

Adam Zaremba, Dariusz Zawadka

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

ŹRÓDŁA RYZYKA SYSTEMATYCZNEGO W KALKULACJI KOSZTU KAPITAŁU W WARUNKACH POLSKICH

Streszczenie: Literatura światowa dostarcza wielu badań poddających w wątpliwość tezę, że ryzyko rynkowe jest jedynym czynnikiem systematycznym determinującym koszt kapitału własnego spółki. Wśród najlepiej udokumentowanych „alternatywnych” czynników ryzyka systematycznego znajdują się np. wielkość spółki, stosunek wartości księgowej do rynkowej oraz zjawisko momentum. Celem niniejszego artykułu jest wyodrębnienie istotnych czynników systematycznych stanowiących determinantę kosztu kapitału własnego na rynku polskim. Niniejszy artykuł składa się z dwóch części. Pierwsza część artykułu obejmuje przegląd najpopularniejszych obok rynkowego ryzyka systematycznych opisywanych przez literaturę finansową. Część druga stanowi empiryczną analizę czynników systematycznych na krajowym rynku akcji. Badanie przeprowadzono przy użyciu wielowymiarowej analizy regresji, opierając się na historycznych notowaniach spółek notowanych na GPW w latach 1997-2008.

Słowa kluczowe: anomalie rynkowe, ryzyko systematyczne, prognozowanie stóp zwrotu.

1. Wstęp

CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) jest obecnie najpopularniejszym modelem rynku kapitałowego [Jajuga 2006, s. 242]. Za twórców modelu uważa się W. Sharpe’a, J. Lintnera, J. Mossina oraz J. Treynora, którzy skonstruowali go na gruncie teorii portfelowej w latach 60. ubiegłego stulecia. Zgodnie z tymże modelem, koszt kapitału własnego można wyrazić za pomocą wzoru (1) [Jajuga, Jajuga 2006, s. 244].

$$r_k = r_f + \beta \times (r_M - r_f), \quad (1)$$

gdzie: r_k – koszt kapitału,

r_m – oczekiwana stopa zwrotu z portfela rynkowego,

r_f – oczekiwana stopa zwrotu z instrumentu wolnego od ryzyka,

β – miara ryzyka rynkowego (czynnik systematyczny).

Powyższe równanie prezentuje stopę zwrotu możliwą do osiągnięcia z akcji przy ponoszonym ryzyku rynkowym mierzonym współczynnikiem beta (w warunkach równowagi).

Próby empirycznej weryfikacji modelu CAPM przyniosły mieszane rezultaty. Istnienie dodatkowej zależności pomiędzy stopami zwrotu a współczynnikiem beta potwierdziły wyniki prac Blacka, Jensena i Scholesa [1972] oraz Famy i MacBetha [1973]. Późniejsze badania nie potwierdziły jednak dobrego dopasowania modelu CAPM do danych empirycznych [Reinganum 1981; Lakonishok, Shapiro 1986].

Relatywnie słaba skuteczność klasycznego modelu CAPM przyczyniła się do poszukiwania innych czynników, które lepiej objaśniają stopy zwrotu na rynku akcji. Badania te dały podstawy do przypuszczeń, że stopy zwrotu skorelowane są z szeregiem takich wskaźników, jak wielkość spółki, stosunek ceny do wartości księgowej itp. Szerszy przegląd wspomnianych atrybutów przedstawiony został w dalszej części artykułu.

Powyższe analizy dały asumpt do konstrukcji alternatywnych modeli kosztu kapitału bazujących na atrybutach papierów wartościowych. Wśród najbardziej rozpoznawalnych modeli tej klasy należy wyróżnić trójczynnikowy model Famy i Frencha [1996], gdzie koszt kapitału jest objaśniany za pomocą trzech czynników systematycznych: wielkości spółki, stosunku wartości księgowej do wartości rynkowej oraz czynnika ryzyka rynkowego.

Niniejszy artykuł ma na celu wyodrębnienie czynników ryzyka systematycznego stanowiących determinantę stóp zwrotu na polskim rynku akcji.

2. Źródła ryzyka systematycznego – przegląd literatury przedmiotu

Literatura światowa i krajowa dostarcza wielu badań dotyczących atrybutów akcji wykazujących silną współzależność z wypracowanymi stopami zwrotu. Poniżej został zaprezentowany przegląd najlepiej, w ocenie autorów, udokumentowanych anomalii rynku kapitałowego w świetle modelu CAPM.

2.1. Stosunek ceny do sprzedaży

Hipoteza zależności pomiędzy nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji a stosunkiem przychodów ze sprzedaży została po raz pierwszy wysunięta przez Senchacka i Martina [1987, s. 46]. Według tych autorów wskaźnik ten może być wręcz lepszym prognostykiem nadzwyczajnych stóp zwrotu, niż popularny współczynnik cena/zysk zarówno z powodów praktycznych (wskaźnik cena/sprzedaż może zostać wyliczony również w sytuacji, gdy firma jest nierentowna i nie generuje zysku), jak i empirycznych (lepsze dopasowanie statystyczne aniżeli dla wskaźnika cena/zysk).

