

*dr Adam Zaremba*

---

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

# **Efekty wartości, wielkości i momentum a wycena aktywów na polskim rynku akcji**

## **Wprowadzenie**

Efekty wartości (ang. *value effect*), wielkości spółki (ang. *size effect*) oraz momentum (ang. *momentum effect*) są na rynkach światowych nie tylko dobrze udokumentowane, ale również powszechnie wykorzystywane w zarządzaniu portfelem, ocenie wyników inwestycyjnych oraz wycenie aktywów.

Za pioniera badań dotyczących efektu wartości można uznać Basu (1975, 1977, 1983), który odkrył, że spółki charakteryzujące się niskimi wskaźnikami ceny do zysku (ang. P/E, *price to earnings ratio*) przynoszą wyższe stopy zwrotu aniżeli spółki o wysokich wskaźnikach P/E. Efekt wartości to tendencja tzw. spółek „wysokowartościowych” (niski stosunek ceny akcji do wartości fundamentalnych) do notowania ponadprzeciętnych stóp zwrotu względem spółek wzrostowych (wysoki stosunek ceny akcji do wartości fundamentalnych). Formalne dowody statystyczne potwierdzające efekt wartości zostały zaprezentowane przez Stattmana (1980) oraz Rosenberga i in. (1985). Jako swoisty wskaźnik „wartości” wykorzystali oni stosunek wartości księgowej do rynkowej spółki (ang. B/M, *book to market ratio*). Davis (1994) potwierdził występowanie premii za wartość w USA, natomiast Chan, Hamao i Lakonishok (1991) oraz Capaul, Rowley i Sharp (1993) na rynkach zagranicznych poza Stanami Zjednoczonymi. Efekt wartości został także udokumentowany przez Famę i Frencha (1998, 2012), Rouwenhorsta (1999), Lama, Li i So (2010), Chui, Titmana i Wei (2010) oraz Asnessa, Moskowitz i Pedersena (2013).

Efekt wielkości, który wywodzi się z obserwacji, że firmy o niskiej kapitalizacji wypracowują przeciętnie wyższe stopy zwrotu skorygowane o ryzyko aniżeli duże spółki, został po raz pierwszy opisany przez Banza (1981). Reinganum (1981), Blume i Stambaugh (1983) oraz Brown i in. (1983) potwierdzili istnienie efektu wielkości, wykorzystując większe próby i portfele decylowe. Efekt małych spółek

został także został dostrzeżony na wielu rynkach międzynarodowych (Herrera i Lockwood 1994, Heston i in. 1999, Rouwenhorst 1999, Fama i French 2008, Michou i in. 2010).

Efekt momentum odnosi się do obserwacji, że spółki, które notowały wysokie historyczne stopy zwrotu, mają tendencję do radzenia sobie dobrze także w przeszłości. Został po raz pierwszy opisany przez Jegadeesha i Titmana (1993), którzy skoncentrowali się na relatywnie krótkim horyzoncie inwestycyjnym (3–12 miesięcy). Dowody na istnienie momentum na rynku amerykańskim i innych giełdach zagranicznych zostały później zaprezentowane także przez wielu innych badaczy (Asness 1994, Fama i French 1998, 2012; Jegadeesh i Titman 2001, Rouwenhorst 1999, Grinblatt i Moskowitz 2004; Chui, Wei i Titman 2010; Asness, Moskowitz i Pedersen 2013).

Bazując na opisanych powyżej badaniach, Fama i French (1992, 1993) zaproponowali trójczynnikowy, a Carhart (1997) czteroczynnikowy model wyceny aktywów. Na rozwiniętych rynkach kapitałowych oba modele są obecnie powszechnie znane i wykorzystywane w obszarze inwestycji i finansów, np. do oceny wyników portfela inwestycyjnego (Kosowski i in. 2006, Fama i French 2010). Modele Carharta i Famy-Frencha w dużej mierze zastąpiły popularny wcześniej model CAPM (Sharpe 1964, 1966; Lintner 1965; Mossin 1966). Niemniej jednak, modele te nie są obecnie szeroko wykorzystywane na rynku polskim – z dwóch podstawowych przyczyn.

Pierwsza kwestia to brak niezbędnych danych. Rosnący zbiór literatury dotyczącej wyceny aktywów w kontekście integracji rynków generalnie wskazuje, że właściwe jest stosowanie lokalnych czynników wyceny aktywów, nie zaś globalnych czy też regionalnych (Griffin 2002, Hou, Karolyi i Kho 2010; Fama i French 2012, Cakici, Fabozzi i Tan 2013). Wysokiej jakości kompletne dane dotyczące czynników Famy-Frencha i Carharta są dla polskiego rynku akcji niestety niedostępne. Druga kwestia, to brak rozbudowanej literatury empirycznej na temat zastosowania przekrojowych modeli wyceny aktywów na rynku polskim. Istnieją wprawdzie cząstkowe badania dotyczące anomalii w wycenach, które zasadniczo potwierdzają zjawiska premii za wartość (Borys i Zemcik 2009, Lischewski i Voronkova 2012, Zaremba i Konieczka 2014, Zaremba 2014), wielkość (Borys i Zemcik 2009, Welc 2012, Lischewski i Voronkova 2012, Sekuła 2013, Zaremba i Konieczka 2014, Zaremba 2014) oraz momentum (Szyszka 2006, Żebrowska-Suchodolska i Witkowska 2008, Zaremba i Konieczka 2014, Zaremba 2014), a także podejmują próby zastosowania modelu trójczynnikowego Famy-Frencha (Czapkiewicz i Skalna 2010, Olbryś 2010, Urbański 2012, Waszczuk 2013a, Waszczuk 2013b). Niemniej jednak brak jest polskojęzycznych prac, które kompleksowo omawiałyby zastosowanie modeli Famy-Frencha i Carharta, bazujących na lokalnych i międzynarodowych czynnikach wyceny na rynku polskim.

Podstawowym celem niniejszego artykułu jest wypełnienie opisanej powyżej luki. Innymi słowy, praca kompleksowo analizuje i porównuje zasadność stoso-

wania trzech różnych modeli wyceny aktywów na rynku polskim: CAPM, modelu trójczynnika Fama-Frencha oraz modelu czteroczynnikowego Carharta. Badanie kontrybuuje do literatury przedmiotu na cztery sposoby: po pierwsze, analizuje funkcjonowanie efektów wartości, wielkości i momentum na rynku polskim; po drugie, bada korelacje pomiędzy krajowymi i międzynarodowymi czynnikami wyceny aktywów; po trzecie, testuje zasadność wykorzystywania modeli CAPM, trójczynnika i czteroczynnikowego w Polsce; po czwarte, porównuje wyniki stosowania modeli przekrojowych budowanych w oparciu o krajowe i międzynarodowe czynniki wyceny.

Główne odkrycia opisanego badania można scharakteryzować następująco:

- na polskiej giełdzie funkcjonują dodatnie i statystycznie istotne premie za wartość i momentum, a także dodatnia, jednak nieistotna statystycznie, premia za wielkość;
- krajowe czynniki wyceny aktywów nie są skorelowane z europejskimi lub globalnymi odpowiednikami, z wyjątkiem momentum;
- modele – trójczynnika Fama-Frencha i czteroczynnikowy Carharta objaśniają portfele spółek sortowanych podwójnie według B/M oraz wielkości, jednak nie radzą sobie z objaśnieniem portfeli sortowanych podwójnie według wielkości i momentum;
- stosowanie dla polskiego rynku modeli czynnikowych bazujących na międzynarodowych czynnikach wyceny nie jest zasadne.

W badaniu wykorzystano dane dotyczące spółek z krajowego rynku akcji z lat 2001–2014. W testach modeli wyceny aktywów podejmowane są próby wyjaśnienia stóp zwrotu z portfeli spółek podwójnie sortowanych według B/M i wielkości oraz według momentum i wielkości – co stanowi podejście dość typowe dla literatury przedmiotu. Wyniki inwestycyjne z tychże portfeli są oceniane za pomocą trzech dobrze znanych modeli wyceny aktywów.

W następnej części artykułu omówione są analizowane modele wyceny aktywów, a także techniki statystyczne wykorzystane do ich oceny. W kolejnej części opisano źródła danych i wykorzystane zmienne. Następnie prezentowane są wyniki badań, a część ostatnią stanowi podsumowanie.

## 1. Metody badawcze i modele wyceny aktywów

W niniejszym badaniu przetestowana zostaje moc objaśniająca trzech różnych modeli wyceny aktywów, które są wyprowadzane z przekrojowej analizy danych. Pierwszy z nich to klasyczny Model Wyceny Aktywów Kapitałowych (ang. CAPM, *Capital Asset Pricing Model*; Sharpe 1964, 1966; Lintner 1965; Mossin 1966). Model zakłada, że stopy zwrotu z aktywów zależą wyłącznie od stóp zwrotu z portfela rynkowego i może być opisany za pomocą równania poniżej.

$$R_{i,t} = \alpha_i + R_{f,t} + \beta_{rm,i} \cdot (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

gdzie  $R_{i,t}$ ,  $R_{m,t}$  i  $R_{f,t}$  to odpowiednio stopy zwrotu z analizowanego instrumentu  $i$ , portfela rynkowego oraz instrumentu wolnego od ryzyka w czasie  $t$ , natomiast  $\alpha_i$  i  $\beta_{rm,i}$  to parametry regresji. Współczynnik  $\alpha_i$  mierzy średnią ponadprzeciętną stopę zwrotu, czyli tzw. alfę Jensena.

Drugi model to model trójczynnikowy Famy-Frencha (Fama i French 1992, 1993):

$$R_{i,t} = \alpha_i + R_{f,t} + \beta_{rm,i} \cdot (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{SMB,i} \cdot SMB_t + \beta_{HML,i} \cdot HML_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

gdzie,  $\beta_{rm,i}$ ,  $\beta_{SMB,i}$ ,  $\beta_{HML,i}$ , oraz  $\alpha_i$  są estymowanymi parametrami modelu.  $\beta_{rm,i}$  jest analogiczna do bety z modelu CAPM, jednak nie jest jej równa. Parametry  $\beta_{SMB,i}$ ,  $\beta_{HML,i}$  odnoszą się do czynników ryzyka  $SMB_t$   $HML_t$ , które oznaczają stopy zwrotu z zerokosztowych portfeli arbitrażowych.  $SMB_t$  to różnica w stopach zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli małych i dużych spółek w czasie  $t$ , natomiast  $HML_t$  to różnica w stopach zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli spółek wysokowartościowych (wysokie B/M) oraz wzrostowych (niskie B/M). Innymi słowy, wskaźniki  $SMB$  i  $HML$  to stopy zwrotu z zerokosztowych portfeli *market neutral* typu *long/short* sformowanych na podstawie charakterystyk B/M i wielkości spółek.

Ostatni model to model czteroczynnikowy, który został po raz pierwszy zapropomowany przez Carharta (1997). Odpowiadające mu równanie to:

$$R_{i,t} = \alpha_i + R_{f,t} + \beta_{rm,i} \cdot (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{SMB,i} \cdot SMB_t + \beta_{HML,i} \cdot HML_t + \beta_{WML,i} \cdot WML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Model dodatkowo uwzględnia czynnik momentum odnoszący się do stóp zwrotu z portfeli tzw. zwycięzców oraz przegranych, które zostały wykorzystane także w prekursorskich badaniach nad wspomnianą anomalią (Jegadeesh i Titman 1993). Czynnik  $WML_t$  opisuje różnicę w stopach zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli zwycięzców i przegranych w roku poprzednim.

