

Ekonomia

Płynność obrotu a stopa zwrotu z akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

Agata Gniadkowska-Szymańska



Płynność obrotu a stopa zwrotu z akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie



WYDAWNICTWO
UNIWERSYTETU
ŁÓDZKIEGO

Ekonomia

Płynność obrotu a stopa zwrotu z akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

Agata Gniadkowska-Szymańska

Agata Gniadkowska-Szymańska – Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny
Katedra Rynku i Inwestycji Kapitałowych, 90-214 Łódź, ul. Rewolucji 1905 r. nr 41/43

RECENZENT

Małgorzata Tarczyńska-Łuniewska

REDAKTOR INICJUJĄCY

Monika Borowczyk

OPRACOWANIE REDAKCYJNE

Danuta Bąk

SKŁAD I ŁAMANIE

AGENT PR

PROJEKT OKŁADKI

Katarzyna Turkowska

Zdjęcie wykorzystane na okładce: © Depositphotos.com/peterzayda

© Copyright by Agata Gniadkowska-Szymańska, Łódź 2018
© Copyright for this edition by Uniwersytet Łódzki, Łódź 2018

Wydane przez Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego
Wydanie I. W.08327.17.0.M

Ark. wyd. 7,5; ark. druk. 8,5

ISBN 978-83-8142-138-6

e-ISBN 978-83-8142-139-3

<http://dx.doi.org/10.18778/8142-138-6>

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	
Płynność obrotu jako wyznacznik rozwoju Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie	13
1.1. Relacja pomiędzy wyceną akcji a płynnością (premia braku płynności)	14
1.2. Płynność inwestycji	15
1.3. Płynność obrotu akcjami na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie	17
1.4. Program wspierania płynności	19
Rozdział 2	
Czynniki wpływające na płynność akcji	21
2.1. Koszty transakcji	21
2.2. Asymetria informacji	23
2.3. Rozwój rynku giełdowego	26
Rozdział 3	
Miary płynności	27
3.1. Spread	28
3.2. Wskaźnik obrotu (turnover ratio)	29
3.3. Liczba transakcji	30
3.4. Wartość obrotu (wolumen)	30
3.5. Współczynnik braku płynności (ILLIQ)	31
3.6. Inne miary płynności aktywów	32
Rozdział 4	
Teoretyczne aspekty analizy płynności obrotu akcjami – przegląd literatury	37
4.1. Amihud, Mendelson – <i>Liquidity and Stock Returns</i>	38
4.2. Chan, Faff – <i>Asset pricing and the illiquidity premium</i>	41
4.3. Acharya, Pedersen – <i>Asset pricing with liquidity risk</i>	42

6 Spis treści

4.4. Datar, Naik, Radcliffe – <i>Liquidity and stock returns: An alternative test</i>	43
4.5. Przegląd badań koncentrujących się głównie na czynnikach związanych z płynnością i jej wpływem na rynki giełdowe	44
Rozdział 5	
Płynność obrotu a stopa zwrotu – badanie empiryczne	51
5.1. Źródło danych i dobór próby badawczej	55
5.2. Wpływ płynności wyrażonej jako spread na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji	61
5.2.1. Metodyka	62
5.2.2. Wyniki badania	64
5.2.3. Wnioski	69
5.3. Wpływ płynności wyrażonej jako liczba transakcji na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji	70
5.3.1. Metodyka	71
5.3.2. Wyniki badania	73
5.3.3. Wnioski	76
5.4. Płynność akcji a horyzont czasowy inwestycji	77
5.4.1. Metodyka	77
5.4.2. Wyniki badania	80
5.4.3. Wnioski	83
5.5. Model CAPM rozszerzony o czynnik płynności wyjaśniający proces generujący kształtowanie się stopy zwrotu z akcji	84
5.5.1. Metodyka	85
5.5.2. Wyniki badania	89
5.5.3. Wnioski	94
5.6. Zmodyfikowany model Famy i MacBetha wyjaśniający wpływ płynności obrotu na stopę zwrotu	95
5.6.1. Metodyka	96
5.6.2. Wyniki badania	99
5.6.3. Wnioski	102
5.7. Wieloczynnikowy model Pastora i Stambaugh'a wyjaśniający wpływ płynności obrotu na stopę zwrotu	103
5.7.1. Metodyka	104
5.7.2. Wyniki badania	106
5.7.3. Wnioski	109
Zakończenie	111
Bibliografia	117

Wstęp

Przez płynność aktywów na rynku finansowym rozumie się zazwyczaj koszt oraz łatwość, z jaką poszczególne rodzaje aktywów mogą być zamienione na środki pieniężne, czyli mówiąc najprościej sprzedane po cenie aktualnie dostępnej na rynku. Kategoria ta przez długi okres nie była w należyty sposób analizowana w ramach współczesnej teorii finansów. W rezultacie tego wiele podstawowych modeli zbudowanych w ramach tej teorii w swej klasycznej postaci nie uwzględniało problemów związanych z płynnością.

Sytuacja ta zmieniła się od połowy lat osiemdziesiątych, kiedy to zaczęto w sposób sformalizowany analizować zagadnienie płynności na rynku finansowym. Za szczególnie istotne w tym zakresie uważane są prace autorstwa Amihuda i Mendelso¹, którzy w sposób teoretyczny oraz poprzez badania empiryczne wykazali istnienie związku pomiędzy stopą zwrotu z akcji a płynnością mierzoną *spreadem*² na rynku amerykańskim. Następne badania potwierdziły postawioną w ich pracy tezę, że płynność wywiera istotny wpływ na ceny akcji i ich stopy zwrotu³. W rezultacie problem płynności zaczął być uwzględniany w modelach finansowych, takich jak Model Wyceny Aktywów Kapitałowych (CAPM), dla którego powsta-

-
- 1 Zob. Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask Spread*, "Journal of Financial Economics" 1986, vol. 17, s. 223–249; Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns*, "Financial Analysts Journal" 1986, vol. 42 (3), s. 43–48.
 - 2 Spread jest różnicą między najlepszą ofertą kupna i najlepszą ofertą sprzedaży przed zawarciem każdej transakcji, mierzoną wartością obrotów podawaną w punktach bazowych.
 - 3 Zob. P. Shannon, R. Reilly, R. Schweih, *Valuing a Business: The Analysis and Appraisal of Closely Held Companies*, McGraw-Hill Library of Investment and Finance 2000, 4th Edition (Hardcover); T. Chordia, B. Swaminathan, *Trading Volume and Cross-Autocorrelations in Stock Returns*, "Journal of Finance" 2000, vol. 55, s. 913–936; V. Dater, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test*, "Journal of Financial Markets" 1998, vol. 1, s. 203–219; H. Chan, R. Faff, *Asset Pricing and Illiquidity Premium*, "The Financial Review" 2005, vol. 40, s. 429–458; V.V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk*, "Journal of Financial Economics" 2005, vol. 77 (2), s. 375–410.

ły wersje uwzględniające efekty płynności⁴. Powszechnie też można spotkać się z twierdzeniem, że płynność akcji wywiera istotny wpływ na stopę zwrotu⁵.

W książce zostały przedstawione wyniki badań dotyczących powyższych kwestii, przeprowadzonych na danych pochodzących z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW).

Inwestorzy, wybierając w co zainwestować swoje pieniądze, biorą pod uwagę szereg różnych czynników charakteryzujących dany papier wartościowy. Znaczna część z tych czynników wpływa na płynność danej inwestycji. Niektóre są zależne od samej spółki, której papiery wartościowe chcemy nabyć, np. sposób zarządzania czy polityka informacyjna. Są też czynniki makroekonomiczne, niezależne od danego przedsiębiorstwa, jak struktura rynku, aktualna koniunktura, sytuacja danej branży czy konkurencyjność innych form lokowania pieniędzy, jakie w danym czasie oferują rynki finansowe.

Celem opracowania jest stwierdzenie, czy płynność akcji wywiera istotny wpływ na uzyskiwaną przez inwestorów stopę zwrotu z akcji. Podstawowa koncepcja prezentowanych badań została skonstruowana przede wszystkim w oparciu o prace Amihuda i Mendelсона⁶. Pytanie, na jakie próbuje się w nich odpowiedzieć, dotyczy tego, czy płynność akcji wywiera mierzalny wpływ na uzyskiwaną stopę zwrotu?

Istnieje wiele miar oraz definicji płynności aktywów. Powszechnie przyjęta definicja płynności określa ją jako możliwość obrotu aktywami w dużych ilościach bez wpływu na ceny. Stąd naturalną miarą płynności jest wielkość obrotu. Badania z wykorzystaniem wielkości obrotu jako miarą płynności przedstawili między innymi: Brennan i Subrahmanyam⁷, Bertsimas i Lo⁸, Amihud⁹, Pastor i Stambaugh¹⁰, Acharya i Pedersen¹¹ oraz Sadka¹².

Inną miarą płynności jest spread, który został wykorzystany w pierwszych badaniach, począwszy od badań zaprezentowanych przez Amihuda i Mendelсона¹³.

4 Zob. Z. Bodie, A. Kane, A. Marcus, *Investments*, Irwin/McGraw-Hill 2002, 5th edition.

5 S. Cheng, *A Study of the Factors Affecting the Stocks Liquidity*, "International Journal of Services and Standards" 2007, vol. 3 (4), s. 453–475.

6 Zob. Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask...*, s. 223–249; Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

7 M.J. Brennan, A. Subrahmanyam, *Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns*, "Journal of Financial Economics" 1996, no. 41, s. 441–464.

8 D. Bertsimas, A.W. Lo, *Optimal control of execution costs*, "Journal of Financial Markets" 1998, vol. 1 (1), s. 1–50.

9 Y. Amihud, *Illiquidity and stock returns...*, s. 31–56.

10 L. Pastor, R.F. Stambaugh, *Liquidity risk and expected stock returns*, "Journal of Political Economy" 2003, vol. 111, s. 642–685.

11 V.V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk...*, s. 375–410.

12 R. Sadka, *Momentum and post-earnings announcement drift anomalies: The role of liquidity risk*, "Journal of Financial Economics" 2006, vol. 80, s. 309–349.

13 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity, the Value of the Firm, and Corporate Finance*, "Journal of Applied Corporate Finance" 2012, vol. 24 (1), s. 17–32.

Przez **spread** rozumie się różnicę pomiędzy najlepszą ofertą kupna, po której inwestor może sprzedać akcję (w terminologii angielskojęzycznej określaną jako bid), a najlepszą ofertą sprzedaży, po której inwestor może nabyć akcję (w terminologii angielskiej określaną jako ask) przed zawarciem każdej transakcji. W statystyce giełdowej jest on zazwyczaj podawany w punktach bazowych. Tak mierzony spread w prezentowanych badaniach traktowany jest jako naturalny wyznacznik kosztów płynności.

Oprócz spreadu w badaniach wykorzystywane są także inne miary płynności:

- **wskaźnik obrotu** – jest to po prostu średnia liczba akcji będących przedmiotem obrotu w danym okresie, podzielona przez liczbę akcji występujących w tym okresie;
- **liczba transakcji** – rozumiana jest jako wskaźnik aktywności inwestorów w wykonywaniu operacji kupna lub sprzedaży danego instrumentu finansowego. Liczba transakcji to liczba umów kupna i sprzedaży danego instrumentu finansowego dokonanych w badanym okresie (liczona pojedynczo);
- **wartość (wolumen) obrotu** – w ujęciu wartościowym obliczany jest jako iloczyn kursu oraz liczby sprzedanych i kupionych instrumentów (liczony podwójnie), zaś w ujęciu ilościowym stanowi liczbę sprzedanych instrumentów (liczony pojedynczo);
- **współczynnik braku płynności (ILLIQ)** – wskaźnik ten pokazuje codzienny wpływ wielkości zleceń na ceny¹⁴.

Istnieje wiele dowodów na to, że płynność wpływa na zyski z aktywów. Wyraźnicy jednych poglądów naukowych uważają płynność za cechę, która wpływa na zyski poza kosztami handlowymi. Inwestowanie w niepłynne akcje jest rekompensowane przez wyższą stopę zwrotu¹⁵. Inni badacze pokazują płynność rynku jako czynnik ryzyka. Akcje o wyższej wrażliwości na zmiany w zagregowanej płynności mają wyższe oczekiwane zyski¹⁶.

Amihud i Mendelson¹⁷ byli pierwszymi, którzy badali wpływ płynności instrumentów finansowych na ich cenę oraz na stopę zwrotu. Ponieważ inwestor, który chciałby natychmiast kupić akcję (po cenie ask), płaci więcej aniżeli inwestor, który chciałby natychmiast akcję sprzedać (po cenie bid), można założyć, iż cena ask zawiera w sobie premię (nadwyżkę ceny) za natychmiastowe kupno akcji, zaś cena bid zawiera w sobie koncesję (obniżkę ceny) za natychmiastową sprzedaż. Dlatego też spread bid–ask, zawierający sumę premii za kupno i koncesji za sprzedaż, może

14 Y. Amihud, *Illiquidity and stock returns...*, s. 31–56.

15 Zob. Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48; M.J. Brennan, A. Subrahmanyam, *Market microstructure and asset pricing...*, s. 441–464; V. Dater, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 203–219; M.J. Brennan, T. Chordia, A. Subrahmanyam, *Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns*, "Journal of Financial Economics" 1998, vol. 49, s. 345–373.

16 L. Pastor, R.F. Stambaugh, *Liquidity risk and expected stock...* s. 642–685.

17 Zob. Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask...*, s. 223–249; Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

być traktowany jako cena, którą inwestorzy muszą zapłacić za płynność w postaci natychmiastowej realizacji zlecenia. W prezentowanych w tej pracy badaniach spread jest więc traktowany jako naturalna miara kosztu płynności lub też kosztu braku płynności.

Przy tak rozumianym spreadzie pojawia się podstawowe pytanie, w jaki sposób powinien on wpływać na stopy zwrotu z akcji. Intuicyjna odpowiedź w tym przypadku nie wydaje się trudna. W ramach uwzględniania stopy zwrotu przy wycenie akcji inwestorzy powinni wymagać wyższej stopy zwrotu od akcji o niskim spreadzie, aby zrekompensować sobie wyższe koszty związane z dokonywaniem transakcji.

Decyzje inwestycyjne powinny zatem uwzględniać nie tylko ryzyko stopy zwrotu z akcji, ale również ich płynność. O ile w pierwszym przypadku inwestor może zmniejszyć ryzyko poprzez dywersyfikację lub też zastosowanie transakcji zabezpieczających (hedging), to niewiele jest w stanie zrobić dla uniknięcia kosztów niskiej płynności.

Dlatego też aby lepiej wyjaśnić to zagadnienie, poddano weryfikacji dwie główne hipotezy badawcze:

1. Istnieje istotna statystycznie zależność pomiędzy płynnością obrotu danej akcji a kształtowaniem się stopy zwrotu z tej akcji.
2. Czynniki płynności uwzględniony w klasycznych modelach równowagi rynkowej stanowić będzie istotną zmienną mającą wpływ na kształtowanie się stopy zwrotu.

Dodatkowo zostało sformułowanych pięć hipotezy pomocniczych:

1. Istnieje istotna statystycznie zależność pomiędzy płynnością wyrażoną jako spread akcji a kształtowaniem się stopy zwrotu z akcji dla danych miesięcznych, kwartalnych, rocznych.
2. Istnieje istotna statystycznie zależność pomiędzy płynnością wyrażoną jako liczba transakcji a kształtowaniem się stopy zwrotu z akcji dla danych miesięcznych, kwartalnych, rocznych.
3. Istnieje istotna statystycznie zależność pomiędzy płynnością wyrażoną jako wskaźnik obrotu a kształtowaniem się stopy zwrotu z akcji dla danych miesięcznych, kwartalnych, rocznych.
4. Czynniki płynności uwzględniony w modelu CAPM stanowić będzie istotną zmienną mającą wpływ na kształtowanie się stopy zwrotu.
5. Istnieje istotna statystycznie zależność pomiędzy płynnością danego papieru wartościowego a kształtowaniem się horyzontu czasowego inwestycji.

Zebranie odpowiednich danych jest bardzo ważnym elementem pracy badawczej. O ile w przypadku rozwiniętych rynków finansowych dostęp do danych jest łatwiejszy, o tyle w przypadku rynków rozwijających się nie zawsze mamy do czynienia z takim stanem rzeczy. Dlatego dla pozyskania jak najdokładniejszych danych starano się wykorzystać szereg baz danych, zarówno z instytucji publicznych (np. GPW, NBP, GUS, PAP, Eurostat, Bank Światowy), jak i prywatnych (np. Bloomberg, Reuters, Amadeus, Notoria). W każdym przypadku analizowano uwagi

do zastosowanej metodyki obliczania wybranych danych oraz wnikliwie sprawdzono ich jakość.

W wewnętrznej strukturze pracy wyróżniono pięć rozdziałów. Rozdział pierwszy prezentuje teoretyczne aspekty dotyczące analizy płynności akcji. W rozdziale drugim znalazł się opis czynników mających decydujący wpływ na kształtowanie się płynności danego papieru wartościowego. W rozdziale trzecim zostały natomiast zaprezentowane i dokładnie omówione podstawowe mierniki płynności akcji, które będą wykorzystane w dalszych badaniach empirycznych. Rozdział czwarty prezentuje dotychczasowe osiągnięcia badaczy z rozwiniętych rynków kapitałowych, takich jak rynki: Stanów Zjednoczonych, Kanady, Japonii czy Wielkiej Brytanii, oraz z rozwijających się rynków kapitałowych, takich jak rynki krajów Afryki Północnej w zakresie wspomnianych wcześniej podejść dotyczących płynności obrotu na tych rynkach. W rozdziale piątym zaprezentowano metodykę i zakres badania oraz analizę empiryczną czynników uwzględniających płynność obrotu wpływających na stopy zwrotu z akcji w Polsce. Dokonano weryfikacji hipotez badawczych postawionych w pracy. Wszystkie obliczenia oraz symulacje zostały przeprowadzone w programie STATISTICA.

W podsumowaniu wyeksponowano główne wnioski badania w kontekście analizowanych hipotez oraz teorii przedstawionych w książce.

Rozdział 1

Płynność obrotu jako wyznacznik rozwoju Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie

Płynność aktywów na rynku kapitałowym rozumiana jest przez inwestorów jako łatwość, z jaką dany rodzaj aktywów można zamienić na środki pieniężne, czyli mówiąc najprościej sprzedać¹. Wysoka płynność obrotu jest bardzo pożądaną cechą rynku. Mała płynność oznacza, że inwestorzy będą żądać premii za ryzyko związane z płynnością, ponieważ liczą się z potencjalnym brakiem możliwości odsprzedaży dużych pakietów akcji po cenie, którą rynek oferuje w przypadku ich niewielkich pakietów. Zarządzający portfelami inwestycyjnymi zarabiają dywersyfikując inwestycje wchodzące w skład danego portfela pod kątem preferencji płynności oraz horyzontu czasowego danego klienta. Ale mimo oczywistego znaczenia płynności w podejmowaniu decyzji inwestycyjnych nie znalazła ona odpowiedniego miejsca w teorii finansów. Nawet Model Wyceny Aktywów Kapitałowych (CAPM) nie zwraca uwagi na skutki płynności aktywów i czas, na jaki są zawierane inwestycje.

Sytuacja ta zmieniła się w połowie lat osiemdziesiątych, kiedy to zaczęto w sposób sformalizowany analizować zagadnienie płynności na rynku finansowym. Za prekursorów w tym temacie należy uznać Amihuda i Mendelсона², którzy w swoich pracach w sposób teoretyczny oraz poprzez badania empiryczne wykazali istnienie związku pomiędzy stopą zwrotu z akcji oraz płynnością mierzoną spreadem na rynku amerykańskim. Następne badania potwierdziły

1 Z. Bodie, A. Kane, A. Marcus, *Investments*, 5th edition, Irwin/McGraw-Hill 2002.

2 Zob. Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask Spread*, "Journal of Financial Economics" 1986, vol. 17, s. 223–249; Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns*, "Financial Analysts Journal" 1986, vol. 42 (3), s. 43–48.

postawioną w ich pracach tezę, że płynność wywiera istotny wpływ na ceny akcji i ich stopy zwrotu³. Obecnie można spotkać się z twierdzeniem, iż płynność akcji wywiera istotny wpływ na stopę zwrotu⁴.

1.1. Relacja pomiędzy wyceną akcji a płynnością (premia braku płynności)

Amihud i Mendelson⁵ w swoich pracach przedstawiają relacje, jakie powinny zachodzić pomiędzy kształtowaniem się cen akcji a płynnością papierów wartościowych. Poniżej w syntetyczny sposób zostanie zaprezentowane zjawisko związane z tzw. premią braku płynności, czyli relacja pomiędzy wyceną akcji a płynnością, wykorzystywana w badaniach prowadzonych na wielu rynkach kapitałowych⁶.

Dwie spółki A i B są identyczne prawie we wszystkich aspektach, różnią się między sobą tylko płynnością swoich akcji. Akcje spółki A, mające mniejszą płynność, powinny być wyceniane z dyskontem w stosunku do identycznych, ale bardziej płynnych akcji spółki B. To dyskonto będzie odzwierciedleniem kosztów płynności. Niech V_{IL} reprezentuje wartość spółki z niepłynnymi akcjami, V_L – wartość spółki z płynnymi akcjami i C – koszty związane z brakiem płynności. Wynika z tego:

$$V_{IL} = V_L - C \rightarrow V_{IL} < V_L \text{ dla } C > 0 \quad (1.1)$$

-
- 3 Zob. P. Shannon, R. Reilly, R. Schweihs, *Valuing a Business: The Analysis and Appraisal of Closely Held Companies*, McGraw-Hill 2000; T. Chordia, R. Roll, A. Subrahmanyam, *Commonality and Liquidity*, "Journal of Financial Economics" 2000, vol. 56 (1), s. 3–28; V. Dater, N. Naik, R. Radcliffe, 1998, *Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test*, "Journal of Financial Markets" 1998, vol. 1, s. 203–219; H. Chan, R. Faff, *Asset Pricing and Illiquidity Premium*, "The Financial Review" 2005, vol. 40, s. 429–458; V.V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk*, "Journal of Financial Economics" 2005, vol. 77 (2), s. 375–410.
- 4 S. Cheng, *A Study of the Factors Affecting the Stocks Liquidity*, "International Journal of Services and Standards" 2007, vol. 3 (4), s. 453–475.
- 5 Zob. Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask...*, s. 223–249; Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns*, "Financial Analysts Journal" 1986, vol. 42 (3), s. 43–48.
- 6 Zob. T. Chordia, R. Roll, A. Subrahmanyam, *Commonality and Liquidity...*, s. 3–28; V. Dater, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 203–219; H. Chan, R. Faff, *Asset Pricing and Illiquidity Premium...*, s. 429–458; V.V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk...*, s. 375–410; P.O. Weill, *Liquidity Premia in Dynamic Bargaining Markets*, "Journal of Economic Theory" 2008, vol. 140, s. 66–96.

W przypadku akcji, które mają mniejszą płynność, inwestorzy poniosą koszty płynności przy likwidacji swojej pozycji. Racjonalni inwestorzy będą żądać zwrotu premii odzwierciedlającej koszty płynności. Tak więc, wymagana stopa zwrotu z akcji R_{IL} , która jest mniejsza niż w przypadku idealnie płynnej akcji R_L , plus premia braku płynności R_C , odzwierciedlają stopień płynności akcji:

$$R_{IL} = R_L + R_C \quad (1.2)$$

Premia braku płynności (R_C) zdefiniowana jest jako dodatkowa korzyść, jaką niepłynne akcje muszą zarabiać, żeby inwestor osiągnął ten sam poziom użyteczności co w przypadku inwestowania w akcje idealnie płynne. Premia braku płynności jest wklęsłą funkcją ceny akcji, ponieważ wraz ze zbliżaniem się do pewnego poziomu cenowego premia braku płynności rośnie coraz wolniej. Ta wklęsłość jest zgodna z teoretycznymi i empirycznymi ustaleniami Amihuda i Mendelсона⁷.

1.2. Płynność inwestycji

Każdy rodzaj inwestycji posiada swoją płynność, czyli szybkość, z jaką możemy z danej inwestycji się wycofać. Można ją rozpatrywać w zależności od poszczególnych instrumentów (np. akcji czy kontraktów terminowych), segmentów rynku lub całych giełd⁸. Tabela 1.1 przedstawia zestawienie akcji notowanych na polskich rynkach giełdowych z uwzględnieniem płynności notowanych spółek. Za miarę płynności w tym zestawieniu uznano skumulowany tygodniowy obrót akcjami. Płynność niska oznacza, że skumulowany tygodniowy obrót akcjami spółek jest równy lub niższy od 250 tys. zł. Za akcje o średniej płynności uważa się papiery wartościowe, których skumulowany tygodniowy obrót mieści się w przedziale od 250 tys. do 5 mln zł. Natomiast wysoka płynność jest charakterystyczna dla akcji, których skumulowany tygodniowy obrót przekracza 5 mln zł.

7 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

8 E. Gruszczyńska-Broźbar, *Płynność jako wyznacznik rozwoju Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1996–2008*, „Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny” 2010, nr 1, s. 137–149.

Tabela 1.1. Zestawienie akcji notowanych na polskich rynkach giełdowych z uwzględnieniem płynności

Rynek	Płynność			Suma końcowa
	Niska	Średnia	Wysoka	
GPW	225	159	58	442
NewConnect	402	12	0	414
Suma końcowa	627	171	58	856

Źródło: opracowanie własne na podstawie: <http://www.bankier.pl/inwestowanie/profile/ranking.html> [dostęp 14.09.2014].

Niektóre papiery wartościowe mają wysoką płynność i inwestorzy łatwiej w nie inwestują, a inne, z mniejszą płynnością, stanowią raczej długoterminowe lokaty kapitałów. Zanim inwestorzy dokonają zakupu danego typu papierów wartościowych, często biorą pod uwagę także koszty z tym związane oraz ryzyko, jakie dana inwestycja ze sobą niesie. Za inwestycje praktycznie nieobarczone ryzykiem uważa się zakup skarbowych papierów dłużnych, obligacji lub bonów skarbowych – niewielkie ich koszty bowiem oraz pewny zysk kuszą inwestorów. Natomiast za najbardziej ryzykowne uznaje się inwestycje na rynku instrumentów pochodnych – zakup/sprzedaż kontraktów terminowych czy opcji. Inwestycje na rynku instrumentów pochodnych nie dość, że są bardzo ryzykowane, to jeszcze pociągają za sobą dość spore koszty związane z ich obsługą, w zamian za to jednak inwestor dostaje możliwość uzyskania dużej stopy zwrotu z zainwestowanych środków.

Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie na różnych polach prowadzi działania, których celem jest zwiększanie płynności obrotu. Służy temu stworzony w roku 2008 Program Wspierania Płynności⁹.

Znaczenie dla kwestii płynności ma również wydajność i jakość systemu transakcyjnego. GPW systematycznie przeprowadza zmiany doskonalące system transakcyjny. Od 15 kwietnia 2013 r. warszawska giełda funkcjonuje w oparciu o system, który spełnia najwyższe światowe standardy i zaspokaja rosnące wymagania uczestników rynku, a przy tym gwarantuje organizację obrotu zgodnie z globalnymi trendami. UTP (Universal Trading Platform), którego twórcą jest NYSE Technologies, w porównaniu z dotychczasowym systemem jest znacznie szybszy, bardziej wydajny i ma większą przepustowość, co w praktyce oznacza możliwość obsługi kilkadziesiąt razy większej liczby zleceń w danej jednostce czasu¹⁰.

9 http://www.gpw.pl/wspieranie_plynosci [dostęp 30.12.2014].

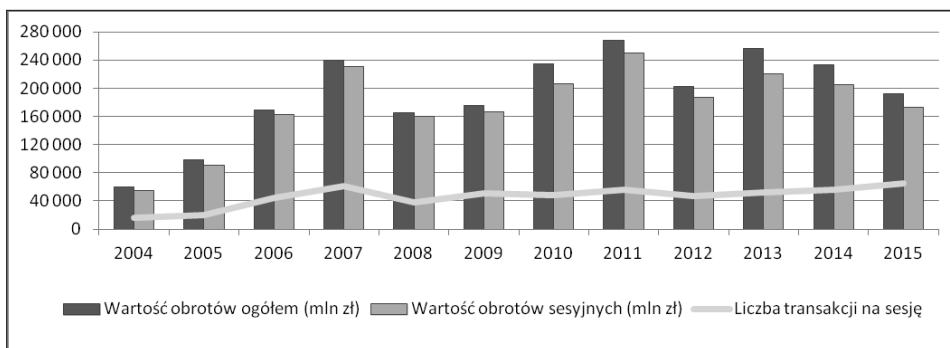
10 <http://www.gpw.pl/utp> [dostęp 08.01.2015].

1.3. Płynność obrotu akcjami na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

Dobrze zorganizowany obrót aktywami, umożliwiający sprawne zawieranie transakcji, jest podstawą płynnego rynku. Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie zaliczana jest do rynków autonomicznych, kierowanych zleceniami¹¹. Na takim rynku działają głównie maklerzy i to oni pośredniczą w przekazywaniu zleceń od klientów oraz animatorzy rynku, których głównym zadaniem jest poprawa płynności poszczególnych instrumentów finansowych. Ze względu na wykonywane czynności zarówno maklerzy, jak i animatorzy mają możliwość wykorzystania przewagi informacyjnej posiadanej w stosunku do pozostałych uczestników rynku, a asymetria informacji uważana jest za jedną z głównych przyczyn powodujących obniżenie płynności aktywów¹².

Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie wprowadziła w 2013 r. nowy system transakcyjny UTP (Universal Trading Platform), co istotnie zmieniło organizację handlu na tym rynku. Takie działania stwarzają możliwość istotnego wzrostu płynności oraz wolumenów, obniżenia kosztów transakcyjnych czy zmniejszenia rozpiętości pomiędzy ofertami kupna i sprzedaży danych instrumentów finansowych na tym rynku.

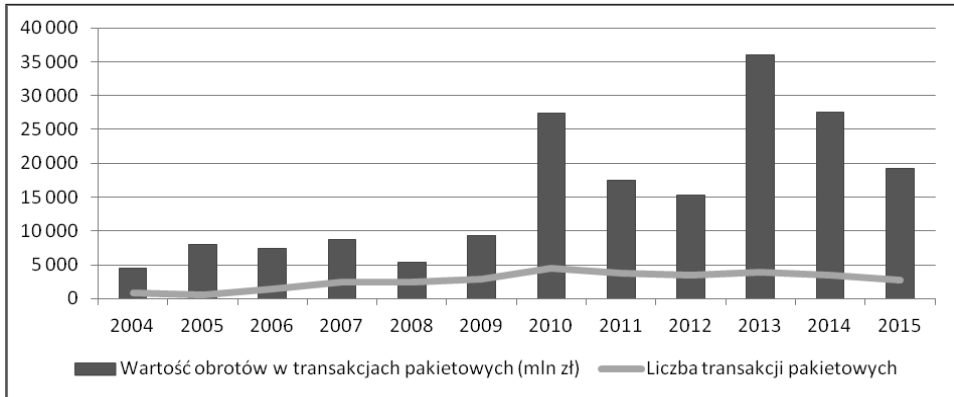
Potwierdzeniem wcześniej przytoczonych argumentów dotyczących dobrze funkcjonującego rynku kapitałowego w Polsce oraz wyznacznikiem jego dalszego rozwoju mogą być przedstawione na rysunkach 1.1, 1.2 i 1.3 statystyki giełdowe dotyczące wielkości obrotu akcjami, wskaźnika obrotu, średniego spreadu, liczby transakcji oraz transakcji pakietowych zawieranych na GPW. Wszystkie prezentowane statystyki zostały przygotowane na danych rocznych.



Rysunek 1.1. Wartość obrotów papierami wartościowymi na GPW

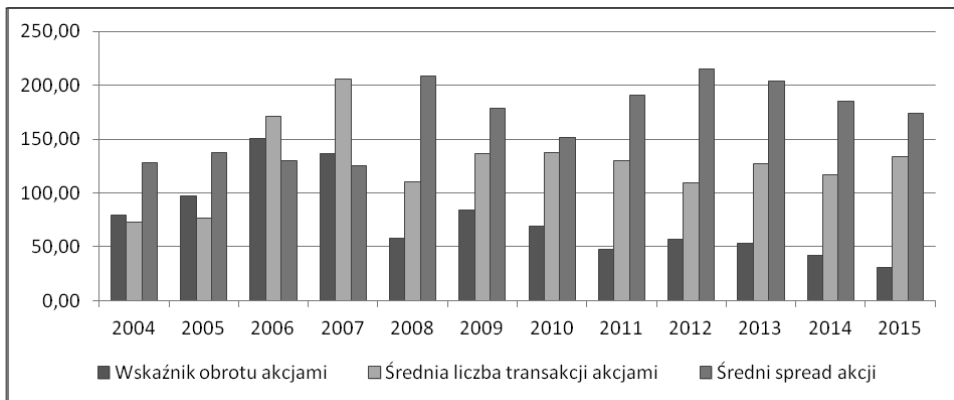
Źródło: opracowanie własne na podstawie statystyk giełdowych, http://www.gpw.pl/analizy-_i_statystyki

- 11 J. Olbryś, *Zastosowanie wybranych miar płynności aktywów kapitałowych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A.*, „Zarządzanie i Finanse” 2013, vol. 11 (3), cz. 2, s. 65–77.
- 12 M. O’Hara, *Presidential Address: Liquidity and Price Discovery*, “The Journal of Finance” 2003, vol. 58 (4), s. 1335–1354.



Rysunek 1.2. Wartość obrotów w transakcjach pakietowych na GPW

Źródło: opracowanie własne na podstawie statystyk giełdowych, http://www.gpw.pl/analizy_i_statystyki



Rysunek 1.3. Wartości wskaźnika obrotu akcji, średniej liczby transakcji akcjami oraz średniego spreadu akcji notowanych na GPW

Źródło: opracowanie własne na podstawie statystyk giełdowych, http://www.gpw.pl/analizy_i_statystyki

Jak łatwo można zauważyć, wraz z rozwojem polskiego rynku kapitałowego wzrastała wielkość obrotu papierami wartościowymi oraz liczba zawieranych transakcji. Dlatego tak ważna jest dobra organizacja tego rynku, ponieważ stwarza inwestorom możliwości łatwiejszego zawierania transakcji oraz osiągania oczekiwanych zwrotów z inwestycji. Wyżej wymienione zmienne opisujące płynność (wielkość obrotu papierami wartościowymi, wskaźnik obrotów, spread oraz liczba zawieranych transakcji) będą w dalszej części pracy używane do określenia płynności rynku giełdowego.

1.4. Program Wspierania Płynności¹³

Płynność aktywów na rynku finansowym rozumiana jest przez inwestorów jako łatwość, z jaką dany rodzaj aktywów można zamienić na środki pieniężne, czyli mówiąc najprościej sprzedać¹⁴. Płynność aktywu kapitałowego nie jest zmienną obserwowalną¹⁵, jednak zawsze posiadała istotne znaczenie dla inwestorów na rynkach kapitałowych. Dlatego też Warszawska Giełda Papierów Wartościowych, wychodząc naprzeciw oczekiwaniom inwestorów, stworzyła program mający na celu poprawienie płynności obrotu akcjami notowanymi na giełdzie. W 2008 r. GPW wprowadziła Program Wspierania Płynności. Program ten powstał z myślą o spółkach, którymi obrót cechuje się, według przyjętych przez GPW kryteriów, niską płynnością. Za niski poziom płynności uważa się sytuację, gdy w okresie ostatnich trzech miesięcy kalendarzowych, przed dniem okresowej weryfikacji płynności, średnia liczba transakcji nie przekraczała 10 transakcji na sesję i jednocześnie średnia wartość obrotów nie przekraczała 25 000 zł na sesję. Przy obliczaniu średniej uwzględnia się liczbę i wartość transakcji sesyjnych i pakietowych, których przedmiotem były akcje emitenta¹⁶. W przypadku gdy średnia wartość transakcji obrotu akcjami danej spółki będzie niższa niż 25 000,00 zł na sesję i jednocześnie średnia liczba przeprowadzonych transakcji będzie niższa niż 10 transakcji na sesję, a spółka nie przystąpi do Programu Wspierania Płynności, wówczas zostanie sklasyfikowana jako należąca do Strefy Niższej Płynności¹⁷. Ewentualna kwalifikacja akcji emitenta do Strefy Niższej Płynności następować będzie co kwartał, tj. po zakończeniu ostatniej sesji marca, czerwca, września i grudnia. Informacja o zakwalifikowaniu lub usunięciu akcji spółki ze Strefy Niższej Płynności podawana będzie do publicznej wiadomości w formie komunikatu najpóźniej w dniu sesyjnym następującym po dniu dokonania okresowej weryfikacji płynności¹⁸.

Dodatkowo w celu poprawienia efektywności rynku giełdowego oraz zwiększenia płynności akcji i instrumentów pochodnych z nimi powiązanych¹⁹ w lipcu 2010 r. wprowadzono nowe przepisy regulujące obrót w ramach krótkiej sprzedaży, czyli strategii inwestycyjnej polegającej na sprzedaży papierów wartościowych, których w momencie sprzedaży nie posiadamy na własnym rachunku inwestycyjnym. Wprowadzone zmiany przyczyniły się do znacznego zwiększenia obrotu

13 Zgodnie z Uchwałą Nr 502/2008 Zarządu Giełdy Papierów Wartościowych S.A. w Warszawie z dnia 23 czerwca 2008 r.

14 Z. Bodie, A. Kane, A. Marcus, *Investments...*

15 V.V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk...*, s. 385.

16 https://www.gpw.pl/program_wspierania_plynosci [dostęp 01.12.2015].

17 Zgodnie z Uchwałą Nr 550/2012 Zarządu Giełdy Papierów Wartościowych S.A. w Warszawie w sprawie zmiany Uchwały Nr 502/2008 Zarządu Giełdy z dnia 23 czerwca 2008 r. (z późn. zm.) w sprawie Programu Wspierania Płynności z dnia 12 czerwca 2012 r.

18 http://www.gpw.pl/wspieranie_plynosci [dostęp 11.12.2014].

19 J.R. Woolridge, A. Dickinson, *Short Selling and Common Stock Prices*, "Financial Analysts Journal" 1994, vol. 50 (1) (January/February), s. 20–28.

akcjami w ramach krótkiej sprzedaży. W pierwszym roku obowiązywania nowych przepisów wartość obrotu w ramach krótkiej sprzedaży wyniosła ponad 1 mld zł, podczas gdy w całym 2009 r. było to tylko 1,4 mln zł²⁰. Krótka sprzedaż nie może być również realizowana na wszystkich papierach wartościowych. Giełda prowadzi listę takich papierów i udostępnia ją na swojej stronie internetowej²¹.

Wdrożenie Programu Wspierania Płynności, w połączeniu z innymi działaniami GPW, takimi jak implementacja Dobrych Praktyk Spółek Notowanych na GPW, tworzenie nowych narzędzi informacyjnych (na czele z serwisami GPWInfoStrefa.pl²² i WSEInternational.eu²³), oraz działaniami w sferze edukacji inwestorskiej, spowodowało podwyższenie jakości relacji inwestorskich i komunikacji spółek giełdowych z rynkiem, a co za tym idzie wzmocnienie reputacji rynku giełdowego i jego międzynarodowej pozycji.

20 E. Marcinkiewicz, *Wpływ krótkiej sprzedaży na efektywność transakcyjną rynku kapitałowego w aspekcie płynności*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu” 2012, nr 261, s. 218–230.

21 http://www.gpw.pl/krotka_sprzedaz_i_pozyczki_papierow [dostęp 12.12.2014].

22 <http://www.gpwinfostrefa.pl/GPWIS2/pl/index/> [dostęp 16.08.2012].

23 <http://international.gpw.pl/> [dostęp 11.12.2014].

Rozdział 2

Czynniki wpływające na płynność akcji

Inwestorzy wybierając w co zainwestować swoje pieniądze, biorą pod uwagę szereg różnych czynników charakteryzujących dany papier wartościowy. Niektóre czynniki są zależne od samej spółki, której papiery wartościowe chcemy nabyć, np. wybrany model zarządzania czy polityka informacyjna. Są też czynniki makroekonomiczne i niezależne od danego przedsiębiorstwa, jak aktualna koniunktura rynkowa, sytuacja danej branży czy konkurencyjność innych form lokowania pieniędzy oferowanych w danym czasie przez rynki finansowe. Oprócz ww. czynników można wyodrębnić jeszcze jedną grupę – czynników wynikających bezpośrednio z rynku, na jakim inwestor się obraca. Są to m.in. koszty transakcji, asymetria informacji czy płynność rynku¹. Wszystkie te źródła pokazujące brak płynności obciążają kosztami posiadacza aktywów. Koszty płynności powinny być odzwierciedlone w cenach aktywów, a inwestorzy mogą wymagać za nie rekompensaty. Ponadto różne źródła płynności są zmienne w czasie, więc także sama płynność jest uzależniona od czynnika, jakim jest czas. Odszkodowanie za koszty i ryzyko związane z brakiem płynności powinno być uwzględnione w większej oczekiwanej przez inwestorów stopie zwrotu.

W dalszej części pracy zostaną szerzej omówione podstawowe czynniki mające znaczący wpływ na płynność akcji.

2.1. Koszty transakcji

Działanie na rynku zawsze będzie niosło ze sobą jakieś koszty. Ekonomiści uchylili założenie o zerowych kosztach transakcyjnych, jakie przyjmowała szkoła neoklasyczna².

1 V.V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk*, "Journal of Financial Economics" 2005, vol. 77 (2), s. 375–410.

2 O. Williamson, *Instytucje ekonomiczne kapitalizmu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1998, s. 33–35.

Koszty transakcyjne, takie jak opłaty maklerskie czy podatki od dochodów giełdowych, stanowią poważny czynnik ograniczający płynność danych papierów wartościowych.

Zgodnie z art. 23 ust. 1 pkt 38 ustawy z dnia 26 lipca 1991 r. o podatku dochodowym od osób fizycznych³ kosztem uzyskania przychodu przy ustalaniu dochodu z odpłatnego zbycia akcji oraz innych papierów wartościowych są wydatki na ich objęcie lub nabycie. Koszty te można podzielić na:

- bezpośrednio związane z daną transakcją – koszt nabycia zbywanego papieru wartościowego (cena jednostkowa x liczba papierów wartościowych),
- koszty poniesione przez podatnika w celu uzyskania przychodu w danym roku podatkowym związane z obsługą rachunku przez biuro maklerskie – koszty prowizji, opłat poniesionych w danym roku związanych z prowadzeniem lub założeniem rachunku, koszty transferu, zdeponowania papierów itp.

Koszty te będą miały bezpośredni wpływ na zysk przedsiębiorcy – zarówno sprzedający, jak i kupujący ponoszą zewnętrzne koszty transakcyjne. Ponieważ nie są one do uniknięcia przez inwestorów, to mogą wpływać na ceny, które inwestorzy będą gotowi zaakceptować. Koszty te pojawiają się także, jeśli inwestorzy nie handlują bezpośrednio ze sobą, ale robią to poprzez maklerów. Mamy wtedy do czynienia z różnymi opłatami związanymi z pośrednictwem obrotu papierami wartościowymi. Polski rynek giełdowy utworzony został tak, że inwestorzy mogą obracać papierami wartościowymi tylko za pośrednictwem maklerów giełdowych⁴, dlatego wszystkie koszty transakcji powinny być odzwierciedlone w ofertach kupna i sprzedaży. Oznacza to, że maklerzy są zobowiązani uwzględnić te koszty przy podawaniu cen kupna i sprzedaży – różnice pomiędzy ceną kupna (bid) i ceną sprzedaży (ask) powinny obejmować także koszty transakcyjne.