2.2. Stosunek ceny do zysku

Pierwsze empiryczne dowody na istnienie efektu wskaźnika ceny do zysku dostarczył w 1977 roku Basu [1977, s. 663-682]. Analiza bazowała na notowaniach 750 akcji z NYSE w okresie od 1956 r. do 1971 r. Akcje zostały podzielone według

wskaźnika P/E na 5 portfeli o równej liczebności. Wyniki uzyskane przez Basu przedstawiono w tab. 1.

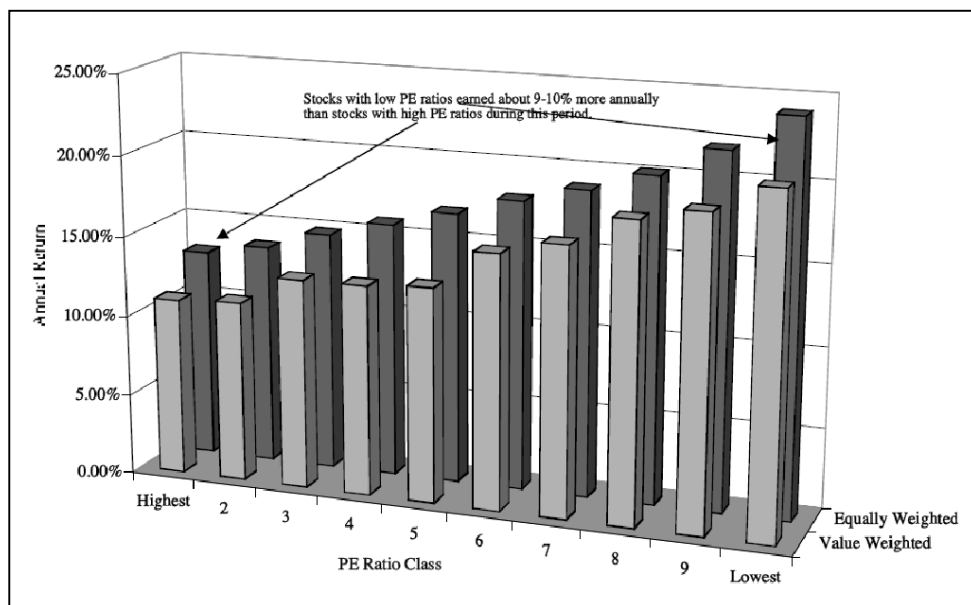
Tabela 1. Wyniki portfeli inwestycyjnych w zależności od wskaźników P/E

	5*	4	3	2	1	Wszystkie razem
Medianowy wskaźnik P/E	35,8	19,1	15	12,8	9,8	15,8
Przeciętna roczna stopa zwrotu	9,3%	9,3%	11,7%	13,6%	15,6%	12,1%
Przeciętna roczna nadwyżkowa stopa zwrotu	5,7%	5,6%	8,0%	9,9%	22,6%	9,4%
Wskaźnik Jensena	-3,3%	-2,8%	0,2%	2,3%	4,7%	0,3%

* Portfele uszeregowane wg malejących wskaźników P/E.

Źródło: opracowanie własne na podstawie [Basu 1977, tab. 1].

Jak wynika z tab. 1, wyliczenia Basu wykazały, że akcje o niskich wskaźnikach P/E są statystycznie atrakcyjniejsze dla inwestorów, aniżeli akcje o wysokich wskaźnikach P/E. Do podobnych wniosków doszedł Damodaran [2004]. Autor podzielił wszystkie spółki notowane w Stanach Zjednoczonych na 10 klas według malejącego wskaźnika P/E. Badanie objęło lata 1952-2001. Wyniki badania przedstawiono na rys. 1.



Rys. 1. Stopy zwrotu z klas spółek o różnych przeciętnych wartościach P/E, 1952-2001