Wszystkie modele regresji są estymowane przy wykorzystaniu Klasycznej Metody Najmniejszych Kwadratów i testowane w sposób parametryczny. Wzorując się na obszernej literaturze przedmiotu, modele są testowane poprzez ocenę wyników różnorodnych portfeli tworzonych na podstawie spółek sortowanych według charakterystyk wartości, wielkości i momentum – są one szczegółowo opisane w części poświęconej źródłom i obróbce danych. Badane jest to, czy zastosowanie danego modelu pozostawia nieobjaśniony statystycznie istotny wyraz wolny w regresji. W celu zweryfikowania czy wyrazy wolne są statystycznie różne od 0 w grupie portfeli, wykorzystana zostaje popularna statystyka testowa GRS, sugerowana przez Gibbonsa, Rossa i Shankena (1989). Statystyka testowa jest opisana jako:

$$GRS = \left(\frac{T}{N}\right) \cdot \left(\frac{T-N-L}{T-L-1}\right) \cdot \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} \cdot [1 + E_T(f)' \hat{\Omega}^{-1} E_T(f)]^{-1} \sim F_{N, T-N-K}, \quad (4)$$

gdzie  $T$  stanowi długość szeregu czasowego (wielkość próby),  $N$  jest liczbą objaśnianych portfeli, a  $L$  oznacza liczbę czynników objaśniających.  $E_T(f)$  stanowi wektor oczekiwanych stóp zwrotu estymowanych jako zwyczajna średnia arytmetyczna (patrz Cochrane 2005, s. 231),  $\hat{\Omega}$  to macierz kowariancji czynników wyceny aktywów,  $\hat{\alpha}$  jest wektorem wyrazów wolnych z regresji, natomiast  $\hat{\Sigma}$  jest macierzą kowariancji błędów losowych. Wartości krytyczne dla testu są otrzymane z rozkładu Fishera o  $N$  i  $T-N-L$  stopniach swobody.

## 2. Źródła i przygotowanie danych

Podstawowe źródło danych stanowił serwis Bloomberg. Wykorzystano dane dotyczące wszystkich spółek z polskiego rynku akcji dostępnych w serwisie i bazowano na miesięcznych szeregach czasowych. Wzięto przy tym pod uwagę zarówno spółki obecnie notowane, jak i usunięte z parkietu, aby uniknąć jakiegokolwiek formy efektu przetrwania (ang. *survivorship bias*). Podstawowy zakres czasowy badania obejmuje okres od kwietnia 2001 r. do stycznia 2014 r. Aby dana spółka została uwzględniona w danym momencie w próbie, musiało być możliwe otrzymanie wszystkich danych niezbędnych do obliczenia analizowanego czynnika wyceny (np. kapitalizacja i B/M dla czynnika *HML*). Liczba spółek w próbie rośnie od 119 do 827, a przeciętnie wynosi 308. Wcześniejsze dane, sprzed kwietnia 2001 r., nie zostały wykorzystane, ponieważ zbyt mała liczba notowanych spółek uniemożliwia skonstruowanie zdywersyfikowanych portfeli. Co więcej, w niektórych przypadkach okres badania został skrócony do przedziału od listopada 2002 r. do stycznia 2014 r., ponieważ niewykonalne okazało się zbudowanie określonych portfeli. Przypadki te zostają wyraźnie wskazane w niniejszej pracy<sup>1</sup>. Należy również wspomnieć, że wielokrotnie pełny okres badania zostanie podzielony na dwa podokresy z datą graniczną 12 grudnia 2007 r. Ma to na celu zweryfikowanie odporności uzyskanych wyników.

Zgodnie z modelami opisanymi równaniami (1), (2) i (3), wykorzystano cztery różne czynniki wyceny:  $R_m - R_f$ , *HML*, *SMB*, *WML*. W przypadku czynników bazujących na rynku europejskim lub globalnym, dane pochodzą ze strony Kennetha Frencha<sup>2</sup>, jednak w odniesieniu do rynku polskiego czynniki zostały policzone specjalnie na potrzeby niniejszego tekstu.  $R_m - R_f$  stanowi różnicę pomiędzy stopą zwrotu z indeksu WIG (najszerszy dochodowy indeks polskiego rynku akcji,

<sup>1</sup> Dodatkowo, za każdym razem kiedy analizowane są również stopy zwrotu z europejskich lub globalnych czynników wyceny, zakres czasowy badania kończy się w grudniu 2013 r., bowiem późniejsze dane nie były jeszcze dostępne w czasie przeprowadzania obliczeń.

<sup>2</sup> [Http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french).

ważony kapitalizacją) oraz 1-miesięczną stopą lokat międzybankowych WIBID. Analogicznie, wszystkie nadwyżkowe stopy zwrotu liczone są ponad stopę WIBID.

W celu obliczenia pozostałych czynników (*HML*, *SMB* i *WML*), posortowano wszystkie spółki w próbie na podstawie trzech odrębnych charakterystyk:

- B/M – stosunek wartości księgowej do rynkowej danej spółki,
- wielkość – całkowita kapitalizacja rynkowa danej spółki,
- momentum – opóźniona stopa zwrotu z miesięcy od  $t-11$  do  $t-1$ <sup>3</sup>.

Metoda obliczeń powyższych wskaźników jest zgodna z metodologią w podobnych badaniach dotyczących wyceny aktywów (na przykład Fama i French 2012; Cakici, Fabozzi i Tan 2013; De Groot, Pang i Swinkels 2012).

Po pierwsze, dla celów prezentacyjnych, obliczono portfele kwintylowe spółek posortowanych na podstawie B/M, kapitalizacji i momentum. Wszystkie posortowane zostały według wyżej wskazanych charakterystyk. Następnie wyznaczono punkty graniczne na poziomie 20, 40, 60 i 80 percentyla. Opierając się na nich, stworzono pięć odrębnych portfeli dla każdej z charakterystyk. Wykorzystano przy tym dwie metody ważenia: równe ważenie oraz ważenie kapitalizacją<sup>4</sup>.

Następnie wyznaczono stopy zwrotów z czynników *HML*, *SMB* oraz *WML*. Analogicznie jak we wcześniejszym przypadku, metody obliczeń były zgodne z popularnymi badaniami dotyczącymi wyceny aktywów. W pierwszej kolejności spółki zostały podzielone na dwa portfele sortowane według kapitalizacji. Punkt graniczny pomiędzy portfelami ustalono jako medianę wartości. Spółki o kapitalizacji większej od mediany zostały sklasyfikowane jako duże, natomiast pozostałe jako małe. Warto w tym miejscu zaznaczyć, że na polskim rynku kapitałowym istnieje znacząca i systematycznie zwiększająca się liczba bardzo małych spółek, więc portfel dużych spółek stanowi aż 97% kapitalizacji całego rynku na początku okresu badania i 99% pod koniec. Następnie wyznaczono standardowe punkty graniczne dla 30% spółek z najwyższym B/M (spółki wysokowartościowe), 40% spółek z przeciętnym B/M (spółki neutralne oraz 30% spółek z najniższym B/M (spółki wzrostowe). Innymi słowy, firmy z najwyższym B/M są klasyfikowane jako wysokowartościowe, a te z najniższym jako wzrostowe. Obliczone punkty graniczne były następnie stosowane do dużych i małych spółek, więc powstało sześć portfeli podwójnie posortowanych według kapitalizacji i B/M. Później, bazując na opisanym podziale, skonstruowano sześć ważonych kapitalizacją portfeli, które oznaczono jako BV, BN, BG, SV, SN i SG, gdzie B i S odnoszą się do spółek dużych i małych, natomiast, V, N i G do wysokowartościowych, neutralnych i wzrostowych. Stopa zwrotu z czynnika *HML* w miesiącu  $t$  była kalkulowana

<sup>3</sup> Innymi słowy, jest to roczna stopa zwrotu za ostatnie 12 miesięcy, z wyłączeniem miesiąca poprzedzającego sformowanie portfela.

<sup>4</sup> Dla potrzeb prezentacyjnych, w pierwszej kolejności obliczone zostają przekrojowe arytmetyczne stopy zwrotu dla każdego miesiąca, a następnie średnie i odchylenia standardowe szeregow czasowych na bazie logarytmicznych stóp zwrotu.

jako różnica pomiędzy średnią arytmetyczną stóp zwrotu z portfeli małych i dużych spółek wysokowartościowych ( $R_{SV}$ ,  $R_{BV}$ ), a średnią arytmetyczną stóp zwrotu z portfeli małych i dużych spółek wzrostowych ( $R_{SG}$ ,  $R_{BG}$ ):

$$HML_t = \frac{1}{2}(R_{SV,t} + R_{BV,t}) - \frac{1}{2}(R_{SG,t} + R_{BG,t}). \quad (5)$$

Dodatkowo, wyznaczone zostają czynniki  $HML$  specyficzne dla firm małych ( $HML_S$ ) i dużych ( $HML_B$ ), które są po prostu obliczane wewnątrz podgrup małych i dużych spółek:

$$HML_{S,t} = R_{SV,t} - R_{SG,t}, \quad (6)$$

$$HML_{B,t} = R_{BV,t} - R_{BG,t}, \quad (7)$$

Następny czynnik,  $SMB$ , stanowi różnicę pomiędzy średnimi arytmetycznymi ze stóp zwrotu z trzech portfeli małych spółek oraz trzech portfeli dużych spółek:

$$SMB_t = \frac{1}{3}(R_{SV,t} + R_{SN,t} + R_{SG,t}) - \frac{1}{3}(R_{BV,t} + R_{BN,t} + R_{BG,t}). \quad (8)$$

Obliczenie czynników  $WML$  jest niemal identyczne jak  $HML$ , jednak zamiast wskaźnika B/M wykorzystano momentum. Wpierw, wyznaczono punkty graniczne dla 30% spółek o najwyższym momentum (zwycięzcy), 40% spółek neutralnych oraz 30% spółek o najniższym momentum (przegran). Punkty graniczne dla momentum stosowano do dużych i małych spółek, w efekcie czego powstało 6 portfeli ważonych kapitalizacją sortowanych podwójnie według wielkości i momentum. Są one oznaczane jako BW, BN, BL, SW, SN i SL, gdzie B i S odnosi się do dużych i małych spółek, natomiast W, N i L do zwycięzców, neutralnych i przegranych. Stopa zwrotu z czynnika  $WML$  w miesiącu  $t$  była obliczana jako różnica pomiędzy średnią arytmetyczną ze stóp zwrotu małych i dużych spółek-zwycięzców ( $R_{SW}$ ,  $R_{BW}$ ), a średnią arytmetyczną ze stóp zwrotu małych i dużych spółek-przegranych ( $R_{SL}$ ,  $R_{BL}$ ):

$$WML_t = \frac{1}{2}(R_{SW,t} + R_{BW,t}) - \frac{1}{2}(R_{SL,t} + R_{BL,t}). \quad (9)$$

Dodatkowo, analogicznie jak w przypadku  $HML$ , obliczono czynniki  $WML$  specyficzne dla małych i dużych spółek ( $WML_S$ ,  $WML_B$ ),

$$WML_{S,t} = R_{SW,t} - R_{SL,t}, \quad (10)$$

$$WML_{B,t} = R_{BW,t} - R_{BL,t}. \quad (11)$$

Modele opisane w równaniach (1), (2) i (3) były testowane względem dwóch odrębnych grup portfeli: 25 sortowań na podstawie B/M i wielkości oraz 25 sortowań na podstawie momentum i wielkości. Konstrukcja tych 5x5 portfeli spółek sortowanych na podstawie wielkości-momentum i wielkości-B/M jest analogiczna do 2x3 portfeli budowanych na potrzebę wyznaczenia czynników wyceny. Rozpoczynając od portfeli B/M-wielkość, w pierwszej kolejności wszystkie spółki zostały posortowane na podstawie B/M oraz wyznaczono punkty graniczne dla 20, 40, 60 i 80 percentyla. Następnie, ta sama metoda została powtórzona dla wielkości: spółki są posortowane na bazie kapitalizacji i obliczone 20, 40, 60 i 80 percentyl. Ostatecznie, nakładając na siebie oba zestawy punktów granicznych, każda spółka została umieszczona w jednym z 25 portfeli podwójnie sortowanych według B/M i wielkości. Konstrukcja 25 portfeli spółek sortowanych według wielkości i momentum jest identyczna, z tym wyjątkiem, że zamiast B/M wykorzystane zostaje momentum (opóźniona skumulowana stopa zwrotu za okresy od  $t-1$  do  $t-11$ ).