Constantinides⁵, Heaton i Lucas⁶, Vayanos⁷ analizują w swoich pracach cenowy aspekt kosztów transakcyjnych. Wynikiem tych prac jest stwierdzenie, że koszty transakcji mogą spowodować zmniejszenie częstości obrotu, co wywołuje utratę użyteczności. Zmniejszenie obrotu danymi akcjami skutkuje naturalnie zmniejszeniem płynności takiego papieru wartościowego. Dlatego uznaje się, że wysokie koszty transakcyjne mogą odstraszać inwestorów od takiego rynku, a mniejsze zainteresowanie rynkiem będzie skutkowało zmniejszeniem płynności całego rynku⁸.

3 Ustawa z dnia 26 lipca 1991 r. o podatku dochodowym od osób fizycznych, Dz.U. z 2000 r., nr 14, poz. 176, z późniejszymi zmianami.

4 Ustawa z dnia 29 lipca 2005 r. o obrocie instrumentami finansowymi, Dz.U. z 2005 r., nr 183, poz. 1538, z późniejszymi zmianami.

5 G.M. Constantinides, *Capital market equilibrium with transaction costs*, "Journal of Political Economy" 1986, no. 94, s. 842–862.

6 J. Heaton, D.J. Lucas, *Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing*, "Journal of Political Economy" 1996, vol. 104 (3), s. 443–487.

7 D. Vayanos, *Transaction costs and asset prices: A dynamic equilibrium model*, "Economic Theory" 1998, no. 13, s. 1–58.

8 P.O. Weill, *Liquidity Premia in Dynamic Bargaining Markets*, "Journal of Economic Theory" 2008, vol. 140, s. 66–96.

2.2. Asymetria informacji

Informacja jest terminem, który trudno jednoznacznie zdefiniować, gdyż każda dziedzina nauki inaczej ją postrzega. Generalnie można wyróżnić dwa podstawowe podejścia do pojęcia informacji: obiektywny i subiektywny⁹. Według pierwszego podejścia, wywodzącego się z nauk ścisłych, informacja oznacza pewną własność fizyczną lub strukturalną obiektów. Subiektywny punkt widzenia pokazuje, że informacją jest to wszystko, co umysł jest w stanie przetworzyć i wykorzystać do własnych celów. Jest to zasób, który ludzie przez wiele lat ignorowali. Dopiero powstanie tzw. społeczeństwa informacyjnego spowodowało, że traktuje się informację jako szczególne dobro niematerialne, równoważne lub cenniejsze nawet od dóbr materialnych.

We wszystkich dziedzinach życia mamy do czynienia z różnego rodzaju informacjami. Szczególnie w naukach społecznych informacja odgrywa bardzo ważną rolę. Wiele problemów, jakie powstają, rodzi się właśnie z braku lub niedostatecznego dostępu do informacji¹⁰.

Żyjąc w tzw. globalnej wiosce, warto interesować się tym, co dzieje się gdzieś daleko od nas, mimo iż często uważamy, że wiele spraw nas nie dotyczy. Należy zauważyć wyjątkowo mocny wpływ różnych informacji uwidoczniający się podczas notowań instrumentów finansowych na różnych giełdach. Często inwestorzy nie zdają sobie sprawy, że pewne zdarzenia, mające miejsce w jednym kraju, mogą znaleźć swoje odzwierciedlenie w cenach instrumentów finansowych na rynku innego kraju¹¹. Jako przykład na potwierdzenie tej tezy można przytoczyć konsekwencje spadku kursu brazylijskiego reala¹² w styczniu 1999 r. Pomimo braku bezpośredniego powiązania Polski z Brazylią, te zmiany kursu brazylijskiej waluty zostały na polskiej giełdzie zauważone, co skutkowało spadkiem notowań warszawskich indeksów. Okazuje się, że finanse światowe działają na zasadzie wzajemnych powiązań. Jednak fakt ten nie ma dostatecznego uzasadnienia w powiązaniach stricte kapitałowych, a zależność występująca pomiędzy rynkami finansowymi na świecie ma charakter psychologiczny. Inwestorzy przyzwyczaili się do tego, że jeśli rosną notowania indeksów w Stanach Zjednoczonych, to notowania warszawskich indeksów także w danym dniu będą rosły¹³. Takie zjawiska są bardzo widoczne na

9 P. Przybyłowicz, *Wstęp do teorii informacji i kodowania*, Wydawnictwo SCRIPT, 2000.

10 J.L. Kulikowski, *Informacja i świat, w którym żyjemy*, Wiedza Powszechna, Warszawa 1978, s. 43–45.

11 I. Prządo, T. Schabek, *Wpływ publikacji amerykańskich danych makroekonomicznych na zmienność polskiego rynku akcji*, „Rola informatyki w naukach ekonomicznych i społecznych. Innowacje i implikacje interdyscyplinarne” 2009, s. 302–309.

12 Real brazylijski jest oficjalną jednostką monetarną Brazylii. 1 Real brazylijski = 100 centavo.

13 A. Gniadkowska-Szymańska, *Wpływ zmian zagranicznych indeksów giełdowych na Warszawski Indeks Giełdowy*, [w:] T. Dyr, E. Siek (red.), *Uwarunkowania rozwoju regionalnego Unii Europejskiej*, Instytut Naukowo-Wydawniczy SPATIUM 2012, s. 237–250.

różnych giełdach światowych. Jeśli tylko inwestorzy w coś wierzą, to na pewno to nastąpi, a nastąpi tylko dlatego, że wszyscy w to wierzą.

Informacja jest dobrem, do którego każdy konsument powinien mieć nieograniczony dostęp, by móc podejmować w pełni racjonalne decyzje. Dokonując wyborów, ludzie często pomijają to, co łączy różne alternatywy, a skupiają się na tym, co je różni.

Pomimo dostępności usług internetowych, telewizji i rozwoju telefonii komórkowej, cały czas występuje problem z niedoborem informacji lub złym ich przekazem. Pojawia się tzw. zjawisko asymetrii informacji. Jest to sytuacja, w której jedna ze stron posiada znacznie więcej informacji niż druga strona. Zwykle odnosi się to do sytuacji, w której sprzedawca jest w uprzywilejowanej pozycji informacyjnej w stosunku do kupującego, choć możliwa jest również sytuacja odwrotna¹⁴.

Występowanie asymetrii informacji prowadzi do zaburzeń w rachunku ekonomicznym podmiotów transakcji, co jest przyczyną podejmowania nie do końca racjonalnych decyzji gospodarczych w skali mikro, zaś w skali makro prowadzi do nieefektywnej alokacji zasobów. W tym ostatnim znaczeniu asymetria informacji jest jedną z przyczyn tego, że mechanizm rynkowy nie zapewnia optymalnej alokacji zasobów¹⁵.

Problem asymetrii informacji jest szeroko opisywany w literaturze ekonomicznej. George Akerlof w artykule *The market for lemons quality uncertainty and the market mechanism*¹⁶ omawia problem asymetrii informacji, która występuje wówczas, gdy sprzedający wie więcej o produkcie od kupującego. W artykule analizowano rynek używanych samochodów¹⁷, na którym mamy do czynienia z problemem niepewności co do jakości. Istnieją dobre samochody używane i uszkodzone samochody używane, ale z powodu asymetrii informacji (sprzedający wie znacznie więcej o problemach z samochodem niż nabywcy), kupujący samochód nie posiada wcześniej informacji, czy to jest dobry samochód czy zły. W związku z tym kupujący zakłada, że samochód jest średniej jakości i dlatego będzie skłonny zapłacić za niego jedynie cenę odpowiadającą samochodom uważanym za samochody średniej jakości. Oznacza to, że właściciel dobrego samochodu używanego nie będzie w stanie uzyskać wystarczająco wysokiej ceny za sprzedaż tego samochodu w porównaniu z jego rzeczywistą wartością. Dlatego sprzedawcy będą uciekali z takich rynków ze swoimi produktami. W literaturze przedmiotu zjawisko to w skrócie określa się jako efekt „zły wypiera dobrego”. Efekty te zostały również odnotowane na innych rynkach. Przykłady opisywane przez G. Akerlofa

14 S. Forlicz, *Mikroekonomiczne aspekty przepływu informacji między podmiotami rynkowymi*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Bankowej, Poznań 1996, s. 166.

15 A.K. Koźminski, W. Piotrkowski, *Zarządzanie. Teoria i praktyka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1998, s. 765.

16 G. Akerlof, *The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism*, "The Quarterly Journal of Economics" 1970, vol. 84 (3), s. 488–500.

17 W USA samochody używane potocznie zwane były lemonami.

to m.in. rynek samochodów używanych, rynek kredytów w krajach rozwijających się oraz trudności, jakie napotykają osoby starsze z zakupem ubezpieczenia zdrowotnego. Konsekwencją istnienia tego typu mechanizmu na rynku jest doprowadzenie do całkowitego zaniku danego rodzaju rynku ze względu na istnienie dużych niepewności co do jakości oferowanych na nim produktów. Jednak nie wszyscy gracze na danym rynku stosują te same zasady i mają takie same umiejętności oceny jakości. Zwrócenie uwagi na problemy z występowaniem asymetrii informacji na różnych rynkach spowodowało powstanie prawa chroniącego konsumentów przed nieuczciwymi praktykami¹⁸, jakie mogą stosować sprzedawcy danego typu produktów. Należy również zauważyć, że potencjalny nabywca powinien sam próbować pozyskać jak najwięcej informacji o danym produkcie przed dokonaniem transakcji kupna–sprzedaży. Takim postępowaniem konsument doprowadzi do zaniku asymetrii informacji pomiędzy sprzedawcą a nabywcą danego produktu.

Występowanie zjawiska asymetrii informacji jest także widoczne na rynkach kapitałowych. Cały czas jednak czynione są starania, aby możliwie zminimalizować to niekorzystne zjawisko, czyli zapewnić w miarę równy dostęp do informacji wszystkim uczestnikom rynku. Dlatego ustanowiono ściśle obowiązki informacyjne, w myśl których spółki muszą przekazywać na rynek wiele informacji bieżących dotyczących ich działalności¹⁹. Zawsze jednak pozostanie asymetria związana z faktem, że osoby pracujące w spółce lub na rzecz spółki będą wiedzieć o istotnych zdarzeniach wcześniej niż rynek, dlatego wykorzystywanie takich informacji jest jednoznacznie zabronione, karane i ścigane. Duża asymetria informacji pomiędzy kupującymi a sprzedawcami może powodować, podobnie jak wysokie koszty transakcji, zmniejszenie zainteresowania danym rynkiem²⁰. Brak zainteresowania inwestorów zawieraniem transakcji na danym rynku doprowadzi do zmniejszenia jego płynności.

18 Zob. Ustawa z 02.03.2000 r. o ochronie niektórych praw konsumentów oraz o odpowiedzialności za szkodę wyrządzoną przez produkt niebezpieczny, Dz.U. Nr 22, poz. 271, ze zmianami; Ustawa z 16.02.2007 r. o ochronie konkurencji i konsumentów, Dz.U. Nr 50, poz. 331 i Nr 99, poz. 660, ze zmianami; Ustawa z 23.08.2007 r. o przeciwdziałaniu nieuczciwym praktykom rynkowym, Dz.U. nr 171, poz. 1206.

19 Dyrektywa 2004/109/WE z dnia 15 grudnia 2004 r. w sprawie harmonizacji wymogów dotyczących przejrzystości informacji o emitentach, których papiery wartościowe dopuszczalne są do obrotu na rynku regulowanym oraz zmieniająca dyrektywę 2001/34/WE (Directive 2004/109/EC of the European Parliament and of the Council of 15 December 2004 on the harmonisation of transparency requirements in relation to information about issuers whose securities are admitted to trading on a regulated market and amending Directive 2001/34/EC).

20 J. Szapiel, *Giełdowy rynek akcji – rynek zbliżony do rynku konkurencji doskonałej*, [w:] B. Klimczak, A. Matysiak, *Mikroekonomia – studia przypadków*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław 2006.

2.3. Rozwój rynku giełdowego

GPW jest jedną z najszybciej rozwijających się giełd wśród europejskich rynków regulowanych i rynków alternatywnych oraz największą giełdą krajową w regionie Europy Środkowo-Wschodniej. Obecnie GPW realizuje strategię rozwoju mającą na celu wzmocnienie atrakcyjności i konkurencyjności polskiego rynku oraz uczynienie z Warszawy centrum finansowego regionu Europy Środkowo-Wschodniej²¹.

Dobrze rozwinięte rynki pozwalają inwestorowi na swobodne inwestowanie w różne, nawet bardzo skomplikowane instrumenty finansowe. Jednak w sytuacji, gdy rynek nie jest dobrze rozwinięty, inwestor łatwo może znaleźć się w sytuacji, kiedy nie znajdzie nabywcy na pakiet swoich akcji.

Jednym z fundamentalnych założeń klasycznej teorii finansów jest teza o efektywności rynku. Zakłada ona, że każdy rynek dąży do takiego ideału, gdzie ceny papierów wartościowych odzwierciedlają wszystkie dostępne w danym momencie informacje. Jednak nawet najlepiej rozwinięte rynki giełdowe nie są rynkami w pełni efektywnymi, ponieważ istnieją zarówno koszty transakcji, jak i podatki, które zakłócają osiąganie wysokich zysków przez inwestorów. Dodatkowo teoria rynku efektywnego zakłada, że każdy inwestor ma taki sam dostęp do informacji, czyli nie istnieje asymetria informacji²². Jednak jak to zostało przedstawione w poprzednim podrozdziale, asymetria informacji zawsze będzie występować, ponieważ zawsze może znaleźć się ktoś, kto będzie dysponował większą wiedzą na temat jakiegoś zjawiska niż pozostali. W związku z tematyką efektywności rynków powstała dziedzina finansów zwana finansami behawioralnymi (behavioral finance)²³. Jej przedstawiciele starają się udowodnić, że rynki finansowe działają nieefektywnie²⁴. Ludzie inwestujący na giełdach zawsze popełniają błędy przy prognozowaniu przyszłości. Nawet mając te same informacje, interpretują je odmiennie. Dlatego też ceny akcji nie odzwierciedlają dokładnie ani danych historycznych, ani bieżących, ani nawet poufnych. Nawet ludzie posiadający informacje na temat rynków nie wykorzystują ich w odpowiedni sposób lub ufają bardziej swoim przeczuciom²⁵.

21 http://www.gpw.pl/o_spolce [dostęp 08.01.2015].

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

23 A. Byrne, M. Brooks, *Behavioral finance: Theories and evidence*, Research Foundation of CFA Institute, Monograph Series, 2008, s. 1–26.

24 A. Shleifer, *Inefficient Markets: An Introduction to Behavioral Finance*, Oxford University Press, Oxford, UK, 2000, s. 1–27.

25 E. Fama, 1998, *Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance*, "Journal of Finance", vol. 49 (3) (September), s. 283–306.

Rozdział 3

Miary płynności

Płynność aktywów jest trudna do zdefiniowania i zmierzenia. W powszechnie przyjętej definicji płynność to możliwość obrotu aktywami w dużych ilościach bez wpływu na ceny.

Jednym z podstawowych problemów związanych z bezpośrednim pomiarem płynności jest brak dostępu lub też bardzo ograniczony dostęp do danych o wysokiej częstotliwości, szczególnie na rynkach rozwijających się¹. Występowanie trudności z pozyskaniem takich danych na rynkach kapitałowych przyczyniło się do wypracowania metod pomiaru płynności bazujących na danych o mniejszej częstotliwości (np. dane miesięczne). Amihud² w swojej pracy podkreślał, że wątpliwe jest, aby istniała jedna miara, która uwzględni wszystkie aspekty ograniczonej płynności. Dlatego też miary płynności aktywów nazywane są także miarami aktywności handlowej lub transakcyjnej. Określenie to może być stosowane do następujących wskaźników: liczba transakcji, liczba akcji sprzedanych, wartość akcji sprzedanych, względna wartości akcji sprzedanych, iloraz liczby akcji sprzedanych i wystawionych do sprzedaży oraz iloraz wartości akcji sprzedanych i wystawionych do sprzedaży³.

Jedną z naturalnych miar płynności jest więc wskaźnik obrotu danym aktywem, inaczej nazywany turnover ratio. Wskaźnik ten uważa się za najlepszą z najprostszych miar płynności ze względu na jego słabe skorelowanie z warto-

-
- 1 D.A. Lesmond, *Liquidity of Emerging Markets*, "Journal of Financial Economics" 2005, vol. 77 (2), s. 411–452.
 - 2 Y. Amihud, *Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects*, "Journal of Financial Markets" 2002, no. 5, s. 31–56.
 - 3 Zob. T. Chordia, A. Subrahmanyam, V.R. Anshuman, *Trading Activity and Expected Stock Returns*, "Journal of Financial Economics" 2001, vol. 59 (1), s. 3–32; A.W. Lo, J. Wang, *Trading Volume: Definitions, Data Analysis, and Implications of Portfolio Theory*, "Review of Financial Studies" 2000, vol. 13 (2), s. 257–300.

ścią rynkową spółki⁴. Badania z wykorzystaniem wskaźnika obrotu (turnover ratio) jako miary płynności przedstawili między innymi: Brennan i Subrahmanyan⁵, Bertsimas i Lo⁶, On i Mamaysky⁷, Amihud⁸, Pastor i Stambaugh⁹, Acharya i Pedersen¹⁰ oraz Sadka¹¹.

Inną miarą płynności jest spread, który został wykorzystany w jednych z pierwszych badań nad omawianym problemem, przeprowadzonych przez Amihuda i Mendelсона¹².

W dalszej części szczegółowo zostaną wyjaśnione podstawowe mierniki określające płynność obrotu.

3.1. Spread

Spread jako miarę płynności wykorzystywało wielu badaczy, poczynając, jak już wspomniano, od badań Amihuda i Mendelсона¹³. Kolejne badania, przeprowadzone przez Stolla¹⁴, zawierają przegląd miar płynności opartych na definicji rozpiętości cen sprzedaży/kupna (bid/ask spread) i wyznaczanych na podstawie śróddziennych danych transakcyjnych. Z kolei Roll¹⁵ wprowadził stosunkowo prostą miarę płynności, którą można stosować do łatwo dostępnych danych o niskiej częstotliwości, np. miesięcznej. Niestety, estymator Rolla rozpiętości cen sprzedaży/kupna jest miarą specyficzną, odnoszącą się do szczególnych warunków rynkowych (mię-

4 T. Chordia, B. Swaminathan, *Trading Volume and Cross-Autocorrelations in Stock Returns*, "Journal of Finance" 2000, no. 55, s. 913–936.

5 M.J. Brennan, A. Subrahmanyan, *Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns*, "Journal of Financial Economics" 1996, no. 41, s. 441–464.

6 D. Bertsimas, A.W. Lo, *Optimal control of execution costs*, "Journal of Financial Markets" 1998, no. 1, s. 1–50.

7 A.W. Lo, H. Mamaysky, J. Wang, *Asset Prices and Trading Volume under Fixed Transactions Costs*, "Journal of Political Economy" 2004, vol. 112 (5), University of Chicago Press, s. 1054–1090.

8 Y. Amihud, *Illiquidity and stock returns...*, s. 31–56.

9 L. Pastor, R.F. Stambaugh, *Liquidity risk and expected stock returns*, "Journal of Political Economy" 2003, vol. 111 (3), s. 642–685.

10 V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk*, "Journal of Financial Economics" 2005, vol. 77 (2), s. 375–410.

11 R. Sadka, *Momentum and post-earnings announcement drift anomalies: The role of liquidity risk*, "Journal of Financial Economics" 2006, no. 80, s. 309–349.

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

13 Ibidem.

14 H.R. Stoll, *Friction*, "Journal of Finance" 2000, vol. 55 (4), s. 1479–1514.

15 R. Roll, *A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market*, "Journal of Finance" 1984, vol. 39 (4), s. 1127–1139.

dzy innymi odrzuca się możliwość dokonywania niekorzystnych dla inwestorów wyborów czy też zakłada się istnienie kosztów związanych z przetwarzaniem zleceń od inwestorów) i dlatego nie będzie szczegółowo analizowany w tej pracy.

Przez spread rozumie się różnicę pomiędzy najlepszą ofertą kupna, po której inwestor może sprzedać akcję (w terminologii angielskojęzycznej określaną jako bid), oraz najlepszą ofertą sprzedaży, po której inwestor może nabyć akcję (w terminologii angielskiej określaną jako ask) przed zawarciem każdej transakcji. W statystyce giełdowej jest on zazwyczaj podawany w punktach bazowych. Tak mierzony spread w badaniach traktowany jest jako naturalny wyznacznik kosztów płynności¹⁶.

Ponieważ inwestor, który chciałby natychmiast kupić akcję (po cenie ask), płaci więcej aniżeli inwestor, który chciałby natychmiast akcję sprzedać (po cenie bid), można założyć, że cena ask zawiera w sobie premię (nadwyżkę ceny) za natychmiastowe kupno akcji, zaś cena bid zawiera w sobie koncesję (obniżkę ceny) za natychmiastową sprzedaż. Dlatego też spread bid–ask, zawierający sumę premii za kupno i koncesji za sprzedaż, może być traktowany jako cena, którą inwestorzy muszą zapłacić za płynność w postaci natychmiastowej realizacji zlecenia. W prezentowanych badaniach jest on więc traktowany jako naturalna miara kosztu płynności lub też, jak kto woli, koszt braku płynności.

Przy tak rozumianym spreadzie pojawia się podstawowe pytanie, w jaki sposób powinien on wpływać na stopy zwrotu z akcji? W ramach uwzględniania stopy zwrotu przy wycenie akcji inwestorzy mają prawo wymagać wyższej stopy zwrotu od akcji o wysokim spreadzie, aby zrekompensować sobie wyższe koszty związane z dokonywaniem transakcji. Powinna więc istnieć dodatnia korelacja pomiędzy stopą zwrotu a spreadem akcji¹⁷.

3.2. Wskaźnik obrotu (turnover ratio)

Wskaźnik obrotu (turnover ratio) jest to po prostu średnia liczba akcji danej spółki będących przedmiotem obrotu w danym okresie, podzielona przez liczbę akcji spółki występujących w tym okresie. Wskaźnik obrotu jest wielkością niemianowaną (lub procentową)¹⁸, jako wielkość względna i nieobciążona efektem wielko-

16 J. Gajdka, A. Gniadkowska, T. Schabek, *Płynność obrotu a stopa zwrotu z akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu” 2010, nr 142.

17 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity, The Value of the Firm, and Corporate Finance*, “Journal of Applied Corporate Finance” 2012, vol. 24 (1), s. 17–32.

18 J.Y. Campbell, S.J. Grossman, J. Wang, *Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns*, “The Quarterly Journal of Economics” 1993, vol. 108 (4), s. 905–939.

ści spółki jest szczególnie użyteczny we wszelkich analizach porównawczych dotyczących płynności aktywów kapitałowych.

Wyrażony jest wzorem:

$$\text{Turnover}_{i,t} = \frac{\sum_{j=1}^{D_i} \text{vol}_{j,t}}{\text{SO}_{i,t}} \quad (3.1)$$

gdzie:

$\text{vol}_{j,t}$ – średnia liczba akcji i będąca przedmiotem obrotu w okresie t ;

$\text{SO}_{i,t}$ – liczba akcji i występujących w okresie t .

W przypadku instrumentu o wskaźniku obrotu wynoszącym 100% możemy powiedzieć, że w badanym okresie dokonano obrotu wszystkimi akcjami.

3.3. Liczba transakcji

Liczba transakcji rozumiana jest jako wskaźnik aktywności inwestorów w wykonywaniu operacji kupna i sprzedaży danym instrumentem finansowym¹⁹. Liczba transakcji to liczba umów kupna i sprzedaży danego instrumentu finansowego dokonanych w badanym okresie (liczona pojedynczo).

3.4. Wartość obrotu (wolumen)

Wartość obrotu (wolumen) jest to przedstawienie obrotu w ujęciu wartościowym²⁰.

Obrót to efekt popytu i podaży znajdujący swoje odbicie w wykonywaniu umów pomiędzy stronami w postaci transakcji polegających na przepływie kapitału pomiędzy inwestorami. Obrót w ujęciu wartościowym obliczany jest jako iloczyn kursu oraz liczby sprzedanych i kupionych instrumentów (liczony podwójnie), zaś w ujęciu ilościowym stanowi liczbę sprzedanych instrumentów (liczony pojedynczo).

19 http://www.gpw.pl/mierniki_plynosci [dostęp 13.09.2012].

20 http://www.gpw.pl/mierniki_plynosci [dostęp 13.09.2012].

3.5. Współczynnik braku płynności (ILLIQ)

Do najbardziej popularnych miar niepłynności aktywów należy miara zaproponowana przez Amihuda²¹. Miara ta stosowana jest w wielu, również najnowszych, badaniach empirycznych na rynkach całego świata²². Miara Amihuda wyznaczana jest na podstawie danych dziennych, najczęściej w skali miesięcznej, ale konstrukcja wzoru umożliwia obliczenie tej miary również z inną niż miesięczna częstotliwością.

Brak płynności określany jest jako:

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{1}{D_{it}} \frac{\sum_{t=1}^{D_{it}} |R_{itd}|}{DVOL_{itd}} \quad (3.2)$$

gdzie:

D_{it} – stanowi liczbę dni, w których odbywały się notowania akcji i w danym tygodniu lub miesiącu;

R_{itd} – to bezwzględna wartość dziennej stopy zwrotu badanej akcji i ;

$DVOL_{itd}$ – to dzienny wolumen transakcji akcji i w złotychkach.

Wskaźnik ten pokazuje wpływ wielkości zleceń na ceny²³. Miara nie jest określona dla dni z zerowym obrotem. Współczynnik braku płynności przyjmuje wysokie (niskie) wartości w przypadku walorów o niskiej (wysokiej) płynności. W odróżnieniu od pozostałych miar jest wyrażony jako uśredniona dzienna stopa zwrotu, przypadająca na jednostkę pieniężną miary obrotu (na polskim rynku – na 1 tys. zł obrotu)²⁴.

Wskaźnik ten w pracach wielu badaczy był wykorzystywany w swojej pierwotnej formie. Zdarzają się jednak częste jego modyfikacje, np. używanie odwrotności wskaźnika. Jak podkreśla w swoich pracach Hasbrouck²⁵, modyfikacje wskaźnika często prowadzą do powstawania wielu nieścisłości w obliczeniach.

21 Y. Amihud, *Illiquidity and stock returns...*, s. 31–56.

22 Zob. V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk...*, s. 375–410; D.A. Lesmond, *Liquidity of Emerging Markets...*, s. 411–452; G. Bekaert, C.R. Harvey, C. Lundblad, *Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets*, “Review of Financial Studies” 2007, vol. 20 (6), s. 1783–1831; R.Y. Goyenko, C.W. Holden, C.A. Trzcinka, *Do Liquidity Measures Measure Liquidity?*, “Journal of Financial Economics” 2009, vol. 92 (2), s. 153–181; J. Lischewski, S. Voronkova, *Size, Value, and Liquidity. Do They Really Matter on an Emerging Stock Market?*, “Emerging Markets Review” 2012, vol. 13 (1), s. 8–25.

23 Y. Amihud, *Illiquidity and stock returns...*, s. 31–56.

24 J. Olbryś, *Zastosowanie wybranych miar płynności aktywów kapitałowych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A.*, „Zarządzanie i Finanse” 2013, vol. 11 (3), cz. 2, s. 65–77.

25 J. Hasbrouck, *Trading costs and returns for US equities: Estimating effective costs from daily data*, Working Paper, Stern School of Business, New York University 2006.

3.6. Inne miary płynności aktywów

Wielu autorów szukało nowych sposobów ukazywania płynności aktywów na rynku kapitałowym. Dlatego w literaturze można spotkać szereg różnych innych miar pokazujących płynność lub niepłynność rynku²⁶. Dokonywano także modyfikacji już istniejących wskaźników, na tej drodze poszukując zmiennej najlepiej opisującej płynność na danym rynku²⁷. Jednak większość tych starań nie przyniosła rezultatów i powracano do już istniejących i najprostszych wskaźników płynności, omawianych już wcześniejszej przez autorkę tej pracy. Teraz z kolei zaprezentowane zostaną inne jeszcze miary uznawane za miary niepłynności aktywów, jednak nie będą one dalej wykorzystane przy przeprowadzaniu badań.

Lesmond, Ogden i Trzcinka w pracy *A New Estimate of Transaction Costs*²⁸ zaproponowali miarę niepłynności aktywów kapitałowych opartą na danych dziennych i wykorzystującą liczbę dni transakcyjnych z zerową stopą zwrotu. Dwie proste miary zaproponowane przez nich obliczamy ze wzorów:

$$\text{ZERO1}_t^i = \frac{zs_t^i}{T} \quad (3.3)$$

$$\text{ZERO2}_t^i = \frac{dwzs_t^i}{T} \quad (3.4)$$

gdzie:

zs_{it} – oznacza liczbę dni z zerową stopą zwrotu dla akcji i w miesiącu t ,

$dwzs_{it}$ – oznacza liczbę dni z dodatnim wolumenem i zerową stopą zwrotu dla akcji i w miesiącu t ,

T – jest liczbą dni transakcyjnych w miesiącu t .

Dzień transakcyjny to każdy dzień otwarcia danej giełdy, zatem liczba T jest wspólna dla wszystkich spółek na danym rynku. Miary ZERO1 i ZERO2 przyjmujące wysokie (niskie) wartości informują o niskiej (wysokiej) płynności danego waloru. Miara ZERO2 uwzględnia wyłącznie sytuacje, gdy dochodzi do transakcji, ale cena nie ulega zmianie.

Można ją uznać zatem za trochę „lepszą” od miary ZERO1, ponieważ jest pozbawiona obciążenia związanego z efektem braku transakcji (non-trading). W przy-

26 Zob. V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk...*, s. 375–410; D.A. Lesmond, *Liquidity of Emerging Markets*, s. 411–452; T. Chordia, A. Subrahmanyam, V.R. Anshuman, *Trading Activity and Expected...*, s. 3–32; A.W. Lo, J. Wang, *Trading Volume: Definitions, Data Analysis...*, s. 257–300.

27 Zob. J. Hasbrouck, *Trading costs and returns for US equities...*; R. Roll, *A Simple Implicit Measure of...*, s. 1127–1139.

28 D.A. Lesmond, J.P. Ogden, C.A. Trzcinka, *A New Estimate of Transaction Costs*, “Review of Financial Studies” 1999, vol. 12 (5), s. 1113–1141.

padku gdy liczba dni z zerowym wolumenem jest równa zero, wartości obu miar są jednakowe. Miary te stosowało wielu autorów, również w kontekście pomiaru płynności na rynkach rozwijających się, o utrudnionym dostępie do danych transakcyjnych²⁹.

Jeszcze inną miarę płynności proponuje Samarakoon³⁰. Prezentowana przez niego miara płynności to wskaźnik płynności względnej (relative liquidity ratio), wyrażony jako stosunek intensywności handlu do zmienności cen

$$\text{RLR}_t^i = \frac{\text{TI}_t^i}{\text{PV}_t^i} \quad (3.5)$$

gdzie:

TI_t^i – oznacza intensywność handlu, którą można przedstawić za pomocą wzoru

$$\text{TI}_t^i = \frac{n\text{T}_t^i}{\text{NT}_t^i} * \frac{v_t^i}{V_t} \quad (3.6)$$

gdzie:

$n\text{T}_t^i$ – to liczba transakcji akcją i w miesiącu t ;

NT_t^i – to liczba transakcji wszystkimi akcjami w miesiącu t ;

v_t^i – to liczba akcji spółki i będących przedmiotem obrotu w miesiącu t ;

V_t – to wolumen obrotu wszystkimi akcjami w miesiącu t .

Natomiast PV_t^i to zmienność ceny danego instrumentu finansowego, wyrażona równaniem

$$\text{PV}_t^i = \frac{\sum (\text{P}_{Ht}^i - \text{P}_{Lt}^i)}{\frac{\text{MV}_{it}}{v_{it}}} \quad (3.7)$$

gdzie:

MV_t^i – to średnia obrotu akcjami 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 .

29 Zob. D.A. Lesmond, *Liquidity of Emerging Markets...*, s. 411–452; G. Bekaert, C.R. Harvey, C. Lundblad, *Liquidity and Expected Returns...*, s. 1783–1831; R.Y. Goyenko, C.W. Holden, C.A. Trzcinka, *Do Liquidity Measures...*, s. 153–181; Y.Y. Chang, R. Faff, C.-Y. Hwang, *Liquidity and Stock Returns in Japan: New Evidence*, "Pacific-Basin Finance Journal" 2010, vol. 18 (1), s. 90–115.

30 L.P. Samarakoon, *A New Measure of Market Liquidity of Shares: The Case of the Colombo Stock Exchange*, Proceedings of Annual Research Sessions of the Faculty of Graduate Studies, 1999, s. 165–182.

Intensywność handlu oddaje wymiar czasowy i jest funkcją liczby transakcji i względnego wolumenu obrotu w danym okresie. Natomiast zmienność cen pokazuje wymiar cenowy i jest funkcją średniej miesięcznej ceny akcji i średniej wielkości obrotu.

Jednak niedostępność danych dla odpowiednio długiego odcinka czasu wyklucza użycie tej miary do badania płynności na rynku polskim.

Innymi miarami płynności, które określają wpływ rozmiaru transakcji na poziom cen, są m.in.:

- indeks Martina³¹;
- wskaźnik braku płynności Marshalla i Rocka³²;
- wskaźnik płynności Hui-Heubela³³.

W literaturze przedmiotu można spotkać także miary płynności/niepłynności, które są obliczane na podstawie regresji stóp zwrotu i wielkości obrotu. Jedną z pierwszych takich miar jest stworzona przez A. Kyle'a³⁴ miara pokazująca wpływ rozmiaru zleceń na cenę rynkową. Miara ta została wyprowadzona z modelu mikrostruktury rynku, dlatego do jej obliczenia potrzebne są dane dotyczące wszystkich zleceń, które napłynęły na rynek w danym czasie. Kolejną miarą płynności/niepłynności obliczaną na podstawie modelu regresji jest miara zaproponowana przez Pastora i Stambaugh³⁵. Pastor i Stambaugh uważali, że płynność może być zmienną wpływającą na kształtowanie się stopy zwrotu z poszczególnych papierów wartościowych. Twierdzili, że akcje spółek, które są bardziej wrażliwe na zmiany płynności, dają znacznie wyższe stopy zwrotu. Badacze ci próbowali odpowiedzieć na pytanie, czy ryzyko płynności odgrywa rolę przy istniejących anomaliach rynkowych³⁶ wpływających na kształtowanie się cen papierów wartościowych na ryn-

31 A. Gabrielsen, M. Marzo, P. Zagagli, *Measuring market liquidity: An introductory survey*, "Quaderni DSE Working Papers" 2011, no. 802, s. 7.

32 Ibidem, s. 13.

33 A. Sarr, T. Lybek, R.A. Lupton, *Measuring Liquidity in Financial Markets*, International Monetary Fund Working, 2002, Paper WP/02/232.

34 A.S. Kyle, *Continuous Auctions and Insider Trading*, "Econometrica" 1985, no. 53, s. 1315-1335.

35 L. Pastor, R.F. Stambaugh, *Liquidity risk and expected...*, s. 642-685.

36 Zob. E.F. Fama, K.R. French, *The Cross-Section of Expected Stock Returns*, "Journal of Finance" 1992, vol. 47 (2), s. 427-465; E.F. Fama, K.R. French, *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, "Journal of Financial Economics" 1993, no. 33, s. 3-56; E.F. Fama, K.R. French, *Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*, "Journal of Finance" 1996, vol. 51 (1), s. 55-84; S. Basu, *The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence*, "Journal of Financial Economics" 1983, vol. 12 (1), s. 129-156; L.K.C. Chan, Y. Hamao, J. Lakonishok, *Fundamentals and Stock Returns in Japan*, "The Journal of Finance" 1991, vol. 46 (5), s. 1739-1764; J. Lakonishok, A. Shleifer, R. Vishny, *Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk*, "The Journal of Finance" 1994, vol. 49 (5), s. 1541-1578; K. Malec, D. Zarzecki, *Anomalie na rynkach kapitałowych*, „Zeszyty Naukowe. Prace Instytutu Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw. Uniwersytet Szczeciński” 2007, vol. 455 (50), t. 1, *Zarządzanie Ryzykiem i Kreowanie Wartości*, s. 347-363; D. Zarzecki, *Użyteczność wskaźnika cena/przychody w wycenie przedsiębiorstw*, [w:] E. Urbańczyk

kach finansowych? Stwierdzili, że model uwzględniający cztery czynniki, tj.: parametr beta akcji, różnicę między stopami zwrotu z portfeli akcji utworzonych ze spółek o małej i dużej kapitalizacji (SML – małe minus duże), różnicę między stopami zwrotu z portfeli akcji utworzonych ze spółek o wysokich i niskich wskaźnikach wartość księgową/wartość rynkowa (HML – wysokie minus niskie), czynnik momentum będący różnicą między stopą zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli akcji osiągających najlepsze i najgorsze wyniki z poprzedniego roku (WLM), może lepiej wyjaśniać kształtowanie się stóp zwrotu z akcji, jeśli uwzględnimy w nim także czynnik określający płynność³⁷. Miara płynności poszczególnych akcji zastosowana przez Pastora i Stambaugh to $\gamma_{i,t}$ skonstruowana w następujący sposób:

$$r_{i,d+1,t}^e = \theta_i + \Phi_i * r_{i,d,t} + \gamma_{i,t} * \text{sign}(r_{i,d,t}^e) * V_{i,d,t} + e_{i,d+1,t} \quad (3.8)$$

gdzie:

$r_{i,d,t}$ – to stopa zwrotu z akcji i , obliczona dla dnia d , w miesiącu t ;
 $r_{i,d,t}^e$ – jest równa różnicy między $r_{i,d,t}$ a $r_{m,d,t}$ (stopa zwrotu z indeksu rynkowego dla dnia d , w miesiącu t);

$V_{i,d,t}$ – 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 pokazuje powrót stopy zwrotu po zawarciu transakcji do stanu wyjściowego. Miara płynności dla całego rynku utworzona jest jako średnia z miar płynności poszczególnych akcji w danym miesiącu.

W modelu Pastora–Stambaugh³⁸ zmiennymi opisującymi proces generowania stóp zwrotu są czynniki zaczerpnięte z modelu Famy–Frencha³⁹, tj. kapitalizacja spółki, ryzyko rynkowe i wskaźnik wartości księgowej do wartości rynkowej, badania te uwzględniają także czynnik momentum z pracy Jegadeesha i Titmana⁴⁰. Jednak Pastor i Stambaugh skupili się głównie na roli płynności akcji w procesie generującym stopy zwrotu.

Opisane w tym rozdziale miary w żadnym stopniu nie wyczerpują katalogu wskaźników istniejących w literaturze oraz stosowanych w badaniach. W tej publikacji przedstawiono tylko najbardziej istotne mierniki aproksymujące poziom płynności.

(red.), *Strategie wzrostu wartości przedsiębiorstwa. Teoria i praktyka*, Wydawnictwo Kreos, Szczecin 2007, s. 181–185.

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

38 L. Pastor, R.F. Stambaugh, *Liquidity risk and expected...*, s. 642–685.

39 E.F. Fama, K.R. French, *Common risk factors in the returns...*, s. 3–56.

40 N. Jegadeesh, S. Titman, *Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency*, "Journal of Finance" 1993, vol. 48 (1), s. 65–89.

Rozdział 4

Teoretyczne aspekty analizy płynności obrotu akcjami – przegląd literatury

Istnieje wiele dowodów na to, że zyski z aktywów mają ścisły związek z płynnością obrotu tych aktywów. Reprezentanci jednej linii poglądów naukowych uważają płynność za cechę, która wpływa na oczekiwane zyski. Inwestowanie w niepłynne akcje jest rekompensowane przez wyższą stopę zwrotu¹. Inne badania podkreślają płynność rynku jako czynnik ryzyka. Akcje o wyższej wrażliwości na zmiany w zaregowanej płynności mają wyższe oczekiwane zyski².

Do tej pory toczy się poważna debata nad określeniem precyzyjnej definicji i roli płynności. Acharya i Pedersen³ w swoich badaniach obserwują efekt płynności zarówno jako cechę (zwrot z inwestycji zależy od poziomu płynności), jak też jako czynnik ryzyka. Korajczyk i Sadka⁴ przy użyciu danych o wysokiej częstotliwości potwierdzają, że zarówno ryzyko płynności, jak i jej poziom mają wpływ na wycenę akcji. Hasbrouck⁵ proponuje nowy sposób szacowania spreadu. Poszuku-

-
- 1 Zob. Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask Spread*, "Journal of Financial Economics" 1986, vol. 17, s. 223–249; M.J. Brennan, A. Subrahmanyam, *Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns*, "Journal of Financial Economics" 1996, no. 41, s. 441–464; T. Chordia, R. Roll, A. Subrahmanyam, *Commonality and Liquidity*, "Journal of Financial Economics" 2000, vol. 56 (1), s. 3–28; V. Datar, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test*, "Journal of Financial Markets" 1998, vol. 1, s. 203–219; M.J. Brennan, T. Chordia, A. Subrahmanyam, *Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns*, "Journal of Financial Economics" 1998, no. 49, s. 345–373.
 - 2 L. Pastor, R.F. Stambaugh, *Liquidity risk and expected stock returns*, "Journal of Political Economy" 2003, vol. 111 (3), s. 642–685.
 - 3 V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk*, "Journal of Financial Economics" 2005, vol. 77 (2), s. 375–410.
 - 4 R. Korajczyk, R. Sadka, *Pricing the Commonality Across Alternative Measures of Liquidity*, "Journal of Financial Economics" 2008, vol. 87 (1), s. 45–72.
 - 5 J. Hasbrouck, *Trading costs and returns for US equities: Estimating effective costs from daily data*, Working Paper, Stern School of Business, New York University 2006.

jąc nowego sposobu szacowania spreadów, Hasbrouck⁶ potwierdził wpływ płynności na cenę akcji, nie potwierdził natomiast wpływu ryzyka braku płynności na oczekiwaną przez inwestorów stopę zwrotu.

W dalszej części tego rozdziału przedstawionych zostanie kilka przykładowych badań przeprowadzonych na rynkach wysoko rozwiniętych.

4.1. Amihud i Mendelson – *Liquidity and Stock Returns*⁷

Amihud i Mendelson jako pierwsi badali wpływ płynności instrumentów finansowych na cenę oraz na oczekiwaną stopę zwrotu. Badanie przeprowadzone było na akcjach notowanych na giełdzie nowojorskiej (NYSE). Główne pytanie, na jakie chciano w nich odpowiedzieć, dotyczyło tego, czy płynność akcji wywiera mierzalny wpływ na oczekiwaną stopę zwrotu, a dokładniej, czy stopa zwrotu z akcji zwiększa się wraz z rosnącym spreadem akcji i czy krańcowy przyrost stopy zwrotu z tego tytułu zmniejsza się wraz ze wzrostem spreadu (mierzonym w punktach bazowych).