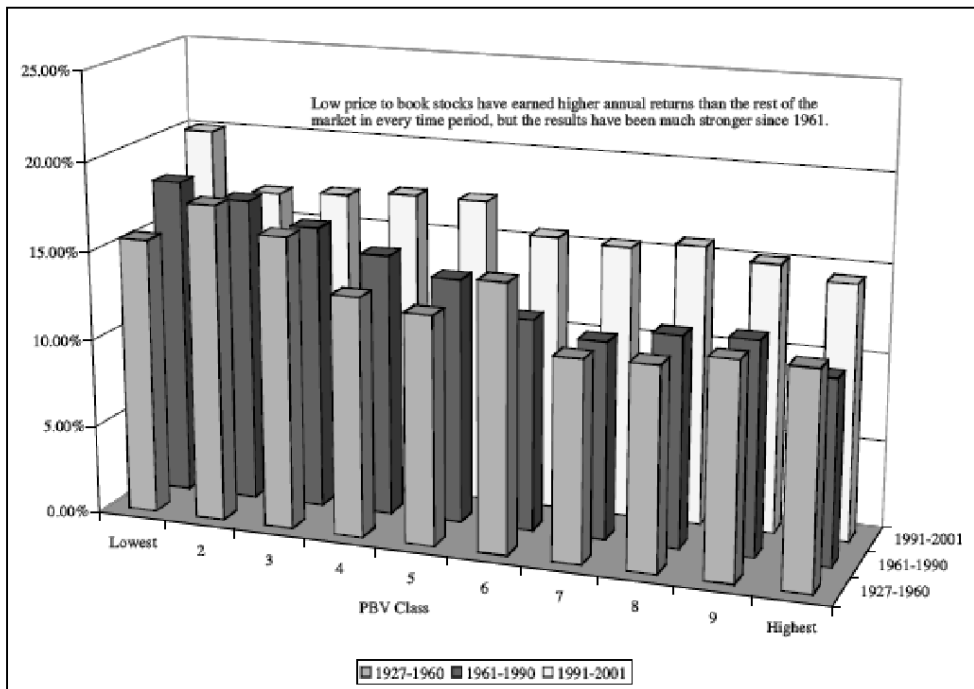
Źródło: [Damodaran 2004, s. 53].

2.3. Stosunek ceny do przepływów gotówkowych

W pracach badawczych często wskazuje się na wiele przyczyn przewagi wykorzystania wskaźnika P/CF nad P/E [Maoboussin 2007]. Ze względu na wady wskaźnika P/E część autorów ocenia przepływy pieniężne na akcje jako lepszy miernik kondycji przedsiębiorstwa aniżeli zyski netto [Mahoney, Server, Theis 1998, s. 27-38; Laderman 1987, s. 92; 1988, s. 120]. „Ponieważ informacje o strumieniach gotówki można znaleźć w publikowanych sprawozdaniach finansowych, zależność [pomiędzy stopami zwrotu a wskaźnikiem przepływów gotówkowych – przyp. aut.] można interpretować jako anomalię teorii efektywności rynków” [Francis 2000, s. 621].

2.4. Stosunek ceny do wartości księgowej

Pierwszych dowodów empirycznych potwierdzających powszechną opinię o wyższości niskich wskaźników P/BV nad wysokimi dostarczyli między innymi Rosenberg, Reid i Lanstein [1985] oraz Fama i French [1992]. W 2001 r. rozszerzenia po-



Rys. 2. Roczne stopy zwrotu z akcji w podziale na klasy P/BV w latach 1927-2001

Źródło: [Damodaran 2004, s. 82].

wyższych badań dokonał Damodaran [2004, s. 82-83]. Wyniki były zbliżone do wcześniejszych pomiarów. Analizowane przedsiębiorstwa zostały podzielone na 10 klas P/BV. W latach 1927-1960 przeciętna różnica w rocznej stopie zwrotu pomiędzy spółkami pochodzącymi z decyla o najniższym P/BV a spółkami z decyla o najwyższym P/BV wyniosła 3,48%. W latach 1961-1990 wartość ta była równa 7,57%, natomiast w okresie 1991-2001 – 5,72%. Kompletne wyniki zaprezentowano na rys. 2.

Tabela 2. Roczna premia stopy zwrotu z tytułu niskiego P/BV w latach 1981-1992

Rynek akcji	Roczna premia z tytułu niskiego P/BV (pkt proc.)
Francja	3,26
Niemcy	1,29
Szwajcaria	1,17
Wielka Brytania	1,09
Japonia	3,43
Stany Zjednoczone	1,06
Europa	1,3
świat	1,88

Źródło: [Capaul, Rowley, Sharpe 1993, s. 27-36].