### 3. Wyniki i interpretacja

W niniejszej części, w pierwszej kolejności przedstawione zostają podstawowe statystyki opisowe dla portfeli spółek sortowanych według wartości, wielkości i momentum na polskim rynku akcji. Następnie analiza koncentruje się na 25 portfelach zbudowanych w oparciu o B/M i wielkość oraz momentum i wielkość. Potem przeanalizowane zostają współzależności pomiędzy polskimi i międzynarodowymi czynnikami wyceny aktywów. Na końcu zaprezentowane są wyniki testów modeli wyceny aktywów.

Tabela 1 (*tabele i wykresy zamieszczono na końcu artykułu – przyp. red.*) przedstawia nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli kwintylowych sortowanych według poszczególnych czynników. Rozpoczynając od B/M – przez cały okres badawczy spółki o wysokich współczynnikach B/M charakteryzowały się wyższymi stopami zwrotu niż spółki o niskim B/M. Obserwacja ta pozostaje prawdziwa zarówno w odniesieniu do portfeli równoważonych, jak i ważonych kapitalizacją, chociaż przekrojowa zmienność wydaje się być wyższa w przypadku równego ważenia. Przeciętne nadwyżkowe logarytmiczne stopy zwrotu ze spółek o najwyższym B/M wyniosły 1,76% (równe ważenie) i 0,94% (ważenie kapitalizacją), natomiast odpowiednie średnie dla firm o najniższym B/M, to 0,45% (równe ważenie) i 0,15% (ważenie kapitalizacją). Co ciekawe, skrajne portfele pod względem B/M wydają się być trochę bardziej ryzykowne (w ujęciu odchylenia standardowego) niż portfele neutralne. Ponadto, wprawdzie spółki wysokowartościowe wydają się notować lepsze stopy zwrotu niż wzrostowe, skala tej dominacji jest zmienna w czasie. Biorąc np. pod uwagę portfele ważone kapitalizacją, różnica pomiędzy logarytmicznymi stopami zwrotu z portfeli o najwyższych i najniższych B/M wynosi tylko 0,33 p.p. w latach 2001–2007, natomiast rośnie do 1,28 p.p. w latach 2008–2014.



Analizując panel B, widoczne są wyższe stopy zwrotu z małych spółek giełdowych w porównaniu z dużymi. Zjawisko to jest ewidentne zarówno w odniesieniu do portfeli równoważonych, jak i ważonych kapitalizacją. Najmniejsze spółki zarobiły średnią nadwyżkową logarytmiczną stopę zwrotu na poziomie 1,99% (portfele ważne kapitalizacją) i 2,39% (portfele równoważone). Analogiczne parametry dla spółek dużych to 0,22% i 0,35%. Niemniej jednak małe spółki wydają się być także bardziej ryzykowne, cechując się odchyleniem standardowym na poziomie 9,55% miesięcznie. Dominacja małych spółek jest szczególnie widoczna w okresie 2001–2007, kiedy to średnie nadwyżkowe logarytmiczne stopy zwrotu dla spółek najmniejszych i największych wyniosły odpowiednio 3,46% i 0,79%. W latach 2008–2014 różnica pomiędzy obiema grupami skurczyła się do 0,78 p.p. Zjawisko to może mieć kilka przyczyn. Po pierwsze, może to być po prostu skutkiem wahań w czasie premii za wielkość. Po drugie, powyższa obserwacja koresponduje z popularną tezą, że efekt małej spółki stopniowo zanika (Horowitz, Loughran i Savin 2000, Dijk 2011). Po trzecie, może to być także rezultat słabych wyników nowych małych spółek, które zadebiutowały na giełdzie po 2007 r. Po czwarte wreszcie, powyższe zjawisko może być powiązane z powstaniem rynku NewConnect w 2007 r. – alternatywnej platformy obrotu dla bardzo małych spółek z uproszczonymi kryteriami wejścia i wymogami informacyjnymi.

Efekt momentum zdaje się być najsilniejszy pośród omawianych anomalii. W jego przypadku, ważony kapitalizacją portfel zwycięzców wykazał nadwyżkową logarytmiczną stopę zwrotu w wysokości 1,33%, podczas gdy portfel przegranych stracił średnio 1,06%. Różnica ta była mniejsza w przypadku portfeli równoważonych: 1,78% dla zwycięzców i 0,61% dla przegranych. Co interesujące, lepiej radzący sobie zwycięzcy okazują się również mniej ryzykowni. Na przykład, wracając do portfeli ważonych kapitalizacją, odchylenie standardowe portfela o wysokim momentum wynosi 7,85%, natomiast o niskim momentum 10,12%. Premia za momentum jest szczególnie widoczna w latach 2001–2007, a następnie kurczy się w okresie 2008–2014. Ponadto, w odniesieniu do portfeli równoważonych, efekt momentum w latach 2008–2014 ulega wręcz odwróceniu. Spółki-zwycięzcy osiągają nadwyżkową ujemną logarytmiczną stopę zwrotu w wysokości -0,51%, natomiast przegrani -0,28%.

Efekt wartości jest szczególnie silny pośród małych spółek (tabela 2). Obserwacja ta jest zgodna z wcześniejszymi badaniami, które wskazują, że premia za wielkość jest najwyższa w gronie małych spółek giełdowych (Kothari, Shanken i Sloan 1995; Loughran 1997; Dhatt, Kim i Mukherji 1999; Fama i French 2006). W odniesieniu do portfeli ważonych kapitalizacją, małe spółki o wysokim B/M zarobiły 1,33% nadwyżkowej stopy zwrotu miesięcznie, natomiast małe spółki o niskim B/M tylko 0,21%. W przypadku dużych firm, różnica w stopach zwrotu jest wyraźnie mniejsza, bowiem wynoszą one odpowiednio 0,74% i 0,04%. Dominacja premii za wartość w grupie małych spółek jest dość stabilna w czasie i dodatkowo wzrasta przy wykorzystaniu portfeli równoważonych.

Sytuacja przedstawia się zupełnie odwrotnie w przypadku efektu momentum, co może się wydać dość zaskakujące (tabela 3). Ostatnie badania w zakresie tej anomalii wskazują, że momentum jest generalnie silniejsze wśród małych spółek (Hong, Stein i Lim 2000; Fama i French 2012). W Polsce, w kontrze do tych analiz, różnice w stopach zwrotu wydają się być większe wśród dużych firm. Różnice pomiędzy stopami zwrotu ze zwycięzców i przegranych wyniosły 1,37 p.p. dla małych przedsiębiorstw i 2,02 p.p. dla dużych. Różnice te są naturalnie zmienne w czasie, jednak w obu badanych podokresach efekt momentum był silniejszy wśród dużych firm. Co więcej, jest to szczególnie ewidentne w odniesieniu do portfeli równoważonych. Nie tylko różnica pomiędzy zwycięzcami i przegranymi kurczy się do 0,05%, ale w okresie 2008–2014 efekt momentum w gronie małych spółek ulega odwróceniu, i to przegrani notują wyższe stopy zwrotu niż zwycięzcy.

Wyniki analizy 5x5 portfeli spółek podwójnie sortowanych na podstawie B/M i wielkości (tabele 4, 5) oraz momentum i wielkości (tabele 6, 7) generalnie potwierdzają wyniki z tabel 2 i 3. Skupiając się w pierwszej kolejności na 25 portfelach ważonych kapitalizacją, zbudowanych na podstawie sortowań według B/M i wielkości, można zauważyć, że szczególnie imponujące stopy zwrotu wypracowują małe spółki o wysokim B/M – przeciętna miesięczna nadwyżkowa stopa zwrotu wyniosła w tym przypadku 3,52%. Z drugiej strony, wyniki dużych spółek o niskim B/M okazują się wyjątkowo słabe, a nadwyżkowa stopa zwrotu sięga zaledwie 0,18%. Różnice te ze zmiennym natężeniem są obecne w obu badanych podokresach. Dodatkowo warto zauważyć, że dystrybucja średnich spółek jest dość nierówna – np., chociaż małe spółki o wysokim B/M wypracowują wyższe stopy zwrotu niż duże spółki o wysokim B/M, to obie grupy notują lepsze wyniki niż średnie spółki o wysokim B/M. Wzorzec ten jest podobny wśród najmniejszych spółek. Małe spółki z neutralnym B/M mają tendencję do osiągania niższych stóp zwrotu niż małe spółki o wysokim lub niskim B/M. Na koniec należy zauważyć, że wyniki portfeli równoważonych są generalnie zbliżone do opisanych powyżej.

25 portfeli ważonych kapitalizacją, pochodzących z sortowań na podstawie momentum i wielkości, potwierdzają zaskakującą anomalie z odwróconą premią za momentum. Wśród małych spółek (najwyższy rząd macierzy), to spółki z naj-słabszym momentum wypracowują wyższe stopy zwrotu. W okresie po 2007 r. to właśnie „mali przegrani” okazali się jedyną grupą spółek, która odnotowała dodatnie nadwyżkowe logarytmiczne stopy zwrotu. Z kolei wśród dużych spółek, obserwacje zdają się być zgodne z innymi badaniami dotyczącymi rynków dojrzałych, więc zwycięzcy osiągają wyższe stopy zwrotu niż przegrani. Ponownie statystyki dotyczące portfeli równoważonych generalnie potwierdzają opisane wyniki, jednak natężenie premii jest czasami nawet większe, np. przeciętna nadwyżkowa stopa zwrotu z małych przegranych wyniosła 1,80%, podczas gdy mali zwycięzcy stracili 1,32%. Trudno ocenić, z czego wynikają odmienne aniżeli na rynkach dojrzałych, współzależności pomiędzy efektami wielkości i momentum.

Dwa potencjalne wytłumaczenia to wpływ rynku NewConnect lub też zwyczajny losowy efekt związany ze zmianami nasilenia efektu momentum w czasie.

Tabela 8 raportuje średnie oraz odchylenia standardowe dla stop zwrotu z czynników wyceny na polskim rynku.  $R_m - R_f$  jest równy 0,56%, nie jest istotny statystycznie oraz bardzo zmienny w czasie. Jakkolwiek brak istotności statystycznej może wynikać z relatywnie krótkiego okresu obserwacji. Czynniki *SMB* jest równy 0,41%. Jego wielkość jest nieduża w stosunku do czynników *WML* i *HML*, oraz nieistotna statystycznie. Ponadto, premia za *SMB* w latach 2008–2014 staje się wręcz negatywna. Te obserwacje nawiązują w pewien sposób do badania Famy i Frencha (2012), którzy również nie znaleźli dowodów na istnienie premii *SMB* w okresie po 1990 r.

