużyć do przewidywania przyszłych stóp zwrotu.
Nastrój inwestorów (pozytywne i negatywne emocje)		
Kamstra i in. (2003)	Miara oparta na zjawiskach pogodowych (ilość słońca, długość dnia, temperatura, zachmurzenie).	Stopy zwrotu są przeciętnie niższe w czasie jesieni i zimy co można tłumaczyć efektem choroby afektywnej sezonowej – SAD (ang. *Seasonal Affective Disorder*).
Edmans, Garcia, Oyvind(2007)	Wyniki wydarzeń sportowych.	Wyniki międzynarodowych meczy piłkarskich przewidują niższe stopy zwrotu w dniu następnym w krajach, których drużyny przegrały.
Handel przeprowadzany przez inwestorów indywidualnych		
Greenwood, Nagel (2006)	–	Stwierdzono, że młodsi inwestorzy częściej niż starsi kupowali akcje na szczycie „bańki internetowej”, co mogło przyczynić się do tak drastycznych wycen.

Tabela 2.4 (cd.)

1	2	3
Barber i in. (2006)	Liczba transakcji kupna/sprzedaży.	Inwestorzy indywidualni nabywają lub sprzedają akcje w grupach, co sprzyja systematycznemu występowaniu zamian sentymentu.
Kumar, Lee (2006)	BSI = suma różnic między wartością zakupów i sprzedaży akcji w danym miesiącu/totalna wartość nabyć lub sprzedaży akcji w danym miesiącu. Wartość BSI została obliczona dla klientów jednego z większych brokerów akcji na rynku amerykańskim.	
Przepływy do/z funduszy inwestycyjnych		
Brown i in. (2002)	Miara sentymentu bazująca na przepływach środków między różnymi rodzajami funduszy inwestycyjnych.	Przepływy do/z funduszy inwestycyjnych mogą być potencjalną miarą obrazującą poziom sentymentu, gdyż to inwestorzy indywidualni są zazwyczaj klientami funduszy inwestycyjnych.
Frazzini, Lamont (2006)	Przepływy do funduszy inwestycyjnych.	
Gup (1973), Branch (1976)	Udział gotówki utrzymywany przez fundusze inwestycyjne.	
Randall i in. (2003)	Przepływy netto do funduszy inwestycyjnych.	
Wolumen obrotu, płynność		
Baker, Stein (2004)	Wolumen obrotu, stosunek obrotu do liczby wyemitowanych akcji.	Irracjonalni inwestorzy są bardziej skłonni do handlu (zwiększenia poziomu płynności rynkowej) w przypadku wysokiego sentymentu niż w przypadku niskiego sentymentu m.in. ze względu na trudności i koszty krótkiej sprzedaży.
Scheinkman, Xiong (2003)	Wolumen obrotu, stosunek obrotu do liczby wyemitowanych akcji.	
Keim, Madhavan (2000)	*Spread bid-ask*, wolumen obrotu.	
Dywidenda		
Baker, Wurgler (2004a, b)	Premia dywidendy – logarytm różnicy między średnim wskaźnikiem wartość rynkowa/wartość księgowa dla spółek wypłacających i niewypłacających dywidendy.	Spółki wypłacające dywidendę mogą być postrzegane jako bezpieczne. Spółki modyfikują swoją politykę dywidendową przewidując sentyment inwestorów i odpowiednio zaspokaja popyt na „bezpieczeństwo” lub ryzyko oferując lub nie wypłatę dywidendy.

Dyskonto zamkniętych funduszy inwestycyjnych		
Zweig (1973), Lee i in. (1991), Neal, Wheatley (1998), Chopra i in. (1993)	Dyskonto zamkniętych funduszy inwestycyjnych – różnica między wartością aktywów netto funduszy a ich wartością rynkową.	Zweig (1973), Lee, i in. (1991), Neal, Wheatley (1998) stwierdzają, że papiery wartościowe emitowane przez zamknięte fundusze inwestycyjne są głównie w posiadaniu drobnych inwestorów skutkiem czego przeciętna premia (dyskonto) w wycenie tych jednostek może odzwierciedlać nastrój (sentyment) inwestorów.
Implikowana zmienność opcyjna (*Option Implied Volatility*)		
Whaley (2000)	Indeks zmienności rynkowej (*Market Volatility Index* – VIX).	Wahania indeksu zmienności rynkowej (VIX – *Market Volatility Index*) opartego o implikowaną wariancję instrumentu bazowego w modelu Blacka-Scholesa są zgodne z wahaniami stóp zwrotu oraz ze spektakularnymi załamaniami cenowymi rynku akcji.
Dennis, Mayhew (2002)	Miara sentymentu inwestorów niebędących profesjonalistami to proporcja (ang. *put-call ratio*) między zakupionymi opcjami *put* a opcjami *call* raportowana przez giełdę w Chicago.	–
Stopa zwrotu z pierwszego dnia IPO		
Baker, Wurgler (2007)	Stopa zwrotu z pierwszego dnia notowania IPO.	Wysoka amplituda stóp zwrotu z IPO w pierwszych dniach notowania może być trudna do wyjaśnienia przez czynniki fundamentalne. Wydaje się więc prawdopodobne, że entuzjazm (sentyment) inwestorów jest jednym ze źródeł tak nadzwyczajnych stóp zwrotu.
Liczba IPO		
Baker, Wurgler (2007)	Liczba przeprowadzonych pierwotnych ofert publicznych (IPO).	Popyt na IPO często uważany jest za bardzo wrażliwy na sentyment inwestorów. Miara ta więc może być dobrym prognostykiem sentymentu i przyszłych stóp zwrotu.

Tabela 2.4 (cd.)

1	2	2
Emisja akcji		
Baker, Wurgler (2007)	Stosunek finansowania poprzez emisję akcji w stosunku do całości finansowania pozyskanego za pomocą emisji długu i kapitału własnego.	Wysokie wartości emisji akcji w stosunku do całości nowo pozyskiwanych środków są prognostykiem niskich stóp zwrotu z akcji.
Insider trading		
Seyhun (1998)	*Insider trading*.	Kierownictwo spółki dysonuje lepszą i dokładniejszą informacją na temat sytuacji i perspektyw spółki. Skutkiem czego zwiększona liczba transakcji „insiderskich" może świadczyć o niezgodności wyceny rynkowej oraz tej dokonanej przez kadrę kierowniczą.
Miary oparte na rentowności papierów dłużnych		
Lashgari (2000)	Indeks sentymentu Barron's (rentowność obligacji Aaa – rentowność obligacji Bbb), rentowność bonów skarbowych (Tbill) kontraktów *futures* – rentowność lokat Eurodollar kontraktów *futures*.	–
Ton wypowiedzi – analiza tekstu		
Soo (2013) – materiały nipublikowane	Liczba słów o zabarwieniu pozytywnym minus liczba słów negatywnych/liczba wszystkich słów.	Rola sentymentu w przewidywaniu cen nieruchomości.
Henry (2008)	Sposób (ton) prezentacji wyników finansowych obliczony jako: liczba słów pozytywnych minus liczba słów negatywnych w stosunku do sumy liczby słów pozytywnych i negatywnych.	Ton prezentacji wyników finansowych wpływa na stopy zwrotu.
Tetlock (2007)	Używając technik PCA (*Principal Component Analysis*), tekst z popularnej kolumny „Abreast of the Market" („Wall Street Journal") został przyporządkowany do jednej z 77 kategorii semantycznych ze słownika *General Inquirer's Harvard*, IV-4. Wyodrębniony czynnik jest pozytywnie skorelowany z takimi kategoriami semantycznymi jak: słowa negatywne, słowa implikujące słabość, słowa opisujące sytuację gdzie cele nie zostały zrealizowane oraz słowa łączone z czynnością „spadania".	Wysoki poziom pesymizmu doniesień jest dobrym prognostykiem spadku cen notowań giełdowych. Ekstremalne wartości (niskie lub wysokie) pesymizmu medialnego poprzedzają zwiększony poziom obrotów giełdowych.

Miary bazujące na analizie zapytań wyszukiwarki internetowej – popularność		
Beer i in. (2013)	Metodyka podobna do badania Da i in. (2011).	Skonstruowany indeks sentymentu odzwierciedla okresy załamań rynkowych w latach 2004–2011. Jest on także skorelowany z innymi miarami sentymentu. Wysokim wartościom wskaźnika towarzyszy odpływ środków z funduszy akcyjnych.
Bordino i in. (2012)	Wyszukiwania bazujące na wyszukiwarce Yahoo! Liczba oraz zawartość wyszukiwań (symbol i nazwa spółki) w danym dniu.	Wyniki wskazują na istnienie pozytywnej korelacji między bieżącą liczbę wyszukiwań internetowych dla danej akcji a wolumenem transakcji giełdowych tej akcji w następnych dniach.
Dzielinski (2012)	Miara oparta na indeksie liczby wyszukiwań, podobnie jak w Da i in. (2011), jednak tylko na liczbie wyszukiwań słowa „gospodarka".	Miara negatywnie skorelowana z miarami sentymentu, może służyć do identyfikacji okresów zwiększonego poziomu niepewności na rynku.
Da i in. (2011)	Bezpośrednia miara zainteresowania inwestorów, oparta na indeksie liczby wyszukiwań (wyszukiwarki Google) jest skorelowana z istniejącymi miarami sentymentu inwestorów, ale opisuje bieżące zainteresowanie inwestorów akcjami w sposób bardziej dokładny. Wskaźnik ten prawdopodobnie mierzy dokładniej zachowanie inwestorów indywidualnych. Wskaźnik bazuje na liczbie wyszukiwań tickerów (symboli) spółek giełdowych.	Zgodnie z hipotezą wysuniętą przez Barber, Brad, Terrance Odean (2008), mówiącą o wpływie zainteresowania inwestorów indywidualnych na przyszłe ceny akcji indeks liczby wyszukiwań przewiduje presję na ceny akcji oraz ponadprzeciętne stopy zwrotu z pierwszych ofert publicznych (w pierwszym dniu notowania).
Rekomendacje analityków/optymizm analityków		
Mokoaleli-Mokoteli (2009)	Miary oparte na analizie treści (miara optymizmu i pesymizmu analityków), stopie zwrotu z portfeli benchmarkowych oraz ponadprzeciętnej stopie zwrotu.	Reakcje rynku na rekomendacje kupna następują szybko (w ciągu miesiąca), natomiast na rekomendacje sprzedaży w ciągu następnych 12 miesięcy. Optymizm analityków wpływa na wydawane rekomendacje
Hribar, McInnis (2012)	Miara sentymentu oparta na badaniach Bakera, Wurglera (2007).	Wahania sentymentu wpływają na rekomendacje analityków.
Qian (2009)	Miara sentymentu analityków oparta jest na błędzie prognozy analityków dotyczącej zysków spółek.	Sentyment analityków związany jest z sentymentem inwestorów indywidualnych.

Źródło: opracowanie własne.

W tab. 2.4 przedstawiono przegląd literatury przedmiotu wskazujący, jakie inne czynniki behawioralne mogą mieć znaczenie w kształtowaniu stóp zwrotu, osiąganych na rynku kapitałowym.

Rozdział 3

Zmienne kształtujące stopy zwrotu z akcji

W rozdziale tym przeanalizowano zmienne, które w literaturze pełnią rolę zmiennych objaśniających w modelach opisujących zachowanie stóp zwrotu z rynku akcji. Relacje między niektórymi z tych zmiennych zostały przebadane także na rynkach wschodzących. W pracy przeprowadzono testy tych zmiennych na rynku polskim i brazylijskim. W pierwszej części rozdziału przedstawiono zakres analizy oraz użyte w niej metody, w dalszej części – wybrane grupy czynników (zmiennych), metodykę ich pomiaru oraz źródła pozyskania danych. W podrozdziale 3.3 zamieszczono testy modeli bazujących na zmiennych analogicznych do omawianych wcześniej modeli: Pastora-Stambaugha, Famy-Frencha oraz Carharta na rynku polskim i brazylijskim. Następnie przetestowano rozbudowany o czynniki makroekonomiczne i behawioralne model analogiczny do modelu Pastora-Stambaugha. Ostatni podrozdział zawiera podsumowanie wykonanych testów oraz wnioski z przeprowadzonych analiz.

Celem rozdziału 3. jest zweryfikowanie hipotezy syntetycznej, a także pozostałych hipotez opisanych wcześniej poprzez zweryfikowanie istotności statystycznej średnich parametrów uzyskanych z regresji (3.1). Badane hipotezy przedstawiają się następująco:

I. Krajowe zmienne behawioralne, w tym sentyment inwestorów, istotnie wpływają na kształtowanie się stóp zwrotu z akcji na rynku polskim i brazylijskim.
II. Zmienne behawioralne, mające swe źródło w gospodarkach rozwiniętych, w tym sentyment inwestorów zagranicznych, istotnie wpływają na proces generujący stopy zwrotu z akcji na badanych rynkach wschodzących.
III. „Bety behawioralne" są wyceniane przez rynek. Parametr charakteryzujący ryzyko związane z czynnikami behawioralnymi jest dodatni.
IV. Zmienne behawioralne zewnętrzne mają większe znaczenie niż analogiczne czynniki krajowe dla analizowanych rynków wschodzących.
V. Parametry opisujące ponoszenie ryzyka wynikającego z modelu analogicznego do modelu Pastora-Stambaugha są istotne statystycznie.

VI. Parametr charakteryzujący ryzyko związane z płynnością akcji jest dodatni oraz istotny statystycznie.
VII. Istnieje zestaw krajowych oraz pochodzących z gospodarek rozwiniętych czynników makroekonomicznych oddziałujący na stopy zwrotu z akcji na badanych rynkach.
VIII. Zmienne makroekonomiczne zewnętrzne mają większe znaczenie dla analizowanych rynków wschodzących niż krajowe.
IX. Parametry opisujące ponoszenie ryzyka związanego z czynnikami makroekonomicznymi są istotne statystycznie.

Hipoteza syntetyczna: „wieloczynnikowy model regresji przekrojowej oparty na determinantach analogicznych do modelu Pastora-Stambaugha i wzbogacony o zmienne behawioralne i makroekonomiczne w lepszy sposób opisuje kształtowanie się stóp zwrotu z akcji na badanych rynkach wschodzących, niż model bez tych zmiennych", rozumiana jest następująco: jeżeli parametr lub parametry dotyczące nowo wprowadzonych zmiennych okażą się istotne, a np. parametr lub parametry dotyczące „oryginalnych" zmiennych, występujących w modelu analogicznym do modelu Pastora-Stambaugha nie będą istotne, możemy stwierdzić, że model wzbogacony o nowe czynniki lepiej opisuje kształtowanie się stóp zwrotu w badanym okresie.

Część wymienionych hipotez będzie mogła zostać zweryfikowana już na etapie wstępnej preselekcji zmiennych do modelu – podczas procedury GETS, opisanej dalej. Jeżeli dane zmienne nie zostaną zakwalifikowane jako istotne w regresjach wykorzystujących szeregi czasowe, wrażliwości na te zmienne nie będą już badane w regresjach przekrojowych i zostaną uznane za nieistotne i niewyceniane przez rynek.

Po omówieniu zakresu czasowego i przedmiotowego badania (podrozdział 3.1) przedstawione zostały zmienne wpływające na stopy zwrotu z badanych spółek – w postaci charakterystyk spółek, a także wrażliwości spółek (parametrów szacownych w regresjach opartych na szeregach czasowych) na dane zmienne makroekonomiczne lub behawioralne. Aby przeprowadzić regresje szeregów czasowych oraz uzyskać wspomniane wrażliwości, musimy wcześniej poznać zmienne, które będą objaśniały szeregi czasowe stóp zwrotu z akcji. Zmienne te uzyskamy dzięki analizie głównych składowych (PCA), która będzie dotyczyć wyodrębnienia wskaźnika sentymentu oraz metod modelowania od ogólnego do szczególnego (GETS), opisanych w podrozdziale 3.2. Kiedy uzyskamy (wyodrębnimy w etapie preselekcji zmiennych metodami GETS i PCA) zmienne do regresji opartych na szeregach czasowych i następnie wyestymujemy parametry tych regresji, będziemy mogli użyć parametrów z regresji „czasowych" w regresjach przekrojowych. Testy hipotez badawczych, a jednocześnie niektórych modeli analogicznych do neoklasycznych modeli opisujących stopy zwrotu, opierają się właśnie na wynikach regresji przekrojowych i zaprezentowane zostały w podrozdziale 3.3.

3.1. Metodyka i zakres badania

Określając zakres czasowo-przedmiotowy badania rynku giełdowego, możemy kierować się kryterium długości szeregów czasowych bądź wielkości próby, tj. liczby analizowanych spółek. Wraz z rozwojem rynku kapitałowego obie zmienne zazwyczaj przyjmują wyższe wartości. Oznacza to, że wybierając dłuższy okres będziemy dysponować mniej liczną próbą spółek[1]. Obydwa kryteria są ważne, jednak ze względu na występujące w gospodarce okresowe wahania koniunkturalne kryterium czasu zostało wybrane jako bardziej istotne.

Okres badanych stóp zwrotu podzielono na dwie części, ze względu na konieczność przeprowadzenia estymacji parametrów wrażliwości na zmienne makroekonomiczne oraz sentyment inwestorów. Jak wspomniano w rozdziale 2., zmienne objaśniające w regresji przekrojowej (np. parametr beta, „beta sentymentu", wrażliwość na zmienne makroekonomiczne) są obliczane na podstawie okresu wcześniejszego, stąd też należy dysponować odpowiednio długim szeregiem czasowym, tak, aby możliwe było dokonanie estymacji tych parametrów.

W badaniu starano się maksymalizować długość analizowanych szeregów czasowych, przy jednoczesnym doborze możliwie największej liczby spółek. Równocześnie okres badania wybrano w taki sposób, aby zawierał się on możliwie w krotnościach liczby cykli koniunkturalnych (pełnych cyklach koniunkturalnych) w celu uniknięcia sytuacji, gdy dane dotyczące cen akcji pochodziłyby w większej części z okresu hossy lub bessy. Wośko (2006) zbadała charakterystyki polskiego cyklu koniunkturalnego i doszła do wniosków, że dla rynku giełdowego przeciętna długość cyklu wynosi około 31,2 miesięcy, natomiast dla wskaźnika koniunktury gospodarczej jest dłuższa i równa około 52,7 miesięcy, zaś dla innych zmiennych opisujących rynek finansowy wynosi ona od 36 do 38 miesięcy. Na podstawie długości wspomnianych cykli wybrano okres od końca lutego 2000 do końca grudnia 2012. Okres od października 2002 do grudnia 2012 ma, w przypadku polskiego rynku giełdowego, długość 4 cykli koniunkturalnych (124 miesiące). Przedział od lutego 2000 do października 2002 ma długość jednego cyklu i jest to okres, w którym obliczane będą początkowe wartości parametrów wrażliwości (parametr beta, „bety sentymentu", wrażliwości na zmienne makroekonomiczne). Dla rynku brazylijskiego zdecydowano się na badanie w tym samym przedziale czasu, co dla rynku polskiego, choć cykl koniunk-

1 Np. analizując akcje notowane w ciągu całego okresu ostatnich dziesięciu lat otrzymamy (zazwyczaj) mniejszą ich liczbę, niż gdybyśmy analizowali akcje notowane w ciągu ostatniego roku.

turalny jest tam nieznacznie dłuższy (34,5 miesięcy zgodnie z Edwards i in., 2003). Obie długości trwania cykli zbliżone są również do dolnej granicy przedziału, do którego zaliczany jest cykl Kitchina, trwający od 36 do 60 miesięcy.

Kolejną kwestią, dotyczącą zakresu przedmiotowego badania, jest wybór badanych spółek oraz rynków. W pracy analizowane są spółki z giełdy papierów wartościowych w Warszawie (GPW), które zaliczono do indeksu WIG w ostatnim kwartale 2012 r. Jeżeli chodzi o rynek brazylijski, przedmiotem analizy są spółki wchodzące w skład indeksu IBOVESPA również pod koniec roku 2012[2]. Źródłem danych dotyczących cen oraz charakterystyk spółek (wskaźniki rynkowe, kapitalizacja, wolumen i wartość obrotu) jest baza danych Bloomberg[3]. Problem *thin trading*, poruszany m.in. przez Dimsona (1979), czyli długich okresów, w których brak jest kwotowań dla danej akcji, powodujących obciążenia w estymacji, np. parametrów beta czy wrażliwości na zmienne makroekonomiczne, został rozwiązany poprzez wyeliminowanie z badania spółek, których dotyczył[4]. W ostateczności badanie na rynku polskim objęło 334 spółki, a na rynku brazylijskim 61 spółek. Po eliminacji najmniej płynnych akcji w bazie danych pozostać mogły spółki, które charakteryzowałyby się występowaniem krótszych niż 15 sesji przerw w notowaniach, ale ponieważ w badaniu używamy miesięcznych stóp zwrotu, nie stanowi to znaczącego problemu[5].

Weryfikacja hipotez badawczych postawionych w niniejszej pracy opiera się głównie na badaniach Famy i MacBetha (1973), a także Famy i Frencha (1992, 1993, 1996) oraz wynikach (czyli estymacjach parametrów stojących przy miarach ryzyka) **regresji przekrojowych**[6], opisanych ogólnym równaniem[7]:

---

2 Giełda brazylijska charakteryzuje się specyficzną strukturą rynku, gdyż niemalże każdy walor notowany jest kilkakrotnie: oddzielnie dla akcji uprzywilejowanych, niemych oraz zwykłych.

3 Ceny akcji oraz wskaźniki zostały skorygowane o wszelkie transakcje, mogące sztucznie wpływać na stopy zwrotu, jak splity, prawa poboru, dywidendy, wykup akcji własnych itp., zgodnie z metodyką dostawcy danych.

4 Wykluczono spółki, dla których przerwy w notowaniach giełdowych dłuższe niż 15 sesji giełdowych (3 tygodnie) stanowiły więcej niż 1% całości sesji giełdowych danej spółki w okresie od początku notowania spółki (lub początku badania, jeśli spółka była notowana przed początkiem okresu badania) do końca okresu badania, tj. grudnia 2012.

5 W celu obliczenia stóp zwrotu w tych przypadkach użyto ostatniej dostępnej ceny rynkowej.

6 Założenia stosowania regresji przekrojowej możemy znaleźć np. w Gruszczyński (2012).

7 Regresja równania (3.1) może wiązać się problem współliniowości polegającym na wysokiej korelacji zamiennych objaśniających np. między kapitalizacją oraz płynnością spółki, lub parametrem beta względem indeksu WIG oraz względem

$$r^i_{(t,t-1)} = a^i_1 + m^i_2 \times \beta^i_{(dom,t-1)} + m^i_3 \times \beta^i_{frg,t-1)} + m^i_4 \times CAP^i_{t-1} + m^i_5 \times PBV^i_{t-1} + m^i_6 \times MOM^i_{t-1} + m^i_7 \times LIQ^i_{t-1} + \sum_1^k (n^1_k \times \beta^i_{macro,k,t-1}) + b^i_1 \times \beta^i_{sent,t-1} + \varepsilon_{i,t} \varepsilon_{it_{i,t}} \quad (3.1)$$

gdzie:

$r^i_{(t,t-1)}$ – miesięczna stopa zwrotu z akcji *i* w okresie od początku miesiąca do końca miesiąca (miesięczna stopa zwrotu), *i* = 334 (spółki) dla rynku polskiego oraz 64 (spółki) dla rynku brazylijskiego, a więc każda z 123 regresji przekrojowych (3.1) będzie przeprowadzona na 334 (lub 64) „obiektach" – stopach zwrotu z badanych akcji;

a^i_1 – wyraz wolny;

$m^i_2(m^i_3)$ – parametr charakteryzujący ryzyko związane ze zmianami krajowego (zagranicznego) indeksu szerokiego rynku;

$\beta^i_{(dom,t-1)}(\beta^i_{frg,t-1})$ – parametry wrażliwości *i*-tej akcji na zmiany krajowego (zagranicznego) indeksu rynkowego uzyskane z regresji szeregów czasowych (3.2), opartej na danych z okresu przeszłego o długości jednego cyklu koniunkturalnego (okres 31 miesięcy);

$m^i_4, m^i_5, m^i_6, m^i_7$ – parametry charakteryzujące ryzyko *i*-tej akcji związane kolejno z kapitalizacją, wskaźnikiem P/BV, czynnikiem *momentum* oraz płynnością;

$CAP^i_{t-1}, PBV^i_{t-1}, MOM^i_{t-1}, LIQ^i_{t-1}$ – odpowiednio dla *i*-tej spółki: kapitalizacja rynkowa, wskaźnik P/BV, czynnik *momentum*, płynność, mierzone na początku miesiąca (tj. *t*-1);

n^i_k – parametr wyrażający ponoszenie ryzyka związanego z wrażliwością na *k*-tą zmienną makroekonomiczną dla *i*-tej spółki;

---

indeksu SP 500. Testem statystycznym mierzącym problem współliniowości jest statystka *variance inflation factor* (VIF). Testy VIF zostały przeprowadzone dla kolejnych wariantów regresji opartej na równaniu 3.1 i przedstawionych w podrozdziale 3.3 Jak można było przypuszczać istnieje silna współliniowość między parametrami beta względem indeksu WIG oraz względem indeksu SP 500, jednak należy zauważyć, że badane w pracy *konkretne* modele nie zawierają *jednocześnie* zmiennych $\beta^i_{dom,t-1}$ oraz $\beta^i_{frg,t-1}$ w jednym równaniu. Natomiast statystyki VIF dla modeli zawierających jednocześnie pozostłe zmienne (zwłaszcza dla CAP oraz LIQ) nie przekraczają wartości referencyjnej VIF (równej 10, za: Kutner (2004). Nachtsheim CJ, Neter J, *Applied Linear Regression Models*, 4th edition, McGraw-Hill Irwin, Boston 2004). Np. dla modeli ze zmiennymi CAP, PBV, MOM, LIQ, $\beta^i_{frg,t-1}$ średnie wartości VIF nie przekraczają 1,98. Dla zapewnienia przejrzystości pracy nie raportowano wyniku tych testów dla każdego z badanych wersji równania 4.1.

$\beta^i_{(dom,t-1)}(\beta^i_{frg,t-1})$ – parametry wrażliwości *i*-tej spółki na zmiany *k*-tego czynnika makroekonomicznego, uzyskane z regresji szeregów czasowych (3.2), opartej na danych z okresu przeszłego o długości jednego cyklu koniunkturalnego;
b^i_1 – parametr charakteryzujący ryzyko związane z wrażliwością na czynnik sentymentu;
$\beta^i_{macro,k,t-1}$ – parametry wrażliwości *i*-tej spółki na czynnik sentymentu inwestorów uzyskane z regresji szeregów czasowych (3.2) opartej na danych z okresu przeszłego o długości jednego cyklu koniunkturalnego;
$\varepsilon_{i,t}$ – składnik losowy.

Regresja przekrojowa (3.1), z różnymi wariantami zmiennych po prawej stronie, przeprowadzona zostanie w każdym z analizowanych 123 miesięcy[8]. Zauważmy, że w regresji tej badamy, czy stopy zwrotu dla 344 różnych spółek dla danego miesiąca zależą od takich cech spółek, jak: kapitalizacja, wielkość księgowa, parametr beta, parametr wrażliwości na zmienne makroekonomiczne, parametr wrażliwości na czynnik sentymentu. Regresję tę powtarzamy dla każdego miesiąca oddzielnie, uzyskując 123 szacunki parametrów stojących przy wspomnianych zmiennych. Następnie średnie wartości parametrów uzyskane w tej regresji (danej konkretnym wariantem równania 3.1) poddane zostaną testowi *t*-Studenta – zgodnie z opisaną dalej metodyką Famy i BacMetha (1973) oraz Famy i Frencha (1992).

Sposób weryfikacji hipotez, oparty na wynikach estymacji równania (3.1), jest analogiczny do metodyki Famy i MacBetha (1973) opisanej także w rozdziale 2. i podobnie jak Fama i MacBeth sprawdzimy istotność średnich z otrzymanych w tym równaniu parametrów (m_i) charakteryzujących ryzyko związane z danym czynnikiem/zmienną. Regresja przekrojowa, opisana równaniem (3.1), została przeprowadzona na stopach zwrotu z 334 spółek polskich (oraz oddzielnie dla 61 spółek brazylijskich), w każdym ze 123 analizowanych miesięcy, wynikiem czego otrzymano 123 oszacowania każdego z parametrów równania. Dla każdego z tych parametrów można więc obliczyć średnią wartość, odchylenie standardowe oraz statystykę *t*-Studenta sprawdzającą, czy dany średni parametr różni się istotnie od zera. Zauważmy, że równanie (3.1) jest zapisane w postaci ogólnej[9] i jeśli usuniemy z niego odpowiednie

8 Dokładniej 123 stóp zwrotu opartych na obserwacjach dla 124 miesięcy.
9 Konkretne wersje równania 3.1 znajdziemy w podrozdziale 3.3, w żadnym z nich po prawej stronie równania nie występują jednocześnie parametr beta względem WIG oraz parametr beta względem SP 500.

elementy, uprości się ono do modelu analogicznego[10] do trzyczynnikowego modelu Famy-Frencha, po usunięciu składników:

$$m_3^i \times \beta_{frg,t-1}^i, m_6^i \times MOM_{t-1}^i + m_7^i \times LIQ_{t-1}^i + \sum_1^k (n_k^i \times \beta_{macro,k,t-1}^i) + b_1^i \times \beta_{sent,t-1}^i),$$

do modelu analogicznego do modelu czyteroczynnikowego Carharta, po usunięciu:

$$m_3^i \times \beta_{frg,t-1}^i \text{ oraz } m_7^i \times LIQ_{t-1}^i + \sum_1^k (n_k^i \times \beta_{macro,k,t-1}^i) + b_1^i \times \beta_{sent,t-1}^i + \varepsilon_{i,t},$$

oraz do modelu analogicznego do modelu pięcioczynnikowego Pastora-Stambaugha, po usunięciu:

$$m_3^i \times \beta_{frg,t-1}^i \text{ oraz } \sum_1^k (n_k^i \times \beta_{macro,k,t-1}^i) + b_1^i \times \beta_{sent,t-1}^i)$$

W ten sposób możemy testować różne, mniej lub bardziej rozbudowane, warianty modeli analogicznych do klasycznych modeli opisywanych we współczesnej literaturze finansowej. Wyniki tej analizy przedstawiono w podrozdziale 3.3.

Przejdźmy teraz do zagadnienia pozyskania danych, czyli zmiennych objaśniających, do regresji przekrojowej (3.1). Zmienne objaśniające $\beta_{dom,t-1}^i$, $\beta_{frg,t-1}^i$, $\beta_{macro,k,t-1}^i$ oraz $\beta_{sent,t-1}^i$ są szacunkami otrzymanymi z **regresji opartej na szeregach czasowych**. Estymacji tych dokonano w modelu (kroczącej) regresji wielorakiej, gdzie zmienną objaśnianą jest stopa zwrotu z danej spółki, a zmiennymi objaśniającymi: czynnik rynkowy w postaci indeksu szerokiego rynku (krajowego, zagranicznego), czynnik (czynniki) makroekonomiczny oraz czynnik (czynniki) przedstawiający sentyment inwestorów. Ogólnie regresję taką, dla każdej z *i*-tych akcji, można opisać wzorem[11]:

10 Używamy słowa „analogiczne", aby podkreślić, że nie są to modele dokładnie takie same, gdyż w niniejszej pracy użyto stóp zwrotu z indywidualnych akcji (nie portfeli akcji), zgodnie z metodyką zastosowaną w pracy Famy i Frenacha (1992). Podejście takie sugerowane jest także w publikacjach: Shanken (1992), Kim (1995), Ang i in. (2008), Berk (2000), których autorzy odnoszą się krytycznie do tworzenia portfeli. Innym powodem zaniechania podejścia portfelowego jest względnie mała liczba spółek na rynku polskim, a szczególnie brazylijskim, co utrudnia budowę większych portfeli.

11 Z szacowaniem regresji 3.2 może się wiązać problem współliniowości, polegający na wysokiej korelacji między zmiennymi objaśniającymi. Testem statystycznym, mierzącym problem współliniowości, jest statystka *variance*

$$r_t^i = c_1^i + \beta_{dom}^i \times rIND_t^{dom} + \beta_{frg}^i \times rING_t^{frg} + \sum_i^k (\beta_{macro,k}^i \times F_{k,t}^{macro}) + \sum_1^h (\beta_{sent,h}^i \times F_{t,h}^{sent}) + \varepsilon_t^i \tag{3.2}$$

gdzie:
r_t^i – stopa zwrotu z akcji i w miesiącu t;
c_1^i – wyraz wolny;
$rIND_t^{dom}$ ($rIND_t^{frg}$) – stopa zwrotu z czynnika/indeksu krajowego (zagranicznego) w miesiącu t;
$F_{k,t}^{macro}$ – wartość k-tego czynnika makroekonomicznego w miesiącu t;
$F_{t,h}^{sent}$ – wartość h-tego czynnika sentymentu inwestorów w miesiącu t;
ε_t^i – składnik losowy;
β_{dom}^i, β_{frg}^i, $\beta_{macro,k}^i$, $\beta_{sent,h}^i$ – szacowane parametry regresji (wrażliwości na zmiany poszczególnych czynników).

Pamiętajmy, że do przeprowadzenia regresji przekrojowej (3.1) musimy mieć szacunki: β_{dom}^i, β_{frg}^i, $\beta_{macro,k}^i$, $\beta_{sent,h}^i$ dla każdej spółki w każdym miesiącu, co implikuje estymację tych parametrów w liczbie regresji równej 334 (liczb spółek) × 123 (liczba miesięcznych stóp zwrotu) czyli 41 082 dla rynku polskiego oraz 7503 (61 × 123) dla rynku brazylijskiego.