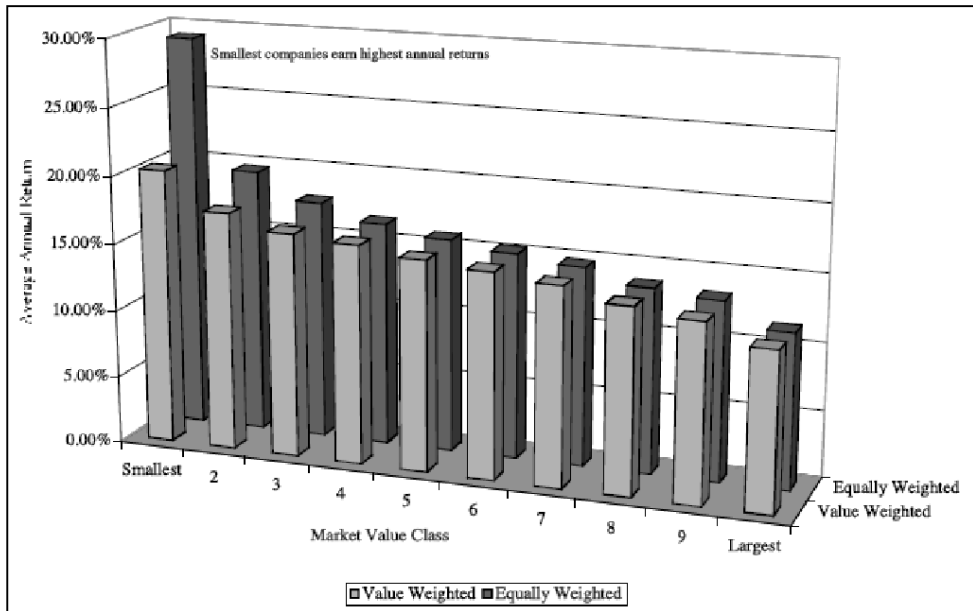
Liczne późniejsze badania potwierdziły istnienie efektu wskaźnika ceny do wartości księgowej również na nieamerykańskich rynkach akcji (zarówno na rynkach rozwiniętych [Chan, Hamao, Lakonishok 1991, s. 1739-1789], jak i emerging markets [Mukherji, Dhatt, Kim 1997]). W tabeli 2 podsumowano wyniki badania autorstwa Capaula, Rowleya oraz Sharpe'a [1993], które również potwierdzają istnienie efektu wskaźnika ceny do zysku w szerokiej grupie rynków akcji.

2.5. Wielkość spółki

Spółki o niskiej kapitalizacji przynoszą przeciętnie wyższe stopy zwrotu, aniżeli spółki od dużej kapitalizacji. Stwierdzenie to zostało poparte wieloma badaniami, które dostarczają empirycznych dowodów na istnienie efektu wielkości spółki [Banz 1981].

Jedno z najpełniejszych badań efektu wielkości spółki przedstawił dotychczas Damodaran na podstawie danych z lat 1927-2001 dostarczonych przez Fama/French [Damodaran 2004]. Wyniki badania podsumowano na rys. 3.

Według obliczeń Damodarana portfele małych spółek przyniosły istotnie wyższe stopy zwrotu niż portfele dużych spółek. Badania innych autorów potwierdzają również występowanie efektu wielkości spółki na rynkach europejskich i azjatyckich. Premia z tytułu wielkości spółki wyniosła 7% w latach 1955-1984 w Wielkiej Bry-



Rys. 3. Stopy zwrotu z akcji spółek giełdowych w podziale na klasy według kapitalizacji w latach 1927-2001

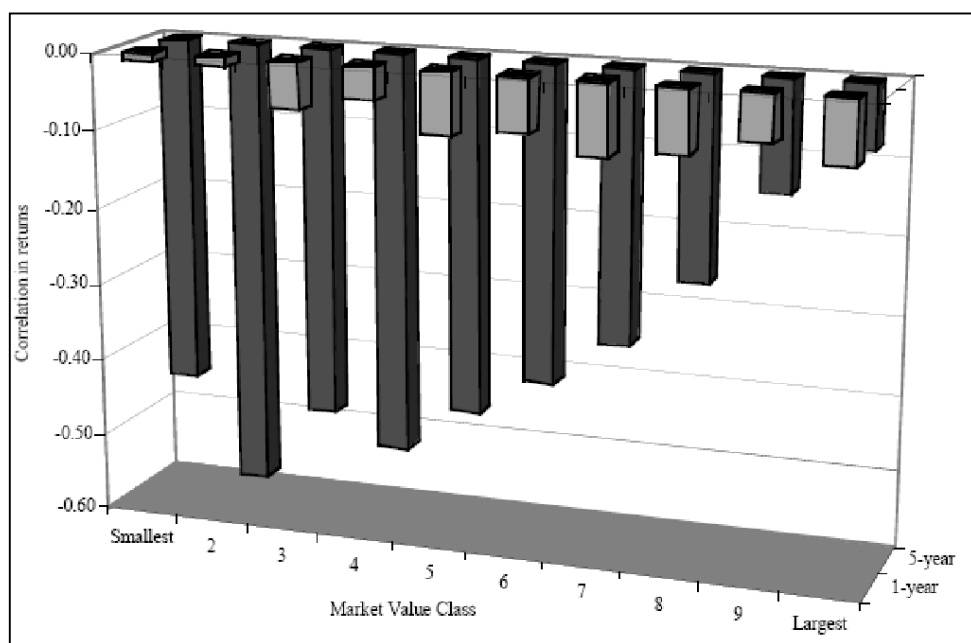
Źródło: [Damodaran 2004, s. 216].

tanii [Dimson, Marsh 1986, s. 113-142], 8,8% we Francji [Fama, French 1998] oraz 5,1% w Japonii w latach 1971-1988 [Chan, Hamao, Lakonishok 1991, s. 1739-1789].