Dowody na premie z tytułu czynnika *HML* wydają się być wyraźnie mocniejsze. Premia jest pozytywna i istotna statystycznie na poziomie 90%. Miesięczny efekt wynosi 0,78%. Jest ona obecna w obu analizowanych podokresach, chociaż jej skala jest zmienna w czasie. Co więcej, premia za *HML* jest większa wśród małych spółek niż wśród dużych, więc  $HML_S$  jest równa 0,78%, a  $HML_B$  0,62%.

Czynnik *WML* wydaje się najsilniejszy ze wszystkich analizowanych. Ze statystyką testową w wysokości 2,64, jest on istotny na poziomie 99%. Jego miesięczny efekt jest równy 1,39%. Ponownie, zgodnie z wcześniejszymi obserwacjami, momentum jest silniejsze wśród dużych spółek w porównaniu z małymi. Czynniki  $WML_S$  i  $WML_B$  wynoszą odpowiednio 1,07% i 1,54%.

Dalsze rozważania w niniejszej części koncentrują się na korelacjach pomiędzy stopami zwrotu z portfeli czynnikowych w Polsce i na rynkach międzynarodowych (tabela 9). Z jednej strony, dają one pewną wskazówkę, czy uwzględnianie czynników międzynarodowych w badaniach polskiego rynku jest zasadne. Z drugiej strony, mogą być istotne dla inwestorów globalnych, którzy wykorzystują efekty wielkości (wskaźnika B/M), momentum i wielkości (kapitalizacji) w ujęciu geograficznym.

Po pierwsze, korelacje pomiędzy polskimi czynnikami wydają się raczej niskie i zawierają się w przedziale od  $-0,23$  do  $0,15$ . Jedynym wyjątkiem jest korelacja pomiędzy wartością i momentum (*HML* i *WML*). Jest ona negatywna, współczynnik korelacji wynosi  $-0,43$ , a odpowiadająca mu statystyka testowa  $-5,87$ . Obserwacja ta koresponduje z badaniami Asnessa, Moskowitz i Pedersena (2013), oraz Cakici, Fabozziego i Tana (2013), którzy dokumentują ujemne współczynniki korelacji pomiędzy premiami za wartości momentum, oraz zauważają, że pozwala to na zbudowanie efektywnych portfeli inwestycyjnych.

Po drugie, współzależności pomiędzy krajowymi i zagranicznymi czynnikami są raczej słabe. Współczynniki korelacji pomiędzy polskimi i międzynarodowymi *HML* i *SMB* są generalnie bardzo niskie, ale dodatnie, i wahają się od  $0,01$  do  $0,20$ . Jednocześnie zachowanie czynnika *WML* wydaje się dość odmienne. Krajowy czynnik momentum wykazuje dodatnie współczynniki korelacji na poziomie  $0,46$ – $0,48$  z europejskimi i globalnymi czynnikami wyceny. Ponadto, jest on ujemnie skorelowany z międzynarodowymi czynnikami  $R_m - R_f$  i *HML*.

Skumulowane stopy zwrotu z krajowych i zagranicznych czynników wyceny zostały zobrazowane na wykresie 1. Na ich podstawie można sformułować kilka interesujących konkluzji. Po pierwsze, zachowanie stóp zwrotu z momentum na wszystkich rynkach generalnie jest zbliżone, z ewidentnym załamaniem w 2009 r. Po drugie, czynniki *HML* i *SMB* w Polsce i za granicą generalnie nie ujawniają zbliżonych wzorców. Po trzecie wreszcie, stopy zwrotu z czynników wartości, wielkości i momentum są wyraźnie wyższe w Polsce niż za granicą. Ostatnia konkluzja zdaje się potwierdzać wcześniejsze badania dotyczące czynników wartości, wielkości i momentum na rynkach Europy Środkowo-Wschodniej (Zaremba i Konieczka 2014) i w Polsce (Zaremba i Konieczka 2013, Zaremba i Konieczka 2015).

Tabela 10 dostarcza dodatkowych informacji w zakresie zasadności stosowania polskich czynników wyceny. Po pierwsze, panel A obrazuje rezultaty testów stóp zwrotów z czynników *HML*, *SMB* i *WML* względem krajowego modelu CAPM. Wyrazy wolne z modelu wynoszą odpowiednio 0,82%, 0,53% i 1,71%. W przypadku czynników *HML* i *WML* wyrazy wolne pozostają istotne statystycznie na stosunkowo wysokim poziomie, co jednak nie jest prawdą w odniesieniu do *SMB*.

Panele B i C tabeli 10 obrazują moc objaśniającą europejskich i globalnych czynników w stosunku do krajowych czynników wyceny. Istotne statystycznie i dodatnie wyrazy wolne sugerują, że *HML* oraz *WML* nie mogą zostać objaśnione za pomocą globalnych i europejskich czynników  $R_m - R_f$ , *HML*, *SMB* i *WML*. Wyrazy wolne dla czynnika *SMB* nie są istotne statystycznie, jednak zawierają się w przedziale 0,39%–0,51%. Innymi słowy, są generalnie zbliżone do obliczonej wcześniej premii (0,41% w tabeli 8), co może zostać zinterpretowane jako fakt, że czynnik *SMB* również nie jest dostatecznie objaśniany przez międzynarodowe modele trój- i czteroczynnikowe. Podsumowując, rezultaty przedstawione w tabeli 10 wskazują, że ani europejskie, ani globalne czynniki wyceny, nie mogą być substytutem dla lokalnych czynników *HML*, *SMB* i *WML*. Koresponduje to z obserwacjami Waszczuk (2013a, 2013b), która zauważa, że krajowe czynniki *HML* i *SMB* nie wykazują korelacji ze swoimi odpowiednikami z Niemiec, USA, Europy i rynków globalnych ogółem.

Tabela 11 raportuje wyrazy wolne (alfy) i ich statystyki testowe dla 25 portfeli powstałych z podwójnych sortowań spółek według B/M i wielkości, przetestowanych względem modeli CAPM, trój- oraz czteroczynnikowego. Ogólnie rzecz biorąc, model CAPM wypada najslabiej w objaśnianiu ponadprzeciętnych stóp zwrotu. Model pozostawia nieobjaśnione wyrazy wolne dla kilku portfeli małych spółek (górny rząd macierzy) oraz o wysokim współczynniku B/M (prawa kolumna macierzy). Porażka w tłumaczeniu tych zjawisk jest niemal całkowicie nadrobiona przez modele trój- i czteroczynnikowe. Oba modele nie radzą sobie z objaśnieniem stóp zwrotu jedynie z dwóch portfeli o najwyższym współczynniku B/M w gronie najmniejszych spółek. Alfy najbardziej skrajnego portfela małych spółek o wysokim B/M wynoszą 2,14% (model trójczynnikowy) i 2,62% (model czteroczynnikowy) z odpowiadającymi im statystykami testowymi na poziomie 2,91 i 3,40.

Objaśnienie nadwyżkowych stóp zwrotu z 25 portfeli sortowanych według momentum i wielkości zdaje się być trudniejszym zadaniem dla analizowanych modeli (tabela 12). Model CAPM i model trójczynnikowy nie potrafią wyjaśnić licznych portfeli przegranych i zwycięzców z grona małych spółek. Macierze w panelach A i B ujawniają wiele istotnych statystycznie dodatnich i ujemnych wyrazów wolnych. Sytuacja poprawia się po zaaplikowaniu modelu czteroczynnikowego, który obejmuje także czynnik momentum. Większość portfeli nie charakteryzuje się wówczas już istotnymi statystycznie wyrazami wolnymi. Niemniej jednak, również i ten model nie potrafi wyjaśnić efektu odwróconego momentum wśród małych spółek oraz znaczących ujemnych stóp zwrotu ze spółek przegranych. Abstrahując od anomalii związanej z odwróconym momentum w gronie dużych firm, model pozostawia kilka portfeli z wyrazami wolnymi, które wahają się od  $-1,19\%$  do  $-1,80\%$ , i są istotne statystycznie na poziomie  $95\%$ .

Panel A w tabeli 13 podsumowuje badania dotyczące tego, czy polskie, europejskie i globalne czynniki wyceny tłumaczą stopy zwrotu z portfeli podwójnie sortowanych według B/M i wielkości. Po pierwsze, wyniki modeli z zagranicznymi czynnikami są raczej słabe. Statystyki testowe GRS odrzucają poprawność wszystkich modeli na poziomie  $99\%$ , z wyjątkiem europejskiego modelu trójczynnikowego, który zostaje odrzucony na poziomie  $90\%$ . Modele objaśniają jedynie  $22\text{--}30\%$  zmienności nadwyżkowych stop zwrotu z portfeli, a przeciętna wartość bezwzględna z wyrazów wolnych waha się od  $0,61\%$  do  $0,69\%$ . Odnosząc się do modeli na bazie czynników krajowych, model CAPM zostaje odrzucony, z przypisaną mu statystyką testową GRS na poziomie  $11,51$ . Jednakże model wyjaśnia  $46,6\%$  wariancji portfeli, więc wyraźnie więcej niż jego różnorakie europejskie i globalne odpowiedniki. Odpowiadająca mu przeciętna wartość bezwzględna wyrazu wolnego to  $0,76\%$ . Po zastosowaniu dwóch dodatkowych czynników – *HML* i *SMB* – działanie modeli wyraźnie się poprawia. Przeciętny absolutny wyraz wolny obniża swoją wartość do  $0,54$ , natomiast  $R^2$  rośnie do  $61,7\%$ . Odpowiadająca temu statystyka testowa GRS wynosi  $1,12$ , co oznacza, że model nie jest odrzucony. Ostatecznie włączenie do modelu także czynnika momentum zdaje się nie usprawniać znacząco jego funkcjonowania.  $R^2$  zwiększa się jedynie o  $0,5$  p.p., a średnia wartość bezwzględna z wyrazów wolnych i statystyka GRS właściwie wręcz wzrastają. Niemniej jednak, model nie zostaje odrzucony na bazie statystyki GRS.

Jak można było przypuszczać, objaśnienie stóp zwrotu z 25 portfeli powstałych z sortowań na podstawie wielkości i momentum, stanowi dla modeli wyceny trudniejsze zadanie. Po pierwsze, osiągi modeli międzynarodowych są ponownie bardzo słabe. Modele te objaśniają zaledwie  $22\text{--}31\%$  przekrojowej wariancji i są wszystkie odrzucane przez test GRS na poziomie  $99\%$ . Po drugie, wyniki lokalnych modeli opartych na polskich czynnikach wydają się lepsze, jednak wciąż dalekie od idealnych. Model CAPM objaśnia  $42,4\%$  przekrojowej wariancji i implikuje przeciętny absolutny wyraz wolny na poziomie  $1,23$ . Statystyka GRS w wysokości

23,52 zdecydowanie odrzuca poprawność modelu. Model trójczynnikowy ujawnia pewien postęp. Współczynnik  $R^2$  zwiększa się do 57,2%, a odpowiadająca mu średnia wartość bezwzględna wyrazu wolnego spada do 1,12. Dalsza poprawa widoczna jest po uwzględnieniu czynnika momentum do modelu wyceny. Wyraz wolny zmniejsza się do 0,87, natomiast  $R^2$  rośnie do 60,6%. Niemniej jednak, odpowiadające modelom statystyki testowe GRS dla lokalnych modeli trój- i czteroczynnikowego wynoszą odpowiednio 2,83 i 2,18. Innymi słowy, modele wciąż są odrzucane na poziomie 99%. Podsumowując, krajowe modele wieloczynnikowe Famy-Frencha i Carharta są zdolne do objaśnienia stóp zwrotu z portfeli sortowanych podług B/M i wielkości, jednak nie radzą sobie z wyjaśnieniem zysków z sortowań według wielkości i momentum.