Regresja wyrażona równaniem (3.2) przeprowadzona została dla każdej z 334 spółek z rynku polskiego oraz 61 spółek z rynku brazylijskiego i dla każdego ze 124 miesięcy (dla 123 stóp zwrotu) z okresu od października 2002 do grudnia 2012. Regresji tej dokonano w taki sposób, że dla każdego danego miesiąca z podanego wyżej okresu wyznaczono okres o długości jednego cyklu koniunkturalnego (przyjęto – za Wośko 2006 – 31 miesięcy), kończący się przed danym miesiącem. W ten sposób dla października 2002 okres ten obejmuje 31 stóp zwrotu między marcem 2000 a wrześniem 2002, z kolei dla listopada 2002 okres ten zawiera 31 stóp zwrotu między kwietniem 2000 a październikiem 2002. Analogicznie postąpiono dla każdej z 123 obserwowanych miesięcznych stóp zwrotu i danych za te okresy użyto w regresjach (3.2) dla każdej ze spółek. Są to więc regresje kroczące o stałym (31 miesięcznym) zakresie danych. W ten sposób dla każdej z 334 (61) spółek polskich (brazylijskich) otrzymano 123 oszacowania każdego z parametrów regresji (3.2). Łącznie zbudowano 41 082 (334 × 123) równań regresji dla rynku polskiego oraz 7503 (61 × 123) regresji dla rynku brazylijskiego. Oszacowanie parametrów uzyskano, stosując metodę najmniejszych kwadratów.

---

inflation factor (VIF). Dane dotyczące statystyk VIF w związku z potencjalnym problem współliniowości podano w tab. 3.17 i 3.18, dokonując opisu konkretnej postaci równania (3.2), czyli równań (3.4) – rynek polski oraz (3.5) – rynek brazylijski.

W dalszej części pracy przedstawiona zostanie dokładna specyfikacja oraz testy statystyczne opisujące te estymacje. Zanim to nastąpi, należy odpowiedzieć na pytanie, jak wyglądają *konkretne postaci czynników (zmiennych)* użytych w regresji (3.2). Kwestia konkretnych postaci tej regresji została rozwiązana za pomocą analizy głównych składowych oraz modelowania od ogólnego do szczególnego (GETS).

W regresji (3.2) zmienne $rIND_t^{dom}$ to szereg miesięcznych stóp zwrotu z indeksów szerokiego rynku krajowego – dla Polski przyjęto indeks WIG, dla Brazylii indeks IBOVESPA. Wyrażenie $rIND_t^{frg}$ oznacza analogiczne stopy zwrotu z rynku zagranicznego (USA), w badaniu są to stopy z indeksu SP 500. Takie podejście zgodne jest z literaturą z dziedziny rynków kapitałowych, gdzie tradycyjną zmienną objaśniającą stopy zwrotu z poszczególnych akcji jest właśnie indeks rynkowy.

W przypadku zmiennych makroekonomicznych oraz behawioralnych nie istnieje wspólne stanowisko wśród badaczy. W rozdziale 2. przedstawiono literaturę dotyczącą proponowanych miar makroekonomicznych i behawioralnych, kształtujących stopy zwrotu na rynkach akcji. Wybór odpowiednich zmiennych powinien jednak pozostać kwestią testów empirycznych. Możemy wśród nich wyróżnić także opisaną w rozdziale 2. analizę głównych składowych jako metodę analizy czynnikowej. Analiza czynnikowa służy głównie redukcji danych do mniejszego zbioru czynników, wyjaśniających wariancję danych pierwotnych. W rozważaniach dotyczących pytania, które spośród wielu dostępnych zmiennych opisujących to samo zjawisko należy uwzględnić w modelu bez jego nadmiernej rozbudowy, analiza czynnikowa okazuje się pomocnym narzędziem. Zauważmy, że w przypadku, gdy rozważamy zmienne behawioralne, które nawet jeśli opisują sentyment inwestorów, gospodarstw domowych czy przedsiębiorców, to kwantyfikowana zostaje niejako jedna niewiadoma – tj. właśnie sentyment rynkowy. W tym przypadku z powodzeniem możemy zredukować pierwotny zbiór zmiennych do jednego lub kilku czynników. Wyniki analizy czynnikowej (jednej z metod tej analizy – analizy głównych składowych) na zmiennych behawioralnych przedstawione zostały w podrozdziale 3.3.

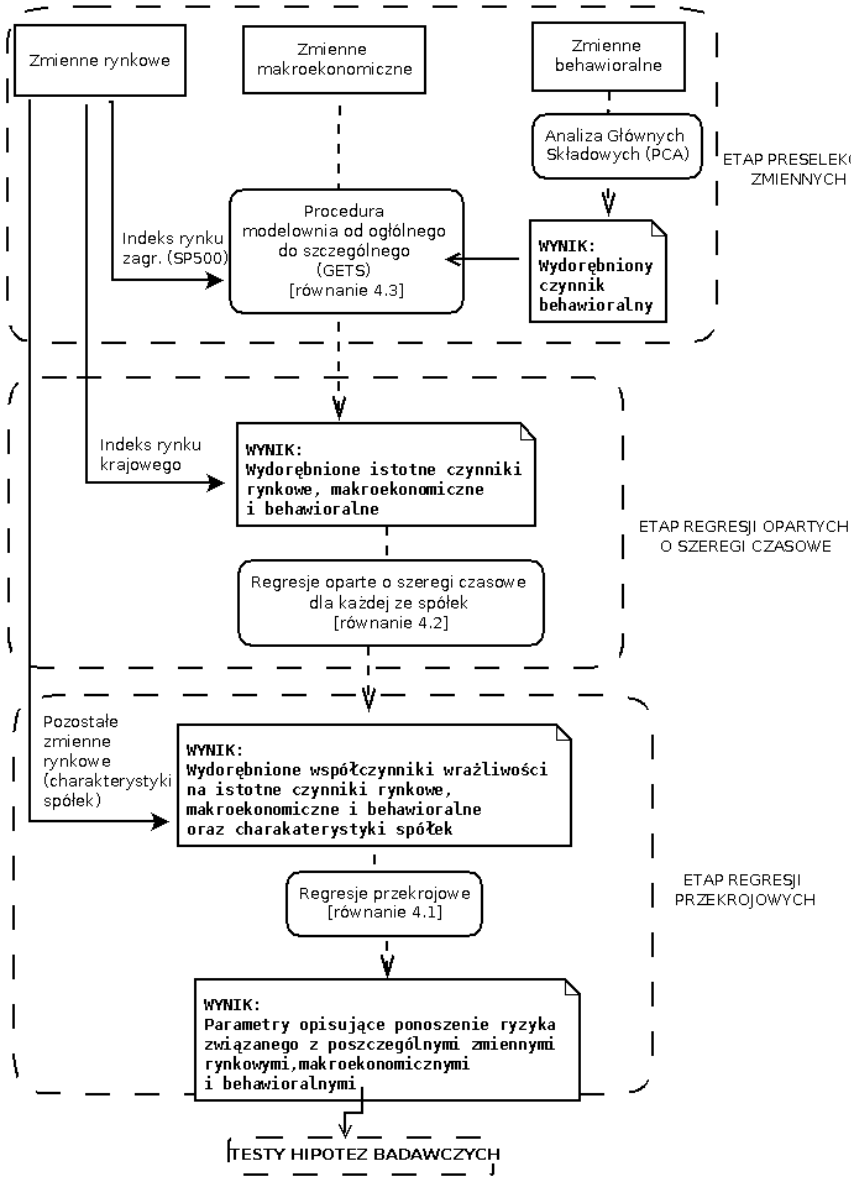
Zmienne makroekonomiczne mają *wielowymiarowy* charakter, tzn. opisują poszczególne sfery całej gospodarki, np. produkcja przemysłowa czy PKB odnoszą się do realnej części gospodarki, natomiast stopy procentowe, wskaźniki inflacji dotyczą jej nominalnego (monetarnego) aspektu. Poszczególne zmienne mogą także odnosić się jedynie do pewnych sektorów. Właściwości te utrudniają wyodrębnienie czynnika (czynników), mającego jednoznaczną interpretację ekonomiczną, dlatego dla zmiennych makroekonomicznych postanowiono zastosować

metodę modelowania od ogólnego do szczególnego (ang. *General to Specific Modelling* – GETS), opisaną np. w Davidson i in. (1978), Hendry (1995, 2000), a w języku polskim w Kufel (2003). Metoda ta polega na stworzeniu rozbudowanego modelu wejściowego z wieloma zmiennymi objaśniającymi (ang. *General Unrestricted Model* – GUM), doborze odpowiednich testów statystycznych, służących wyeliminowaniu nieistotnych zmiennych egzogenicznych oraz wyborze metod estymacji. Rezultatem tego procesu jest powstanie zredukowanego modelu wyjściowego, nazywanego zgodnym modelem empirycznym (por. Kufel 2003, s. 158). Zestawy zmiennych objaśniających użyte w GETS, specyfikacja modeli oraz wyniki końcowe i porównanie otrzymanych zgodnych modeli empirycznych opisane zostały w podrozdziale 3.2.

Poniższej podsumowano kolejne kroki prowadzące do uzyskanych rezultatów.

1. Etap preselekcji zmiennych.
   a) Miary sentymentu zostały poddane analizie głównych składowych, aby stworzyć syntetyczny wskaźnik behawioralny.
   b) Zmienne makroekonomiczne oraz behawioralne (poszczególne miary sentymentu lub wskaźnik uzyskany w analizie głównych składowych) zostały użyte w procesie GETS w celu wyodrębnienia tych spośród nich, które w sposób istotny opisują stopy zwrotu z równoważonego portfela analizowanych akcji.
2. Etap regresji opartych na szeregach czasowych.
   Wyodrębnione w punkcie 1. zmienne posłużyły jako determinanty w (kroczących) regresjach szeregów czasowych objaśniających stopy zwrotu z poszczególnych akcji, danych ogólnym równaniem (3.2) i szczegółowymi jego postaciami (3.4) – dla rynku polskiego i (3.5) – dla rynku brazylijskiego.
3. Etap regresji przekrojowych.
   Uzyskane w etapie 2 parametry wrażliwości poszczególnych akcji na zmienne makroekonomiczne i behawioralne wraz ze charakterystykami rynkowymi (kapitalizacja, P/BV, płynność, *momentum*) użyto w regresjach przekrojowych danych równaniem (3.1).
4. Parametry wrażliwości związane z ponoszeniem ryzyka poszczególnych zmiennych otrzymane w regresjach przekrojowych (3.1), po uśrednieniu oraz poddaniu testowi *t*-Studenta, stanowią podstawę do wnioskowania o prawdziwości hipotez pomocniczych oraz hipotezy głównej.

Dokładny opis poszczególnych etapów znajduje się w częściach 3.2.2 i 3.3. Na rysunku 3.1 przedstawiono natomiast całościowy schemat postępowania.



Rys. 3.1. Procedura opisująca przebieg testowania hipotez badawczych

Źródło: opracowanie własne w programie Dia.

3.2. Czynniki wpływające na stopy zwrotu na rynku polskim i brazylijskim

Na początku pracy przedstawiono czynniki (zmienne) wpływające na stopy zwrotu ze względu na obszar, do którego należą: czynniki rynkowe, makroekonomiczne, behawioralne, poniżej natomiast zaprezentowano je w innym podziale – opartym na metodach szacowania lub sposobie pomiaru tych czynników. W takim ujęciu możemy wyodrębnić czynniki (zmienne), będące *charakterystykami* spółek (np. spółki duże/małe, płynne/niepłynne) bądź *wrażliwościami* (współczynnikami kierunkowymi z regresji opartych na szeregach czasowych) na zmienne makroekonomiczne lub behawioralne. Poniżej opisano poszczególne czynniki wraz z metodyką ich kalkulacji. W części tej przeprowadzono także badania skuteczności strategii inwestycyjnych, polegających na inwestowaniu w portfele akcji zbudowane na podstawie niektórych czynników.

Czynniki będące charakterystykami spółek mogą zostać stosunkowo łatwo zdefiniowane, wyodrębnione i zmierzone. Do grupy tej zaliczamy: kapitalizację, wskaźniki rynkowe: cena/zysk, cena/wartość księgowa i inne, czynnik *momentum* (skumulowana stopa zwrotu za okres przeszły), stopa zadłużenia, wskaźniki finansowe, stopa dywidendy, płynności akcji spółki (choć w tym przypadku właściwa miara płynności może budzić dyskusję). Jak wynika z przeglądu literatury w rozdziale 2., część wymienionych miar została pozytywnie zweryfikowana jako czynniki kształtujące stopę zwrotu i te właśnie charakterystyki są przedmiotem dalszej części badania. W podrozdziale 3.2 charakterystyki spółek zostały przedstawione dokładniej – sprawdzono, czy rzeczywiście inwestując w portfele zbudowane na podstawie danych charakterystyk inwestor osiąga ponadprzeciętne stopy zwrotu. Najpierw sprawdzono, czy analizowane zmienne (tylko charakterystyki spółek) wpływają na stopy zwrotu z akcji. Następnie, wykorzystując analizę głównych składowych, wyodrębniono zmienną behawioralną – wskaźnik sentymentu. W dalszej części zastosowano metodę modelowania od ogólnego do szczególnego (GETS), aby wyselekcjonować te zmienne (spośród zmiennych makroekonomicznych i behawioralnych, m.in. uzyskanego wcześniej indeksu sentymentu), które w regresjach opartych na szeregach czasowych istotnie opisują rynek akcji. Po tej wstępnej selekcji dokonano estymacji parametrów wrażliwości („bet") na dane zmienne – podczas tego etapu zweryfikowano część hipotez pomocniczych. W ostatnim etapie użyto tych samych parametrów jako zmiennych objaśniających w regresjach przekrojowych stóp zwrotu, weryfikując hipotezę główną oraz pozostałą część hipotez pomocniczych.

3.2.1. Charakterystyki spółek

Przedstawione poniżej charakterystyki spółek wraz z opisem ich konstrukcji, a także przykładowymi strategiami inwestycyjnymi w portfele zbudowane na podstawie kapitalizacji, wskaźnika P/BV, wskaźnika *momentum* czy płynności mają za zadanie pokazać jedynie, że z praktycznego punktu widzenia portfele takie cechują się znacznymi stopami zwrotu – może to wskazywać na zależność tych stóp od badanych charakterystyk. Opisane dalej stopy zwrotu portfeli są więc niejako wynikiem organoleptycznej analizy wpływu charakterystyk spółek na ich stopy zwrotu. Zestawienia te mają więc charakter analizy organoleptycznej, stąd przedstawiono tylko rynek polski.

Wielkość spółki (CAP)

W przypadku rynku polskiego (brazylijskiego) wielkość spółki mierzona jest kapitalizacją w milionach złotych (reali). Kapitalizacja uznawana jest w literaturze za jeden z czynników wpływających na stopy zwrotu z akcji, który opisuje ryzyko nieuchwycone przez parametr beta modelu CAPM. Możemy przypuszczać, że spółki mniejsze są bardziej podatne na wahania koniunktury oraz cechują się wyższym prawdopodobieństwem dużych (względnych) wahań zysków. Spółkom o niższej kapitalizacji łatwiej jest eksplorować nisze rynkowe, ale także są one mniej uważnie obserwowane przez media i analityków rynkowych, co z kolei niesie ryzyko niższej jakości zarządzania i gorszej jakości relacji z inwestorami.

W tab. 3.1 przedstawiono wyniki prostej strategii inwestycyjnej, polegającej na lokowaniu środków w dziesięciu różnych portfelach. Metodyka konstrukcji portfeli przedstawia się następująco: poczynając od końca września 2002 (do końca grudnia 2012) co 6 miesięcy przypisano spółkom giełdowym odpowiedni percentyl kapitalizacji w danym miesiącu (czyli walory do portfela klasyfikowano co pół roku). Na podstawie uzyskanych percentyli, spółki zaklasyfikowano do jednego z dziesięciu równoważonych[12] portfeli. Zmierzono miesięczne stopy zwrotu tak utworzonych portfeli[13]. Co miesiąc dla spółek wchodzących w skład każdego z portfe-

12 Zastosowano metodę równej alokacji jako łatwą do implementacji przez inwestora (porównaj: Lee i Stevenson, 2003). Badania dowodzą, że naiwna alokacja jest skuteczniejsza od bardziej wyrafinowanych technik – DeMiguel i in. (2009), ponadto portfele równoważone mogą wyeliminować ponad 95% ryzyka systematycznego Tang (2004).

13 Portfele były tworzone w taki sposób, aby odwzorowywać strategię inwestycyjną, dostępną dla inwestora. Oznacza to np., że składniki portfela konstruowanego na podstawie kryterium kapitalizacji zostały wyznaczone na ostatni dzień miesiąca t, jednak korespondują one ze stopami zwrotu z miesiąca $t + 1$

li wyznaczono także kapitalizację, wskaźnik ceny do wartości księgowej (P/BV), płynność mierzoną miarą L1 (opisaną w dalszej części rozdziału) oraz skumulowaną stopę zwrotu z ostatnich 9 miesięcy (wskaźnik *momentum*). Średnie wartości (dla portfeli) tych zmiennych stabelaryzowano. Ponadto obliczono i stabelaryzowano parametr beta[14] względem indeksu WIG dla każdego z portfeli, odchylenie standardowe stóp oraz wskaźnik zmienności. Należy zauważyć, że aby opisana metodyka mogła być zastosowana, spółki wchodzące w skład portfeli[15] muszą mieć w zebranej bazie danych komplet charakterystyk (kapitalizacja, wskaźnik płynności, wskaźnik *momentum*, wskaźnik P/BV). Jeśli którejś z tych danych brakowało, spółkę wykluczano z portfela. Postępowanie takie ogranicza liczbę akcji w portfelach, szczególnie na początku badanego okresu. Postanowiono też – dla celów porównawczych – zaprezentować portfele oparte tylko na kapitalizacji, tj. nie wymagano, aby spółki je tworzące dysponowały wszystkimi wymienionymi charakterystykami. Wyniki dla tych portfeli znajdują się w kolumnach od (9) do (12) tab. 3.1.

Możemy zauważyć, że portfele o najniższej kapitalizacji cechują się najwyższymi średnimi stopami zwrotu. Może to świadczyć o występowaniu na polskim rynku „efektu kapitalizacji", jednakże przeprowadzona analiza ma jedynie charakter poglądowy, gdyż – ze względu na generalnie małą liczbę spółek na badanych rynkach – utworzone portfele są względnie niewielkie, co uniemożliwia pełniejszą analizę ekonometryczną.

Płynność akcji spółki (LIQ)

Płynność spółki nie jest jednoznacznie zdefiniowana w literaturze. Nie istnieje jeden skwantyfikowany przepis na wyznaczenie miary płynności. Badacze posługują się więc miarami będącymi jej przybliżeniami. Na potrzeby badania, jako miarę płynności przyjęto zmien-

---

(następnego), gdyż portfel zakupiony w ostatnim dniu miesiąca *t* przynosi stopy zwrotu w miesiącach kolejnych.

14 Parametr ten obliczono jako wynik regresji klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (KMNK), gdzie zmienną objaśnianą były miesięczne stopy zwrotu każdego z 10 portfeli, a zmienną objaśniającą – miesięczne stopy zwrotu z indeksu WIG. Nie obliczano parametrów beta dla każdej ze spółek wchodzących w skład danego portfela, gdyż wiązałoby się to z dalszym ograniczeniem liczby spółek zaklasyfikowanych do portfeli ze względu na wymagany okres notowania co najmniej 31 miesięcy (1 cykl koniunkturalny), co obciążyłoby rezultaty.

15 Od maja 2005 r. każdy z portfeli zawierał co najmniej 10 spółek; w okresie przed majem 2005 niektóre portfele składały się z kilku spółek – w jednym ekstremalnym przypadku tylko w skali jednego miesiąca żadna spółka nie spełniała wszystkich kryteriów – w tym przypadku (tylko dla jednej obserwacji miesięcznej) nie mogliśmy wyznaczyć stopy zwrotu, została więc ona pominięta w obliczaniu średniej.

Tabela 3.1. Wyniki i charakterystyki portfeli stworzonych na podstawie kryterium kapitalizacji

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Portfel 1	1,2%	12 159	1,02	1,98	2,3E-08	1,14	7,0%	0,171	1,14%	0,98	6,8%	0,168
Portfel 2	1,3%	1 558	0,93	2,46	1,3E-06	1,30	7,1%	0,187	1,39%	0,93	7,1%	0,196
Portfel 3	1,5%	707	1,08	2,64	4,2E-06	1,53	8,7%	0,173	1,12%	1,00	7,9%	0,143
Portfel 4	2,0%	393	1,01	2,11	7,3E-06	1,28	9,1%	0,217	1,62%	0,98	8,7%	0,186
Portfel 5	2,1%	256	1,12	2,67	6,6E-06	1,39	9,8%	0,211	1,87%	1,04	9,1%	0,207
Portfel 6	1,9%	167	1,11	1,96	1,3E-05	1,28	9,9%	0,187	1,87%	1,01	8,9%	0,210
Portfel 7	2,2%	119	1,15	1,86	1,1E-05	1,29	10,3%	0,216	2,25%	1,08	9,1%	0,247
Portfel 8	2,2%	77	1,05	2,00	2,4E-05	1,36	11,1%	0,195	3,04%	1,22	11,1%	0,274
Portfel 9	3,0%	51	0,91	6,47	5,0E-05	1,32	12,3%	0,248	3,62%	1,15	10,9%	0,332
Portfel 10	4,5%	31	1,00	5,65	1,2E-05	1,31	15,2%	0,297	5,57%	1,23	13,7%	0,407

Objaśnienia: (1) – Średnia stopa zwrotu z portfela; (2) – Średnia kapitalizacja (mln zł); (3) – BETA względem indeksu WIG; (4) – Średni wskaźnik P/BV; (5) – Średni wskaźnik płynności L1 (Amihud, 2002); (6) – Średni wskaźnik MOM (skumulowana wartość jednej jednostki pieniężnej zainwestowana w akcje danej spółki w ciągu ostatnich 9 miesięcy); (7) – Odchylenie standardowe stóp zwrotu tworzących średnią w (1); (8) = (1)/(7); (9) – Średnia stopa zwrotu dla portfeli zbudowanych na podstawie kapitalizacji, gdy nie wymagano dla poszczególnych spółek wchodzących w skład tych portfeli posiadania także innych charakterystyk jak np. wskaźnik *momentum*, parametr beta – było tak w przypadku gdy dana spółka nie miała np. odpowiednio długiego szeregu czasowego wymaganego do obliczenia tych wielkości; (10) – parametr beta względem indeksu WIG dla portfeli skonstruowanych analogicznie do (9); (11) – odchylenie standardowe dla portfeli skonstruowanych analogicznie do (9); (12) = (9)/(11). Dane o interwale miesięcznym.

ną oznaczoną dalej symbolem L1 i obliczoną zgodnie z metodyką Amihuda (2002), opisaną dalej. Wyznaczono także inne miary, aby naświetlić różne aspekty płynności. Płynność dana przybliżeniem L1 jest najbardziej zmienna spośród wszystkich analizowanych danych, na co wskazują wyniki przedstawione w tab. 3.2. Wartości w tej tabeli uzyskano w następujący sposób: obliczono wskaźnik średnia/odchylenie standardowe w całym okresie dla każdej ze spółek i dla każdej z badanych zmiennych, następnie wyznaczono średnią i medianę z tych wartości. Możemy zauważyć, że (przeciętnie) odchylenie standardowe dla czynnika LIQ jest prawie dwa razy większe niż średnia wartość tego czynnika, podczas gdy dla pozostałych zmiennych sytuacja jest odwrotna.

Poniżej opisano pokrótce sposób tworzenia uznanych w literaturze miar (przybliżeń) płynności. Miara L1 skonstruowana została na podstawie metodyki Amihuda (2002), zgodnie ze wzorem:

$$L1_t^i = \frac{1}{Days_t^i} \times \sum_{d=1}^{Days_t^i} \frac{\left|R_{td}^i\right|}{Mv_{td}^i}$$

gdzie:
R_{td}^i – to stopa zwrotu z dnia d, w miesiącu t, dla spółki i;
Mv_{td}^i – to wolumen obrotu z dnia d, w miesiącu t, dla spółki i, wyrażony w pieniądzu;
$Days_t^i$ – liczba dni w miesiącu t dla spółki i.

Tabela 3.2. Porównanie wskaźnika średnia/odchylenie dla różnych charakterystyk spółek

	P BV	MOM	LIQ	CAP
Średnia/odchylenie	2,58	3,25	0,51	2,58
Mediana/odchylenie	1,85	2,21	0,40	1,85

Podczas obliczeń miary L1 wyeliminowano ostatni dzień notowania w miesiącu tak, aby uniknąć obciążenia spowodowanego uwzględnieniem w regresji oraz strategiach danych, które w momencie tworzenia portfela (lub uwzględnienia w regresji)[16] nie były jeszcze znane.

Miara L1 jest odwrotnie skorelowana z płynnością akcji. Obrazuje ona reakcję cenową, przypadającą na każdą jednostkę pieniężną dziennego wolumenu obrotu (wyrażonego pieniężnie). Im większa ta reakcja,

16 W regresjach oraz portfelach opieramy się na miesięcznych stopach zwrotu, obliczonych dla ceny zamknięcia z ostatniego notowania w miesiącu.

tym trudniej zbyć lub nabyć akcję bez „poruszenia" ceny rynkowej. Miara ta wskazuje możliwość bezkosztowego (czyli bez zmiany bieżącego kursu) nabycia lub zbycia danej akcji. Im większa płynność danej akcji, rozumiana jako możliwość zbycia akcji bez wpływania na jej cenę, tym niższe wartości przyjmuje miara L1, z kolei im dana akcja ma niższą płynność, tym wyższe wartości miary L1.

W tabeli. 3.3 przedstawiono wyniki inwestycyjne portfeli, zbudowanych na podstawie kryterium płynności (L1), wykorzystując metodę konstrukcji analogiczną jak w przypadku portfeli opartych na kryterium kapitalizacji. Widoczna jest, choć nie tak wyraźnie jak w przypadku kapitalizacji, pozytywna zależność między stopą zwrotu a średnim wskaźnikiem płynności L1. Jak wspomniano wcześniej, im wyższa miara L1, tym niższa płynność akcji danej spółki. Widzimy więc, że przedstawione rezultaty są zgodne z wnioskami opisanymi w literaturze angielskojęzycznej, np. Banz (1981), oraz polskiej, np. Gajdka i in. (2010) wskazującymi, że spółki o niższej płynności cechują się wyższymi stopami zwrotu. Liczne badania naukowe, np. Haigen, Baker (1996), Datar i in. (1998), Hu (1997), Rouwenhorst (1998), Chordia i in. (2001) dowodzą też, że w regresjach przekrojowych oczekiwane stopy zwrotu z akcji są tym wyższe, im niższa jest płynność danej akcji, co jest zgodne z logiką wskazującą, że za niższą płynność inwestorzy żądają wyższych stóp zwrotu.

Dla rynku polskiego stopa (3,1%, portfel 1) zwrotu z portfela o najniższej płynności jest znacznie wyższa niż dla portfela o najwyższej płynności (1,1%, portfel 10, jeśli dla portfela tego obliczymy medianę, a nie średnią – patrz przypis 92). Przedstawiona zależność wyjaśniana jest żądaniem wyższych stóp zwrotu jako rekompensaty za niższą płynność akcji i ewentualne trudności w ich zbyciu/nabyciu. Zauważmy też, że w tab. 3.1 i 3.3 inne czynniki także korelują ze stopą zwrotu. Możemy zaobserwować, że spółki o wysokiej kapitalizacji cechują się także wyższą płynnością – co jest zgodne z logiką. Wyniki regresji przekrojowych ujawnią, który z tych czynników (a być może oba) wpływa istotnie na stopy zwrotu z akcji.

Kolejna miara płynności dana jest wzorem:

$$L2_t^i = \frac{\nu_t^i}{NS_t^i}$$

gdzie:
ν_t^i – to liczba akcji spółki *i*, będących przedmiotem obrotu w miesiącu *t*;
NS_t^i – to liczba wszystkich akcji wyemitowanych przez spółkę *i*, będących w obrocie dla miesiąca *t* (ang. *shares outstanding*).

Tabela 3.3. Wyniki i charakterystyki portfeli stworzonych na podstawie kryterium płynności

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)*	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Portfel 1	3,1%	166	0,71	3,89	6,1E-04	1,19	7,0%	0,171	3,33%	0,94	10,2%	0,325
Portfel 2	2,5%	227	0,85	5,75	6,3E-05	1,28	7,1%	0,187	3,47%	0,96	9,9%	0,349
Portfel 3	3,5%	262	0,97	2,29	3,2E-05	1,23	8,7%	0,173	3,29%	1,03	9,8%	0,337
Portfel 4	2,7%	234	0,95	2,04	1,1E-05	1,26	9,1%	0,217	2,55%	0,99	9,0%	0,284
Portfel 5	3,3%	331	1,16	2,19	7,5E-06	1,36	9,8%	0,211	3,11%	1,12	10,6%	0,293
Portfel 6	2,2%	344	1,22	2,93	2,0E-06	1,39	9,9%	0,187	1,91%	1,15	10,0%	0,192
Portfel 7	1,5%	680	1,08	2,55	2,8E-06	1,40	10,3%	0,216	1,33%	1,05	8,8%	0,152
Portfel 8	2,1%	781	1,21	2,50	4,4E-07	1,55	11,1%	0,195	1,95%	1,14	9,3%	0,209
Portfel 9	1,2%	1 309	1,20	3,77	8,5E-08	1,44	12,3%	0,248	1,24%	1,18	9,2%	0,134
Portfel 10	1,1%	10 407	1,05	1,91	6,8E-06	1,18	15,2%	0,297	1,32%	1,08	7,8%	0,170

Objaśnienia: (1) – Średnia stopa zwrotu z portfela; (2) – Średnia kapitalizacja (mln zł); (3) – BETA względem indeksu WIG; (4) – Średni wskaźnik P/BV; (5) – Średni wskaźnik płynności L1(Amihud, 2002); (6) – Średni wskaźnik MOM (skumulowana wartość jednej jednostki pieniężnej zainwestowana w akcje danej spółki w ciągu ostatnich 9 miesięcy); (7) – Odchylenie standardowe stóp zwrotu tworzących średnią w (1); (8) = (1)/(7); (9) – Średnia stopa zwrotu dla portfeli zbudowanych na podstawie płynności, gdy nie wymagano dla poszczególnych spółek wchodzących w skład tych portfeli posiadania także innych charakterystyk jak np. wskaźnik *momentum*, parametr beta – było tak w przypadku gdy dana spółka nie miała np. odpowiednio długiego szeregu czasowego wymaganego do obliczenia tych wielkości; (10) – parametr beta względem indeksu WIG dla portfeli skonstruowanych analogicznie do (9); (11) – odchylenie standardowe dla portfeli skonstruowanych analogicznie do (9); (12) = (9)/(11). Dane o interwale miesięcznym.

*Jak wspomniano, czynnik L1 jest bardzo zmienny dla danej spółki. Może to powodować, że spółka zaklasyfikowana w momencie aktualizacji do danego portfela (czyli co 6 miesięcy) już w następnym miesiącu może charakteryzować się zdecydowanie większą lub mniejszą płynnością, my natomiast tworzymy portfele co 6 miesięcy. Powoduje to zawyżenie (jak w przypadku portfela 10) lub zaniżenie średniej. Jeżeli w kolumnie 5 tab. 4.3 użyjemy mediany zamiast średniej, raportowany wskaźnik płynności będzie maleć monotonicznie.

Podobnie jak w przypadku miary L1, podczas estymacji miary L2 wyeliminowano ostatni dzień notowania w miesiącu z tych samych co wcześniej względów. Miara L2 obrazuje, ile razy w danym miesiącu obrócono wszystkimi wyemitowanymi przez daną spółkę akcjami. Obrót całością wyemitowanych akcji jest pozytywnie skorelowany z płynnością akcji.

Następną miarą płynności jest przeciętny względny *spread* – czyli procentowa różnica między ceną żądaną przez kupującego i sprzedającego. *Spread* może być różnie definiowany, np. zgodnie z definicją GPW, jest to „różnica pomiędzy najlepszą ofertą kupna i sprzedaży przed zawarciem każdej transakcji ważony wartością obrotów". Inny sposób wyrażenia tej miary dany jest wzorem:

$$L3_t^i = \frac{Cena\ ask - cena\ bid}{Cena\ ask}$$

gdzie:
cena ask (*bid*) – oznacza najlepszą cenę zakupu (sprzedaży) dla danej akcji *j* w transakcji *t*.

Dla każdej transakcji można wyznaczyć miarę L3 oraz uśrednić ją dla danego dnia. Z powodu niewystarczająco długich szeregów czasowych dotyczących *spreadu* dla akcji z analizowanych rynków, miara ta nie mogła zostać zastosowana w niniejszym badaniu.

Ciekawą miarę płynności proponuje Samarakoon (1999), dla potrzeb niniejszej pracy możemy zdefiniować ją następująco:

$$L4_t^i = \frac{TI_t^i}{PV_t^i}$$

gdzie:
TI_t^i – oznacza intensywność handlu, daną wzorem:

$$TI_t^i = \frac{nT_t^i}{NT_i} \times \frac{\nu_t^i}{V_t}$$

nT_t^i – to liczba transakcji akcją *i* w miesiącu *t*;
NT_i –to liczba transakcji wszystkimi akcjami w miesiącu *t*;
ν_t^i – to liczba akcji spółki *i*, będących przedmiotem obrotu w miesiącu *t*;
V_t– to liczba wszystkich akcji, będących przedmiotem obrotu w miesiącu *t*;
PV_t^i – to zmienność ceny, wyrażona równaniem:

$$PV_t^i = \frac{(P_{Ht}^i - P_{Lt}^i)}{\frac{MV_t^i}{\nu_t^i}}$$

MV_t^i – to wartość obrotu w miesiącu *t* dla spółki *i*;
P_{Ht}^i oraz P_{Lt}^i – to kolejno najwyższa i najniższa cena zamknięcia w miesiącu *t* dla spółki *i*.

Podobnie jak w przypadku miary L3, tak i tutaj niedostępność danych dla odpowiednio długiego odcinka czasu wyklucza użycie tej miary do badania płynności na rynku polskim. Ostatecznie zdecydowano się w całym badaniu mierzyć płynność miarą L1.

Wskaźnik cena do wartości księgowej (P/BV)

Wskaźnik cena do wartości księgowej (P/BV) obrazuje, ile przeciętnie płaci nabywający akcje za każdą złotówkę wartości księgowej danej spółki. Niskie wskaźniki P/BV uznawane są przez zwolenników stylu inwestycyjnego zwanego inwestowaniem w wartość[17] (ang. *value investing*) za korzystne oraz implikujące niedowartościowanie spółki. Jednakże niewysokie wartości P/BV mogą także świadczyć o kłopotach związanych z płynnością finansową spółki i zagrożeniu bankructwem.