2.6. Efekt momentum

Jedną z pierwszych obszernych analiz efektu momentum na rynku amerykańskim w horyzoncie średnio- i długoterminowym dostarczyli Jegadeesh i Titman [1993]. Uzyskane wyniki charakteryzowały się sporą dychotomią. Badania wykazały istnienie dodatniej korelacji w krótkim horyzoncie inwestycyjnym. Efekt ten najsilniejszy był dla pary 6- i 8-miesięcznych stóp zwrotu. Późniejsze badania wykazały istnienie analogicznych zjawisk na rynku europejskim [Rouwenhorst 1998 s. 267-284; Szyszka 2006] oraz na rynkach *emerging markets*, gdzie jednak efekt dodatniego momentum nie jest tak silny, jak na rozwiniętych giełdach [Bekaert, Erb, Harvey, Viskanta 1997, s. 17-46].

Interesujące jest to, że dla długookresowych stóp zwrotu efekt momentum wydaje się negatywny (to znaczy występuje ujemna autokorelacja stóp zwrotu). Dowodów tego zjawiska dostarczyli French i Fama, którzy przebadali wpływ zjawiska momen-



Rys. 4. Autokorelacje rocznych i pięcioletnich stóp zwrotu na rynku akcji z podziałem na klasy wielkości spółek

Źródło: [Damodaran 2004, s. 8].

tum na 5-letnie stopy zwrotu na amerykańskim rynku akcji z lat 1941-1985 [Fama, French 1996, s. 55-84]. Wyniki badań Famy i Frencha przedstawiono na rys. 4.

2.7. Analiza wielowymiarowa czynników systematycznych

Statystyka wielowymiarowa stanowi narzędzie pozwalające powiązać różnorakie czynniki systematyczne. Jedną z pełniejszych analiz wieloczynnikowych anomalii występujących na rynku akcji przeprowadzili Jabobs i Levy [1988]. Para badaczy przebadala jednocześnie 25 różnych zależności występujących w stopach zwrotu. Zastosowana metodologia umożliwiła oczyszczenie wyników ze współzależności pomiędzy poszczególnymi efektami. Wyniki badania przedstawiono w tab. 3.

Z badania Jacobsa i Leviego płyną cztery zasadnicze wnioski [Francis 2000, s. 628]. Po pierwsze, w przeciwieństwie do wcześniejszych badań okazało się, że zaledwie niewielka część z anomalii rynkowych jest istotna statystycznie. Po drugie, część efektów w wersji „czystej” zyskuje większą statystyczną istotność, aniżeli w wersji naiwnej. Po trzecie, znaczenie części anomalii znika po uwzględnieniu wza-

Tabela 3. Miesięczne stopy zwrotu względem anomalii

Anomalia	Anomalie naiwne		Anomalie czyste		Różnica (czyste)	
	Sredniomiesięczna stopa zwrotu (proc.)	Statystyka t	Sredniomiesięczna stopa zwrotu (proc.)	Statystyka t	Sredniomiesięczna stopa zwrotu (proc.)	Statystyka t
Niski C/Z	0,59	3,4	0,46	4,7	-0,13	1,3
Mała wielkość	0,15	2,3	0,12	2,7	-0,03	0,4
Stopa dywidendy	-0,01	-0,1	0,03	0,5	0,04	0,6
Zerowa stopa dywidendy	0	0	0,15	1,3	0,15	1,3
Spółki lekceważone	0,14	1,9	0,1	1,7	-0,04	-0,2
Niska cena	-0,01	-0,1	0,01	0,2	0,02	0,3
Wartość księgową/cena	0,17	1,4	0,09	1,2	-0,08	-0,2
Sprzedaz/cena	0,17	3,1	0,17	3,7	0	0,6
Przepływy gotówki/cena	0,36	2,7	0,04	0,6	-0,32	-2,1
Sigma	0,16	0,6	0,07	0,6	-0,09	0
Beta	-0,01	0	0,04	0,3	0,05	0,3
Skośność	0,09	0,6	0,04	0,7	-0,05	0,1
Niepewność zysków	-0,33	-2,1	-0,05	-0,8	0,28	1,3
Trend prognoz (-1)	0,48	4,8	0,51	8,1	0,03	3,3
Trend prognoz (-2)	0,4	4,4	0,28	4,9	-0,12	0,5
Trend prognoz (-3)	0,29	3	0,19	3,8	-0,1	0,8
Zaskoczenie poziomem zysków (-1)	0,44	2,1	0,48	3,7	0,04	1,6
Zaskoczenie poziomem zysków (-2)	0,47	1,8	0,18	0,8	-0,29	-1
Zaskoczenie poziomem zysków (-3)	-0,03	-0,1	-0,21	-1,1	-0,18	-1
Torpeda zysku	0	0	-0,1	-1,7	-0,1	-1,7
Siła względna	0,3	1,4	0,34	3,5	0,04	2,1
Zmiana znaku wartości resztowych (-1)	-0,54	-4,9	-1,08	-17,8	-0,54	-12,9
Zmiana znaku wartości resztowych (-2)	-0,13	-1,4	-0,37	-8,1	-0,24	-6,7
Podatek krótkoterminowy	-0,08	-0,4	-0,04	-0,4	0,04	0
Podatek długoterminowy	-0,29	-1,6	0	-0,1	0,29	1,5

Źródło: [Jacobs, Levy 1988, s. 25].

jemnego wpływu. Po czwarte wreszcie, statystyczna istotność anomalii rynku kapitałowego, w wielu przypadkach wyższa niż istotność współczynnika beta, podważała słuszność CAPM i teorii wyceny arbitrażowej.