## Zakończenie

Znaczenie rynków kapitałowych dla polskiej gospodarki rośnie od 20 lat. W rezultacie, zwiększa się także potrzeba skutecznych narzędzi służących do analizowania zachowania tych rynków. Modele wieloczynnikowe Famy-Frencha i Carharta stanowią tylko dwa potencjalne przykłady.

Celem niniejszego badania jest kompleksowe przeanalizowanie zasadności stosowania wymienionych narzędzi na polskim rynku kapitałowym. Realizacja tego zadania wymaga osiągnięcia szeregu celów cząstkowych. W rezultacie, przedstawione badanie dokonuje kilku interesujących kontrybucji do literatury przedmiotu, które mogą być istotne dla zarządzania aktywami, oceny wyników inwestycyjnych oraz wyceny aktywów.

Po pierwsze, niniejszy artykuł opisuje funkcjonowanie przekrojowych czynników wyceny aktywów na polskim rynku akcji. Wykazane zostają bardzo wysokie i istotne statystycznie premie za wartość oraz momentum. Premia za wielkość jest również obserwowalna, jednak brakuje jej istotności statystycznej. Dodatkowo, współzależności pomiędzy poszczególnymi czynnikami generalnie powielają spostrzeżenia z rynków dojrzałych. Wyjątek stanowi premia za momentum, która zdaje się być silniejsza pośród spółek dużych aniżeli małych.

Po drugie, zbadana zostaje integracja polskiego rynku akcji z rynkami międzynarodowymi. Z wyjątkiem momentum, lokalne czynniki wyceny wydają się nie być ani skorelowane, ani objaśniane przez europejskie i globalne czynniki.

Po trzecie, przetestowane i porównane zostaje działanie w Polsce modeli CAPM, trójczynnikowego i czteroczynnikowego w objaśnianiu stóp zwrotu z portfeli spółek podwójnie sortowanych według B/M i wielkości oraz momentum i wielkości. Model CAPM generalnie nie radzi sobie z objaśnieniem stóp zwrotu wynikających z efektu wartości, wielkości i momentum. Z drugiej strony, modele Famy-Frencha i Carharta dobrze radzą sobie z objaśnianiem portfeli spółek sortowanych według B/M i wielkości, z wyjątkiem najbardziej skrajnego portfela małych spółek o wysokim B/M. Ostatecznie, wszystkie trzy modele nie radzą

sobie z pełnym objaśnieniem stóp zwrotu z portfeli sortowanych według wielkości i momentum, chociaż model Carharta wypada najlepiej, a CAPM najgorzej.

Po czwarte, porównane zostają wyniki krajowych, europejskich i globalnych czynników wyceny w tłumaczeniu przekrojowej wariancji stóp zwrotu na polskiej giełdzie. Ogólnie rzecz biorąc, poprawność wszystkich modeli bazujących na zagranicznych czynnikach zostaje odrzucona. Innymi słowy, zastępowanie lokalnych czynników wyceny zagranicznymi wydaje się być błędnym podejściem.

Przyszłe badania powinny koncentrować się na trzech zasadniczych zagadnieniach:

- Zbadać źródła i przyczyny występowania efektów wartości, wielkości i momentum na polskim rynku akcji.
- Zweryfikować, z jakiego powodu część czynników zachowuje się w sposób, który zaprzecza obserwacjom z rynków dojrzałych – odwrócone momentum w gronie małych spółek jest jednym z przykładów.
- Sprawdzić zasadność stosowania na polskim rynku akcji bardziej skomplikowanych modeli wyceny aktywów, jak choćby model pięcioczynnikowy (Fama i French 2013).

Tabela 1  
Nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli spółek sortowanych  
według B/M, wielkości i momentum

Tabela raportuje średnie i odchylenia standardowe nadwyżkowych logarytmicznych stóp zwrotu z portfeli kwintylowych, budowanych na podstawie sortowań według stosunku wartości księgowej do rynkowej (B/M), wielkości (kapitalizacji) oraz momentum. Dla portfeli zbudowanych na koniec miesiąca  $t$ , opóźniona stopa zwrotu z czynnika momentum stanowi skumulowane stopy zwrotu za okres od  $t-11$  do  $t-1$ . Obliczenia bazują na miesięcznych szeregach czasowych. Wszystkie spółki są sortowane do pięciu równych grup, a następnie ważone równo lub kapitalizacją w celu sformowania portfeli. Wszystkie stopy zwrotu obliczane są na podstawie danych z serwisu Bloomberg. Okres badania obejmuje 04/30/2001–01/31/2014. Sześć paneli (A-E) obrazuje trzy sortowania według B/M, wielkości i momentum oraz dwie metody ważenia (równo i kapitalizacją).

Panel A: równoważone portfele sortowane według B/M

	Min B/M	2	3	4	Max B/M
<i>04/30/2001-01/31/2014</i>					
Średnia	0,45	0,59	0,44	1,20	1,76
Odch. st.	8,12	7,57	7,30	7,79	8,96
<i>04/30/2001-12/31/2007</i>					
Średnia	2,16	2,04	1,64	2,77	2,86
Odch. st.	9,52	7,92	7,36	7,63	8,86
<i>01/31/2008-01/31/2014</i>					
Średnia	-1,46	-1,01	-0,89	-0,55	0,54
Odch. st.	5,69	6,86	7,04	7,63	8,97

Panel B: ważne kap. portfele sortowane według B/M

	Min B/M	2	3	4	Max B/M
<i>04/30/2001-01/31/2014</i>					
Średnia	0,15	0,07	0,54	0,27	0,94
Odch. st.	7,31	7,71	6,68	6,75	8,68
<i>04/30/2001-12/31/2007</i>					
Średnia	1,06	0,45	1,58	1,00	1,39
Odch. st.	8,07	7,40	6,94	6,44	8,30
<i>01/31/2008-01/31/2014</i>					
Średnia	-0,85	-0,35	-0,62	-0,54	0,43
Odch. st.	6,26	8,07	6,21	7,04	9,11

Panel A: równoważone portfele sort. według wielkości

	Male	2	3	4	Duże
<i>04/30/2001-01/31/2014</i>					
Średnia	2,39	0,81	0,42	0,44	0,35
Odch. st.	9,39	8,46	7,65	7,54	6,69
<i>04/30/2001-12/31/2007</i>					
Średnia	3,72	2,62	2,24	1,61	1,24
Odch. st.	10,42	9,34	7,55	7,48	6,30
<i>01/31/2008-01/31/2014</i>					
Średnia	0,93	-1,19	-1,59	-0,86	-0,65
Odch. st.	7,90	6,90	7,30	7,46	7,01

Panel B: ważne kap. portfele sortowane według wielkości

	Male	2	3	4	Duże
<i>04/30/2001-01/31/2014</i>					
Średnia	1,99	0,73	0,38	0,43	0,22
Odch. st.	9,55	8,52	7,65	7,62	6,72
<i>04/30/2001-12/31/2007</i>					
Średnia	3,46	2,52	2,22	1,50	0,79
Odch. st.	10,77	9,41	7,43	7,58	6,65
<i>01/31/2008-01/31/2014</i>					
Średnia	0,36	-1,26	-1,66	-0,75	-0,42
Odch. st.	7,75	6,94	7,40	7,53	6,79

Panel A: równoważone portfele sort. według momentum

	Max mom	2	3	4	Min mom
<i>04/30/2001-01/31/2014</i>					
Średnia	0,61	0,73	0,69	0,98	1,78
Odch. st.	9,15	8,20	7,49	7,41	8,53
<i>04/30/2001-12/31/2007</i>					
Średnia	1,41	2,27	2,30	2,65	3,83
Odch. st.	8,48	8,10	7,27	7,85	9,95
<i>01/31/2008-01/31/2014</i>					
Średnia	-0,28	-0,99	-1,11	-0,88	-0,51
Odch. st.	9,83	8,02	7,36	6,45	5,88

Panel B: ważne kap. portfele sortowane według mom.

	Low mom	2	3	4	High mom
<i>04/30/2001-01/31/2014</i>					
Średnia	-1,06	-0,69	-0,19	0,35	1,33
Odch. st.	10,12	9,19	8,06	7,04	7,85
<i>04/30/2001-12/31/2007</i>					
Średnia	-0,53	0,40	0,94	1,27	2,83
Odch. st.	8,35	7,88	6,40	6,88	8,74
<i>01/31/2008-01/31/2014</i>					
Średnia	-1,64	-1,91	-1,43	-0,68	-0,34
Odch. st.	11,82	10,38	9,47	7,11	6,37



Tabela 2  
**Nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli pochodzących z 2x3 sortowań  
 według B/M i kapitalizacji**

Tabela przedstawia średnie i odchylenia standardowe nadwyżkowych stóp zwrotu z sześciu portfeli spółek sortowanych według stosunku wartości księgowej do rynkowej (B/M) i wielkości (kapitalizacja). Wszystkie firmy są sortowane na dwie grupy według wielkości i trzy grupy według B/M, a następnie dwa podziały są na siebie nakładane w celu stworzenia sześciu portfeli równoważonych i sześciu ważonych kapitalizacją. Obliczenia bazują na miesięcznych szeregach czasowych. Wszystkie spółki są sortowane do grup, a następnie ważone równo lub kapitalizacją w celu sformowania portfeli. Wszystkie stopy zwrotu obliczane są na podstawie danych z serwisu Bloomberg. Okres badania obejmuje 04/30/2001–01/31/2014. Panel A odnosi się do portfeli równoważonych, natomiast panel B do portfeli ważonych kapitalizacją.

Panel A: portfele równoważone

	Średnia			Odchylenie standardowe		
	Min B/M	Mid B/M	Max B/M	Min B/M	Mid B/M	Max B/M
<i>04/30/2001-01/31/2014</i>						
Małe	0,54	1,18	2,15	9,81	8,34	8,94
Duże	0,50	-0,03	0,71	7,15	6,77	8,16
<i>04/30/2001-12/31/2007</i>						
Małe	2,19	2,65	3,61	11,77	9,15	9,10
Duże	2,03	1,01	1,59	7,75	6,03	7,33
<i>01/31/2008-01/31/2014</i>						
Małe	-1,29	-0,45	0,53	6,63	7,06	8,53
Duże	-1,21	-1,19	-0,28	6,02	7,38	8,95

Panel B: portfele ważne kapitalizacją

	Średnia			Odchylenie standardowe		
	Min B/M	Mid B/M	Max B/M	Min B/M	Mid B/M	Max B/M
<i>04/30/2001-01/31/2014</i>						
Małe	0,21	0,74	1,33	9,53	8,00	8,70
Duże	0,04	0,25	0,74	7,04	6,79	7,76
<i>04/30/2001-12/31/2007</i>						
Małe	2,02	2,53	2,96	11,58	8,64	8,49
Duże	0,94	0,91	1,36	7,17	6,90	7,29
<i>01/31/2008-01/31/2014</i>						
Małe	-1,79	-1,26	-0,48	6,03	6,72	8,63
Duże	-0,94	-0,50	0,05	6,80	6,63	8,24

Tabela 3  
**Nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli pochodzących z 2x3 sortowań  
 według momentum i kapitalizacji**

Tabela przedstawia średnie i odchylenia standardowe nadwyżkowych stóp zwrotu z sześciu portfeli spółek sortowanych według momentum i wielkości (kapitalizacja). Dla portfeli zbudowanych na koniec miesiąca  $t$ , opóźniona stopa zwrotu z czynnika momentum stanowi skumulowane stopy zwrotu za okres od  $t-11$  do  $t-1$ . Wszystkie firmy są sortowane na dwie grupy według wielkości i trzy grupy według momentum, a następnie dwa podziały są na siebie nakładane w celu stworzenia sześciu portfeli równoważonych i sześciu ważonych kapitalizacją. Obliczenia bazują na miesięcznych szeregach czasowych. Wszystkie spółki są sortowane do grup, a następnie ważne równo lub kapitalizacją w celu sformowania portfeli. Wszystkie stopy zwrotu obliczane są na podstawie danych z serwisu Bloomberg. Okres badania obejmuje 04/30/2001–01/31/2014. Panel A odnosi się do portfeli równoważonych, natomiast panel B do portfeli ważonych kapitalizacją.