W tab. 3.4 zaprezentowano wyniki inwestycji w portfele skonstruowane na podstawie wskaźnika P/BV, metoda konstrukcji portfeli jest analogiczna jak w przypadku, gdy użyto kapitalizacji jako kryterium konstrukcji portfela. Możemy zaobserwować, że dla niższych wskaźników P/BV stopy zwrotu z portfeli generalnie rosną. Wyjątek stanowi jedynie portfel spółek o najwyższej wartości księgowej do rynkowej. Pamiętajmy, że portfele „skrajne" w tym przypadku mogą składać się np. ze spółek zagrożonych bankructwem z ekstremalnie niskim wskaźnikiem P/BV (portfel 10), a w przypadku portfela 1 (najwyższe wskaźniki P/BV) mogą to być spółki z niskimi aktywami trwałymi, ale np. wypłacające wysokie dywidendy, mające cenne patenty i inne aktywa nierzeczowe, które generować mogą wysokie przepływy pieniężne.

17 W przeciwieństwie do stylu inwestycyjnego, „inwestowanie we wzrost" (*growth investing*), gdzie z kolei spółki o wysokim P/BV uważane są za mające duży potencjał do wzrostu wartości.

Tabela 3.4. Wyniki i charakterystyki portfeli stworzonych na podstawie kryterium wskaźnika cena/wartość księgowa

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Portfel 1	3,0%	1 099	0,94	15,30	1,7E-05	2,02	7,0%	0,171	2,76%	0,91	11,4%	0,241
Portfel 2	1,3%	1 796	1,08	3,18	1,0E-05	1,41	7,1%	0,187	1,71%	1,13	9,7%	0,177
Portfel 3	1,2%	2 243	0,97	2,63	8,2E-06	1,33	8,7%	0,173	1,07%	0,93	7,7%	0,139
Portfel 4	1,3%	1 972	0,99	1,96	2,2E-05	1,31	9,1%	0,217	1,43%	0,99	8,3%	0,173
Portfel 5	1,9%	1 523	1,06	1,67	1,0E-05	1,24	9,8%	0,211	1,87%	1,04	8,6%	0,216
Portfel 6	1,9%	1 416	1,06	1,40	1,3E-05	1,18	9,9%	0,187	1,77%	1,03	8,6%	0,206
Portfel 7	2,0%	2 447	1,01	1,27	1,4E-05	1,21	10,3%	0,216	2,00%	1,00	8,5%	0,236
Portfel 8	2,4%	1 753	1,15	0,98	3,8E-05	1,10	11,1%	0,195	2,39%	1,13	9,5%	0,251
Portfel 9	2,7%	1 100	1,10	0,82	2,2E-05	1,17	12,3%	0,248	2,72%	1,09	9,3%	0,293
Portfel 10	4,0%	738	1,30	0,56	2,6E-05	1,11	15,2%	0,297	3,91%	1,30	10,5%	0,373

Objaśnienia: (1) – Średnia stopa zwrotu z portfela; (2) – Średnia kapitalizacja (mln zł); (3) – BETA względem indeksu WIG; (4) – Średni wskaźnik P/BV; (5) – Średni wskaźnik płynności L1 (Amihud, 2002); (6) – Średni wskaźnik MOM (skumulowana wartość jednej jednostki pieniężnej zainwestowana w akcje danej spółki w ciągu ostatnich 9 miesięcy); (7) – Odchylenie standardowe stóp zwrotu tworzących średnią w (1); (8) = (1)/(7); (9) – Średnia stopa zwrotu dla portfeli zbudowanych na podstawie wskaźnika P/BV, gdy nie wymagano dla poszczególnych spółek wchodzących w skład tych portfeli posiadania także innych charakterystyk jak np. wskaźnik *momentum*, parametr beta – było tak w przypadku, gdy dana spółka nie miała np. odpowiednio długiego szeregu czasowego wymaganego do obliczenia tych wielkości; (10) – parametr beta względem indeksu WIG dla portfeli skonstruowanych analogicznie do (9); (11) Odchylenie standardowe dla portfeli skonstruowanych analogicznie do (9); (12) = (9)/(11). Dane o interwale miesięcznym.

Czynnik *momentum* (MOM)

Podobnie do metodyki Jegadeesha i Titmana (1993), a na rynku polskim Szyszki (2006), zmienną *momentum* określono jako skumulowaną stopę zwrotu[18] z danej spółki z ostatnich dziewięciu miesięcy. Wspomniane badania Szyszki potwierdzają istotność takiego okresu na rynku polskim, nie badano więc innych okresów. W rozdziale 2. opisano liczne badania, które wskazują, że skumulowane przeszłe stopy zwrotu mogą opisywać bieżące stopy zwrotu. Czynnik ten zaliczono do czynników rynkowych, choć mógłby on także zostać określony jako czynnik behawioralny. W tab. 3.5 przedstawiono portfele zbudowane na podstawie kryterium wskaźnika *momentum*.

Mimo że zależności między średnią stopą zwrotu z portfela nie jest tak wyraźna, jak np. w przypadku kapitalizacji, możemy jednak zaobserwować tendencję – zgodną z wynikami badań w literaturze światowej i polskiej – wzrostu stopy zwrotu wraz ze wzrostem skumulowanej miesięcznej stopy zwrotu z okresów poprzednich. Czynnik *momentum* może w sposób racjonalny uzasadniać wzrost cen – inwestorzy obserwując coraz lepsze wyniki danej spółki, mogą wyceniać ją coraz wyżej, w takim wypadku informacja o polepszającej się kondycji i perspektywach spółki byłaby dyskontowana przez inwestorów stopniowo w okresie np. 9 miesięcy. Inne wytłumaczenie może odnosić się do efektu stadnego, o którym wspomniano w rozdziale 1. w części dotyczącej finansów behawioralnych. W tym przypadku ceny akcji rosłyby głównie dlatego, że rosły one dotychczas nawet bez mocnych podstaw fundamentalnych – wyniki takie, dotyczące rynku polskiego, możemy znaleźć w publikacji Mazurkiewicz, Sarnowski (2009), choć autorzy podkreślają, że efekt ten występuje ze zmiennym nasileniem w zależności od zmienności rynku. Wnioski takie płyną także z prostego testu, polegającego na obliczeniu wskaźnika korelacji między miarą siły *momentum* z danego okresu (np. wskaźnik RSI – ang. *Relative Strength Index*) a odchyleniami standardowymi z tego samego okresu. W przypadku indeksu WIG (Bovespa) wskaźnik ten wynosi –0,23 (–048), co jest zgodne z twierdzeniem, że im większa zmienność, tym mniejsza siła *momentum*.

18 Dokładnie: skumulowaną wartość jednej jednostki pieniężnej, zainwestowaną w akcje danej spółki, aby w przypadku, gdy stopy w ciągu 9-miesięcznego okresu są ujemne, można było je logarytmować w celu zbadania w regresji przekrojowej logarytmu czynnika MOM.

Tabela 3.5. Wyniki i charakterystyki portfeli stworzonych na podstawie kryterium wskaźnika *momentum*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Portfel 1	3,5%	1 089	1,14	5,42	2,0E-04	2,79	7,0%	0,171	3,30%	1,17	11,5%	0,287
Portfel 2	3,1%	1 729	1,12	2,70	1,3E-05	1,67	7,1%	0,187	3,17%	1,04	9,4%	0,337
Portfel 3	2,4%	2 173	0,98	2,44	4,8E-05	1,46	8,7%	0,173	2,39%	1,00	9,2%	0,261
Portfel 4	2,2%	1 949	1,08	2,09	1,9E-05	1,30	9,1%	0,217	2,19%	1,08	8,8%	0,248
Portfel 5	1,6%	1 551	0,93	5,15	3,6E-05	1,21	9,8%	0,211	2,33%	1,01	8,7%	0,268
Portfel 6	2,6%	1 472	1,08	1,93	1,9E-04	1,13	9,9%	0,187	2,66%	1,03	10,0%	0,266
Portfel 7	2,0%	2 484	1,01	1,55	2,7E-05	1,07	10,3%	0,216	2,36%	0,98	8,9%	0,265
Portfel 8	1,7%	1 715	0,99	1,64	8,8E-05	0,97	11,1%	0,195	1,51%	1,01	8,7%	0,173
Portfel 9	2,3%	1 139	1,17	3,45	5,6E-05	0,87	12,3%	0,248	1,98%	1,18	9,9%	0,200
Portfel 10	2,1%	752	1,24	2,65	6,3E-05	0,74	15,2%	0,297	2,12%	1,25	11,0%	0,192

Objaśnienia: (1) – Średnia stopa zwrotu z portfela; (2) – Średnia kapitalizacja (mln zł); (3) – BETA względem indeksu WIG; (4) – Średni wskaźnik P/BV; (5) – Średni wskaźnik płynności L1 (Amihud, 2002); (6) – Średni wskaźnik MOM (skumulowana wartość jednej jednostki pieniężnej zainwestowana w akcje danej spółki w ciągu ostatnich 9 miesięcy); (7) – Odchylenie standardowe stóp zwrotu, tworzących średnią w (1); (8) = (1)/(7); (9) – Średnia stopa zwrotu dla portfeli zbudowanych na podstawie wskaźnika MOM, gdy nie wymagano dla poszczególnych spółek wchodzących w skład tych portfeli posiadania także innych charakterystyk jak np. parametr beta – było tak w przypadku gdy dana spółka nie miała np. odpowiednio długiego szeregu czasowego wymaganego do obliczenia tych wielkości; (10) – parametr beta względem indeksu WIG dla portfeli skonstruowanych analogicznie do (9); (11) – Odchylenie standardowe dla portfeli skonstruowanych analogicznie do (9); (12) = (9)/(11). Dane o interwale miesięcznym.

3.2.2. Wrażliwości spółek

Ta części pracy ma na celu przybliżenie dwóch metod użytych w celu zdefiniowania (wyodrębnienia), które zmienne behawioralne i makroekonomiczne wpływają na stopy zwrotu z akcji. Metody te obejmują analizę głównych składowych (ang. *Principal Component Analysis* – PCA) oraz metodę modelowania od ogólnego do szczegółowego (ang. *General to Specific Modelling* – GETS). Dzięki PCA, spośród wielu zmiennych behawioralnych uzyskamy jeden czynnik, a dzięki GETS sprawdzimy, które spośród wielu zmiennych makroekonomicznych i behawioralnych objaśniają stopy zwrotu z portfela analizowanych spółek. Dzięki tym dwóm procedurom preselekcji zmiennych uzyskamy zestaw czynników, który będziemy mogli użyć w regresji danej równaniem 3.2 po to, aby uzyskać parametry wrażliwości (parametry kierunkowe z regresji 3.2) na dane czynniki. Parametry te z kolei posłużą jako zmienne objaśniające w regresjach *przekrojowych* danych równaniem (3.1). Proces ten obrazuje zamieszczony na początku rozdziału rys. 3.1.

Jak wspomnieliśmy, poza takimi charakterystykami, jak kapitalizacja, *momentum*, P/BV czy płynność, istnieje druga grupa zmiennych, wpływających na stopy zwrotu – są to wrażliwości (parametry kierunkowe z równania regresji opartych na szeregach czasowych) spółki na dany czynnik (makroekonomiczny, behawioralny, rynkowy). Klasycznym przykładem może być parametr beta z modelu rynkowego, a w naszym przypadku także wrażliwości (parametry kierunkowe z równań opartych na szeregach czasowych) na zmienne makroekonomiczne oraz wrażliwość na miarę sentymentu. Wrażliwości te cechują się tym, że ich pozyskanie wiąże się z zastosowaniem technik ekonometryczno-statystycznych. Są one także obarczone błędem szacunku i mogą cechować się większą zmiennością niż charakterystyki spółek.

Omawiane (parametry) wrażliwości oszacowane zostaną w równaniu regresji wielorakiej, w którym stopy zwrotu z analizowanych spółek będą zmiennymi objaśnianymi, natomiast czynniki makroekonomiczne, indeksy rynkowe oraz wskaźnik sentymentu posłużą jako zmienne objaśniające. W dalszej części pracy opisana zostanie dokładna metodyka wyboru i wyodrębnienia tych zmiennych objaśniających – z użyciem metody GETS w przypadku zmiennych makroekonomicznych oraz za pomocą analizy czynnikowej (jednej z metod analizy czynnikowej: analizy głównych składowych) w przypadku zmiennych opisujących sentyment inwestorów.

Podczas interpretacji omawianych oszacowań należy pamiętać, że parametr stojący przy zmiennej opisującej zmiany stóp zwrotu z indeksu giełdowego szerokiego rynku nie jest tożsamy z parametrem beta z modelu rynkowego czy modelu CAPM. W modelu CAPM zakłada się, że zmienna rynkowa (stopa zwrotu z szerokiego indeksu rynkowego) jest

jedyną zmienną, określającą stopy zwrotu z akcji. W naszym przypadku będzie to zestaw kilku zmiennych, a więc parametr stojący przy stopie zwrotu z szerokiego indeksu rynkowego interpretowany jest jako wrażliwość (parametr kierunkowy) na zmiany indeksu rynkowego przy pozostałych determinantach modelu niezmienionych, zgodnie z zasadą *ceteris paribus*. Inną interpretację ma także wyraz wolny – będzie to oczekiwana stopa zwrotu ze spółki, niezależna od zmian makroekonomicznych, charakterystyk spółki oraz sentymentu inwestorów.

Ogólne równanie regresji, opartej na szeregach czasowych, które pozwoli oszacować nam zmienne potrzebne do równania regresji przekrojowej, wyrażone jest wzorem 3.2. Konkretne zmienne użyte w tym równaniu muszą zostać wcześniej wyodrębnione. Najpierw zajęto się wyodrębnieniem czynnika/czynników $F_{t,h}^{sent}$ (używając analizy głównych składowych), a następnie czynników $F_{k,t}^{macro}$ (używając metody GETS). Za zmienne $rIND_t^{dom}$ dla rynku polskiego przyjęto stopy zwrotu z indeksu WIG (IBOVESPA dla rynku brazylijskiego). Zmienna $rIND_t^{frg}$ w przypadku obu rynków wschodzących, jest reprezentowana przez amerykański indeks S&P 500. Poniżej znajdziemy dokładniejszy opis analizy, dzięki której uzyskano parametry wrażliwości spółek na zmienne behawioralne oraz makroekonomiczne.

Wskaźnik sentymentu – analiza głównych składowych

Aby stworzyć jeden ogólny wskaźnik sentymentu rynkowego dla każdego z rynków, przeprowadzona została analiza czynnikowa (analiza głównych składowych). Do wyodrębnienia czynnika głównego użyto następujących zmiennych, mogących opisać sentyment inwestorów[19] na rynku polskim:

a) *Business Confidence Indicator* (BCI_r_SENT_PL) – wskaźnik zaufania przedsiębiorców (BCI);
b) PENGAB (pengab_r_SENT_PL) – wskaźnik sytuacji w sektorze bankowym;
c) wskaźnik optymizmu analityków (opt_anal_obl_wl_SENT_PL) – mierzony udziałem pozytywnych rekomendacji w całości wydanych w danym miesiącu;
d) wskaźnik optymizmu analityków (opt_ana_wycena_SENT_PL) – mierzony jako średnia premia lub dyskonto rekomendacji analityków względem ceny rynkowej z dnia rekomendacji[20].

19 Zmienne dla wszystkich analizowanych rynków (Polska, Brazylia, USA) wybrano na podstawie istotnych (przy poziomie 0,05) wskaźników korelacji między poszczególnymi zmiennymi a szeregiem stóp zwrotu równoważonego portfela ze wszystkich analizowanych akcji na poszczególnych rynkach.

20 Dla porównania wyodrębniono także drugi czynnik (oznaczony dalej symbolem FAC_SENT_all_PL), oparty na czterech wymienionych zmiennych oraz na:

W przypadku rynku brazylijskiego dostępność do danych jest dużo bardziej ograniczona z powodu dość późnego w czasie początku raportowania danych dotyczących nastroju konsumentów z częstotliwością miesięczną (od marca 2010). Zmienne użyte do konstrukcji czynnika sentymentu na rynku brazylijskim, to:

a) BCI_SENTr_BR – wskaźnik zaufania przedsiębiorców (*Business Confidence Indicator* – BCI);
b) CCI_SENTr_BR[21] – wskaźnik zaufania konsumentów (*Consumer Confidence Indicator* - CCI).

Dla rynku amerykańskiego mamy najlepszy dostęp do danych i najdłuższe szeregi czasowe, dlatego też liczba zmiennych użytych w analizie czynnikowej dla tego kraju jest największa:

a) OUTFGAF_SENT_USA – wskaźnik oparty o ankiety dotyczące perspektyw biznesowych (*Philadelphia Fed Business Outlook Survey Diffusion Index General Conditions*);
b) CONCCONF_SENT_USA – wskaźnik zaufania konsumentów (*Consumer Confidence*);
c) CONSSENT_SENT_USA – wskaźnik zaufania konsumentów (*University of Michigan Confidence Index*);
d) BCI_SENT_USA – wskaźnik zaufania przedsiębiorców (*Business Confidence Indicator* – BCI);
e) CCI_SENT_USA – wskaźnik zaufania konsumentów (*Consumer Confidence Indicator* – CCI);
f) PU_SENT_USA[22] – indeks niepewności politycznej (*Policy Uncertainty*).

Dzięki analizie czynnikowej wyodrębnione zostały (dla każdego rynku oddzielnie) następujące czynniki oznaczone symbolami: FAC_sign_SENT_PL, FAC_SENT_sign_USA oraz FAC_SENT_sign_BR, kolejno

---

WKG_R_SENT_PL, WOK_R_SENT_PL, k2_r_SENT_PL, k3_r_SENT_PL,k5_r_SENT_PL, k6_r_SENT_PL,k7_r_SENT_PL,k8_r_SENT_PL – opisanych w tab. 4.11. Wyniki z uwzględnieniem dodatkowych czynników są podobne. W celu zachowania przejrzystości analiz w dalszej części pracy nie przedstawiono dodatkowych wyników.

21 Dla rynku brazylijskiego także stworzono drugi czynnik, oparty na dwóch wymienionych zmiennych oraz dodatkowo na CONOPINr_SENT_BR – badanie ankietowe dotyczące zaufania konsumentów (*consumer opinion confidence survey*). Wyniki z uwzględnieniem dodatkowych czynników są podobne. W celu zachowania przejrzystości badania nie przedstawiono ich w dalszej części pracy.

22 W tym przypadku, podobnie jak dla rynków Polski i Brazylii, stworzono dodatkowy czynnik, uwzględniając (poza wymienionymi), także ECON_SIT_SENT_USA – badanie ankietowe dotyczące sytuacji ekonomicznej (*Economic situation survey index*) oraz Cons_pr_inf_SENT_USA – badanie ankietowe dotyczące oczekiwań inflacyjnych (*Consumer prices* [*inflation*] *survey*). Wyniki z uwzględnieniem dodatkowych czynników są podobne. W celu zachowania przejrzystości badania nie przedstawiono ich w dalszej części pracy.

dla Polski, USA oraz Brazylii. W następnym etapie użyto ich[23] w procesie GETS do wybrania zmiennych istotnych w opisie stóp zwrotu z akcji.

Tabela 3.6 zawiera statystyki z przeprowadzonej analizy czynnikowej, wskazujące, że metoda ta może zostać użyta w badaniu. Miara Kaisera-Meyera-Olkina w okolicach akceptowanego przez badaczy (np. Wieczorkowska, Wierzbiński 2007) poziomu 0,6, test Bartletta również potwierdza możliwość użycia analizy czynnikowej.

Tabela 3.6. Statystki analizy czynnikowej

Miara adekwatności Kaisera-Meyera-Olkina		PL	USA	BR
		0,562	0,681	0,500
Test sferyczności Bartletta	Statystka Chi-kwadrat	99,352	237,423	20,291
	Istotność	0,000	0,000	0,000

Objaśnienia: Miara adekwatności Kaisera-Meyera-Olkina waha się między 0 a 1. Wyższe wartości sugerują większą adekwatność użyciu analizy czynnikowej; test Bartletta – weryfikujący hipotezę zerową o tym, że macierz korelacji zmiennych jest jednostkowa – czyli braku korelacji między zmiennymi.

Źródło: opracowanie własne w programie SPSS.

Tabele 3.7–3.9 zawierają ładunki czynnikowe, będące współczynnikami korelacji między użytymi zmiennymi a uzyskanym w analizie czynnikiem. W przypadku rynku polskiego można zauważyć, że czynniki związane z bieżącą sytuacją rynkową: opt_anal_obl_wl_SENT_PL – udział pozytywnych rekomendacji w całości rekomendacji w danym miesiącu oraz opt_ana_wycena_SENT_PL – średnia premia lub dyskonto rekomendacji analityków względem ceny rynkowej) są pozytywnie związane z otrzymanym syntetycznym wskaźnikiem (czynnikiem) sentymentu. Miary związane z nastrojem sentymentu w ujęciu bardziej makroekonomicznym (BCI_r_SENT_PL – wskaźnik zaufania przedsiębiorców oraz pengab_r_SENT_PL – wskaźnik sytuacji w sektorze bankowym), korelują natomiast ujemnie ze wskaźnikiem sentymentu. Przyczyną może

23 Oraz ich odpowiedników opartych na analizie wszystkich, a nie tylko istotnie korelujących z równoważonym portfelem akcji zmiennych, mogących opisywać sentyment rynkowy. Czynniki te oznaczono następującymi symbolami: FAC_all_SENT_PL, FAC_SENT_all_USA, FAC_all_SENT_BR – kolejno dla rynku polskiego, amerykańskiego i brazylijskiego. Czynniki z trzonem *all* w nazwie oznaczają te oparte na wszystkich zmiennych, natomiast z trzonem *sign* – czynniki oparte tylko na zmiennych statystycznie istotnie korelujących z równoważonym portfelem badanych akcji z danego rynku (w przypadku USA: z indeksem SP 500).

być inny poziom sentymentu w tych dwóch sferach lub różnice w czasie w dyskontowaniu informacji w środowisku analityków giełdowych i środowisku gospodarczym.

Tabela 3.7. Macierz ładunków czynnikowych dla rynku polskiego

	Czynnik
	1
BCI_r_SENT_PL	–0,699
pengab_r_SENT_PL	–0,234
opt_anal_obl_wl_SENT_PL	0,749
opt_ana_wycena_SENT_PL	0,883

Źródło: opracowanie własne w programie SPSS.

W tab. 3.8 opisano ładunki czynnikowe dla USA wskazujące, że w przypadku rynku amerykańskiego, wszystkie miary zaufania są pozytywnie skorelowane z uzyskanym wskaźnikiem sentymentu. Niepewność polityczna cechuje się natomiast negatywną korelacją. Takie znaki współczynnika korelacji są jak najbardziej zgodne z intuicją ekonomiczną.

Tabela 3.8. Macierz ładunków czynnikowych dla rynku amerykańskiego

	Czynnik
	1
OUTFGAF_SENT_USA	0,296
CONCCONF_SENT_USA	0,768
CONSSENT_SENT_USA	0,830
CCI_SENT_USA	0,883
PU_SENT_USA	–0,365
BCI_SENT_USA	0,516

Źródło: opracowanie własne w programie SPSS.

Uzyskany, dzięki analizie głównych składowych, czynnik sentymentu dla rynku brazylijskiego (tab. 3.9) cechuje się pozytywną korelacją ze zmiennymi opisującymi zaufanie konsumentów i przedsiębiorców w Brazylii. Takie znaki współczynników korelacji mają podstawy ekonomiczne, wskazujące, że im większe zaufanie konsumentów/przedsiębiorców, tym

wyższy sentyment tych grup. To, czy tak skonstruowana miara będzie oddziaływać na rynek akcji, zostanie zbadane w dalszej części rozdziału.

Tabela 3.9. Macierz ładunków czynnikowych dla rynku brazylijskiego

	Czynnik
	1
BCI_SENTr_BR	0,8223
CCI_SENTr_BR	0,8222

Źródło: opracowanie własne w programie SPSS.

Wskaźniki makroekonomiczne – metoda GETS

Wrażliwości (parametry kierunkowe pozyskane w regresjach opartych na szeregach czasowych) na zmienne makroekonomiczne, które zostały wyodrębnione za pomocą wspomnianej wcześniej metody modelowania od ogólnego do szczególnego (GETS), muszą być znane dla każdej ze spółek, gdyż później będą nam one potrzebne do przeprowadzenia regresji przekrojowych. Przypomnijmy, że ogólne równanie regresji opartych na szeregach czasowych, które chcemy oszacować dla każdej ze spółek na rynku polskim oraz brazylijskim, ma postać (3.2).

W tej części pracy opisana została procedura preselekcji zmiennych do równania (3.2) przy użyciu metody GETS. Należy pamiętać, że nasze zmienne zapisane w równaniu (3.2) muszą przyjąć konkretną postać, muszą także oddziaływać systematycznie i istotnie na wszystkie bądź większość spółek giełdowych. Niemożliwe jest, ze względu na mnogość specyfikacji oraz liczbę potencjalnych modeli, przeprowadzenie regresji danej równaniem (3.2) dla każdej ze spółek oddzielnie (zwłaszcza, gdy nie znamy *a priori* zmiennych objaśniających w tym równaniu[24]) oraz wybranie takiego zestawu zmiennych, który byłby „wspólny" dla większości akcji. Jak wcześniej opisano, także użycie analizy czynnikowej, ze względu na wielowymiarowość opisywanej rzeczywistości (np. makroekonomiczne zmienne realne i nominalne), nie jest adekwatną metodą.

Aby wybrać zmienne do prawej strony równania (3.2), postanowiono posłużyć się w metodzie GETS zmienną objaśnianą, która przedstawiałaby, chociaż w uproszczony sposób, ogólną zmienność wszystkich spółek. Za zmienną taką przyjęto równoważone stopy zwrotu ze wszystkich analizowanych spółek na danym rynku, jest więc to niejako odpowiednik rów-

24 Celem tej części analizy jest właśnie określenie tych zmiennych, aby użyć ich w konkretnej już postaci równania (4.2).

noważonego indeksu giełdowego. Z tego powodu z równania (3.2) musimy wyeliminować część związaną z wpływem krajowego czynnika rynkowego ($rIND_t^{dom}$), gdyż ta zmienna objaśniająca byłaby ekonomiczne tożsama ze zmienną objaśnianą. Pamiętajmy, że postępowanie takie to jedynie wstępna preselekcja zmiennych do modelu, gdy już jej dokonamy ponownie włączymy[25] zmienną rynkową ($rIND_t^{dom}$) do równania, tym razem już zawierającego konkretne[26] czynniki – będziemy mogli wtedy oszacować parametry (wrażliwości) *każdej* ze spółek na wybrane czynniki zgodnie z równaniem (3.2). Oczywiście analizując dwa różne rynki, tj. polski i brazylijski, musimy całą analizę GETS przeprowadzić dwukrotnie. Ostatecznie, używając metody GETS (i tylko na potrzeby tej analizy), szacowano następujące równanie:

$$r_t^{portf} = c_1^i + \beta_{frg}^i \times rIND_t^{frg} + \sum_1^k (\beta_{macro,k}^i \times F_{k,t}^{macro}) + \sum_1^h (\beta_{sent,h}^i \times F_{t,h}^{sent}) + \varepsilon_t^i \qquad (3.3)$$

gdzie:
r_t^{portf} – oznacza stopę zwrotu równoważonego portfela wszystkich akcji poddanych analizie z danego rynku (polski/brazylijski).

Pozostałe oznaczenia bez zmian w stosunku do równania (3.2). Poniżej opisano metodykę przeprowadzenia analizy GETS.

W metodzie GETS konstruujemy najpierw rozbudowany model wejściowy z wieloma zmiennymi objaśniającymi (ang. *General Unrestricted Model* – GUM). Zmienne[27] użyte podczas tej analizy dla rynku amerykańskiego, polskiego i brazylijskiego, w rozbiciu na ich typy, przedstawiono kolejno w tab. 3.10–3.12. Głównym źródłem danych był Bloomberg oraz Reuters (udostępniony autorowi podczas stażu naukowego na Uniwersytecie Saõ Paulo w ramach grantu NCN), a także OECD, NBP i GUS. Przedstawione w tabelach zmienne są możliwie pełnym i szerokim zbiorem, a wiele spośród nich zostało potwierdzonych jako użyteczne w opisie wahań rynku kapitałowego (porównaj przegląd literatury w rozdziale 2.).

25 Włączenie tej zmiennej do modelu nie powoduje drastycznego pogorszenia własności statystycznych modelu. Gdy obliczono (w sposób kroczący – dla 30 miesięcznych okresów) współczynniki korelacji między miesięcznymi stopami zwrotu z indeksu WIG a SP 500, wahały się one od 0,40 do 0,88. W przypadku indeksu IBOVESPA i SP 500 wahania wynosiły od 0,50 do 0,85. Takie wartości – jak wynika ze statystyk VIF przedstawionych w tab. 3.17 – nie powodują problemu współliniowości.

26 Wybrane podczas preselekcji z wykorzystaniem metody GETS.

27 Wszystkie zmienne zbadano rozszerzonym testem Dickeya-Fullera (ADF) na stacjonarność, a jeżeli wykazał on występowanie niestacjonarności, zmienną poddano modyfikacji (obliczono pierwsze różnice, stopy wzrostu) do momentu wyeliminowania tej niestacjonarności. Porównaj tab. 3.10–3.12.

Tabela 3.10. Zmienne dotyczące rynku USA użyte w modelowaniu GETS

Typ zmiennej	Nazwa zmiennej	Opis i oryginalna nazwa zmiennej	Typ modyfikacji	Źródło
1	2	3	4	5
Zmienne rynkowe	rSP500	Indeks SP 500	Stopa wzrostu	Bloomberg
Zmienne makroekonomiczne	IP_CHNG_MAC_US	Indeks produkcji przemysłowej	–	Bloomberg
	NAPMPMI__MAC_USA	ISM Manufacturing index	Stopa wzrostu	Bloomberg
	TMNOCHNG_MAC_USA	Raport „Factory orders”	–	Bloomberg
	NFP_TCH_MAC_USA	Raport z rynku pracy – zatrudnieni w sektorze pozarolniczym; Nonfarm payroll employment	–	Bloomberg
	USURTOT_MAC_USA	Stopa bezrobocia	Przyrost	Bloomberg
	MWINCHNG_MAC_USA	Raport dotyczący wskaźnika zapasów; Wholesale Inventories	–	Bloomberg
	IMP1CHNG_MAC_USA	Wskaźnik cen produktów importowanych; Import Price Index (MoM)	–	Bloomberg
	PPI_CHNG_MAC_USA	Wskaźnik cen producentów; Producer Price Index (MoM)	–	Bloomberg
	CPUPXCHG_MAC_USA	Wskaźnik inflacji bez udziału żywności i energii; CPI Ex Food and Energy (MoM)	–	Bloomberg
	CPTICHNG_MAC_USA	Stopień wykorzystania mocy wytwórczych; Capacity Utilization	–	Bloomberg
	NHSLTOT_MAC_USA	Sprzedaż nowych domów; New Home Sales	Stopa wzrostu	Bloomberg
	PITLCHNG_MAC_USA	Dochody; Personal Income	–	Bloomberg

Tabela 3.10 (cd.)