Asymetria informacji, horyzont czasowy inwestycji czy koszty transakcyjne powodują, że w warunkach równowagi oczekiwana stopa zwrotu z akcji ulegać będzie wzrostowi wraz ze wzrostem spreadu. Według Amihuda i Mendelona⁸, jeśli wszyscy inwestorzy mieliby jednakowy horyzont inwestycyjny, to wówczas należałoby oczekiwać, że akcje np. o spreadzie w wysokości 2% winny przynosić oczekiwaną stopę zwrotu o 1,5% wyższą niżeli akcje o spreadzie 0,5%. Sytuacja ta komplikuje się jednak, jeśli uwzględni się fakt, że różni inwestorzy mają różny horyzont czasowy dla swoich inwestycji. Tymczasem koszt płynności ponoszony jest tylko jeden raz w czasie trwania inwestycji, premia za nabycie akcji płacona jest przy kupnie, zaś koncesja przy sprzedaży płacona jest podczas zbycia akcji. Dlatego też wydłużenie horyzontu inwestycyjnego powoduje obniżenie amortyzacji kosztu płynności w odniesieniu do jednostki czasu. Podobne rozważania dotyczą prawdopodobieństwa wymuszonej sprzedaży akcji przed upływem założonego okresu inwestycji. Im mniejsze jest to prawdopodobieństwo, tym mniejsze są wymagania odnośnie do kompensacji w stopie zwrotu za koszty płynności. Z tego powodu im dłuższy założony okres inwestycji i im mniejsze prawdopodobieństwo, że akcja zostanie sprzedana przed końcem okresu, tym w wymaganej stopie zwrotu niższa powinna być rekompensata za brak płynności. Według Amihuda i Mendelona wyma-

6 Ibidem.

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

8 Ibidem.

gana stopa zwrotu z akcji (brutto, a więc po uwzględnieniu kosztów płynności) powinna wzrastać wraz ze spadkiem płynności, jednak krańcowy przyrost winien zmniejszać się wraz z wydłużaniem horyzontu inwestycyjnego oraz zmniejszaniem prawdopodobieństwa przedterminowego zakończenia inwestycji. W rezultacie inwestorzy o różnych horyzontach czasowych inwestycji wymagać mogą różnej stopy zwrotu na jednostkę czasu od tych samych akcji. Inwestorzy o krótkim okresie inwestycji będą skłonni zapłacić mniej za akcje o niskiej płynności aniżeli inwestorzy o długim horyzoncie, gdyż ci drudzy będą mogli dokonać „amortyzacji” kosztów płynności w dłuższym okresie. W rezultacie w warunkach równowagi rynkowej inwestorzy o krótkim horyzoncie będą preferować akcje charakteryzujące się wysoką płynnością, zaś ci o długim horyzoncie – akcje z niską płynnością⁹. Np. jeśli zgodnie z oczekiwaniami dwie akcje generować będą dla akcjonariuszy taki sam strumień pieniężny przy jednakowym ryzyku, jednak będą charakteryzować się różnym spreadem, wówczas inwestorzy powinni więcej zapłacić za akcję charakteryzującą się niższym spreadem, w rezultacie czego stopa zwrotu z tej akcji będzie relatywnie niższa. Natomiast im spread wyższy, tym wyższa jest stopa zwrotu. Aby dokładniej przeanalizować wpływ spreadu na stopę zwrotu, rozważmy hipotetycznie, jaki efekt wywrze na zmianę wymaganej stopy zwrotu wzrost spreadu o 0,1 punktu procentowego. Ponieważ akcje o niskim spreadzie w warunkach równowagi są utrzymywane przez inwestorów w krótkim horyzoncie inwestycyjnym oraz prawdopodobieństwo przedterminowej likwidacji tych inwestycji jest relatywnie wysokie, dodatkowa stopa zwrotu wymagana od tych akcji za dodatkowy przyrost spreadu będzie wyższa od stopy zwrotu za dodatkowy przyrost spreadu w odniesieniu do akcji o wysokim spreadzie w warunkach równowagi utrzymywanych przez inwestorów o długim okresie inwestowania (przy niższym prawdopodobieństwie przedterminowej likwidacji). W rezultacie krańcowy przyrost wymaganej stopy zwrotu za wzrost spreadu o 0,1 punktu procentowego będzie zmniejszał się wraz ze wzrostem spreadu, chociaż ciągle stopa zwrotu powinna wzrastać wraz ze wzrostem spreadu.

W wyniku tego formuła na wymaganą stopę zwrotu z akcji, uwzględniająca ryzyko systematyczne danego instrumentu finansowego oraz koszty płynności, według Amihuda i Mendelсона przedstawia się następująco:

$$R = r + f(s) \quad (4.1)$$

gdzie:

R – stopa zwrotu (obserwowana) z akcji o spreadzie s (mierzonym w punktach procentowych);

r – wymagana stopa zwrotu zależna od ryzyka systematycznego;

f(s) – rosnąca funkcja s, wklęsła.

9 Zob. M. Huang, *Liquidity shocks and equilibrium liquidity premia*, “Journal of Economic Theory” 2003, no. 109, s. 104–129; M. Koren, A. Szeidl, *Pricing Illiquid Assets*, Royal Economic Society Annual Conference 2002, paper no. 115, Royal Economic Society 2001.

Z formuły tej wynika, że wpływ spreadu, wyrażonego w punktach procentowych czy też bazowych, na stopę zwrotu z akcji powoduje wzrost tej stopy, jednak efekt ten ulega osłabieniu wraz ze wzrostem spreadu.

Zgodnie ze wzorem (4.1) badaniu podlegała zależność pomiędzy miesięcznymi stopami zwrotu z akcji, ich ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta oraz logarytmem średniej wartości spreadu w miesiącu mierzonego w punktach bazowych w relacji do ceny akcji.

Do celów badania w każdym roku spółki należące do próby zostały podzielone na portfele po równej liczbie akcji w każdym, w zależności od średniej wartości średniego spreadu w roku. Dla każdego roku z badanego okresu skonstruowano portfele na podstawie kryterium średniej wartości spreadu w roku (do pierwszego z portfeli należały akcje o spreadzie najwyższym, do ostatniego zaś – o najniższym).

Uzyskane rezultaty badania polegającego na sprawdzeniu zależności pomiędzy miesięcznymi stopami zwrotu z akcji, ich ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta oraz logarytmem średniej wartości spreadu, wskazują, że nadwyżkowe stopy zwrotu z akcji zależą w istotnym stopniu od spreadu mierzonego w punktach bazowych, przy czym wzrost stopy zwrotu z tego tytułu maleje wraz ze wzrostem poziomemu spreadu. Jest to zgodne z teoretycznymi przewidywaniami. Udało się także wykazać istotny związek pomiędzy wartością spreadu w roku T a stopą zwrotu w roku $T + 1$.

Prace Amihuda i Mendelso¹⁰ stały się podstawą dla innych naukowców do zainteresowania się problemem wpływu płynności obrotu danego instrumentu finansowego na jego stopę zwrotu. W części empirycznej tego opracowania zostanie przedstawione badanie, wzorowane na badaniu zaprezentowanym przez Amihuda i Mendelso¹¹, dotyczące wpływu płynności mierzonej spreadem na oczekiwaną stopę zwrotu z akcji. Badanie to zostanie przeprowadzone na danych pochodzących z Warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych.

10 Zob. Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask...*, s. 223–249; Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

11 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

4.2. Chan, Faff – *Asset pricing and the illiquidity premium*¹²

Kolejnymi badaczami, których zainteresował problem płynności i jej wpływ na oczekiwaną stopę zwrotu, byli Chan i Faff. Wykorzystując w swoich badaniach trzyczynnikowy model zaprezentowany przez Fama i Frencha¹³, sprawdzili wpływ płynności na oczekiwaną przez inwestorów stopę zwrotu z akcji. Badanie zostało przeprowadzone dla akcji notowanych na giełdzie australijskiej. Natomiast zmienną reprezentującą płynność był wskaźnik obrotu (turnover ratio).

Podobnie jak w badaniu przeprowadzonym przez Amihuda i Mendelсона, analiza wpływu płynności na stopę zwrotu z akcji została dokonana w podziale na portfele akcji bazujące na płynności. Dodatkowo w badaniu przeprowadzonym przez Chana i Faffa uwzględniono zmienne, które miały dokładniej opisywać analizowane spółki, były to między innymi wielkość spółki oraz wskaźnik book-to-market.

Tworząc różne podziały portfeli akcji, badacze ci pokazali wpływ różnych czynników na stopę zwrotu. Takie podejście jest zgodne z założeniami braku arbitrażu na giełdach – zyski z ryzykownych inwestycji powinny być możliwe do powtórzenia poprzez inwestowanie w aktywa, które mają te same oczekiwania co do przyszłych przepływów pieniężnych. Portfele utworzone przez Chana i Faffa to takie, w których inwestor rozkłada ryzyko poprzez zajmowanie długich i krótkich pozycji w innych aktywach.

Portfele akcji, w tym badaniu bazujące na wielkości firmy (SMB) i wskaźniku book-to-market (HML)¹⁴, powstały dokładnie w taki sam sposób, jak prezentowali to w swoich pracach Fama i French.

Następnie portfele bazujące na płynności poddano drobnej modyfikacji: od portfeli akcji z najwyższą płynnością odjęto portfele z niewielką płynnością. Taka zamiana oznacza, że stopa zwrotu z portfela w długiej pozycji o bardzo niskiej płynności akcji i krótkiej pozycji o bardzo wysokiej płynności akcji w nim zawartych będzie uśredniona.

Analiza empiryczna zaprezentowana w pracy Chana i Faffa ujawnia kilka ciekawych wniosków dotyczących wpływu płynności na cenę akcji. Oszacowany współczynnik reprezentujący płynność jest istotny statystycznie, co oznacza, że wskaźnik obrotu (turnover ratio) ma wpływ na stopę zwrotu z akcji. Głównym efektem tego badania jest to, że znaleziono powiązanie modelu Famy i Frencha ze współczynnikiem płynności, co pozwoli dalej rozwijać badania nad płynnością obrotu akcjami. Chan i Faff zidentyfikowali premię za ryzyko w wysokości

12 H. Chan, R. Faff, *Asset Pricing and Illiquidity Premium*, "The Financial Review" 2005, vol. 40, s. 429–458.

13 E.F. Fama, K.R. French, *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, "Journal of Financial Economics" 1993, no. 33, s. 3–56.

14 Oznaczenia SMB i HML zostały szczegółowo omówione w podrozdziale 3.6.

ponad 20%, biorąc pod uwagę średnioroczne tempo obrotów badanymi akcjami. Ich odkrycia stanowią silne dowody na to, że płynność obrotu odgrywa znaczącą rolę w kształtowaniu się stopy zwrotu z akcji na australijskim rynku kapitałowym.

4.3. Acharya, Pedersen – *Asset pricing with liquidity risk*¹⁵

Acharya i Pedersen sprawdzali wpływ płynności akcji na stopę zwrotu na podstawie modelu CAPM. Twierdzą oni, że tradycyjny model CAPM, dla którego spełnione są jego podstawowe założenia, przekształca się w model CAPM, uwzględniający zaburzenia występujące w gospodarce w przypadku braku płynności na rynku. W swoim badaniu pokazują, że oczekiwany zysk z zainwestowanego kapitału zależy od oczekiwanej płynności – kowariancja między zyskami z danej inwestycji i płynnością rynku, kowariancja pomiędzy płynnością danej inwestycji i płynnością rynku oraz kowariancja między płynnością danej inwestycji i stopą zwrotu z portfela rynkowego. Dlatego według Acharya i Pedersena istnieją trzy beta określające płynność ($\beta_{L1,t}$, $\beta_{L2,t}$, $\beta_{L3,t}$), które uzupełniają beta rynkową. Jako miarę płynności wykorzystany został w tym badaniu współczynnik braku płynności (ILLIQ)¹⁶, natomiast badanie przeprowadzono na akcjach notowanych na giełdach wysoko rozwiniętych (NYSE).

Najpierw dla każdej akcji oraz dla portfela rynkowego obliczany był współczynnik braku płynności (ILLIQ). Następnie, jak w poprzednio prezentowanych badaniach, akcje wchodzące w skład próby podzielono na portfele ze względu na płynność, wielkość firmy oraz wskaźnik book-to-market. Uzyskano w ten sposób 25 portfeli dla każdej zmiennej i dopiero na ich podstawie oszacowano współczynniki modelu. Dla wszystkich portfeli zostały obliczone współczynniki beta reprezentujące płynność. Następnie wykorzystano wcześniejsze obliczenia do przeprowadzenia regresji przekrojowej.

Z zaprezentowanego przez Acharya i Pedersena badania wynika, że relatywnie niepłynne akcje miały niestabilną stopę zwrotu, niskie obroty, niską wartość rynkową kapitału i co najważniejsze wysokie ryzyko płynności. Oznacza to, że gdy rynek staje się mało płynny, te akcje stają się jeszcze mniej płynne, ich wrażliwość na zmianę płynności rynkowej jest bardzo wysoka. Poprzez szereg testów przekrojowych autorzy odkryli silne zależności poziomu płynności i ryzyka płynności z oczekiwaną stopą zwrotu z akcji oraz jej wyceną. Stosując do badań regresję przekrojową, Acharya i Pedersen znaleźli silne dowody na istnienie związku pomiędzy

15 V.V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity...*, s. 375–410.

16 Sposób szacowania tej miary został omówiony dokładnie w podrozdziale 3.5.

oczekiwaną stopę zwrotu z akcji a płynnością mierzoną za pomocą współczynnika braku płynności (ILLIQ).

W części empirycznej pracy zostanie przedstawione badanie, wzorowane na badaniu zaprezentowanym przez Acharya i Pedersena¹⁷, dotyczące wpływu płynności mierzonej współczynnikiem braku płynności (ILLIQ) na oczekiwaną stopę zwrotu z akcji. Badanie to będzie przeprowadzone na danych pochodzących z Warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych.

4.4. Datar, Naik, Radcliffe – *Liquidity and stock returns: An alternative test*¹⁸

Datar, Naik i Radcliffe zbadali stopę zwrotu z aktywów i płynność za pomocą wskaźnika obrotu jako miary płynności. Wykorzystali oni zmodyfikowany model Fama i MacBetha¹⁹, który jest szeroko stosowany na całym świecie w badaniach nad stopami zwrotu z rynku akcji. Wyjątkowo badacze ci zamiast bazować na portfelach akcji przeprowadzili analizę samych akcji i ich płynności. Stanowi to pewien problem przy wyznaczaniu współczynnika beta dla danej akcji, dlatego zdecydowali się na dość niekonwencjonalne rozwiązanie. Stosując założenia opisane przez Amihuda i Mendelsona, stworzyli portfele akcji. Dla każdego portfela obliczyli współczynnik beta i ten współczynnik przypisali do każdej akcji znajdującej się w tym portfelu. Taki sposób obliczania współczynnika beta był krytykowany przez wielu badaczy²⁰. Krytyka tworzenia portfeli dotyczy tego, 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 liczba papierów wartościowych notowanych na poszczególnych rynkach wschodzących potrzebnych do stworzenia dużych i licznych portfeli. Dodatkowo oprócz współczynnika beta do analizy badacze ci włączyli także wskaźniki book-to-market i wielkość firmy. Badanie zostało przeprowadzone dla danych pochodzących z giełdy nowojorskiej (NYSE).

Z badań tych wynika, że płynność odgrywa rolę w wyjaśnianiu stopy zwrotu z akcji nawet po uwzględnieniu wielkości firmy, wskaźników beta i book-to-market. Badanie pokazało istnienie negatywnego związku pomiędzy płynnością

17 V.V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity...*, s. 375–410.

18 V. Datar, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 203–219.

19 E.F. Fama, J.D. MacBeth, *Risk, return, and equilibrium: Empirical tests*, "Journal of Political Economy" 1973, no. 81, s. 607–636.

20 Zob. A. Ang, J. Liu, K. Schwarz, *Using Individual Stocks or Portfolios in Tests of Factor Models*, AFA 2009 San Francisco Meetings Paper; J.B. Berk, *Sorting Out Sorts*, "The Journal of Finance" 2000, vol. 55 (1), s. 407–427.

mierzoną przez wskaźnik obrotu a oczekiwaną stopą zwrotu z danych akcji. Jest to zgodne z teorią, że mniej płynne instrumenty finansowe powinny przynosić wyższą stopę zwrotu, co ma być rekompensatą braku płynności. Natomiast instrumenty finansowe o wysokiej płynności będą generowały niższe stopy zwrotu. Ponadto okazało się, że efekt ten jest obecny w ciągu całego roku, nie ogranicza się tylko do stycznia, jak twierdzili Eleswarapu i Reinganum²¹.

Chui i Wei²², rozwijając badania Datara, Naika i Radcliffa, testowali hipotezy dotyczące wpływu płynności na akcjach notowanych na NYSE i NASDAQ. Stosując podobną metodologię, stwierdzili, że wskaźniki obrotu i book-to-market były istotne w wyjaśnianiu kształtowania się stóp zwrotu z akcji. Jednak w przeciwieństwie do wyników osiągniętych przez Datara, Naika i Radcliffa okazało się, że efekt płynności ma znaczenie we wszystkich miesiącach oprócz stycznia.

W części empirycznej tego opracowania zostanie przedstawione badanie, wzorowane na badaniu zaprezentowanym przez Datara, Naika i Radcliffa²³, a dotyczące wpływu płynności mierzonej wskaźnikiem obrotu na oczekiwaną stopę zwrotu z akcji. Badanie to będzie przeprowadzone na danych pochodzących z Warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych.

4.5. Przegląd badań koncentrujących się głównie na czynnikach związanych z płynnością i jej wpływem na rynki giełdowe

Amihud i Mendelson²⁴ w swoich badaniach z 1986 r. zapoczątkowali dyskusję nad wpływem płynności obrotu na oczekiwaną stopę zwrotu z instrumentów finansowych. Badania te kontynuowało wielu naukowców na całym świecie. W dalszej części tego podrozdziału zostaną przytoczone inne badania niż wcześniej wymienione, w których autorzy koncentrują się na zagadnieniu płynności i jej wpływie na oczekiwaną stopę zwrotu.

Eleswarapu i Reinganum²⁵, za pomocą miesięcznych danych dotyczących spreadu, zbadali wpływ sezonowości spreadu na stopę zwrotu z akcji. Testowali hipotezy dotyczące wpływu płynności na akcje notowane na NYSE i NASDAQ. Stwo-

21 V. Eleswarapu, M. Reinganum, *The seasonal behavior of liquidity premium in asset pricing*, "Journal of Financial Economics" 1993, no. 34, s. 373–386.

22 A.C.W. Chui, K.C.J. Wei, *Book-to-market, firm size, and the turn-of-the-year effect: Evidence from Pacific-Basin emerging markets*, "Pacific Basin Finance Journal" 1998, no. 6, s. 275–293.

23 V. Datar, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 203–219.

24 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

25 V. Eleswarapu, M. Reinganum, *The seasonal behavior of...*, s. 373–386.

rzyli portfele w oparciu o kryteria zaprezentowane przez Amihuda i Mendelсона²⁶. Zmodyfikowali jednak swoje portfele, wyłączając z próby małe firmy. Wyniki, jakie uzyskali, pokazują, że związek między spreadem i stopą zwrotu z akcji jest ograniczony tylko do miesiąca stycznia.

Brennan i Subramanyam²⁷ w swoim badaniu podzielili koszty transakcji na koszty zmienne i koszty stałe. Koszty zmienne zależą od wielkości transakcji i horyzontu czasowego inwestycji. Stały składnik jest zależny tylko od horyzontu czasowego inwestycji. Badacze ci przeprowadzili swoje badania wykorzystując trzyczynnikowy model zaprezentowany przez Famę i Frencha²⁸. Testowali hipotezy dotyczące wpływu płynności na akcje notowane na NYSE. Okazało się, że element określający zmienny koszt transakcji był statystycznie istotny, podczas gdy stały składnik kosztów transakcyjnych był statystycznie nieistotny, co nie jest zgodne z ustaleniami Amihuda i Mendelсона²⁹. Brennan i Subramanyam sugerują, że uzyskane przez nich wyniki mogą być spowodowane albo złym podziałem kosztów transakcyjnych na koszty stałe i zmienne, albo tym, że model Famy i Frencha niewłaściwie uwzględnia ryzyko.

Wielu badaczy³⁰ analizuje związek między płynnością i stopą zwrotu z aktywów używając innego niż spread miernika płynności. Głównie ze względu na trudność uzyskania miesięcznych wartości spreadu dla długich okresów czasu.

Brennan, Chordia i Subrahmanyam³¹ skorzystali w swoich badaniach również z modelu Famy i Frencha, biorąc pod uwagę czynniki wielkości firmy i book-to-market. Ich miarą cechującą płynność jest wolumen obrotu wyrażony w dolarach. Okazało się, że wolumen obrotu jest istotny statystycznie na NYSE, ale nie na giełdzie NASDAQ.

Badania dotyczące płynności zaczęto także prowadzić na innych niż amerykański rynkach. Rouwenhorst³² w swoich badaniach dotyczących wpływu płynności na stopę zwrotu z akcji wykorzystał akcje notowane na wschodzących rynkach, których dane pozyskał z bazy Emerging Markets Database of the International Finance Corporation³³.

26 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

27 M.J. Brennan, A. Subrahmanyam, *Market microstructure and asset pricing...*, s. 441–464.

28 E.F. Fama, K.R. French, *Common risk factors in the returns...*, s. 3–56.

29 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

30 W tym: M.J. Brennan, T. Chordia, A. Subrahmanyam, *Alternative factor specifications, security characteristics, and ...*, s. 345–373; V. Dater, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 203–219; A.C.W. Chui, K.C.J. Wei, *Book-to-market, firm size, and the turn-of-the-year effect...*, s. 275–293; G. Rouwenhorst, *Local return factors and turnover in emerging stock markets*, "The Journal of Finance" 1999, vol. 54 (4), s. 1439–1464; T. Chordia, A. Subrahmanyam, V.R. Anshuman, *Trading activity and expected stock returns*, "Journal of Financial Economics" 2001, vol. 59 (1), s. 3–32.

31 M.J. Brennan, T. Chordia, A. Subrahmanyam, *Alternative factor specifications, security characteristics, and ...*, s. 345–373.

32 G. Rouwenhorst, *Local return factors and turnover...*, s. 1439–1464.

33 http://www1.ifc.org/wps/wcm/connect/corp_ext_content/ifc_external_corporate_site/home [dostęp 05.01.2014].

Obecnie w literaturze można znaleźć wiele prac na temat płynności obrotu i jej wpływu na oczekiwaną stopę zwrotu z danej inwestycji. Badania są przeprowadzane nie tylko dla rynków wysoko rozwiniętych, ale także dla rynków będących we wczesnej fazie rozwoju, jak np. giełdy krajów afrykańskich³⁴, oraz dla innych rynków europejskich, takich jak rynek duński³⁵ czy szwedzki³⁶. Większość badań wykonywanych na rynkach wschodzących jest wzorowana na badaniach przeprowadzonych dla rynków wysoko rozwiniętych, głównie na badaniach zaprezentowanych przez Amihuda i Mendelso³⁷, Datar, Naika i Radcliffe³⁸, Acharya i Pedersena³⁹, czy Brennana, Chordie i Subrahmanyama⁴⁰.

Mansouri, Tehrani, Ansari⁴¹ swoje badania przeprowadzili dla rynku giełdowego w Teheranie. Podzielili oni akcje wchodzące w skład próby na portfele na podstawie strategii momentum. Jako miarę reprezentującą płynność przyjęli wskaźnik obrotu, obliczony jako stosunek całkowitej liczby akcji będących przedmiotem handlu do liczby wyemitowanych akcji. Dodatkowo badanie zostało rozszerzone o zmienną określającą wielkość spółki mierzoną kapitalizacją. Wyniki, jakie uzyskali, pokazują, że strategia momentum nie przynosi pozytywnych stóp zwrotu – również po uwzględnieniu czynnika płynności.

Loukil, Bechir, Zayani, Omri⁴² badali wpływ płynności na oczekiwaną stopę zwrotu na giełdzie w Tunisie. W badaniu jako miarę płynności użyto współczynnik braku płynności (ILLIQ)⁴³. Dodatkowo badanie zostało rozszerzone o takie czynniki jak wielkość spółki i book-to-market. Przeprowadzone badania potwierdzały, że inwestorzy oczekują wyższych stóp zwrotu z akcji o niskiej płynności oraz akcji małych spółek, co jest zgodne z teorią zaprezentowaną przez Amihuda

34 Zob. B. Hearn, J. Piesse, *An Augmented Capital Asset Pricing Model: Liquidity and Stock Size in African Emerging Financial Markets*, "African Finance Journal" 2009, special iss. no. 1 (January), s. 45–73; N. Loukil, M.B. Bechir Zayani, A. Omri, *Impact of liquidity on stock returns: An empirical investigation of the Tunisian stock market*, "Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies. Taylor & Francis Journals" 2010, vol. 3 (2), s. 261–283.

35 R. Dalgaard, *Liquidity and stock returns: Evidence from Denmark*, the MSc Programme in Economics and Business Administration (Applied Economics and Finance), Copenhagen Business School, 2009, Master Thesis.

36 P. Lindqvist, R. Du Rietz, *Illiquidity pricing and the drivers of market liquidity. Evidence from the Swedish stock market*, Bachelor Thesis in Finance, Stockholm School of Economics, 2010.

37 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

38 V. Datar, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 203–219.

39 V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity...*, s. 375–410.

40 M.J. Brennan, T. Chordia, A. Subrahmanyam, *Alternative factor specifications, security characteristics, and ...*, s. 345–373.

41 R. Tehrani, H. Ansari, *Momentum Returns in Tehran Stock Exchange: The Influences of Size and Liquidity*, "International Business Research" 2012, vol. 5 (11), s. 43–53.

42 N. Loukil, M. Bechir Zayani, A. Omri, *Impact of liquidity on stock returns...*, s. 261–283.

43 Y. Amihud, *Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects*, "Journal of Financial Markets" 2002, no. 5, s. 31–56.

i Mendelso⁴⁴. Dodatkowo w badaniu nie stwierdzono efektu sezonowości, czyli wpływ płynności na oczekiwaną stopę zwrotu nie ogranicza się tylko do wybranych miesięcy, ale trwa cały rok.

Machado, Medeiros⁴⁵ badali wpływ płynności na oczekiwaną stopę zwrotu na rynku brazylijskim. Stosowali oni pięć miar płynności:

1. Indeks obrotu – zdefiniowany jako liczba akcji, które są przedmiotem handlu w danym okresie, podzielona przez całkowitą liczbę akcji wyemitowanych,
2. Wartość obrotu – obliczana jako iloczyn kursu oraz liczby sprzedanych i kupionych instrumentów,
3. Liczba transakcji – składają się na nią transakcje przeprowadzone poszczególnymi akcjami w danym miesiącu,
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 wszystkich notowanych akcji,
5. Wystandardyzowany indeks obrotu – jest to indeks obrotu z pkt 1 skorygowany o liczbę dni bez obrotu, które miały miejsce w ciągu ostatnich 12 miesięcy.

Do badania użyli zarówno klasycznego modelu CAPM, jak i modelu Famy-Frencha. Jednak żaden z zastosowanych w badaniu modeli nie wyjaśnił w tym przypadku efektu płynności.

Samarakoon⁴⁶ przeprowadził swoje badania na danych pochodzących z giełdy w Colombo na Sri Lance. Skonstruował on nową miarę płynności, uwzględniającą efekt czasu oraz efekt cenowy. Efekt czasu określony jest jako iloczyn liczby transakcji daną akcją w okresie t w stosunku do liczby transakcji wszystkimi akcjami w okresie t oraz liczby akcji spółki, które były przedmiotem obrotu w okresie t w stosunku do liczby wszystkich akcji będących przedmiotem obrotu w okresie t . Efekt cenowy natomiast określony jest jako iloraz średniej różnicy między najwyższą a najniższą ceną w danym okresie a wartości obrotu akcjami spółki w okresie t podzielonych przez liczbę akcji spółki, które były przedmiotem obrotu w okresie t . Szczegółowo miara ta została opisana w podrozdziale 3.6.

Badania płynności polskiej giełdy prowadzili m.in. A. Kucharski⁴⁷ oraz M. Wawruszczak⁴⁸, którzy w swoich analizach wykorzystywali miarę zaproponowaną przez

44 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

45 M.A.V. Machado, O.R. Medeiros, *Does the Liquidity Effect Exist in the Brazilian Stock Market*, „Brazilian Business Review” 2012, vol. 9 (4), s. 27–50.

46 L.P. Samarakoon, *A New Measure of Market Liquidity of Shares: The Case of the Colombo Stock Exchange*, Proceedings of Annual Research Sessions of the Faculty of Graduate Studies, 1999, s. 165–182.

47 A. Kucharski, *Stabilność oszacowania szerokości rynku na polskiej giełdzie*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia” 2010, nr 28, s. 457–468.

48 M. Wawruszczak, *O płynności finansowej Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia” 2007, nr 6, cz. II: *Rynek kapitałowy: skuteczne inwestowanie*, s. 487–494.

Pastora i Stambaugh⁴⁹. Badania Kucharskiego dowiodły, że oszacowanie parametru γ jest stabilne na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

D. Kopańska-Bródka, E. Michalska oraz R. Dudzińska-Baryła⁵⁰ w swoich badaniach wykorzystywały indeks siły Shapley'a–Schubika i indeks siły Banzhafa do pomiaru względnej płynności instrumentu finansowego. Inną miarą stworzoną na potrzeby polskiego rynku kapitałowego przez P. Garsztkę, P. Matuszewskiego i K. Wielocha⁵¹, jest miara oparta na prawdopodobieństwie wykonywania transakcji nie większej niż I^* sztuk po cenie odbiegającej od bieżącej ceny nie mniej niż P^* w czasie nie dłuższym niż T^* . Uzyskane wyniki sugerują, że poziom ryzyka płynności jest uzależniony od kapitalizacji rynkowej przedsiębiorstwa. Natomiast M. Kołodziejczyk, J. Lasota i P. Piechota⁵² w swoich badaniach jako miarę płynności dla polskiego rynku kapitałowego przyjęli miarę rozwoju Z. Hellwiga⁵³, z uwzględnieniem siedmiu wskaźników płynności. Przeprowadzone badanie dowiodło, że w przypadku większości spółek, które zadebiutowały na GPW w 2012 r., płynność obrotu była znikoma.

Badania prowadzone na rynkach kapitałowych krajów rozwijających się czasem mogą być niepełne ze względu na trudności w zdobywaniu danych lub stosunkowo krótkie okresy istnienia danego rynku. Problem z pozyskiwaniem danych na rynkach rozwijających się spowodował, że badania nad płynnością wykonywane były przy użyciu dłuższych interwałów czasowych. Większość badań nad płynnością akcji na rynkach wysoko rozwiniętych przeprowadzana była na danych miesięcznych⁵⁴ lub danych intraday⁵⁵. Ze względu na trudności w pozyskiwaniu tych danych, badania na niektórych rynkach rozwijających się przeprowadzane

49 L. Pastor, R.F. Stambaugh, *Liquidity risk and...*, s. 642–685.

50 D. Kopańska-Bródka, E. Michalska, R. Dudzińska-Baryła, *Miara relatywnej atrakcyjności rynkowej instrumentu finansowego*, „Zeszyty Naukowe Politechniki Śląskiej. Organizacja i Zarządzanie” 2014, nr 68, s. 189–198.

51 P. Garsztka, P. Matuszewski, K. Wieloch, *Analiza płynności papierów wartościowych notowanych w systemie WARSET*, „Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica” 2003, z. 167, s. 239–254.

52 M. Kołodziejczyk, J. Lasota, P. Piechota, *Dyskonto z tytułu braku płynności w wycenie spółek notowanych na GPW*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia” 2013, nr 60, s. 59–68.

53 Z. Hellwig, *Zastosowanie metody taksonomicznej do typologicznego podziału krajów ze względu na poziom rozwoju oraz zasoby i strukturę wykwalifikowanych kadr*, „Przegląd Statystyczny” 1968, nr 15 (4).

54 Zob. Y. Amihud, *Illiquidity and stock returns...*, s. 31–56; V.V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity...*, s. 375–410; Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

55 Zob. D.A. Lesmond, J.P. Ogden, C.A. Trzcinka, *A New Estimate of Transaction Costs*, „Review of Financial Studies” 1999, vol. 12 (5), s. 1113–1141; L.P. Samarakoon, *A New Measure of Market Liquidity of Shares...*, s. 165–182; T. Chordia, A. Subrahmanyam, V.R. Anshuman, *Trading Activity and...*, s. 3–32.

były przy użyciu danych rocznych czy kwartalnych⁵⁶. Badania przeprowadzane na rynkach wschodzących częściowo jednak potwierdzają wyniki, jakie uzyskano dla rynków wysoko rozwiniętych.

Problem ten, badany dotychczas przede wszystkim na rynkach kapitałowych państw wysoko rozwiniętych, nie doczekał się należytej analizy przy uwzględnieniu danych pochodzących z polskiego rynku kapitałowego. Dlatego w dalszej części tej książki zostaną zaprezentowane wyniki, jakie udało się uzyskać wykorzystując dane pochodzące z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie.

Jak łatwo można zaobserwować, bardzo mało jest badań nad płynnością obrotu pochodzących z rynków krajów rozwijających się. Głównie badania nad płynnością na tych rynkach prowadzone są w kontekście sprawdzenia, jak wybrane czynniki będą na tę płynność oddziaływały oraz jak płynność obrotu będzie się pod ich wpływem zmieniała⁵⁷. Wiele prac dotyczących rynku polskiego skupia się raczej na wykorzystaniu klasycznego modelu Famy–Frencha⁵⁸ niż na zastosowaniu jego modyfikacji do wyjaśnienia niektórych zjawisk zachodzących na polskim rynku kapitałowym. Mościbrodzka w artykule z 2014 r.⁵⁹ słusznie zauważa, że literatury badającej model Famy–Frencha na rynku polskim jest niewiele. Problem płynności akcji, podniesiony w literaturze światowej przez Pastora i Stambaugh⁶⁰ oraz innych (np. Acharya i Pedersen⁶¹, Chan i Faff⁶², Naes, Skjeltorp i Ødegaard⁶³), a dla rynku polskiego np. w pracach Gajdki, Gniadkowskiej i Schabka⁶⁴ czy A. Kuchar-

56 Zob. R. Dalgaard, *Liquidity and stock returns...*; B. Hearn, J. Piesse, *An Augmented Capital Asset Pricing Model...*; N. Loukil, M.B. Bechir Zayani, A. Omri, *Impact of liquidity on stock returns...*, s. 261–283.

57 Zob. J. Brzeszczyński, J. Gajdka, A. Kutana, *Investor response to public news, sentiment and institutional trading in emerging markets: A review*, "International Review of Economics & Finance" 2015, no. 40, s. 338–352; B. Będowska-Sójka, *Intraday stealth trading. Evidence from the Warsaw Stock Exchange*, "Poznań University of Economics Review" 2014, vol. 14 (1), s. 5–19.

58 Zob. A. Czapkiewicz, I. Skalna, *Użyteczność stosowania modelu Famy i Frencha w okresach hossy i bessy na rynku akcji GPW w Warszawie*, „Bank i Kredyt” 2011, z. 3, s. 61–80; J. Welc, *Company-Size Effect on the Polish Stock Market*, "Global Review of Accounting and Finance" 2012, vol. 3 (1), s. 53–66; J. Olbryś, *Arch effects in multifactor market-timing models of Polish mutual funds*, "Folia Oeconomica Stetinensia" 2011, vol. 10 (2), s. 60–80; S. Urbański, *Multifactor explanations of returns on the Warsaw Stock Exchange in light of the ICAPM*, "Economic Systems" 2012, no. 36, s. 552–570.

59 M. Mościbrodzka, *Stabilność czynników ryzyka w modelu Famy–Frencha wyceny kapitału na GPW w Warszawie*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia” 2014, vol. 803 (66).

60 L. Pastor, R.F. Stambaugh, *Liquidity risk and...*, s. 642–685.

61 V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity...*, s. 375–410

62 H. Chan, R. Faff, *Asset Pricing and Illiquidity Premium...*, s. 429–458.

63 R. Naes, J.A. Skjeltorp, B.A. Ødegaard, *Stock Market Liquidity and the Business Cycle*, "Journal of Finance" 2011, vol. 66 (1), s. 139–176.

64 J. Gajdka, A. Gniadkowska, T. Schabek, *Płynność obrotu a stopa zwrotu z akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu” 2010, nr 142, s. 597–605.

skiego⁶⁵, nie został w wielu pracach poruszony. W pracach Zarzeckiego⁶⁶, Łuniewskiej i Tarczyńskiego⁶⁷ oraz Klimczaka⁶⁸ główny nacisk położony jest na wskaźniki rynkowe, fundamentalne (ROE, ROA, kapitalizacja, wskaźnik płynności) oraz inne cechy spółek i ich znaczenie w wycenie lub decyzjach inwestycyjnych. W badaniu Voronkovej i Lischewskiego⁶⁹ płynność w kontekście modelu Famy–Frencha jest uwzględniana, brakuje jednak analizy wpływu czynników makroekonomicznych.

Podsumowując powyższy rozdział, można stwierdzić, że bogata literatura związana z czynnikami opisującymi płynność pozwala na wykorzystanie dotychczasowej metodyki w testowaniu modeli także w odniesieniu do rynków rozwijających się, w tym rynku polskiego. Metodyka ta ze względu na specyfikę rynków wschodzących, jak: mała liczba notowanych spółek, krótkie szeregi czasowe, występowanie problemów związanych z małą aktywnością inwestorów na rynku czy brak łatwego dostępu do informacji i danych rynkowych, musi być odpowiednio modyfikowana.

65 A. Kucharski, *Stabilność oszacowania szerokości rynku...*, s. 457–468.

66 D. Zarzecki, *Użyteczność wskaźnika cena/przychody w wycenie przedsiębiorstw*, [w:] E. Urbańczyk (red.), *Strategie wzrostu wartości przedsiębiorstwa. Teoria i praktyka*, Wydawnictwo Kreos, Szczecin 2007, s. 181–185.

67 Zob. M. Łuniewska, W. Tarczyński, *Wskaźnik P/E jako kryterium dyskryminacji dla potrzeb analizy portfelowej*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu” 2004, nr 1037, t. 2: *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*; M. Łuniewska, W. Tarczyński, *Wpływ wskaźników i informacji rynkowych na atrakcyjność inwestycyjną spółek giełdowych*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia” 2007, vol. 467 (7), *Budżetowanie działalności jednostek gospodarczych – teoria i praktyka*; M. Łuniewska, W. Tarczyński, *Próba oceny wpływu kapitalizacji i płynności na opłacalność inwestowania na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego” 2008, nr 9, *Rynek kapitałowy. Skuteczne inwestowanie*, s. 133–142.

68 K. Klimczak, *Wpływ cech spółki na mnożniki wyceny w modelu zysku rezydualnego*, „Zarządzanie i Finanse” 2013, nr 2, cz. 4, s. 267–278.

69 J. Lischewski, S. Voronkova, *Size, Value, and Liquidity. Do They Really Matter on an Emerging Stock Market?*, „Emerging Markets Review” 2012, vol. 13 (1), s. 8–25.

Rozdział 5

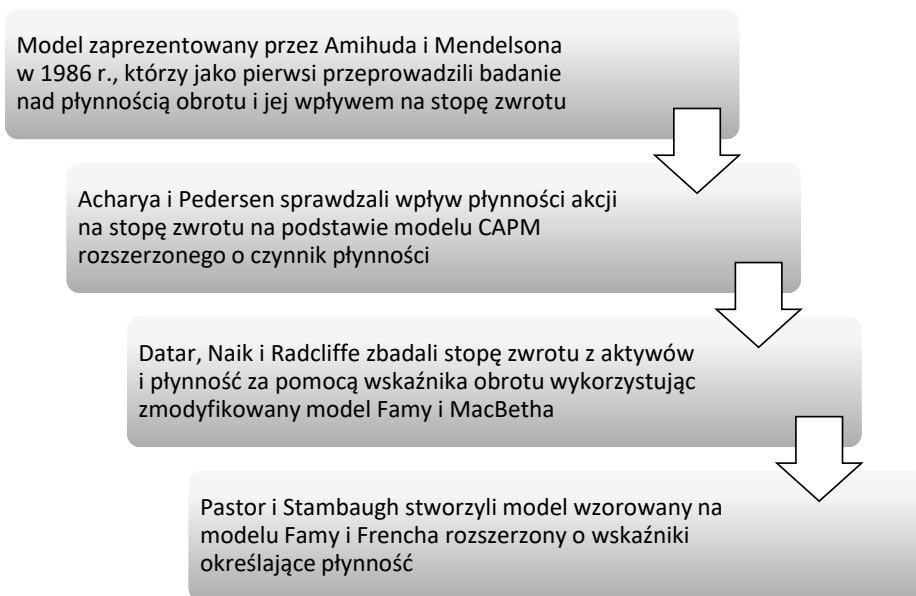
Płynność obrotu a stopa zwrotu – badanie empiryczne

Podstawowa koncepcja badań zaprezentowanych w następujących podrozdziałach tej książki została skonstruowana przede wszystkim na podstawie omówionych w poprzednim rozdziale prac takich badaczy, jak: Amihud i Mendelson¹, Datar, Naik i Radcliff², czy Acharya i Pedersen³. Główne pytanie, na jakie próbuje się tu odpowiedzieć, dotyczy tego, czy płynność akcji notowanych na Warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych wywiera mierzalny wpływ na uzyskiwaną przez inwestorów stopę zwrotu. Rysunek 5.1 pokazuje kolejność wykorzystania poszczególnych modeli przy testowaniu hipotez badawczych.

Jak wynika z rysunku 5.1, pierwsze prezentowane w podrozdziałach 5.2. i 5.3. analizy zostały oparte na jednych z pierwszych badań nad płynnością obrotu i jej wpływem na stopę zwrotu, a przeprowadzili je w 1986 r. Amihud i Mendelson⁴. W kolejnych podrozdziałach niniejszej książki zostały zaprezentowane badania, które stanowią rozwinięcie rozważań Amihuda i Mendelсона z roku 1986. Acharya i Pedersen⁵ w swoich pracach badawczych sprawdzali wpływ płynności akcji na stopę zwrotu na postawie modelu CAPM. Twierdzili oni, że tradycyjny model CAPM, dla którego spełnione są podstawowe założenia, przekształca się w model CAPM uwzględniający zaburzenia, jakie występują w gospodarce w przypadku braku płynności na rynku. Natomiast Datar, Naik i Radcliffe⁶ zbadali stopę zwrotu z aktywów i płynność za pomocą wskaźnika obrotu jako miary płynności. Wykorzystali oni zmodyfikowany

- 1 Zob. Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask Spread*, "Journal of Financial Economics" 1986, vol. 17, s. 223–249; Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns*, "Financial Analysts Journal" 1986, vol. 42 (3), s. 43–48.
- 2 V. Datar, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test*, "Journal of Financial Markets" 1998, vol. 1, s. 203–219.
- 3 V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk*, "Journal of Financial Economics" 2005, vol. 77 (2), s. 375–410.
- 4 Zob. Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask...*, s. 223–249; Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.
- 5 V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk...*, s. 375–410.
- 6 V. Datar, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 203–219.

model Famy i MacBetha⁷. Wszystkie opisane wyżej zależności pomiędzy płynnością obrotu a stopą zwrotu zostały poddane całościowym rozważaniom przez Pastora i Stambaugh⁸, którzy w 2003 r. stworzyli model wzorowany na modelu Famy–Frencha⁹ rozszerzony o wskaźniki określające płynność (tzw. bety płynności).



Rysunek 5.1. Kolejność wykorzystania poszczególnych modeli przy testowaniu hipotez badawczych

Źródło: opracowanie własne.

Dodatkowo badania zostały poszerzone o zagadnienia dotyczące horyzontu czasowego inwestycji, ponieważ jak wynika z wielu badań¹⁰, płynność akcji wpływa także na ten aspekt inwestycji¹¹, co przedstawiono na rysunku 5.2.

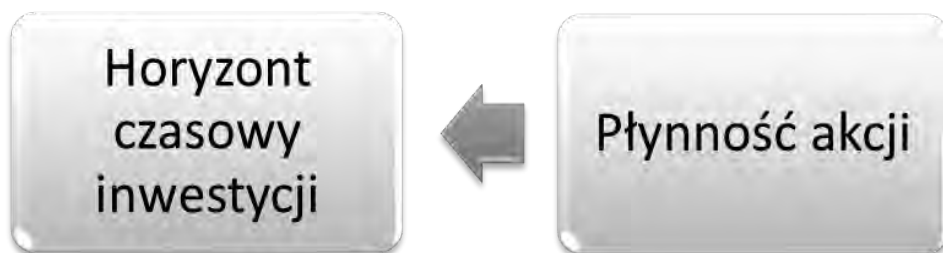
7 E.F. Fama, J.D. MacBeth, *Risk, return, and equilibrium: Empirical tests*, "Journal of Political Economy" 1973, no. 81, s. 607–636.