3. Analiza wieloczynnikowa stóp zwrotu na rynku polskim

Badania przeprowadzone w niniejszej publikacji zostały przeprowadzone na podstawie pełnej historii spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie w okresie od 31 grudnia 1997 r. do 12 grudnia 2008 r. Dane pochodziły z

serwisu www.gpwinfostrefa.pl oraz www.notoria.pl Wykorzystano dane pochodzące z bazy danych www.notoria.pl.

W celu oszacowania determinantów stóp zwrotu na GPW zdecydowano się zbudować model wielowymiarowej analizy regresji. Za zmienne objaśniające przyjęto poniższe wskaźniki analityczne dotyczące poszczególnych spółek skalkulowane na dzień 31 grudnia każdego roku w odniesieniu do pełnego roku obrotowego:

wielkość – kapitalizację spółki,

P/EBIT – wskaźnik ceny do zysku operacyjnego,

P/BV – wskaźnik ceny do kapitałów własnych,

P/CF – wskaźnik ceny do przepływów pieniężnych,

P/S – wskaźnik ceny do przychodów netto,

P/E – wskaźnik ceny do zysku netto,

A/BV – stosunek aktywów do kapitałów własnych (wskaźnik lewarowania),

ROE – stopę zwrotu z kapitału własnego,

momentum – roczną nadwyżkową stopę zwrotu z roku ubiegłego.

Zmienne objaśniane stanowiły roczne nadwyżkowe stopy zwrotu ponad WIG z akcji spółek notowanych na GPW (po uwzględnieniu wypłat dywidend, splitów oraz odjęć praw poboru).

Ze zbioru danych wejściowych usunięto wszystkie spółki, które notowane były niepełny rok obrotowy oraz które posiadały niepoliczalne wskaźniki fundamentalne. Po dokonaniu opisanych wyżej eliminacji zbiór danych został ograniczony do 453 par danych o postaci spółka – rok obrotowy.

W toku budowy zdecydowano się nie wykorzystywać wskaźników analitycznych w formie czystej, ale sporządzić na ich podstawie roczne rankingi spółek, w których zamiast konkretnej wartości wskaźnika danej spółce byłaby przypisana jej pozycja pod względem danego wskaźnika w rankingu. Pozycje w rankingu zostały zestandaryzowane na skali od 0 do 100.

Tabela 4. Korelacje pomiędzy wskaźnikami analitycznymi a nadwyżkowymi stopami zwrotu

Lp.	Wskaźnik	Współczynnik korelacji	Statystyka t
1	P/EBIT	-0,2	-4,43
2	P/BV	-0,15	-3,25
3	P/CF	-0,09	-1,96
4	P/S	-0,15	-3,27
5	P/E	-0,23	-5,12
6	A/BV	0,01	0,2
7	ROE	0,04	0,87
8	momentum	-0,05	-1,15
9	wielkość	-0,13	-2,89

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie wyżej opisanych danych zbadano korelację pomiędzy poszczególnymi zmiennymi objaśniającymi a nadwyżkowymi stopami zwrotu (tab. 4).

Jak wynika z tab. 4, najwyższy poziom korelacji na poziomie 0,23 odnotowano przy wskaźniku P/E. Oznacza to, że im niższą wartością wskaźnika charakteryzowała się spółka, tym wyższe statystycznie osiągała stopy zwrotu w roku kolejnym. Podobny efekt, w mniejszym jednak natężeniu, widoczny był w przypadku wskaźników P/EBIT, P/BV, P/S oraz P/CF. Nieistotny statystycznie okazał się wpływ takich czynników, jak poziom lewarowania spółki (A/BV), jakość zarządzania majątkiem spółki (ROE) oraz stopa zwrotu w roku poprzednim (momentum).

W celu głębszej analizy badanych zależności zdecydowano się zbudować model regresji wielowymiarowej, gdzie za zmienne objaśniające przyjęto 9 zmiennych analizowanych powyżej, a za zmienną objaśnianą nadwyżkowe stopy zwrotu z akcji (tab. 5).

Tabela 5. Dziewięcioczynnikowa analiza regresji

Zmienna	Współczynnik regresji	Statystyka-t
P/EBIT	-0,00038	-0,26
P/BV	0,00121	0,59
P/CF	-0,0006	-0,66
P/S	-0,00119	-0,81
P/E	-0,00406	-1,99
A/BV	-0,00032	-0,28
ROE	-0,00075	-0,38
momentum	-0,00079	-0,89
wielkość	-0,00097	-0,95
wyraz wolny	0,32411	2,46
błąd standardowy	-0,50872	Nie dotyczy

Źródło: opracowanie własne.