1	2	3	4	5
Zmienne makroekonomiczne	SAARDTOT_MAC_USA	Sprzedaż pojazdów; Domestic Vehicle Sales	Stopa wzrostu	Bloomberg
	CICRTOT_MAC_USA	Wartość kredytów konsumenckich; Consumer Credit	–	Bloomberg
	PXFECHNG_MAC_USA	Wskaźnik inflacji producenta bez udziału żywności i energii; PPI Ex Food and Energy (MoM)	–	Bloomberg
	USTBTOT_MAC_USA	Bilans handlowy; Trade Balance	Przyrost	Bloomberg
	CPURNSA_MAC_USA	Wskaźnik inflacji konsumenta; Consumer Price Index NSA	Stopa wzrostu	Bloomberg
	NHSPSTOT_MAC_USA	Liczba rozpoczętych budów nowych domów; Housing Starts	–	Bloomberg
	LEI_CHNG_MAC_USA	Wskaźniki wyprzedzające koniunkturę; Leading Indicators	–	Bloomberg
	DGNOCHNG_MAC_USA	Zamówienia dóbr trwałego użytku; Durable Goods Orders	–	Bloomberg
	PCE_CRCH_MAC_USA	Wydatki; Personal Spending	–	Bloomberg
	USMMMNCH_MAC_USA	Zmiana nowych zatrudnionych w sektorze pozarolniczym; Change in Manufact. Payrolls	Przyrost	Bloomberg
	CPI_CHNG_MAC_USA	Consumer Price Index (MoM)	–	Bloomberg
	MTIBCHNG_MAC_USA	Raport dotyczący wskaźnika zapasów; Business Inventories (zmiana miesięczna)	–	Bloomberg
	CHPMINDX_MAC_USA	Wskaźnik aktywności finansowej wśród menedżerów; Chicago Purchasing Manager	–	Bloomberg
	prod_OECD_MAC_USA	Produkcja przemysłowa	Stopa wzrostu	OECD
	CLI__MAC_USA	Wskaźniki wyprzedzające koniunkturę; Composite Leading Indicators	Stopa wzrostu	OECD

Zmienne behawioralne	OUTFGAF_SENT_USA	Wskaźnik oparty o ankiety dotyczące perspektyw biznesowych Philadelphia Fed Business Outlook Survey Diffusion Index General Conditions	–	Bloomberg
	CONCCONF_SENT_USA	Wskaźnik zaufania konsumentów; Consumer Confidence	Stopa wzrostu	Bloomberg
	CONSSENT_SENT_USA	Wskaźnik zaufania konsumentów; U. of Michigan Confidence index	Stopa wzrostu	Bloomberg
	BCI_SENT_USA	Wskaźnik zaufania przedsiębiorców; Business Confidence Indicator (BCI)	Stopa wzrostu	OECD
	CCI_SENT_USA	Wskaźnik zaufania konsumentów; Consumer Confidence Indicator (CCI)	Stopa wzrostu	OECD
	ECON_SIT_SENT_USA	Badanie ankietowe dot. sytuacji ekonomicznej; Economic situation survey index	–	OECD
	Cons_pr_inf_SENT_USA	Badanie ankietowe dot. oczekiwań inflacyjnych; Consumer prices (inflation) survey	–	OECD
	PU_SENT_USA	Indeks niepewności politycznej; Policy Uncertainty	Stopa wzrostu	www.PolicyUncertainty.com
	FAC_SENT_all_USA	Pierwszy komponent wyodrębniony w analizie głównych składowych (użyto wszystkich zmiennych opisujących sentyment na rynku USA)	–	Obliczenia własne, SPSS
	FAC_SENT_sign_USA	Pierwszy komponent wyodrębniony w analizie głównych składowych (użyto tylko zmienne istotnie statystycznie skorelowane z SP 500)	–	Obliczenia własne, SPSS

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3.11. Zmienne dotyczące rynku polskiego użyte w modelowaniu GETS

Typ zmiennej	Nazwa zmiennej	Opis i oryginalna nazwa zmiennej	Typ modyfikacji	Źródło
Zmienne rynkowe	rWIG	Indeks WIG	Stopa wzrostu	Bloomberg
	Portf_EQ_PL	Portfel równoważony badanych spółek polskich	Stopa wzrostu	Bloomberg
Zmienne makroekonomiczne	Eksport_MAC_PL	Eksport	Przyrost stopy wzrostu	NBP
	Import_MAC_PL	Import	Stopa wzrostu	NBP
	Inflacja_MAC_PL	Wskaźnik inflacji; CPI	–	NBP
	M3_MAC_PL	Miara pieniądza M3	Stopa wzrostu	NBP
	M1_MAC_PL	Miara pieniądza M1	Stopa wzrostu	NBP
	PMI_MAC_PL	Wskaźnik aktywności finansowej wśród menedżerów; Purchasing Manager Index	Stopa wzrostu	Bankier.pl
	industry_MAC_PL	Produkcja przemysłowa	Stopa wzrostu	GUS
	sales_MAC_PL	Wolumen sprzedaży w handlu detalicznym; Total retail trade (Volume)	Stopa wzrostu	OECD
	unemployment_MAC_PL	Stopa bezrobocia	Przyrost	OECD
	reserves_MAC_PL	Oficjalne rezerwy banku narodowego	Stopa wzrostu	NBP
	CLI_MAC_PL	Wskaźniki wyprzedzające koniunkturę; Composite Leading Indicators	–	OECD

Zmienne behawioralne	WKG_R_SENT_PL	Wskaźnik Klimatu Gospodarczego; Economic Climate Index	Stopa wzrostu	Ipsos-Demoskop
	WOK_R_SENT_PL	Wskaźnik optymizmu konsumentów; Consumer Optimism Index	Stopa wzrostu	Ipsos-Demoskop
	BCI_r_SENT_PL	Wskaźnik zaufania przedsiębiorców; Business Confidence Indicator (BCI)	Stopa wzrostu	OECD
	pengab_r_SENT_PL	Wskaźnik sytuacji w sektorze bankowym	Stopa wzrostu	Bankier.pl
	opt_anal_obl_wl_SENT_PL	Wskaźnik optymizmu analityków: udział pozytywnych rekomendacji w całości rekomendacji	–	Obliczenia własne (źródło danych: interia.pl)
	opt_ana_wycena_SENT_PL	Wskaźnik optymizmu analityków: średnia premia lub dyskonto rekomendacji analityków względem ceny rynkowej	–	Obliczenia własne (źródło danych: interia.pl)
	k2_r_SENT_PL	Wskaźnik koniunktury GUS (przemysł: ogólna sytuacja)	Stopa wzrostu	GUS
	k3_r_SENT_PL	Wskaźnik koniunktury GUS (przemysł: produkcja sprzedana)	Stopa wzrostu	GUS
	k5_r_SENT_PL	Wskaźnik koniunktury GUS (przemysł: zatrudnienie)	Stopa wzrostu	GUS
	k6_r_SENT_PL	Wskaźnik koniunktury GUS (budownictwo: ogólna sytuacja)	Stopa wzrostu	GUS

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3.12. Zmienne dotyczące rynku brazylijskiego użyte w modelowaniu GETS

Typ zmiennej	Nazwa zmiennej	Opis i oryginalna nazwa zmiennej	Typ modyfikacji	Źródło
Zmienne rynkowe	rIBOV	Indeks Ibovespa	Stopa wzrostu	Bloomberg
	IBOV_EQ_BR	Portfel równoważony badanych spółek brazylijskich	Stopa wzrostu	Bloomberg
Zmienne makroekonomiczne	M2r_MAC_BR	Miara pieniądza M2	Stopa wzrostu	OECD
	M1r_MAC_BR	Miara pieniądza M1	Stopa wzrostu	OECD
	BZPIIPCM_MAC_BR	Inflacja	–	Bloomberg
	BZCACURRr_MAC_BR	Bilans handlowy (rachunek bieżący)	Stopa wzrostu	Bloomberg
	BZTBBALMr_MAC_BR	Bilans handlowy	Stopa wzrostu	Bloomberg
	trader_MAC_BR	Wolumen sprzedaży w handlu detalicznym; Total retail trade (Volume)	Stopa wzrostu	OECD
	Reservr_MAC_BR	Oficjalne rezerwy banku narodowego	Stopa wzrostu	OECD
	Prodoecdr_MAC_BR	Produkcja przemysłowa	Stopa wzrostu	OECD
	CLIr_MAC_BR	Wskaźniki wyprzedzające koniunkturę; Composite Leading Indicators	Stopa wzrostu	OECD

Zmienne behawioralne	BCI_SENTr_BR	Wskaźnik zaufania przedsiębiorców; Business Confidence Indicator (BCI)	Stopa wzrostu	OECD
	CCI_SENTr_BR	Wskaźnik zaufania konsumentów; Consumer Confidence Indicator (CCI)	Stopa wzrostu	OECD
	CONOPINr_SENT_BR	Badanie ankietowe dotyczące zaufania konsumentów; Consumer opinion, confidence survey	Stopa wzrostu	OECD
	FAC_SENT_sign_BR	Pierwszy komponent wyodrębniony w analizie głównych składowych (użyto tylko zmienne istotnie statystycznie skorelowane z Portf_EQ_BR – portfelem równoważonym analizowanych spółek)	–	Obliczenia własne, SPSS
	FAC_SENT_all_BR	Pierwszy komponent wyodrębniony w analizie głównych składowych (użyto wszystkich zmiennych opisujących sentyment na rynku brazylijskim)	–	Obliczenia własne, SPSS

Źródło: opracowanie własne.

Prześledźmy, jak dokładnie wygląda proces modelowania od ogólnego do szczególnego. W wierszach tab. 3.13 oraz 3.14 przedstawiono różne kombinacje zestawów zmiennych z poszczególnych ich typów, tj. zmiennych makroekonomicznych, behawioralnych oraz rynkowych. Każdy wiersz dotyczy jednego modelu GUM. Tabela 3.13 jest poświęcona rynkowi polskiemu natomiast tab. 3.14 – rynkowi brazylijskiemu. W obu przypadkach rynkiem referencyjnym był rynek Stanów Zjednoczonych.

W pierwszej i czwartej kolumnie tab. 3.13 przedstawiono zmienne makroekonomiczne, które zostały użyte do tworzenia danego modelu ogólnego (GUM). Jak można zauważyć, w każdym z modeli – ośmiu dla rynku polskiego oraz dziesięciu dla rynku brazylijskiego – zostały użyte wszystkie zebrane zmienne makroekonomiczne, dotyczące rynku krajowego i zagranicznego. Zauważmy też, że w modelach, gdzie użyto poszczególnych zmiennych behawioralnych, czyli zmiennych zastosowanych w analizie głównych składowych[28], nie wprowadzono zmiennej behawioralnej w postaci czynnika otrzymanego z analizy głównych składowych (PCA) tak, aby nie spowodować współliniowości zmiennych. W przedstawionych modelach sprawdzono także, który z dwóch rodzajów (czynnik oparty na wszystkich zmiennych czy czynnik oparty na zmiennych istotnie skorelowanych z indeksem rynkowym – kolumny 2 i 5 tab. 3.13 oraz kolumny 2 i 6 tab. 3.14) czynników behawioralnych, pozyskanym dzięki PCA, lepiej opisuje zmiany portfela wszystkich akcji. Sprawdzono także, czy modele ze zmienną opisującą zmiany indeksu zagranicznego są dokładniejsze niż modele bez tej zmiennej (wiersze 1–4 *vs* wiersze 5–7 tab. 3.13 oraz wiersze 1–5 *vs* wiersze 6–10, tab. 3.14). Kolumna szósta i ósma w tab. 3.13 i 3.14 przedstawiają liczbę wszystkich zmiennych użytych w wyjściowych modelach GUM. W kolumnie siódmej (tab. 3.13) i dziewiątej (tab. 3.14) widzimy ostateczną liczbę zmiennych w modelu końcowym, uzyskanym dzięki procedurze GETS. Kolejne kolumny zawierają współczynnik determinacji modelu (prosty oraz skorygowany). W ostatniej kolumnie znaleźć można wartość kryterium informacyjnego Akaikego[29] (AIC) – jest to częsta miara wyboru jednego spośród kilku modeli. Dane modele ułożono od najlepszej względnej jakości (najniższe AIC).

---

28 Dla rynku brazylijskiego, ze względu na mniejszą liczbę zmiennych opisujących sentyment, użyto poszczególnych składników, a także uzyskanych z nich (w analizie głównych składowych) czynników sentymentu w celach porównawczych – aby sprawdzić, czy wyodrębniony (otrzymany z PCA) czynnik lub tworzące go składniki lepiej opisują stopy zwrotu. Dla rynku polskiego także sprawdzono poszczególne składniki, jednak wyniki w obu przypadkach są porównywalne. Aby zachować przejrzystość pracy, w tabelach zaprezentowano jedynie wyniki dotyczące czynników pozyskanych w analizie głównych składowych.

29 Porównaj: Akaike (1973).

Tabela 3.13. Rezultaty analizy GETS dla rynku polskiego

Zmienne makroekonom. (USA)	Zmienne behawioralne – czynnik behawioralny z PCA (USA)	Zmienne rynkowe (USA)	Zmienne makroekonom. (PL)	Zmienne behawioralne – czynnik behawioralny z PCA (PL)	Liczba zmiennych w modelu początkowym	Liczba zmiennych w modelu końcowym	R^2	R^2 adj	Kryterium AIC
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Wszystkie zmienne makroekonom. dla USA	FAC_SENT_all_USA	SP 500	Wszystkie zmienne makroekonom. dla Polski	FAC_SENT_sign_PL	41	5	54,1%	52,5%	–5,821
,,	FAC_SENT_all_USA	SP 500	,,	FAC_SENT_all_PL	41	5	54,1%	52,5%	–5,821
,,	FAC_SENT_sign_USA	SP 500	,,	FAC_SENT_all_PL	41	5	53,6%	52,1%	–5,811
,,	FAC_SENT_sign_USA	SP 500	,,	FAC_SENT_sign_PL	41	4	52,1%	50,8%	–5,792
,,	FAC_SENT_all_USA	x	,,	FAC_SENT_all_PL	40	9	47,7%	44,5%	–5,639
,,	FAC_SENT_all_USA	x	,,	FAC_SENT_sign_PL	40	8	45,4%	42,4%	–5,609

Tabela 13 (cd.)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
,,	FAC_SENT_sign_USA	x	,,	FAC_SENT_all_PL	40	8	44,4%	41,3%	–5,591
,,	FAC_SENT_sign_USA	x	,,	FAC_SENT_sign_PL	40	6	42,4%	40,0%	–5,581

Objaśnienia: w przypadku modeli początkowych tak duża liczba zmiennych może powodować problem współliniowości. Dlatego modele te zostały poddane testom VIF (*Variance Inflation Factor*) – i w każdym przypadku usunięto zmienne o najwyższym wskaźniku VIF (zazwyczaj wystarczyło usunąć jedną lub dwie zmienne aby VIF dla pozostałych zmiennych ukształtował się poniżej wartości referencyjnej wynoszącej 10; por. Kutner, 2004). Wartości statystki VIF dla pierwszego z modeli (o najniższej wartości AIC) znajdują się w tab. 3.16. Dla innych modeli przedstawionych w tabelach – wyniki są podobne, w celu zachowania przejrzystości pracy postanowiono ich nie przedstawiać. Po usunięciu zmiennej (zmiennych) z najwyższą statystyką VIF z modeli początkowych, skład zmiennych w modelach końcowych nie uległ zmianie. Analogiczne postępowanie przeprowadzono w przypadku rynku brazylijskiego. Tabele 4.17 i 4.18 zawierają statystyki VIF dla modeli końcowych uzyskanych we procedurze GETS.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3.14. Rezultaty analizy GETS dla rynku brazylijskiego

Zmienne makro-ekonom. (USA)	Zmienne behawioralne – poszczególne zmienne użyte do konstrukcji czynnika behawioralnego w PCA (USA)	Zmienne behawioralne – czynnik behawioralny z PCA (USA)	Zmienne rynkowe (USA)	Zmienne makroeko-nom. (BR)	Zmienne behawioralne – poszczególne zmienne użyte do konstrukcji czynnika behawioralnego w PCA (BR)	Zmienne behawioralne – czynnik behawioralny z PCA (BR)	Liczba zmiennych w modelu wejściowym	Liczba zmiennych w modelu końcowym	R^2	R^ adj	Kryt. AIC
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Wszystkie zmienne makroekonom. dla USA	wszystkie poszczególne zmienne	x	SP 500	Wszystkie zmienne makroekonom. dla Brazylii	wszystkie poszczególne zmienne	x	48	8	58,0%	55,9%	-6,01
,,	x	FAC_SENT_all_USA	SP 500	,,	x	FAC_SENT_all_BR	39	5	51,2%	49,9%	-5,90
,,	x	FAC_SENT_sign_USA	SP 500	,,	x	FAC_SENT_all_BR	39	5	51,2%	49,9%	-5,90

Tabela 3.14 (cd.)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
,,	x	FAC_SENT_ all_USA	SP 500	,,	x	FAC_SENT_ sign_BR	39	3	49,3%	48,6%	-5,89
,,	x	FAC_SENT_ sign_USA	SP 500	,,	x	FAC_SENT_ sign_BR	39	3	49,3%	48,6%	-5,89
,,	wszystkie poszczególne zmienne	x	x	,,	wszystkie poszczególne zmienne	x	47	11	46,8%	43,1%	-5,74
,,	x	FAC_SENT_ sign_USA	x	,,	x	FAC_SENT_ sign_BR	38	7	32,7%	29,9%	-5,56
,,	x	FAC_SENT_ all_USA	x	,,	x	FAC_SENT_ sign_BR	39	7	32,7%	29,9%	-5,56
,,	x	FAC_SENT_ all_USA	x	,,	x	FAC_SENT_ all_BR	38	7	31,6%	28,8%	-5,54
,,	x	FAC_SENT_ sign_USA	x	,,	x	FAC_SENT_ all_BR	38	3	24,8%	23,8%	-5,50

Źródło: opracowanie własne.

W tab. 3.15 przedstawiono wybrany model o najniższym wskaźniku AIC, opisujący wpływ wyselekcjonowanych zmiennych na stopę zwrotu z równoważonego portfela badanych akcji z rynku polskiego, wyodrębnionych w procedurze GETS.

Tabela 3.15. Wynik regresji równania 3.3 dla rynku polskiego. Zmienne wybrane na podstawie kryterium AIC z użyciem procedury GETS

Zmienne		Współczynnik	Błąd st.	Stat. *t*-Studenta	*t*-prob
Stała		–1,9485	0,35	–5,54	0,0000
SP 500		0,7518	0,10	7,18	0,0000
MTIBCHNG_MAC_USA		–0,0314	0,01	–3,26	0,0014
PMI_MAC_PL		0,5049	0,16	3,12	0,0022
CLI_MAC_PL		0,0197	0,00	5,59	0,0000
FAC_SENT_all_USA		0,0120	0,00	2,50	0,0136
RSS		0,42254	sigma	0,05343	
LogLik		454,1793	AIC	–5,8205	
T		154			
R^2		0,54067	Radj^2	0,52516	
Test2	Wartość	*p*–value			
Chow (2006: 8)	0,92	0,64			
Normality test	1,53	0,47			
AR1-4 test	1,43	0,23			
ARCH 1-4 test	1,67	0,16			
Hetero test	1,77	0,07			

Źródło: opracowanie własne.

Zgodnie z wynikami regresji opartej na szeregach czasowych (przedstawionymi w tab. 3.15), na polski rynek akcji mają wpływ takie zmienne, jak: stopa zmiany indeksu SP 500, zmienne makroekonomiczne: zmiana poziomu zapasów w USA, wskaźnik aktywności finansowej wśród menedżerów w Polsce, wskaźniki wyprzedzające koniunkturę dla rynku polskiego oraz zmienna behawioralna – poziom sentymentu inwestorów w USA. Pamiętajmy, że opisana analiza GETS jest jedynie analizą pomocniczą, mającą na celu preselekcję zmiennych w celu oszacowania wrażliwości stóp zwrotu z badanych akcji na te zmienne.

Zależności opisane w tab. 3.15 mają logiczną interpretację ekonomiczną: wraz ze wzrostem zagranicznego indeksu rynkowego, wzrostem poziomu aktywności menedżerów, wzrostem wartości wskaźników wyprzedzających koniunkturę czy zwiększającym się sentymentem inwestorów zagranicznych stopy zwrotu z rynku akcji także zwiększają się. Natomiast przy wzroście zapasów towarów w USA (niższa sprzedaż) stopy te obniżają się.

Otrzymane wyniki prowadzą do konkluzji o negatywnej weryfikacji hipotezy I w przypadku rynku polskiego, tzn. wewnętrzne czynniki behawioralne nie wpływają istotnie na stopy zwrotu na polskim rynku akcji, jeśli uwzględnimy czynniki przedstawione w tab. 3.15. Natomiast jeśli chodzi o hipotezę II, mówiącą o istotnym wpływie na stopy zwrotu behawioralnych czynników zewnętrznych, to należy zweryfikować ją pozytywnie – sentyment inwestorów amerykańskich pozytywnie oddziałuje (w regresji opartej na danych czasowych) na stopy zwrotu z polskiego rynku akcji. Wyniki uzyskane dzięki procedurze GETS pozwalają zweryfikować pozytywnie także hipotezę IV, mówiącą, że czynniki behawioralne zewnętrzne mają większe znaczenie niż czynniki krajowe – jak widzimy w tab. 3.15, zmienna behawioralna istotna statystycznie dotyczy rynku USA, zmienna behawioralna z rynku polskiego nie weszła do modelu jako statystycznie istotna. Jednakże w przypadku rynku brazylijskiego (tab. 3.16) zmienne behawioralne, zarówno z rynku zewnętrznego (USA), jak i wewnętrznego, weszły jako istotne do modelu opartego na szeregach czasowych. To, czy będą one istotne w regresjach przekrojowych, zostało zbadane i opisane w dalszej części rozdziału, przy omawianiu wyników regresji przekrojowych.

Tabela 3.16 zawiera informacje analogiczne do poprzednich, tylko dla rynku brazylijskiego. Jak można zauważyć, model z najmniejszą wartością kryterium AIC w tym przypadku składa się z ośmiu zmiennych[30]. Zgodnie z wynikami analizy GETS, czynniki makroekonomiczne z Brazylii i USA, stopa zwrotu z indeksu SP 500 oraz czynniki behawioralne z obu rynków wpływają istotnie na stopy zwrotu z równoważonego indeksu spółek brazylijskich. Znaki stojące przy poszczególnych zmiennych wydają się mieć racjonalne uzasadnienie ekonomiczne. Wzrost podaży pieniądza M2 w Brazylii, wzrost dochodów mieszkańców USA, wzrost stopy zwrotu z indeksu SP 500 wpływają dodatnio na zmiany stóp zwrotu spółek brazylijskich. Przyczyna może tkwić w połączeniach handlowych między USA i Brazylią. Również spadek produkcji krajowej w USA może przełożyć się pozytywnie na wzrost eksportu z Brazylii. Wzrost ryzyka politycznego w USA mierzony indeksem ryzyka politycznego (policyuncertainty.com) oraz wzrost oczekiwań inflacyjnych

30 Statystyki VIF dla tego modelu przedstawiono w tab. 3.18.

w USA może z kolei osłabić chęć zwiększania konsumpcji, co może przełożyć się negatywnie na przychody spółek giełdowych eksportujących do USA. Krajowe wskaźniki zaufania konsumentów mają w równaniu regresji różne znaki, co utrudnia jednoznaczną interpretację ekonomiczną (nie jest to wynik współliniowości zmiennych, na co wskazują statystyki VIF z tab. 3.19 i dalej). Zmienne te wchodzą jednak jako istotne do równania regresji, co potwierdza hipotezę I. Także w przypadku sygnałów behawioralnych płynących z USA mam do czynienia z istotnym ich wpływem – fakt ten skłania do pozytywnej weryfikacji hipotezy II dla rynku brazylijskiego.

Tabela 3.16. Wynik regresji równania 3.3 dla rynku brazylijskiego. Zmienne wybrane na podstawie kryterium AIC z użyciem procedury GETS

Zmienne		Współczynnik	Błąd st.	Stat. *t*-Studenta	*t*-prob
IP_CHNG_MAC_US		–0,0172	0,01	–2,76	0,0066
PITLCHNG_MAC_USA		0,0197	0,01	2,52	0,0127
M2r_MAC_BR		3,4139	0,88	3,90	0,0001
SP 500		0,8289	0,09	8,93	0,0000
Cons_pr_inf_SENT_USA		–0,0090	0,00	–2,71	0,0075
PU_SENT_USA		–0,0633	0,02	–2,97	0,0035
CCI_SENTr_BR		14,6936	3,78	3,88	0,0002
CONOPINr_SENT_BR		–0,3165	0,12	–2,72	0,0073
RSS		0,33966	sigma	0,04823	
LogLik		470,9917	AIC	–6,0129	
T		154			
R^2		0,57961	Radj^2	0,55945	
Test3	Wartość	*p*-value			
Chow (2006: 8)	0,69	0,95			
Normality test	1,24	0,54			
AR1-4 test	0,84	0,50			
ARCH 1-4 test	1,12	0,35			
Hetero test	1,13	0,34			

Źródło: opracowanie własne.

W tab. 3.17–3.18 przedstawiono statystyki VIF[31] w celu zbadania, czy na wyniki otrzymane w procedurze GETS może wpływać negatywnie zjawisko współliniowości, co przy tak dużej liczbie zmiennych „wejściowych" może mieć miejsce. Wnioski z analizy tego potencjalnego problemu wskazują, że nawet w przypadku istnienia współliniowości w modelu początkowym – może ona zostać wyeliminowana przez usunięcie zaledwie jednej lub dwóch zmiennych z najwyższą statystką VIF i nie ma to wpływu na skład zmiennych w modelu końcowym. Na tym etapie problem współliniowości nie występuje (tab. 3.17 oraz 3.18).

Tabela 3.17. Statystyki VIF dla pierwszego modelu początkowego z tab. 3.13 w procedurze GETS. Rynek polski

Zmienna	VIF	Zmienna	VIF
PCE_CRCH_MAC_USA	4,00	SP 500	2,27
USMMMNCH_MAC_USA	1,61	IP_CHNG_MAC_US	5,71
CPI_CHNG_MAC_USA	9,91	NAPMPMI__MAC_USA	2,10
MTIBCHNG_MAC_USA	6,14	NFP_TCH_MAC_USA	4,25
CHPMINDX_MAC_USA	3,23	USURTOT_MAC_USA	2,05
prod_OECD_MAC_USA	5,64	MWINCHNG_MAC_USA	5,27
CLI__MAC_USA	5,36	IMP1CHNG_MAC_USA	5,20
Eksport_MAC_PL	4,19	PPI_CHNG_MAC_USA	4,80
Import_MAC_PL	3,49	CPUPXCHG_MAC_USA	1,63
Inflacja_MAC_PL	1,63	CPTICHNG_MAC_USA	5,93
M3_MAC_PL	2,13	NHSLTOT_MAC_USA	1,47
M1_MAC_PL	2,57	PITLCHNG_MAC_USA	1,70
PMI_MAC_PL	1,61	SAARDTOT_MAC_USA	2,98
industry_MAC_PL	1,99	CICRTOT_MAC_USA	1,86
sales_MAC_PL	1,72	PXFECHNG_MAC_USA	1,81
unemployment_MAC_PL	2,67	USTBTOT_MAC_USA	1,32
reserves_MAC_PL	1,47	CPURNSA_MAC_USA	9,77

31 $VIF = \frac{1}{1-R_i^2}$, gdzie R_i^2 to współczynnik determinacji modelu, dla którego zmienna *i* występuje jako zmienna objaśniania, a nie objaśniająca; porównaj Theil (1971).

CLI_MAC_PL	3,39	NHSPSTOT_MAC_USA	1,77
FAC_SENT_all_USA	2,94	LEI_CHNG_MAC_USA	2,04
FAC1_4_zmienn_SENT_PL	3,83	DGNOCHNG_MAC_USA	1,42

Objaśnienia: statystyki dla 40 zmiennych – po usunięciuz modelu zmiennej o najwyższej wartości VIF (TMNOCHNG_MAC_USA – VIF 19,43).

Źródło: opracowanie własne.

Jak zauważono, problem współliniowości może pojawić się przy dużej liczbie zmiennych opisujących całość zjawisk kształtujących stopy zwrotu z akcji. Potencjalna współliniowość prowadzić może do zawyżenia błędów standardowych, a przez to rzutować na istotność parametrów modelu. Współliniowość przyczynia się do niewiarygodnych i niestabilnych szacunków modelu. Aby tego uniknąć, w procedurze GETS usunięto z modeli początkowych te zmienne, które charakteryzowały się najwyższą wartością VIF. Zazwyczaj wystarczyło usunąć jedną lub dwie zmienne z modelu początkowego, aby pozostałe statystyki VIF dla reszty zmiennych w modelu nie przekraczały wartości referencyjnej, równej 10. Statystyki VIF dla modelu początkowego o najwyższym kryterium AIC po usunięciu zmiennej charakteryzującej się najwyższą statystyką VIF (w tym przypadku była to zmienna TMNOCHNG_MAC_USA, zamówienia fabryk w USA) przedstawiono w tab. 3.17.

Te same statystyki VIF, tylko dla modelu końcowego, zaprezentowano w tab. 3.18. Jak możemy zauważyć, są one stosunkowo niskie i wskazują, że model końcowy, wyodrębniony w procedurze GETS, nie jest zaburzony przez zjawisko współliniowości.

Tabela 3.18. Statystyki VIF dla modelu końcowego (rynek polski) z tab. 3.13 w procedurze GETS (model końcowy z pierwszego wiersza tab. 3.13)

Zmienna	SP 500	MTIBCHNG_ MAC_USA	PMI_MAC_ PL	CLI_MAC_PL	FAC_SENT_ all_USA
VIF	1,25	1,38	1,06	1,36	1,24

Źródło: opracowanie własne.

Analogiczne statystyki VIF dla końcowego modelu dotyczącego rynku brazylijskiego przedstawiono w tab. 3.19. Ich wartości nie przekraczają 3, a więc są zdecydowanie poniżej wartości referencyjnej, równej 10.

Tabela 3.19. Statystyki VIF dla modelu końcowego (rynek brazylijski) z tab. 3.14 w procedurze GETS (model końcowy z pierwszego wiersza tab. 3.14)

Zmienna	VIF
IP_CHNG_MAC_US	1,09
PITLCHNG_MAC_USA	1,06
M2r_MAC_BR	1,18
SP500	1,21
Cons_pr_inf_SENT_USA	1,24
PU_SENT_USA	1,14
CCI_SENTr_BR	2,19
CONOPINr_SENT_BR	2,16

Źródło: opracowanie własne.

Po wstępnej selekcji zmiennych, mogących potencjalnie pełnić istotną rolę w opisie stóp zwrotu z akcji na analizowanych rynkach, możemy przejść do estymacji wrażliwości (parametrów kierunkowych, „bet") stóp zwrotu z poszczególnych akcji na wyselekcjonowane zmienne (oraz na dodaną do równania zmienną opisującą zmiany indeksu krajowego). Szczegółowa postać równania (3.2) wyrażona jest, w przypadku rynku polskiego, wzorem:

$$\begin{aligned} r_t^{pol,i} &= cp_1^i + \beta_{dom}^i \times rWIG_t + \beta_{frg}^i \times rSP500_t + \\ &+ \beta_{macro,1}^i \times \text{MTIBCHNG_MAC_USA}_{1,t} + \beta_{macro,2}^i \times \text{PMI_MAC_PL}_{2,t} + \\ &\beta_{macro,3}^i \times \text{CLI_MAC_PL}_{3,t} + \beta_{sent,1}^i \times \text{FAC_SENT_all_USA}_{t,1} + \varepsilon_t^i \end{aligned} \tag{3.4}$$

natomiast dla rynku brazylijskiego:

$$\begin{aligned} r_t^{bra,i} &= cb_1^i + \beta_{dom}^i \times rIBOW_t + \beta_{frg}^i \times rSP500_t + \beta_{macro,1}^i \times \text{IP_CHNG_MAC_US}_{1,t} + \\ &\beta_{macro,2}^i \times \text{PITLCHNG_MAC_USA}_{2,t} + \beta_{macro,3}^i \times \text{M2R_MAC_BR}_{3,t} + \beta_{sent,1}^i \times \\ &\text{Cons_pr_inf_SENT_USA}_{t,1} + \beta_{sent,2}^i \times \text{PU_SENT_USA}_{t,2} + \\ &\beta_{sent,3}^i \times \text{CCI_SENTr_BR}_{t,3} + \beta_{sent,4}^i \times \text{CONOPINrSENT_BR}_{t,4} + \varepsilon_t^i \end{aligned} \tag{3.5}$$

gdzie:
$r_t^{pol,i}(r_t^{bra,i})$ – stopa zwrotu z akcji i w miesiącu t; i = 1, ..., 344 dla rynku polskiego oraz i = 1, …, 61 dla rynku brazylijskiego; cp_1^i, cb_1^i – wyrazy wolne;
pozostałe oznaczenia – zgodnie z tabelami opisującą zmienne dla poszczególnych rynków (tab. 3.10–3.12); ε_t^i – składnik losowy;
β_{dom}^i, β_{frg}^i, $\beta_{macro,k}^i$, $\beta_{sent,h}^i$ – szacowane parametry regresji (współczynniki wrażliwości na zmiany poszczególnych czynników).

W etapie tym przeprowadzono kilka podstawowych testów statystycznych, aby zbadać, czy wprowadzenie do modelu uzyskanego w wyniku analizy GETS zmiennej rynkowej – odpowiednio, stopy zwrotu z indeksu WIG lub BOVESPA ($rWIG_t$, $rIBOV_t$) nie pogorszy drastycznie własności modelu. Statystyki VIF (ang. *Variance Inflation Factor*) – dla rynku polskiego i brazylijskiego nie są wyższe niż wartość referencyjna wynosząca 10[32] w żadnym przypadku[33]. Testy Durbina-Watsona także w zdecydowanej większości przypadków nie odrzucają hipotezy zerowej o braku autokorelacji. Hipoteza ta może zostać odrzucona jedynie dla odpowiednio 6,66% oraz 4,54% wszystkich modeli dla rynku polskiego i brazylijskiego. Ponieważ oszacowano znaczną liczbę regresji (tj. 41 082 dla rynku polskiego oraz 7503 dla rynku brazylijskiego), utrudnione jest skorygowanie każdego z równań tak, aby wyeliminować problem autokorelacji w 6,66% (4,54%) wszystkich przypadków. Dlatego postanowiono pozostawić wyniki bez zmian, przy zastrzeżeniu, że może to być źródłem potencjalnych obciążeń wyników badania.

Testy Breuscha-Pagana (Breusch, Pagan 1979) na stabilność wariancji wskazują, że hipotezę o stałej wariancji składnika losowego można odrzucić tylko w przypadku 10% (19%) wszystkich równań dla rynku brazylijskiego (polskiego) – choć nie są to wartości pomijalne[34], stanowią one względnie niewielki ułamek wszystkich przeprowadzonych regresji. Wskutek znacznej liczby zbudowanych regresji, co uniemożliwia skorygowanie każdego z potencjalne obciążonych równań, oraz z powodu względnie niewielkiego obciążenie w przebadanej próbce estymatorów, postanowiono pozostawić rezultaty w pierwotnie otrzymanej formie. Jak wcześniej wspomniano, wszystkie szeregi użyte w procesie estymacji zostały doprowadzone do ich postaci stacjonarnej, tam, gdzie pojawiła się taka konieczność.

Dzięki przeprowadzonej analizie GETS stało się możliwe zidentyfikowanie konkretnych zmiennych, które w regresjach opartych na szeregach czasowych wpływają na stopy zwrotu z akcji. W następnej części rozdziału przedstawione zostaną najważniejsze wyniki badań

32 Porównaj: Kutner i in. (2004).

33 Jeżeli przyjmiemy wartość referencyjną na poziomie 5 w przypadku rynku polskiego, udział statystyk VIF większy niż wartość referencyjna wzrośnie z 0% do maksymalnie 7,6%, a w przypadku rynku brazylijskiego – do 24%.

34 Ze względu na tak dużą liczbę przeprowadzonych oszacowań, fizycznie trudne jest skorygowanie wszystkich występujących w tych przypadkach potencjalnie obciążonych estymatorów. Jednakże z doświadczenia z poprzednich badań (np. Brzeszczyński i in., 2011) oraz analizy niewielkiej próbki potencjalnie obciążonych estymatorów z bieżącego badania wynika, że obciążenia te nie stanowią dużego błędu (od kilku do kilkunastu procent wartości estymatora) i mogą one nie wpływać znacząco na wnioski z badań. Niemniej jednak pozostają one pewnym potencjalnym źródłem obciążenia wyników.

podjętych w pracy. Zweryfikowana zostanie hipoteza główna oraz hipotezy pomocnicze, dotyczące istotności parametrów z regresji przekrojowej (3.1).

3.3. Testy wybranych modeli stóp zwrotu na rynkach wschodzących Polski i Brazylii

W podrozdziale tym zaprezentowane zostały wyniki testów empirycznych modeli analogicznych do neoklasycznych modeli stóp zwrotu na rynkach wschodzących Polski i Brazylii. Klasyczne finanse, jak wspomniano wcześniej, wyróżniają dwa główne podejścia, gdzie czynników kształtujących stopy zwrotu szukano wśród zmiennych rynkowych bądź w kategoriach wskaźników makroekonomicznych. Pierwsza część podrozdziału zawiera badania czynników rynkowych, takich jak wielkość spółki, wskaźnik C/WK, parametr beta akcji, płynność akcji oraz *momentum* – czynniki uwzględnione w modelu opracowanym przez Pastora i Stambaugha (2003). W drugiej części podrozdziału przedstawione zostały wyniki badań nad czynnikami makroekonomicznymi i behawioralnymi, które znalazły się w regresji przekrojowej dzięki przejściu procedury preselekcji z wykorzystaniem procedury GETS.