8 L. Pastor, R.F. Stambaugh, *Liquidity risk and expected stock returns*, "Journal of Political Economy" 2003, vol. 111 (3), s. 642–685.

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

10 Zob. S. Banerjee, V. Gatchev, P. Spindt, *Stock market liquidity and firm dividend policy*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis" 2007, vol. 42 (2), s. 369–397; A.B. Atkins, E.A. Dyl, *Transaction costs and the holding periods for common stocks*, "The Journal of Finance" 1997, vol. 52 (1), s. 309–325; Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask...*, s. 223–249; Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

11 Zob. S. Banerjee, V. Gatchev, P. Spindt, *Stock market liquidity and firm dividend...*, s. 369–397; A.B. Atkins, E.A. Dyl, *Transaction costs and the holding periods...*, s. 309–325; M.P. Baker, J. Wurgler, *A catering theory of dividends*, "Journal of Finance" 2004, vol. 59, s. 1125–1165;



Rysunek 5.2. Schemat pokazujący związek pomiędzy płynnością akcji a horyzontem czasowym inwestycji

Źródło: opracowanie własne.

Sprawdzenie, czy istnieje istotna statystycznie zależność pomiędzy płynnością danego papieru wartościowego a kształtowaniem się horyzontu czasowego inwestycji, stanowi także rozwinięcie badań Amihuda i Mendelso¹². Według nich wymagana stopa zwrotu z akcji (po uwzględnieniu kosztów związanych z płynnością) powinna wzrastać wraz ze wzrostem płynności danej akcji, jednak krańcowy przyrost winien zmniejszać się wraz z wydłużaniem horyzontu czasowego inwestycji oraz zmniejszaniem prawdopodobieństwa przedterminowego zakończenia inwestycji.

Badania, które zostaną przedstawione w dalszej części książki, przeprowadzono na grupie 100 spółek notowanych na GPW w okresie: 31.01.2000–31.12.2012¹³. Obliczeń dokonano najpierw na stopach miesięcznych – wyliczonych na podstawie cen z ostatniego dnia każdego miesiąca, potem kwartalnych – wyliczonych na podstawie cen z ostatniego dnia każdego kwartału oraz rocznych – wyliczonych na podstawie cen z ostatniego dnia każdego roku.

Aby jednak dobrze przeprowadzić dalsze badania, należy wybrać odpowiednią miarę opisującą płynność obrotu. Miarę płynności jest jednak wiele, co zostało zaprezentowane w rozdziale 3 niniejszego opracowania, dlatego też wybór odpowiedniej miary opisującej płynność zostanie dokonany za pomocą sprawdzenia korelacji pomiędzy poszczególnymi zmiennymi. Współczynnik korelacji w prosty sposób pokaże zależność pomiędzy poszczególnymi miarami płynności. Badanie korelacji zostanie przeprowadzone tylko na tych wskaźnikach płynności, które były wykorzystywane w badaniach opisanych w rozdziale 4¹⁴, takich jak spread, wskaźnik obrotu, liczba transakcji, wolumen i współczynnik braku płynności

C.M. Jones, *A century of market liquidity and trading costs*, Working Paper, Columbia University, 2002.

12 Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask...*, s. 223–249.

13 Szczegółowy sposób doboru próby badawczej zostanie przedstawiony w podrozdziale 5.1.

14 Zob. Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask...*, s. 223–249; Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48; V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk...*, s. 375–410; V. Dater, N. Naik, R. Radcliffe, 1998, *Liquidity and Stock Returns...*,

(ILLIQ)¹⁵. Korelacje pomiędzy poszczególnymi miarami zostaną sprawdzone zarówno na danych miesięcznych, jak i kwartalnych oraz rocznych.

Współczynnik korelacji liniowej Pearsona¹⁶ określa poziom zależności liniowej między zmiennymi losowymi. Niech x i y będą zmiennymi losowymi o ciągłych rozkładach, x_i, y_i oznaczają wartości prób losowych tych zmiennych ($i = 1, 2, \dots, n$), natomiast \bar{x}, \bar{y} są to wartości średnie z tych prób, tj.

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \quad (5.1)$$

Wówczas współczynnik korelacji liniowej definiuje się następująco:

$$r_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (5.2)$$

gdzie:

$$r_{xy} \in [-1, 1].$$

Innymi słowy współczynnik korelacji liniowej dwóch zmiennych jest ilorazem kowariancji i iloczynu odchyleń standardowych tych zmiennych:

$$r_{XY} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\delta_X \delta_Y} \quad (5.3)$$

Współczynnik korelacji można określić również dla zmiennych losowych o dyskretnych rozkładach. Trzymając się poprzedniej notacji dla średnich wartości zmiennych, otrzymujemy postać równania:

$$r_{XY} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\delta_X \delta_Y} = \frac{(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m P(X = x_i, Y = y_j) x_i y_j) - \bar{X}\bar{Y}}{\sqrt{(\sum_{i=1}^n P(X = x_i) x_i^2) - \bar{X}^2} \sqrt{(\sum_{j=1}^m P(Y = y_j) y_j^2) - \bar{Y}^2}} \quad (5.4)$$

s. 203–219; S. Banerjee, V. Gatchev, P. Spindt, *Stock market liquidity and firm dividend...*, s. 369–397; A.B. Atkins, E.A. Dyl, *Transaction costs and the holding periods...*, s. 309–325.

15 Y. Amihud, *Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects*, "Journal of Financial Markets" 2002, no. 5, s. 31–56.

16 S.M. Stigler, *Francis Galton's Account of the Invention of Correlation*, "Statistical Science" 1989, vol. 4 (2), s. 73–79.

Wartość współczynnika korelacji mieści się w domkniętym przedziale $\langle -1; 1 \rangle$. Im większa jest jego wartość bezwzględna, tym silniejsza zależność liniowa między zmiennymi. $r_{xy} = 0$ oznacza brak liniowej zależności między cechami, $r_{xy} = 1$ oznacza dokładną dodatnią liniową zależność między cechami, natomiast $r_{xy} = -1$ oznacza dokładną ujemną liniową zależność między cechami, tzn. jeżeli zmienna x rośnie, to y maleje i na odwrót¹⁷.

Korzystając z danych pochodzących z Warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych uzyskano rezultaty¹⁸, które niejednoznacznie rozstrzygają o wyborze miary płynności, która najdokładniej będzie opisywała zjawiska zachodzące na polskim rynku kapitałowym. Miary: wskaźnik obrotu, liczba transakcji i wolumen są ze sobą wysoko skorelowane, co pozwala na zamienne ich stosowanie w dalszych badaniach. Natomiast miary: spread oraz współczynnik braku płynności są bardzo słabo skorelowane z innymi miarami. Spread oraz współczynnik braku płynności ze względu na słabą korelację z innymi badanymi miarami płynności mogą być traktowane w dalszych badaniach jako osobne i niezależne zmienne opisujące płynność. Należy pamiętać jednak o sposobie obliczenia poszczególnych wskaźników płynności, co także nie jest bez znaczenia dla dalszych analiz.

W kolejnych podrozdziałach opracowania zostaną wykorzystane następujące miary opisujące płynność:

- spread,
- wskaźnik obrotu (turnover),
- liczba transakcji,
- współczynnik braku płynności (ILLIQ).

Dokładne opisy oraz metodyka obliczenia każdej z wyżej wymienionych miar płynności została podana wcześniej, w rozdziale 3.

5.1. Źródło danych i dobór próby badawczej

Zebranie odpowiednich danych jest bardzo ważnym elementem całej pracy badawczej. O ile w przypadku rozwiniętych rynków finansowych dostęp do danych jest łatwiejszy, o tyle w przypadku rynków rozwijających się nie zawsze mamy do czynienia z takim stanem rzeczy. Dlatego dla pozyskania jak najdokładniejszych danych starano się wykorzystać szereg baz danych, zarówno z instytucji publicz-

17 A. Buda, A. Jarynowski, *Life-time of correlations and its applications*, vol. 1, Wydawnictwo Niezależne, 2010, s. 5–21.

18 Dokładny opis badania korelacji wraz z tabelami zawierającymi obliczenia znajduje się w pracy: A. Gniadkowska-Szymańska, *Płynność obrotu akcjami na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Prace Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej w Gdańsku” 2015, nr 39, s. 169–182.

nych (np. GPW, NBP, GUS, PAP, Eurostat, Bank Światowy), jak i prywatnych (np. Bloomberg, Reuters, Amadeus, Notoria). W każdym przypadku analizowano uwagi do zastosowanej metodyki obliczania wybranych danych oraz wnikliwie sprawdzono ich jakość.

Wszystkie zamieszczone w dalszej części badania zostały przeprowadzone na grupie spółek notowanych na GPW w okresie 31.01.2000–31.12.2012 r. Do badania wybrano spółki, które spełniały wszystkie poniższe warunki:

- były notowane na GPW w całym badanym okresie;
- należały do indeksu WIG;
- notowania akcji tych spółek odbywały się w systemie ciągłym (stan na styczeń 2013 r.);
- baza danych Reuters zawierała ceny akcji analizowanych spółek na koniec wszystkich 156 analizowanych miesięcy¹⁹.

W ten sposób wybrano 100 spółek spełniających ww. kryteria. Dane dotyczące wielkości obrotu oraz spreadu pochodziły z oficjalnej strony GPW, natomiast dane cenowe z platformy Reuters. Ceny zostały skorygowane o zmiany kapitałowe typu prawa poboru, dywidendy i splity. Badanie przeprowadzono najpierw na stopach miesięcznych wyliczonych na podstawie cen z ostatniego dnia każdego miesiąca, potem kwartalnych wyliczonych na podstawie cen z ostatniego dnia każdego kwartału oraz rocznych wyliczonych na podstawie cen z ostatniego dnia każdego roku. Jako stopę zwrotu z aktywów wolnych od ryzyka wybrano stopę Wibor²⁰.

Dodatkowo dane miesięczne zostały podzielone na podokresy hossy i bessy, które w dokładniejszy sposób pozwoliły zaobserwować zmiany płynności oraz jej wpływ na stopę zwrotu przy zmieniającej się sytuacji rynkowej. Jako początek pierwszego okresu hossy na GPW w Warszawie przyjęto styczeń 2004 r. Jako koniec hossy przyjęto lipiec 2007 r., gdy indeks WIG osiągnął lokalnie maksymalną wartość i powstało pierwsze maksimum formacji podwójnego szczytu, zapowiadające zmianę trendu cen akcji ze wzrostowego na malejący. Po tym okresie nastąpiła blisko dwuletnia bessa, trwająca od sierpnia 2007 r. do lutego 2009 r. Jako początek nowej hossy przyjęto marzec 2009 r., gdy wartość indeksu WIG była najniższa od wielu lat.

Następnie dla każdej akcji został obliczony współczynnik beta na podstawie równania regresji liniowej opisanego wzorem:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i^* R_M + u_i \quad (5.5)$$

Szacunku współczynnika beta dokonano wykorzystując Metodę Najmniejszych Kwadratów (MNK), gdzie:

19 Tylko osiem spółek zostało wyeliminowanych ze względu na ostatnie kryterium.

20 Dla danych miesięcznych został wykorzystany WIBOR jednomiesięczny, dla danych kwartalnych WIBOR trzymiesięczny, natomiast dla danych rocznych do obliczeń wykorzystano WIBOR roczny.

R_i – była średnia miesięczna nadwyżkowa stopa zwrotu z akcji²¹;

R_M – średnia miesięczna nadwyżkowa stopa zwrotu z WIG dla 60 miesięcy (5 lat) poprzedzających analizowany rok, włącznie z tym rokiem (T-4 do T, i T ∈ (2004, 2012));

u_i – składnik losowy²².

Jako stopę zwrotu z aktywów wolnych od ryzyka (R_f) wybrano stopę Wibur²³.

Ze względu na zastosowanie Metody Najmniejszych Kwadratów do obliczenia współczynników beta, sprawdzono także, czy nie występuje autokorelacja lub heteroskedastyczność składnika resztowego w oszacowanych modelach regresji liniowej.

Testy Durbina–Watsona w zdecydowanej większości przypadków nie odrzucają hipotezy zerowej o braku autokorelacji. Hipoteza ta może zostać odrzucona jedynie w przypadku 13% wszystkich modeli. W związku z oszacowaniem znacznej liczby modeli regresji²⁴ utrudnione było skorygowanie każdego z równań, tak aby wyeliminować problem autokorelacji w 13% wszystkich przypadków²⁵. Dlatego zastosowano Uogólnioną Metodę Najmniejszych Kwadratów (UMNK) do wyeliminowania autokorelacji pomiędzy składnikami resztowymi w szacowanych modelach regresji liniowej. Zastosowanie UMNK pozwoliło zlikwidować autokorelacje i do dalszych badań użyto już nieobciążonych współczynników beta.

Test White'a²⁶ na stabilność wariancji wskazuje, że hipotezę o stałej wariancji składnika losowego można odrzucić w przypadku 9,11% wszystkich równań – choć nie są to wartości pomijalne²⁷, stanowią one jednak względnie niewielki ułamek wszystkich przeprowadzonych oszacowań wartości parametrów beta modelu

21 Przez nadwyżkową stopę zwrotu rozumiana jest różnica pomiędzy stopą zwrotu z danego instrumentu a stopą zwrotu z aktywów wolnych od ryzyka.

22 W dalszej części pracy pojęcia „składnik losowy” oraz „składnik resztowy (reszta równania)” niekiedy będą używane zamiennie (podobne podejście przyjmuje R. Haugen, *Modern Investment Theory*, Prentice Hall International Editions, USA 1993, s. 175).

23 Dla danych miesięcznych został wykorzystany WIBOR jednomiesięczny, dla danych kwartalnych WIBOR trzymiesięczny, natomiast dla danych rocznych do obliczeń wykorzystano WIBOR roczny.

24 Przeprowadzono ok. 15 300 oszacowań modelu regresji liniowej.

25 Należało skorygować ok. 2 000 równań, aby wyeliminować występowanie autokorelacji.

26 H. White, *A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity*, „Econometrica” 1980, vol. 48 (4), s. 817–838.

27 Ze względu na dużą liczbę przeprowadzonych oszacowań linii regresji (ok. 15 300 oszacowań) fizycznie trudne jest skorygowanie występujących w tych przypadkach potencjalnie obciążonych estymatorów przez występowanie heteroskedastyczności lub autokorelacji. Jak jednak dowodzą inne badania (m. in. Brzeszczyński, Gajdka, Schabek, 2011) oraz przeprowadzona analiza próbki potencjalnie obciążonych estymatorów przez występowanie heteroskedastyczności lub autokorelacji (próbka dla jednego wybranego roku – roku 2008), obciążenia te nie stanowią dużego błędu (od kilku do kilkudziesięciu procent wartości estymatora, np. dla spółki AWBUD wartość obciążonego heteroskedastycznością współczynnika beta dla roku 2008 wynosi 1,4007028, natomiast wartość nieobciążonego współczynnika beta dla roku 2008 wynosi 1,4007025; dla spółki CALATRAVA wartość obciążonego heteroskedastycznością i autokorelacją współczynnika beta dla roku 2008 wynosi 2,2627132, natomiast wartość nieobciążonego współczynnika beta dla roku 2008 wynosi 2,26271333)

regresji liniowej. Wskutek znacznej liczby zbudowanych modeli regresji²⁸ utrudnione było skorygowanie każdego z potencjalnie obciążonych równań²⁹, zatem z powodu względnie niewielkiego obciążenia w przebadanej próbie estymatorów postanowiono uwolnić się od zjawiska heteroskedastyczności składnika resztowego, stosując UMNK. Metoda ta pozwoliła na wykluczenie z badań obciążonych estymatorów i do dalszych analiz użyto już nieobciążonych współczynników beta.

W tabeli 5.1 przedstawiono podstawowe statystyki danych wykorzystywanych w kolejnych analizach. Dodatkowo sprawdzono także korelację pomiędzy poszczególnymi zmiennymi wykorzystywanymi w badaniach³⁰. Otrzymane wyniki ukazuje tabela 5.2. Dokładany opis oraz metodyka obliczania poszczególnych zmiennych zawartych w tabelach 5.1 i 5.2 zostaną przedstawione w dalszej części tego opracowania przy prezentacji szczegółowych analiz z wykorzystaniem konkretnych zmiennych.

i mogą one nie wpływać znacząco na wnioski z badań. Niemniej pozostają one pewnym potencjalnym źródłem obciążenia wyników.

28 Przeprowadzono ok. 15 300 oszacowań modelu regresji liniowej.

29 Należało skorygować ok. 1 400 równań, aby wyeliminować występowanie heteroskedastyczności.

30 Szczegółowe definicje kategorii wymienionych w główce tabeli 1.1 podane będą w dalszych częściach niniejszego opracowania, kiedy kategorie te wykorzystywane będą przy konkretnych badaniach.

Tabela 5.1. Podstawowe statystyki zebranych danych miesięcznych

zmieniana statystyka opisowa	Stopa zwrotu	C/WK	Kapitalizacja	Współczynnik beta	C/Z	Współczynnik braku płynności	Momentum	Wskaźnik obrotu	Stopa dywidendy	Spread	Liczba transakcji	Okres trwania inwestycji	Zmiana stanu aktywów
Średnia	0,366	1,900	1955,638	1,029	24,695	0,000	1,349	0,904	0,017	138,787	176,939	0,003	12,504
Mediana	0,0651	1,2600	200,0000	1,0119	10,1000	0,0000	0,1064	0,3825	0,0000	123,5000	66,0000	0,0007	0,0000
Minimum	-0,88	0,00	0,00	-0,57	0,00	0,00	-33,60	0,0000	0,00	0,00	0,00	0,00	-1835,90
Maksimum	25,37	33,49	59444,00	3,78	2026,20	0,00	173,74	12,79	1,73	881,00	4455,00	0,22	16451,00
Dolny kwartyl	-0,27625	0,66500	66,00000	0,70725	0,00000	0,00000	-0,46367	0,18050	0,00000	81,50000	28,50000	0,00030	-1,44566
Górny kwartyl	0,5135	2,2400	936,0000	1,3030	18,3000	0,0000	1,0782	0,9650	0,0125	174,0000	158,0000	0,0015	0,6536
Wariancja	3	6	34315525	0	10001	0	63	2	0	8768	127397	0	307718
Odch. std.	1,662	2,457	5857,946	0,535	100,003	0,000	7,935	1,468	0,074	93,636	356,927	0,014	554,724
Wsp. zm.	454,586	129,292	299,541	52,041	404,949	314,015	588,347	162,3506	436,680	67,468	201,723	535,210	4436,387
Kurtoza	123,5926	47,4489	30,0957	2,3373	226,8456	155,0596	271,8902	17,3293	330,7388	17,9784	47,4923	166,1524	860,6764

Źródło: opracowanie własne na podstawie statystyk giełdowych, https://www.gpw.pl/analizy_i_statystyki

Tabela 5.2. Korelacja pomiędzy poszczególnymi zmiennymi wyliczona na danych miesięcznych

Zmienna	Stopa zwrotu	C/WK	Kapitalizacja	Współczynnik beta	C/Z	Współczynnik braku płynności	Momentum	Wskaźnik obrotu	Stopa dywidendy	Spread	Liczba transakcji	Okres trwania inwestycji	Zmiana stanu aktywów
Stopa zwrotu	1,0000	0,497626	-0,005844	-0,124701	0,367926	0,205349	0,546181	0,212297	-0,049203	-0,050298	0,031868	-0,033864	-0,01359
C/WK		1,000000	0,070671	-0,080159	0,117576	0,052688	0,340323	0,150300	-0,040442	-0,080346	0,046849	-0,029388	-0,04797
Kapitalizacja			1,00000	0,022646	-0,01607	-0,068417	-0,015463	-0,094429	0,089851	-0,287110	0,625058	0,036681	-0,00759
Współczynnik beta				1,00000	-0,04268	-0,160388	-0,008892	0,190321	-0,068460	-0,012742	0,163552	-0,124965	0,037651
C/Z					1,00000	0,038551	0,110891	0,096233	-0,018448	0,003382	-0,02614	-0,007988	-0,01620
Współczynnik braku płynności						1,00000	0,093093	-0,107936	-0,014480	0,134428	-0,12354	0,501640	-0,00600
Momentum							1,00000	0,169631	-0,026207	-0,055379	0,071822	-0,026397	-0,00771
Wskaźnik obrotu								1,00000	-0,074682	-0,053595	0,224339	-0,096537	0,059043
Stopa dywidendy									1,00000	-0,058527	0,100691	-0,018427	-0,00570
Spread										1,00000	-0,32098	0,154997	0,057911
Liczba transakcji											1,00000	-0,033184	-0,00399
Okres trwania inwestycji												1,00000	-0,01099
Zmiana stanu aktywów													1,00000

Źródło: opracowanie własne na podstawie statystyk giełdowych, https://www.gpw.pl/analizy_i_statystyki

Jak łatwo można zauważyć, pomiędzy większością danych wykorzystywanych w tym badaniu korelacja jest słaba.

W kolejnych podrozdziałach zostaną zaprezentowane badania nad płynnością obrotu i jej wpływem na stopę zwrotu, oparte na analizach przedstawionych przez Amihuda i Mendelso³¹ w 1986 r. oraz badania, które stanowią rozwinięcie rozważań tychże autorów³² dotyczące polskiego rynku kapitałowego. Dodatkowo analizy rynku polskiego zostały rozszerzone o zagadnienia dotyczące horyzontu czasowego inwestycji, ponieważ jak zaprezentowano w wielu pracach badawczych, płynność akcji ma także wpływ na ten aspekt inwestycji³³. Sprawdzenie, czy istnieje istotna statystycznie zależność pomiędzy płynnością danego papieru wartościowego a kształtowaniem się horyzontu czasowego inwestycji, także stanowić będzie rozwinięcie badań Amihuda i Mendelso³⁴.

5.2. Wpływ płynności wyrażonej jako spread na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji

Płynność obrotu miała zawsze istotne znaczenie dla inwestorów na rynkach kapitałowych, chociaż w początkowej fazie rozwoju finansów nie była ona w należytym stopniu rozważana na gruncie teorii. Dopiero prace autorstwa Amihuda i Mendelso³⁵ pokazały istnienie związku pomiędzy stopą zwrotu z akcji oraz płynnością mierzoną za pomocą spreadu na rynku amerykańskim. Empirycznie udowodniono, że spread jest ważnym wyznacznikiem stopy zwrotu i wpływa na jej wielkość. Podstawowa koncepcja tych badań została skonstruowana na bazie wymienionych prac Amihuda i Mendelso³⁶. Główne pytanie, na ja-

31 Zob. Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask...*, s. 223–249; Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

32 Zob. D.A. Lesmond, J.P. Ogden, C.A. Trzcinka, *A New Estimate of Transaction Costs*, "Review of Financial Studies" 1999, vol. 12 (5), s. 1113–1141; L.P. Samarakoon, *A New Measure of Market Liquidity of Shares: The Case of the Colombo Stock Exchange*, Proceedings of Annual Research Sessions of the Faculty of Graduate Studies, 1999, s. 165–182; T. Chordia, A. Subrahmanyam, V.R. Anshuman, *Trading Activity and Expected Stock Returns*, "Journal of Financial Economics" 2001, vol. 59 (1), s. 3–32.

33 Zob. S. Banerjee, V. Gatchev, P. Spindt, *Stock market liquidity and firm dividend...*, s. 369–397; A.B. Atkins, E.A. Dyl, *Transaction costs and the holding periods...*, s. 309–325; M.P. Baker, J. Wurgler, *A catering theory...*, s. 1125–1165; C.M. Jones, *A century of market liquidity...*; B. Routledge, S.E. Zin, *Model uncertainty and liquidity*, Working paper, Carnegie Mellon University, 2001.

34 Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask...*, s. 223–249.

35 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

36 Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask...*, s. 223–249.

kie próbuje się w nich odpowiedzieć, dotyczy tego, czy płynność akcji wywiera mierzalny wpływ na uzyskiwaną stopę zwrotu. W badaniu za miarę płynności przyjęto spread.

5.2.1. Metodyka

Celem przeprowadzonego badania jest stwierdzenie, czy stopa zwrotu z akcji zwiększa się wraz ze spadkiem płynności wyrażonej jako spread akcji. Zastosowana metodologia badawcza jest wzorowana na pracy Amihuda i Mendelсона pt. *Liquidity and Stock Returns*³⁷. Badaniu podlegała zależność miesięcznych stóp zwrotu z akcji od ich ryzyka systematycznego mierzonego współczynnikiem beta oraz średniej wartości spreadu w miesiącu mierzonego w punktach bazowych. Dodatkowo przeprowadzono badanie zależności rocznych i kwartalnych stóp zwrotu z akcji od ich ryzyka systematycznego mierzonego współczynnikiem beta oraz średniej wartości spreadu.

Dla celów badania w każdym roku spółki należące do próby zostały podzielone na 10 portfeli po 10 akcji w każdym w zależności od średniej wartości spreadu w roku. Wpływ spreadu na stopę zwrotu badano w odniesieniu do lat 2004–2012, zaś współczynnik beta niezbędny do określenia ryzyka systematycznego portfeli został wyznaczony na podstawie 60 miesięcznych stóp zwrotu, stąd najwcześniejsze wykorzystane dane dotyczące stóp zwrotu obejmowały rok 2000. Dla każdego roku z okresu 2004–2012 skonstruowano portfele na podstawie kryterium średniej wartości spreadu w roku (do pierwszego z portfeli należało 10 akcji o spreadzie najwyższym, do ostatniego zaś – o najniższym).

Następnie z wykorzystaniem równania linii regresji opisanego wzorem (5.5) dla każdego z portfeli został obliczony współczynnik beta. Obliczeń dokonano wykorzystując Metodę Najmniejszych Kwadratów (MNK): zmienną objaśnianą (R_i) była średnia miesięczna nadwyżkowa stopa zwrotu z portfela³⁸, zmienną objaśniającą (R_M) średnia miesięczna nadwyżkowa stopa zwrotu z WIG dla 60 miesięcy³⁹ (5 lat) poprzedzających analizowany rok, włącznie z tym rokiem (T–4 do T, i $T \in (2004, 2012)$). Jako stopę zwrotu z aktywów wolnych od ryzyka (R_f) wybrano stopę Wibor⁴⁰.

Ze względu na zastosowanie Metody Najmniejszych Kwadratów do obliczenia współczynników beta portfeli sprawdzono także, czy nie występuje autokorelacja lub heteroskedastyczność policzonych współczynników. Testy Durbina–Watsona

37 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

38 Przez nadwyżkową stopę zwrotu rozumiana jest różnica pomiędzy stopą zwrotu z danego instrumentu a stopą zwrotu z aktywów wolnych od ryzyka.

39 Dla portfeli z 2004 r. było to 59 miesięcy, ze względu na początek badania na koniec stycznia 2000 r., a więc portfele te miały o jedną obserwację (miesięczną stopę zwrotu) mniej.

40 Dla danych miesięcznych został wykorzystany WIBOR jednomiesięczny, dla danych kwartalnych WIBOR trzymiesięczny, natomiast dla danych rocznych do obliczeń wykorzystano WIBOR roczny.

w zdecydowanej większości przypadków nie odrzucają hipotezy zerowej o braku autokorelacji. Hipoteza ta może zostać odrzucona jedynie w przypadku 2% wszystkich modeli. Test White'a⁴¹ na stabilność wariancji wskazuje, że hipotezę o stałej wariancji składnika losowego można odrzucić w przypadku 1,5% wszystkich równań. W przypadku badania przeprowadzonego na portfelach akcji, ze względu na stosunkowo niewielką liczbę obciążonych równań, oszacowania obciążonych parametrów zostały skorygowane i do dalszej analizy użyto nieobciążonych współczynników beta.

W następnej kolejności dokonano oszacowania parametrów dwóch linii regresji opisujących relacje pomiędzy stopą zwrotu z akcji a jej ryzykiem systematycznym i spreadem. Na początku dokonano regresji średniej arytmetycznej miesięcznej stopy zwrotu danego portfela w roku T względem bety portfela wyliczonej za lata $(T-4; T)$ i średniego spreadu portfela w roku T , co można przedstawić za pomocą wzoru:

$$R_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \gamma_2 S_i + u_i \quad (5.6)$$

gdzie:

R_i – średnia miesięczna stopa zwrotu z i -tego portfela,

β_i – współczynnik beta dla i -tego portfela,

S_i – średni miesięczny spread i -tego portfela,

u_i – składnik losowy⁴².

Dodatkowo dokonano kolejnej estymacji parametrów modelu linii regresji, w której średni spread portfela zastąpiono logarytmem dziesiętnym policzonym ze średniego miesięcznego spreadu z danego portfela, według wzoru (5.7):

$$R_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \gamma_2 \log(S_i) + u_i \quad (5.7)$$

gdzie:

R_i – średnia miesięczna stopa zwrotu z i -tego portfela,

β_i – współczynnik beta dla i -tego portfela,

$\log(S_i)$ – logarytm dziesiętny średniego miesięcznego spreadu i -tego portfela,

u_i – składnik losowy równania.

41 H. White, *A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator...*, s. 817–838.

42 Mówiąc precyzyjniej, równanie, którego parametry szacowano, miało postać:

$$R_T^i = \gamma_1 + \gamma_2 * \beta_T^i + \gamma_3 * S_T^i + \sum_{2004}^{2012} \gamma_T * D_T + \varepsilon_T^i$$

gdzie: R_T^i – nadwyżkowa średnia miesięczna stopa zwrotu z portfela i w roku T ; β_T^i – parametr beta portfela i , obliczony w sposób opisany wcześniej; S_T^i – średni miesięczny spread portfela i w roku T ; D_T – zmienne zero-jedynkowe, przyjmujące wartość 1 dla roku T i 0 w innym przypadku, γ_1 – wyraz wolny, ε_T^i – reszty równania. Zastosowane rozwiązanie przyjęto za Amihudem i Mendelsonem.

Użycie logarytmu dziesiętnego policzonego ze średniego miesięcznego spreadu z danego portfela jest zgodne z koncepcją Amihuda i Mendelso⁴³, którzy twierdzili, że funkcja opisująca zależność pomiędzy płynnością wyrażoną spreadem a oczekiwaną stopą zwrotu jest funkcją rosnącą, jednak krańcowy przyrost stopy zwrotu z tego tytułu zmniejsza się wraz ze wzrostem spreadu.

W regresji przekrojowo-czasowej wykorzystano ostatecznie 1055 obserwacji⁴⁴ obejmujących okres 2004–2012 (9 lat). Analiza empiryczna obejmująca okres od stycznia 2004 r. do grudnia 2012 r. została przeprowadzona na danych rocznych, kwartalnych i miesięcznych. Dane miesięczne dodatkowo zostały podzielone na podokresy *hossy* i *bessy*. Dokładny opis każdego z wyróżnionych podokresów zawarto w podrozdziale 5.1.

5.2.2. Wyniki badania

W pierwszej kolejności sprawdzono relację pomiędzy stopą zwrotu a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta oraz spreadem dla wszystkich zebranych danych miesięcznych, uzyskując rezultat opisany równaniem (5.8) (w nawiasach podano wartość statystyki t-studenta):

$$R_i = -0,036896 + 0,004558\beta_i - 0,000014S_i + u_i \quad (5.8)$$

(-7,4458)
(1,0568)
(-1,9069)

gdzie:

R_i – średnia miesięczna stopa zwrotu z i -tego portfela,

β_i – współczynnik beta dla i -tego portfela,

S_i – średni miesięczny spread i -tego portfela,

u_i – reszty równania.

Jak wynika z zaprezentowanych danych, jedynie oszacowanie parametru odnoszącego się do zmiennej S_i jest ujemne i istotne statystycznie przy poziomie 0,05. W ten sposób udowodniona została hipoteza, że pomiędzy stopą zwrotu a spreadem występuje istotna statystycznie zależność. Natomiast oszacowanie parametru odnoszącego się do zmiennej β_i nie jest istotne statystycznie, dlatego w odniesieniu do niego nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że wynosi on zero. Wynika więc z tego, że przynajmniej w odniesieniu do analizowanego okresu, wbrew przewidywaniom podstawowych modeli z zakresu współczesnej teorii finansów, ryzyko systematyczne mierzone współczynnikiem beta nie miało istotnego znaczenia dla kształtowania się stopy zwrotu. Faktu tego w tym miejscu nie podda się szczegóło-

43 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

44 Spośród 1080 obserwacji (10 portfeli x 9 lat) usunięto 26 portfeli zawierających spółki, dla których GPW nie raportowała spreadu. Spółki wchodzące w skład tych portfeli w roku 2004 i/lub 2005 były notowane w systemie notowań jednolitych.

wym rozważaniom, gdyż to nie analiza ryzyka systematycznego w kontekście modelu wyceny aktywów kapitałowych czy też modelu Sharpe'a⁴⁵ stanowi przedmiot naszego zainteresowania. Jeśli natomiast chodzi o spread, jak wynika z uzyskanych rezultatów, odgrywa on istotną rolę w kształtowaniu się stopy zwrotu. W równaniu (5.8) znak parametru występującego przy zmiennej opisującej płynność jest ujemny, co sugeruje, iż wzrostowi spreadu towarzyszy spadek stopy zwrotu.

Badanie powtórzono na danych miesięcznych, jednak zamiast średniego spreadu użyto logarytmu dziesiętnego policzonego ze średniego miesięcznego spreadu z danego portfela, aby uwzględnić sugerowaną przez literaturę nieliniową zależność między tą zmienną a stopą zwrotu⁴⁶. Otrzymane wyniki zostały zaprezentowane w równaniu (5.9) (w nawiasach podano wartość statystyki t-studenta):

$$R_i = -0,033158 + 0,005535\beta_i - 0,003194\log(S_i) + u_i \quad (5.9)$$

(-5,136)
(1,3044)
(-1,5749)

gdzie:

R_i – średnia miesięczna stopa zwrotu z i -tego portfela,

β_i – współczynnik beta dla i -tego portfela,

$\log(S_i)$ – logarytm dziesiętny policzony ze średniego miesięcznego spreadu z i -tego portfela,

u_i – reszty równania.

Otrzymane wyniki pokrywają się z wynikami zaprezentowanymi w równaniu (5.8). Oszacowanie parametru odnoszącego się do zmiennej $\log S_i$ jest ujemne i istotne statystycznie przy poziomie 0,1. W ten sposób potwierdzona została hipoteza, że pomiędzy stopą zwrotu a spreadem występuje istotna statystycznie zależność. Natomiast oszacowanie parametru odnoszącego się do zmiennej współczynnika beta nie jest istotne statystycznie, dlatego w odniesieniu do niego nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że wynosi on zero. Dopasowanie obu modeli do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi w obu przypadkach 0,82; natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi także w obu przypadkach 0,0225.

Kolejnym etapem było sprawdzenie na podstawie równań (5.6) i (5.7), czy płynność mierzona spreadem również wywiera istotny wpływ na kształtowanie się stopy zwrotu w podokresach hossy i bessy oraz gdy zastosujemy dane kwartalne i roczne⁴⁷.

Jako początek pierwszego okresu hossy na GPW w Warszawie przyjęto styczeń 2004 r., jako koniec hossy – lipiec 2007 r. Dla danego okresu hossy sprawdzono

45 W. Sharpe, *Capital Asset Prices: A theory of market Equilibrium under condition of risk*, "Journal of Finance" 1964, no. 19.

46 R.W. Banz, *The relationship between return and market value of common stocks*, "Journal of Financial Economics" 1981, vol. 9 (1), s. 3–18; E.F. Fama, K.R. French, *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, "Journal of Financial Economics" 1993, no. 33, s. 3–56.

47 Badanie przeprowadzono na danych miesięcznych, z których wyróżniono okresy hossy i bessy. Następnie badanie zostało powtórzone na danych kwartalnych i rocznych, już bez podziału na podokresy bessy i hossy.

relację pomiędzy stopą zwrotu a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta oraz spreadem dla zebranych danych miesięcznych, uzyskując rezultaty zaprezentowane w tabeli 5.3, część A. Badanie powtórzono dla danego podokresu hossy, ale zamiast średniego spreadu użyto logarytmu dziesiętnego policzonego ze średniego miesięcznego spreadu z danego portfela. Otrzymane wyniki zostały zaprezentowane w tabeli 5.3, część B.

Tabela 5.3. Oszacowanie parametrów modeli wg równań (5.6) i (5.7) dla poszczególnych podokresów oraz odpowiadające im wartości p-value oraz statystyki t-studenta

	Wartości oszacowanych parametrów	Wartość statystyki t-studenta	p-value
Hossa (styczeń 2004 – lipiec 2007)			
Część A			
W. wolny	-0,071395	-6,27061	0,000000
Średni spread	0,000112	5,71132	0,000000
Współczynnik beta	0,026076	3,01330	0,002749
Część B			
W. wolny	-0,079271	-5,44381	0,000000
log (spread)	0,014656	3,44205	0,000638
Współczynnik beta	0,018704	2,14775	0,032336
Bessa (sierpień 2007 – luty 2009)			
Część C			
W. wolny	0,019581	2,4107	0,016849
Średni spread	0,000020	1,9725	0,049963
Współczynnik beta	-0,014558	-2,5196	0,012551
Część D			
W. wolny	0,017083	1,3861	0,167309
log (spread)	0,003871	0,9977	0,319640
Współczynnik beta	-0,016255	-2,8255	0,005212
Hossa (marzec 2009 – grudzień 2012)			
Część E			
W. wolny	-0,053362	-11,6071	0,000000
Średni spread	-0,000058	-10,7509	0,000000
Współczynnik beta	0,015859	3,9014	0,000110
Część F			
W. wolny	-0,037505	-6,6816	0,000000
log (spread)	-0,015918	-9,8868	0,000000
współczynnik beta	0,022758	5,6343	0,000000

Źródło: opracowanie własne.

Jak zostało to zaprezentowane w tabeli 5.3, dla pierwszego podokresu hossy wszystkie oszacowane parametry są istotne statystycznie na poziomie 0,05 – zarówno dla wyników w części A, jak i wyników w części B. Dla tego okresu znak parametru występującego przy zmiennej określającej płynność w obu równaniach jest dodatni, co sugeruje, że wzrostowi spreadu towarzyszy wzrost stopy zwrotu. Dopasowanie obu modeli do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,67, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi także w obu przypadkach 0,028.

Kolejny podokres wyróżniony do badania to okres blisko dwuletniej bessy. Dla okresu bessy na początek sprawdzono relację pomiędzy stopą zwrotu a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta oraz spreadem, co zostało zaprezentowane w tabeli 5.3 w części C. Badanie powtórzono dla podokresu bessy, ale zamiast średniego spreadu użyto logarytmu dziesiętnego policzonego ze średniego miesięcznego spreadu z danego portfela. Otrzymane wyniki zostały zaprezentowane w tabeli 5.3 w części D.

Dla podokresu bessy zatem wszystkie oszacowane parametry są istotne statystycznie na poziomie 0,05 – zarówno dla wyników przedstawionych w części C, jak i wyników przedstawionych w części D. Dla tego podokresu, tak jak dla podokresu hossy, znak parametru występującego przy zmiennej określającej płynność w obu równaniach jest dodatni, co sugeruje, że wzrostowi spreadu towarzyszy wzrost stopy zwrotu. Dopasowanie obu modeli do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,93, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi także w obu przypadkach 0,015.

Ostatni podokres, jaki wyróżniono do badania, to okres kolejnej hossy. Jak zostało to zaprezentowane powyżej, dla podokresu drugiej hossy wszystkie oszacowane parametry są istotne statystycznie na poziomie 0,05 – zarówno dla modelu zaprezentowanego w części E, jak i modelu zaprezentowanego w części F. Jednak dla tego okresu znak parametru występującego przy zmiennej określającej płynność w obu równaniach jest ujemny, co sugeruje, że wzrostowi spreadu towarzyszy spadek stopy zwrotu. Dopasowanie obu modeli do danych rzeczywistych mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,82, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi także w obu przypadkach 0,012.

Jak można łatwo zauważyć, dla podokresów hossy i bessy została potwierdzona hipoteza, że pomiędzy stopą zwrotu a spreadem występuje istotna statystycznie zależność. Dodatkowo parametry oszacowane dla współczynnika beta również są istotne statystycznie, czyli w analizowanych podokresach także parametr beta wpływa na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji.

Dla porównania zostanie przedstawione badanie przeprowadzone na podstawie równań (5.6) i (5.7), sprawdzające istnienie zależności pomiędzy stopą zwrotu a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta oraz spreadem dla danych rocznych oraz kwartalnych⁴⁸. Otrzymane wyniki prezentuje tabela 5.4.

48 Dane kwartalne i roczne zebrane dla okresu od 01.01.2004 r. do 31.12.2012 r.

Tabela 5.4. Oszacowanie parametrów modeli wg równań (5.6) i (5.7) przy użyciu danych kwartalnych i rocznych oraz odpowiadające im wartości p-value oraz statystyki t-studenta

	Wartości oszacowanych parametrów	Wartość statystyki t-studenta	p-value
DANE KWARTALNE			
Część A			
W. wolny	-0,118961	-5,7760	0,000000
Średni spread	-0,000022	-0,5948	0,552361
Współczynnik beta	0,026525	4,9757	0,000001
Część B			
W. wolny	-0,116615	-4,1027	0,000051
log (spread)	-0,003859	-0,3785	0,705314
Współczynnik beta	0,027145	5,2177	0,000000
DANE ROCZNE			
Część C			
W. wolny	-0,261011	-1,46907	0,145786
średni spread	0,000295	0,50840	0,612588
Współczynnik beta	0,029644	8,49572	0,000000
Część D			
W. wolny	-0,337671	-0,90851	0,366370
log (spread)	0,061016	0,38756	0,699383
Współczynnik beta	0,029437	8,57118	0,000000

Źródło: opracowanie własne.

Jak wynika z zaprezentowanych w tabeli 5.4 obliczeń wykonanych na danych kwartalnych i rocznych, oszacowanie parametru odnoszącego się do zmiennej spread jest nieistotne statystycznie przy poziomie 0,05. Z obliczeń można wywnioskować, że nie istnieje zależność pomiędzy stopą zwrotu a wielkością spreadu wyliczoną na danych rocznych i kwartalnych. Natomiast parametry oszacowane dla współczynnika beta są istotne statystycznie, czyli parametr beta wpływa na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji w okresach kwartalnych i rocznych.

Dopasowanie obu modeli, szacowanych na danych kwartalnych, do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,80, a średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi w obu przypadkach 0,064. Natomiast dopasowanie obu modeli, szacowanych przy użyciu danych rocznych, do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,75, a średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi w obu przypadkach 0,425.

W dalszej kolejności zostały przeprowadzone także badania dla lat T oraz T+1, mające pokazać istnienie zależności pomiędzy stopą zwrotu z danej akcji w okresie T+1 a jej płynnością w okresie T. Gdy w modelu prezentowanym przez równa-

nia (5.6) lub (5.7) zostały wprowadzone zmienne zawierające opóźnienia czasowe, to w żadnym z analizowanych przypadków nie uzyskano istotnych statystycznie wyników, dlatego zrezygnowano z ich prezentowania w tej pracy.