Wartość wskaźnika R^2 ukształtowała się na poziomie 6,77%, co można uznać za niski poziom. Niemniej jednak statystyka F informująca o istotności statystycznej modelu wynosi 3,57. Oznacza to, że pomimo słabego dopasowania model jest istotny statystycznie.

Jedynym współczynnikiem regresji istotnym na poziomie przynajmniej 5% jest współczynnik mierzący wpływ wskaźnika P/E na stopy zwrotu. Pozostałe współczynniki okazały się nieistotne statystycznie.

W celu poprawy jakości modelu zdecydowano się ponowić badanie po dokonaniu eliminacji części zbędnych zmiennych objaśniających. Eliminacji dokonano, kierując się dwiema przesłankami: korelacją z innymi zmiennymi objaśniającymi

Tabela 6. Korelacje pomiędzy zmiennymi

	P/EBIT	P/BV	P/CF	P/S	P/E	A/BV	ROE	momentum	wielkość
P/EBIT	1								
P/BV	0,48	1							
P/CF	0,13	0,38	1						
P/S	0,5	0,62	0,26	1					
P/E	0,75	0,4	0,19	0,3	1				
A/BV	-0,19	0,12	0	-0,43	0,05	1			
ROE	-0,17	0,53	0,18	0,35	-0,45	0,03	1		
momentum	0,08	0,29	0,05	0,17	-0,01	0,05	0,3	1	
wielkość	0,3	0,51	0,24	0,5	0,24	-0,01	0,28	0,07	1

Źródło: opracowanie własne.

oraz istotnością statystyczną w modelu wstępnym. Macierz korelacji pomiędzy zmiennymi objaśniającymi zawiera tab. 6.

Po przeprowadzeniu eliminacji zmiennych objaśniających do dalszego badania zostały zakwalifikowane następujące cztery wskaźniki: P/E, P/BV, P/S i wielkość. Ze względu na mniejszą liczbę wskaźników, które musiała wykazać spółka, zwiększyła się wielkość próby do 970 par spółka – rok obrotowy. Uzyskaną postać nowego modelu podsumowano w tab. 7.

Tabela 7. Czteroczynnikowa analiza regresji

Zmienna	Współczynnik regresji	Statystyka <i>t</i>
P/BV	0,0008	0,90
Wielkość	-0,0009	-1,25
P/S	-0,0005	-0,60
P/E	-0,0032	-4,70
Wyraz wolny	0,1610	3,43
Błąd standardowy	0,5572	Nie dotyczy

Źródło: opracowanie własne.

Wysokość wskaźnika R^2 ukształtowała się na poziomie 2,8%. Z drugiej strony, statystyka F informująca o istotności statystycznej modelu wynosi 7,16. Mimo słabego dopasowania nie ulega wątpliwości, że model jest istotny statystycznie.

Pomimo znacznej redukcji liczby zmiennych oraz poszerzenia badanej próby analiza uzyskanej postaci równania prowadzi do podobnych wniosków jak w przypadku modelu wstępnego. Jedynym istotnym statystycznie wskaźnikiem okazał się P/E, a wszystkie pozostałe okazały się nieistotne. Znak wskaźnika P/BV wskazywał na brak sensu ekonomicznego.

Wobec powyższych wyników stwierdzono, że aby uzyskać poprawną postać modelu, należy wyeliminować wszystkie nieistotne statystycznie zmienne i zbudować analizę regresji liniowej, gdzie jedyną zmienną objaśniającą stanowić będzie wskaźnik ceny do zysku P/E (tab. 9).

Tabela 8. Model regresji oparty na wskaźniku P/E

Zmienna	Współczynnik regresji	Statystyka <i>t</i>
P/E	-0,0032	-5,13
Wyraz wolny	0,1313	3,64
Błąd standardowy	0,557	Nie dotyczy

Źródło: opracowanie własne.

Wysokość wskaźnika R^2 ukształtowała się na poziomie 2,7%, czyli bardzo niewielkim. Niemniej jednak statystyka F informująca o istotności statystycznej modelu wynosi 26,3, co niemal wyklucza przypadkowy charakter zależności. Istotność statystyczna współczynnika regresji zmiennej P/E okazała się bardzo wysoka i wyniosła -5,13.

4. Podsumowanie

Celem niniejszego artykułu było zidentyfikowanie czynników systematycznych determinujących stopy zwrotu (koszt kapitału własnego) na rynku polskim. Przeprowadzone badanie potwierdziło funkcjonowanie kilku rodzajów ryzyk systematycznych mających wpływ na wysokość stóp zwrotu (wskaźniki P/E, P/BV, P/S, P/CF, P/EBIT oraz wielkość spółki), z których najistotniejszy po uwzględnieniu wzajemnych zależności okazał się wskaźnik ceny do zysku.