Panel A: portfele równoważone

	Średnia			Odchylenie standardowe		
	Min mom	Mid mom	Max mom	Min mom	Mid mom	Max mom
<i>04/30/2001-01/31/2014</i>						
Małe	1,51	1,16	1,56	9,98	8,28	9,51
Duże	-0,86	0,09	1,57	8,95	6,67	7,71
<i>04/30/2001-12/31/2007</i>						
Małe	2,77	2,94	3,77	10,48	9,02	11,22
Duże	0,38	1,23	3,38	7,76	5,52	8,54
<i>01/31/2008-01/31/2014</i>						
Małe	0,12	-0,81	-0,90	9,26	6,92	6,38
Duże	-2,24	-1,17	-0,44	9,99	7,59	6,13

Panel B: portfele ważne kapitalizacją

	Mean			Standard deviation		
	Low mom	Mid mom	High mom	Low mom	Mid mom	High mom
<i>04/30/2001-01/31/2014</i>						
Małe	0,01	0,73	1,38	9,48	7,92	9,23
Duże	-0,97	-0,25	1,05	9,31	7,67	7,25
<i>04/30/2001-12/31/2007</i>						
Małe	1,09	2,49	3,31	9,50	8,18	10,97
Duże	-0,13	0,55	2,51	7,97	6,68	7,94
<i>01/31/2008-01/31/2014</i>						
Małe	-1,18	-1,22	-0,76	9,37	7,19	6,21
Duże	-1,90	-1,14	-0,56	10,58	8,60	6,04

Tabela 4  
**Nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli równoważonych powstałych z 5x5 sortowań  
 według B/M i kapitalizacji**

Tabela przedstawia średnie i odchylenia standardowe nadwyżkowych stóp zwrotu z 25 portfeli spółek sortowanych według stosunku wartości księgowej do rynkowej (B/M) i wielkości (kapitalizacja). Wszystkie firmy są sortowane na pięć grup według wielkości i pięć grup według B/M, a następnie dwa podziały są na siebie nakładane w celu stworzenia 25 portfeli równoważonych. Obliczenia bazują na miesięcznych szeregach czasowych. Wszystkie stopy zwrotu obliczane są na podstawie danych z serwisu Bloomberg. Okres badania obejmuje 11/30/2002–01/31/2014. Panel A odnosi się do pełnego okresu badania, natomiast panele B i C do dwóch podokresów.

Panel A: 30/11/2002–01/31/2014

	Średnia					Odchylenie standardowe				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Male	1,78	2,78	1,61	2,40	4,40	14,78	12,27	10,57	11,44	11,26
2	0,51	0,41	1,07	1,30	1,58	11,70	9,09	10,07	9,29	10,72
3	0,15	0,92	0,62	1,01	0,61	9,78	9,77	9,29	8,10	9,66
4	1,03	0,42	0,57	0,24	0,99	9,32	8,63	6,97	9,16	9,57
Duże	0,38	0,19	-0,06	0,69	1,10	6,89	6,55	7,43	8,16	8,62

Panel B: 30/11/2002–12/31/2007

	Średnia					Odchylenie standardowe				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Male	5,35	5,26	2,70	5,19	5,36	19,05	14,53	11,87	12,98	11,39
2	3,29	2,81	3,70	4,10	4,03	14,91	10,19	12,01	10,03	12,07
3	3,20	4,58	3,60	3,43	2,44	11,26	11,40	10,46	6,67	9,05
4	3,54	3,06	2,40	1,15	2,35	10,98	8,80	6,38	10,06	8,72
Duże	1,49	1,23	1,40	2,23	2,47	7,71	6,21	6,20	7,06	7,07

Panel C: 01/31/2008–01/31/2014

	Średnia					Odchylenie standardowe				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Male	-1,24	0,67	0,68	0,03	3,58	8,87	9,57	9,31	9,41	11,17
2	-1,85	-1,63	-1,17	-1,08	-0,50	7,37	7,51	7,43	7,92	9,00
3	-2,44	-2,19	-1,92	-1,05	-0,95	7,48	6,79	7,34	8,66	9,94
4	-1,10	-1,83	-0,99	-0,53	-0,17	7,03	7,86	7,12	8,31	10,15
Duże	-0,56	-0,70	-1,30	-0,61	-0,07	6,01	6,73	8,18	8,83	9,64

**Tabela 5**  
**Nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli ważonych kapitalizacją powstałych z 5x5 sortowań według B/M i kapitalizacji**

Tabela przedstawia średnie i odchylenia standardowe nadwyżkowych stóp zwrotu z 25 portfeli spółek sortowanych według stosunku wartości księgowej do rynkowej (B/M) i wielkości (kapitalizacja). Wszystkie firmy są sortowane na pięć grup według wielkości i pięć grup według B/M, a następnie dwa podziały są na siebie nakładane w celu stworzenia 25 portfeli ważonych kapitalizacją. Obliczenia bazują na miesięcznych szeregach czasowych. Wszystkie stopy zwrotu obliczane są na podstawie danych z serwisu Bloomberg. Okres badania obejmuje 11/30/2002–01/31/2014. Panel A odnosi się do pełnego okresu badania, natomiast panele B i C do dwóch podokresów.

Panel A: 30/11/2002–01/31/2014

	Średnia					Odchylenie standardowe				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Male	1,53	2,38	1,31	2,26	3,52	15,08	12,22	10,55	11,66	11,27
2	0,62	0,36	0,87	1,20	1,73	11,83	9,12	9,94	9,26	10,82
3	0,11	0,81	0,47	0,95	0,63	10,05	9,69	9,35	8,18	9,69
4	0,90	0,38	0,76	0,25	1,04	9,05	8,06	7,08	8,84	9,67
Duże	0,18	0,38	0,55	0,35	1,28	6,98	7,52	6,44	7,19	8,43

Panel B: 30/11/2002–12/31/2007

	Średnia					Odchylenie standardowe				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Male	5,24	4,62	2,91	5,35	4,89	19,79	13,98	11,75	13,59	11,94
2	3,49	3,01	3,56	3,90	4,28	15,16	10,02	11,72	9,99	12,15
3	3,29	4,37	3,45	3,43	2,41	11,60	11,24	10,43	6,72	9,10
4	3,16	2,77	2,53	1,04	2,58	10,32	7,74	6,65	9,33	8,50
Duże	1,25	1,17	1,92	1,39	2,17	7,58	6,62	6,23	7,16	7,18

Panel C: 30/11/2002–01/31/2014

	Średnia					Odchylenie standardowe				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Male	-1,62	0,48	-0,05	-0,35	2,37	8,35	10,23	9,27	9,03	10,61
2	-1,82	-1,88	-1,42	-1,09	-0,43	7,25	7,66	7,48	7,97	9,09
3	-2,59	-2,21	-2,06	-1,16	-0,89	7,62	6,90	7,50	8,75	9,97
4	-1,02	-1,64	-0,74	-0,42	-0,27	7,34	7,81	7,13	8,41	10,43
Duże	-0,73	-0,28	-0,61	-0,54	0,53	6,33	8,19	6,42	7,15	9,35

Tabela 6  
Nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli równoważonych powstałych z 5x5 sortowań  
według momentum i kapitalizacji

Tabela przedstawia średnie i odchylenia standardowe nadwyżkowych stóp zwrotu z 25 portfeli spółek sortowanych według momentum i wielkości (kapitalizacja). Dla portfeli zbudowanych na koniec miesiąca  $t$ , opóźniona stopa zwrotu z czynnika momentum stanowi skumulowane stopy zwrotu za okres od  $t-11$  do  $t-1$ . Wszystkie firmy są sortowane na pięć grup według wielkości i pięć grup według momentum, a następnie dwa podziały są na siebie nakładane w celu stworzenia 25 portfeli równoważonych. Obliczenia bazują na miesięcznych szeregach czasowych. Wszystkie stopy zwrotu obliczane są na podstawie danych z serwisu Bloomberg. Okres badania obejmuje 11/30/2002–01/31/2014. Panel A odnosi się do pełnego okresu badania, natomiast panele B i C do dwóch podokresów.

Panel A: 30/11/2002–01/31/2014

	Średnia					Odchylenie standardowe				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Male	3,63	4,17	2,05	1,98	2,72	11,72	13,07	12,56	12,82	13,68
2	0,23	1,85	1,14	0,89	0,72	11,01	10,62	9,21	9,76	11,46
3	-1,26	-0,27	0,58	1,62	2,44	9,62	9,61	8,69	8,54	11,01
4	-0,82	-0,14	0,37	1,85	2,41	10,22	8,73	7,67	9,88	9,75
Duże	-1,03	-0,22	0,20	0,49	1,65	10,88	9,65	7,61	7,28	7,64

Panel B: 30/11/2002–12/31/2007

	Średnia					Odchylenie standardowe				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Male	5,78	8,49	5,45	5,62	7,46	12,74	16,12	15,08	15,66	15,33
2	2,14	5,13	3,89	4,07	3,16	11,30	11,72	10,50	10,97	14,41
3	0,68	0,79	3,52	4,55	5,97	8,65	9,60	8,39	9,35	13,76
4	1,08	2,67	1,94	4,91	5,55	6,17	6,84	6,89	11,52	11,39
Duże	0,72	2,39	1,62	1,71	3,60	5,91	6,18	6,51	7,62	8,83

Panel C: 01/31/2008–01/31/2014

	Średnia					Odchylenie standardowe				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Male	1,80	0,51	-0,85	-1,11	-1,32	10,53	8,25	9,08	8,78	10,64
2	-1,39	-0,94	-1,19	-1,82	-1,36	10,57	8,73	7,24	7,69	7,69
3	-2,90	-1,16	-1,92	-0,87	-0,56	10,14	9,60	8,18	6,93	6,72
4	-2,44	-2,52	-0,95	-0,75	-0,26	12,50	9,47	8,09	7,38	7,15
Duże	-2,52	-2,44	-1,01	-0,54	0,00	13,63	11,40	8,29	6,86	6,03

Tabela 7  
**Nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli ważonych kapitalizacją powstałych z 5x5 sortowań według momentum i wielkości**

Tabela przedstawia średnie i odchylenia standardowe nadwyżkowych stóp zwrotu z 25 portfeli spółek sortowanych według momentum i wielkości (kapitalizacja). Dla portfeli zbudowanych na koniec miesiąca  $t$ , opóźniona stopa zwrotu z czynnika momentum stanowi skumulowane stopy zwrotu za okres od  $t-11$  do  $t-1$ . Wszystkie firmy są sortowane na pięć grup według wielkości i pięć grup według momentum, a następnie dwa podziały są na siebie nakładane w celu stworzenia 25 portfeli ważonych kapitalizacją. Obliczenia bazują na miesięcznych szeregach czasowych. Wszystkie stopy zwrotu obliczane są na podstawie danych z serwisu Bloomberg. Okres badania obejmuje 11/30/2002–01/31/2014. Panel A odnosi się do pełnego okresu badania, natomiast panele B i C do dwóch podokresów.