5.2.3. Wnioski

Uzyskane na danych miesięcznych rezultaty wskazują, że stopy zwrotu z akcji zależą w istotnym stopniu od spreadu mierzonego w punktach bazowych. Jest to zgodne z teoretycznymi przewidywaniami, a także rezultatami badań nad wpływem spreadu na kształtowanie się stóp zwrotu realizowanych na rynkach wysoko rozwiniętych. Dodatkowo przeprowadzając to samo badanie dla wyszczególnionych podokresów hossy, bessy i ponownej hossy, potwierdzony został wpływ spreadu, jako miary płynności, na oczekiwaną stopę zwrotu z danych papierów wartościowych. Jednak dla podokresu pierwszej hossy oraz podokresu bessy znak parametru występującego przy zmiennej określającej płynność w obu równaniach jest dodatni, co sugeruje, że wzrostowi spreadu towarzyszy wzrost stopy zwrotu. Jest to zgodne z analizami zaprezentowanymi przez Amihuda i Mendel-sona⁴⁹ na danych pochodzących z rynku amerykańskiego. Natomiast dla podokresu drugiej hossy znak parametru występującego przy zmiennej określającej płynność w obu równaniach jest ujemny, co sugeruje, że wzrostowi spreadu towarzyszy spadek stopy zwrotu. Taka sytuacja może być spowodowana brakiem wiary inwestorów w zmianę trendu ze spadkowego na wzrostowy, co zostało potwierdzone w badaniach m.in. Czekaja, Woś, Żarnowskiego⁵⁰, Szyszki⁵¹ czy Campbella, Lo, MacKinlay⁵². Takie zachowanie inwestorów i brak wiary w zmieniającą się sytuację rynkową mogą wpływać na kształtowanie się cen akcji oraz płynności obrotu nimi.

Powtórzone badania na danych kwartalnych i rocznych pokazały, że przy dłuższych interwałach czasowych płynność mierzona przy użyciu spreadu nie ma wpływu na kształtowanie się stopy zwrotu. Otrzymane rezultaty wskazują, iż w warunkach polskiego rynku kapitałowego może występować „efekt interwałowy” związany z płynnością (tzn. dla tej samej akcji wartość oszacowania np. parametru beta czy spreadu na podstawie miesięcznych oraz rocznych stóp zwrotu jest odmienna). Występowanie „efektu interwałowego” na polskim rynku kapitałowym zostało potwierdzone m.in. w badaniach Brzeszczyńskiego, Gajd-

49 Y. Amihud, H. Mendelson H., *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

50 A. Szyszka, *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2003.

51 J. Czekaj, M. Woś, J. Żarnowski, *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce*, PWN, Warszawa 2001.

52 J.Y. Campbell, A.W. Lo, C.A. MacKinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, NJ 1997.

ki, Schabka⁵³ oraz Kudły⁵⁴. Dodatkowo otrzymane rezultaty mogą potwierdzać rozważania Famy⁵⁵ dotyczące rynku efektywnego, który twierdził, że anomalia⁵⁶, jakie występują na rynku kapitałowym w długich okresach, mogą zanikać lub ich wpływ na kształtowanie się stóp zwrotu może być niewielki.

W prezentowanym badaniu na danych miesięcznych nie udało się wykazać istotnego związku pomiędzy wartością spreadu w okresie T a stopą zwrotu w okresie T+1, jaki stwierdzono w badaniach Amihuda i Mendelсона⁵⁷. W przypadku wprowadzenia opóźnień, zarówno miesięcznych, kwartalnych, jak i rocznych, wszystkie szacowane parametry dotyczące płynności w okresie T nie miały wpływu na stopę zwrotu w okresie T+1.

5.3. Wpływ płynności wyrażonej jako liczba transakcji na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji

Jedną z naturalnych miar płynności, oprócz spreadu oraz wielkości obrotu, jest liczba transakcji. Jest to liczba umów kupna i sprzedaży danego instrumentu finansowego dokonanych w badanym okresie (liczona pojedynczo)⁵⁸. W przypadku gdy wartość obrotu dwoma instrumentami jest taka sama, istnieje zaś różnica w liczbie transakcji, możemy powiedzieć, że bardziej płynnym instrumentem jest ten, którym zawarto więcej transakcji. Liczba transakcji uznawana jest także za wskaźnik aktywności inwestorów w wykonywaniu operacji kupna i sprzedaży da-

53 J. Brzeszczyński, J. Gajdka, T. Schabek, „Efekt interwałowy” w estymacji parametru beta dla akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Rola intensywności transakcji giełdowych oraz kapitalizacji spółek, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia” 2008, vol. 4 (14), s. 421–431.

54 J. Kudła, *Segmentacja rynku kapitałowego na podstawie efektu interwałowego bet dla wybranych indeksów giełdowych*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego” 2008, nr 7, s. 9–20.

55 E.F. Fama, *Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance*, „Journal of Finance” 1998, vol. 49 (3), s. 283–306.

56 Dokładnie chodzi o anomalie dotyczące wskaźników zysk/cena, cash flow/cena (opisane przez DeBondta i Thaler, 1985) czy stopa wzrostu sprzedaży. Model Famy–Frencha nie wyjaśnia anomalii udokumentowanej przez Jegadeesha i Titmana (1993), dopiero w modelu Carharta (1997) uwzględnia się premię związaną z momentum

57 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

58 http://www.gpw.pl/mierniki_plynnosci [dostęp 06.03.2015].

nym instrumentem finansowym⁵⁹. Jednak miara ta nie jest szczegółowo omawiana w literaturze przedmiotu. Nie ma także zbyt wielu badań dotyczących wykorzystania liczby transakcji jako miernika płynności nawet na rynkach wysoko rozwiniętych. Autorzy wielu opracowań wolą posługiwać się bardziej złożonymi miarami, takimi jak wskaźnik obrotu⁶⁰ czy spread⁶¹. Jednak na potrzeby tej książki w badaniach dotyczących Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie wykorzystana zostanie liczba transakcji jako miernik płynności rynku.

5.3.1. Metodyka

Celem przeprowadzonego badania jest stwierdzenie, czy istnieje istotna statystycznie zależność pomiędzy płynnością wyrażoną jako liczba transakcji a kształtowaniem się stopy zwrotu z akcji. Zastosowana metodologia badawcza jest wzorowana na pracy Amihuda i Mendelсона pt. *Liquidity and Stock Returns*⁶². Badaniu podlegała zależność miesięcznych stóp zwrotu z akcji od ich ryzyka systematycznego mierzonego współczynnikiem beta oraz średniej liczby transakcji zawieranych w ciągu miesiąca. Dodatkowo przeprowadzono badanie zależności rocznych/kwartalnych stóp zwrotu z akcji od ich ryzyka systematycznego mierzonego współczynnikiem beta oraz średniej liczby transakcji zawieranych w ciągu roku/kwartału.

Dla celów badania w każdym roku spółki należące do próby zostały podzielone na 10 portfeli po 10 akcji w każdym w zależności od średniej liczby transakcji w roku. Wpływ liczby transakcji na stopę zwrotu badano w odniesieniu do lat 2004–2012, zaś współczynnik beta niezbędny do określenia ryzyka systematycznego portfeli został wyznaczony na podstawie 60 miesięcznych stóp zwrotu, stąd najwcześniejsze wykorzystane dane dotyczące stóp zwrotu obejmowały rok 2000. Dla każdego roku z okresu 2004–2012 skonstruowano portfele na podstawie kryterium średniej liczby transakcji w roku (do pierwszego z portfeli należało 10 akcji o liczbie transakcji najwyższej, do ostatniego zaś – o najniższej).

Następnie przy wykorzystaniu równania modelu regresji liniowej opisanego wzorem (5.3) dla każdego z portfeli został obliczony współczynnik beta. Obliczeń dokonano wykorzystując Metodę Najmniejszych Kwadratów (MNK): zmienną objaśnianą (R_t) była średnia miesięczna nadwyżkowa stopa zwrotu z portfela⁶³,

59 R. Korajczyk, R. Sadka, *Pricing the Commonality Across Alternative Measures of Liquidity*, "Journal of Financial Economics" 2008, vol. 87 (1), s. 45–72.

60 Zob. H. Chan, R. Faff, *Asset Pricing and Illiquidity Premium*, "The Financial Review" 2005, vol. 40, s. 429–458; V. Dater, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 203–219.

61 Zob. J. Hasbrouck, *Trading costs and returns for US equities: Estimating effective costs from daily data*, Working Paper, Stern School of Business, New York University, 2006; V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk...*, s. 375–410.

62 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

63 Przez nadwyżkową stopę zwrotu rozumiana jest różnica pomiędzy stopą zwrotu z danego instrumentu a stopą zwrotu z aktywów wolnych od ryzyka.

zmienną objaśniającą (R_M) średnia miesięczna nadwyżkowa stopa zwrotu z WIG dla 60 miesięcy⁶⁴ (5 lat) poprzedzających analizowany rok, włącznie z tym rokiem (T-4 do T, i T ∈ (2004, 2012)). Jako stopę zwrotu z aktywów wolnych od ryzyka (R_f) wybrano stopę Wibur⁶⁵.

Ze względu na zastosowanie Metody Najmniejszych Kwadratów do obliczenia współczynników beta, sprawdzono także, czy nie występuje autokorelacja lub heteroskedastyczność policzonych współczynników. Uzyskane wyniki dotyczące występowania heteroskedastyczności oraz autokorelacji oszacowanych współczynników pokrywają się z opisanymi w podrozdziale 5.2.1 rezultatami dotyczącymi występowania tych zjawisk. Dlatego też w przypadku badania przeprowadzonego na portfelach akcji, ze względu na stosunkowo niewielką liczbę obciążonych równań, oszacowania obciążonych parametrów zostały skorygowane i do dalszej analizy użyto nieobciążonych współczynników beta.

Dokonano regresji średniej arytmetycznej miesięcznej stopy zwrotu danego portfela w roku T względem współczynnika beta portfela wyliczonego za lata (T-4; T), logarytmu dziesiętnego policzonego ze średniej miesięcznej liczby transakcji portfela w roku T, co można przedstawić za pomocą równania:

$$R_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + \gamma_2 \log(LT_i) + u_i \quad (5.10)$$

gdzie:

R_i – średnia miesięczna stopa zwrotu z i -tego portfela,

β_i – współczynnik beta dla i -tego portfela,

$\log(LT_i)$ – logarytm dziesiętny policzony ze średniej miesięcznej liczby transakcji i -tego portfela,

u_i – składnik losowy⁶⁶.

Użycie logarytmu dziesiętnego policzonego ze średniej miesięcznej liczby transakcji z danego portfela jest zgodne z koncepcją zaprezentowaną przez Amihuda i Mendelсона⁶⁷, którzy twierdzili, że funkcja opisująca zależność pomiędzy płyn-

64 Dla portfeli z 2004 r. było to 59 miesięcy, ze względu na początek badania przypadający na koniec stycznia 2000 r., a więc portfele te miały o jedną obserwację (miesięczną stopę zwrotu) mniej.

65 Dla danych miesięcznych został wykorzystany WIBOR jednomiesięczny, dla danych kwartalnych WIBOR trzymiesięczny, natomiast dla danych rocznych do obliczeń wykorzystano WIBOR roczny.

66 Mówiąc precyzyjniej, równanie, którego parametry szacowano, miało postać:

$$R_T^i = \gamma_1 + \gamma_2 \gamma_T^i + \gamma_3 * LT_T^i + \sum_{2004}^{2012} \gamma_T * D_T + \varepsilon_T^i$$

gdzie: R_T^i – nadwyżkowa średnia miesięczna stopa zwrotu z portfela i w roku T ; β_T^i – parametr beta portfela i , obliczony w sposób opisany wcześniej; LTT_i – średnia miesięczna liczba transakcji portfela i w roku T ; DT – zmienne zero-jedynkowe, przyjmujące wartość 1 dla roku T i 0 w innym przypadku; γ_1 – wyraz wolny; ε_T^i – reszty równania. Zastosowane rozwiązanie przyjęto za Amihudem i Mendelsonem.

67 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

nością a oczekiwaną stopą zwrotu jest funkcją rosnącą, jednak krańcowy przyrost stopy zwrotu z tego tytułu zmniejsza się wraz ze wzrostem płynności.

W regresji przekrojowo-czasowej wykorzystano ostatecznie 1055 obserwacji⁶⁸ obejmujących okres 2004–2012 (9 lat). Analiza empiryczna obejmująca okres od stycznia 2004 r. do grudnia 2012 r. została przeprowadzona na danych rocznych, kwartalnych i miesięcznych. Dane miesięczne dodatkowo zostały podzielone na podokresy hossy i bessy. Dokładny opis każdego z wyróżnionych podokresów znajduje się w podrozdziale 5.1.

5.3.2. Wyniki badania

Zastosowana metodologia badawcza jest podobna do opisanej przez Amihuda i Mendelсона w pracy *Liquidity and Stock Returns*⁶⁹. W pierwszej kolejności sprawdzono, na podstawie równania (5.10), relację pomiędzy stopą zwrotu a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta oraz liczbą transakcji (LT) dla danych miesięcznych, uzyskując rezultat, który przedstawiono w tabeli 5.5. Następnie badanie zostało powtórzone z podziałem na podokresy hossy, bessy i ponownej hossy. Oszacowania parametrów modelu według równania (5.10) otrzymane w poszczególnych podokresach także zostały zaprezentowane w tabeli 5.5. W całym badaniu zamiast liczby transakcji użyto logarytmu dziesiętnego policzonego ze średniej miesięcznej liczby transakcji z danego portfela ($\log LT$), co jest zgodne z koncepcją zaprezentowaną przez Amihuda i Mendelсона⁷⁰.

Tabela 5.5. Oszacowanie parametrów modelu wg równania (5.10) dla poszczególnych okresów na danych miesięcznych oraz odpowiadające im wartości p-value oraz statystyki t-studenta

	Wartości oszacowanych parametrów	Wartość statystyki t-studenta	p-value
1	2	3	4
DANE MIESIĘCZNE			
Część A			
W. wolny	-0,069899	-19,2945	0,000000
$\log(LT)$	-0,000225	-0,1797	0,857428
Współczynnik beta	0,020777	5,5474	0,000000

68 Spośród 1080 obserwacji (10 portfeli x 9 lat) usunięto 26 portfeli, które zawierały spółki, dla których GPW nie raportowała liczby transakcji. Spółki wchodzące w skład tych portfeli w roku 2004 i/lub 2005 były notowane w systemie notowań jednolitych.

69 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

70 Ibidem.

Tab. 5.5. (cd.)

1	2	3	4
Hossa (styczeń 2004 – lipiec 2007)			
Część B			
W. wolny	-0,070863	-8,85220	0,000000
log(LT)	0,002662	1,04498	0,296630
Współczynnik beta	0,031695	4,34677	0,000017
Bessa (sierpień 2007 – luty 2009)			
Część C			
W. wolny	0,017638	2,5670	0,011048
log(LT)	-0,007366	-2,6555	0,008610
Współczynnik beta	-0,001876	-0,2779	0,781378
Hossa (marzec 2009 – grudzień 2012)			
Część D			
W. wolny	-0,076147	-23,0584	0,000000
log(LT)	-0,000911	-0,8206	0,412283
Współczynnik beta	0,028016	7,3156	0,000000

Źródło: opracowanie własne.

Jak wynika z zaprezentowanych w tabeli 5.5 w części A danych, oszacowanie parametru odnoszącego się do liczby transakcji jest ujemne i nieistotne statystycznie przy poziomie 0,05. W ten sposób odrzucona została hipoteza, że pomiędzy stopą zwrotu a liczbą transakcji występuje istotna statystycznie zależność. Pozostała zmienna występująca w badaniu, czyli współczynnik beta, jest w tym przypadku istotna statystycznie, czyli ma wpływ na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,85, a średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,0207.

Kolejnym etapem badania było sprawdzenie, czy płynność mierzona liczbą transakcji wywiera istotny wpływ na kształtowanie się stopy zwrotu w podokresach hossy i bessy. Wyniki tych badań także zostały zaprezentowane w tabeli 5.5 w częściach B–D.

Dla pierwszego okresu hossy sprawdzono relację pomiędzy stopą zwrotu a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta oraz liczbą transakcji, uzyskując rezultat zaprezentowany w tabeli 5.5 w części B. Dla analizowanego okresu hossy oszacowany parametr dotyczący współczynnika beta jest istotny statystycznie na poziomie 0,05. Parametr dotyczący liczby transakcji nie jest natomiast istotny statystycznie na poziomie 0,05, co powoduje odrzucenie hipotezy o wpływie płynności wyrażonej przez liczbę transakcji na kształtowanie się stopy zwrotu z badanych akcji. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,67, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,0276.

Kolejny podokres, jaki wyróżniono do badania, to okres blisko dwuletniej bessy. Jak zostało to przedstawione powyżej, tylko oszacowany parametr dotyczący liczby transakcji jest istotny statystycznie na poziomie 0,05. Dla tego okresu znak parametru występującego przy zmiennej określającej płynność jest ujemny, co sugeruje, że wzrostowi liczby transakcji towarzyszy spadek stopy zwrotu. W przypadku parametru oszacowanego dla współczynnika beta jest on nieistotny statystycznie, czyli nie ma wpływu na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,91, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,016.

Ostatni podokres, jaki wyróżniono do badania, to okres kolejnej hossy. Jak zostało to zaprezentowane w tabeli 5.5 w części D, dla podokresu kolejnej hossy oszacowany parametr dotyczący współczynnika beta jest istotny statystycznie na poziomie 0,05. Natomiast parametr dotyczący liczby transakcji nie jest istotny statystycznie na poziomie 0,05, co powoduje odrzucenie hipotezy o wpływie płynności wyrażonej przez liczbę transakcji na kształtowanie się stopy zwrotu z badanych akcji. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,83, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,0119.

Jak można łatwo zauważyć, dla podokresu bessy została potwierdzona hipoteza, że liczba transakcji wpływa na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji. Natomiast nie została ona potwierdzona w przypadku analizy obu podokresów hossy. Dodatkowo parametry oszacowane dla współczynnika beta są istotne statystycznie w przypadku obu podokresów hossy, czyli w analizowanych podokresach parametr beta wpływa na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji. Tylko w podokresie bessy współczynnik beta nie miał znaczenia w kształtowaniu się stopy zwrotu z akcji. Może to wynikać z długości analizowanego podokresu albo specyfiki bessy.

Dla porównania w dalszej części rozdziału zostały zaprezentowane wyniki oszacowania modelu (5.10) dotyczące zależności pomiędzy stopą zwrotu a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta oraz liczbą transakcji dla danych rocznych oraz kwartalnych. Otrzymane wyniki przedstawia tabela 5.6.

Tabela 5.6. Oszacowanie parametrów modelu wg równania (5.10) przy użyciu danych kwartalnych i rocznych oraz odpowiadające im wartości p-value oraz statystyki t-studenta

	Wartości oszacowanych parametrów	Wartość statystyki t-studenta	p-value
1	2	3	4
DANE ROCZNE			
Część A			
W. wolny	-0,064949	-0,36299	0,717583
log(LT)	-0,011806	-0,14488	0,885178
Współczynnik beta	0,018477	5,70760	0,000000

Tab. 5.6. (cd.)

1	2	3	4
DANE KWARTALNE			
Część B			
W. wolny	-0,198136	-9,6002	0,000000
log(LT)	0,002540	0,3464	0,729216
Współczynnik beta	0,051230	7,6147	0,000000

Źródło: opracowanie własne.

Jak wynika z zaprezentowanych w tabeli 5.6 w części A obliczeń wykonanych na danych rocznych, oszacowanie parametru odnoszącego się do liczby transakcji jest ujemne i nieistotne statystycznie przy poziomie 0,05. Natomiast z obliczeń dokonanych na danych kwartalnych pokazanych w części B tabeli 5.6 wynika, że liczba transakcji także nie jest istotna statystycznie przy poziomie 0,05. Z obliczeń przedstawionych w częściach A i B tabeli 5.6 można wywnioskować, że parametry oszacowane dla współczynnika beta w obu przypadkach są istotne statystycznie, czyli parametr beta wpływa na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji w okresach kwartalnych i rocznych. Dopasowanie modelu szacowanego na danych kwartalnych do danych rzeczywistych mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,78, a średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,0727. Natomiast dopasowanie modelu szacowanego przy użyciu danych rocznych do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,764, a średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) 0,396.

W dalszej kolejności zostały przeprowadzone także badania dla lat T oraz T+1, mające pokazać istnienie zależności pomiędzy stopą zwrotu z danej akcji w okresie T+1 a jej płynnością w okresie T. Gdy w modelu prezentowanym przez równanie (5.10) zostały wprowadzone zmienne zawierające opóźnienia czasowe, to w żadnym z analizowanych przypadków nie uzyskano istotnych statystycznie wyników, dlatego zrezygnowano z ich prezentowania w tej pracy.

5.3.3. Wnioski

Uzyskane w większości przypadków rezultaty wskazują, że stopy zwrotu z akcji nie zależą w istotnym stopniu od liczby transakcji. Natomiast tylko dla podokresu bessy oszacowany parametr dotyczący liczby transakcji jest istotny statystycznie oraz znak tego parametru jest ujemny, co sugeruje, że wzrostowi liczby transakcji towarzyszy spadek stopy zwrotu. Jednym z możliwych wyjaśnień tych wyników może być występowanie wśród inwestorów nadmiernej paniki będącej efektem naśladownictwa zachowań innych inwestorów w wyniku obserwowanego załamania się rynku i spadku cen pa-

pierów wartościowych. Panika rozpowszechnia się wśród uczestników rynku bardzo szybko, a reakcja rynku tym spowodowana jest bardzo gwałtowna⁷¹.

Powtórzone badanie na danych kwartalnych i rocznych pokazało, iż przy dłuższych interwałach czasowych płynność mierzona przy użyciu liczby transakcji także nie ma wpływu na kształtowanie się stopy zwrotu.

Jednak uzyskane rezultaty wskazują istnienie szeregu wątpliwości, jak np. ta, iż w prezentowanym badaniu nie udało się wykazać istotnego związku pomiędzy liczbą transakcji w roku T a stopą zwrotu w roku $T+1$. W przypadku wprowadzenia opóźnień, zarówno miesięcznych, kwartalnych, jak i rocznych, wszystkie szacowane parametry dotyczące płynności w okresie T nie wpływały na kształtowanie się stopy zwrotu z analizowanych akcji w okresie $T+1$. Dodatkowo liczba transakcji jako zmienna określająca płynność jest bardzo rzadko używana w badaniach prowadzonych na rynkach wysoko rozwiniętych, dlatego też nie można porównać uzyskanych dla rynku polskiego wyników z rezultatami badań pochodzących z rynków rozwiniętych.

5.4. Płynność akcji a horyzont czasowy inwestycji

Każdy inwestor ma swoje preferencje dotyczące okresu, na jaki chce zainwestować posiadane nadwyżki gotówki. Według Amihuda i Mendelсона⁷² wymagana stopa zwrotu z akcji powinna wzrastać wraz ze spadkiem płynności, jednak krańcowy przyrost winien zmniejszać się wraz z wydłużaniem horyzontu inwestycyjnego oraz zmniejszaniem prawdopodobieństwa przedterminowego zakończenia inwestycji. W rezultacie inwestorzy o różnych horyzontach czasowych inwestycji wymagać mogą różnej stopy zwrotu na jednostkę czasu od tych samych akcji⁷³.

Celem przedmiotowego badania jest pokazanie zależności zachodzącej pomiędzy horyzontem czasowym a płynnością akcji danej spółki.

5.4.1. Metodyka

Celem przeprowadzonego badania jest stwierdzenie, czy istnieje istotna statystycznie zależność pomiędzy płynnością danego papieru wartościowego a kształtowaniem się horyzontu czasowego inwestycji. Według Amihuda i Mendelсона⁷⁴, jeśli wszyscy inwe-

71 A. Szyszka, *Finanse behawioralne. Nowe podejście do inwestowania na rynku kapitałowym*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań 2009, s. 90–91.

72 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

73 M. Huang, *Liquidity shocks and equilibrium liquidity premia*, "Journal of Economic Theory" 2003, no. 109, s. 104–129.

74 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

storzy mieliby taki sam horyzont inwestycyjny, to wówczas należałoby oczekiwać, że akcje o wysokiej płynności przynosiłyby niższe stopy zwrotu, i odwrotnie, mało płynne papiery wartościowe miałyby wyższe stopy zwrotu. Sytuacja ta komplikuje się jednak, jeśli uwzględni się fakt, iż różni inwestorzy mają różny horyzont czasowy dla swoich inwestycji. Tymczasem koszty związane z płynnością ponoszone są tylko jeden raz w czasie trwania inwestycji, premia za nabycie płacona jest przy kupnie, zaś koncesja przy sprzedaży płacona jest podczas zbycia akcji. Według Amihuda i Mendelсона⁷⁵ wymagana stopa zwrotu z akcji (po uwzględnieniu kosztów związanych z płynnością) powinna wzrastać wraz ze wzrostem płynności danej akcji, jednak krańcowy przyrost winien zmniejszać się wraz z wydłużaniem horyzontu czasowego inwestycji oraz zmniejszaniem prawdopodobieństwa przedterminowego zakończenia inwestycji. W rezultacie w warunkach równowagi rynkowej inwestorzy o krótkim horyzoncie czasowym dla inwestycji będą preferować akcje charakteryzujące się dużą płynnością, zaś o długim – niską. Aby dokładniej przeanalizować wpływ płynności mierzonej w tym przypadku spreadem na stopę zwrotu, rozważmy hipotetycznie efekt, jaki wywrze na zmianę wymaganej stopy zwrotu wzrost spreadu o 0,5 punktu procentowego. Ponieważ akcje o niskim spreadzie w warunkach równowagi są utrzymywane przez inwestorów w krótkim horyzoncie inwestycyjnym oraz prawdopodobieństwo przedterminowej likwidacji tych inwestycji jest wysokie, to dodatkowa stopa zwrotu wymagana od tych akcji za dodatkowy przyrost spreadu będzie wyższa od dodatkowej stopy zwrotu za przyrost spreadu o 0,5 punktu procentowego w odniesieniu do akcji o wysokim spreadzie, które w warunkach równowagi utrzymywane są przez inwestorów o długim okresie inwestowania. W rezultacie krańcowy przyrost wymaganej stopy zwrotu za wzrost spreadu o 0,5 punktu procentowego będzie zmniejszał się wraz ze wzrostem spreadu.

Zastosowana metodologia badawcza jest podobna do opisanej przez Amihuda i Mendelсона w pracy *Liquidity and Stock Returns*⁷⁶. Dla celów badania w każdym roku spółki należące do próby były dzielone na 10 portfeli po 10 akcji w każdym w zależności od średniej wartości spreadu w roku. Wpływ spreadu na horyzont czasowy inwestycji badano w odniesieniu do lat 2004–2012, zaś współczynnik beta niezbędny do określenia ryzyka systematycznego portfeli akcji został wyznaczony na podstawie 60 miesięcznych stóp zwrotu, stąd najwcześniejsze wykorzystane dane dotyczące stóp zwrotu obejmowały rok 2000. Dla każdego roku z okresu 2004–2012 skonstruowano portfele na podstawie kryterium średniej wartości spreadu w roku (do pierwszego z portfeli należało 10 akcji o spreadzie najwyższym, do ostatniego zaś – o najniższym).

Ze względu na zastosowanie Metody Najmniejszych Kwadratów do obliczenia współczynników beta sprawdzono również, czy nie występuje autokorelacja lub heteroskedastyczność policzonych współczynników. Uzyskane wyniki dotyczące występowania heteroskedastyczności oraz autokorelacji oszacowanych współczynników pokrywają się z opisanymi w podrozdziale 5.2.1. rezultatami dotyczącymi

75 Y. Amihud, H. Mendelson, *Asset Pricing and a Bid-Ask...*, s. 223–249.

76 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

występowania tych zjawisk. Dlatego też w przypadku badania przeprowadzonego na portfelach akcji ze względu na stosunkowo niewielką liczbę obciążonych równań, oszacowania obciążonych parametrów zostały skorygowane i do dalszej analizy użyto nieobciążonych współczynników beta.

Spread może nie być najlepszym miernikiem płynności⁷⁷. Należy go natomiast traktować jako wyznacznik okresu przetrzymywania aktywów kapitałowych⁷⁸. Jednak to badanie opiera się na założeniu, że spread jest odpowiednim miernikiem płynności. Co do okresu trwania inwestycji, badaniu podlegają tylko takie zmienne jak spread, współczynnik beta i kapitalizacja rynkowa, jako zmienne określające możliwe uwarunkowania inwestycyjne. Użycie spreadu jako kosztu płynności wydaje się uzasadnione, ponieważ był on stosowany nie tylko w pierwszych badaniach dotyczących płynności prezentowanych przez Amihuda i Mendelсона⁷⁹, ale także przez Atkinsa i Dyl⁸⁰ oraz wielu innych badaczy⁸¹.

Podobnie jak w badaniu zależności pomiędzy spreadem a stopą zwrotu, zmienne takie jak spread, współczynnik beta czy kapitalizacja spółki poddano badaniu regresji liniowej w stosunku do okresu posiadania przez inwestora danego papieru wartościowego w okresie następnego miesiąca. Atkins i Dyl⁸² uważali, że średni okres trwania inwestycji w akcje ($HP_{i,T+1}$) obliczony jest jako suma wartości wszystkich akcji danego emitenta będących w obrocie giełdowym podzielona przez wartość obrotu tymi akcjami. Dlatego w niniejszym opracowaniu przyjęto definicję oraz sposób szacowania średniego okres trwania inwestycji w akcje (HP_{iT+1}) za Atkinsem i Dylem. Równanie regresji liniowej jest następujące:

$$\ln(HP_{iT+1}) = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{iT} + \gamma_2 (Cap)_{iT} + \gamma_3 \log(S_{iT}) + \varepsilon_{iT} \quad (5.11)$$

gdzie:

$(HP)_{iT+1}$ – średni okres trwania inwestycji w akcje i -tego portfela w miesiącu $T+1$,
 β_{iT} – współczynnik beta dla i -tego portfela w miesiącu T ,

77 M. Aitken, C. Comerton-Forde, *How should liquidity be measured?*, "Pacific-basin Finance Journal" 2003, vol. 11 (1), s. 45–59.

78 A.B. Atkins, E.A. Dyl, *Transaction costs and the holding periods...* s. 309–325.

79 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

80 A.B. Atkins, E.A. Dyl, *Transaction costs and the holding periods...*, s. 309–325.

81 Zob. D.A. Lesmond, J.P. Ogden, C.A. Trzcinka, *A New Estimate of...*, s. 1113–1141; L.P. Samarakoon, *A New Measure of Market Liquidity of Shares...*, s. 165–182; T. Chordia, A. Subrahmanyam, V.R. Anshuman, *Trading Activity and Expected...*, s. 3–32; R. Dalgaard, *Liquidity and stock returns: Evidence from Denmark*, he MSc programme in Economics and Business Administration (Applied Economics and Finance), Master Thesis, Copenhagen Business School, 2009; B. Hearn, J. Piesse, *An Augmented Capital Asset Pricing Model: Liquidity and Stock Size in African Emerging Financial Market*, "African Finance Journal" 2009, SP. ISSN; N. Loukil, M.B. Bechir Zayani, A. Omri, *Impact of liquidity on stock returns: An empirical investigation of the Tunisian stock market*, "Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies. Taylor & Francis Journals" 2010, vol. 3 (2), s. 261–283.

82 A.B. Atkins, E.A. Dyl, *Transaction costs and the holding periods...* s. 309–325.

$(Cap)_{iT}$ – kapitalizacja miesięczna i -tego portfela w miesiącu T ,
 $\log(S_{iT})$ – logarytm średniego miesięcznego spreadu i -tego portfela w miesiącu T ,
 ε_{iT} – składnik losowy.

Atkins i Dyl⁸³ stwierdzili dodatni wpływ zarówno dla spreadu, jak i rynkowej kapitalizacji, oraz znacząco negatywny wpływ na okres trwania inwestycji współczynnika wariancji. Atkins i Dyl⁸⁴ badali wariancję w przeciwieństwie do współczynnika beta, ale proponowany przez nich argument, że wysoka zmienność (a więc duża wariancja) generuje wysokie obroty, może być zastosowany również do współczynnika beta.

5.4.2. Wyniki badania

Amihud i Mendelson⁸⁵ pokazują w swoich badaniach, że wymagana stopa zwrotu z akcji powinna wzrastać wraz ze wzrostem płynności, jednak krańcowy przyrost winien zmniejszać się wraz z wydłużaniem horyzontu inwestycyjnego oraz zmniejszaniem prawdopodobieństwa przedterminowego zakończenia inwestycji. Dlatego też, korzystając z metodyki opisanej przez Atkinsa i Dyla w pracy *Transaction costs and the holding periods for common stocks*⁸⁶, w pierwszej kolejności sprawdzono, zgodnie z równaniem (5.11), relację pomiędzy średnim okresem trwania inwestycji a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta, wielkością spółki mierzoną kapitalizacją oraz spreadem. Uzyskane rezultaty opisano w tabeli 5.7. Do obliczeń użyto logarytmu dziesiętnego policzonego ze średniego miesięcznego spreadu z każdego portfela.

Tabela 5.7. Oszacowanie parametrów modelu wg równania (5.11) oraz odpowiadające im wartości p-value i statystyki t-studenta

	Wartości oszacowanych parametrów	Wartość statystyki t-studenta	p-value
1	2	3	4
DANE ROCZNE			
Część A			
W. wolny	-0,020461	-4,03346	0,000127
log (spread)	0,010058	4,77230	0,000008
Współczynnik beta	-0,000021	-0,63220	0,529107
Kapitalizacja	0,000001	3,04930	0,003132

83 Ibidem

84 Ibidem.

85 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

86 A.B. Atkins, E.A. Dyl, *Transaction costs and the holding periods...*, s. 309–325.

1	2	3	4
DANE KWARTALNE			
Część B			
W. wolny	-0,007671	-2,12384	0,034397
log (spread)	0,007098	5,72217	0,000000
Współczynnik beta	-0,001376	-2,90537	0,003906
Kapitalizacja	0,000000	1,97985	0,048517
DANE MIESIĘCZNE			
Część C			
W. wolny	-0,000440	-0,16192	0,871401
log(spread)	0,006112	7,11868	0,000000
Współczynnik beta	-0,007144	-4,97409	0,000001
Kapitalizacja	0,000000	2,88519	0,003992
Hossa (styczeń 2004 – lipiec 2007)			
Część D			
W. wolny	0,002081	0,83372	0,404931
log(spread)	0,002423	3,29548	0,001070
Współczynnik beta	-0,004098	-2,75398	0,006154
Kapitalizacja	0,000000	0,61057	0,541827
Bessa (sierpień 2007 – luty 2009)			
Część E			
W. wolny	-0,049887	-3,72010	0,000264
log(spread)	0,025918	5,91390	0,000000
Współczynnik beta	-0,002466	-0,52017	0,603572
Kapitalizacja	0,000001	2,67404	0,008169
Hossa (marzec 2009 – grudzień 2012)			
Część F			
W. wolny	-0,003890	-0,86872	0,385459
log(spread)	0,007815	5,57363	0,000000
Współczynnik beta	-0,007771	-3,52214	0,000471
Kapitalizacja	0,000001	3,80890	0,000159

Źródło: opracowanie własne.

Jak wynika z zaprezentowanych w tabeli 5.7 obliczeń wykonanych na danych kwartalnych i rocznych, oszacowanie parametru odnoszącego się do spreadu jest dodatnie i istotne statystycznie przy poziomie 0,05. Z uzyskanych wyników można wywnioskować, że istnieje związek pomiędzy średnim okresem trwania inwestycji a spreadem wyliczonym na danych rocznych i kwartalnych. W częściach A i B tabeli 5.7 przedstawiono oszacowane parametry dla współczynnika beta oraz kapitalizacji, które są także istotne statystycznie, czyli parametr beta i wielkość spółki

wyrażona w postaci kapitalizacji wpływają na kształtowanie się średniego okresu trwania inwestycji w akcje w okresach kwartalnych i rocznych. Dopasowanie modelu szacowanego na danych kwartalnych do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,117, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,00519. Dopasowanie modelu szacowanego przy użyciu danych rocznych do danych rzeczywistych mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,30, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,0038.

W kolejnych częściach tabeli 5.7 (części C–F) zostały przedstawione wyniki obliczeń dokonanych na danych miesięcznych z wykorzystaniem wszystkich zebranych danych miesięcznych, jak i w podziale na podokresy hossy i bessy.

Jak wynika z danych pokazanych w tabeli 5.7 w części C, oszacowanie parametru odnoszącego się do spreadu jest dodatnie i istotne statystycznie przy poziomie 0,05. W ten sposób potwierdzona została hipoteza, że pomiędzy średnim okresem trwania inwestycji a płynnością mierzoną spreadem występuje zależność wyrażająca się wzrostem średniego okresu trwania inwestycji wraz ze wzrostem spreadu. Pozostałe zmienne występujące w badaniu, czyli współczynnik beta oraz wielkość spółki wyrażona w postaci kapitalizacji, także mają wpływ na kształtowanie się średniego okresu trwania inwestycji w akcje. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,103, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,0075.

Kolejnym etapem badania było sprawdzenie, czy istnieje istotna statystycznie zależność pomiędzy płynnością mierzoną spreadem a kształtowaniem się średniego okresu trwania inwestycji w podokresach hossy i bessy. Wyniki tych analiz także zostały zaprezentowane w tabeli 5.7 w częściach D–F.

Jako początek pierwszego okresu hossy na GPW w Warszawie przyjęto styczeń 2004 r., jako koniec hossy – lipiec 2007 r. Dla danego okresu hossy uzyskane rezultaty zaprezentowano w tabeli 5.7 w części D. Oszacowane tu parametry znajdujące się przy współczynniku beta oraz zmiennej określającej płynność są istotne statystycznie na poziomie 0,05. Dla tego okresu znak parametru występującego przy zmiennej określającej płynność także jest dodatni, co sugeruje, że wzrostowi wielkości spreadu towarzyszy wzrost średniego okresu trwania inwestycji. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,0747, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,0049.

Kolejny podokres, jaki wyróżniono do badania, to okres blisko dwuletniej bessy. Dla tego okresu sprawdzono relację pomiędzy średnim okresem trwania inwestycji a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta, wielkością spółki mierzoną kapitalizacją oraz wielkością spreadu. Uzyskane wyniki zaprezentowane zostały w tabeli 5.7 w części E. Jak zostało to przedstawione powyżej, dla podokresu bessy oszacowane parametry dotyczące spreadu oraz wielkości spółki mierzonej jako kapitalizacja są istotne statystycznie na poziomie 0,05. W przypadku parametru oszacowanego dla współczynnika beta jest on w tym przypadku nieistotny statystycznie, czyli nie ma wpływu na kształtowanie się średniego okresu trwania inwestycji. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych, mierzone

współczynnikiem R^2 wynosi 0,207, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,0117.

Ostatni podokres wyróżniony do badania to okres kolejnej hossy. Jak zaprezentowano w tabeli 5.7 w części F, dla tego podokresu oszacowane parametry dotyczące współczynnika beta, spreadu oraz wielkości spółki mierzonej kapitalizacją są istotne statystycznie na poziomie 0,05. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,14, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,00652.

Jak łatwo zauważyć, we wszystkich zaprezentowanych podokresach została potwierdzona hipoteza, że pomiędzy średnim okresem trwania inwestycji a średnim spreadem występuje zależność wyrażająca się wzrostem okresu trwania inwestycji wraz ze wzrostem spreadu. Dodatkowo dla wszystkich prezentowanych podokresów hossy parametry oszacowane dla współczynnika beta także są istotne statystycznie, czyli w analizowanych podokresach także parametr beta wpływa na kształtowanie się średniego okresu trwania inwestycji.

5.4.3. Wnioski

W badaniu opisanym przez Atkinsa i Dyla w artykule *Transaction costs and the holding periods for common stocks*⁸⁷ dokonano sprawdzenia relacji pomiędzy średnim okresem trwania inwestycji a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta, wielkością spółki mierzoną kapitalizacją oraz średnią wielkością spreadu. Powyższa analiza jest oparta na portfelach akcji zbudowanych według metodologii zaprezentowanej przez Amihuda i Mendelсона⁸⁸.

W przypadku analizowania płynności jako średniej wielkości spreadu, zarówno na danych miesięcznych⁸⁹, kwartalnych, jak i rocznych, okazało się, że płynność wyrażona jako spread oddziałuje na kształtowanie się średniego okresu trwania inwestycji z analizowanych akcji.

W prezentowanych tu badaniach dotyczących polskiej giełdy można znaleźć potwierdzenie wyników badań Atkinsa i Dyla przedstawionych w artykule *Transaction costs and the holding periods for common stocks*⁹⁰, że pomiędzy płynnością mierzoną spreadem a kształtowaniem się horyzontu czasowego inwestycji istnieje istotna statystycznie zależność. Jest to także potwierdzenie wyników uzyskanych przez Amihuda i Mendelсона⁹¹. W badaniu przeprowadzonym na grupie spółek notowanych na Warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych udało się także potwierdzić kierunek występowania zależności pomiędzy spreadem a kształtowa-

87 A.B. Atkins, E.A. Dyl, *Transaction costs and the holding periods...*, s. 309–325.

88 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

89 Wykorzystując do analizy zarówno cały badany okres (czyli 01.01.2004–31.12.2012), jak i w podziale na podokresy hossy i bessy.

90 A.B. Atkins, E.A. Dyl, *Transaction costs and the holding periods...*, s. 309–325.

91 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

niem się horyzontu czasowego inwestycji, jak to zrobili Atkins i Dyl, twierdzący, że inwestorzy o krótkim horyzoncie czasowym inwestycji będą preferowali kupno akcji charakteryzujących się wysoką płynnością (niskim spreadem), natomiast inwestorzy o długim horyzoncie czasowym będą woleli zakup akcji o niskiej płynności (wysokim spreadzie).

5.5. Model CAPM rozszerzony o czynnik płynności wyjaśniający proces generujący kształtowanie się stopy zwrotu z akcji

Najpopularniejszym modelem opisującym równowagę na rynku kapitałowym jest model CAPM (Capital Asset Pricing Model), zbudowany na bazie teorii portfela. W modelu tym analizuje się inwestorów, którzy inwestują w portfele efektywne. Należy pamiętać, że w wersji klasycznej model ten zakładał, że rynek kapitałowy jest rynkiem doskonałym, a inwestorzy mają jednorodne oczekiwania i jednakowy horyzont inwestycyjny, co w rzeczywistości często nie jest spełnione. Jednocześnie model CAPM (nazywany w literaturze modelem wyceny aktywów kapitałowych) określa, ile powinna wynosić oczekiwana stopa zwrotu z akcji na rynku będącym w stanie równowagi. W literaturze można znaleźć wiele modyfikacji modelu CAPM, które bardziej zbliżają go do rzeczywistości gospodarczej. Spośród modyfikacji klasycznego modelu warto wymienić następujące jego warianty:

- CAPM w wartościach realnych⁹²,
- CAPM z uwzględnieniem podatków⁹³,
- CAPM wychodzący od szerszej klasy funkcji użyteczności⁹⁴,
- CAPM z uwzględnieniem kosztów transakcji⁹⁵,
- CAPM z uwzględnieniem ograniczeń dotyczących krótkich pozycji⁹⁶.

92 J. Lintner, *The Aggregation of Investors' Diverse Judgements and Preferences in Purely Competitive Markets*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis" 1969, no. 4, s. 346–382.

93 M. Brennan, *Taxes, Market Valuation and Corporate Financial Policy*, "National Tax Journal" 1970, no. 23, s. 417–427.

94 M. Rubinstein, *An Aggregation Theorem for Securities Markets*, "Journal of Financial Economics" 1974, no. 1, s. 225–244.

95 H. Levy, *Equilibrium in an Imperfect Market: A Constraint on the Number of Securities in a Portfolio*, "American Economic Review" 1978, no. 68, s. 643–658.

96 H.M. Markowitz, *Risk Adjustment*, "Journal of Accounting Auditing and Finance" 1990, no. 5, s. 213–225.

Kolejną z takich modyfikacji jest dodanie do modelu CAPM dodatkowych zmiennych określających płynność aktywów⁹⁷. Badania zaprezentowane przez Acharya i Pedersena⁹⁸ stanowią uzupełnienie już wcześniej prowadzonych badań nad uwzględnieniem w modelu CAPM zmiennej określającej płynność aktywów. Jako miarę płynności wykorzystano w tym badaniu współczynnik braku płynności (ILLIQ) zaprezentowany przez Amihuda⁹⁹. Współczynnik braku płynności (ILLIQ) obliczamy ze wzoru (3.2)¹⁰⁰ i jest wyrażony jako uśredniona dzienna stopa zwrotu przypadająca na jednostkę pieniężną miary obrotu (na polskim rynku – na 1 tys. zł obrotu)¹⁰¹.