Przeprowadzona analiza ma znaczenie dla wielu uczestników rynku finansowego. Z jednej strony może stanowić wskazówkę dla inwestorów w procesie budowy portfela inwestycyjnego, z drugiej strony jest istotną przesłanką dla kalkulacji kosztu kapitału w procesie podejmowania decyzji finansowych.

Dalsze badania, poszerzające zakres tematyki niniejszego artykułu, powinny koncentrować się m.in. na poszerzeniu próby badawczej oraz na analizie współzależności z szerszym katalogiem anomalii rynku kapitałowego.

Literatura

- Banz R., *The relationship between return and market value of the common stocks*, „Journal of Financial Economics” 1981, March.
- Basu S., *The investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient markets hypothesis*, „Journal of Finance” 1977, vol. XXXII, no. 3.

- Bekaert G., Erb C., Harvey C., Viskanta T., *What matters for emerging equity market investments*, „Emerging Markets Quarterly” 1997.
- Black F., Jensen M.C., Scholes M., *The capital asset pricing model: Some empirical tests*, [w:] M. Jensen (red.), *Studies in The Theory of Capital Markets*, Praeger, 1972.
- Capaul C., Rowley I., Sharpe W.F., *International value and growth stock returns*, „Financial Analysts Journal” 1993.
- Chan L.K., Hamao Y., Lakonishok J., *Fundamentals and stock returns in Japan*, „Journal of Finance” 1991, vol. 46.
- Damodaran A., *Investment Fables*, Pearson Education, New Jersey 2004.
- Damodaran A., *Investment Valuation*, chapter 2, John Wiley & Sons, 2002.
- Dimson E., Marsh P.R., *Event studies and the size effect: The case of UK Press Recommendations*, „Journal of Financial Economics” 1986, vol. 17.
- Fama E., French K.R., *Multifactor explanations of asset pricing anomalies*, „Journal of Finance” 1996, vol. 51.
- Fama E., MacBeth J., *Risk, return and equilibrium: Empirical tests*, „Journal of Econometrics” 1973, vol. 45.
- Fama E.F., French K.R., *Value versus growth: The international evidence*, „Journal of Finance” 1998, vol. 53.
- Fama E.F., French K.R., *The cross-section of expected returns*, „Journal of Finance” 1992, vol. 47.
- Francis J.C., *Inwestycje. Analiza i zarządzanie*, WIG-Press, Warszawa 2000.
- Jacobs B.I., Levy K.N., *Disentangling equity return regularities: New insights and investment opportunities*, „Financial Analysis Journal” 1988, May-June.
- Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
- Jegadeesh N., Titman S., *Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency*, „Journal of Finance”, vol. 48, 1993.
- Laderman J.M., *A divining rod for deal stocks in striking gold*, „Business Week” 1988, March 21.
- Laderman J.M., *The savviest investors are going with the flow*, „Business Week” 1987, September 7.
- Lakonishok J., Shapiro A.C., *Systematic risk, total risk and the size as determinants of stock market returns*, „Journal of Banking and Finance” 1986, no. 10.
- Mahoney J.J., Server M.V., Theis J.A., *Cash flow: FASB opens the floodgates*, „Journal of Accountancy” 1998, May.
- Mauboussin M.J., *What you see and what you get*, Mauboussin on Strategy, www.leggmason.com, July 2007, 03.03.2009.
- Mukherji S., Manjeet S. Dhatt, Yong H.K., *A fundamental analysis of Korean stock returns*, „Financial Analysts Journal” 1997, May/June.
- Reinganum M.R., *A new empirical perspective on the CAPM*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 1981, vol. 16.
- Rosenberg B., Reid K., Lanstein R., *Persuasive evidence of market inefficiency*, „Journal of Portfolio Management” 1985, vol. 11.
- Rouwenhorst K.G., *International momentum strategies*, „Journal of Finance, American Finance Association”, vol. 53 (1), 1998.
- Senchack A., Martin J., *The relative performance of the PSR and PER investment strategies*, „Financial Analyst Journal” 1987, March-April.
- Szyska, A. *Zjawisko kontynuacji stóp zwrotu na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie*, „Bank i Kredyt” 2006, sierpień.

SOURCES OF SYSTEMATIC RISK IN ESTIMATION OF COST OF CAPITAL: EVIDENCE FROM THE POLISH MARKET

Summary: Contemporary financial literature raises serious doubts on the notion that a market risk is the only systematic factor determining a cost of equity. Company's size, book-to-market-value or momentum are just the examples among the best documented "alternative" common risk factors. The aim of this article is to define crucial common risk factors which determine the returns for the Polish equity market. The article consists of two parts. The first part comprises a review of well documented systematic risk factors in financial literature. It is followed by empirical analysis of risk factors determining the stock market returns for the Polish market. The research encompasses a multidimensional regression analysis of all the public companies listed on Warsaw Stock Exchange for the years 1997-2008.