W podrozdziale 3.2 opisano estymacje regresji opartych na **szeregach czasowych**, dzięki którym oszacowano parametry równania (3.2) dla każdej z 334 spółek z rynku polskiego oraz 61 spółek z rynku brazylijskiego i dla każdego ze 124 miesięcy (123 stóp zwrotu) z okresu październik 2002 – grudzień 2012. Regresji tych dokonano w taki sposób, że dla danego miesiąca wyznaczono okres o długości jednego cyklu koniunkturalnego (przyjęto – za: Wośko 2006 – 31 miesięcy), kończący się przed danym miesiącem, w ten sposób dla października 2002 okres ten obejmuje 31 stóp zwrotu między marcem 2000 a wrześniem 2002. Analogicznie postąpiono dla każdej z 123 obserwowanych miesięcznych stóp zwrotu. Przeprowadzono więc regresje kroczące o stałym (31-miesięcznym) zakresie danych. Otrzymano w ten sposób, dla każdej z 334 spółek polskich i 61 spółek brazylijskich, 123 oszacowania każdego z parametrów regresji (3.2).

Testując poszczególne hipotezy pomocnicze, a także hipotezę główną, koncentrujemy się na istotności statystycznej danej zmiennej, a nie na zdolności objaśniającej modelu. Pamiętajmy, że stopy zwrotu z indywidualnych akcji charakteryzują się znaczną zmiennością, dlatego współczynniki determinacji modeli bazujących na indywidualnych stopach

zwrotu przyjmują niewielkie wartości, np. dla badań Leledakis i in. (2003) modelu trzyczynnikowego na mniej rozwiniętym rynku greckim wynosiły one od 0,027 do 0,076.

W niniejszym podrozdziale wyniki regresji, opartych na szeregach czasowych (czyli wrażliwości na zmienne) wykorzystane zostaną w regresjach przekrojowych, zgodnie z opisaną w rozdziale 2. metodyką Famy i MacBetha (1973), wykorzystywaną w wielu pracach w literaturze finansowej.

3.3.1. Modele wieloczynnikowe bazujące na zmiennych rynkowych

W regresji przekrojowej danej wzorem (3.1), w miejsce ogólnie określonych zmiennych (parametrów wrażliwości) $\beta^i_{dom,t-1}$, $\beta^i_{macro,k,t-1}$, $\beta^i_{frg,t-1}$, oraz $\beta^i_{sent,t-1}$ przyjęte zostały już konkretne zmienne, zidentyfikowane dzięki wstępnej procedurze selekcji z wykorzystaniem modeli GETS oraz wynikom regresji na szeregach czasowych, przedstawionej w poprzednim podrozdziale. W przypadku rynku polskiego będą to parametry wrażliwości („bety") na następujące zmienne makroekonomiczne: MTIBCHNG_MAC_USA, PMI_MAC_PL, CLI_MAC_PL oraz parametr wrażliwości na czynnik behawioralny (zmienną behawioralną), opisujący sentyment inwestorów w USA: FAC_SENT_all_USA. Natomiast dla rynku brazylijskiego, parametrami wrażliwości użytymi w regresji przekrojowej będą parametry stojące przy zmiennych (z regresji szeregów czasowych): IP_CHNG_MAC_US, PITLCHNG_MAC_USA, M2r_MAC_BR. Zmienne behawioralne w tym przypadku nie mają postaci jednego czynnika wyodrębnionego dzięki analizie czynnikowej (jak w przypadku rynku polskiego). Zmienne z tej grupy to: Cons_pr_inf_SENT_USA, PU_SENT_USA, CCI_SENTr_BR, CONOPINr_SENT_BR.

Regresji przekrojowych w tym etapie badania dokonano w następujący sposób: dla danego miesiąca (spośród 123 obserwacji miesięcznych stóp zwrotu) obliczono miesięczną stopę zwrotu dla każdej z 334 (61) spółek polskich (brazylijskich). Stopa ta objaśniana jest, w różnych kombinacjach, w zależności od testowanego modelu (np. w modelu analogicznym do modelu Famy-Frencha będą to 3 zmienne, w modelu analogicznym do modelu Carharta – 4 zmienne) przez następujące zmienne (ich wartości obliczono także dla każdego miesiąca):

1. Miarę wrażliwości (parametr z regresji opartej na szeregach czasowych) na zamiany indeksu WIG danej spółki (BOVESPA dla rynku brazylijskiego).

2. Miarę wrażliwości (parametr z regresji opartej na szeregach czasowych) na zamiany indeksu SP 500 danej spółki[35].
3. Logarytm naturalny kapitalizacji danej spółki[36].
4. Logarytm wskaźnika P/BV danej spółki.
5. Logarytm miary płynności akcji danej spółki (L1).
6. Logarytm wskaźnika *momentum* dla danej spółki.

W przypadku rynku polskiego dodatkowo:

- Miarę wrażliwości (parametr z regresji opartej na szeregach czasowych) na zmianę zapasów w gospodarce USA (MTIBCHNG_MAC_USA) danej spółki.
- Miarę wrażliwości (parametr z regresji opartej na szeregach czasowych) na zmianę wskaźnika aktywności menadżerów dokonujących zamówień w spółkach w Polsce (PMI_MAC_PL) danej spółki.
- Miarę wrażliwości (parametr z regresji opartej na szeregach czasowych) na zmianę wskaźników wyprzedzających koniunkturę w Polsce (CLI_MAC_PL) danej spółki.
- Miarę wrażliwości (parametr z regresji opartej na szeregach czasowych) na czynnik behawioralny, wyodrębniony dzięki PCA, opisujący sentyment inwestorów w USA (FAC_SENT_all_USA) danej spółki.

W przypadku rynku brazylijskiego, oprócz wymienionych powyżej w punktach od 1 do 5, zmienne wchodzące w skład równania regresji przekrojowej to:

- Miara wrażliwości (parametr z regresji opartej na szeregach czasowych) na zmianę produkcji przemysłowej w gospodarce USA (IP_CHNG_MAC_US) danej spółki.
- Miara wrażliwości (parametr z regresji opartej na szeregach czasowych) na zmianę dochodów gospodarstw w USA (PITLCHNG_MAC_USA) danej spółki.
- Miara wrażliwości (parametr z regresji opartej na szeregach czasowych) na zmianę podaży pieniądza (M2) w Brazylii (M2r_MAC_BR) danej spółki.
- Miara wrażliwości (parametr z regresji opartej na szeregach czasowych) na czynnik behawioralny opisujący oczekiwania inflacyjne w USA (Cons_pr_inf_SENT_USA) danej spółki.
- Miara wrażliwości (parametr z regresji opartej na szeregach czasowych) na czynnik behawioralny opisujący niepewność polityczną w USA (PU_SENT_USA) danej spółki.

35 Jak opisano to wcześniej, ze względu na potencjalną współliniowość w badanych modelach wrażliwość na WIG oraz na SP 500 nie występuje jednocześnie jako zmienna objaśniająca.

36 W przypadku kapitalizacji, P/BV, płynności i *momentum* zastosowano logarytm naturalny, aby uwzględnić sugerowaną przez literaturę (np. Banz, 1981; Fama, French, 1993) nieliniową zależności między tymi zmiennymi a stopami zwrotu.

- Miara wrażliwości (parametr z regresji opartej na szeregach czasowych) na czynnik behawioralny opisujący sentyment gospodarstw domowych w Brazylii (FAC_SENT_all_USA) danej spółki.
- Miara wrażliwości (parametr z regresji opartej na szeregach czasowych) na czynnik behawioralny opisujący sentyment gospodarstw domowych w Brazylii (FAC_SENT_all_USA) danej spółki.

Po przeprowadzeniu 123[37] (oddzielnych) regresji przekrojowych dla kolejnej danej miesięcznej stopy zwrotu (każda z tych regresji przeprowadzona jest na, odpowiednio 334 lub 61 „obiektach" – spółkach) otrzymamy 123 szacunki parametrów z równania (3.1). W tym momencie można, podobnie jak w modelu Famy i MacBetha (1973), obliczyć istotność średniego parametru[38].

Powyższe regresje przekrojowe przeprowadzono z różnymi kombinacjami zmiennych tak, aby przetestować analogiczne do znanych w literaturze finansowej modeli, wzbogaconych o nowe, niezbadane zmienne. W przypadku modeli analogicznych do klasycznych (Famy-Frencha, Carharta, Pastora-Stambaugha) posługiwano się wrażliwością na zmiany indeksu rynkowego w postaci klasycznego parametru beta – a więc nie obliczonego w wielorakiej regresji czasowej (równanie 3.2), a w klasycznej regresji wykorzystującej model rynkowy Sharpe'a, gdzie jedyną zmienną objaśniającą jest szereg stóp z indeksu rynkowego (w niniejszym badaniu odpowiednio WIG oraz IBOVESPA).

Prześledźmy wyniki (czyli średnie parametry związane z ponoszeniem ryzyka wrażliwości na dany czynnik lub charakterystykę spółki), otrzymane w badaniu modeli analogicznych do modeli opisywanych w klasycznej literaturze finansowej (tj. analogicznych do modeli: Famy-Frencha, Carharta, Pastora-Stambaugha), zawarte w tab. 3.20.

Pamiętajmy, że stopy zwrotu z indywidualnych akcji charakteryzują się znaczną zmiennością, dlatego współczynniki determinacji modeli opartych na indywidualnych stopach zwrotu przyjmują niewielkie wartości, np. dla badań Leledakis i in. (2003) modelu trzyczynnikowego na rynku greckim wynosiły one od 0,027 do 0,076. W badaniu koncentrujemy się *stricte* na istotności statystycznej poszczególnych estymatorów, a nie na zdolności objaśniającej modelu.

---

37 Jeżeli w danym miesiącu dla danej spółki nie były dostępne dane (np. brak wskaźnika P/BV w bazie Bloomberg) – wykluczano te miesiące z regresji. Powoduje to, że realnie przeprowadzono mniej regresji, jednak tylko w przypadku rynku polskiego były to 104 regresje. Na rynku brazylijskim nie występowały braki danych.

38 Dzięki informacji o średniej, jej odchyleniu standardowym oraz liczebności możemy obliczyć statystykę *t*-Studenta, sprawdzającą hipotezę zerową mówiącą, że średnia ta jest równa zeru.

Tabela 3.20. Średnie współczynniki kierunkowe (*m*, *n*, *b*) z regresji (3.1) związane z ponoszeniem ryzyka wrażliwości na indeks rynkowy (WIG lub SP 500) oraz na daną zmienną, dla zmiennych z analogicznych do klasycznych modeli opisujących stopy zwrotu na rynku polskim

Opis modelu			β WIG	β SP 500	CAP_log	P/BV_log	MOM_log	AMIH_log	
Model analogiczny do trzyczynnikowego modelu Famy-Frencha	Współczynnik	0,0549	0,0002		–0,0056**	–0,0022			6%
	t-stat	4,03	0,07		–3,74	–0,69			6%
	Procent istotnych współczynników	41%	19%		28%	19%			6%
	Współczynnik	0,0514		0,0030	–0,0054**	–0,0023			6%
	t-stat	3,80		1,18	–3,58	–0,76			6%
	Procent istotnych współczynników	41%		17%	28%	23%			6%
Model analogiczny do czteroczynnikowego modelu Carharta	Współczynnik	0,0493	–0,0011		–0,0056**	–0,0053**	0,0214**		9%
	t-stat	3,74	–0,35		–3,67	–1,98	2,83		9%
	Procent istotnych współczynników	37%	11%		28%	16%	22%		9%
	Współczynnik	0,0460		0,0017	–0,0054**	–0,0053**	0,0214**		9%
	t-stat	3,53		0,75	–3,54	–2,02	2,89		9%
	Procent istotnych współczynników	38%		15%	28%	15%	22%		9%

Model analogiczny do pięcioczynnikowgo modelu Pastora--Stambaugha	Współczynnik	0,0666	–0,0001		–0,0043**	–0,0048**	0,0217**	0,0015	10%
	t-stat	4,16	–0,03		–2,10	–1,78	2,92	1,21	10%
	Procent istotnych współczynników	14%	8%		24%	15%	21%	11%	10%
	Współczynnik	0,0642		0,0022	–0,0042**	–0,0048**	0,0219**	0,0015	10%
	t-stat	3,85		0,97	–2,10	–1,78	2,99	1,21	10%
	Procent istotnych współczynników	15%		12%	24%	15%	21%	12%	10%

Oznaczenia: współczynnik – oznacza średni współczynnik z regresji postaci (3.1), t-stat – to statystyka *t*-Studenta, dana wzorem: $\frac{m}{\frac{s(m)}{\sqrt{n}}}$, gdzie: *m* – badany średni współczynnik, *s*(*m*) – odchylenie standardowe badanego szeregu współczynników, *n* – liczba obserwowanych czynników, będąca zarazem liczbą miesięcy w każdej regresji przekrojowej (104 – dla rynku polskiego, 123 – dla rynku brazylijskiego), WIG – symbolizuje wrażliwość na zmiany indeksu WIG (obliczoną na podstawie modelu rynkowego), jest więc to klasyczny parametr beta z modelu CAPM, SP 500 – analogicznie, jak w poprzednim zdaniu, jednak dotyczy indeksu SP500, CAP_log, P/BV_log, MOM_log, AMIH_log – symbolizują odpowiednio następujące charakterystyki spółek: logarytm kapitalizacji, logarytm wskaźnika P/BV, logarytm miary płynności. Parametrydotyczące poszczególnych ryzyk, istotne na poziomie 0,05 oznaczono – ** a na poziomie 0,10 – *.

Źródło: opracowanie własne.

Analizując tab. 3.20 i 3.23 możemy zweryfikować hipotezy badawcze (V i VI), dotyczące czynników rynkowych. Przypomnijmy ich brzmienie:

V. Parametry opisujące ponoszenie ryzyka wynikającego z modelu analogicznego do modelu Pastora-Stambaugha są istotne statystycznie.

VI. Parametr charakteryzujący ryzyko związane z płynnością akcji jest dodatni i istotny statystycznie.

W przypadku rynku polskiego (tab. 3.20) możemy stwierdzić, że w modelu opartym na zmiennych analogicznych do modelu Pastora-Stambaugha, nie wszystkie zmienne wchodzące w jego skład są statystycznie istotne. Parametry kierunkowe związane z ponoszeniem ryzyka za zmiany indeksu rynkowego WIG oraz parametr kierunkowy dotyczący ponoszenia ryzyka płynności nie są statystycznie istotne, co pozwala na negatywne zweryfikowanie hipotez V i VI.

Parametr kierunkowy związany z kapitalizacją spółki jest ujemny i wynosi od –5,04% do –6,72% na jednostkę zlogarytmizowanej kapitalizacji. Kierunek zależności jest zgodny z dotychczasowymi badaniami dla innych rynków. Wartość bezwzględna tego parametru jest nieco większa niż występująca w analogicznych badaniach dla rynku amerykańskiego (por. tab. 2.1, rozdz. 2), jednak pamiętajmy, że w badaniach tych używano w większości przypadków portfeli akcji oraz raportowano premię wynikającą z różnic stóp zwrotu między portfelami o najniższej i najwyższej kapitalizacji. Parametr kierunkowy odnoszący się do wskaźnika P/BV jest zgodny co do znaku[39] i przybiera wartości od –5,76% do –6,36%, co mieści się w przedziale rezultatów uzyskanych na rynkach zagranicznych (por. tab. 2.1, rozdz. 2). Parametr kierunkowy związany z *momentum* nie jest bezpośrednio porównywalny co do wartości (w pracy użyto logarytmu skumulowanej wartości jednostki pieniężnej, zainwestowanej w daną spółkę za okres ostatnich 9 miesięcy) z wynikami prac innych autorów. Jednakże znak tego parametru zgadza się wynikami otrzymywanymi przez badaczy analizujących rozwinięte rynki zachodnie.

W przypadku rynku brazylijskiego (tab. 3.23) mamy do czynienia z zupełnie odmienną sytuacją: żaden z parametrów kierunkowych nie jest statystycznie istotny, co powoduje przyjęcie hipotez alternatywnych. Pamiętajmy jednak, że badania na rynku brazylijskim dotyczyły zdecydowanie mniej licznej grupy spółek, więc nie należy wyciągać równie silnych wniosków, jak możemy to uczynić w przypadku licznej grupy analizowanych spółek polskich.

39 W badaniach amerykańskich wykorzystywany jest wskaźnik odwrotny, tj. BV/P, dlatego w badaniach tych ma znak dodatni, jednak wskaźnik P/BV ma bardziej intuicyjny charakter i częściej jest stosowany w realiach polskich.

3.3.2. Modele wieloczynnikowe wzbogacone o pozostałe czynniki: makroekonomiczne i behawioralne

Prześledźmy wyniki modelu rozbudowanego o wszystkie pozostałe czynniki: behawioralne oraz makroekonomiczne. Model taki dla rynku polskiego przedstawiono w tab. 3.21, a dla rynku brazylijskiego w tab. 3.24.

W przypadku rynku polskiego, dodanie do regresji przekrojowej wszystkich miar wrażliwości na czynniki makroekonomiczne czy behawioralne nie zmienia wniosków płynących z modelu: nadal parametry kierunkowe, związane z kapitalizacją, *momentum* oraz wartością księgową pozostają istotne – świadczy to o znacznej „odporności" tych determinant na zmiany składu zmiennych, tworzących model. Zwróćmy uwagę, że dodanie wszystkich nowych zmiennych do modelu jednocześnie nie wyklucza, że niektóre z tych miar są istotne w zestawieniu z innymi, dlatego aby sprawdzić, czy taki przypadek występuje, należy zweryfikować poszczególne kombinacje zmiennych i na tej podstawie wyciągnąć wnioski dotyczące wpływu poszczególnych nowych zmiennych na jakość całego modelu.

W przypadku rynku brazylijskiego zmodyfikowany model charakteryzuje się istotnością parametru kierunkowego związanego z czynnikiem makroekonomicznym, którym jest wzrost podaży pieniądza M2. Parametr ten przyjmuje wartości ujemne, co oznacza, że spółki o dużej wrażliwości na zmiany podaży pieniądza M2 charakteryzują się odpowiednio niższą oczekiwaną stopą zwrotu. Z „klasycznych" miar jedynie parametr stojący przy zmiennej *momentum* okazał się istotny (na poziomie 0,10) ze znakiem dodatnim – znajdującym potwierdzenie w dotychczasowych badaniach z dziedziny rynków finansowych.

Zauważmy, że w obu przypadkach parametry mające związek z wrażliwością na indeks krajowy i zagraniczny oraz płynnością spółki nie są statystycznie istotne.

Wyniki zawarte w następnych tab. 3.22 (rynek polski) oraz 3.25 (rynek brazylijski) pozwolą na zweryfikowanie hipotez pomocniczych, dotyczących czynników behawioralnych (hipotezy III i IV)[40]:

III. „Bety behawioralne" są wyceniane przez rynek. Parametr charakteryzujący ryzyko związane z czynnikami behawioralnymi jest dodatni.

IV. Czynniki behawioralne zewnętrzne mają większe znaczenie niż analogiczne czynniki krajowe dla analizowanych rynków wschodzących oraz hipotez dotyczących czynników makroekonomicznych (hipotezy VII, VIII i IX):

40 Hipotezy I i II zweryfikowano podczas analizy wyników procedury GETS (podrozdział 4.2), hipotezy V i VI – wcześniej w bieżącym rozdziale.

VII. Istnieje zestaw krajowych oraz pochodzących z gospodarek rozwiniętych czynników makroekonomicznych, oddziałujący na stopy zwrotu z akcji na badanych rynkach.
VIII. Czynniki makroekonomiczne zewnętrzne mają większe znaczenie niż krajowe – dla analizowanych rynków wschodzących.
IX. Parametry opisujące ponoszenie ryzyka związanego z czynnikami makroekonomicznymi są istotne statystycznie.

Analizując rynek polski na podstawie uzyskanych wyników regresji przekrojowej, możemy stwierdzić, że parametr stojący przy zmiennej opisującej czynnik behawioralny jest istotnie (na poziomie 0,10) wyceniany przez rynek. Parametr stojący przy zmiennej opisującej wrażliwość na zmienne sentymentu inwestorów na rynku amerykańskim jest istotny dla modeli oznaczonych w tabeli numerem 1, 2 oraz 4 (przyjmuje on dla tych modeli kolejno wartości: –0,1130, –0,0853, –0,1086). Pierwsza część hipotezy III jest więc zweryfikowana pozytywnie. Natomiast drugą jej część należy zweryfikować negatywnie, tj. spółki o większej wrażliwości na zmiany czynnika opisującego sentyment inwestorów zagranicznych charakteryzują się niższą oczekiwaną stopą zwrotu (parametr ma znak ujemny). Hipoteza IV jest zweryfikowana pozytywnie – na etapie wstępnej selekcji zmiennych (za pomocą procedury GETS) krajowy czynnik sentymentu nie został zakwalifikowany jako istotny, nie występuje on więc w regresji przekrojowej. Natomiast zmienna behawioralna pochodząca z gospodarki USA jest istotnie wyceniania przez rynek, co potwierdzają wyniki regresji przekrojowych (model 1, 2 oraz 4). Zauważmy, że połączenia handlowe między gospodarką polską i amerykańską nie są znaczące, ale wolny przepływ kapitału między USA a Europą i znaczny udział inwestorów zagranicznych na GPW daje przesłanki wspierające otrzymane wyniki. Z logiką tą zgodne są także wnioski dotyczące hipotezy pomocniczej VII: o ile czynnik w postaci zmian stanu zapasów wszedł jako istotny do modelu preselekcji opartego na szeregach czasowych, o tyle nie jest on już wyceniany w modelu przekrojowym. Większą rolę pełnią tu krajowe zmienne makroekonomiczne – zgodnie z tab. 3.22, istotny na poziomie 0,10 parametr stojący przy zmiennej opisującej wrażliwość (w modelach 1 i 2) na zmiany wskaźnika wyprzedzającego koniunkturę (CLI_MAC_PL), sprzyja pozytywnej weryfikacji VII hipotezy pomocniczej, ale tylko, jeśli chodzi o czynniki krajowe. W przypadku rynku polskiego hipoteza pomocnicza VIII została zweryfikowana negatywnie, co może mieć związek ze wspomnianymi wcześniej, słabymi więzami wymiany handlowej z USA. Jeżeli przyjmiemy mniej restrykcyjny poziom istotności równy 0,10, co w przypadku tak złożonego zjawiska jak proces generujący stopy zwrotu może mieć uzasadnienie, parametr kierunkowy opisujący ponoszenie ryzyka związanego z wrażliwością

Tabela 3.21. Średnie współczynniki kierunkowe (m, n, b) z regresji (3.1) związane z ponoszeniem ryzyka wrażliwości na daną zmienną z modelu analogicznego do modelu Pastora-Stambaugha wzbogaconego o wszystkie analizowane zmienne makroekonomiczne i behawioralne. Rynek polski

		Stała	CAP_log	P/BV_log	MOM_log	AMIH_log	Parametry wrażliwości*** (na dane zmienne)						Średnie R^2
							SP 500[a]	MTIBCHNG_MAC_USA	PMI_MAC_PL	CLI_MAC_PL	FAC_SENT_all_USA	WIG[a]	
Model analogiczny do modelu Pastora--Stambaugha, wzbogacony o czynniki makroekonomiczne i behawioralne	Współczynnik	0,0658	–0,0045**	–0,0060**	0,0188**	0,0014		0,0103	–0,0029	0,0792	–0,0247	–0,0009	15%
	t-stat	4,00	–2,25	–2,10	1,97	1,18		0,30	–1,40	0,57	–0,39	–0,29	15%
	Procent istotnych współczynników	11%	24%	17%	21%	11%		15%	13%	10%	7%	5%	15%
Model analogiczny do modelu Pastora--Stambaugha, wzbogacony o czynniki makroekonomiczne i behawioralne	Współczynnik	0,0652	–0,0046**	–0,0062**	0,0207**	0,0013	0,0034	–0,0071	–0,0027	0,0413	0,0095		15%
	t-stat	3,80	–2,26	–2,21	2,27	1,12	1,53	–0,21	–1,25	0,31	0,16		15%
	Procent istotnych współczynników	15%	22%	16%	22%	11%	14%	12%	15%	10%	8%		15%

Objaśnienia: współczynnik – oznacza średni współczynnik z regresji postaci (3.1), t-stat – to statystyka t-Studenta, dana wzorem: $\frac{m}{\frac{s(m)}{\sqrt{n}}}$, gdzie: m – badany średni współczynnik, s(m) – odchylenie standardowe badanego szeregu współczynników, n – liczba obserwowanych czynników, będąca zarazem liczbą miesięcy w każdej regresji przekrojowej (104 – dla rynku polskiego, 123 – dla rynku brazylijskiego). Procent istotnych współczynników – oznacza udział istotnych współczynników stojących przy danej zmiennej spośród wszystkich 104 (lub 123) regresji przeprowadzonych. CAP_log, P/BV_log, MOM_log, AMIH_log, – symbolizują odpowiednio następujące charakterystyki spółek: logarytm kapitalizacji, logarytm wskaźnika P/BV, logarytm miary płynności. MTIBCHNG_MAC_USA, PMI_MAC_PL, CLI_MAC_PL, FAC_SENT_all_USA, SP 500[a], WIG[a] – symbolizują, odpowiednio, wrażliwości na: zmianę zapasów w gospodarce USA, zmianę wskaźnika aktywności menadżerów dokonujących zamówień w firmach w Polsce, zmianę wskaźników wyprzedzających koniunkturę w Polsce, czynnik behawioralny, wyodrębniony dzięki PCA, opisujący sentyment inwestorów w USA, zmianę indeksu SP500, zmianę indeksu WIG – gdy wrażliwości te obliczone zostały na podstawie regresji wielorakiej. Parametry związane z poszczególnymi ryzykami, istotne na poziomie 0,05 oznaczono – ** a na poziomie 0,10 – *.

*** Parametr wrażliwości na dane zmienne, to w przypadku indeksu SP500 i indeksu WIG, po prostu parametr beta obliczony względem SP500 lub WIG. W tabeli zawarte są średnie współczynniki, stojące przy β SP500, „becie MTIBCHNG_MAC_USA", „becie PMI_MAC_PL" itd. Parametry te mają charakter analogiczny do premii za ryzyko danej zmiennej, jednakże, ze względów zachowania nomenklatury nazywamy je współczynnikami regresji.

Źródło: opracowanie własne.

na zmiany CLI_MAC_PL jest istotny statystycznie (jednak już parametr stojący przy PMI_MAC_PL nie jest istotny). W przypadku rynku polskiego możemy mówić o istotnym wpływie na oczekiwaną stopę zwrotu klasycznych zmiennych, tj. kapitalizacji, wskaźnika *momentum* oraz wskaźnika P/BV. Jedyną istotną zmienną spoza klasycznych modeli stóp zwrotu jest wrażliwość na sentyment inwestorów z rynku USA. Podsumowanie weryfikacji hipotez pomocniczych zawierają tab. 3.23 (rynek polski) i 3.24 (rynek brazylijski).

Analogiczne jak w tab. 3.22 dane (ale dla rynku brazylijskiego) zamieszczono w tab. 3.25. Mimo że znaki parametrów stojących przy zmiennych opisujących wielkość spółki, *momentum* oraz wartości P/BV zgodne są z wynikami opisanymi w literaturze przedmiotu, żaden z nich nie jest istotny statystycznie. W przypadku modelu oznaczonego numerem 1 tylko parametry związane ze zmiennymi behawioralnymi (Cons_pr_inf_SENT_USA – oczekiwania inflacyjne w USA) oraz (CONOPINr_SENT_BR – wskaźnik zaufania konsumentów w Brazylii) cechują się istotnością na poziomie 0,10. Jednakże w następnym modelu (oznaczonym numerem 2), gdzie uwzględniono jednocześnie kapitalizację wraz z czynnikiem *momentum* oraz wrażliwości na poszczególne zmienne makroekonomiczne i behawioralne – zarówno parametr stojący przy logarytmie kapitalizacji, *momentum* oraz czynnikach behawioralnych płynących z USA (ponownie oczekiwania inflacyjne w USA oraz czynnik związany z ryzykiem politycznym, mierzonym przez *Political Uncertanity Index*) są istotne statystycznie. Trzeci model z tab. 3.25 ujawnia całkowitą nieistotność parametru stojącego przy zmiennej opisującej płynność spółki (AMIH_log).

Podsumowując analizę rynku brazylijskiego możemy stwierdzić, że parametry dotyczące ryzyka związanego z czynnikiem behawioralnym są wyceniane przez rynek. Czynniki behawioralne zewnętrzne mają większe znaczenie niż analogiczne czynniki krajowe (istotność parametru stojącego przy zmiennej Cons_pr_inf_SENT_USA oraz PU_SENT_USA). Istnieje zestaw krajowych oraz pochodzących z gospodarek rozwiniętych czynników makroekonomicznych oddziałujących na stopy zwrotu z akcji na badanych rynkach, jednak tylko wyniki regresji opartych na danych czasowych potwierdzają ten wniosek. Rezultaty regresji przekrojowych nie wskazują na istnienie istotnych parametrów opisujących ryzyko związane z czynnikami makroekonomicznymi. W przypadku rynku brazylijskiego, bazując na wynikach szacunku parametrów modelu oznaczonego numerem 4, istotne znaczenie w kształtowaniu oczekiwanej stopy zwrotu mają kapitalizacja, czynnik *momentum* oraz czynnik behawioralny, mierzący oczekiwania inflacyjne konsumentów w USA.

Główna hipoteza badawcza: „wieloczynnikowy model regresji przekrojowej oparty na determinantach analogicznych do modelu Pastora-Stambaugha i wzbogacony o zmienne behawioralne i makroekonomiczne w sposób lepszy opisuje kształtowanie się stóp zwrotu z akcji na badanych rynkach wschodzących niż model bez tych zmiennych", może zostać w świetle przedstawionych wyników zweryfikowana pozytywnie dla rynku polskiego. Zmodyfikowany model, analogiczny do modelu Pastora-Stambaugha, uwzględniający niektóre zmienne analogiczne do modelu PS, wzbogacony o czynnik behawioralny (model 4, tab. 3.22), ma porównywalnie lepsze własności objaśniające niż model analogiczny do modelu „klasycznego" (tab. 3.20). We wzbogaconym modelu, analogicznym do oryginalnego modelu PS, tylko trzy spośród pięciu zmiennych są istotne statystycznie, natomiast w zmodyfikowanym modelu, oprócz trzech parametrów opisujących ryzyko związane z kapitalizacją, wskaźnikiem P/BV oraz *momentum*, pojawia się dodatkowy istotny parametr w postaci wrażliwości na czynnik sentymentu inwestorów zagranicznych. Oznacza to, że model wzbogacony o czynnik behawioralny w sposób szerszy niż model standardowy ujmuje problem oczekiwanych stóp zwrotu na rynkach wschodzących. Dzięki otrzymanym wynikom możemy też stwierdzić, które czynniki wyceniane są na rynku polskim.

W przypadku rynku brazylijskiego wnioski wyciągnięte z przeprowadzonych analiz muszą być ostrożniejsze, ze względu na mniejszą liczebność przebadanych spółek. Ponieważ zmienne z modelu analogicznego do modelu PS nie są istotne, nie mamy możliwości porównania do tego modelu. Jednakże nasza analiza pozwoliła zidentyfikować parametry związane z podejmowaniem ryzyka, generowanego przez takie zmienne jak: kapitalizacja, czynnik *momentum* oraz wrażliwość na zmiany oczekiwań inflacyjnych w gospodarce USA – dużo mocniej związanej poprzez połączenie handlowe z gospodarką brazylijską niż z polską.

Tabela 3.22. Średnie współczynniki kierunkowe (*m*, *n*, *b*) z regresji (3.1)) za ponoszenie ryzyka wrażliwości na daną zmienną dla modeli uwzględniających różne zestawy zmiennych objaśniających, dla rynku polskiego

Opis modelu		Stała	CAP_log	P/BV_log	MOM_log	AMIH_log	Parametry wrażliwości5 (na dane zmienne)				Średnie R^2
							MTIBCHNG_ MAC_USA	PMI_ MAC_PL	CLI_ MAC_PL	FAC_SENT_ all_USA	
1		2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1) Model uwzględniający wrażliwość na kapitalizację, wskaźnik P/BV oraz poszczególne zmienne makroekonomiczne i behawioralne	Współczynnik	0,0566	–0,0058**	–0,0025						–0,1130*	5,7%
	t-stat	3,74	–3,64	–0,77						–1,90	5,7%
	% istotnych współczynn.	0,46	28%	24%						8%	5,7%
	Współczynnik	0,0505	–0,0050**	–0,0027					0,1012*		5,8%
	t-stat	3,47	–3,28	–0,88					1,80		5,8%
	% istotnych współczynn.	44%	25%	24%					12%		5,8%
	Współczynnik	0,0562	–0,0057**	–0,0029				–0,0016			6,2%
	t-stat	3,79	–3,57	–0,91				–0,84			6,2%
	% istotnych współczynn.	46%	28%	24%				12%			6,2%
	Współczynnik	0,0518	–0,0052**	–0,0031			–0,0066				5,9%
	t-stat	3,55	–3,39	–0,99			–0,28				5,9%
	% istotnych współczynn.	46%	25%	20%			10%				5,9%

Tabela 3.22 (cd.)