Panel A: 30/11/2002–01/31/2014

	Średnia					Odchylenie standardowe				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Male	2,74	3,22	1,59	1,93	2,70	11,19	12,88	11,95	12,69	13,53
2	0,00	1,76	0,95	0,77	0,73	11,04	10,45	9,50	9,87	11,49
3	-1,25	-0,44	0,44	1,73	2,08	9,55	9,73	8,70	8,94	10,76
4	-1,07	-0,32	0,41	1,77	2,59	10,41	8,67	7,65	9,27	10,24
Duże	-0,65	-0,19	-0,02	0,06	1,32	11,41	9,90	8,51	7,49	8,16

Panel B: 30/11/2002–12/31/2007

	Średnia					Odchylenie standardowe				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Male	4,89	7,60	4,75	5,82	7,11	12,21	15,72	14,20	14,95	15,64
2	1,91	5,06	3,89	4,04	3,28	11,19	11,29	10,81	11,18	14,69
3	0,70	0,55	3,28	4,94	5,42	8,51	9,89	8,35	9,91	13,45
4	1,13	2,27	1,77	4,68	5,72	6,16	6,24	6,91	10,21	12,26
Duże	0,38	2,22	1,56	0,88	3,24	5,50	6,04	6,38	7,77	9,35

Panel C: 31/01/2008–01/31/2014

	Średnia					Odchylenie standardowe				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Male	0,92	-0,50	-1,09	-1,37	-1,04	9,97	8,28	8,90	9,28	10,14
2	-1,62	-1,05	-1,54	-2,01	-1,45	10,71	8,83	7,43	7,63	7,24
3	-2,90	-1,28	-1,98	-1,00	-0,75	10,12	9,58	8,31	7,01	6,67
4	-2,93	-2,51	-0,75	-0,70	-0,07	12,72	9,82	8,10	7,63	7,24
Duże	-1,52	-2,24	-1,36	-0,64	-0,32	14,66	11,92	9,81	7,23	6,62

Tabela 8  
Średnie, odchylenia standardowe i statystyki  $t$  dla czynników wyceny aktywów

Tabela raportuje średnie i odchylenia standardowe dla czynników wyceny aktywów w Polsce. Rm-Rf stanowi różnicę pomiędzy stopą zwrotu z indeksu WIG a 1-miesięczną stopą WIBID. SMB to czynnik „małe minus duże”, HML to czynnik „wysokowartościowe minus wzrostowe”, a WML to czynnik „zwycięzcy minus przegrani”. Subskrypty S i B odnoszą się do małych i dużych spółek. Obliczenia bazują na miesięcznych stopach zwrotu. Wszystkie dane pochodzą z serwisu Bloomberg. Okres badania obejmuje 04/30/2001–01/31/2014. Tabela podaje także statystyki testowe  $t$  ( $t$ -stat). Panel A odnosi się do pełnego okresu badania, natomiast panele B i C do dwóch podokresów.

Panel A: 04/30/2001–01/31/2014

	Rm-Rf	SMB	HML	HML <sub>S</sub>	HML <sub>B</sub>	HML <sub>S-B</sub>	WML	WML <sub>S</sub>	WML <sub>B</sub>	WML <sub>S-B</sub>
Średnia	0,56	0,42	0,76	0,75	0,62	0,00	1,39	1,07	1,54	-0,88
Odch. st.	6,60	5,12	5,25	7,74	5,03	7,83	6,56	7,64	8,00	8,80
t-stat	1,05	1,01	1,79	1,20	1,53	0,01	2,64	1,74	2,38	-1,24

Panel B: 04/30/2001–12/31/2007

	Rm-Rf	SMB	HML	HML <sub>S</sub>	HML <sub>B</sub>	HML <sub>S-B</sub>	WML	WML <sub>S</sub>	WML <sub>B</sub>	WML <sub>S-B</sub>
Średnia	1,28	1,49	0,39	0,24	0,31	-0,22	2,34	2,10	2,37	-0,68
Odch. st.	6,35	5,94	5,65	9,23	5,00	9,60	6,18	7,99	7,46	9,64
t-stat	1,81	2,26	0,62	0,24	0,56	-0,21	3,41	2,37	2,86	-0,64

Panel C: 01/31/2008–01/31/2014

	Rm-Rf	SMB	HML	HML <sub>S</sub>	HML <sub>B</sub>	HML <sub>S-B</sub>	WML	WML <sub>S</sub>	WML <sub>B</sub>	WML <sub>S-B</sub>
Średnia	-0,24	-0,78	1,17	1,32	0,96	0,25	0,34	-0,08	0,61	-1,10
Odch. st.	6,82	3,70	4,77	5,67	5,07	5,26	6,84	7,11	8,52	7,81
t-stat	-0,30	-1,79	2,10	1,98	1,62	0,41	0,43	-0,09	0,61	-1,20

Tabela 9

**Współczynniki korelacji i statystyki  $t$  dla globalnych i lokalnych czynników wyceny**

Tabela raportuje współczynniki korelacji pomiędzy krajowymi, europejskimi i globalnymi czynnikami wyceny aktywów. Mkt-Rf stanowi różnicę pomiędzy stopą zwrotu z indeksu WIG a 1-miesięczną stopą WIBID. SMB to czynnik „małe minus duże”, HML to czynnik „wysokowartościowe minus wzrostowe”, a WML to czynnik „zwycięzcy minus przegrani”. Subskrypty S i B odnoszą się do małych i dużych spółek. Obliczenia bazują na miesięcznych stopach zwrotu. Wszystkie dane pochodzą z serwisu Bloomberg. Okres badania obejmuje 04/30/2001–12/31/2013. Tabela podaje także statystyki testowe  $t$  (t-stat). Subskrypty PL, EU i GL odnoszą się odpowiednio do Polski, Europy i świata. Kolejne panele obrazują współczynniki korelacji czynników krajowych z czynnikami krajowymi (A), europejskimi (B) i globalnymi (C). Czynniki wyceny dla Europy i świata pochodzą z serwisu Kennetha Frencha.

## Panel A: Polska vs Polska

	Współczynnik korelacji			
	Mkt-RF <sub>PL</sub>	SMB <sub>PL</sub>	HML <sub>PL</sub>	WML <sub>PL</sub>
Mkt-RF <sub>PL</sub>	1,00	-0,02	0,15	-0,20
SMB <sub>PL</sub>		1,00	-0,23	0,04
HML <sub>PL</sub>			1,00	-0,43
WML <sub>PL</sub>				1,00

	Statystyka $t$			
	Mkt-RF <sub>PL</sub>	SMB <sub>PL</sub>	HML <sub>PL</sub>	WML <sub>PL</sub>
Mkt-RF	-	-0,19	1,92	-2,55
SMB <sub>PL</sub>		-	-2,95	0,52
HML <sub>PL</sub>			-	-5,87
WML <sub>PL</sub>				-

## Panel B: Polska vs Europa

	Współczynnik korelacji			
	Mkt-RF <sub>EU</sub>	SMB <sub>EU</sub>	HML <sub>EU</sub>	WML <sub>EU</sub>
Mkt-RF <sub>PL</sub>	0,67	0,08	0,32	-0,42
SMB <sub>PL</sub>		0,20	0,05	-0,05
HML <sub>PL</sub>			0,18	-0,28
WML <sub>PL</sub>				0,46

	Statystyka $t$			
	Mkt-RF <sub>EU</sub>	SMB <sub>EU</sub>	HML <sub>EU</sub>	WML <sub>EU</sub>
Mkt-RF <sub>PL</sub>	11,24	1,00	4,19	-5,76
SMB <sub>PL</sub>		2,52	0,66	-0,59
HML <sub>PL</sub>			2,24	-3,65
WML <sub>PL</sub>				6,32

## Panel C: Polska vs świat

	Współczynnik korelacji			
	Mkt-RF <sub>GL</sub>	SMB <sub>GL</sub>	HML <sub>GL</sub>	WML <sub>GL</sub>
Mkt-RF	0,71	0,16	0,16	-0,37
SMB		0,20	0,01	-0,04
HML			0,09	-0,31
WML				0,48

	Statystyka $t$			
	Mkt-RF <sub>GL</sub>	SMB <sub>GL</sub>	HML <sub>GL</sub>	WML <sub>GL</sub>
Mkt-RF	12,30	2,01	1,97	-4,93
SMB		2,58	0,10	-0,51
HML			1,14	-4,02
WML				6,79



Tabela 10  
Stopy zwrotu z polskich czynników wyceny aktywów

Modele regresji dla polski HML, SMB i WML są estymowane na danych miesięcznych. Stopy zwrotu z czynników są przetestowane względem krajowego modelu CAPM (panel A), europejskich modelu trój- i czteroczynnikowych (panel B) i globalnych modeli trój- i czteroczynnikowych (panel C). Mkt-Rf stanowi różnicę pomiędzy stopą zwrotu z indeksu WIG a 1-miesięczną stopą WIBID. SMB to czynnik „małe minus duże”, HML to czynnik „wysokowartościowe minus wzrostowe”, a WML to czynnik „wzycięzcy minus przegrani”. Subskrypty S i B odnoszą się do małych i dużych spółek. Obliczenia bazują na miesięcznych stopach zwrotu. Wszystkie dane pochodzą z serwisu Bloomberg. Okres badania obejmuje 04/30/2001–12/31/2013. Tabela podaje także statystyki testowe  $t$  (t-stat). Czynniki wyceny dla Europy i świata pochodzą z serwisu Kennetha Frencha.