5.5.1. Metodyka

Celem przeprowadzonego badania jest stwierdzenie, czy model wyceny aktywów kapitałowych (CAPM) rozszerzony o zmienną określającą płynność papierów wartościowych dobrze wyjaśnia wpływ płynności akcji na stopę zwrotu.

Zastosowana metodologia badawcza jest podobna do opisanej przez Acharya i Pedersena w pracy *Asset pricing with liquidity risk*¹⁰². Główna idea ich badań opiera się na sprawdzeniu zależności pomiędzy oczekiwaną przez inwestorów stopą zwrotu z danego papieru wartościowego a jego względnym brakiem płynności oraz stopą zwrotu z portfela rynkowego i względnym brakiem płynności całego rynku.

Dla akcji i oczekiwana przez inwestorów stopa zwrotu w okresie t jest definiowana jako suma wypłaty dywidendy plus względna zmiana ceny tego papieru wartościowego:

$$E(R_{i,t}) = \frac{d_{i,t}}{P_{i,t-1}} + \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} = \frac{d_{i,t} + P_{i,t}}{P_{i,t-1}} - 1 \quad (5.12)$$

gdzie:

$E(R_{i,t})$ – oczekiwana przez inwestorów stopa zwrotu z akcji i w okresie t ,

$d_{i,t}$ – suma wypłaty dywidendy z akcji i w okresie t ,

$P_{i,t}$ – cena akcji i w okresie t .

97 Zob. D. Vayanos, J.-L. Vila, *Equilibrium interest rate and liquidity premium with transaction costs*, "Economic Theory" 1999, no. 13, s. 509–539; M. Huang, *Liquidity shocks and equilibrium...*, s. 104–129; N. Garleanu, L.H. Pedersen, *Adverse selection and the required return*, "Review of Financial Studies" 2004, vol. 17 (3), s. 643–665.

98 V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk...*, s. 375–410.

99 Y. Amihud, *Illiquidity and stock returns...*, s. 31–56.

100 Szczegółowy opis prezentowanej miary płynności znajduje się w rozdziale 3, podrozdział 3.5. tej pracy.

101 J. Olbryś, *Zastosowanie wybranych miar płynności aktywów kapitałowych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A.*, „Zarządzanie i Finanse” 2013, vol. 11 (3), cz. 2, s. 65–77.

102 V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk...*, s. 375–410.

Natomiast względny brak płynności akcji i jest przedstawiony wzorem:

$$C_{i,t} = \frac{C_{i,t}}{P_{i,t-1}} \quad (5.13)$$

gdzie:

$c_{i,t}$ – względny brak płynności akcji i w okresie t ,

$C_{i,t}$ – bezwzględny brak płynności akcji i w okresie t – współczynnik braku płynności (ILLIQ)¹⁰³,

$P_{i,t-1}$ – cena akcji i w okresie $t-1$.

Oczekiwana stopa zwrotu z portfela rynkowego jest definiowana jako suma płatności dywidend oraz względnej zmiany cen wszystkich akcji notowanych na tym rynku:

$$E(R_{M,t}) = \frac{\sum_i S_i d_{i,t}}{\sum_i S_i P_{i,t-1}} + \frac{\sum_i S_i (P_{i,t} - P_{i,t-1})}{\sum_i S_i P_{i,t-1}} = \frac{\sum_i S_i (d_{i,t} + P_{i,t})}{\sum_i S_i P_{i,t-1}} - 1 \quad (5.14)$$

gdzie:

$E(R_{M,t})$ – oczekiwana przez inwestorów stopa zwrotu z portfela rynkowego w okresie t ,

S_i – liczba akcji i w obrocie giełdowym,

$d_{i,t}$ – suma wypłaty dywidendy z akcji i w okresie t ,

$P_{i,t}$ – cena akcji i w okresie t .

Natomiast względny brak płynności całego rynku jest przedstawiony wzorem:

$$C_{M,t} = \frac{\sum_i S_i C_{i,t}}{\sum_i S_i P_{i,t-1}} \quad (5.15)$$

gdzie:

$c_{M,t}$ – względny brak płynności portfela rynkowego w okresie t , pozostałe oznaczenia jak we wzorach (23) i (24).

Acharya i Pedersen¹⁰⁴ twierdzą, że tradycyjny model CAPM, dla którego spełnione są jego podstawowe założenia, przekształca się w model CAPM uwzględniający zaburzenia, jakie występują w gospodarce w przypadku braku płynności na rynku. Dlatego oczekiwaną przez inwestorów stopę zwrotu uwzględniającą brak płynności danej akcji można przedstawić za pomocą wzoru:

103 Y. Amihud, *Illiquidity and stock returns...*, s. 31–56.

104 V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk...*, s. 375–410.

$$E_t(R_{i,t-1} - c_{i,t+1}) = R_F + E_t(R_{M,t+1} - c_{M,t+1} - R_F) \frac{\text{cov}_t(R_{i,t-1} - c_{i,t+1}, R_{M,t+1} - c_{M,t+1})}{\text{var}_t(R_{M,t+1} - c_{M,t+1})} \quad (5.16)$$

gdzie:

- R_F – stopa zwrotu z papierów wartościowych wolnych od ryzyka,
- $c_{M,t+1}$ – względny brak płynności portfela rynkowego w okresie $t+1$,
- $c_{i,t+1}$ – względny brak płynności akcji i w okresie $t+1$,
- $R_{i,t-1}$ – stopa zwrotu z akcji i w okresie $t-1$,
- $R_{M,t+1}$ – stopa zwrotu z portfela rynkowego w okresie $t+1$,
- $E_t(R_{M,t+1} - c_{M,t+1} - R_F)$ – oczekiwana przez inwestora premia za ryzyko minus względny brak płynności portfela rynkowego.

Ostatni składnik równania (5.17) można rozpisać w następujący sposób:

$$\begin{aligned} & \frac{\text{cov}_t(R_{i,t-1} - c_{i,t+1}, R_{M,t+1} - c_{M,t+1})}{\text{var}_t(R_{M,t+1} - c_{M,t+1})} = \\ & = \frac{\text{cov}_t(R_{i,t-1}, R_{M,t+1}) + \text{cov}_t(c_{i,t+1}, c_{M,t+1}) - \text{cov}_t(R_{i,t-1}, c_{M,t+1}) - \text{cov}_t(c_{i,t+1}, R_{M,t+1})}{\text{var}_t(R_{M,t+1} - c_{M,t+1})} = \quad (5.17) \\ & = \frac{\text{cov}_t(R_{i,t-1}, R_{M,t+1})}{\text{var}_t(R_{M,t+1} - c_{M,t+1})} + \frac{\text{cov}_t(c_{i,t+1}, c_{M,t+1})}{\text{var}_t(R_{M,t+1} - c_{M,t+1})} - \frac{\text{cov}_t(R_{i,t-1}, c_{M,t+1})}{\text{var}_t(R_{M,t+1} - c_{M,t+1})} - \frac{\text{cov}_t(c_{i,t+1}, R_{M,t+1})}{\text{var}_t(R_{M,t+1} - c_{M,t+1})} \end{aligned}$$

Następnie kowariancję przedstawioną w powyższym wzorze można rozłożyć na cztery podkowariancje:

- β_t – kowariancja między stopą zwrotu z danej akcji a stopą zwrotu z portfela rynkowego,
- $\beta_{L1,t}$ – kowariancja między płynnością danej akcji a płynnością rynku,
- $\beta_{L2,t}$ – kowariancja między stopą zwrotu z danej akcji a płynnością całego rynku,
- $\beta_{L3,t}$ – kowariancja między płynnością danej akcji a stopą zwrotu z portfela rynkowego.

Każda z tych czterech kowariancji reprezentuje współczynnik beta:

$$\beta_t = \frac{\text{cov}(R_{i,t}, R_{M,t} - E_{t-1}(R_{M,t}))}{\text{var}(R_{M,t} - E_{t-1}(R_{M,t}))}, \quad (5.18)$$

$$\beta_{L1,t} = \frac{\text{cov}(c_{i,t} - E_{t-1}(c_{i,t}), c_{M,t} - E_{t-1}(c_{M,t}))}{\text{var}(R_{M,t} - E_{t-1}(R_{M,t}) - [c_{M,t} - E_{t-1}(c_{M,t})])}, \quad (5.19)$$

$$\beta_{L2,t} = \frac{\text{cov}(R_{i,t}, c_{M,t} - E_{t-1}(c_{M,t}))}{\text{var}(R_{M,t} - E_{t-1}(R_{M,t}) - [c_{M,t} - E_{t-1}(c_{M,t})])}, \quad (5.20)$$

$$\beta_{L3,t} = \frac{\text{cov}(c_{i,t} - E_{t-1}(c_{i,t}), R_{M,t} - E_{t-1}(R_{M,t}))}{\text{var}(R_{M,t} - E_{t-1}(R_{M,t}) - [c_{M,t} - E_{t-1}(c_{M,t})])} \quad (5.21)$$

Można powiedzieć, że istnieją trzy współczynniki beta określające płynność ($\beta_{L1,t}$, $\beta_{L2,t}$, $\beta_{L3,t}$), które uzupełniają rynkowy współczynnik beta. Korzystając z określonych powyżej współczynników beta dla rynku i płynności, można zapisać zmodyfikowaną wersję modelu CAPM wzorem:

$$E_t(R_{i,t+1}) = R_F + E_t(c_{i,t+1}) + E_t(R_{M,t+1} - c_{M,t+1} - R_F)(\beta_t + \beta_{L1,t} - \beta_{L2,t} - \beta_{L3,t}) \quad (5.22)$$

Model ten wprowadza trzy rodzaje ryzyka płynności oprócz standardowego systematycznego ryzyka rynkowego (β_t). $\beta_{L1,t}$ mierzy kowariancję między płynnością danej akcji i płynnością rynku. Można oczekiwać, że związek ten jest dodatni – co znaczy, że gdy płynność rynku spada, to płynność akcji także będzie się zmniejszać. $\beta_{L2,t}$ mierzy kowariancję między stopą zwrotu z danej akcji a płynnością całego rynku. Związek ten jest ujemny, czyli wraz ze spadkiem płynności całego rynku stopa zwrotu z danej akcji będzie wzrastać. $\beta_{L3,t}$ mierzy kowariancję między płynnością danej akcji i stopą zwrotu z portfela rynkowego. W tym przypadku także można oczekiwać ujemnego związku pomiędzy zmiennymi. Oznacza to, że wraz ze wzrostem stopy zwrotu z portfela rynkowego płynność danej akcji będzie spadać. Po przekształceniu równanie (5.22) możemy zapisać w prostszej postaci, która zostanie wykorzystana w dalszych analizach¹⁰⁵:

$$E(R_{i,t} - R_{F,t}) = \alpha + \gamma_0 E(c_{i,t}) + \gamma_1 \beta_t + \gamma_2 \beta_{L1,t} + \gamma_3 \beta_{L2,t} + \gamma_4 \beta_{L3,t} \quad (5.23)$$

Aby jeszcze bardziej uprościć rozważania dotyczące modelu CAPM rozszerzonego o czynnik płynności zakłada się, że premia za ryzyko wynikająca z różnych współczynników beta obrazujących płynność jest mniej więcej taka sama, co pozwala zapisać tę zależność za pomocą równania:

105 Z szacowaniem wartości parametrów modelu regresji 31 może wiązać się problem współliniowości, polegający na wysokiej korelacji między zmiennymi objaśniającymi. Testem statycznym, mierzącym problem współliniowości, jest statystyka Variance Inflation Factor (VIF), wyrażona wzorem: $VIF_j = 1/(1 - R^2_j)$, gdzie R^2_j – to współczynnik determinacji modelu, dla którego zmienna j występuje jako zmienna objaśniana, a nie jako objaśniająca (porównaj Theil, 1971). Dane dotyczące statystyki VIF dla tego modelu zostały zaprezentowane w dalszej części tego rozdziału.

$$\beta_{\text{net},i} = \beta_{L1} - \beta_{L2} - \beta_{L3} \quad (5.24)$$

Wykorzystując przedstawioną powyżej zależność poszczególnych współczynników beta, równanie modelu CAPM rozszerzonego o czynnik płynności można przedstawić za pomocą wzoru:

$$E(R_{i,t} - R_f) = \alpha + \gamma_0 E(C_{i,t}) + \gamma_1 \beta_t + \gamma_2 \beta_{\text{net},t} \quad (5.25)$$

W badaniu Acharya i Pedersena analiza jest oparta na indywidualnych akcjach, a nie na portfelach akcji, ze względu na możliwość utraty niektórych danych przy podziale akcji na portfele¹⁰⁶. Następnie dokonano estymacji paramentów modelu CAPM rozszerzonego o czynnik płynności i sprawdzono jego dopasowanie do danych rzeczywistych. Oszacowanie paramentów modelu zostało wykonane zarówno dla współczynników beta obrazujących płynność ($\beta_{L1}, \beta_{L2}, \beta_{L3}$), jak i przy wykorzystaniu zależności zachodzących pomiędzy współczynnikami beta obrazującymi płynność (β_{net}).

5.5.2. Wyniki badania

Bazując na metodologii opisanej przez Acharya i Pedersena w pracy *Asset pricing with liquidity risk*¹⁰⁷, w pierwszej kolejności sprawdzono zależność, według wzoru (5.23), pomiędzy stopą zwrotu każdej akcji wchodzącej w skład próby a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta (β_t), trzema rodzajami ryzyka płynności, reprezentowanymi przez współczynniki beta określające płynność ($\beta_{L1,t}, \beta_{L2,t}, \beta_{L3,t}$), które zostały wcześniej policzone dla każdej akcji oraz współczynnikiem braku płynności¹⁰⁸ ($C_{i,t}$). Następnie, zgodnie ze wzorem (5.25), zbadana została relacja pomiędzy stopą zwrotu każdej akcji wchodzącej w skład próby a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta, czynnikiem płynności (β_{net}) oraz współczynnikiem braku płynności¹⁰⁹ ($C_{i,t}$). Uzyskane wyniki wszystkich estymacji przedstawia tabela 5.8.

106 E.J. Elton., M.J. Gruber, *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*, WIG-Press, Warszawa 1998.

107 V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk...*, s. 375–410.

108 Y. Amihud, *Illiquidity and stock returns...*, s. 31–56.

109 Ibidem.

Tabela 5.8. Oszacowanie parametrów modeli wg wzorów (5.23) i (5.25) oraz odpowiadające im wartości p-value i statystyki t-studenta

	Wartości oszacowanych parametrów	Wartość statystyki t-studenta	p-value
1	2	3	4
DANE MIESIĘCZNE			
Część A			
W. wolny	-1,80	-6,8158	0,000000
C_{it}	6492225	213,4517	0,000000
β_t	1,09	5,1095	0,000000
$\beta_{l1,t}$	-15,24	-8,2322	0,000000
$\beta_{l2,t}$	0,00003387	0,9816	0,326347
$\beta_{l3,t}$	22248	3,2705	0,001080
Część B			
W. wolny	-1,816889	-6,8568	0,000000
C_{it}	6482516	212,0954	0,000000
β_t	1,0202822811	4,7715	0,000002
β_{net}	-0,0000031534	-0,0914	0,927188
DANE KWARTALNE			
Część C			
W. wolny	-0,0175653	-1,04120	0,297910
C_{it}	-234975	-2,04663	0,040825
β_t	-0,0008922	-0,06552	0,947768
$\beta_{l1,t}$	0,0020385593	0,87782	0,380148
$\beta_{l2,t}$	0,0000000684	4,46811	0,000008
$\beta_{l3,t}$	-1025	-1,66232	0,096607
Część D			
W. wolny	-0,018046	-1,06961	0,284923
C_{it}	-232429	-2,02400	0,043103
β_t	-0,001738	-0,12766	0,898431
β_{net}	-0,00000007249	-5,13467	0,000000
DANE ROCZNE			
Część E			
W. wolny	-0,0633	-0,79978	0,424223
C_{it}	349690,7	0,15388	0,877769
β_t	0,0583	0,93122	0,352196
$\beta_{l1,t}$	-0,0018276908	-0,03002	0,976061
$\beta_{l2,t}$	-0,0000001231	-1,90185	0,057773
$\beta_{l3,t}$	-8109,3	-0,58894	0,556168

1	2	3	4
Część F			
W. wolny	-0,0542	-0,683306	0,494732
$C_{i,t}$	379693,1	0,166659	0,867707
β_t	0,0419	0,674178	0,500512
β_{net}	0,00000013628	2,306604	0,021488

Źródło: opracowanie własne.

Jak wynika z zaprezentowanych w tabeli 5.8 w części A wyników uzyskanych na danych miesięcznych, oszacowanie parametru odnoszącego się do współczynnika braku płynności ($C_{i,t}$) jest dodatnie i istotne statystycznie przy poziomie 0,05. Pozostałe zmienne występujące w badaniu, czyli ryzyko systematyczne mierzone współczynnikiem beta (β_t) oraz dwa współczynniki beta określające płynność ($\beta_{L1,t}$, $\beta_{L3,t}$) także są istotne statystycznie, czyli mają wpływ na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji. Tylko jeden ze współczynników beta określających płynność ($\beta_{L2,t}$), będący zależnością pomiędzy oczekiwaną stopą zwrotu z danej akcji a płynnością całego rynku, nie jest istotny statystycznie, czyli nie wpływa na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji. Znak parametru występującego przy zmiennej określającej płynność jest dodatni, co sugeruje, że wzrostowi współczynnika braku płynności ($C_{i,t}$) towarzyszy wzrost stopy zwrotu. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,88, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 7,49.

Następnie, wykorzystując te same dane miesięczne, dokonano estymacji parametrów modelu CAPM rozszerzonego o czynnik płynności przy wykorzystaniu zależności pomiędzy współczynnikami beta obrazującymi płynność (β_{net}). Jak wynika z pokazanych w tabeli 5.8 w części B obliczeń, oszacowanie parametru odnoszącego się do współczynnika braku płynności ($C_{i,t}$) oraz ryzyka systematycznego mierzonego współczynnikiem beta (β_t) jest dodatnie i istotne statystycznie przy poziomie 0,05. W ten sposób potwierdzona została hipoteza, że pomiędzy stopą zwrotu a współczynnikiem braku płynności ($C_{i,t}$) występuje zależność wyrażająca się wzrostem stopy zwrotu wraz ze wzrostem współczynnika braku płynności ($C_{i,t}$). Zmienna określająca ryzyko płynności i będąca zarazem pokazaniem zależności zachodzących pomiędzy poszczególnymi współczynnikami beta obrazującymi płynność (β_{net}) nie jest istotna statystycznie, czyli nie wpływa na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,88, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,75.

W kolejnym etapie sprawdzano, czy model CAPM rozszerzony o czynnik płynności wyjaśnia również dokładniej procesy generujące kształtowanie się stopy zwrotu z akcji w przypadku obliczeń dokonywanych na danych kwartalnych i rocznych.

Najpierw sprawdzono zależność pomiędzy stopą zwrotu każdej akcji wchodzącej w skład próby a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta (β_i), trzema rodzajami ryzyka płynności, reprezentowanymi przez współczynniki beta określające płynność ($\beta_{L1,t}$, $\beta_{L2,t}$, $\beta_{L3,t}$) oraz współczynnikiem braku płynności¹¹⁰ ($C_{i,t}$) dla danych kwartalnych. Jak można wyczytać z tabeli 5.8 w części C, oszacowanie parametru odnoszącego się do współczynnika braku płynności ($C_{i,t}$) jest ujemne i istotne statystycznie przy poziomie 0,05. Pozostałe zmienne występujące w badaniu, czyli ryzyko systematyczne mierzone współczynnikiem beta (β_i) oraz dwa współczynniki beta określające płynność ($\beta_{L1,t}$, $\beta_{L3,t}$) nie są w tym przypadku istotne statystycznie, czyli nie mają wpływu na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji. Tylko jeden ze współczynników beta określających płynność ($\beta_{L2,t}$), będący zależnością między oczekiwaną stopą zwrotu z akcji a płynnością całego rynku jest istotny statystycznie, czyli wpływa na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,017, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,27.

Następnie, wykorzystując te same dane kwartalne, dokonano estymacji parametru modelu CAPM rozszerzonego o czynnik płynności przy wykorzystaniu zależności pomiędzy współczynnikami beta obrazującymi płynność (β_{net}). Jak wynika z pokazanych w tabeli 5.8 w części D danych, oszacowanie parametru odnoszącego się do współczynnika braku płynności ($C_{i,t}$) oraz zmiennej określającej ryzyko płynności i będącej zarazem pokazaniem zależności zachodzących pomiędzy poszczególnymi współczynnikami beta obrazującymi płynność (β_{net}) jest ujemne i istotne statystycznie przy poziomie 0,05. Natomiast nie spełnia tego warunku oszacowanie parametru odnoszącego się do zmiennej określającej ryzyko systematyczne mierzone współczynnikiem beta (β_i), w odniesieniu do której nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że wynosi on zero. Wynika więc z tego, że przynajmniej w odniesieniu do analizowanego okresu, wbrew przewidywaniom podstawowych modeli z zakresu współczesnej teorii finansów, ryzyko systematyczne mierzone współczynnikiem beta nie miało istotnego znaczenia dla kształtowania się stopy zwrotu. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,015, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,27.

W kolejnym etapie sprawdzano zależność pomiędzy stopą zwrotu każdej akcji wchodzącej w skład próby a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta (β_i), trzema rodzajami ryzyka płynności, reprezentowanymi przez współczynniki beta określające płynność ($\beta_{L1,t}$, $\beta_{L2,t}$, $\beta_{L3,t}$) oraz współczynnikiem braku płynności ($C_{p,t}$) dla danych rocznych. Jak można wyczytać z tabeli 5.8 w częściach E i F, oszacowanie parametru odnoszącego się do współczynnika braku płynności ($C_{p,t}$) jest dodatnie i nieistotne statystycznie przy poziomie 0,05. Co więcej, w przypadku modelu, w którym rozpatrujemy ryzyko systematyczne mie-

¹¹⁰ Ibidem.

rzony współczynnikiem beta (β_t) oraz trzy rodzaje ryzyka płynności, reprezentowane przez współczynniki beta określające płynność ($\beta_{L1,t}$, $\beta_{L2,t}$, $\beta_{L3,t}$), to żaden z oszacowanych na danych rocznych parametrów nie jest istotny statystycznie przy poziomie 0,05.

Jeśli natomiast chodzi o drugi model, oszacowany na danych rocznych, którego wyniki przedstawiono w tabeli 5.8 w części F, to tylko parametr odnoszący się do ryzyka płynności i będący zarazem pokazaniem zależności zachodzących pomiędzy poszczególnymi współczynnikami beta obrazującymi płynność (β_{net}) jest istotny statystycznie przy poziomie 0,05. Pozostałe parametry oszacowane dla zmiennych, tj.: ryzyko systematyczne mierzone współczynnikiem beta (β_t) oraz współczynnik braku płynności ($C_{i,t}$) nie są istotne statystycznie, czyli nie wpływają na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji w przypadku obliczeń dokonywanych na danych rocznych.

W prezentowanych modelach dokonano obliczenia statystyki VIF¹¹¹ w celu zbadania, czy na otrzymane wyniki nie wpływa negatywnie zjawisko współliniowości, co przy tak dużej liczbie danych wejściowych może mieć miejsce. Wnioski z analizy tego potencjalnego problemu wskazują, że na tym etapie problem współliniowości nie występuje, ponieważ wartości statystyki VIF nie przekraczają nawet 3, a więc są zdecydowanie poniżej wartości referencyjnej równej 10¹¹².

Dodatkowo zbadano korelację pomiędzy poszczególnymi rodzajami współczynników beta wyliczonymi dla danych z różnych interwałów czasowych. Otrzymane wyniki zaprezentowano w tabeli 5.9.

Tabela 5.9. Współczynniki korelacji pomiędzy poszczególnymi rodzajami współczynników beta

DANE MIESIĘCZNE				
	β_t	β_{L1}	β_{L2}	β_{L3}
β_t	1,000000	0,040376	0,119822	-0,004522
β_{L1}		1,000000	0,100979	0,537482
β_{L2}			1,000000	0,013729
β_{L3}				1,000000
DANE KWARTALNE				
	β_t	β_{L1}	β_{L2}	β_{L3}
β_t	1,000000	0,083485	-0,078570	0,117386
β_{L1}		1,000000	0,208065	0,951703
β_{L2}			1,000000	0,086958
β_{L3}				1,000000

111 Statystyka Variance Inflation Factor (VIF) – to test statyczny, mierzący problem współliniowości.

112 Porównaj: M.H. Kutner, J. Neter, C.J. Nachtsheim, *Applied Linear Statistical Models*, McGraw-Hill College, Boston 2004.

Tab. 5.9. (cd.)

1	2	3	4	5
DANE ROCZNE				
	β_t	β_{L1}	β_{L2}	β_{L3}
β_t	1,000000	0,048712	0,150746	0,034845
β_{L1}		1,000000	0,287464	0,772705
β_{L2}			1,000000	0,055307
β_{L3}				1,000000

Źródło: opracowanie własne.

Zaprezentowane w tabeli 5.9 dane pokazują, że pomiędzy poszczególnymi współczynnikami beta występuje w większości przypadków bardzo słaba dodatnia korelacja, co pozwala sądzić, że otrzymane podczas badania wyniki nie powinny być w żaden sposób obciążone występowaniem zależności pomiędzy poszczególnymi współczynnikami beta.

5.5.3. Wnioski

W badaniu opisanym przez Acharya i Pedersena w pracy *Asset pricing with liquidity risk*¹¹³ sprawdzenie relacji pomiędzy stopą zwrotu a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta (β_t), trzema rodzajami ryzyka płynności, reprezentowanymi przez współczynniki beta określające płynność ($\beta_{L1,t}$, $\beta_{L2,t}$, $\beta_{L3,t}$) oraz współczynnikiem braku płynności zaprezentowanym przez Amihuda¹¹⁴ ($C_{i,t}$) jest oparte na indywidualnych akcjach, a nie na portfelach akcji.

Analiza płynności jako współczynnika braku płynności pokazała, że płynność ma wpływ na oczekiwaną stopę zwrotu z analizowanych akcji, gdy obliczenia dokonywane były na danych miesięcznych i kwartalnych. Dodatkowo w przypadku obliczeń dokonywanych na danych miesięcznych i kwartalnych, wpływ na stopę zwrotu z akcji wywierały także współczynniki beta określające płynność ($\beta_{L1,t}$, $\beta_{L2,t}$, $\beta_{L3,t}$) policzone wcześniej dla każdej akcji i reprezentujące trzy rodzaje ryzyka płynności. Natomiast w przypadku powtórzenia badania na danych rocznych okazało się, że płynność nie ma wpływu na oczekiwaną stopę zwrotu z analizowanych akcji.

W przypadku polskiej giełdy, jeśli chodzi o krótkie i średnie interwały czasowe (miesięczne i kwartalne), to w prezentowanych badaniach można znaleźć potwierdzenie wyników zaprezentowanych przez Acharya i Pedersena w pracy *Asset pricing with liquidity risk*¹¹⁵. Jest to także potwierdzenie rezultatów uzyskanych

113 V.V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk...*, s. 375–410.

114 Y. Amihud, *Illiquidity and stock returns...*, s. 31–56.

115 V.V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk...*, s. 375–410.

przez Amihuda i Mendelсона¹¹⁶. Jednak dla interwałów długich (rocznych) badanie nie potwierdza wyników osiągniętych na rynkach wysoko rozwiniętych. Być może wynika to ze specyfiki rynku polskiego, który cały czas zaliczany jest do grona rynków rozwijających się lub niewielkiej liczby akcji analizowanych w tym badaniu. Otrzymane rezultaty, podobnie jak w przypadku badań prezentowanych w podrozdziale 5.2, wskazują, że na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie może występować „efekt interwałowy” (tzn. dla tej samej akcji wartość oszacowania np. parametru beta na podstawie miesięcznych oraz rocznych stóp zwrotu jest odmienna)¹¹⁷. Otrzymane rezultaty mogą potwierdzać rozważania Famy¹¹⁸ dotyczące rynku efektywnego, który twierdził, że anomalie¹¹⁹, jakie występują na rynku kapitałowym w długich okresach, mogą zanikać lub ich wpływ na kształtowanie się stóp zwrotu może być niewielki.

5.6. Zmodyfikowany model Famy i MacBetha wyjaśniający wpływ płynności obrotu na stopę zwrotu

Oprócz miar płynności takich jak spread czy liczba transakcji do badań wykorzystuje się jako naturalną miarę płynności także wskaźnik obrotu (turnover ratio). Zalety stosowania obrotu jako naturalnej miary płynności są duże, ponieważ dość łatwo dostępne są informacje na temat obrotu danym papierem wartościowym na wybranym rynku. Pozwala to na uchwycenie, jak płynność danego aktywa zmieniała się z miesiąca na miesiąc.

Datar, Naik i Radcliffe¹²⁰ jako jedni z pierwszych zastosowali wskaźnik obrotu jako miarę płynności w swoich badaniach. Otrzymane przez nich rezultaty dowodzą, że płynność mierzona właśnie przez wskaźnik obrotu odgrywa znaczącą rolę w kształtowaniu się stopy zwrotu z danego papieru wartościowego. Zasadniczo stosują oni te same ramy metodologiczne, jak Amihud i Mendelson¹²¹. Badanie

116 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

117 Zob. J. Brzeszczyński, J. Gajdka, T. Schabek, „Efekt interwałowy” w estymacji parametru beta dla akcji notowanych na Giełdzie... s. 421–431; J. Kudła, *Segmentacja rynku kapitałowego na podstawie efektu interwałowego bet...*, s. 9–20.

118 E.F. Fama, *Market Efficiency, Long-Term Returns, and...*, s. 283–306.

119 Dokładnie chodzi o anomalie dotyczące wskaźników zysk/cena, cash flow/cena, anomalie opisane przez DeBondta i Thaler (1985) czy stopa wzrostu sprzedaży. Model Famy–Frencha nie wyjaśnia anomalii udokumentowanej przez Jegadeesha i Titmana (1993), dopiero w modelu Carharta (1997) uwzględnia się premię związaną z momentum

120 V. Datar, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 203–219.

121 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

przeprowadzone jest jednak w szerszym kontekście, przy uwzględnieniu czynników dotyczących wielkości firmy, wskaźników beta i ceny do wartości księgowej. Ważną różnicą między badaniem Datar, Naika i Radcliffa a innymi badaniami empirycznymi¹²² dotyczącymi wpływu płynności na stopę zwrotu z akcji jest to, że ich analiza jest oparta na portfelach akcji zbudowanych według metodologii zaprezentowanej przez Famę i MacBetha¹²³. W podrozdziałach 5.2 i 5.3 analizy oparte były na portfelach akcji budowanych według metodologii zaprezentowanej przez Amihuda i Mendelсона¹²⁴, pokazującej prosty sposób na tworzenie portfeli akcji, możliwy do wykorzystania nawet przy niewielkiej liczbie danych. Jednak przy badaniu prezentowanym w tym podrozdziale budowa portfeli powinna być oparta na metodologii zaproponowanej przez Famę i MacBetha¹²⁵, dlatego napotykałyśmy problem niewystarczającej liczby papierów wartościowych notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie do stworzenia dużych i licznych portfeli według tej metodologii. Z tych właśnie powodów w tym i kolejnym podrozdziale użyto metodyki opartej na indywidualnych stopach zwrotu, bazującej na wynikach prac krytykujących podejście portfelowe¹²⁶.

5.6.1. Metodyka

Celem przeprowadzonego badania jest stwierdzenie, czy istnieje istotna statystycznie zależność pomiędzy płynnością wyrażoną jako wskaźnik obrotu a kształtowaniem się stopy zwrotu z akcji.

Zastosowano metodologię badawczą podobną do opisanej przez Datar, Naika i Radcliffa w pracy *Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test*¹²⁷. Do obliczeń została wykorzystana Uogólniona Metoda Najmniejszych Kwadratów, która pozwala zaobserwować, jak stopy zwrotu danego waloru zmieniają się pod wpływem

122 Zob. V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk...*, s. 375–410; D.A. Lesmond, *Liquidity of Emerging Markets...*, s. 411–452; G. Bekaert, C.R. Harvey, C. Lundblad, *Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets*, “Review of Financial Studies” 2007, vol. 20 (6), s. 1783–1831; R.Y. Goyenko, C.W. Holden, C.A. Trzcinka, *Do Liquidity Measures Measure Liquidity*, “Journal of Financial Economics” 2009, vol. 92 (2), s. 153–181; J. Lischewski, S. Voronkova, *Size, Value, and Liquidity. Do They Really Matter on an Emerging Stock Market?*, “Emerging Markets Review” 2012, vol. 13 (1), s. 8–25.

123 E.F. Fama, J.D. MacBeth, *Risk, return, and equilibrium...*, s. 607–636.

124 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

125 E.F. Fama, J.D. MacBeth, *Risk, return, and equilibrium...*, s. 607–636.

126 Zob. R. Litzemberger, K. Ramaswamy, *The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: Theory and empirical evidence*, “Journal of Financial Economics” 1979, vol. 7 (2), s. 163–195; J. Shanken, *On the estimation of beta-pricing models*, “Review of Financial Studies” 1992, no. 5, s. 1–33.

127 V. Datar, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 203–219.

zmian wskaźnika obrotu¹²⁸. Datar, Naik i Radcliffe wykorzystują metodologię Litzenbergera i Ramaswamy¹²⁹, będącą udoskonaleniem modelu Famy i MacBetha¹³⁰. Metodologia ta jest stosowana powszechnie w analizie przekroju oczekiwanych stóp zwrotu z akcji. Dokonuje się estymacji modelu według wzoru:

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}\beta_{it} + \gamma_{2t}WO_{it} + \gamma_{3t}\log(\text{CAP})_{it} + \gamma_{4t}(C/WR)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.26)$$

$$i = 1, 2, \dots, N_t, t = 1, 2, \dots, T$$

gdzie:

R_{it} – stopa zwrotu z akcji i w miesiącu t ,

β_{it} – współczynnik beta akcji i w miesiącu t ,

WO_{it} – wskaźnik obrotu akcji i w miesiącu t ,

$\log(\text{CAP})_{it}$ – wielkość spółki i mierzona logarytmem z kapitalizacji w miesiącu t ,

$(C/WK)_{it}$ – wskaźnik ceny akcji i do wartości księgowej w miesiącu t ,

ε_{it} – składnik losowy.

Litzenberger i Ramaswamy¹³¹ pokazują, że w przypadku miesięcznych estymatorów $\hat{\gamma}_k$ o γ_k , $k = 1, 2, 3, 4$, są one seryjnie nieskorelowane. Dlatego połączony estymator $\hat{\gamma}_k$ obliczony na podstawie Uogólnionej Metody Najmniejszych Kwadratów (UMNK), jest połączony średnią miesięcznych oszacowanych estymatorów, gdzie wagi są odwrotnie proporcjonalne do wariancji tych oszacowanych estymatorów. Dokładniej pokazują to poniższe równania:

$$\hat{\gamma}_k = \sum_{t=1}^T Z_{kt} \gamma_{kt} \quad (5.27)$$

gdzie

$$Z_{kt} = \frac{[Var(\hat{\gamma}_{kt})]^{-1}}{\sum_{t=1}^T [Var(\hat{\gamma}_{kt})]^{-1}} \quad (5.28)$$

oraz

$$Var(\hat{\gamma}_k) = \sum_{t=1}^T Z_{kt}^2 Var(\hat{\gamma}_{kt}) \quad (5.29)$$

128 Zob. S. Kandel, R.F. Stambaugh, *Portfolio Inefficiency and the Cross-Section of Expected Returns*, "Journal of Finance. American Finance Association" 1995, vol. 50 (1), s. 157–84; J. Shanken, *On the estimation of beta-pricing...*, s. 1–33 oraz kilku innych badaczy sugeruje wykorzystywanie w badaniach Uogólnionej Metody Najmniejszych Kwadratów (UMNK) zamiast klasycznej Metody Najmniejszych Kwadratów (MNK).

129 R. Litzenburger, K. Ramaswamy, *The effect of personal taxes and dividends...*, s.163–195.

130 E.F. Fama, J.D. MacBeth, *Risk, return, and equilibrium...*, s. 607–636.

131 R. Litzenburger, K. Ramaswamy, *The effect of personal taxes and dividends...* s. 163–195.

Zgodnie z metodologią zaproponowaną przez Famę i Frencha¹³² poszczególne sumy estymatorów oraz ich wariancje obliczamy ze wzorów:

$$\hat{\gamma}_k = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Z_k \hat{\gamma}_k \quad (5.30)$$

oraz

$$Var(\hat{\gamma}_k) = \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\gamma}_k - \hat{\gamma}_k)^2}{T(T-1)} \quad (5.31)$$

Używając jednak tylko metodologii zaproponowanej przez Famę i Frencha¹³³ do oszacowania poszczególnych estymatorów, ignorujemy precyzję w obliczeniach, przypisując jednakowe wagi każdemu z nich. W przypadku Uogólnionej Metody Najmniejszych Kwadratów wagi uzależnione są od precyzyjnego policzenia poszczególnych estymatorów, co sprawia, że nasze szacunki są dokładniejsze.

Jako że zmiennymi objaśniającymi są estymatory nieznanymi parametrów z etapu pierwszego, w podejściu tym napotyka się problem występowania błędów w zmiennych niezależnych. Wymagana jest wówczas korekta błędu uzyskanego estymatora. W przypadku założenia o normalności rozkładu oraz niezależności błędów losowych poprawka na wariancję błędu estymatora γ została wyprowadzona przez Shankena¹³⁴. W części empirycznej metodykę tę zastosowano wobec krótkich szeregów danych. W przypadku dłuższych szeregów została uwzględniona heteroskedastyczność oraz brak założenia dotyczącego rozkładu błędów losowych. W celu wyznaczenia asymptotycznie efektywnego estymatora γ zastosowano dwustopniową metodę GMM, opartą na rozumowaniu Cochrane'a¹³⁵, której szczegóły są wyjaśnione w pracy A. Czapkiewicz i I. Skalnej¹³⁶. Należy nadmienić, że asymptotyczna metoda GMM ma pożądane własności, jednak dla małych prób jest niesatysfakcjonująca. Badania symulacyjne wykonane dla małych prób¹³⁷ potwierdziły jej nieskuteczność także wówczas, gdy zakładano homoskedastyczność i brak autokorelacji¹³⁸.

132 E.F. Fama, K.R. French, *Common risk factors in the returns...*, s. 3–56.

133 Ibidem.

134 J. Shanken, *On the estimation of...*, s. 1–33.

135 J.H. Cochrane, *A Rehabilitation of Stochastic Discount Factor Methodology*, NBER Working Papers 8533, National Bureau of Economic Research, Inc., 2001.

136 A. Czapkiewicz, I. Skalna, *The CAPM and the Fama–French Models in Warsaw Stock Exchange*, „Przegląd Statystyczny” 2010, vol. 57 (4), s. 128–141.

137 J. Shanken, *On the estimation of...*, s. 1–33.

138 A. Czapkiewicz, I. Skalna, 2011, *Użyteczność stosowania modelu Famy i Frencha w okresach hossy i bessy na rynku akcji GPW w Warszawie*, „Bank i Kredyt” 2011, z. 3, s. 61 (podobne symulacje zostały wykonane przez autorki niniejszej pracy; wyniki mogą być udostępnione na życzenie).

5.6.2. Wyniki badania

Bazując na metodologii opisanej przez Datarą, Naiką i Radcliffa w pracy *Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test*¹³⁹, w pierwszej kolejności sprawdzono, według wzoru (5.26), relację pomiędzy stopą zwrotu a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta, wielkością spółki mierzoną logarytmem z kapitalizacji, wskaźnikiem ceny do wartości księgowej oraz wskaźnikiem obrotu dla zebranych danych, uzyskując rezultaty zamieszczone w tabeli 5.10. W przypadku kapitalizacji zastosowano logarytm dziesiętny, aby uwzględnić sugerowaną przez literaturę¹⁴⁰ nieliniową zależność między tą zmienną a stopą zwrotu.

Tabela 5.10. Oszacowanie parametrów modelu wg wzoru (5.26) oraz odpowiadające im wartości p-value i statystyki t-studenta

1	Wartości oszacowanych parametrów	Wartość statystyki t-studenta	p-value
2	3	4	
DANE ROCZNE			
Część A			
W. wolny	-0,509287	-2,92648	0,003516
Wskaźnik obrotu	0,083978	2,72408	0,006575
Współczynnik beta	0,023730	14,58733	0,000000
C/WK	0,231114	12,21710	0,000000
log (Cap)	-0,002493	-0,10968	0,912687
DANE KWARTALNE			
Część B			
W. wolny	-0,089592	-3,02711	0,002487
Wskaźnik obrotu	-0,000053	-0,08825	0,929680
Współczynnik beta	0,024925	6,51807	0,000000
C/WK	0,000248	0,91859	0,358370
log (Cap)	0,007570	2,19001	0,028587
DANE MIESIĘCZNE			
Część C			
W. wolny	1,08978	1,48228	0,138296
Wskaźnik obrotu	0,46531	0,46563	0,641488
Współczynnik beta	-0,20049	-0,62929	0,529172
C/WK	0,00039	0,01411	0,988739
log (kapitalizacji)	0,09926	1,15576	0,247805

139 V. Datar, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 203–219.

140 R.W. Banz, *The relationship between return and...*, s. 3–18; E.F. Fama, K.R. French, 1993, *Common risk factors in the returns...*, s. 3–56.

Tab. 5.10. (cd.)

1	2	3	4
Hossa (styczeń 2004 – lipiec 2007)			
Część D			
W. wolny	-0,033227	-2,14342	0,032135
Wskaźnik obrotu	0,352395	21,67583	0,000000
Współczynnik beta	-0,014718	-2,41030	0,015981
C/WK	0,002143	4,44444	0,000009
log (Cap)	0,008347	4,74812	0,000002
Bessa (sierpień 2007 – luty 2009)			
Część E			
W. wolny	-0,099827	-5,62948	0,000000
Wskaźnik obrotu	0,123290	4,43884	0,000010
Współczynnik beta	-0,028010	-4,23685	0,000024
C/WK	0,002706	3,17170	0,001540
log (Cap)	0,006312	3,12084	0,001831
Hossa (marzec 2009 – grudzień 2012)			
Część F			
W. wolny	0,82997	0,52726	0,598041
Wskaźnik obrotu	0,12441	0,03650	0,970882
Współczynnik beta	-0,58730	-0,67463	0,499942
C/WK	0,00034	0,00453	0,996387
log (Cap)	0,22543	1,10831	0,267785

Źródło: opracowanie własne.

Jak wynika z zaprezentowanych w tabeli 5.10 w części A obliczeń wykonanych na danych rocznych, oszacowanie parametru odnoszącego się do wskaźnika obrotu jest dodatnie i istotne statystycznie przy poziomie 0,05. Z obliczeń można wywnioskować, że istnieje związek pomiędzy kształtowaniem się stopy zwrotu a wskaźnikiem obrotu wyliczonym na danych rocznych. Natomiast parametry przedstawione w części A tabeli 5.10, dotyczące współczynnika beta oraz wskaźnika ceny do wartości księgowej, są także istotne statystycznie, czyli parametr beta i wskaźnik ceny do wartości księgowej wpływają na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji w okresach rocznych. Tylko w przypadku wielkości spółki mierzonej logarytmem z kapitalizacji przy obliczeniach dokonywanych na danych rocznych wartość tej zmiennej jest nieistotna statystycznie. Dopasowanie modelu szacowanego przy użyciu danych rocznych do danych rzeczywistych mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,465, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 1,22.