1		2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
2) Model uwzględniający wrażliwość na kapitalizację i wskaźnik *momentum* oraz poszczególne zmienne makroekonomiczne i behawioralne	Współczynnik	0,0524	–0,0064**		0,0183**					–0,0853*	6,3%
	t-stat	3,78	–4,22		2,29					–1,68	6,3%
	% istotnych współczynn.	44%	27%		26%					8%	6,3%
	Współczynnik	0,0465	–0,0056**		0,0172**				0,1088*		6,4%
	t-stat	3,45	–3,86		2,04				1,87		6,4%
	% istotnych współczynn.	46%	24%		24%				11%		6,4%
	Współczynnik	0,0533	–0,0065**		0,0178**			–0,0023			6,7%
	t-stat	3,87	–4,27		2,22			–1,54			6,7%
	% istotnych współczynn.	46%	27%		28%			10%			6,7%
	Współczynnik	0,0473	–0,0057**		0,0161**		–0,0262				6,5%
	t-stat	3,49	–3,87		1,99		–1,35				6,5%
	% istotnych współczynn.	46%	29%		24%		7%				6,5%

3) Model uwzględniający wrażliwość na kapitalizację i wskaźnik płynności oraz poszczególne zmienne makroekonomiczne i behawioralne	Współczynnik	0,0717	–0,0054**			0,0011				–0,0845	5,0%
	t-stat	4,35	–2,63			0,91				–1,59	5,0%
	% istotnych współczynn.	22%	33%			15%				7%	5,0%
	Współczynnik	0,0673	–0,0047**			0,0011			0,0609		5,2%
	t-stat	4,23	–2,34			0,98			1,15		5,2%
	% istotnych współczynn.	20%	33%			15%			10%		5,2%
	Współczynnik	0,0703	–0,0054**			0,0010		–0,0015			5,3%
	t-stat	4,38	–2,62			0,85		–1,07			5,3%
	% istotnych współczynn.	21%	30%			18%		9%			5,3%
	Współczynnik	0,0683	–0,0047**			0,0012	0,0050				5,2%
	t-stat	4,12	–2,34			1,00	0,24				5,2%
	% istotnych współczynn.	20%	33%			16%	7%				5,2%

Tabela 3.22 (cd.)

1		2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
4) Model uwzględniający kapitalizację, wskaźnik płynności i wskaźnik *momentum* oraz istotne zmienne makroekonomiczne i behawioralne	Współczynnik	0,0500	–0,0058**	–0,0057**	0,0228**					–0,1086*	8,4%
	t-stat	3,60	–3,67	–2,11	2,90					–1,93	8,4%
	% istotnych współczynn.	42%	25%	16%	21%					8%	8,4%

Objaśnienia: współczynnik – oznacza średni współczynnik regresji w ogólnej postaci (3.1), t-stat – to statystyka t-Studenta, dana wzorem: $\frac{m}{\frac{s(m)}{\sqrt{n}}}$, gdzie: *m* – badany średni współczynnik, *s*(*m*) – odchylenie standardowe badanego szeregu współczynników, *n* – liczba obserwowanych czynników, będąca zarazem liczbą miesięcy w każdej regresji przekrojowej (104 – dla rynku polskiego, 123 – dla rynku brazylijskiego). Procent istotnych współczynników – oznacza udział istotnych współczynników stojących przy danej zmiennej spośród wszystkich 104 (lub 123) regresji przeprowadzonych dla każdego miesiąca. CAP_log, P/BV_log, MOM_log, AMIH_log, – symbolizują odpowiednio następujące charakterystyki spółek: logarytm kapitalizacji, logarytm wskaźnika P/BV, logarytm miary płynności. MTIBCHNG_MAC_USA, PMI_MAC_PL, CLI_MAC_PL, FAC_SENT_all_USA – symbolizują, odpowiednio, wrażliwości na: zmianę zapasów w gospodarce USA, zmianę wskaźnika aktywności menadżerów dokonujących zamówień w firmach w Polsce, zmianę wskaźników wyprzedzających koniunkturę w Polsce, czynnik behawioralny, wyodrębniony dzięki PCA, opisujący sentyment inwestorów w USA, gdy wrażliwości te obliczone zostały na podstawie regresji wielorakiej. Parametrydotyczące poszczególnych ryzyk, istotne na poziomie 0,05 oznaczono – ** a na poziomie 0,10 – *.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3.23. Średnie współczynniki kierunkowe (*m*, *n*, *b*) z regresji (3.1) związane z ponoszeniem ryzyka wrażliwości na dane zmienne, dla zmiennych z modeli analogicznych do klasycznych modeli, opisujące stopy zwrotu na rynku brazylijskim

Opis modelu		Stała	β IBOVESPA	β SP 500	CAP_log	P/BV_log	MOM_ log	AMIH_ log	Średnie R^2
1		2	3	4	5	6	7	8	9
Model analogiczny do trzyczynnikowego modelu Famy-Frencha	Współczynnik	0,0440	0,0020		–0,0026	–0,0001			18%
	t-stat	2,46	0,33		–1,44	–0,05			18%
	% istotnych współczynn.	19%	28%		15%	13%			18%
	Współczynnik	0,0484		0,0007	–0,0029	0,0007			19%
	t-stat	2,76		0,14	–1,63	0,29			19%
	% istotnych współczynn.	24%		33%	20%	11%			19%
Model analogiczny do czteroczynnikowego modelu Carharta	Współczynnik	0,0373	–0,0014		–0,0021	–0,0004	0,0126		23%
	t-stat	2,17	–0,24		–1,20	–0,17	1,57		23%
	% istotnych współczynn.	19%	24%		15%	12%	19%		23%
	Współczynnik	0,0427		–0,0018	–0,0024	0,0000	0,0126		24%
	t-stat	2,53		–0,42	–1,41	0,01	1,61		24%
	% istotnych współczynn.	20%		27%	17%	11%	17%		24%

Tabela 3.23 (cd.)

1		2	3	4	5	6	7	8	9
Model analogiczny do pięcioczynnikowego modelu Pastora-Stambaugha	Współczynnik	0,0456	–0,0012		–0,0019	0,0013	0,0093	0,0004	31%
	t-stat	1,76	–0,18		–0,92	0,57	1,00	0,28	31%
	% istotnych współczynn.	13%	15%		13%	7%	15%	8%	31%
	Współczynnik	0,0436		–0,0030	–0,0023	0,0012	0,0110	–0,0001	32%
	t-stat	1,68		–0,53	–1,15	0,46	1,17	–0,08	32%
	% istotnych współczynn.	12%		20%	11%	7%	14%	9%	32%

Objaśnienia: współczynnik – oznacza średni współczynnik regresji w ogólnej postaci (3.1), t-stat – to statystyka t-Studenta, dana wzorem: $\frac{m}{\frac{s(m)}{\sqrt{n}}}$, gdzie: m – badany średni współczynnik, $s(m)$ – odchylenie standardowe badanego szeregu współczynników, n – liczba obserwowanych czynników, będąca zarazem liczbą miesięcy w każdej regresji przekrojowej (104 – dla rynku polskiego, 123 – dla rynku brazylijskiego). Procent istotnych współczynników – oznacza udział istotnych współczynników stojących przy danej zmiennej spośród wszystkich 104 (lub 123) regresji. IBOVESPA – symbolizuje wrażliwość na zmiany indeksu IBOVESPA (obliczoną na podstawie modelu rynkowego), jest więc to klasyczny parametr beta z modelu CAPM, SP 500 – analogicznie, jak w poprzednim zdaniu, jednak dotyczy indeksu SP500; CAP_log, P/BV_log, MOM_log, AMIH_log – symbolizują odpowiednio następujące charakterystyki spółek: logarytm kapitalizacji, logarytm wskaźnika P/BV, logarytm miary płynności. Parametry związane z poszczególnym rodzajem ryzyka, istotne na poziomie 0,05 oznaczono – ** a na poziomie 0,10 – *.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3.24. Średnie współczynniki kierunkowe (*m*, *n*, *b*) z regresji (3.1) związane z ponoszeniem ryzyka wrażliwości na daną zmienną z modelu analogicznego do modelu Pastora-Stambaugha, wzbogaconego o wszystkie analizowane czynniki makroekonomiczne i behawioralne. Rynek brazylijski

Charakterystka	Stała	CAP_log	P/BV_log	MOM_log	AMIH_log	Parametry wrażliwości (na dane zmienne)									Średnie R^2
						IP_CHNG_MAC_US	PITLCHNG_MAC_USA	M2r_MAC_BR	SP500[a]	Cons_pr_inf_SENT_USA	PU_SENT_USA	CCI_SENTr_BR	CONOPINr_SENT_BR	IBOVESPA[a]	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Współczynnik	–0,07474	0,0079	0,0005	0,0568*	0,0003	–0,0866	–0,1191	–0,0042**		–0,1019	–0,1326	0,0002	0,0050	0,0259	57%
t-stat	–0,88	1,06	0,16	1,79	0,09	–0,82	–1,49	–2,18		–1,01	–1,17	0,76	0,57	1,26	57%
% istotnych współczynn.	11%	6%	7%	15%	12%	7%	11%	13%		10%	4%	10%	7%	15%	57%

Tabela 3.25. Średnie współczynniki kierunkowe (m, n, b) z regresji (3.1) związane z ryzykiem wrażliwości na daną zmienną dla modeli uwzględniających różne zestawy zmiennych objaśniających, dla rynku brazylijskiego

Opis modelu		Stała	CAP_log	P/BV_log	MOM_log	AMIH_log	Parametry wrażliwości (na dane zmienne)									Średnie R^2
							IP_CHNG_MAC_US	PITLCHNG_MAC_USA	M2r_MAC_BR	SP500a	Cons_pr_inf_SENT_USA	PU_SENT_USA	CCI_SENTr_BR	CONOPINr_SENT_BR	IBOVESPAa	
1		2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1) Model uwzględniający wrażliwość na kapitalizację, wskaźnik P/BV oraz poszczególne zmienne makroekonomiczne i behawioralne	Współczynnik	0,0450	–0,0025	–0,0010			0,0401									14,1%
	t-stat	2,27	–1,30	–0,41			0,90									
	% istotnych współczynn.	23%	19%	15%			9%									
	Współczynnik	0,0445	–0,0025	–0,0005				–0,0683								14,4%
	t-stat	2,27	–1,34	–0,19				–1,33								
	% istotnych współczynn.	24%	17%	15%				12%								
	Współczynnik	0,0429	–0,0023	–0,0012					0,0003							15,0%
	t-stat	2,33	–1,29	–0,50					0,85							
	% istotnych współczynn.	24%	20%	14%					11%							
	Współczynnik	0,0465	–0,0026	–0,0009						0,0010						15,1%
	t-stat	2,44	–1,39	–0,38						0,30						
	% istotnych współczynn.	24%	17%	15%						15%						
	Współczynnik	0,0386	–0,0018	–0,0013							–0,0978*					15,8%
	t-stat	2,05	–1,01	–0,57							–1,84					
	% istotnych współczynn.	23%	22%	16%							15%					

1		2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1) Model uwzględniający wrażliwość na kapitalizację, wskaźnik P/BV oraz poszczególne zmienne makroekonomiczne i behawioralne	Współczynnik	0,0499	–0,0029	–0,0009								0,0194				13,4%
	t-stat	2,65	–1,60	–0,36								1,44				
	% istotnych współczynn.	25%	16%	12%								4%				
	Współczynnik	0,0433	–0,0023	–0,0014									0,0001			15,6%
	t-stat	2,39	–1,34	–0,61									0,79			
	% istotnych współczynn.	20%	16%	15%									16%			
	Współczynnik	0,0449	–0,0025	–0,0011										-0,0052*		15,0%
	t-stat	2,45	–1,43	–0,46										-1,66		
	% istotnych współczynn.	23%	19%	13%										15%		
	Współczynnik	0,0418	–0,0023	–0,0003											0,0012	15,5%
	t-stat	2,26	–1,25	–0,11											0,31	
	% istotnych współczynn.	22%	16%	15%											20%	
2) Model uwzględniający wrażliwość na kapitalizację i wskaźnik momentum oraz poszczególne zmienne makroekonomiczne i behawioralne	Współczynnik	0,0397	–0,0023		0,0133		0,0189									16,0%
	t-stat	2,43	–1,43		1,49		0,44									
	% istotnych współczynn.	22%	16%		28%		10%									
	Współczynnik	0,0408	–0,0026		0,0161*			–0,0511								16,5%
	t-stat	2,51	–1,62		1,81			–1,13								
	% istotnych współczynn.	20%	20%		26%			10%								
	Współczynnik	0,0403	–0,0025		0,0181**				0,0004							17,5%
	t-stat	2,60	–1,64		2,00				0,96							
	% istotnych współczynn.	22%	19%		28%				13%							
	Współczynnik	0,0438	–0,0027*		0,0138					–0,0007						16,6%
	t-stat	2,72	–1,72		1,59					–0,24						
	% istotnych współczynn.	19%	20%		29%					11%						

2) Model uwzględniający wrażliwość na kapitalizację i wskaźnik momentum oraz poszczególne zmienne makroekonomiczne i behawioralne	Współczynnik	0,0390	–0,0023		0,0149						–0,1266**					17,8%
	t-stat	2,51	–1,48		1,63						–2,32					
	% istotnych współczynn.	19%	18%		28%						15%					
	Współczynnik	0,0476	–0,0031**		0,0163*							0,0249*				15,7%
	t-stat	3,08	–2,04		1,83							1,90				
	% istotnych współczynn.	22%	15%		29%							6%				
	Współczynnik	0,0418	–0,0026*		0,0162*								0,0001			17,0%
	t-stat	2,74	–1,75		1,90								0,50			
	% istotnych współczynn.	20%	15%		28%								14%			
	Współczynnik	0,0440	–0,0029*		0,0178**									–0,0039		17,1%
	t-stat	2,81	–1,85		2,06									–1,28		
	% istotnych współczynn.	23%	15%		31%									13%		
	Współczynnik	0,0395	–0,0025		0,0148*										0,0009	17,3%
	t-stat	2,45	–1,56		1,71										0,26	
	% istotnych współczynn.	20%	15%		25%										18%	
3) Model uwzględniający wrażliwość na kapitalizację i wskaźnik płynności oraz poszczególne zmienne makroekonomiczne i behawioralne	Współczynnik	0,0557	–0,0018			0,0007	0,0322									16,9%
	t-stat	2,17	–0,77			0,41	0,68									
	% istotnych współczynn.	17%	21%			17%	12%									
	Współczynnik	0,0560	–0,0017			0,0008		–0,0558								17,4%
	t-stat	2,14	–0,72			0,47		–1,06								
	% istotnych współczynn.	20%	23%			18%		11%								
	Współczynnik	0,0534	–0,0017			0,0007			0,0004							18,0%
	t-stat	2,06	–0,78			0,39			1,03							
	% istotnych współczynn.	19%	20%			23%			19%							

1		2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
3) Model uwzględniający wrażliwość na kapitalizację i wskaźnik płynności oraz poszczególne zmienne makroekonomiczne i behawioralne	Współczynnik	0,0529	–0,0033			–0,0002				0,0007						17,5%
	t-stat	2,20	–1,39			–0,09				0,21						
	% istotnych współczynn.	13%	22%			15%				15%						
	Współczynnik	0,0496	–0,0016			0,0005					–0,0851					18,3%
	t-stat	2,02	–0,70			0,32					–1,48					
	% istotnych współczynn.	15%	20%			17%					10%					
	Współczynnik	0,0582	–0,0030			0,0002						0,0175				15,7%
	t-stat	2,32	–1,33			0,14						1,19				
	% istotnych współczynn.	18%	16%			16%						3%				
	Współczynnik	0,0505	–0,0025			0,0002							0,0001			17,7%
	t-stat	2,02	–1,15			0,10							0,58			
	% istotnych współczynn.	19%	15%			15%							15%			
	Współczynnik	0,0609	–0,0023			0,0008								–0,0056		17,6%
	t-stat	2,41	–1,06			0,46								–1,64		
	% istotnych współczynn.	20%	17%			18%								12%		
	Współczynnik	0,0474	–0,0026			0,0000									0,0009	18,1%
	t-stat	1,94	–1,13			0,00									0,21	
	% istotnych współczynn.	15%	18%			15%									19%	
4) Model uwzględniający zmienne istotne we wcześniejszych kombinacjach	Współczynnik	0,0422	–0,0027*		0,0181**						–0,1293**					18,0%
	t-stat	2,72	–1,79		1,98						–2,38					
	% istotnych współczynn.	23%	20%		34%						15%					

Objaśnienia: współczynnik – oznacza średni współczynnik regresji w ogólnej postaci (3.1), t-stat – to statystyka t-Studenta, dana wzorem: $\frac{m}{\frac{s(m)}{\sqrt{n}}}$, gdzie: m – badany średni współczynnik, $s(m)$ – odchylenie standardowe badanego szeregu współczynników, n – liczba obserwowanych czynników, będąca zarazem liczbą miesięcy w każdej regresji przekrojowej (104 – dla rynku polskiego, 123 – dla rynku brazylijskiego). % istotnych współczynników – oznacza udział istotnych współczynników stojących przy danej zmiennej spośród wszystkich 104 (lub 123) regresji przeprowadzonych dla każdego miesiąca. CAP_log, P/BV_log, MOM_log, AMIH_log, – symbolizują odpowiednio następujące charakterystyki spółek: logarytm kapitalizacji, logarytm wskaźnika P/BV, logarytm miary płynności. IP_CHNG_MAC_US, PITLCHNG_MAC_USA, M2r_MAC_BR, Cons_pr_inf_SENT_USA, PU_SENT_USA, CCI_SENTr_BR, CONOPINr_SENT_BR, SP 500[a], IBOVESPA[a] – symbolizują, odpowiednio, współczynniki wrażliwości na: zmianę produkcji przemysłowej w USA, zmianę dochodów gospodarstw domowych w USA, zmianę podaży pieniądza M2 w Brazylii, oczekiwania inflacyjne w USA, indeks niepewności politycznej w USA, wskaźniki zaufania konsumentów w Brazylii, zmianę indeksu SP500, zmianę indeksu IBOVESPA – gdy współczynniki wrażliwości te obliczone zostały na podstawie regresji wielorakiej (w analizie GETS). Parametry związane z poszczególnym rodzajem ryzyka, istotne na poziomie 0,05 oznaczono – ** a na poziomie 0,10 – *.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3.24 (cd.)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
Współ-czynnik	0,0503	–0,0064	0,0036	0,0127	–0,0016	0,0109	–0,1217	–0,0014	0,0062	–0,1093	0,0528	0,0002	0,0052		58%
t-stat	1,28	–1,33	1,15	0,81	–0,70	0,10	–1,46	–1,51	0,78	–1,11	1,34	0,75	0,59		58%
% istot-nych współ-czynn.	11%	7%	6%	20%	9%	10%	12%	12%	18%	7%	7%	9%	7%		58%

Objaśnienia: współczynnik – oznacza średni współczynnik regresji w ogólnej postaci (3.1), t-stat – to statystyka t-Studenta, dana wzorem: $\frac{m}{\frac{s(m)}{\sqrt{n}}}$, gdzie: *m* – badany średni współczynnik, *s*(*m*) − odchylenie standardowe badanego szeregu współczynników, n – liczba obserwowanych czynników, będąca zarazem liczbą miesięcy w każdej regresji przekrojowej (104 – dla rynku polskiego, 123 – dla rynku brazylijskiego). % istotnych współczynn. – oznacza udział istotnych współczynników stojących przy danej zmiennej spośród wszystkich 104 (lub 123) regresji przeprowadzonych dla każdego miesiąca. CAP_log, P/BV_log, MOM_log, AMIH_log, – symbolizują odpowiednio następujące charakterystyki spółek: logarytm kapitalizacji, logarytm wskaźnika P/BV, logarytm miary płynności. IP_CHNG_MAC_US, PITLCHNG_MAC_USA, M2r_MAC_BR, Cons_pr_inf_SENT_USA, PU_SENT_USA, CCI_SENTr_BR, CONOPINr_SENT_BR, SP 500[a], IBOVESPA[a] – symbolizują, odpowiednio, wrażliwości na: zmianę produkcji przemysłowej w USA, zmianę dochodów gospodarstw domowych w USA, zmianę podaży pieniądza M2 w Brazylii, oczekiwania inflacyjne w USA, indeks niepewności politycznej w USA, wskaźniki zaufania konsumentów w Brazylii, zmianę indeksu SP500, zmianę indeksu IBOVESPA – gdy wrażliwości te obliczone zostały na podstawie regresji wielorakiej (w analizie GETS). Parametry związane z poszczególnym rodzajem ryzyka, istotne na poziomie 0,05 oznaczono –** a na poziomie 0,10 – *.

Źródło: opracowanie własne.

Zakończenie

Wpływ czynników behawioralnych i fundamentalnych na rynek akcji analizowanych rynków wschodzących został przedstawiony w niniejszej pracy w sposób syntetyczny. W części teoretycznej zaprezentowano rozwój koncepcji opisujących modele stóp zwrotu z akcji i postulowane zmienne, mogące kształtować te stopy. W części empirycznej zweryfikowano szereg hipotez badawczych oraz przetestowano istotność rozważanych zmiennych rynkowych, makroekonomicznych i behawioralnych.

Podjęte badania są kontynuacją analiz prowadzonych na całym świecie, a głównie na najbardziej rozwiniętym rynku kapitałowym w Stanach Zjednoczonych. W pracy zweryfikowane zostały poglądy dotyczące zmiennych oddziałujących na rynek akcji, które nie są tak dobrze opisane w literaturze przedmiotu dotyczącej rynków wschodzących. Dotychczasowy stan wiedzy nie daje uczestnikom rynków kapitałowych kompletnej i precyzyjnej odpowiedzi na pytanie o to, jakie zmienne oddziałują na stopy zwrotu z akcji. Wśród badaczy istnieje wiele poglądów na ten temat. Część stoi na stanowisku, że decydujące znaczenie mają zmienne fundamentalne (makroekonomiczne i rynkowe), inni optują za zmiennymi behawioralnymi. Niewiele jest opracowań uwzględniających te wszystkie podejścia i próbujących je pogodzić. W pracy starano się zunifikować oraz poszerzyć dotychczasowy stan wiedzy poprzez uwzględnienie nowych zmiennych – niebadanych na rynku polskim i brazylijskim – mogących wpływać na rynkowe stopy zwrotu. W dotychczasowej literaturze przedmiotu analizowanych rynków nie opisano oddziaływania wszystkich przedstawionych zmiennych *łącznie* – takie syntetyczne podejście nie tylko przyczynia się do weryfikacji wcześniejszych poglądów, lecz także poszerza analizę, m.in. o czynniki behawioralne.

Zaawansowane badania w zakresie rynku kapitałowego są prowadzone, w znacznej mierze, dla krajów rozwiniętych – stosunkowo niewiele publikacji dotyczy rynków wschodzących. Jest to dość naturalne ze względu na porównywalnie niższy poziom rozwoju rynków kapitałowych w krajach zaliczanych do grupy *emerging markets*. Rynki wschodzące stanowią jednak niezwykle ważną siłę napędową światowej

gospodarki, dlatego badania mające na celu analizę problemów ekonomicznych na tych rynkach są tak interesujące i ważne.

Przedstawione badania i ich wyniki mają istotne znaczenie szczególnie w kontekście pojawiających się na rynkach finansowych kryzysów. Znalezienie odpowiedzi na postawione w badaniu pytania pozwala na lepsze zrozumienie zjawisk występujących na rynkach kapitałowych. Uczestnicy rynku – fundusze inwestycyjne, emerytalne czy inwestorzy indywidualni – mogą wykorzystać wyniki przeprowadzonych badań w celu lepszego zdefiniowania ryzyka związanego z podejmowanymi decyzjami inwestycyjnymi.

Podsumowując badania należy stwierdzić, że wieloczynnikowy model przekrojowy stóp zwrotu dla rynku polskiego, w którym zmiennymi objaśniającymi są: logarytm kapitalizacji, logarytm wartości księgowej, logarytm *momentum* stóp zwrotu spółki oraz wrażliwość na zmiany sentymentu inwestorów zagranicznych (z USA), cechuje się istotnymi parametrami dotyczącymi ryzyka związanego z wymienionymi zmiennymi. Również kombinacje z innymi zmiennymi uwzględnionymi w modelu, np. wrażliwością na wskaźniki wyprzedzające koniunkturę, cechują się istotnością parametrów. Główna hipoteza badawcza może zostać zweryfikowana pozytywnie dla rynku polskiego. W przypadku rynku brazylijskiego „klasyczny" model analogiczny do modelu PS charakteryzuje się brakiem istotności wszystkich parametrów (tab. 3.23), natomiast model zmodyfikowany, przedstawiony w tab. 3.25 (model 4) cechuje się istotnością parametrów, także związanych z czynnikiem behawioralnym (sentymentem inwestorów) – daje to podstawy do pozytywnej weryfikacji hipotezy głównej, dotyczącej rynku brazylijskiego.

Hipotezy pomocnicze, przedstawione w pracy, dotyczą trzech ważnych grup zmiennych: rynkowych (rozumianych jako zmienne bazujące bezpośrednio na danych rynkowych, np. cenach akcji; zmienne te to np. P/BV, parametr beta, kapitalizacja), makroekonomicznych i behawioralnych. Rozpatrując rynek polski (patrz tab. 3.26), hipotezę I (istotność krajowych zmiennych behawioralnych) należy odrzucić – wyniki regresji opartych na szeregach czasowych nie zawierają istotnego krajowego czynnika behawioralnego. Inaczej jest w przypadku rynku brazylijskiego – finalny model (regresje oparte na szeregach czasowych) stóp zwrotu, uzyskany dzięki procedurze modelowania od ogólnego do szczególnego (GETS), zawiera dwie istotne zmienne behawioralne, dotyczące zaufania konsumentów. Hipoteza II, mówiąca o istotnym wpływie zagranicznych zmiennych behawioralnych, została zweryfikowana pozytywnie dla obydwu badanych rynków w regresjach opartych na szeregach czasowych oraz części regresji przekrojowych. Parametry stojące przy zmiennych behawioralnych pochodzących z rynku amerykańskiego są istotne w finalnym modelu szeregów czasowych stóp zwrotu,

uzyskanym w procedurze GETS. Pozytywnie zweryfikowano hipotezę III, zgodnie z którą wrażliwość na zmienne behawioralne jest wyceniana przez rynek. Wyniki regresji przekrojowych potwierdzają, że przeciętne parametry związane z wrażliwością badanych spółek na zmiany zmiennych behawioralnych (zagranicznych – w przypadku rynku polskiego, krajowych i zagranicznych w przypadku rynku brazylijskiego) są statystycznie różne od zera. Również hipoteza IV, dotycząca większego znaczenia behawioralnych czynników spoza rynku krajowego, została pozytywnie zweryfikowana.

W przypadku grupy hipotez pomocniczych[1], powiązanych z modelem analogicznym do modelu Pastora-Stambaugha (a więc zmiennych rynkowych: parametr beta, kapitalizacja, wartość księgowa, *momentum* i płynność; hipotezy V, VI), wyniki pozwalają stwierdzić, że model analogiczny do pięcioczynnikowego modelu Pastora-Stambougha nie objaśnia stóp zwrotu na badanych rynkach. Parametry stojące przy kapitalizacji, P/BV oraz *momentum*, są istotne, natomiast te związane z parametrem beta oraz płynnością nie są w przypadku rynku polskiego statystycznie różne od zera. Dla rynku brazylijskiego wszystkie parametry w modelu analogicznym (bazującym na analogicznych zmiennych) do modelu Pastora-Stambaugha nie są statystycznie istotne.

Ostatnia grupa hipotez (VII, VIII i IX) dotyczy czynników makroekonomicznych. Wyniki badań pozwalają stwierdzić, że dla obydwu rynków czynniki makroekonomiczne mają istotne znaczenie, jeśli badamy stopy zwrotu w regresjach szeregów czasowych (hipoteza badawcza VII). Świadczy o tym istotność współczynników stojących przy zmiennych opisujących: zmiany stanu zapasów w USA, wskaźniki wyprzedzające koniunkturę, wskaźnik aktywności menedżerów (dla rynku polskiego) oraz: zmiany podaży pieniądza M2, zmiany produkcji przemysłowej w USA, zmiany dochodów społeczeństwa w USA (w przypadku rynku brazylijskiego). Hipotezy VIII i IX ponownie mają za zadanie pomóc w odpowiedzi na pytanie, czy istotne w regresjach szeregów czasowych zmienne wyceniane są przez uczestników rynku, a więc czy są istotne w regresjach przekrojowych. Hipoteza VIII, zakładająca większe znaczenie zewnętrznych zmiennych makroekonomicznych, zarówno dla rynku polskiego, jak i brazylijskiego, zostaje odrzucona – istotne parametry stojące przy poszczególnych zmiennych makroekonomicznych w regresjach przekrojowych dotyczą *krajowych* czynników makroekonomicznych.

Zgodnie z uzyskanymi wynikami można domniemywać, że zmienne makroekonomiczne z USA mogą (ale nie muszą – nie było to przedmio-

1 W tym przypadku weryfikujemy, czy *każdy* z parametrów przy zmiennych analogicznych do modelu PS jest istotny.

tem badania) oddziaływać na amerykański rynek akcji bezpośrednio lub poprzez wpływ na sentyment tamtejszych inwestorów. Sentyment ten z kolei oddziałuje na rynki zewnętrzne krajów rozwijających się. Jest to ciekawa zależność, której znajomość, poparta dodatkowymi badaniami, pozwoli na lepsze zrozumienie relacji kształtujących międzynarodowe przepływy oraz wycenę kapitału w coraz bardziej globalnym świecie.

Istotność parametrów stojących przy zmiennych opisujących wielkość spółki, miarę *momentum*, relację wielkości księgowej do wartości rynkowej wskazują na większe znaczenie teorii neoklasycznych, wypracowanych np. przez Famę, Frencha, Carharta i innych, mniejsze zaś – teorii behawioralnych. Pamiętać jednak należy, że o ile teorie neoklasyczne testowane są od dłuższego czasu, o tyle teorie behawioralne są rozwijane i testowane stosunkowo krótko.

Uzyskane w pracy wyniki, dotyczące modelu objaśniającego stopy zwrotu z akcji na rynku polskim, wskazują na występowanie istotnych parametrów, związanych z ponoszeniem ryzyka kapitalizacji, ryzyka wskaźnika cena/wartość księgowa, ryzyka *momentum* oraz ryzyka związanego z wrażliwością na czynnik sentymentu inwestorów z rynku amerykańskiego. W przypadku rynku brazylijskiego istotne parametry dotyczą zmiennych: kapitalizacji, *momentum* oraz wrażliwości na oczekiwania inflacyjne konsumentów. Jednakże w tym przypadku, z powodu mniejszej liczby analizowanych spółek, wyniki przeprowadzonych regresji mogą być mniej dokładne. Wyniki pracy stanowią zachętę do dalszych badań – koncentrujących się na dokładniejszym poznaniu i opracowaniu miar pozwalających kwantyfikować zmienne behawioralne dokładniej, badać ich wpływ na rynki krajowe oraz sprawdzić, jak kształtują się relacje między wszystkim rodzajami czynników. Nowe hipotezy badawcze mogłyby odpowiadać na pytanie: czy zmienne makroekonomiczne lub behawioralne kształtują sentyment rynkowy, który objawiać się może np. w obserwowanych poziomach i zmienności czynników rynkowych (wyższe wskaźniki rynkowe typu P/BV, P/E, wyższe premie za ryzyko spółek o niższej kapitalizacji itp.).

Inwestor indywidualny działający na rynku polskim, dzięki przeprowadzonemu badaniu, może stwierdzić, że inwestycja w spółki o niskiej kapitalizacji, niskiej wartości księgowej w stosunku do kapitalizacji oraz wysokich stopach zwrotu z ostatnich 9 miesięcy i niskiej wrażliwości na zmiany sentymentu w USA, statystycznie powinna przynieść wyższe zyski niż inwestycja w akcje o analogicznych, ale przeciwnych cechach. Wyniki badań mogą zostać wykorzystane także w strategiach opartych na *screeningu*, czyli uproszczonym wyborze spółek do portfela, ze względu na ich charakterystyki. Strategia taka mogłaby zakładać wybór spółek o najniższej kapitalizacji, najniższej wartości wskaźnika P/BV, najniższej wrażliwości na sentyment inwestorów oraz o najwyższym *momentum*.

Portfel takich spółek powinien przynieść statystycznie wysokie stopy zwrotu, jednak będzie obarczony wysokim ryzykiem.

Inwestorzy korporacyjni, dokonując inwestycji na rynkach wschodzących, także zwracają uwagę na to, czy płynność oraz czynniki makroekonomiczne są istotniejsze w kształtowaniu stóp zwrotu niż kapitalizacja i wskaźnik P/BV. Korporacyjni uczestnicy rynku kapitałowego, wykorzystując wnioski z przeprowadzonych badań, mogą lepiej dobrać politykę zabezpieczenia przed ryzykiem generowanym przez poszczególne czynniki (strategie hedgingowe). Dzięki wynikom przeprowadzonych badań mogą podejmować optymalne decyzje dotyczące alokacji między walorami, również pomiędzy danymi rynkami. Okazuje się bowiem, że na stopy zwrotu z akcji brazylijskich wpływają nieco inne czynniki niż na stopy zwrotu z akcji polskich. Na rynku brazylijskim nie odnotowano istotności parametru związanego ze wskaźnikiem P/BV, a więc inwestycje w spółki o niskim poziomie wskaźnika P/BV nie charakteryzują się wyższymi stopami zwrotu. Również inne wskaźniki behawioralne kształtują stopy zwrotu z akcji na obu kontynentach: w Polsce jest to zmienna związana z poziomem wrażliwości na ogólny wskaźnik sentymentu w USA (wyodrębniony w analizie czynnikowej), natomiast w Brazylii jest ona związana z oczekiwaniami inflacyjnymi w USA. Taka wiedza daje zarządzającym pewne wskazówki na temat międzynarodowej dywersyfikacji portfela akcji.

Dla instytucji monitorujących rynki kapitałowe oraz system finansowy wyniki pracy mogą rzucić pewne światło na problem transmisji zewnętrznych zawirowań na rynkach kapitałowych, zwłaszcza poprzez kanał „sentymentu" inwestorów.

Także w kontekście wyceny kapitału, np. podczas plasowania emisji akcji, sprzedaży spółki, kiedy dominuje podejście związane z modelem CAPM, wyniki badania mogą zostać użyte do głębszej i szerszej wyceny uwzględniającej wskazane w pracy charakterystyki i wrażliwości spółek. Warto podkreślić, że parametr w regresji przekrojowej, stojący przy parametrze beta, nie jest istotny statystycznie w żadnym z modeli. Implikuje to zmianę tradycyjnego podejścia do wyceny kapitału, np. w rekomendacjach domów i biur maklerskich.