Jeśli chodzi o obliczenia wykonywane na danych kwartalnych, jak można zobaczyć w tabeli 5.10 w części B, parametry dotyczące wskaźnika obrotu oraz wskaźnika

ceny do wartości księgowej są nieistotne statystycznie przy poziomie istotności równym 0,05. Tylko parametry oszacowane dla współczynnika beta oraz wielkości spółki mierzonej logarytmem z kapitalizacji są w przypadku obliczeń wykonanych na danych kwartalnych istotne statystycznie, czyli wpływają na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji. Dopasowanie modelu szacowanego na danych kwartalnych do danych rzeczywistych mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,081, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,398.

W kolejnych częściach tabeli 5.10 (części C–F) zostały przedstawione wyniki obliczeń dokonanych wg wzoru (5.26) na danych miesięcznych z wykorzystaniem wszystkich zebranych danych miesięcznych, jak i w podziale na podokresy hossy i bessy.

Jak wynika z pokazanych w tabeli 5.10 w części C danych, oszacowanie parametru odnoszącego się do wskaźnika obrotu jest dodatnie i nieistotne statystycznie przy poziomie 0,05. W ten sposób została odrzucona hipoteza, że pomiędzy stopą zwrotu a wskaźnikiem obrotu występuje istotna statystycznie zależność. Pozostałe zmienne występujące w badaniu, czyli współczynnik beta, wskaźnik ceny do wartości księgowej oraz logarytm z kapitalizacji także nie mają wpływu na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji przy obliczeniach dokonywanych na danych miesięcznych.

Kolejnym etapem badania było sprawdzenie, czy płynność mierzona wskaźnikiem obrotu wywiera istotny wpływ na kształtowanie się stopy zwrotu w podokresach hossy i bessy. Dokładny opis każdego z wyróżnionych podokresów znajduje się w podrozdziale 5.1. Wyniki tych badań zostały zaprezentowane w tabeli 5.10 w częściach D–F.

Dla pierwszego okresu hossy sprawdzono relację pomiędzy stopą zwrotu a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta, wielkością spółki mierzoną logarytmem z kapitalizacji, wskaźnikiem ceny do wartości księgowej oraz wskaźnikiem obrotu, uzyskując rezultaty zaprezentowane w tabeli 5.10 w części D. Dla badanego okresu hossy wszystkie oszacowane parametry są istotne statystycznie na poziomie 0,05. Co ciekawe, dla tego okresu znak parametru występującego przy zmiennej określającej płynność jest dodatni, co sugeruje, że wzrostowi wskaźnika obrotu towarzyszy wzrost stopy zwrotu. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,116, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,215.

Kolejny podokres, jaki wyróżniono do badania, to okres blisko dwuletniej bessy. Jak zostało to przedstawione w tabeli 5.10 w części E, wszystkie oszacowane parametry są istotne statystycznie na poziomie 0,05, podobnie jak miało to miejsce w podokresie wcześniejszej hossy. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,0339, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,15.

Ostatni podokres wyróżniony do badania to okres kolejnej hossy. Według wyników przedstawionych w tabeli 5.10 w części F, żaden z oszacowanych parametrów nie jest istotny statystycznie na poziomie 0,05.

Jak łatwo zauważyć zatem, dla podokresu pierwszej hossy i podokresu bessy została potwierdzona hipoteza, że pomiędzy stopą zwrotu a wskaźnikiem obrotu wy-

stępuje istotna statystycznie zależność. Dodatkowo dla tych dwóch prezentowanych podokresów parametry oszacowane dla współczynnika beta są istotne statystycznie, czyli w analizowanych podokresach także parametr beta wpływa na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji. Natomiast dla podokresu drugiej hossy uzyskane wyniki nie wskazują na występowanie zależności pomiędzy kształtowaniem się stopy zwrotu z akcji a jej płynnością wyrażoną jako wskaźnik obrotu, podobnie jak miało to miejsce przy obliczeniach wykonywanych na wszystkich danych miesięcznych.

Dla wszystkich prezentowanych modeli dokonano także obliczenia statystyki VIF¹⁴¹, w celu zbadania, czy na otrzymane wyniki nie wpływa negatywnie zjawisko współliniowości, co przy dużej liczbie danych wejściowych może mieć miejsce. Wnioski z analizy tego potencjalnego problemu wskazują, że na tym etapie problem współliniowości nie występuje, ponieważ wartości statystyki VIF nie przekraczają nawet 2, a więc są zdecydowanie poniżej wartości referencyjnej równej 10¹⁴², tak jak to miało miejsce w badaniu zaprezentowanym w podrozdziale 5.5.

5.6.3. Wnioski

W badaniu Datar, Naika i Radcliffa, opisanym w pracy *Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test*¹⁴³, sprawdzenie relacji pomiędzy stopą zwrotu a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta, wielkością spółki mierzoną logarytmem z kapitalizacji, wskaźnikiem ceny do wartości księgowej oraz wskaźnikiem obrotu oparto na indywidualnych akcjach, a nie na portfelach akcji, jak to miało miejsce w badaniach prezentowanych w podrozdziałach 5.2. oraz 5.3.

W przypadku analizowania płynności jako wskaźnika obrotu na danych rocznych okazało się, że płynność ma wpływ na oczekiwaną stopę zwrotu z analizowanych akcji. Jednak na danych kwartalnych i miesięcznych, zarówno wykorzystując do analizy cały badany okres (czyli 01.01.2004–31.12.2012), jak i podokres drugiej hossy, wskaźnik obrotu nie miał wpływu na stopę zwrotu z akcji. Natomiast dla podokresu pierwszej hossy i podokresu bessy została potwierdzona hipoteza, że pomiędzy stopą zwrotu a wskaźnikiem obrotu występuje istotna statystycznie zależność. Jednym z możliwych wyjaśnień tych wyników może być występowanie wśród inwestorów nadmiernej euforii, a potem paniki będącej efektem naśladownictwa zachowań innych inwestorów na rynku. Optymizm na rynku narasta stopniowo, wynosząc notowania coraz wyżej, a dopiero w szczytowym momencie przeradza się w powszechną euforię. Panika natomiast rozpowszechnia się wśród uczestników rynku bardzo szybko, a spowodowana nią reakcja rynku jest bardzo gwałtowna¹⁴⁴.

141 Statystyka Variance Inflation Factor (VIF) – to test statyczny, mierzący problem współliniowości.

142 M.H. Kutner, J. Neter, C.J. Nachtsheim, *Applied Linear Statistical Models...*

143 V. Datar, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 203–219.

144 A. Szyszka, *Finanse behawioralne. Nowe podejście...*, s. 89–91.

W przypadku polskiej giełdy, jeśli chodzi o długie okresy (roczne), w prezentowanych badaniach można znaleźć potwierdzenie wyników przedstawionych przez Datarę, Naikę i Radcliffa w pracy *Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test*¹⁴⁵. Jest to także potwierdzenie rezultatów uzyskanych przez Amihuda i Mendelсона¹⁴⁶. Dla okresów krótkich (kwartalnych i miesięcznych) natomiast badanie to nie potwierdza wyników osiąganych na rynkach rozwiniętych. Otrzymane rezultaty, podobnie jak w przypadku badań prezentowanych w podrozdziałach 5.2. oraz 5.5., wskazują, że na polskim rynku kapitałowym może występować „efekt interwałowy”¹⁴⁷. Efekt ten może powodować, że otrzymane oszacowania parametrów liczone na podstawie danych miesięcznych lub rocznych będą odmienne. Dodatkowo, otrzymane rezultaty mogą potwierdzać rozważania Famy¹⁴⁸ dotyczące rynku efektywnego, który twierdził, że anomalie, jakie występują na rynku kapitałowym w długich okresach, mogą zanikać lub ich wpływ na kształtowanie się stóp zwrotu może być niewielki. Dotyczy to głównie anomalii związanych z informacjami, jakie są dostępne na rynku, w krótkim okresie bowiem możliwe jest zjawisko asymetrii informacji¹⁴⁹, które może powodować nadmierną reakcję rynku na niektóre zdarzenia¹⁵⁰.

5.7. Wieloczynnikowy model Pastora i Stambaucha wyjaśniający wpływ płynności obrotu na stopę zwrotu

Ostatnie badanie prezentowane w tej książce jest oparte na modelu Pastora–Stambaucha¹⁵¹. Model ten bazuje na neoklasycznej teorii finansów, jednak w bardzo nowatorski sposób badacze ci podeszli do zagadnienia stopy zwrotu i wpływu na jej kształtowanie się różnych czynników. W bardzo syntetyczny sposób zebrane zosta-

145 Ibidem.

146 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

147 Zob. J. Brzeszczyński, J. Gajdka, T. Schabek, „Efekt interwałowy” w estymacji parametru beta dla akcji notowanych na Giełdzie... s. 421–431; J. Kudła, *Segmentacja rynku kapitałowego na podstawie efektu interwałowego...*, s. 9–20.

148 E.F. Fama, *Market Efficiency, Long-Term Returns, and...*, s. 283–306.

149 Pojęcie asymetrii informacji zostało dokładniej objaśnione w podrozdziale 2.2.

150 Zob. A. Agrawal, J.F. Jaffe, G.N. Mandelker, *The post-merger performance of acquiring firms: A re-examination of an anomaly*, „The Journal of Finance” 1992, vol. 47 (4), s. 1605–1621; M.L. Mitchell, E. Stafford, *Managerial Decisions and Long-Term Stock Price Performance*, „Journal of Business” 2000, vol. 73 (3), s. 287–329; D. Ikenberry, J. Lakonishok, T. Vermaelen, *Market underreaction to open market share repurchases*, „Journal of Financial Economics” 1995, vol. 39 (2/3), s. 181–208.

151 L. Pastor, R.F. Stambaugh, *Liquidity risk and expected stock returns...*, s. 642–685.

ły w tym modelu wszystkie czynniki pochodzące spośród zmiennych rynkowych kształtujące stopy zwrotu. Badaniu podlegały tu takie czynniki rynkowe, jak: wielkość spółki, wskaźnik ceny do wartości księgowej, parametr beta akcji, płynność akcji oraz momentum – czynniki te uwzględnione zostały w podstawowej formie modelu opracowanego przez Pastora i Stambaugh’a w 2003 r. Autorzy ci stwierdzili, że wcześniejszy model zaprezentowany przez Famę i Frencha¹⁵², uwzględniający cztery czynniki, takie jak: parametr beta akcji, różnica między stopami zwrotu z portfeli akcji utworzonych ze spółek o małej i dużej kapitalizacji (SML – małe minus duże), różnica między stopami zwrotu z portfeli akcji utworzonych ze spółek o wysokich i niskich wskaźnikach, wartość księgowa/wartość rynkowa (HML – wysokie minus niskie), oraz czynnik momentum będący różnicą między stopą zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli akcji osiągających najlepsze i najgorsze wyniki z poprzedniego roku, może lepiej wyjaśniać kształtowanie się stopy zwrotu z akcji, jeśli uwzględnimy w nim także czynnik płynności.

5.7.1. Metodyka

Celem przeprowadzonego badania jest stwierdzenie, czy istnieje istotna statystycznie zależność pomiędzy płynnością a kształtowaniem się stopy zwrotu z akcji.

Zastosowana metodyka badawcza jest podobna do opisanej przez Pastora i Stambaugh’a w pracy *Liquidity risk and expected stock returns*¹⁵³. Model zaprezentowany w ich artykule stanowi rozwinięcie modelu Famy i Frencha¹⁵⁴ o czynnik płynności. Jednak metodyka ta ze względu na specyfikę rynków wschodzących, które cechuje mała liczba notowanych spółek, krótkie szeregi czasowe, występowanie problemów związanych z małą aktywnością inwestorów na rynku czy brak łatwego dostępu do informacji i danych rynkowych, musi zostać odpowiednio zmodyfikowana. Oryginalny model Pastora–Stambaugh’a¹⁵⁵ opiera się na analizie portfeli akcji zbudowanych według metodologii zaproponowanej przez Famę i MacBetha¹⁵⁶. Jednak, jak zostało to już zaznaczone w podrozdziale 5.6, napotykamy tu problem niewystarczającej liczby papierów wartościowych notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie do stworzenia dużych i licznych portfeli według metodologii zaproponowanej przez Famę i MacBetha¹⁵⁷. Dlatego też w niniejszym podrozdziale, tak jak w poprzednim, użyto metodyki opartej na indywidualnych akcjach, bazującej na wynikach prac krytykujących podejście portfelowe¹⁵⁸, a nie, jak było to pre-

152 E.F. Fama, K.R. French, *Common risk factors in the returns...*, s. 3–56.

153 L. Pastor, R.F. Stambaugh, *Liquidity risk and expected stock returns...*, s. 642–685.

154 E.F. Fama, K.R. French, *Common risk factors in the returns...*, s. 3–56.

155 L. Pastor, R.F. Stambaugh, *Liquidity risk and expected stock returns...*, s. 642–685.

156 E.F. Fama, J.D. MacBeth, *Risk, return, and equilibrium...*, s. 607–636.

157 Ibidem.

158 Zob. R. Litzenburger, K. Ramaswamy, *The effect of personal taxes and dividends...*, s. 163–195; J. Shanken, *On the estimation of...*, s. 1–33.

zentowane w podrozdziałach 5.2 i 5.3, na portfelach akcji, które budowane byłyby według metodologii zaproponowanej przez Amihuda i Mendelсона¹⁵⁹.

W tym etapie badania dokonano regresji przekrojowych w następujący sposób: dla danego miesiąca/kwartału/roku obliczono miesięczną/kwartalną/roczną stopę zwrotu dla każdej ze 100 spółek. Stopa ta objaśniana jest przez następujące zmienne (wartości których także obliczono dla każdego miesiąca, kwartału i roku):

1. Miarę wrażliwości (parametr z regresji opartej na szeregach czasowych) na zmiany indeksu WIG danej spółki – reprezentowaną w badaniu przez klasyczny współczynnik beta,
2. Wielkość spółki – wyrażoną przez kapitalizację,
3. Wskaźnik ceny do wartości księgowej danej spółki,
4. Miarę płynności akcji danej spółki – reprezentowaną w badaniu przez współczynnik braku płynności (ILLIQ)¹⁶⁰,
5. Wskaźnik momentum dla danej spółki¹⁶¹.

W przypadku kapitalizacji, wskaźnika ceny do wartości księgowej, płynności i momentum zastosowano logarytm dziesiętny, aby uwzględnić sugerowaną przez literaturę¹⁶² nieliniową zależność między tymi zmiennymi a stopami zwrotu. Następnie dokonano estymacji parametrów modelu według wzoru:

$$R_{it} = \gamma_{0t} + \gamma_{1t} \beta_{it} + \gamma_{2t} \log(\text{ILLIQ})_{it} + \gamma_{3t} \log(\text{CAP})_{it} + \gamma_{4t} \log(\text{C/WR})_{it} + \gamma_{5t} \log(\text{MOM})_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.32)$$

$$i = 1, 2, \dots, N_t, t = 1, 2, \dots, T$$

gdzie:

- R_{it} – stopa zwrotu z akcji i w miesiącu t ,
- β_{it} – współczynnik beta akcji i w miesiącu t ,
- $(\text{ILLIQ})_{it}$ – wskaźnik braku płynności akcji i w miesiącu t ,
- $(\text{CAP})_{it}$ – wielkość spółki i mierzona kapitalizacją w miesiącu t ,
- $(\text{C/WK})_{it}$ – wskaźnik ceny do wartości księgowej akcji i w miesiącu t ,
- $(\text{MOM})_{it}$ – wskaźnik momentum akcji i w miesiącu t ,
- ε_{it} – składnik losowy.

159 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

160 Y. Amihud, *Illiquidity and stock returns...*, s. 31–56

161 Momentum to jeden z najprostszych wskaźników analizy technicznej, służący do określania stanu rynku (czy jest on wykupiony, czy wysprzedany). Na ogół nazwy tej się nie tłumaczy, choć przez niektórych bywa nazywana też impetem. Momentum obliczamy odejmując od ceny w danym dniu (ceny zamknięcia) cenę sprzed k okresów: $\text{MOM} = P_n - P_{n-k}$, gdzie: P_n to cena akcji z notowania n -tego; P_{n-k} to cena akcji z notowania o k sesji wcześniejszego niż notowanie n -te.

162 Zob. E.F. Fama, K.R. French, *Common risk factors in the returns...*, s. 3–56; Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

5.7.2. Wyniki badania

Bazując na metodologii opisanej przez Pastora i Stambaucha w pracy *Liquidity risk and expected stock returns*¹⁶³, w pierwszej kolejności sprawdzono, według wzoru (5.32), relację pomiędzy stopą zwrotu a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta, wielkością spółki mierzoną kapitalizacją, wskaźnikiem ceny do wartości księgowej, wskaźnikiem momentum oraz wskaźnikiem braku płynności (ILLIQ), uzyskując rezultat przedstawiony w tabeli 5.11.

Tabela 5.11. Oszacowanie parametrów modelu wg równania (5.32) oraz odpowiadające im wartości p-value i statystyki t-studenta

	Wartości oszacowanych parametrów	Wartość statystyki t-studenta	p-value
1	2	3	4
DANE ROCZNE			
Część A			
W. wolny	1,239114661	3,579662317	0,00036
log(ILLIQ)	0,099538642	2,303295615	0,02149
beta	-0,085232326	-0,92841588	0,35344
log(C/KW)	1,161961332	7,342682046	0,00000
ln(Cap)	-0,016201789	-0,27045905	0,78687
log(MOM)	1,255399334	12,06101242	0,00000
DANE KWARTALNE			
Część B			
W. wolny	0,191214602	4,351643398	0,00001
log(ILLIQ)	0,023169572	4,468072093	0,00001
beta	0,02068139	1,586857567	0,11263
log(C/KW)	0,248971842	12,25840459	0,00000
ln(Cap)	-0,00344999	-0,41380989	0,67904
log(MOM)	0,063320108	4,895868264	0,00000
DANE MIESIĘCZNE			
Część C			
W. wolny	3,304635625	3,506133956	0,000457
log(ILLIQ)	0,385984196	3,599290134	0,000321
beta	-0,050587306	-0,15946699	0,873304

163 L. Pastor, R.F. Stambauch, *Liquidity risk and expected stock returns...*, s. 642–685.

1	2	3	4
log(C/KW)	0,119087996	0,230207826	0,817935
ln(Cap)	0,351563744	1,696092541	0,089897
log(MOM)	0,29323416	1,028565	0,303707
Hossa (styczeń 2004 – lipiec 2007)			
Część D			
W. wolny	0,055054175	2,897693919	0,00378
log(ILLIQ)	0,003516099	1,650855936	0,09884
beta	0,001164259	0,194202005	0,84603
log(C/KW)	0,062279209	5,731113437	0,00000
ln(Cap)	-0,004351366	-1,05565611	0,29118
log(MOM)	0,113587268	22,50014777	0,00000
Bessa (sierpień 2007 – luty 2009)			
Część E			
W. wolny	-0,125973316	-5,59659266	0,00000
log(ILLIQ)	-0,01322654	-4,27379809	0,00002
beta	-0,021059736	-3,20929529	0,00135
log(C/KW)	0,067729621	7,335335177	0,00000
ln(Cap)	-0,010483412	-2,21445653	0,02692
log(MOM)	-0,082046933	-7,01696624	0,00000
Hossa (marzec 2009 – grudzień 2012)			
Część F			
W. wolny	5,454974429	2,674046563	0,007521
log(ILLIQ)	0,838363059	3,500907139	0,000468
beta	-0,340238668	-0,39110056	0,695741
log(C/KW)	0,164813056	0,127076387	0,898885
ln(Cap)	0,890083693	1,773724586	0,076175
log(MOM)	0,705277288	1,000587358	0,317079

Źródło: opracowanie własne.

Jak wynika z zaprezentowanych w tabeli 5.11 obliczeń, wykonanych na danych kwartalnych i rocznych, oszacowanie parametru odnoszącego się do współczynnika braku płynności (ILLIQ) jest dodatnie i istotne statystycznie przy poziomie 0,05. Z obliczeń można wywnioskować, że istnieje związek pomiędzy kształtowaniem się stopy zwrotu a współczynnikiem braku płynności wyliczonym na danych rocznych i kwartalnych. Natomiast parametry przedstawione w części

A i B tabeli 5.11, oszacowane dla współczynnika beta oraz kapitalizacji, nie są istotne statystycznie, czyli parametr beta i kapitalizacja nie wpływają na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji w okresach kwartalnych i rocznych. Natomiast w przypadku wskaźnika ceny do wartości księgowej oraz wskaźnika momentum, przy obliczeniach dokonywanych na danych kwartalnych i rocznych, zmienne te mają istotne znaczenie w kształtowaniu się stopy zwrotu z akcji danej spółki. Dopasowanie modelu szacowanego na danych kwartalnych do danych rzeczywistych mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,12, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,39. Dopasowanie modelu szacowanego przy użyciu danych rocznych do danych rzeczywistych mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,34, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 1,35.

W kolejnych częściach tabeli 5.11 (części C–F) zostały przedstawione wyniki obliczeń dokonanych według wzoru (5.32) na danych miesięcznych, z wykorzystaniem wszystkich zebranych danych miesięcznych, jak i w podziale na podokresy hossy i bessy. Dokładny opis każdego z wyróżnionych podokresów znajduje się w podrozdziale 5.1.

Jak wynika z pokazanych w tabeli 5.11 w części C danych, oszacowanie parametru odnoszącego się do wskaźnika braku płynności (ILLIQ) jest dodatnie i istotne statystycznie przy poziomie 0,05. Pozostałe zmienne występujące w badaniu, czyli współczynnik beta, wskaźnik momentum oraz wskaźnik ceny do wartości księgowej nie mają wpływu na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji. Natomiast zmienna przedstawiająca wielkość spółki mierzoną logarytmem dziesiętnym z kapitalizacji jest w tym przypadku istotna statystycznie, czyli ma wpływ na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji.

Kolejnym etapem badania było sprawdzenie, czy płynność wywiera istotny wpływ na kształtowanie się stopy zwrotu w podokresach hossy i bessy. Wyniki tych badań zostały zaprezentowane w tabeli 5.11 w częściach D–F.

Dla pierwszego okresu hossy sprawdzono relację pomiędzy stopą zwrotu a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta, wielkością spółki mierzoną kapitalizacją, wskaźnikiem ceny do wartości księgowej, wskaźnikiem momentum oraz płynnością, uzyskując rezultaty zaprezentowane w tabeli 5.11 w części D. Dla tego podokresu oszacowanie parametru odnoszącego się do współczynnika braku płynności (ILLIQ) jest dodatnie i nieistotne statystycznie przy poziomie 0,05. Podobnie parametry oszacowane dla współczynnika beta oraz kapitalizacji także nie są istotne statystycznie, czyli parametr beta i kapitalizacja nie mają wpływu na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji w wyszczególnionym podokresie hossy. Natomiast w przypadku wskaźnika ceny do wartości księgowej oraz wskaźnika momentum zmienne te mają istotne znaczenie w kształtowaniu się stopy zwrotu z akcji danej spółki. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych, mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,14, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,21.

Kolejny podokres, jaki wyróżniono do badania, to okres blisko dwuletniej bessy. Jak zostało to przedstawione w tabeli 5.11 w części E, wszystkie oszacowane parametry są istotne statystycznie na poziomie 0,05. Co ciekawe, dla tego okresu znak parametru występującego przy zmiennej określającej płynność jest ujemny, co sugeruje, że wzrostowi wartości współczynnika braku płynności (ILLIQ) towarzyszy spadek stopy zwrotu. Dopasowanie modelu do danych rzeczywistych mierzone współczynnikiem R^2 wynosi 0,079, natomiast średni błąd regresji (błąd standardowy estymacji) wynosi 0,14.

Ostatni podokres wyróżniony do badania to okres kolejnej hossy. Jak zostało to zaprezentowane w tabeli 5.11 w części F, tylko oszacowanie parametru dotyczącego współczynnika braku płynności (ILLIQ) jest istotne statystycznie na poziomie 0,05. Parametry oszacowane dla pozostałych zmiennych, tj. współczynnika beta, kapitalizacji, wskaźnika momentum i wskaźnika ceny do wartości księgowej, są nieistotne statystycznie, czyli nie mają wpływu na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji.

Jak można łatwo zauważyć, dla obu zaprezentowanych podokresów hossy oraz podokresu bessy została potwierdzona hipoteza, że pomiędzy stopą zwrotu a płynnością występuje istotna statystycznie zależność. Dodatkowo dla obu prezentowanych podokresów hossy parametry oszacowane dla współczynnika beta są nieistotne statystycznie, czyli w analizowanych podokresach parametr beta nie wpływał na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji. Współczynnik beta wpływał na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji tylko w podokresie bessy.

Dla wszystkich prezentowanych modeli dokonano także obliczenia statystyki VIF¹⁶⁴, w celu zbadania, czy na otrzymane wyniki nie wpływa negatywnie zjawisko współliniowości, co przy dużej liczbie danych wejściowych może mieć miejsce. Wnioski z analizy tego potencjalnego problemu wskazują, że na tym etapie problem współliniowości nie występuje, ponieważ wartości statystyki VIF nie przekraczają nawet 3, a więc są zdecydowanie poniżej wartości referencyjnej równej 10¹⁶⁵, tak jak to miało miejsce w badaniu zaprezentowanym w podrozdziałach 5.5 oraz 5.6.

5.7.3. Wnioski

W badaniu opisanym przez Pastora i Stambaucha w pracy *Liquidity risk and expected stock returns*¹⁶⁶ w pierwszej kolejności sprawdzono relację pomiędzy stopą zwrotu a ryzykiem systematycznym mierzonym współczynnikiem beta, wielkością spółki mierzoną kapitalizacją, wskaźnikiem ceny do wartości księgowej, wskaźnikiem momentum oraz wskaźnikiem braku płynności (ILLIQ). Analizę oparto na indywidualnych akcjach, a nie na portfelach akcji.

164 Statystyka Variance Inflation Factor (VIF) – to test statyczny, mierzący problem współliniowości.

165 M.H. Kutner, J. Neter, C.J. Nachtsheim, *Applied Linear Statistical Models...*

166 L. Pastor, R.F. Stambaugh, *Liquidity risk and expected stock returns...*, s. 642–685.

W przypadku rynku polskiego można stwierdzić, że w analizach bazujących na modelu Pastora–Stambaucha nie wszystkie zmienne wchodzące w jego skład są statystycznie istotne. Parametry kierunkowe związane z ponoszeniem ryzyka zmian indeksu rynkowego WIG nie są statystycznie istotne. Wynika więc z tego, że przynajmniej w odniesieniu do analizowanych okresów, wbrew przewidywaniom podstawowych modeli z zakresu współczesnej teorii finansów, ryzyko systematyczne mierzone współczynnikiem beta nie miało istotnego znaczenia dla kształtowania się stopy zwrotu. Natomiast parametr kierunkowy związany z ponoszeniem ryzyka płynności jest istotny statystycznie we wszystkich analizowanych okresach, co pozwala na potwierdzenie hipotezy, że płynność wywiera znaczący wpływ na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Dodatkowo także wskaźnik momentum jest istotny statystycznie we wszystkich analizowanych okresach, czyli także wpływa na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji na polskim rynku.

Zakończenie

Przedstawione opracowanie w syntetyczny sposób porusza zagadnienie wpływu czynników płynności na ceny akcji na rynkach rozwijających się. Na książkę składa się część teoretyczna, w której przedstawiono rozwój koncepcji opisujących modele stóp zwrotu z akcji i postulowane zmienne mogące kształtować te stopy. W części empirycznej zaś zweryfikowano szereg hipotez badawczych oraz przetestowano istotność rozważanych zmiennych uwzględniających płynność obrotu.

Badania przedstawione w opracowaniu są kontynuacją analiz prowadzonych na całym świecie, a głównie na najbardziej rozwiniętym rynku kapitałowym – w Stanach Zjednoczonych. Metodyka zaproponowana przez badaczy zachodnich, ze względu na specyfikę rynków wschodzących, na których występują mała liczba notowanych spółek, krótkie szeregi czasowe, problemy związane z małą aktywnością inwestorów na rynku czy brak łatwego dostępu do informacji i danych rynkowych, musi zostać odpowiednio zmodyfikowana. Z tych właśnie powodów przy niektórych badaniach metodyka ta została odpowiednio dostosowana do posiadanych danych pochodzących z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie.

W książce weryfikowane były poglądy dotyczące zmiennych opisujących płynność i 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, czy płynność obrotu oddziałuje na stopy zwrotu z akcji. Wśród badaczy istnieje zróżnicowanie poglądów na ten temat. Nadal też toczy się poważna debata nad określeniem precyzyjnej definicji i roli płynności.

W pracy starano się zunifikować oraz poszerzyć dotychczasowy stan wiedzy poprzez uwzględnienie nowych – niebadanych na rynku polskim – zmiennych opisujących płynność i mogących wpływać na rynkowe stopy zwrotu.

Zaawansowane badania w zakresie płynności na rynku kapitałowym prowadzone są w znacznej mierze dla krajów rozwiniętych – stosunkowo niewiele publikacji dotyczy rynków rozwijających się. Jest to dość zrozumiałe ze względu na nieporównanie niższy poziom rozwoju rynków kapitałowych w krajach zaliczanych do grupy tak

zwanej „emerging markets”. Rynki wschodzące stanowią jednak niezwykle ważną siłę napędową światowej gospodarki, dlatego badania mające na celu analizę problemów ekonomicznych zachodzących na tych rynkach są tak interesujące i ważne.

Wyniki przedstawione w opracowaniu mają istotne znaczenie szczególnie w kontekście podejmowania decyzji inwestycyjnych, zarówno długo-, jak i krótkookresowych. Znalezienie odpowiedzi na postawione w badaniu pytania pozwoli lepiej zrozumieć zjawiska występujące na rynkach kapitałowych. Szereg uczestników rynku, jak fundusze inwestycyjne, emerytalne czy inwestorzy indywidualni, może wykorzystać wyniki prezentowanych badań w celu lepszego zdefiniowania ryzyka związanego z podejmowanymi decyzjami inwestycyjnymi oraz przeprowadzenia dokładniejszej analizy ekonomicznej przedsięwzięć inwestycyjnych.

Poniżej w punktach zostały zaprezentowane wyniki, jakie kolejno uzyskano w przeprowadzonych badaniach nad płynnością obrotu i jej oddziaływaniem na stopę zwrotu z analizowanych akcji:

1. Zaczynając od najbardziej prostego modelu, zaprezentowanego przez Amihuda i Mendelсона¹ w 1986 r., udało się udowodnić, że płynność mierzona jako spread ma wpływ na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w okresach miesięcznych. Natomiast badanie powtórzone na interwałach rocznych i kwartalnych już tych zależności nie potwierdziło. Nie udało się także udowodnić istnienia istotnej statystycznie zależności pomiędzy płynnością wyrażoną jako liczba transakcji a stopą zwrotu we wszystkich badanych okresach.
2. W kolejnym badaniu sprawdzano wpływ płynności mierzonej przez różne wskaźniki na stopę zwrotu z akcji w oparciu o klasyczne modele równowagi rynkowej rozszerzone o czynniki uwzględniające płynność. W pierwszej kolejności sprawdzono, czy model CAPM rozszerzony o czynnik płynności lepiej prognozuje stopę zwrotu z akcji niż jego klasyczna wersja. W przypadku polskiej giełdy, jeśli chodzi o krótkie i średnie okresy (okresy miesięczne i kwartalne), to w prezentowanych w książce badaniach można znaleźć potwierdzenie analiz przedstawionych przez Acharya i Pedersena w pracy *Asset pricing with liquidity risk*². Jednak dla okresów długich (rocznych), badanie to nie potwierdza wyników osiąganych na rynkach rozwiniętych. Być może wynika to ze specyfiki rynku polskiego, który cały czas zaliczany jest do grona rynków rozwijających się, natomiast otrzymane rezultaty mogą potwierdzać rozważania Fama³ dotyczące rynku efektywnego.
3. W kolejnym etapie sprawdzono zależność pomiędzy płynnością a stopą zwrotu, jednak do analizy włączono także takie zmienne, jak: kapitalizacja,

1 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns*, “Financial Analysts Journal” 1986, vol. 42 (3), s. 43–48.

2 V. Acharya, L.H. Pedersen, *Asset pricing with liquidity risk*, “Journal of Financial Economics” 2005, vol. 77 (2), s. 375–410.

3 E.F. Fama, *Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance*, “Journal of Finance” 1998, vol. 49 (3), s. 283–306.

wskaźnik ceny do zysku, wskaźnik ceny do wartości księgowej oraz wskaźnik momentum, które stanowią „mocne strony” przedsiębiorstwa, pokazujące jego możliwości rozwoju. Bazując na takim zestawie zmiennych, przetestowano dwa modele:

- a) model opisany przez Datera, Naika i Radcliffa w pracy *Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test*⁴, będący rozwinięciem modelu Famy i MacBetha⁵;
- b) model Pastora–Stambaugh⁶.

W przypadku analizowania płynności jako wskaźnika obrotu, na podstawie modelu Datera, Naika i Radcliffa opisanego w pracy *Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test*, a będącego rozwinięciem modelu Famy i MacBetha, na danych rocznych okazało się, że płynność ma wpływ na oczekiwaną stopę zwrotu z analizowanych akcji. Na danych kwartalnych i miesięcznych jednak wskaźnik obrotu nie miał wpływu na stopę zwrotu z tych akcji. W przypadku polskiej giełdy, jeśli chodzi o długie okresy (okresy roczne), to w prezentowanych badaniach można znaleźć potwierdzenie wyników zaprezentowanych przez Datera, Naika i Radcliffa w pracy *Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test*⁷. Jest to także potwierdzenie rezultatów uzyskanych przez Amihuda i Mendelсона⁸. Jednak dla okresów krótkich (kwartalnych i miesięcznych) badanie to nie potwierdza wyników osiągniętych na rynkach rozwiniętych. Otrzymane rezultaty wskazują, że na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie może występować „efekt interwałowy”. Dodatkowo, otrzymane rezultaty mogą potwierdzać rozważania Famy⁹ dotyczące rynku efektywnego, gdzie twierdzi się, że anomalia¹⁰, jakie występują na rynku kapitałowym w długich okresach, mogą zanikać lub ich wpływ na kształtowanie się stóp zwrotu może być niewielki. Dotyczy to głównie anomalii związanych z informacjami, jakie są dostępne na rynku, ponieważ czasem w krótkim okresie zachodzi zjawisko asymetrii informacji¹¹, które może powodować nadmierną reakcję rynku na niektóre zdarzenia¹².

4 V. Dater, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test*, “Journal of Financial Markets” 1998, vol. 1, s. 203–219.

5 E.F. Fama, J.D. MacBeth, *Risk, return, and equilibrium: Empirical tests*, “Journal of Political Economy” 1973, no. 81, s. 607–636.

6 L. Pastor, R.F. Stambaugh, *Liquidity risk and expected stock returns*, “Journal of Political Economy” 2003, vol. 111 (3), s. 642–685.

7 V. Dater, N. Naik, R. Radcliffe, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 203–219.

8 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

9 E.F. Fama, *Market Efficiency, Long-Term Returns...*, s. 283–306.

10 Dokładnie chodzi o anomalie dotyczące wskaźników zysk/cena, cash flow/cena, opisane przez DeBondta i Thaler (1985) czy stopa wzrostu sprzedaży. Model Famy–Frencha nie wyjaśnia anomalii udokumentowanej przez Jegadeesha i Titmana (1993), dopiero w modelu Carharta (1997) uwzględnia się premię związaną z momentum.

11 Pojęcie asymetrii informacji zostało dokładniej wyjaśnione w podrozdziale 2.2.

12 Zob. A. Agrawal, J.F. Jaffe, G.N. Mandelker, *The post-merger performance of acquiring firms: A re-examination of an anomaly*, “The Journal of Finance” 1992, vol. 47 (4), s. 1605–1621;

Z analizy modelu Pastora–Stambaucha¹³ można wywnioskować, że w przypadku polskiego rynku kapitałowego płynność ma istotny wpływ na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji. Dodatkowe czynniki, takie jak wskaźnik momentum, kapitalizacja czy wskaźnik ceny do wartości księgowej, także wpływają na kształtowanie się stopy zwrotu z akcji w analizowanych okresach. Tylko w przypadku współczynnika beta nie można dać jednoznacznej odpowiedzi na temat jego wpływa na stopę zwrotu z akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Wynika więc z tego, że przynajmniej w odniesieniu do analizowanych okresów, wbrew przewidywaniom podstawowych modeli z zakresu teorii finansów, ryzyko systematyczne mierzone współczynnikiem beta nie ma istotnego znaczenia dla kształtowania się stopy zwrotu.

3. Dodatkowo sprawdzono zależność pomiędzy płynnością a horyzontem czasowym inwestycji. W przypadku analizowania płynności jako średniej wielkości spreadu, zarówno na danych miesięcznych¹⁴, kwartalnych, jak i rocznych, okazało się, że płynność wyrażona jako spread ma wpływ na kształtowanie się średniego okresu trwania inwestycji z analizowanych akcji. W przypadku polskiej giełdy w prezentowanych badaniach można znaleźć potwierdzenie wyników zaprezentowanych przez Atkinsa i Dyla w artykule pt. *Transaction costs and the holding periods for common stocks*¹⁵, że pomiędzy płynnością mierzoną spreadem a kształtowaniem się horyzontu czasowego inwestycji istnieje istotna statystycznie zależność. Jest to także potwierdzenie wyników uzyskanych przez Amihuda i Mendelсона¹⁶.

Przeprowadzenie kilku osobnych badań z wykorzystaniem różnych miar opisujących płynność, na danych pozyskanych dla polskiego rynku kapitałowego, potwierdza postawioną na początku tej pracy hipotezę, że istnieje istotna statystycznie zależność pomiędzy płynnością obrotu danej akcji a kształtowaniem się stopy zwrotu z tej akcji. Niezależnie od wybranej miary płynności w większości przypadków potwierdzona została zależność pomiędzy płynnością obrotu a kształtowaniem się stopy zwrotu z akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Co ważne, uzyskane wyniki potwierdziły się zarówno w badaniach przeprowadzonych na danych miesięcznych, kwartalnych, jak i rocznych. Pozwala to na wyciągnięcie wniosków, że została znaleziona kolejna zmienna, która powinna być brana pod uwagę przez inwestorów oraz analityków rynku przy wycenie

M.L. Mitchell, E. Stafford, *Managerial Decisions and Long-Term Stock Price Performance*, "The Journal of Business" 2000, vol. 73 (3), s. 287–329; D. Ikenberry, J. Lakonishok, T. Vermaelen, *Market under reaction to open market share repurchases*, "Journal of Financial Economics" 1995, vol. 39 (2), s. 181–208.

13 L. Pastor, R.F. Stambaugh, *Liquidity risk and expected...*, s. 642–685.

14 Zarówno wykorzystując do analizy cały badany okres (czyli 01.01.2004–31.12.2012), jak i w podziale na podokresy hossy i bessy.

15 A.B. Atkins, E.A. Dyl, *Transaction costs and the holding periods for common stocks*, "The Journal of Finance" 1997, vol. 52 (1), s. 309–325.

16 Y. Amihud, H. Mendelson, *Liquidity and Stock Returns...*, s. 43–48.

papierów wartościowych oraz szacowaniu stopy zwrotu z inwestycji. Dla instytucji monitorujących rynki kapitałowe oraz system finansowy wyniki pracy mogą rzucać pewne światło na problem płynności całego polskiego rynku kapitałowego, co pozwoliłoby podjąć odpowiednie działania zmierzające do zwiększenia tej płynności. Także w kontekście wyceny kapitału, np. podczas plasowania emisji akcji czy sprzedaży spółki, gdzie dominuje podejście związane z modelem CAPM, wyniki badania mogą zostać użyte do dokładniejszej i szerszej wyceny, uwzględniającej wskazane w pracy charakterystyki i wrażliwości spółek.

Bibliografia

- Acharya V.V., Pedersen L.H., *Asset pricing with liquidity risk*, "Journal of Financial Economics" 2005, vol. 77 (2), s. 375–410.
- Agrawal A., Jaffe J.F., Mandelker G.N., *The post-merger performance of acquiring firms: A re-examination of an anomaly*, "The Journal of Finance" 1992, vol. 47 (4), s. 1605–1621.
- Aitken M., Comerton-Forde C., *How should liquidity be measured?*, "Pacific-basin Finance Journal" 2003, vol. 11 (1), s. 45–59.
- Akerlof G., *The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism*, "The Quarterly Journal of Economics" 1970, vol. 84 (3), s. 488–500.
- Alles L., Athanassakos G., *The effect of investment horizons on risk, return and end-of-period wealth for major asset classes in Canada*, "Canadian Journal of Administrative Sciences" 2006, vol. 23, s. 138–52.
- Amihud Y., *Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects*, "Journal of Financial Markets" 2002, vol. 5, s. 31–56.
- Amihud Y., Mendelson H., *Asset Pricing and a Bid-Ask Spread*, "Journal of Financial Economics" 1986, vol. 17, s. 223–249.
- Amihud Y., Mendelson H., *Liquidity and Stock Returns*, "Financial Analysts Journal" 1986, vol. 42 (3), s. 43–48.
- Amihud Y., Mendelson H., *Liquidity, The Value of the Firm, and Corporate Finance*, "Journal of Applied Corporate Finance" 2012, vol. 24 (1), s. 17–32.
- Amihud Y., Mendelson H., Pedersen L.H., *Market Liquidity: Asset Pricing, Risk and Crises*, Cambridge University Press, 2013.
- Amihud Y., Mendelson H., *The effects of beta, bid-ask spread, residual, risk and size on stock returns*, "Journal of Finance" 1989, vol. 44, s. 479–486.
- Andersen T.G., Bollerslev T., Diebold F. X., *Volatility and Correlation Forecasting*, [w:] G. Elliott, C.W.J. Granger, A. Timmermann, *Handbook of Economic Forecasting*, North-Holland, Amsterdam 2006.
- Ang A., Liu J., Schwarz K., *Using Individual Stocks or Portfolios in Tests of Factor Models*, Meetings Paper, AFA 2009, San Francisco.

- Ariss R.T., Rezvanian R., Mehdiian S.M., *Calendar anomalies in the Gulf Cooperation Council stock markets*, "Emerging Market Review" 2011, no. 12, s. 293–307.
- Arzac E.R., Bawa V.S., *Portfolio choice and equilibrium in capital markets with safety – first investors*, "Journal of Financial Economics" 1977, no. 4, s. 277–288.
- Asparouhova E., Bessembinder H., Kalcheva I., *Liquidity biases in asset pricing tests*, "Journal of Financial Economics" 2010, no. 96, s. 215–237.
- Atkins A.B., Dyl E.A., *Market structure and reported trading volume: NASDAQ versus the NYSE*, "Journal of Financial Research" 1997, no. 20, s. 291–304.
- Atkins A.B., Dyl E.A., *Transaction costs and the holding periods for common stocks*, "The Journal of Finance" 1997, vol. 52 (1), s. 309–325.
- Baker M., Stein J., *Market Liquidity as a Sentiment Indicator*, "Journal of Financial Markets" 2004, vol. 7 (3), s. 271–299.
- Ball R., Kothari S., *Nonstationary Expected Returns: Implications for Tests of Market Efficiency and Serial Correlation in Returns*, "Journal of Financial Economics" 1989, no. 25, s. 51–74.
- Banerjee S., Gatchev V., Spindt P., *Stock market liquidity and firm dividend policy*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis" 2007, vol. 42 (2), s. 369–397.
- Basu S., *Investments Performance of Common Stock in Relation to Their Price-Earnings Ratio: A Test of the Efficient Market Hypothesis*, "Journal of Finance" 1977, no. 32.
- Basu S., *The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence*, "Journal of Financial Economics" 1983, vol. 12 (1), s. 129–156.
- Batten J.A., Vo X., *Liquidity and return relationships in an emerging market*, "Emerging Markets Finance and Trade [P]" 2014, vol. 50 (1), M.E. Sharpe Inc., Armonk NY, USA, s. 5–21.
- Będowska-Sójka B., *Intraday stealth trading. Evidence from the Warsaw Stock Exchange*, "Poznań University of Economics Review" 2014, vol. 14 (1), s. 5–19.
- Bekaert G., Harvey C.R., Lumsdaine R.L., *Dating the Integration of World Equity Markets*, "Working Paper" 1998, no. 6724, NBER, Cambridge.
- Bekaert G., Harvey C.R., Lundblad C., *Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets*, "Review of Financial Studies" 2007, vol. 20 (6), s. 1783–1831.
- Bennett D., *Ryzyko walutowe – instrumenty i strategie zabezpieczające*, Dom Wydawniczy ABC, Warszawa 2000.
- Bertsimas D., Lo A.W., *Optimal control of execution costs*, "Journal of Financial Markets" 1998, no. 1, s. 1–50.
- Bielecka A., *Statystyka dla menedżerów*, Wolters Kluwer Polska, 2011.
- Blume L., Easley D., O'Hara M., *Market statistics and technical analysis: The role of volume*, "Journal of Finance" 1994, no. 49, s. 153–181.
- Bodie Z., Kane A., Marcus A., *Investments*, 5th edition, Irwin/McGraw-Hill 2002.
- Bodie Z., Merton R.C., *Finanse*, PWE, Warszawa 2003.
- Brad B.M., Odean T., *Trading is hazardous to your wealth: The common stock investment performance of individual investors*, "Journal of Finance" 2000, no. 55, s. 773–806.