Bibliografia

Abreu D., Brunnermeier M. K. (2002), *Synchronization risk and delayed arbitrage,* "Journal of Financial Economics", 66 (2–3), 341–360

Acharya V., Pedersen L. H. (2005), *Asset pricing with liquidity risk*, "Journal of Financial Economics", 77, 375–410

Ackert L. F., Tian Y. S. (2008), *Arbitrage, Liquidity, and the Valuation of Exchange Traded Funds*, "Financial Markets, Institutions and Instruments", 17 (5), 331–362

Aczel A. (2005), *Statystyka w zarządzaniu,* Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa

Akaike H. (1973), *Information theory and an extension of the maximum likelihood principle*, [w:] B. N. Petrov, F. Csaki (eds.), *Second International Symposium on Information Theory*, Budapest: Akademiai Kiado

Almeida V. S. (2012), *Are Betas Best? The Correlation Structure on Brazilian Equity Market*, "Journal of International Finance and Economics", 12 (1), 27–33

Al-Qaisi K. M. (2011), *The Economic Determinants of Systematic Risk in the Jordanian Capital Market*, "International Journal of Business and Social Science", 2 (20), 85–95

Amihud Y. (2002), *Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects*, "Journal of Financial Markets", 5 (1), 31–56

Amihud Y., Mendelson H. (1986), *Liquidity and Stock Returns*, "Financial Analysts Journal", 42 (3), 43–48

Ang A., Chen J., Yuhang X. (2006), *Downside Risk*, "Review of Financial Studies", 19 (4), 1191–1239

Ang A., Hodrick R. J., Yuhang X., Xiaoyan Z. (2006), *The Cross-Section of Volatility and Expected Returns*, "Journal of Finance", 61 (1), 259–299

Ang A., Liu J., Schwarz K. (2008), *Using Stocks or Portfolios in Tests of Factor Models*, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1106463 [dostęp: 12.12.2014]

Angelidis T., Benos A. (2006), *Liquidity adjusted value-at-risk based on the components of the bid-ask spread*, "Applied Financial Economics", 16 (11), 835–851

Anoruo E., Bajtelsmit V. L., Ramchander S., Simpson M. W. (2003), *The Effect of Consumer Expectations on Portfolio Asset Allocation*, "Journal of Financial Planning", 16 (9), 64–70

Ansotegui C., Bassiouny A., Tooma E. (2013), *The proof is in the pudding: Arbitrage is possible in limited emerging markets*, "Journal of International Financial Markets, Institutions and Money", 23, 342–357

Arshad H., Tariq J. M. (2009), *Macroeconomic Influences and Equity Market Returns: A Study of An Emerging Equity Market*, "Journal of Economics and Economic Education Research", 10 (2), 47–68

Arshanapalli B., Nelson W., Switzer L. (2010), *The effects of macroeconomic announcements on equity returns and their connections to Fama-French factors*, "Applied Financial Economics", 20 (16), 1257–1267

Artikis P., Nifora G. (2012), *Capital Structure, Macroeconomic Variables and Stock Returns, Evidence from Greece*, "International Advances in Economic Research", 18 (1), 87–101

Avramov D., Chordia T. (2006), *Asset Pricing Models and Financial Market Anomalies*, "Review of Financial Studies", 19 (3), 1001–1040

Bai Y., Green Ch. J. (2011), *Determinants of cross-sectional stock return variations in emerging markets*, "Empirical Economics", 41 (1), 81–102

Bailard T., Biehl D., Kaiser R. (1986), *Personal Money Management*, Chicago: Science Research Associates

Baker M., Stein J. (2004), *Market Liquidity as a Sentiment Indicator*, "Journal of Financial Markets", 7 (3), 271–299

Baker M., Wurgler J. (2000), *The Equity Share in New Issues and Aggregate Stock Returns*, "Journal of Finance", 55 (5), 2219–2257

Baker M., Wurgler J. (2004a), *A Catering Theory of Dividends*, "Journal of Finance", 59 (3), 1125– 1165

Baker M., Wurgler J. (2004b), *Appearing and Disappearing Dividends: The Link to Catering Incentives*, "Journal of Financial Economics", 73 (2), 271–288.

Baker M., Wurgler J. (2006), *Investor Sentiment and the Cross-Section*, "Journal of Finance", 61 (4), 1645–1680

Baker M., Wurgler J. (2007), *Investor Sentiment in the Stock Market*, "Journal of Economic Perspectives", 21 (2), 129–151

Balduzzi P., Elton E. J., Green T. C. (2001), *Economic News and Bond Prices Evidence from the U.S. Treasury Market*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", 36 (4), 523–543

Bali T. G., Cakici N., Yi T. (2009), *The Conditional Beta and the Cross-Section of Expected Returns*, "Financial Management", 38 (1), 103–137

Ball R., Kothari S. (1989), *Nonstationary Expected Returns: Implications for Tests of Market Efficiency and Serial Correlation in Returns*, "Journal of Financial Economics", 25, 51–74

Bamiatzi V., Bozos K., Lambertides N. (2016), *Mapping the trading behavior of the middle class in emerging markets: Evidence from the Istanbul Stock Exchange*, "International Business Review", 25 (3), 679–690

Bandopadhyaya A., Jones A. L. (2006), *Measuring investor sentiment in equity markets*, "Journal of Asset Management", 7, 208–215

Banz R. W. (1981), *The relationship between return and market value of common stocks*, "Journal of Financial Economics" , 9 (1), 3–18

Barber B. M., Odean T. (2008), *All that glitters: The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors*, "Review of Financial Studies", 21, 785–818

Barber B. M., Odean T., Zhu N. (2006), *Systematic Noise*, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_ id=474481 [dostęp: 9.12.2014]

Barnewall M. (1987), *Psychological Characteristics of the Individual Investor, Asset Allocation for the Individual Investor*, The Institute of Chartered Financial Analysts, Charlottesville

Bartholdy J., Peare P. (2005), *Estimation of expected return: CAPM vs. Fama and French*, "International Review of Financial Analysis", 14, 407–427

Basu S. (1983), *The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence*, "Journal of Financial Economics",12 (1), 129–156

Beltratti A., di Tria M. (2002), *The Cross–section of Risk Premia in the Italian Stock Market*, "Economic Notes", 31 (3), 389–416

Beer F., Hervé F., Zouaoui M. (2013), *Is Big Brother Watching Us Google, Investor Sentiment and the Stock Market*, "Economics Bulletin", 33 (1), 454–466

Berggrun L., Rausch O. (2011), *Momentum in the Colombian Stock Market*, "Latin American Business Review", 12 (1), 1–23

Berk J. B. (2000), *Sorting Out Sorts*,"The Journal of Finance", 55 (1), 407–427

Berry M. A., Burmeister E., McElroy M. B. (1988), *Sorting Out Risks Using Known APT Factors*, "Financial Analysts Journal", 44 (2), 29–42

Bertella M. A., Pires F. R., Feng L., Stanley H. E. (2014), *Confidence and the Stock Market: An Agent-Based Approach*, PLoS ONE, 9 (1), e83488

Bianchi S., Pantanella A., Pianese A. (2015), *Efficient markets and behavioral finance: a comprehensive multifractional model*, "Advances in Complex Systems", 8 (1/2), 1

Bildik R., Gülay G. (2007), *Profitability of Contrarian Strategies: Evidence from the Istanbul Stock Exchange*, "International Review of Finance", 7 (1/2), 61–87

Black F., Scholes M. (1974), *The effects of dividend yield and dividend policy on common stock prices and returns,* "Journal of Financial Economics", 1 (1), 1–22

Black F., Scholes M., Jensen M. C. (1972), *The capital asset pricing model: some empirical tests*, [w:] M. C. Jensen, *Studies in the theory of capital markets*, Praeger Publishers, New York

Blitz D. C., Van V. (2008), *Global Tactical Cross-Asset Allocation: Applying Value and Momentum Across Asset Classes*, "Journal of Portfolio Management", 35 (1), 23–38

Blume M. E. (1970), *Portfolio Theory: A Step Toward Its Practical Application*, "The Journal of Business", 43 (2), 152–173

Bordino I., Battiston S., Caldarelli G., Cristelli M., Ukkonen A., Weber I. (2012), *Web Search Queries Can Predict Stock Market Volumes*, PLoS ONE, 7 (7), e40014

Borowski K. (2014), *Finanse behawioralne. Modele*, Wydawnictwo Difin, Warszawa

Borys M. M. (2001), *Testing Multi-Factor Asset Pricing Models in the Visegrad Countries*, "Czech Journal of Economics and Finance", 61 (2), 118–139

Borys M. M., Zemcik P. (2011), *Size and Value Effects in the Visegrad Countries*, "Emerging Markets Finance and Trade", 47 (3), 50–68

Bouman S., Jacobsen B. (2002), *The Halloween indicator, "Sell in May and go away": Another puzzle*, "American Economic Review", 92, 1618–1635

Boyd J. H., Hu J., Jagannathan R. (2005), *The Stock Market's Reaction to Unemployment News: Why Bad News Is Usually Good for Stocks*, "Journal of Finance", 6 (2), 649–672

Branch D. (1976), *The Predictive Power of Stock Market Indicators*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", 11 (2) 269–286

Brav A., Heaton J. B., Li S. (2010), *The Limits of the Limits of Arbitrage*, "Review of Finance", 14 (1), 157–187

Brennan M. J., Subrahmanyam A. (1996), *Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns*, "Journal of Financial Economics", 41 (3), 441–464

Breusch T. S., Pagan A. R. (1979), *A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation*,"Econometrica", 47, 1287–1294

Brown G. W., Cliff M. T. (2004), *Investor sentiment and the near-term stock market*, "Journal of Empirical Finance", 11, 1–27

Brown G. W., Cliff M. T. (2005), *Investor Sentiment and Asset Valuation*, "Journal of Business", 78 (2), 405–440

Brown S. J., Goetzmann W. N., Hiraki T., Shiraishi N., Watanabe W. (2002), *Investor Sentiment in Japanese and U.S. Daily Mutual Fund Flows*, www.nber.org/papers/w9470

Brown S. J., Weinstein M. I. (1983), *A New Approach to Testing Asset Pricing Models: The Bilinear Paradigm*, "Journal of Finance", 38 (3), 711–743

Brunnermeier M., Pedersen L. (2005), *Predatory trading*, "Journal of Finance", 60, 1825–1863

Brzeszczyński J., Gajdka J. (2007), *Dividend-Driven Trading Strategies Evidence from the Warsaw Stock Exchange*, "International Advances in Economic Research", 13, 285–300

Brzeszczyński J., Gajdka J., Schabek T. (2009), *Koniunktura giełdowa a zmiany w realnej sferze gospodarki w Polsce*, „Przegląd Organizacji", 7/8, 3–9

Brzeszczyński J., Gajdka J., Schabek T. (2011), *The role of stock size and trading intensity in the magnitude of the "interval effect" in beta estimation. Empirical evidence from the Polish capital market*, "Emerging Markets Finance and Trade", 47 (1), 28–49

Bujnowicz I., Dębski W. (2007), *Wpływ wzrostu gospodarczego na rozwój sektora finanansowego w Polsce*, [w:] *Problemy rozwoju rynku finansowego w aspekcie wzrostu gospodarczego*, red. P. Karpuś, J. Węcławski, Wydawnictwo UMCS, Lublin, s. 14–21

Bundoo S. K. (2008), *An augmented Fama and French three-factor model: new evidence from an emerging stock market*, "Applied Economics Letters", 15 (15), 1213–1218

Burmeister E., Grinold R., Khan R. N. (1994), *Multiple-Index Models for Portfolio Risk*, [w:] *A Practitioner's Guide to Factor Models*, "Research Foundation Publications", 4, 59–80

Burmeister E., Mcelroy M. B. (1988), *Joint Estimation of Factor Sensitivities and Risk Premia for the Arbitrage Pricing Theory*, "Journal of Finance", 43 (3), 721–733

Burmeister E., Roll R., Ross S. A. (1994), *A Practitioner's Guide to Arbitrage Pricing Theory*, [w:] *A Practitioner's Guide to Factor Models*, "Research Foundation Publications", 4, 1–30

Campos J., Ericsson N. R., Hendry D. F. (2005), *General-to-specific Modeling: An Overview and Selected Bibliography*, "International Finance Discussion Papers", https://www.federalreserve.gov/Pubs/ifdp/2005/ 838/default.htm [dostęp: 10.07.2014]

Canbaş S., Kandir S. Y. (2009), *Investor Sentiment and Stock Returns: Evidence from Turkey*, "Emerging Markets Finance and Trade", 45 (4), 36–52

Carhart M. M. (1997), *On Persistence in Mutual Fund Performance*, "Journal of Finance" 52 (1), 57–82

Carvalhal A., Nobili C. (2011), *Does corporate governance matter for stock returns Estimating a four-factor asset pricing model including a governance index*, "Quantitative Finance", 11 (2), 247–259

Castro H., Schabek T., *"Sell not only in May". Seasonal Effect on Emerging and Developed Stock Markets*, http://apcz.pl/czasopisma/index.php/DEM/article/view/DEM.2017.001

Chan H. W., Faff R. W. (2005), *Asset Pricing and the Illiquidity Premium*, "Financial Review", 40 (4), 429–458

Chan L. K. C., Hamao Y., Lakonishok J. (1991), *Fundamentals and Stock Returns in Japan*, "The Journal of Finance", 46 (5), 1739–1764

Chan L. K. C., Karceski J., Lakonishok J. (1998), *The Risk and Return from Factors*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", 33 (2), 159–188

Charoenrook A. (2003), *Change in Consumer Sentiment and Aggregate Stock Market Returns*, Working Paper, The Owen Graduate School of Management, Vanderbilt University

Chen C. P., Metghalchi M. (2012), *Weak-Form Market Efficiency Evidence from the Brazilian Stock Market*, "Intemational Journal of Economics and Finance", 4 (7), 22–32

Chen N. (1983), *Some empirical tests of the theory of arbitrage pricing*, "Journal of Finance", 38 (5), 1393–1414

Chen N., Roll R., Ross S. (1986), *Economic Forces and the Stock Market*, "Journal of Business", 59 (3), 382–403

Cheung J. H. B. (2010), *Does Mr. Market Suffer from Bipolar Disorder*, "Journal of Behavioral Finance", 11 (4), 224–238

Chih-Lun H., Yeong-Jia G. (2008), *Are Happy Investors Likely to Be Overconfident?*, "Emerging Markets Finance and Trade", 44 (4), 33–39

Chopra N., Lee C. M. C., Schleifer A., Thaler R. H. (1993), *Yes, Discounts on Closed-End Funds Are a Sentiment Index*, "Journal of Finance", 48, 801–808

Chopra N., Lokonishok J., Ritter J. (1992), *Measuring abnormal performance: Do stocks overreact?*, "Journal of Financial Economics", 31 (2), 235–268

Chopra V. K. (1998), *Why So Much Error in Analysts' Earnings Forecasts*?, "Financial Analysts Journal", 54, 35–42

Chordia T., Shivakumar L. (2002), *Momentum, Business Cycle, and Time-varying Expected Returns*, "Journal of Finance", 57 (2), 985–1019

Chow G. C. (1960), *Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions,*"Econometrica", 28, 591—605

Cieślak A. (2003), *Behawioralna ekonomia finansowa. Modyfikacja paradygmatów funkcjonujących w nowoczesnej teorii finansów*, „Materiały i Studia", 165, 1–172

Cooper M., Gutierrez J., Jr., Roberto C., Hameed A. (2004), *Market States and Momentum*, "Journal of Finance", 59 (3), 1345–1365

Copeland T. E., Weston J. F., Shastri K. (2004), *Financial Theory and Corporate Policy*, 4th ed., Pearson Addison Wesley, Boston−San Francisco

Coval J. D., Moskowitz T. J. (2001), *The Geography of Investment: Informed Trading and Asset Prices*, "Journal of Political Economy", 109 (4), 811–841

Crombez J. (2001), *Momentum, Rational Agents and Efficient Markets*, "The Journal of Psychology and Financial Markets", 2 (4), 189–199

Cutler D. M., Poterba J. M., Summers L. H. (1989), *What Moves Stock Prices?*, NBER Working Papers 2538, National Bureau of Economic Research

Czapiński J., Panek T. (red.) (2011), *Diagnoza społeczna*, Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania, Warszawa

Czapkiewicz A., Skalna I. (2011), *Użyteczność stosowania modelu Famy i Frencha w okresach hossy i bessy na rynku akcji GPW w Warszawie*, „Bank i Kredyt", 42 (3), 61–80

Czekaj J., Woś M., Żarnowski J. (2001), *Efektywność giełdowego rynku w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa

Czerwonka L. (2015), *Behawioralne aspekty decyzji inwestycyjnych przedsiębiorstw*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk

Czerwonka M. (2015), *The exploration of disposition effect among business undergraduates in Poland*, "Copernican Journal of Finance and Accounting", 79–89

Czerwonka M., Gorlewski B. (2012), *Finanse behawioralne. Zachowania inwestorów i rynku*, Oficyna Wydawwnicza SGH, Warszawa

Da Z., Engelberg J., Gao P. (2011), *In Search of Attention*, "Journal of Finance", 66, 1461–1499

Da Z., Engelberg J., Gao P. (2013), *The sum of all FEARS:Investor sentiment and asset prices,* http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1509162 [dostęp: 1.07.2014]

Damodaran A. (2002), *Investment valuation,* Wiley and Sons, New York

Das S., Markowitz H., Scheid J., Statman M. (2010), *Portfolio Optimization with Mental Accounts*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", 45 (2), 311–334

De Bondt W. F. M., Thaler R. (1985), *Does the Stock Market Overreact*, "The Journal of Finance", 40 (3), 793–805

DeLong J. B., Shleifer A., Summers L. H., Waldmann R. J. (1990), *Noise Trader Risk in Financial Markets*, "Journal of Political Economy", 98 (4), 703–738

DeMiguel V., Garlappi L., Uppal R. (2009), *Optimal versus naive diversification: how inefficient is the 1/n portfolio strategy?*, "Review of Financial Studies", 22 (5), 1915–1953

Demirtas K. O., Zirek D. (2011), *Aggregate Earnings and Expected Stock Returns in Emerging Markets*, "Emerging Markets Finance and Trade", 47 (3), 4–22

Dennis P., Stewart M. (2002), *Risk-Neutral Skewness: Evidence from Stock Options*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", 37 (3), 471–493

De Silva A. C. (2005), *Modeling and Estimating a Higher Systematic Co-Moment Asset Pricing Model in the Brazilian Stock Market*, "Latin American Business Review", 6 (4), 85–101

Dębski W. (2003), *Rynek finansowy i jego mechanizmy*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa

Dębski W. (2011), *Stan i perspektywy rozwoju rynku kapitałowego w Polsce*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu", 174, 76–85

Dębski W., Grodecka A. (2008), *Znaczenie funduszy inwestycyjnych dla polskiej gospodarki*, [w:] S. Buczek, A. Fierla (red.), *Rynek kapitałowy w Polsce i na świecie – jak mądrze inwestować*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa

Dhankar R. S., Esq R. (2005), *Arbitrage pricing theory and the capital asset pricing model-evidence from the Indian stock market*, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=840685 [dostęp: 2.05.2014]

Dijk von R., Huibers F. (2002), *European Price Momentum and Analyst Behavior*, "Financial Analysts Journal", 58 (2), 96–105

Dimson E. (1979), *Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Trading,* "Journal of Financial Economics", 7 (2), 197–226

Domański Cz., Białek J., Bolonek-Lasoń K., Mikulec A. (2011), *Nieklasyczne metody oceny efektywności i ryzyka. Otwarte Fundusze Emerytalne*, PWE, Warszawa

Doornik J. A., Hansen H. (1994), *A practical test for univariate and multivariate normality*, Discussion paper, Nuffield College

Dowling M., Lucey B. M. (2005), *The Role of Feelings in Investor Decision-Making*, "Journal of Economic Surveys", 19 (2), 211–237

Drew M. E., Veeraraghavan M. (2002), *A Closer Look at the Size and Value Premium in Emerging Markets: Evidence from the Kuala Lumpur Stock Exchange*, "Asian Economic Journal", 16 (4), 337–351

Duffie D., Garleanu N., Pedersen L. (2002), *Securities lending, shorting, and pricing*, "Journal of Financial Economics", 66, 307–339.

Duraj J., Sajnóg A. (2011), *Rentowność kapitału własnego giełdowych spółek przemysłowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź

Durbin J., Watson G. S. (1950). *Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, I,*"Biometrika", 37 (3–4), 409–428

Durbin J., Watson G. S. (1951), *Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, II,* "Biometrika", 38 (1–2), 159–179

Durbin J., Watson G. S. (1971), *Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, III*, "Biometrika", 58 (1), 1–19

Dzielinski M. (2012), *Measuring economic uncertainty and its impact on the stock market*, "Finance Research Letters", 9 (3), 167–175

Edmans A., Garcia D., Oyvind N. (2007), *Sports Sentiment and Stock Returns*, "Journal of Finance", 62 (4), 1967–1998

Edwards S., Biscarri J. G., Gracia F. P. (2003), *Stock market cycles, financial liberalization and volatility*, "Journal of International Money and Finance", 22 (7), 925–955

Ellsberg D. (1961), *Risk, Ambiguity, and the Savage Axioms*, "Quarterly Journal of Economics", 75, 643–669

Elton E. J., Gruber M. J. (1998), *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*, Wydawnictwo WIG PRESS, Warszawa

Elton E. J., Gruber M. J., Busse J. A. (1998), *Do investors care about sentiment?*, "Journal of Business", 71, 477–500

Engle R. F. (1982), *Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation*, "Econometrica", 50, 987–1008

Fama E. F. (1970), *Efficient Capital Markets: A Review of Empirical Work,* "Journal of Finance", 25 (2), 383–417

Fama E. F. (1981), *Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money*, "American Economic Review", 71 (4), 545–565

Fama E. F. (1990), *Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity*, "Journal of Finance", 45 (4), 1089–1108

Fama E. F., French K. R. (1992), *The cross-Section of Expected Stock Returns*, "The Journal of Finance", 47 (2), 427–465

Fama E. F., French K. R. (1993), *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, "Journal of Financial Economics" 33, 3–56

Fama E. F., French K. R. (1996), *Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*, "Journal of Finance", 51 (1), 55–84

Fama E. F., French K. R. (2012), *Size, value, and momentum in international stock returns*, "Journal of Financial Economics", 105, 457–472

Fama E. F., MacBeth J. D. (1973), *Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests*, "Journal of Political Economy", 81 (3), 607–636

Fan X., Liu M. (2005), *Understanding Size And The Book-To-Market Ratio: An Empirical Exploration Of Berk's Critique*, "Journal of Financial Research", 28 (4), 503–518

Feldman T. (2010), *A More Predictive Index of Market Sentiment*, "The Journal of Behavioral Finance", 11 (4), 211–223

Fernandes J. L. B., Ornelas, J. R. H. (2008), *Momentum and Reversal Puzzle in Emerging Markets*, "ICFAI Journal of Behavioral Finance", 5 (3), 54–71

Fernández-Serrano J. L., Sosvilla-Rivero S. (2003), *Modelling the Linkages Between US and Latin American Stock Markets*, "Applied Econmics", 35 (12), 1423–1434

Ferrer E. Salaber J., Zalewska A. (2016), *Consumer confidence indices and stock markets' meltdowns*, "European Journal of Finance", 22 (3), 195–220

Ferson W. E., Korajczyk R. A. (1995), *Do arbitrage pricing models explain the predictability of stock returns?*, "Journal of Business", 68 (3), 309−349

Ferson W. E., Schadt R. W. (1996), *Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions*, "Journal of Finance", 51 (2), 425–461

Fifield S. G. M., Power D. M., Knipe D. G. S. (2008), *The performance of moving average rules in emerging stock markets,* "Applied Financial Economics", 18 (19), 1515–1532

Fifield S. G. M., Power D. M., Sinclair C. D. (2002), *Macroeconomic Factors And Share Returns: An Analysis Using Emerging Market Data*, "International Journal of Finance and Economics", 7 (1), 51–62

Fijałkowska J. (2012), *Przewidywalność stóp zwrotu z akcji. Wyniki dla USA i Polski*, „Bank i Kredyt", 43 (1), 49–78

Fisher K. L., Statman M. (2000), *Investor Sentiment and Stock Returns*, "Financial Analysts Journal", 56 (2), 16–23

Fisher K. L., Statman M. (2003), *Consumer Confidence and Stock Returns*, "Journal of Portfolio Management", 30 (1), 115–128

Fiszeder P. (2009), *Modele klasy GARCH w empirycznych badaniach finansowych*, Uniwersytet Mikołaja Kopernika, Toruń

Flannery M. J., Protopapadakis A. A. (2002), *Macroeconomic Factors DO Influence Aggregate Stock Returns*, "Review of Financial Studies", 15 (3), 751–782

Forner C., Sanabria S., Marhuenda J. (2009), *Post-earnings announcement drift: Spanish evidence*, "Spanish Economic Review", 11 (3), 207–241

Frazzini A., Lamont O. (2006), *Dumb Money: Mutual Fund Flows and the Cross--section of Stock Returns,* Working Paper 11526, National Bureau of Economic Research

Frączek B. (2009), *Skłonności behawioralne inwestorów na rynkach kapitałowych w czasie kryzysu*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Ekonomiczne Problemy Usług", nr 40, 226–232

French K. R., Poterba J. M. (1991), *Investor Diversification and International Equity Markets*, "American Economic Review", 81 (2), 222–226

Friedman M., Savage L. J. (1948), *Utility Analysis of Choices Involving Risk*, "Journal of Political Economy", 56 (4), 279–304

Friend I., Blume M. E. (1970), *Measurement of Portfolio Performance Under Uncertainty*, "American Economic Review", 60 (4), 561–575

Fox C. R., Tversky A. (1995), *Ambiguity Aversion and Comparative Ignorance*, "Quarterly Journal of Economics", 110 (3), 585–603

Gaio L. E., Alves K. L., Junior T. (2009), *The Brazilian stock market of the new millennium an efficiency test*, "Brazilian Business Review", 6 (3), 217–231

Gajdka J. (2013a), *Behawioralne finanse przedsiębiorstw. Podstawowe podejścia i koncepcje*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź

Gajdka J. (2013b), *„Cateringowe" podejście do polityki dywidend w warunkach polskiego rynku kapitałowego*, „Zarządzanie i Finanse", 11 (2), 153–165

Gajdka J., Gniadkowska A., Schabek T. (2010), *Płynność obrotu a stopa zwrotu z akcji na giełdzie papierów wartościowych w Warszawie*, [w:] J. Sobiech (red.), *Kierunki zmian w finansach przedsiębiorstwa*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu", 142, 597–605

Gajdka J., Walińska E. (1998), *Zarządzanie finansowe – teoria i praktyka*, Fundacja Rozwoju Rachunkowości w Polsce, Warszawa

Galdi F. C., Lopes A. B. (2008), *Limits to Arbitrage and Value Investing: Evidence from Brazil*, http://ssrn.com/abstract=1099524 [dostęp: 5.05.2014]

Garza-García J. G., Vera-Juárez M. E. (2010), *Who Influences Latin American Stock Market Returns China versus USA*, "International Research Journal of Finance and Economics", 55, 21–35

Geczy C., Musto D., Reed A. (2002), *Stocks are special too: An analysis of the equity lending market*, "Journal of Financial Economics", 66, 241–269

Godfrey L. G. (1978), *Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables*, "Econometrica", 46, 1303–1313

Gómez-González J. E., García-Suaza A., Andrés F. (2012), *A Simple Test of Momentum in Foreign Exchange Markets*, "Emerging Markets Finance and Trade", 48 (5), 66–77

Gordon B., Rittenberg L. (1995), *The Warsaw Stock Exchange: A test of market efficiency*, "Comparative Economic Studies", 37 (2), 1–27

Graczyk A. (2009), *Teoria perspektywy i hiperboliczna funkcja dyskonta – implikacje dla teorii konsumpcji*, [w:] D. Kopycińska (red.), *Wybory konsumentów i przedsiębiorstw w teorii i w praktyce*, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin

Gradzewicz M., Growiec J., Hagemejer J., Popowski P. (2010), *Cykl koniunkturalny w Polsce – wnioski z analizy spektralnej*, „Bank i Kredyt", 41 (5), 41–76

Greenwood R., Nagel S. (2006), *Inexperienced Investors and Bubbles*, http://www.people.hbs.edu/rgreenwood/ Mfage8.pdf [dostęp: 9.05.2014]

Griffin J. M., Xiuqing J., Martin J. S. (2003), *Momentum Investing and Business Cycle Risk: Evidence from Pole to Pole*, "Journal of Finance", 58 (6), 2515–2547

Groenewold N., Fraser P. (1997), *Share prices and macroeconomic factors*, "Journal of Business Finance and Accounting", 24 (9/10), 1367–1383

Gruszczyński M. (red.) (2012) *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Wolters Kluwer, Warszawa

Gruszczyński M., Podgórska M. (red.) (2003), *Ekonometria*, wyd. VI, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa

Gujarati D. N., Porter D. C. (2009), *Basic Econometrics*, 5th ed., McGraw-Hill Irwin, Boston

Gup B. E. (1973), *A Note on Stock Market Indicators and Stock Prices,* "Journal of Financial and Quantitative Analysis", 8 (4), 673–685

Hahn J., Lee H. (2009), *Financial Constraints, Debt Capacity, and the Cross-section of Stock Returns*, "Journal of Finance", 64 (2), 891–921

Haigang Z., Geppert J., Dongmin K. (2010), *An Anatomy of Trading Strategies: Evidence from China*, "Emerging Markets Finance and Trade", 46 (2), 66–79

Han X., Jian Z. (2011), *Pricing liquidity risk and cost in the stock market: How different was the financial crisis?*, "Journal of Asset Management", 12 (2), 109–122

Hanousek J., Kočenda E. (2011), *Foreign News and Spillovers in Emerging European Stock Markets*, "Review of International Economics", 19 (1), 170–188

Hanousek J., Kočenda E., Kutan A. M. (2009), *The Reaction of Asset Prices to Macroeconomic Announcements in New EU Markets: Evidence from Intraday Data*, "Journal of Financial Stability", 5 (2), 199–219

He J., Ng L. K. (1994), *Economic Forces, Fundamental Variables, and Equity Returns*, "Journal of Business", 67 (4), 599–609

Heath C., Tversky A. (1991), *Preference and belief: Ambiguity and competence in choice under uncertainty*, "Journal of Risk and Uncertainty", 4, 5–28

Hendricks D., Patel J., Zeckhauser R. (1993), *Hot Hands in Mutual Funds Short-Run Persistence of Relative Performance, 1974–1988*, "The Journal of Finance", 48 (1), 93–130

Hendry D. F. (1995), *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, Oxford

Hendry D. F. (2000), *Econometrics: Alchemy or Science?*, Oxford University Press, Oxford

Hendry D. F., Krolzig H. M. (2005), *The Properties of Automatic GETS Modelling*, "The Economic Journal", 115 (502), 32–61

Heng-Hsing H., Hodnett K., Van Rensburg P. (2012), *The Influences Of Macroeconomic Forces On The Value-Momentum Spread Of Global Equities*, "International Business and Economics Research Journal", 11 (5), 497–506

Henry E. (2008), *Are investors influenced by how earnings press releases are written*, "Journal of Business Communication", 45 (4), 363–407

Hirshleifer D., Shumway T. (2003), *Good Day Sunshine: Stock Returns and the Weather*, "The Journal of Finance", 58 (3), 1009–1032

Hodnett K., Heng-Hsing H., Van Rensburg P. (2012), *Payoffs to Equity Investment Styles on the JSE Securities Exchange: The Case of South African Equity Market*, "International Business and Economics Research Journal", 11 (1), 19–32

Hong H., Kubik J. D. (2003), *Analyzing the Analysts: Career Concerns and Biased Earnings Forecasts*, "The Journal of Finance", 58 (1), 313–351

Howarth E., Hoffman M. S. (1984), *A multidimensional approach to the relationship between mood and weather*, "British Journal of Psychology", 75 (1), 15–23

Hribar P., McInnis J. (2012), *Investor Sentiment and Analysts' Earnings Forecast Errors,* "Management Science", 58 (2), 293–307

Hsiah M.-F., Yang T.-Y., Yang Y.-T., Lee J.-S. (2011), *Evidence of herding and positive feedback trading for mutual funds in emerging Asian countries*, "Quantitative Finance", 11 (3), 423–435

Hsing Y., Hsieh W. (2012), *Impacts of macroeconomic variables on the stock market index in Poland new evidence*, "Journal of Business Economics and Management", 13 (2), 334–342

Huang J., Sialm C., Zhang H. (2011), *Risk Shifting and Mutual Fund Performance*, "Review of Financial Studies", 24 (8), 2575–2616

Huang Sh.-T. (2011), *Value Premium and Macroeconomic Conditions: Evidence from the Taiwan Stock Market*, "International Research Journal of Finance and Economics", 76, 75–83

Iltuzer Z, Tas O. (2012), *The Analysis of Bidirectional Causality between Stock Market Volatility and Macroeconomic Volatility*, "International Journal of Business and Social Science", 3 (12), 33–49

Iqbal M. J., Rafique S., Abrar A., Jamil N., Shah A. A., Satti A. H. (2012), *Volatility Linkages between Equity Markets of Pakistan, India, Singapore and Hong Kong: A GARCH BEKK Approach*, "Journal of Economics and Behavioral Studies", 4 (1), 47–54

Jagric T., Strasek S. (2001), *Behavioural patterns as determinants of market movements: evidence from an emerging market*, "Applied Financial Economics", 21 (7), 481–491

Jajuga K. (2008), *Trzydzieści lat współczesnych finansów behawioralnych*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania, Uniwersytet Szczeciński", nr 9: *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, s. 42–52

Jajuga K., Jajuga T. (2006), *Inwestycje.Instrumenty finansowe, aktywa niefinansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa,* Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa

Jegadeesh N., Titman S. (1993), *Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency*, "Journal of Finance", 48 (1), 65–89

Jin-Shuei L., Chun-An L. (2008), *Futures Market Sentiment and Institutional Investor Behavior in the Spot Market: The Emerging Market in Taiwan*, "Emerging Markets Finance and Trade", 44 (2), 70–86

Jones C., Lamont O. (2002), *Short sale constraints and stock returns*, "Journal of Financial Economics", 66, 207–239.