- Brennan M.J., Chordia T., Subrahmanyam A., *Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns*, "Journal of Financial Economics" 1998, no. 49, s. 345–373.
- Brennan M.J., Chordia T., Subrahmanyam A., Tong Q., *Sell-order liquidity and the cross-section of expected stock returns*, "Journal of Financial Economics" 2012, vol. 105 (3), s. 523–541.
- Brennan M.J., Subrahmanyam A., *Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns*, "Journal of Financial Economics" 1996, no. 41, s. 441–464.
- Brennan M.J., *Taxes, Market Valuation and Corporate Financial Policy*, "National Tax Journal" 1970, no. 23, s. 417–427.
- Brigham E.F., Gapenski L.C., *Zarządzanie finansami*, PWE, Warszawa 2000.
- Brown D., Carlin B., Lobo M., *Optimal portfolio liquidation with distress risk*, "Management Science" 2010, no. 56, s. 1997–2014.
- Brown S., Hillegeist S.A., Lo K., *Conference calls and information asymmetry*, "Journal of Accounting and Economics" 2004, vol. 37 (3), s. 343–366.
- Brunnermeier M.K., Pedersen L.H., *Market Liquidity and Funding Liquidity*, "Review of Financial Studies. Society for Financial Studies" 2009, vol. 22 (6), s. 2201–2238.
- Brzeszczyński J., Gajdka J., Kutan A., *Investor response to public news, sentiment and institutional trading in emerging markets: A review*, "International Review of Economics & Finance" 2015, no. 40, s. 338–352.
- Brzeszczyński J., Gajdka J., Schabek T., *„Efekt interwałowy” w estymacji parametru beta dla akcji notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Rola intensywności transakcji giełdowych oraz kapitalizacji spółek*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia” 2008, nr 14, s. 421–431.
- Brzeszczyński J., Gajdka J., Schabek T., *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" 2011, vol. 47 (1), s. 28–49.
- Buda A., Jarynowski A., *Life-time of correlations and its applications*, vol. 1, Wydawnictwo Niezależne 2010, s. 5–21.
- Bushe B., Matsumoto D., Miller G., *Open versus closed conference calls: The determinants and effects of broadening access to disclosure*, "Journal of Accounting & Economics" 2003, no. 34, s. 149–180.
- Byrne A., Brooks M., *Behavioral finance: Theories and evidence*, Research Foundation of CFA Institute, Monograph Series, 2008, s. 1–26.
- Campbell J.Y., Grossman S.J., Wang J., *Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns*, "The Quarterly Journal of Economics" 1993, vol. 108 (4), s. 905–939.
- Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay C.A., *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, NJ 1997.
- Carhart M. M., *On Persistence in Mutual Fund Performance*, "Journal of Finance" 1997, vol. 52 (1), s. 57–82.
- Chalmers J.M. R., Kadlec G.B., *An empirical examination of the amortized spread*, "Journal of Financial Economics" 1998, no. 48, s. 159–188.

- Chan H., Faff R., *Asset Pricing and Illiquidity Premium*, "The Financial Review" 2005, vol. 40, s. 429–458.
- Chan L.K.C., Karceski J., Lakonishok J., *The Risk and Return from Factors*, "Journal of Financial & Quantitative Analysis" 1998, vol. 33 (2), s. 159–188
- Chan L.K.C., Lakonishok J., *The behavior of stock prices around institutional trades*, "Journal of Finance" 1995, no. 50, s. 1147–1174.
- Chang Y.Y., Faff R., Hwang C.Y., *Liquidity and Stock Returns in Japan: New Evidence*, "Pacific-Basin Finance Journal" 2010, vol. 18 (1), s. 90–115.
- Cheng S., *A Study of the Factors Affecting the Stocks Liquidity*, "International Journal of Services and Standards" 2007, vol. 3 (4), s. 453–475.
- Chordia T., Sahn-Wook H., Subrahmanyam A., *Theory-Based illiquidity and asset pricing*, "Review of Financial Studies" 2009, no. 22, s. 3629–3668.
- Chordia T., Roll R., Subrahmanyam A., *Commonality and Liquidity*, "Journal of Financial Economics" 2000, vol. 56 (1), s. 3–28.
- Chordia T., Roll R., Subrahmanyam A., *Market liquidity and trading activity*, "Journal of Finance" 2001, no. 56, s. 501–530.
- Chordia T., Sakar A., Subrahmanyam A., *Liquidity dynamics and cross-autocorrelations*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis" 2006, no. 46, s. 709–736.
- Chordia T., Subrahmanyam A., Anshuman V.R., *Trading Activity and Expected Stock Returns*, "Journal of Financial Economics" 2001, vol. 59 (1), s. 3–32.
- Chordia T., Swaminathan B., *Trading Volume and Cross-Autocorrelations in Stock Returns*, "Journal of Finance" 2000, no. 55, s. 913–936.
- Chui A.C.W., Wei K.C.J., *Book-to-market, firm size, and the turn-of-the-year effect: Evidence from Pacific-Basin emerging markets*, "Pacific Basin Finance Journal" 1998, no. 6, s. 275–293.
- Cochrane J.H., *A Rehabilitation of Stochastic Discount Factor Methodology*, NBER Working Papers 8533, National Bureau of Economic Research Inc. 2001.
- Constantinides G.M., *Capital market equilibrium with transaction costs*, "Journal of Political Economy" 1986, no. 94, s. 842–862.
- Cooper M., *Filter rules based on price and volume in individual security overreaction*, "Review of Financial Studies" 1999, no. 12, s. 901–935.
- Copland T.E., Weston J.F., *Finance theory and Corporate policy*, Addison Wesley Publishing Co., New York 1988.
- Czapkiewicz A., Skalna I., *The CAPM and the Fama–French Models in Warsaw Stock Exchange*, „Przegląd Statystyczny” 2010, vol. 57 (4), s. 128–141.
- Czapkiewicz A., Skalna I., *Użyteczność stosowania modelu Famy i Frencha w okresach hossy i bessy na rynku akcji GPW w Warszawie*, „Bank i Kredyt” 2011, z. 3, s. 61.
- Czekaj J., *Przegląd modeli wyceny instrumentów finansowych*, 2007, http://fire.ae.wroc.pl/kat_semlicKJ3/Tekst2011A.pdf
- Czekaj J., Woś M., Żarnowski J., *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce*, PWN, Warszawa 2001.

- Dalgaard R., *Liquidity and stock returns: Evidence from Denmark*, he MSc Programme in Economics and Business Administration (Applied Economics and Finance), Master Thesis, Copenhagen Business School 2009.
- Dater V., Naik N., Radcliffe R., *Liquidity and Stock Returns: An Alternative Test*, "Journal of Financial Markets" 1998, vol. 1, s. 203–219.
- De Bondt W.F.M., Thaler R., *Does the Stock Market Overreact*, "Journal of Finance" 1985, vol. 40 (3), s. 793–805.
- Dębski W., *Rynek finansowy i jego mechanizmy*, PWN, Warszawa 2010.
- Dobbins R., Frąckowiak W., Witt S.F., *Praktyczne zarządzanie kapitałem firmy*, Paanpol, Poznań 1992.
- Doron A., Chordia T., Goyal A., *Liquidity and autocorrelations in individual stock returns*, "Journal of Finance" 2006, no. 61, s. 2365–2394.
- Eleswarapu V., *Cost of transacting and expected returns in the NASDAQ market*, "Journal of Finance" 1997, no. 52, s. 2113–2127.
- Eleswarapu V., Reinganum M., *The seasonal behavior of liquidity premium in asset pricing*, "Journal of Financial Economics" 1993, no. 34, s. 373–386.
- Elton E.J., Gruber M.J., *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*, WIG-Press, Warszawa 1998.
- Fama E.F., *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, "The Journal of Finance" 1970, vol. 25 (2), s. 383–417.
- Fama E.F., French K.R., *Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt*, "Review of Financial Studies" 2002, no. 15, s. 1–33.
- Fama E.F., French K.R., *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, "Journal of Financial Economics" 1993, no. 33, s. 3–56.
- Fama E.F., French K.R., *Disappearing dividends: changing firm characteristics or lower propensity to pay?*, "Journal of Financial Economics" 2001, no. 60, s. 3–43.
- Fama E.F., French K.R., *Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*, "Journal of Finance" 1996, vol. 51 (1), s. 55–84.
- Fama E.F., French K.R., *The Cross-Section of Expected Stock Returns*, "Journal of Finance" 1992, vol. 47 (2), s. 427–465.
- Fama E.F., MacBeth J.D., *Risk, return, and equilibrium: Empirical tests*, "Journal of Political Economy" 1973, no. 81, s. 607–636.
- Fama E.F., *Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance*, "Journal of Finance" 1998, vol. 49 (3), s. 283–306.
- Fama E.F., *Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity*, "Journal of Finance" 1990, vol. 45 (4), s. 1089–1108.
- Fedorowicz Z., *Finanse przedsiębiorstw*, Poltex, Warszawa 1993.
- Forlicz S., *Mikroekonomiczne aspekty przepływu informacji między podmiotami rynkowymi*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Bankowej, Poznań 1996.
- Frankel R., Johnso M., Skinner D.J., *An empirical examination of conference calls as a voluntary disclosure medium*, "Journal of Accounting Research" 1999, no. 37.
- Gabrielsen A., Marzo M., Zagagli P., *Measuring market liquidity: An introductory survey*, Quaderni DSE 2011, Working Papers no. 802.

- Gajdka J., „Cateringowe” podejście do polityki dywidend w warunkach polskiego rynku kapitałowego, „Journal of Management and Finance. Zarządzanie i Finanse” 2013, vol. 2 (4), s. 153–165.
- Gajdka J., Gniadkowska A., Schabek T., *Płynność obrotu a stopa zwrotu z akcji na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu” 2010, nr 142.
- Gajdka J., Walińska E., *Zarządzanie finansowe – teoria i praktyka*, Fundacja Rozwoju Rachunkowości w Polsce, Warszawa 1998.
- Garleanu N., Pedersen L.H., *Adverse selection and the required return*, “Review of Financial Studies” 2004, vol. 17 (3), s. 643–665.
- Garleanu N., Pedersen L.H., *Liquidity and risk management*, “American Economic Review” 2007, no. 97, s. 193–197.
- Garsztka P., Matuszewski P., Wieloch K., *Analiza płynności papierów wartościowych notowanych w systemie WARSET*, „Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica” 2003, z. 167, s. 239–254.
- Gniadkowska-Szymańska A., *Płynność obrotu akcjami na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Prace Naukowe Wyższej Szkoły Bankowej w Gdańsku” 2015, nr 39, s. 169–182.
- Gniadkowska-Szymańska A., *Wpływ zmian zagranicznych indeksów giełdowych na Warszawski Indeks Giełdowy*, [w:] T. Dyr, E. Sięk (red.), *Uwarunkowania rozwoju regionalnego Unii Europejskiej*, Instytut Naukowo-Wydawniczy SPATIUM 2012, s. 237–250.
- Gołębiowski G., Tłaczała A., *Analiza finansowa w teorii i w praktyce*, Wydawnictwo Difin, Warszawa 2009.
- Górski M., *Rynkowy system finansowy*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2007.
- Goyenko R.Y., Holden C.W., Trzcinka C.A., *Do Liquidity Measures Measure Liquidity?*, “Journal of Financial Economics” 2009, vol. 92 (2), s. 153–181.
- Gromb D., Vayanos D., *Equilibrium and welfare in markets with financially constrained arbitrageurs*, “Journal of Financial Economics” 2002, no. 66, s. 361–407.
- Gruszczyńska-Broźbar E., *Płynność jako wyznacznik rozwoju Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie w latach 1996–2008*, „Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny” 2010, nr 1, s. 137–149.
- Grzegorzczak W., *Polski rynek papierów wartościowych*, Biblioteka Menedżera i Bankowca, Warszawa 1993.
- Hameed, A., Kang W., Viswanathan S., *Stock market declines and liquidity*, “Journal of Finance” 2010, no. 65, s. 257–293.
- Harris L., *Trading and Exchanges: Market Microstructure for Practitioners*, Oxford University Press 2003, s. 643–682.
- Hasbrouck J., *Trading costs and returns for US equities: Estimating effective costs from daily data*, Working Paper, Stern School of Business, New York University 2006.
- Haugen R., 1993, *Modern Investment Theory*, Prentice Hall International Editions, USA 1993.
- Hearn B., Piesse J., *An Augmented Capital Asset Pricing Model: Liquidity and Stock Size in African Emerging Financial Markets*, “African Finance Journal” 2009, Special iss. no. 1 (January), s. 45–73..

- Heaton J., Lucas D.J., *Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing*, "Journal of Political Economy" 1996, vol. 104 (3), s. 443–487.
- Huang M., *Liquidity shocks and equilibrium liquidity premia*, "Journal of Economic Theory" 2003, no. 109, s. 104–129.
- Hughson E., Stutzer M., Yung C., *The Misuse of Expected Returns*, "Financial Analysts Journal" 2006, no. 62, s. 88–96.
- Ikenberry D., Lakonishok J., Vermaelen T., *Market underreaction to open market share repurchases*, "Journal of Financial Economics" 1995, vol. 39 (2/3), s. 181–208.
- Jacoby G., Fowler D.J., Gottesman A.A., *The Capital Asset Pricing Model and the Liquidity Effect: A theoretical approach*, "Journal of Financial Markets" 2000, vol. 3 (1), s. 69–81.
- Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2007.
- Jajuga K., Jajuga T., *Jak inwestować w papiery wartościowe*, PWN, Warszawa 1994.
- Jajuga K., *Zarządzanie ryzykiem*, PWN, Warszawa 2007.
- Jakubowski J., Sztencel R., *Wstęp do teorii prawdopodobieństwa*, Script, Warszawa 2004.
- Jegadeesh N., *Evidence of Predictable Behavior of Security Returns*, "Journal of Finance" 1990, vol. 45 (3).
- Jegadeesh N., Titman S., *Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency*, "Journal of Finance" 1993, vol. 48 (1), s. 65–89.
- Jones C.M., *A century of market liquidity and trading costs*, Working Paper, Columbia University 2002.
- Kaczmarek T.T., *Ryzyko i zarządzanie ryzykiem*, Centrum Doradztwa i Informacji Difin, Warszawa 2006.
- Kandel S., Stambaugh R.F., *Portfolio Inefficiency and the Cross-Section of Expected Returns*, "Journal of Finance. American Finance Association" 1995, vol. 50 (1), s. 157–84.
- Keim D., Madhavan A., *The upstairs market for large-block transactions: Analysis and measurement of price effects*, "Review of Financial Studies" 1996, no. 9, s. 1–36.
- Keim D., *Size-related anomalies and stock return seasonality*, "Journal of Financial Economics" 1983, no. 12, s. 13–32.
- Klimczak K., *Wpływ cech spółki na mnożniki wyceny w modelu zysku rezydualnego*, „Zarządzanie i Finanse” 2013, nr 2, cz. 4, s. 267–278.
- Klimczak K., *Wycena akcji a sprawozdawczość finansowa*, POLTEXT, Warszawa 2014.
- Kołodziejczyk M., Lasota J., Piechota P., *Dyskonto z tytułu braku płynności w wycenie spółek notowanych na GPW*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia” 2013, nr 60, s. 59–68.
- Kopańska-Brodka D., Michalska E., Dudzińska-Baryła R., *Miara relatywnej atrakcyjności rynkowej instrumentu finansowego*, „Zeszyty Naukowe Politechniki Śląskiej. Organizacja i Zarządzanie” 2014, nr 68, s. 189–198.
- Korajczyk R., Sadka R., *Pricing the Commonality Across Alternative Measures of Liquidity*, "Journal of Financial Economics" 2008, vol. 87 (1), s. 45–72.
- Koren M., Szeidl A., *Pricing Illiquid Assets*, Royal Economic Society 2001, Annual Conference 2002, paper no.115.
- Kowerski M., *Trójczynnikowy model Famy i Frencha dla Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Przegląd Statystyczny” 2008, vol. 55 (4).

- Koźminski A.K., Piotrkowski W., *Zarządzanie. Teoria i praktyka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1998.
- Krysicki W., Bartos J., Dyczka W., Królikowska K., Wasilewski M., *Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna w zadaniach, część 2: Statystyka matematyczna*, PWN, Warszawa 2006.
- Krzyszowski W.J., *Principles of Multivariate Analysis*, Ser.: Oxford Statistical Science, Oxford University Press, New York 2003.
- Kucharski A., *Stabilność oszacowania szerokości rynku na polskiej giełdzie*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia” 2010, nr 28, s. 457–468.
- Kudła J., *Segmentacja rynku kapitałowego na podstawie efektu interwałowego bet dla wybranych indeksów giełdowych*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego” 2008, nr 7, s. 9–20.
- Kutner M.H., Neter J., Nachtsheim C.J., *Applied Linear Statistical Models*, McGraw-Hill College, Boston 2004.
- Kuziak K.E., *Wskaźniki wrażliwości akcji jako miary ryzyka*, „Badania Operacyjne i Decyzje” 1998, nr 3, s. 21–29.
- Kyle A.S., *Continuous Auctions and Insider Trading*, “Econometrica” 1985, no. 53, s. 1315–1335.
- Lakonishok J., Shapiro A.C., *Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns*, “Journal of Banking & Finance” 1986, vol. 10 (1), s. 115–132.
- Lakonishok J., Shleifer A., Vishny R., *Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk*, “The Journal of Finance” 1994, vol. 49 (5), s. 1541–1578.
- Lee Ch.M.C., Swaminathan B., *Price momentum and trading volume*, “Journal of Finance” 2000, no. 55, s. 2017–2069.
- Lesmond D.A., *Liquidity of Emerging Markets*, “Journal of Financial Economics” 2005, vol. 77 (2), s. 411–452.
- Lesmond D.A., Ogden J.P., Trzcinka C.A., *A New Estimate of Transaction Costs*, “Review of Financial Studies” 1999, vol. 12 (5), s. 1113–1141.
- Lindqvist P., Du Rietz R., *Illiquidity pricing and the drivers of market liquidity. Evidence from the Swedish stock market*, Bachelor Thesis in Finance, Stockholm School of Economics 2010.
- Lintner J., *Civcends, Earnings, Leverage, Stock Prices and Supply of Capital Corporations*, “Review of Economics and Statistics” 1962, s. 243–269.
- Lintner J., *Security Prices, Risk and Maximal Gains from Diversification*, “Journal of Finance” 1965, no. 20 (December), s. 587–615.
- Lischewski J., Voronkova S., *Size, Value, and Liquidity. Do They Really Matter on an Emerging Stock Market?*, “Emerging Markets Review” 2012, vol. 13 (1), s. 8–25.
- Litzenburger R., Ramaswamy K., *The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices: Theory and empirical evidence*, “Journal of Financial Economics” 1979, vol. 7 (2), s. 163–195
- Lo A.W., MacKinlay A.C., *Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from the Simple Specification Test*, “Review of Financial Studies” 1988, vol. 1 (1).

- Lo A.W., Mamaysky H., Wang J., *Asset Prices and Trading Volume under Fixed Transactions Costs*, "Journal of Political Economy" 2004, vol. 112 (5), University of Chicago Press, s. 1054–1090.
- Lo A.W., Wang J., *Trading Volume: Definitions, Data Analysis, and Implications of Portfolio Theory*, "Review of Financial Studies" 2000, vol. 13 (2), s. 257–300.
- Loukil N., Bechir Zayani M.B., Omri A., *Impact of liquidity on stock returns: An empirical investigation of the Tunisian stock market*, "Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies. Taylor & Francis Journals" 2010, vol. 3 (2), s. 261–283.
- Łuniewska M., Tarczyński W., *Efektywność analizy portfelowej na polskim rynku kapitałowym z wykorzystaniem wielowymiarowej analizy porównawczej*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej w Katowicach” 2008, tom: *Modelowanie matematyczne i ekonometryczne na polskim rynku finansowym*, s. 11–20.
- Łuniewska M., Tarczyński W., *Próba oceny wpływu kapitalizacji i płynności na opłacalność inwestowania na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego” 2008, nr 9: *Rynek kapitałowy: skuteczne inwestowanie*, s. 133–142.
- Łuniewska M., Tarczyński W., *Wpływ wskaźników i informacji rynkowych na atrakcyjność inwestycyjną spółek giełdowych*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia” 2007, t. 467, z. 7: *Budżetowanie działalności jednostek gospodarczych – teoria i praktyka*.
- Łuniewska M., Tarczyński W., *Wskaźnik P/E jako kryterium dyskryminacji dla potrzeb analizy portfelowej*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu” 2004, vol. 1037, z. 2: *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a polski rynek*.
- Machado M.A.V., Medeiros O.R., *Does the Liquidity Effect Exist in the Brazilian Stock Market*, "Brazilian Business Review" 2012, vol. 9 (4), s. 27–50.
- Machała R., *Zarządzanie finansami i wycena firmy*, UNIMEX, Wrocław 2011.
- Mączyńska E., *Zarządzanie w warunkach ekonomii niepewności. Systemy wczesnego ostrzegania*, [w:] L. Lewandowska, *Nowe koncepcje zarządzania i finansowania rozwoju firm regionu łódzkiego*, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Łódź 2008.
- Malec K., Zarzecki D., *Anomalie na rynkach kapitałowych*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Prace Instytutu Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw” 2007, nr 50, t. 1: *Zarządzanie ryzykiem i kreowanie wartości*, s. 347–363
- Mansouri S., Tehrani R., Ansari H., *Momentum Returns in Tehran Stock Exchange: The Influences of Size and Liquidity*, "International Business Research" 2012, vol. 5 (11), s. 43–53.
- Marcinkiewicz E., *Wpływ krótkiej sprzedaży na efektywność transakcyjną rynku kapitałowego w aspekcie płynności*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu” 2012, z. 261, s. 218–230.
- Markowitz H., *Foundations of Portfolio Theory*, "Journal of Finance" 1991, s. 469–477.
- Markowitz H., *Portfolio Selection*, "Journal of Finance" 1952, vol. 46 (2), no. 7, s. 77–91.
- Marshall B.R., *Liquidity and stock returns: Evidence from a pure order-driven market using a new liquidity proxy*, "International Review of Financial Analysis" 2006, vol. 15 (1), s. 21–38.

- Marshall B.R., Young M., *Liquidity and stock returns in pure order-driven markets: Evidence from the Australian stock market*, "International Review of Financial Analysis" 2003, vol. 12 (2), s. 173–188.
- Meucci A., *Quant Nugget 2: Linear vs. Compounded Returns – Common Pitfalls in Portfolio Management*, GARP Risk Professional 2010, s. 49–51.
- Miller M., *Safety Margins and Capital Budgeting Criteria*, "Management Finance" 1988, no. 2/3, s. 1–8.
- Mitchell M.L., Stafford E., *Managerial Decisions and Long-Term Stock Price Performance*, "Journal of Business" 2000, vol. 73 (3), s. 287–329.
- Mościbrodzka M., *Stabilność czynników ryzyka w modelu Famy–Frencha wyceny kapitału na GPW w Warszawie*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia” 2014, vol. 803 (66).
- Murphy J., *Analiza techniczna rynków finansowych*, WIG-PRESS, Warszawa 1999.
- Naes R., Skjeltorp J.A., Odegaard B.A., *Stock Market Liquidity and the Business Cycle*, "Journal of Finance" 2011, vol. 66 (1), s. 139–176.
- O'Hara M., *Presidential Address: Liquidity and Price Discovery*, "The Journal of Finance" 2003, vol. 58 (4), s. 1335–1354.
- Oderfeld J., Pleszczyńska E., *Liniowy estymator odchylenia średniego w populacji normalnej*, „Zastosowania Matematyki” 1962, t. 6, Instytut Matematyczny PAN, s. 111–117.
- Olbryś J., *Arch effects in multifactor market-timing models of polish mutual funds*, "Folia Oeconomica Stetinensia" 2011, vol. 10 (2), s. 60–80.
- Olbryś J., *Zastosowanie wybranych miar płynności aktywów kapitałowych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie S.A.*, „Zarządzanie i Finanse” 2013, vol. 11 (3), cz. 2, s. 65–77.
- Pastor L., Stambaugh R.F., *Liquidity risk and expected stock returns*, "Journal of Political Economy" 2003, vol. 111 (3), s. 642–685.
- Prządo I., Schabek T., *Wpływ publikacji amerykańskich danych makroekonomicznych na zmienność polskiego rynku akcji*, „Rola informatyki w naukach ekonomicznych i społecznych. Innowacje i implikacje interdyscyplinarne” 2009, s. 302–309.
- Przybyłowicz P., *Wstęp do teorii informacji i kodowania*, Wydawnictwo SCRIPT 2000.
- Reinganum M.R., *A New Empirical Perspective on the CAPM*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis" 1981, vol. 16 (4), s. 439–462.
- Roll R., *A critique of the asset pricing theory's tests. Part I: On past and potential testability of the theory*, "Journal of Financial Economics" 1977, no. 4, s. 129–176.
- Roll R., *A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market*, "Journal of Finance" 1984, vol. 39 (4), s. 1127–1139.
- Roll R., Ross S.A., *An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory*, "Journal of Finance" 1980, vol. 35.
- Roll R., Ross S.A., *On the cross-sectional relation between expected returns and betas*, "Journal of Finance" 1994, vol. 49, s. 101–121.
- Ross S.A., *Return, risk and arbitrage*, [w:] I. Friend, J.I. Bicksler (eds.), *Risk and Return in Finance*, Ballinger, Massachusetts 1977, s. 189–218.

- Ross S.A., *The arbitrage theory of capital asset pricing*, "Journal of Economic Theory" 1976, vol. 13 (3), s. 341–360.
- Ross S.A., Westerfield R.W., Bradford D.J., *Finanse przedsiębiorstw*, Dom Wydawniczy ABC, Warszawa 1999.
- Ross S.A., Westerfield R., Jaffe J.F., *Corporate Finance*, R.D. Irwin Inc., Boston 1990.
- Rothschild M., *Asset Pricing Theories*, [w:] W.P. Heller, R.M. Starr, D.A. Starrett (eds.), *Uncertainty, Information and Communication: Essays in Honor of Kenneth J. Arrow*, vol. III, Cambridge University Press, Cambridge 1986.
- Routledge B., Zin S.E., *Model uncertainty and liquidity*, Working paper, Carnegie Mellon University 2001.
- Rouwenhorst G., *International Momentum Strategies*, "Journal of Finance" 1988, vol. 53 (1).
- Rouwenhorst G., *Local return factors and turnover in emerging stock markets*, "Journal of Finance" 1999, vol. 54 (4), s. 1439–1464.
- Róžański J., *Współczesne finanse przedsiębiorstwa – niektóre niejasności i znaki zapytania*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia” 2013, nr 62, s. 765–774.
- Rozeff M., Kinney W., *Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns*, "Journal of Financial Economics" 1976, no. 3, s. 379–402.
- Rubinstein M., *An Aggregation Theorem for Securities Markets*, "Journal of Financial Economics" 1974, vol. 1 (3), s. 225–244.
- Sadka R., *Momentum and post-earnings announcement drift anomalies: The role of liquidity risk*, "Journal of Financial Economics" 2006, no. 80, s. 309–349.
- Samarakoon L.P., *A New Measure of Market Liquidity of Shares: The Case of the Colombo Stock Exchange*, Proceedings of Annual Research Sessions of the Faculty of Graduate Studies, 1999, s. 165–182.
- Sarr A., Lybek T., Lupton R.A., *Measuring Liquidity in Financial Markets*, International Monetary Fund 2002, Working paper WP/02/232.
- Shanken J., *On the estimation of beta-pricing models*, "Review of Financial Studies" 1992, no. 5, s. 1–3.
- Shannon P., Reilly R.F., Schweihs R., *Valuing a Business: The Analysis and Appraisal of Closely Held Companies*, McGraw-Hill 2000.
- Sharpe W.F., Alexander G.J., Bailey J.V., *Investments*, Prentice Hall, Englewood Cliffs 1995, s. 1021.
- Sharpe W.F., *Capital Asset Prices: A theory of market Equilibrium under condition of risk*, "Journal of Finance" 1964, no. 19.
- Shleifer A., *Inefficient Markets: An Introduction to Behavioral Finance*, Oxford University Press, Oxford, UK 2000.
- Stoll H.R., *Friction*, "Journal of Finance" 2000, vol. 55 (4), s. 1479–1514.
- Szapiel J., *Giełdowy rynek akcji – rynek zbliżony do rynku konkurencji doskonałej*, [w:] B. Klimczak, A. Matusiak (red.), *Mikroekonomia – studium przypadków*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław 2006.
- Szyska A., *Efektywność Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie na tle rynków dojrzałych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2003.

- Szyska A., *Finanse behawioralne. Nowe podejście do inwestowania na rynku kapitałowym*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań 2009.
- Tarczyński W., *Dywersyfikacja ryzyka przy wykorzystaniu fundamentalnego portfela papierów wartościowych*, „Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu. Taksonomia” 2004, t. 1022, z. 11: *Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*, s. 95–106.
- Tarczyński W., Mojsiewicz M., *Zarządzanie ryzykiem. Podstawowe zagadnienia*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2001.
- Tehrani R., Ansari H., *Momentum Returns in Tehran Stock Exchange: The Influences of Size and Liquidity*, “International Business Research” 2012, vol. 5 (11), s. 43–53.
- Urbański S., *Multifactor explanations of returns on the Warsaw Stock Exchange in light of the ICAPM*, “Economic Systems” 2012, no. 36, s. 552–570.
- Vayanos D., *Transaction costs and asset prices: A dynamic equilibrium model*, “Review of Financial Studies” 1998, no. 11, s. 1–58.
- Vayanos D., Vila J.L., *Equilibrium interest rate and liquidity premium with transaction costs*, “Economic Theory” 1999, no. 13, s. 509–539.
- Wawruszczak M., *O płynności finansowej Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki Finansowe. Ubezpieczenia” 2007, nr 6, cz. II: *Rynek kapitałowy: Skuteczne inwestowanie*, s. 487–494.
- Wawrzynek J., *Metody opisu i wnioskowania statystycznego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 2007.
- Weill P.O., *Liquidity Premia in Dynamic Bargaining Markets*, “Journal of Economic Theory” 2008, vol. 140, s. 66–96.
- Welc J., *Company Size Effect on the Polish Stock Market*, “Global Review of Accounting and Finance” 2012, vol. 3 (1), s. 53–66.
- Welfe A., *Ekonometria*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2003.
- White H., *A Heteroskedasticity – Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity*, “Econometrica” 1980, vol. 48 (4), s. 817–838.
- Williamson O., *Instytucje ekonomiczne kapitalizmu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1998.
- Woolridge J.R., Dickinson A., *Short Selling and Common Stock Prices*, “Financial Analysts Journal” 1994, vol. 50 (1), January/February, s. 20–28.
- Wypych M., *Finanse i instrumenty finansowe*, Absolwent, Łódź 2001.
- Zarzecki D., *Użyteczność wskaźnika cena/przychody w wycenie przedsiębiorstw*, [w:] E. Urbańczyk (red.), *Strategie wzrostu wartości przedsiębiorstwa. Teoria i praktyka*, Wydawnictwo Kreos, Szczecin 2007, s. 181–185.

Akty prawne

Dyrektywa 2004/109/WE z dnia 15 grudnia 2004 r. w sprawie harmonizacji wymogów dotyczących przejrzystości informacji o emitentach, których papiery wartościowe dopuszczane są do obrotu na rynku regulowanym oraz zmieniająca dyrektywę 2001/34/WE (Directive 2004/109/EC of the European Parliament and of the Council of 15 December 2004 on the harmonisation of transparency requirements in relation to information

- about issuers whose securities are admitted to trading on a regulated market and amending Directive 2001/34/EC).
- Obwieszczenie Ministra Finansów z dnia 18 września 2001 r. w sprawie ogłoszenia jednolitego tekstu ustawy o obligacjach, Dziennik Ustaw 2001, nr 120, poz. 1300.
- Regulamin Giełdy, tekst ujednolicony według stanu prawnego obowiązującego od dnia 1 stycznia 2014 r.
- Szczegółowe Zasady Obrotu Giełdowego w systemie UPT, tekst ujednolicony według stanu prawnego obowiązującego od dnia 3 listopada 2014 r.
- Uchwała Nr 76/2010 Komisji Nadzoru Finansowego z dnia 10 marca 2010 r. w sprawie zakresu i szczegółowych zasad wyznaczania wymogów kapitałowych z tytułu poszczególnych rodzajów ryzyka.
- Uchwała Nr 134/2010 Komisji Nadzoru Finansowego z dnia 5 maja 2010 r. w sprawie wydania Rekomendacji A dotyczącej zarządzania ryzykiem towarzyszącym zawieraniu przez banki transakcji na rynku instrumentów pochodnych.
- Uchwała Nr 206/2011 Komisji Nadzoru Finansowego z dnia 22 sierpnia 2011 r. zmieniająca uchwałę Komisji Nadzoru Finansowego w sprawie zakresu i szczegółowych zasad wyznaczania wymogów kapitałowych z tytułu poszczególnych rodzajów ryzyka oraz pozostałe.
- Uchwała Nr 307/2012 Komisji Nadzoru Finansowego z dnia 20 listopada 2012 r. zmieniająca uchwałę w sprawie zakresu i szczegółowych zasad wyznaczania wymogów kapitałowych z tytułu poszczególnych rodzajów ryzyka (zmieniająca uchwałę KNF Nr 76/2010).
- Uchwała Nr 385/2008 w sprawie szczegółowych zasad i sposobu ogłaszania przez banki informacji o charakterze jakościowym i ilościowym dotyczących adekwatności kapitałowej oraz zakresu informacji podlegających ogłaszaniu.
- Uchwała Nr 387/2008 w sprawie określenia ocen wiarygodności kredytowej nadawanych przez zewnętrzne instytucje oceny wiarygodności kredytowej, z których bank może korzystać w celu ustalenia wymogów kapitałowych i zakresu korzystania z tych ocen oraz ich powiązania ze stopniami jakości kredytowej.
- Uchwała Nr 502/2008 Zarządu Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. z dnia 23 czerwca 2008 r.
- Uchwała Nr 550/2012 Zarządu Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie S.A. w sprawie zmiany Uchwały Nr 502/2008 Zarządu Giełdy z dnia 23 czerwca 2008 r. (z późniejszymi zmianami) w sprawie Programu Wspierania Płynności z dnia 12 czerwca 2012 r.
- Ustawa z dnia 02.03.2000 r. o ochronie niektórych praw konsumentów oraz o odpowiedzialności za szkodę wyrządzoną przez produkt niebezpieczny, Dziennik Ustaw 2000, nr 22, poz. 271 z późniejszymi zmianami.
- Ustawa z dnia 13 lipca 1990 r. o prywatyzacji przedsiębiorstw państwowych, Dziennik Ustaw 1990, nr 51, poz. 298.
- Ustawa z dnia 16.02.2007 r. o ochronie konkurencji i konsumentów, Dziennik Ustaw 2007, nr 50, poz. 331 i nr 99, poz. 660 z późniejszymi zmianami.
- Ustawa z dnia 21 lipca 2006 r. o nadzorze nad rynkiem finansowym, Dziennik Ustaw 2006, nr 157, poz. 1119.

- Ustawa z dnia 22 marca 1991 r. Prawo o publicznym obrocie papierami wartościowymi i funduszach powierniczych, tekst jednolity, Dziennik Ustaw 1994, nr 58, poz. 239 z późniejszymi zmianami.
- Ustawa z dnia 23.08.2007 r. o przeciwdziałaniu nieuczciwym praktykom rynkowym, Dziennik Ustaw 2007, nr 171, poz. 1206.
- Ustawa z dnia 26 lipca 1991 r. o podatku dochodowym od osób fizycznych, Dziennik Ustaw 2000, nr 14, poz. 176 z późniejszymi zmianami.
- Ustawa z dnia 26 października 2000 r. o giełdach towarowych, Dziennik Ustaw 2000, nr 103, poz. 1099.
- Ustawa z dnia 27 maja 2004 r. o funduszach inwestycyjnych, Dziennik Ustaw 2004, nr 146, poz. 1546.
- Ustawa z dnia 29 lipca 2005 r. o nadzorze nad rynkiem kapitałowym, Dziennik Ustaw 2005, nr 183, poz. 1537.
- Ustawa z dnia 29 lipca 2005 r. o obrocie instrumentami finansowymi, Dziennik Ustaw 2005, nr 183, poz. 1538 z późniejszymi zmianami.
- Ustawa z dnia 29 lipca 2005 r. o ofercie publicznej i warunkach wprowadzania instrumentów finansowych do zorganizowanego systemu obrotu oraz o spółkach publicznych, Dziennik Ustaw 2005, nr 184, poz. 1539.
- Ustawa z dnia 30 sierpnia 1996 r. o komercjalizacji i prywatyzacji przedsiębiorstw państwowych, Dziennik Ustaw 1996, nr 118, poz. 561.

Źródła internetowe

- <http://www.bis.org/bcbs/index.htm> [dostęp 11.04.2013].
- <http://www.fese.be/en/?inc=cat&id=3> [dostęp 11.04.2013].
- http://www.ftse.com/About_Us/index.jsp [dostęp 11.04.2013].
- <http://www.jpmorgan.com/pages/jpmorgan> [dostęp 11.12.2014].
- <http://www.world-exchanges.org/about-wfe> [dostęp 11.04.2013].
- http://www1.ifc.org/wps/wcm/connect/corp_ext_content/ifc_external_corporate_site/home [dostęp 05.01.2014].
- <https://europeanequities.nyx.com/> [dostęp 11.04.2013].
- Zasoby witryny internetowej Encyklopedii Zarządzania, mfiles.pl/pl/index.php/Inwestor [dostęp 11.12.2014].
- Zasoby witryny internetowej Fundacji Edukacji Rynku Kapitałowego, www.ferk.pl [dostęp 16.08.2012].
- Zasoby witryny internetowej Giełdy Papierów Wartościowych, <http://www.gpw.pl> [dostęp 16.08.2012].
- Zasoby witryny internetowej GPW InfoStrefa, www.gpwinfostrefa.pl [dostęp 11.12.2014].
- Zasoby witryny internetowej Komisji Nadzoru Finansowego, www.knf.gov.pl [dostęp 16.08.2012].
- Zasoby witryny internetowej Krajowego Depozytu Papierów Wartościowych, www.kdpw.pl [dostęp 16.08.2012].
- Zasoby witryny internetowej Ministerstwa Skarbu Państwa, <http://www.msp.gov.pl> oraz <http://prywatyzacja.msp.gov.pl> [dostęp 17.07.2015].

- Zasoby witryny internetowej Obligacje Skarbowe, <http://www.obligacjeskarbowe.pl> [dostęp 12.12.2014].
- Zasoby witryny internetowej Portalu Bankier.pl, www.bankier.pl [dostęp 16.08.2012].
- Zasoby witryny internetowej Portalu Finansowego, www.portalfinansowy.pl [dostęp 11.12.2014].
- Zasoby witryny internetowej Portalu Money.pl, www.money.pl [dostęp 11.12.2014].
- Zasoby witryny internetowej Rynku obligacji Catalyst, <http://gpwcatalyst.pl> [dostęp 12.12.2014].
- Zasoby witryny internetowej Serwisu Ekonomicznego PWN, www.biznes.pwn.pl [dostęp 16.08.2012].
- Zasoby witryny internetowej Spółki Akcyjnej BondSpot, www.bondspot.pl [dostęp 11.12.2014].
- Zasoby witryny internetowej Spółki KGHM S.A., <http://kgm.com/> [dostęp 17.07.2015].
- Zasoby witryny internetowej Spółki ORLEN S.A., <http://www.orklen.pl/PL/Strony/default.aspx> [dostęp 17.07.2015].
- Zasoby witryny internetowej Spółki PEKAO S.A., http://www.pekao.com.pl/o_banku/ [dostęp 17.07.2015].
- Zasoby witryny internetowej Spółki PKO BP S.A., <http://www.pkobp.pl/grupa-pko-banku-polskiego/> [dostęp 17.07.2015].

Spis tabel

Tabela 1.1.	Zestawienie akcji notowanych na polskich rynkach giełdowych z uwzględnieniem płynności	16
Tabela 5.1.	Podstawowe statystyki zebranych danych miesięcznych	59
Tabela 5.2.	Korelacja pomiędzy poszczególnymi zmiennymi wyliczona na danych miesięcznych	60
Tabela 5.3.	Oszacowanie parametrów modeli wg równań (5.6) i (5.7) dla poszczególnych podokresów oraz odpowiadające im wartości p -value oraz statystyki t -studenta.....	66
Tabela 5.4.	Oszacowanie parametrów modeli wg równań (5.6) i (5.7) przy użyciu danych kwartalnych i rocznych oraz odpowiadające im wartości p -value oraz statystyki t -studenta.....	68
Tabela 5.5.	Oszacowanie parametrów modelu wg równania (5.10) dla poszczególnych okresów na danych miesięcznych oraz odpowiadające im wartości p -value oraz statystyki t -studenta...	73
Tabela 5.6.	Oszacowanie parametrów modelu wg równania (5.10) przy użyciu danych kwartalnych i rocznych oraz odpowiadające im wartości p -value oraz statystyki t -studenta.....	75
Tabela 5.7.	Oszacowanie parametrów modelu wg równania (5.11) oraz odpowiadające im wartości p -value i statystyki t -studenta.....	80
Tabela 5.8.	Oszacowanie parametrów modeli wg wzorów (5.23) i (5.25) oraz odpowiadające im wartości p -value i statystyki t -studenta	90
Tabela 5.9.	Współczynniki korelacji pomiędzy poszczególnymi rodzajami współczynników beta	93
Tabela 5.10.	Oszacowanie parametrów modelu wg wzoru (5.26) oraz odpowiadające im wartości p -value i statystyki t -studenta.....	99
Tabela 5.11.	Oszacowanie parametrów modelu wg równania (5.32) oraz odpowiadające im wartości p -value i statystyki t -studenta.....	106

Spis rysunków

Rysunek 1.1. Wartość obrotów papierami wartościowymi na GPW	17
Rysunek 1.2. Wartość obrotów w transakcjach pakietowych na GPW	18
Rysunek 1.3. Wartości wskaźnika obrotu akcji, średniej liczby transakcji akcjami oraz średniego spreadu akcji notowanych na GPW ...	18
Rysunek 5.1. Kolejność wykorzystania poszczególnych modeli przy testowaniu hipotez badawczych	52
Rysunek 5.2 Schemat pokazujący związek pomiędzy płynnością akcji a horyzontem czasowym inwestycji	53