Joshipura M. (2011), *Test of Momentum Investment Strategy: Evidence From Indian Stock Market*, "Journal of International Finance and Economics", 11 (2), 105–114

Kahneman D., Tversky A. (1979), *Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk*, "Econometrica", 47 (2), 263–292

Kamstra M. J., Kramer L. A., Levi M. D. (2003), *Winter Blues: A SAD Stock Market Cycle*, "American Economic Review", 93 (1), 1257–1263

Kan R., Zhang C. (1999), *Two-pass tests of asset pricing models with useless factors*, "Journal of Finance", 54 (1), 203–235

Karimkhani M., Hortamani A., Rafat B., Beikzadeh S. (2012), *Evaluation of capital market efficiency using arbitrage pricing pattern*, "Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business", 3 (12), 51−60

Keene M. A., Peterson D. R. (2007), *The Importance of Liquidity As A Factor In Asset Pricing*, "Journal of Financial Research", 30 (1), 91–109

Keim D. B., Ananth M. (2000), *The Relation between Stock Market Movements and NYSE Seat Prices*, "Journal of Finance", 55 (6), 2817–2841

Kim D. (1995), *The errors in the variables problem in the cross-section of expected stock returns*, "Journal of Finance", 50, 1605–1634

Kim S., Lee K. H. (2011), *Pricing of liquidity risks by alternative liquidity measures*, http://www.apjfs.org/ conference/2011/cafmFile/4-1.pdf [dostęp: 14.05.2014]

Kitchin J. (1923), *Cycles and Trends in Economic Factors*, "Review of Economics and Statistics", 5 (1), 10–16

Konarzewska I. (2006), *Ryzyko inwestycji w akcje na polskim rynku kapitałowym – lata 2002–2004*, [w:] T. Trzaskalik (red.), *Modelowanie preferencji a ryzyko*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Katowice, s. 117–128

Korajczyk R. A., Sadka R. (2008), *Pricing the commonality across alternative measures of liquidity*, "Journal of Financial Economics", 87 (1), 45–72

Kowerski M. (2008), *Trójczynnikowy model Famy i Frencha dla Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Przegląd Statystyczny", 55 (4), 131–148

Kryzanowski L., Hao Z. (1992), *Economic Forces and Seasonality in Security Returns*, "Review of Quantitative Finance and Accounting", 2 (3), 227–244

Kufel T. (2003), *Modelowanie „od ogólnego do szczególnego" i modelowanie zgodne w PcGets*, http://www.dem.umk.pl/DME/2003/140_kufel.pdf [dostęp: 18.05.2014]

Kufel T. (2004), *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa

Kuo W.-H., Lin T.-Y. (2011), *Does the Put-Call Ratio Forecast Market Returns? Evidence from an Emerging Market*, "International Research Journal of Finance and Economics", 69, 95–107

Kutner M. H., Nachtsheim C. J., Neter J. (2004), *Applied Linear Regression Models*, 4th ed., McGraw-Hill Irwin, Boston

Lai H.-W., Chen Ch.-W., Huang Ch.-Sh. (2010), *Technical Analysis, Investment Psychology, and Liquidity Provision: Evidence from the Taiwan Stock Market*, "Emerging Markets Finance and Trade", 46 (5), 18–38

Lakonishok J., Shleifer A., Vishny R. (1994), *Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk*, "The Journal of Finance",49 (5), 1541–1578

Lashgari M. (2000), *The role of TED Spread and Confidence Index in explaining the behavior of stock prices*, "American Business Review", 18 (2), 9–11

Lawrence E. R., McCabe G., Prakash A. J. (2007), *Answering Financial Anomalies: Sentiment-Based Stock Pricing*, "Journal of Behavioral Finance", 8 (3), 161–171

Lee C. F., Chen H. T. (2012), *Alternative Errors-in-Variables Models and Their Applications in Finance Research*, www.bc.edu/ec-j/SemS2012/Lee.pdf

Lee C. M., Shleifer A., Thaler R. H. (1991), *Investor Sentiment and the Closed-End Fund Puzzle*, "The Journal of Finance", 46 (1), 75–109

Lee K. (2006), *Retail Investor Sentiment and Return Comovements*,"The Journal of Finance", 61 (5), 2451–2486

Lee S., Stevenson S. (2003), *Time Weighted Portfolio Optimisation*, "Journal of Property Investment and Finance", 21 (2), 233–249

Leledakis G. N., Davidson I.., Karathanassis G. (2003), *Cross-sectional estimation of stock returns in small markets: The case of the Athens Stock Exchange*, "Applied Financial Economics", 13 (6), 413–426

Lemmon M., Portniaguina E. (2006), *Consumer Confidence and Asset Prices: Some Empirical Evidence*, "Review of Financial Studies", 19 (4), 1499–1529

Li Ch.-A., Yeh Ch.-Ch. (2011), *Investor Psychological and Behavioral Bias: Do High Sentiment and Momentum Exist in the China Stock Market?*, "Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies", 14 (3), 429–448

Li X., Sullivan R. N. (2011), *The Limits to Arbitrage Revisited: The Accrual and Asset Growth Anomalies*, "Financial Analysts Journal", 67 (4), 50–66.

Lin A. Y., Swanson P. E. (2003), *The Behavior and Performance of Foreign Investors in Emerging Equity Markets: Evidence from Taiwan*, "International Review of Finance", 4 (3/4), 189–210

Litzenberger R., Ramaswamy K. (1979), *The effects of personal taxes and dividends on capital asset prices: Theory and empirical evidence*, "Journal of Financial Economics", 7, 163–195

Loewenstein G. (2001), *The Creative Destruction of Decision Research*, "Journal of Consumer Research", 28 (3), 499–505

Lopes L. (1987), *Between hope and fear:the psychology of risk*, "Advances in Experimental Social Psychology", 20, 255–295

Lu Y.-Ch., Wei Y.-Ch., Chang Ch.-W. (2012), *Nonlinear Dynamics Between the Investor Fear Gauge and Market Index in the Emerging Taiwan Equity Market*, "Emerging Markets Finance and Trade", 48, 171–191

Lyócsa S., Baumöhl E., Výrost T. (2011), *The Stock Markets and Real Economic Activity*, "Eastern European Economics", 49 (4), 6–23

Łuniewska M., Tarczyński W. (2004), *Wskaźnik P/E jako kryterium dyskryminacji dla potrzeb analizy portfelowej,* „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu", 1037 (2), 79−96

Łuniewska M., Tarczyński W. (2006), *An Analysis of Some Stock Exchange Indexes in Relation to Market Ratios,* [w:] W. Milo, P. Wdowiński (eds.), *Financial Markets. Principles of Modeling Forecasting and Decision-Making*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź

Łuniewska M., Tarczyński W. (2007), *Wpływ wskaźników i informacji rynkowych na atrakcyjność inwestycyjną spółek giełdowych,* „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki finansowe. Ubezpieczenia", nr 7: *Budżetowanie działalności jednostek gospodarczych – teoria i praktyka*, 371−378

Łuniewska M., Tarczyński W. (2008), *Efektywność analizy portfelowej na polskim rynku kapitałowym z wykorzystaniem wielowymiarowej analizy porównawczej,* „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej w Katowicach", tom: *Modelowanie matematyczne i ekonometryczne na polskim rynku finansowym*, 11–20

Machado M. A. V., Medeiros O. R. (2012), *Does the Liquidity Effect Exist in the Brazilian Stock Market*, "Brazilian Business Review", 9 (4), 27–50

Majewski S. (2012), *Wpływ czynników behawioralnych na rynkową wycenę akcji. Ujęcie ilościowe*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin

Majewski S., Doszyń M. (2013), *Efekty wpływu czynników behawioralnych na stopy zwrotu z akcji spółek sektora budowlanego notowanych na GPW w Warszawie*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu" 323: *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia - tendencje światowe a rynek polski*, 170–179

Mala R., Reddy M. (2007), *Measuring Stock Market Volatility in an Emerging Economy*, "International Research Journal of Finance and Economics", 8, 126–133

Mala R., White M. (2006), *Assessment of an Emerging Stock Market: The Case for Fiji's Stock Market*, "International Research Journal of Finance and Economics", 6, 116–132

Malec K., Zarzecki D. (2007), *Anomalie na rynkach kapitałowych,* „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Prace Instytutu Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw", 50 (1), 347–363

Mamaysky H., Spiegel M., Hong Z. (2007), *Improved Forecasting of Mutual Fund Alphas and Betas*, "Review of Finance", 11 (3), 359–400

Mansor I. H. (1999), *Macroeconomic Variables and Stock Prices in Malaysia: An Empirical Analysis*, "Asian Economic Journal", 13 (2), 219–231

Mansouri S., Tehrani R., Ansari H. (2012), *Momentum Returns in Tehran Stock Exchange: The Influences of Size and Liquidity*, "International Business Research", 5 (11), 43–53

Marcinkowska M. (2009), *Behawioralne aspekty controllingu*, „Przegląd Organizacji", 10, 20–24

Marcinkowska M. (2010), *Odpowiedzialne przedsiębiorstwo na rynku kapitałowym – czyli o giełdowych indeksach zrównoważonego rozwoju*, [w:] J. Duraj (red.), *Przedsiębiorstwo na rynku kapitałowym*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, s. 123–144

Markowitz H. M. (1952a), *Portfolio Selection*, "The Journal of Finance", 7 (1), 77–91

Markowitz H. M. (1952b), *The Utility of Wealth*, "The Journal of Political Economy", 60 (2), 151–158

Martinez A. L. (2007), *Analysts' Optimism and Selection Bias*, "Brazilian Business Review", 4 (2), 103–113

Masmoudi S., Abbes M. B., Zenaidi A. (2011), *Return Predictability and the Disposition Effect: A Case of Financial Institution Stocks*, "Journal of Financial Risk Management", 8 (3), 7–16

Matos P. R. F., de Rocha J. A. T. (2009), *Stocks and Mutual Funds: Common Risk Factors?*, "Brazilian Business Review", 6 (1), 21–41

Mazurkiewicz A., Sarnowski K. (2009), *Efekt stadny na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Pieniądze i Więź", 2 (43), 76–83

McCarthy K. J., Dolfsma W. (2009), *What's in a Name? Understanding the Language of the Credit Crunch*, "Journal of Economic Issues", 43 (2), 531–548

McElroy M. B., Burmeister E. (1998), *Arbitrage Pricing Theory as a Restricted Nonlinear Multivariate Regression*, "Journal of Business and Economic Statistics", 6 (1), 29–42

McQueen G. R., Roley V. V. (1993), *Stock Prices, News, and Business Conditions*, "Review of Financial Studies", 6 (3), 683–707

Merło P., Konarzewski P. (2015), *The momentum effect exemplifies the influence of investors' irrational behaviour on changing prices of shares and stocks: an analysis of the momentum effect on the Warsaw Stock Exchange*, "Finanse", 11 (1), 56–64

Milo W. (2000), *Finansowe rynki kapitałowe*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa

Milo W., Kozera Z. (2004), *Analiza cykliczności polskiego rynku akcji na podstawie indeksu WIG oraz WIG 20*, „Prace Naukowe AE im. Oskara Langego we Wrocławiu", nr 992, red. K. Jajuga, W. Ronka-Chmielowiec

Milo W., Malaczewski M., Szafrański G., Ulrichs M., Wośko Z. (2010), *Stabilność rynków kapitałów a wzrost gospodarczy*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa

Milo W., Malaczewski M., Szafrański G., Wośko Z. (red.) (2006), *Rynki inwestycyjne a wzrost gospodarczy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź

Milo W., Rutkowska M., Materka R. (2006), *Pomiar płynności rynku akcji na przykładzie GPW w Polsce*, [w:] W. Ronka-Chmielowiec, K. Jajuga (red.), *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu", nr 1133, s. 330–337

Mitchell M., Pulvino T., Stafford E. (2002), *Limited Arbitrage in Equity Markets*, "Journal of Finance", 57 (2), 551–584

Mohanram P. (2005), *Separating Winners from Losers among Low Book-to-Market Stocks using Financial Statement Analysis*, "Review of Accounting Studies", 10 (2/3), 133–170

Mokoaleli-Mokoteli T., Taffler R., Agarwal V. (2009), *Behavioural Bias and Conflicts of Interest in Analyst Stock Recommendations*, "Journal of Business Finance and Accounting", 36 (3–4), 384–418

Morrison D. F. (1990), *Wielowymiarowa analiza statystyczna*, PWN, Warszawa

Mościbrodzka M. (2014), *Stabilność czynników ryzyka w modelu Famy-Frencha wyceny kapitału na GPW w Warszawie*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki finansowe. Ubezpieczenia", nr 66

Muga L., Santamaría R. (2007), *The Momentum Effect in Latin American Emerging Markets*, "Emerging Markets Finance and Trade", 43 (4), 24–45

Muradoglu G., Taskin F., Bigan I. (2000), *Causality Between Stock Returns and Macroeconomic Variables in Emerging Markets*, "Russian and East European Finance and Trade", 36 (6), 33−53

Naes R., Skjeltorp J. A., Ødegaard B. A. (2011), *Stock Market Liquidity and the Business Cycle*, "Journal of Finance", 66 (1), 139–176

Narayan P. K., Narayan S., Thuraisamy K. S. (2014), *Can institutions and macroeconomic factors predict stock returns in emerging markets?,* "Emerging Markets Review", 19, 77–95

Neal R., Wheatley S. M. (1998), *Do Measures of Investor Sentiment Predict Returns?*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", 33 (4), 523–548

Neumann von J., Morgenstern O. (1944), *Theory of Games and Economic Behavior*, Princeton University Press, Princeton

Nguyen D., Puri T. N. (2009), *Systematic liquidity, characteristic liquidity and asset pricing*, "Applied Financial Economics", 19, 853–868

Nicholls D. F., Pagan A. R. (1983), *Heteroscedasticity in models with lagged dependent variables*, "Econometrica", 51, 1233–1242

Nikkinen J., Omran M., Sahlström P., Äijö J. (2006), *Global stock market reactions to scheduled U.S. macroeconomic news announcements*, "Global Finance Journal", 17 (1), 92–104

Olbryś J. (2011), *Arch effects in multifactor market-timing models of polish mutual funds*, "Folia Oeconomica Stetinensia", 10 (2), 60–80

Osińska M. (2008), *Wpływ impulsów monetarnych na rynek kapitałowy w Polsce*, [w:] S. Buczek, A. Fierla (red.), *Rynek kapitałowy w Polsce i na świecie – jak mądrze inwestować*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa

Osińska M., Pietrzak M. B., Żurek M. (2011), *Ocena wpływu czynników behawioralnych i rynkowych na postawy inwestorów indywidualnych na polskim rynku kapitałowym za pomocą modelu SEM*, „Przegląd Statystyczny", 58 (3–4), 175–194

Pan M.-Sh. (2010), *Autocorrelation, return horizons, and momentum in stock returns*, "Journal of Economics and Finance", 34 (3), 284–300

Pastor L., Stambaugh R. F. (2003), *Liquidity risk and expected stock returns*, "Journal of Political Economy", 111 (3), 642–685

Pastusiak R. (2011), *Przedsiębiorstwo na rynku kapitałowym*, Wydawnictwo CeDeWu, Warszawa

Pastusiak R. (2012), *Konkursy inwestycyjne: gra na koncie demo a inwestowanie na koncie realnym. Uwarunkowania behawioralne*, „Studia Ekonomiczne. Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach", nr 106: *Finanse w niestabilnym otoczeniu – dylematy i wyzwania: rynki finansowe*, 242–253

Pastusiak R. (2013), *Czynniki psychologiczne a skuteczność inwestycyjna na rynku kapitałowym*, „Zarządzanie i Finanse", 2 (4), 319–330

Pathirawasam Ch., Banda Y. K. W., Wickremasinghe G. B. (2011), *Momentum Anomaly In Emerging Stock Markets: Some Empirical Evidence From The Colombo Stock Exchange, Economics*, "Management and Financial Markets", 6 (4), 92–104

Patra Th., Poshakwale S. (2006), *Economic variables and stock market returns: evidence from the Athens stock exchange*, "Applied Financial Economics", 16 (13), 993–1005

Petty R. E., Gleicher F., Baker S. M. (1991), *Multiple Roles for Affect in Persuasion*, [w:] J. P. Forgas (ed.), *Emotion and Social Judgments*, Pergamon, Elmsford, NY, 181–200

Piasecki K. (2004), *Model CAPM dla portfela pseudogeometrycznych ruchów Browna*, [w:] E. Panek (red.), *Matematyka w ekonomii*, „Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Poznaniu", nr 41, 280–293

Piasecki K., Kliber P. (2000), *O portfelu procesów losowych*, [w:] W. Tarczyński (red.), *Rynek kapitałowy – skuteczne inwestowanie*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin

Piotroski J. (2005), *Discussion of "Separating Winners from Losers among Low Book-to-Market Stocks using Financial Statement Analysis"*, "Review of Accounting Studies", 10 (2/3), 171–184

Pompian M. M. (2008), *Using Behavioral Investor Types to Build Better Relationships with Your Clients*, "Journal of Financial Planning", 21 (10), 64–76

Portella G. R., da Rocha D. G. (2006), *Equity Betas, Accounting Fundamentals and Market Efficiency in Brazil*, papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=921500 [dostęp: 10.07.2014]

Prates W. R., Santos A., da Costa N., Jr. (2014), *Excesso de Confiança, Turnover e Retorno: Evidência no Mercado Brasileiro*, "Revista Brasileira de Finanças", 12 (3), 351–383

Prządo I., Schabek T. (2009), *Wpływ publikacji amerykańskich danych makroekonomicznych na zmienność polskiego rynku akcji*, [w:] Z. E. Zieliński (red.), *Rola informatyki w naukach ekonomicznych i społecznych. Innowacje i implikacje interdyscyplinarne*, t. 2, Wydawnictwo WSH, Kielce, 302–309

Qian H. (2009), *Time Variation in Analyst Optimism: An Investor Sentiment Explanation*, "Journal of Behavioral Finance", 10, 182–193

Qiu L., Welch I. (2006), *Investor Sentiment Measures*, "Working Paper Series", http://papers.ssrn.com/sol3/ papers.cfm? abstract_id=589641 [dostęp: 19.03.2014]

Richards A. (2005), *Big Fish in Small Ponds: The Trading Behavior and Price Impact of Foreign Investors in Asian Emerging Equity Markets*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", 40 (1), 1–27

Rogers P., Securato J. R. (2007), *Comparative Study of CAPM, Fama and French Model and Reward Beta Approach in the Brazilian Market*, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1027134

Rogers P., Securato J., Ribeiro R., Araujo S. R. (2007), *Finanças Comportamentais no Brasil: Um Estudo Comparativo,* www.pablo.prof.ufu.br/artigos/usp5.pdf

Roll R., Ross S. A. (1980), *An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory*, "The Journal of Finance", 35 (5), 1073–1103

Rosenberg B., Reid K., Lanstein R. (1985), *Persuasive evidence of market inefficiency*, "The Journal of Portfolio Management", 11 (3), 9–16

Ross S. (1976), *The arbitrage theory of capital asset pricing*, "Journal of Economic Theory", 13 (3), 341–360

Różański J. (2012), *Analiza efektów napływu bezpośrednich inwestycji zagranicznych w Polsce – ujęcie międzynarodowe i międzyregionalne*, „Przegląd Organizacji", 9, 25–28

Rubaszek M. (2002), *Teoria arbitrażu cenowego dla spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Bank i Kredyt", 8, 47–58

Rzeszutek M., Szyszka A., Czerwonka M. (2015), *Investors' Expertise, Personality Traits and Susceptibility to Behavioral Biases in the Decision Making Process*, "Contemporary Economics", 9 (3), 237–352

Samarakoon L. P. (1999), *A New Measure of Market Liquidity of Shares: The Case of the Colombo Stock Exchange*, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1395166 [dostęp: 1.12.2014]

Samuelson W., Zeckhauser R. (1988), *Status Quo Bias in Decision Making*, "Journal of Risk and Uncertainty", 1 (1), 7–59

Saunders E. M. (1993), *Stock, Prices and Wall Street Weather*, "American Economic Review", 83 (5), 1337–1345

Schabek T. (2008), *Test modelu wyceny arbitrażowej w warunkach polskiego rynku kapitałowego*, niepublikowana praca magisterska

Schabek T. (2010), *Analiza zależności między stopami zwrotu z indeksów rynku akcji a tempem wzrostu PKB w Stanach Zjednoczonych*, [w:] *Zarządzanie intensyfikujące rozwój gospodarczy*, t. 2*: Nauka i gospodarka*, red. J. Teczke, J. Czekaj, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego, Kraków, 353–364

Schabek T. (2012), *Wpływ zmiennych makroekonomicznych na stopy zwrotu z akcji polskich spółek notowanych na giełdzie papierów wartościowych,* [w:] *Lokalne i globalne uwarunkowania rozwoju gospodarczego*, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Łódź

Scheinkman J., Wei X. (2003), *Overconfidence and Speculative Bubbles*, "Journal of Political Economy", 111 (6), 1183–1219

Schumaker R. P., Chen H. (2009), *Textual Analysis of Stock Market Prediction Using Breaking Financial News: The AZFin Text System*, "ACM Transactions on Information Systems", 27 (2), 1–19

Schwarz N., Clore G. L. (1983), *Mood, misattribution and judgement of well-being. Informative and directive functions of affective states*, "Journal of Personality and Social Psycholog", 45, 513–523

Sehgal S., Jain S. (2013), *Long-Term Prior Return Patterns in Stock Returns: Evidence from Emerging Markets*, "International Journal of Business and Finance Research", 7 (2), 53–78

Seyhun H. N. (1998), *Investment Intelligence from Insider Trading*, MIT Press, Cambridge

Shanken J. (1992), *On the estimation of beta-pricing models*, "Review of Financial Studies", 5, 1–33

Shanken J., Weinstein M. I. (2006), *Economic forces and the stock market revisited*, "Journal of Empirical Finance", 13, 129–144

Shapovalova K., Subbotin A. (2009), *Predicting Stock Returns in a Cross-Section: Do Individual Firm Characteristics Matter?*, "Documents de Travail du Centre d'Economie de la Sorbonne", 37, 1–19

Sharpe W. (1982), *Factors in NYSE Security Returns 1931–1979*, "Journal of Portfolio Management", 8 (2), 5–19

Shefrin H., Statman M. (1994), *Behavioral Capital Asset Pricing*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", 29 (3), 323–349

Shefrin H., Statman M. (2000), *Behavioral Portfolio Theory*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", 35 (2), 127–151

Shields K. K. (1997), *Stock return volatility on emerging Eastern European markets*, "Manchester School of Economic and Social Studies", 1 (65), 118–138

Shleifer A. (2000), *Inefficient Markets: An Introduction to Behavioral Finance*, Oxford University Press, Oxford

Shleifer A., Vishny R. W. (1997), *The Limits of Arbitrage*, "Journal of Finance", 52 (1), 35–55

Shu H. C. (2010), *Investor mood and financial markets*, "Journal of Economic Behavior and Organization", 76 (2), 267–282

Shukla R., Trzcinka C. (1990), *Sequential Tests of the Arbitrage Pricing Theory: A Comparison of Principal Components and Maximum Likelihood Factors*, "Journal of Finance", 45 (5), 1541–1564

So E. C. (2013), *A New Approach to Predicting Analyst Forecast Errors Do Investors Overweight Analyst Forecasts*, "Journal of Financial Economics", 108 (3), 615–640

Solt M. E., Statman M. (1988), *How Useful Is the Sentiment Index?*, "Financial Analysts Journal", 44 (5), 45–55

Soo C. K. (2013), *Quantifying Animal Spirits News Media and Sentiment in the Housing Market*, http://pocarisweat.umdl.umich.edu/handle/2027.42/99759 [dostęp: 27.07.2014]

Speidell L. S. (2009), *Investing in the Unknown and the Unknowable – Behavioral Finance in Frontier Markets*, "Journal of Behavioral Finance", 10 (1), 1–8

Srinivasan P. (2011), *Modeling and Forecasting the Stock Market Volatility of Sand P 500 Index Using GARCH Models*, "Journal of Behavioral Finance", 8 (1), 51–69

Su D. (2011), *An Empirical Analysis of Industry Momentum in Chinese Stock Markets*, "Emerging Markets Finance and Trade", 47 (4), 4–27

Subrahmanyam A. (2005), *On the Stability of the Cross-Section of Expected Stock Returns in the Cross-Section: Understanding the Curious Role of Share Turnover*, "European Financial Management", 11 (5), 661–678

Subramaniam S. S., Subramaniam S., Porteu de la Morandiere L. (2012), *A Search for Rational Sources of Stock Return Anomalies: Evidence from India*, "International Journal of Economics and Finance", 4 (4), 121–134

Suvanujasiri A., Boriboon N., Ahmadi H. Z. (2010), *The influence of economic factors on the performance of Thailand major stocks equity market by multi-factor model*, "Journal of International Finance and Economics", 10 (2), 32

Szyszka A. (2003), *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Poznań

Szyszka A. (2006), *Zjawisko kontynuacji stóp zwrotu na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Bank i Kredyt", 8, 37–49

Szyszka A. (2007), *Wycena papierów wartościowych na rynku kapitałowym w świetle finansów behawioralnych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Poznań

Szyszka A. (2009a), *Behawioralne aspekty kryzysu finansowego*, „Bank i Kredyt", 40, 4–29

Szyszka A. (2009b), *Finanse behawioralne. Nowe podejście do inwestowania na rynku kapitałowym*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego, Poznań

Szyszka A. (2013), *Behavioral Finance and Capital Markets. How Psychology Influences Investors and Corporations*, Palgrave Macmillan, New York

Szyszka A., Zaremba A. (2009), *Źródła i skutki ograniczeń arbitrażu na rynku papierów wartościowych*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki finansowe. Ubezpieczenia", nr 17, 243–253

Świst T. (2008), *Weryfikacja ekonometryczna modelu CAPM II rodzaju dla różnych horyzontów stóp zwrotu i portfeli rynkowych*, Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa im. J. A. Komeńskiego, Leszno

Tang G. Y. N. (2004), *How efficient is naive portfolio diversification? An educational note*, "Omega", 32 (2), 155–160

Tarczyński W. (1997), *Rynki kapitałowe. Metody ilościowe*, Wydawnictwo Placet, Warszawa

Tarczyński W. (2002), *Fundamentalny portfel papierów wartościowych*, PWE, Warszawa

Tarczyński W. (2004), *Dywersyfikacja ryzyka przy wykorzystaniu fundamentalnego portfela papierów wartościowych,* „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu", nr 1022: *Taksonomia 11. Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*

Tarczyński W. (2013), *Ocena efektywności metod analizy portfelowej na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie za lata 2001–2013*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki finansowe. Ubezpieczenia", nr 60

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

Tetlock P. (2007), *Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market*, "Journal of Finance", 62 (3), 1139–1168

Tyszka T. (red.) (2004), *Psychologia ekonomiczna*, Gdańskie Towarzystwo Psychologiczne, Gdańsk

Urbański S. (2008), *Wpływ innowacji wybranych czynników na równowagę cenową walorów notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Bank i Kredyt", 7, 37–49

Urbański S. (2012), *Multifactor explanations of returns on the Warsaw Stock Exchange in light of the ICAPM*, "Economic Systems", 36, 552–570

Verma R., Soydemir G. (2006), *The Impact of U.S. Individual and Institutional Investor Sentiment on Foreign Stock Markets*, "The Journal of Behavioral Finance", 7 (3), 128–144

Voronkova S., Bohl M. T. (2005), *Institutional Traders' Behavior in an Emerging Stock Market: Empirical Evidence on Polish Pension Fund Investors*, "Journal of Business Finance and Accounting", 32 (7), 1537–1560

Voronkova S., Lischewski J. (2010), *Size, Value and Liquidity. Do They Really Matter on an Emerging Stock Market*, "Centre of European Economic Research Discusion Paper" 10-070

Wang C.-P, Huang H.-H., Chen Y.-W. (2012a), *Investor SAD Sentiment and Stock Returns in Taiwan*, "Emerging Markets Finance and Trade", 48, 40–57

Wang C.-P, Huang H.-H., Chen Y.-W. (2012b), *Momentum and Contrarian Profits Corresponding to the Coincident Economic Indicator on the Taiwan Stock Market*, "Emerging Markets Finance and Trade", Supplement, 48, 29–40

Watkins B. (2003), *Riding the Wave of Sentiment: An Analysis of Return Consistency as a Predictor of Future Returns*, "Journal of Behavioral Finance", 4 (4), 191–200

Welc J. (2011), *Do Fundamentally-Adjusted Valuation Multiples Improve Valuation Accuracy. The Case of the Polish Stock Market*, "Accounting and Taxation", 3 (1), 57–70

Welc J. (2012), *Company-Size Effect on the Polish Stock Market*, "Global Review of Accounting and Finance", 3 (1), 53–66

Welfe A. (2003), *Ekonometria*, PWE, Warszawa

Welfe A., Brzeszczyński J. (2000), *Direction Quality Measures for ARCH Models: The Case of Warsaw Stock Exchange Stock Prices*, [w:] W. Welfe, P. Wdowiński (eds.), *Macromodels'99 – Proceedings of the 26th International Conference*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź

Wdowiński P., Wrzesiński D. (2003), *Analiza dynamiczna portfela akcji,* „Acta Universitatis Lodziensis", Folia Oeconomica 166, 173–182

Wdowiński P., Wrzesiński D. (2004), *Czynniki ryzyka rynk kapitałowego w Polsce*, „Acta Universitatis Lodziensis", Folia Oeconomica, 177, 23–41

Wdowiński P., Zglińska-Pietrzak A. (2005), *The Warsaw Stock Exchange Index WIG – Modelling and Forecasting,* [w:] W. Milo, P. Wdowiński (eds.), *Issues in Modelling, Forecasting and Decision-making in Financial Markets*, „Acta Universitatis Lodziensis", Folia Oeconomica 192

Whaley R. E. (2000), *The Investor Fear Gauge*, "Journal of Portfolio Management", 26 (3), 12–17

Wieczorkowska G., Wierzbiński J. (2007), *Statystyka. Analiza badań społecznych*, Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR, Warszawa

Wośko Z. (2005), *Zredukowany model rynku finansowego – symulacje*, [w:] W. Milo, P. Wdowiński (red.), *Wybrane zagadnienia ilościowych analiz ekonomiczno-finansowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź

Wośko Z. (2006), *Wpływ zmian na rynkach finansowych na przebieg wahań koniunkturalnych w Polsce*, niepublikowana praca doktorska

Wośko Z. (2009), *Czy filtry liniowe są przydatnym narzędziem badania koniunktury? Analiza spektralna na przykładzie ankietowych wskaźników koniunktury*, [w:] J. Czech-Rogosz, J. Pietrucha, R. Żelazny (red.), *Koniunktura gospodarcza. Od bańki internetowej do kryzysu subprime*, C.H. Beck, Warszawa

Wurgler J., Zhuravskaya E. (2002), *Does Arbitrage Flatten Demand Curves for Stocks?*, "Journal of Business", 75 (4), 583–608

Xue Y., Zhang M. H. (2011), *Fundamental Analysis, Institutional Investment, and Limits to Arbitrage*, "Journal of Business Finance and Accounting", 38 (9/10), 1156–1183

Yartey C. A. (2010), *The institutional and macroeconomic determinants of stock market development in emerging economies*, "Applied Financial Economics", 20 (21), 1615–1625

Yoshinaga C. E., Castro F. (2012), *The Relationship between Market Sentiment Index and Stock Rates of Return: a Panel Data Analysis*, "Brazilian Administration Review", 9 (2), 189–210

Zaleśkiewicz T. (2010), *Psychologia ekonomiczna jako przykład zastosowania nauki w praktyce*, [w:] M. Duczmal, J. Żurawska (red.), *Przedsiębiorczość akademicka – nauka i gospodarka*, Wydawnictwo Instytyt Śląski, Opole, 162–170

Zaleśkiewicz T. (2011), *Psychologia ekonomiczna*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa

Zaleśkiewicz T., Piskorz Z. (2011), *Przedsiębiorczość i ryzyko*, [w:] A. Strzałecki, A. Lizurej (red.), *Innowacyjna przedsiębiorczość. Teorie, badania, zastosowania praktyczne*, Wydawnictwo Academica, Warszawa, 261–282

Zalewski G., Zaleśkiewicz T. (2011), *Droga inwestora. Chciwość i strach na rynkach finansowych*, Wydawnictwo Linia, Warszawa

Zaremba A. (2015), *Efekty wartości, wielkości i momentum a wycena aktywów na polskim rynku akcji*, „Finanse", 1, 111–143

Zaremba A., Konieczka P. (2015), *The profitability of following analyst recommendations in the Polish stock market*, "Financial Internet Quarterly 'e-Finanse' ", 11 (1), 22–31

Zaremba A., Okoń S., Nowak A., Konieczka P. (2016), *The Low Price Anomaly: the Intriguing Case of the Polish Stock Market*, "Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics", 27 (2), 163–174

Zaremba A., Zawadka D., (2011), *Źródła ryzyka systematycznego w kalkulacji kosztu kapitału w warunkach polskich*, [w:] A. Kopiński, B. Bernaś (red.), *Zarządzanie finansami firm. Teoria i praktyka*, Uniwersytet Ekonomiczny, Wrocław

Zarzecki D. (1999), *Metody wyceny przedsiębiorstw*, Fundacja Rozwoju Rachunkowości w Polsce, Warszawa

Zarzecki D. (2005), *Wskaźniki finansowe – istota, rodzaje, użyteczność*, [w:] E. Urbańczyk (red.), *Strategie wzrostu wartości przedsiębiorstwa. Teoria i praktyka*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Prace Instytutu Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw", nr 43 (1), 219–226

Zarzecki D. (2007), *Użyteczność wskaźnika cena/przychody w wycenie przedsiębiorstw*, [w:] E. Urbańczyk (red.), *Strategie wzrostu wartości przedsiębiorstwa. Teoria i praktyka*, Wydawnictwo Kreos, Szczecin, 181–185

Zielonka P. (2003), *Czym są finanse behawioralne, czyli krótkie wprowadzenie do psychologii rynków finansowych*, „Materiały i Studia", 158, 1–44

Zielonka P. (2008), *Behawioralne aspekty inwestowania na rynku papierów wartościowych*, Wydawnictwo CeDeWu, Warszawa

Zulian B., Kimura H., Basso L. (2011), *Study of Herd Behavior Indexes in Brazilian Stock Mutual Funds*, http://ssrn.com/abstract=1787158 [dostęp: 2.03.2014]

Zweig M. E. (1973), *An Investor Expectations Stock Price Predictive Model Using Closed--End Fund Premiums*, "Journal of Finance", 28 (1), 67–87