## Panel A: Polska – CAPM

	Mkt-RF	$\alpha$
HML <sub>PL</sub>	0,12 (1,91)	0,82 (1,91)
SMB <sub>PL</sub>	-0,01 (-0,19)	0,53 (1,26)
WML <sub>PL</sub>	-0,20 (-2,53)	1,71 (3,34)

## Panel B: Europa – modele trój- i czteroczynnikowe

	Model trójczynnikowy				Model czteroczynnikowy				
	HML	SMB	Mkt-RF	$\alpha$	WML	HML	SMB	Mkt-RF	$\alpha$
HML <sub>PL</sub>	0,34 (1,70)	0,01 (0,04)	0,09 (1,26)	0,70 (1,59)	-0,31 (-3,08)	0,33 (1,69)	0,09 (0,43)	-0,01 (-0,08)	1,05 (2,38)
SMB <sub>PL</sub>	0,16 (0,85)	0,52 (2,54)	-0,04 (-0,65)	0,39 (0,91)	-0,11 (-1,06)	0,16 (0,83)	0,55 (2,65)	-0,07 (-1,02)	0,51 (1,16)
WML <sub>PL</sub>	-0,08 (-0,33)	-0,04 (-0,14)	-0,19 (-2,26)	1,75 (3,33)	0,63 (5,65)	-0,06 (-0,25)	-0,20 (-0,87)	0,00 (0,04)	1,02 (2,07)

## Panel C: świat – modele trój- i czteroczynnikowe

	Model trójczynnikowy				Model czteroczynnikowy				
	HML	SMB	Mkt-RF	$\alpha$	WML	HML	SMB	Mkt-RF	$\alpha$
HML <sub>PL</sub>	0,21 (0,84)	-0,04 (-0,16)	0,12 (1,74)	0,76 (1,71)	-0,41 (-3,60)	0,29 (1,21)	0,08 (0,32)	0,02 (0,24)	0,98 (2,28)
SMB <sub>PL</sub>	0,04 (0,17)	0,66 (2,61)	-0,04 (-0,63)	0,39 (0,92)	-0,12 (-1,01)	0,07 (0,27)	0,69 (2,73)	-0,07 (-0,98)	0,46 (1,06)
WML <sub>PL</sub>	0,10 (0,32)	0,12 (0,38)	-0,21 (-2,56)	1,66 (3,13)	0,77 (6,07)	-0,05 (-0,20)	-0,11 (-0,41)	-0,02 (-0,23)	1,24 (2,57)

**Tabela 11**  
**Wyrazy wolne z modeli wyceny aktywów objaśniających portfele z 5x5 sortowań**  
**według B/M i wielkości**

Tabela raportuje wyrazy wolne i odpowiadające im statystyki testowe z 25 portfeli spółek sortowanych według stosunku wartości księgowej do rynkowej (B/M) i wielkości (kapitalizacja). Wszystkie firmy są sortowane na pięć grup według wielkości i pięć grup według B/M, a następnie dwa podziały są na siebie nakładane w celu stworzenia 25 portfeli ważonych kapitalizacją. Obliczenia bazują na miesięcznych szeregach czasowych. Wszystkie stopy zwrotu obliczane są na podstawie danych z serwisu Bloomberg. Okres badania obejmuje 11/30/2002–12/31/2013. Równania regresji wykorzystują krajowe czynniki z modelu CAPM (panel A), modelu trójczynnikowego (panel B) oraz modelu czteroczynnikowego (panel C) w celu objaśnienia nadwyżkowych stóp zwrotu z 25 podwójnie sortowanych portfeli.

Panel A: CAPM

	Wyraz wolny					Statystyka t				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Małe	2,19	2,26	1,07	2,12	3,39	1,44	2,29	1,41	2,29	3,91
2	0,67	0,07	0,54	0,85	1,38	0,67	0,10	0,77	1,35	1,84
3	-0,03	0,56	0,04	0,64	0,10	-0,04	0,80	0,07	1,15	0,19
4	0,53	-0,05	0,38	-0,09	0,53	0,80	-0,12	0,90	-0,15	0,95
Duże	-0,20	-0,19	0,13	-0,12	0,81	-0,50	-0,73	0,44	-0,36	1,90

Panel B: model trójczynnikowy

	Wyraz wolny					Statystyka t				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Małe	1,91	1,12	0,67	1,52	2,14	1,33	1,28	0,91	1,84	2,91
2	0,33	-0,49	-0,11	-0,13	-0,01	0,40	-0,78	-0,19	-0,28	-0,02
3	-0,42	-0,21	-0,42	-0,19	-0,75	-0,68	-0,39	-0,80	-0,40	-1,62
4	0,49	-0,49	-0,20	-0,74	-0,25	0,76	-1,17	-0,56	-1,29	-0,50
Duże	0,05	0,17	0,21	-0,26	0,37	0,14	0,72	0,70	-0,77	1,00

Panel C: model czteroczynnikowy

	Wyraz wolny					Statystyka t				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Małe	1,96	1,34	0,52	1,46	2,62	1,28	1,45	0,68	1,67	3,40
2	0,23	-0,35	-0,40	-0,44	-0,49	0,27	-0,53	-0,64	-0,90	-0,82
3	-0,53	-0,70	-0,66	0,17	-0,42	-0,81	-1,26	-1,19	0,35	-0,87
4	0,13	-0,30	-0,12	-0,52	-0,09	0,19	-0,68	-0,31	-0,85	-0,17
Duże	-0,13	0,43	0,12	-0,33	0,30	-0,34	1,79	0,39	-0,92	0,76

**Tabela 12**  
**Wyrazy wolne z modeli wyceny aktywów objaśniających portfele z 5x5 sortowań**  
**według momentum i wielkości**

Tabela raportuje wyrazy wolne i odpowiadające im statystyki testowe z 25 portfeli spółek sortowanych według momentum i wielkości (kapitalizacja). Dla portfeli zbudowanych na koniec miesiąca  $t$ , opóźniona stopa zwrotu z czynnika momentum stanowi skumulowane stopy zwrotu za okres od  $t-11$  do  $t-1$ . Wszystkie firmy są sortowane na pięć grup według wielkości i pięć grup według momentum, a następnie dwa podziały są na siebie nakładane w celu stworzenia 25 portfeli ważonych kapitalizacją. Obliczenia bazują na miesięcznych szeregach czasowych. Wszystkie stopy zwrotu obliczane są na podstawie danych z serwisu Bloomberg. Okres badania obejmuje 11/30/2002–12/31/2013. Równania regresji wykorzystują krajowe czynniki z modelu CAPM (panel A), modelu trójczynnikowego (panel B) oraz modelu czteroczynnikowego (panel C) w celu objaśnienia nadwyżkowych stóp zwrotu z 25 podwójnie sortowanych portfeli.

Panel A: CAPM

	Wyraz wolny					Statystyka t				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Małe	2,45	3,42	1,37	1,96	2,98	2,94	2,82	1,46	1,80	2,55
2	-0,39	1,58	0,60	0,47	0,65	-0,58	1,97	0,93	0,70	0,68
3	-1,67	-0,77	-0,01	1,49	1,86	-2,82	-1,18	-0,02	2,24	2,36
4	-1,49	-0,68	0,04	1,47	2,29	-2,31	-1,26	0,08	2,12	2,93
Duże	-0,78	-0,54	-0,51	-0,37	0,93	-1,03	-0,90	-1,26	-0,92	1,90

Panel B: model trójczynnikowy

	Wyraz wolny					Statystyka t				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Małe	1,48	2,15	0,54	1,13	2,12	2,03	2,02	0,66	1,15	2,05
2	-1,53	0,40	-0,15	-0,30	0,06	-2,82	0,61	-0,29	-0,52	0,07
3	-2,39	-1,66	-0,61	0,82	1,28	-4,41	-2,89	-1,40	1,41	2,26
4	-2,42	-1,33	-0,56	1,14	1,72	-4,22	-2,74	-1,37	1,70	2,37
Duże	-1,31	-1,17	-0,52	-0,22	1,10	-1,75	-2,02	-1,26	-0,54	2,28

Panel C: model czteroczynnikowy

	Wyraz wolny					Statystyka t				
	Niskie	2	3	4	Wysokie	Niskie	2	3	4	Wysokie
Małe	2,08	2,06	0,24	0,61	1,47	2,73	1,83	0,28	0,59	1,36
2	-1,17	0,98	-0,50	-1,08	-1,48	-2,06	1,45	-0,90	-1,89	-1,77
3	-1,80	-1,19	-0,17	0,68	0,21	-3,27	-2,00	-0,39	1,10	0,40
4	-1,55	-0,86	-0,29	0,97	0,61	-2,76	-1,72	-0,69	1,36	0,87
Duże	-0,18	-0,18	-0,49	-0,68	0,18	-0,24	-0,32	-1,11	-1,58	0,40

Tabela 13  
Statystyki podsumowujące testy modeli wyceny aktywów

Tabela raportuje wyniki regresji dla modelu CAPM, trójczynnikowego i czterocynnikowego. Modele mają na celu objaśnienie nadwyzkowych stóp zwrotu z 25 portfeli formowanych na podstawie podwójnych sortowań według współczynnika wartości księgowej do rynkowej (B/M) oraz wielkości, a także z 25 portfeli formowanych na podstawie podwójnych sortowań według momentum oraz wielkości. Parametry modeli są estymowane na podstawie polskich, europejskich i globalnych czynników wyceny. Czynniki wyceny dla Europy i świata pochodzą z serwisu Kennetha Frencha. Wszystkie stopy zwrotu obliczane są na podstawie danych z serwisu Bloomberg. Okres badania obejmuje 11/30/2002–12/31/2013. Dla portfeli zbudowanych na koniec miesiąca  $t$ , opóźniona stopa zwrotu z czynnika momentum stanowi skumulowane stopy zwrotu za okres od  $t-11$  do  $t-1$ . GRS to statystyka Gibbonsa, Rossa i Shankena (1989),  $|\alpha|$  to średnia z wartości bezwzględnych wyrazów wolnych,  $R^2$  to przeciętny  $R^2$ , a  $s(\alpha)$  to odchylenie standardowe wyrazów wolnych. Wartości krytyczne dla statystyk testowych GRS dla wszystkich modeli wynoszą 1,45 dla 90%, 1,61 dla 95% i 1,95 dla 99%. Panel A prezentuje wyniki regresji dla modeli sortowanych według B/M i wielkości, natomiast panel B według momentum i wielkości.

Panel A: wielkość i B/M

	GRS	$ \alpha $	$R^2$	$s(\alpha)$
Czynniki krajowe				
CAPM	11,84	0,76	46,59	0,92
Trójczynnikowy	1,12	0,55	61,68	0,91
Czterocynnikowy	1,27	0,59	62,21	0,85
Czynniki europejskie				
CAPM	13,70	0,66	22,58	0,92
Trójczynnikowy	1,58	0,61	28,17	0,96
Czterocynnikowy	1,68	0,67	29,22	0,95
Czynniki globalne				
CAPM	11,52	0,65	24,31	0,93
Trójczynnikowy	1,64	0,67	29,01	0,95
Czterocynnikowy	1,82	0,69	30,30	0,94

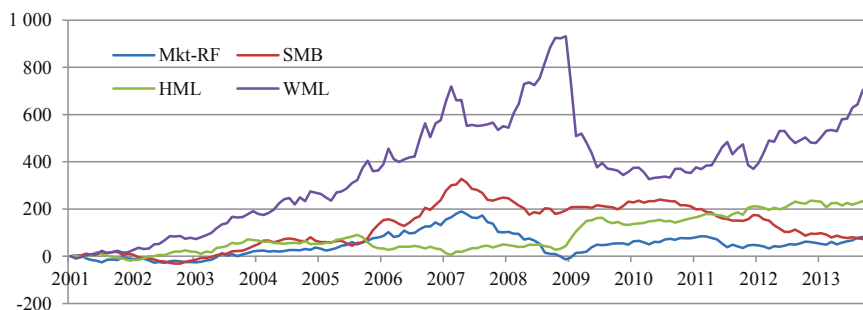
Panel B: wielkość i momentum

	GRS	$ \alpha $	$R^2$	$s(\alpha)$
Czynniki krajowe				
CAPM	23,52	1,23	42,36	1,39
Trójczynnikowy	2,83	1,12	57,18	0,99
Czterocynnikowy	2,18	0,87	60,61	1,07
Czynniki europejskie				
CAPM	21,14	1,26	22,44	1,47
Trójczynnikowy	2,42	1,17	28,94	1,27
Czterocynnikowy	1,95	1,03	30,74	1,24
Czynniki globalne				
CAPM	20,11	1,25	23,73	1,48
Trójczynnikowy	2,64	1,20	29,03	1,33
Czterocynnikowy	2,41	1,10	31,12	1,32

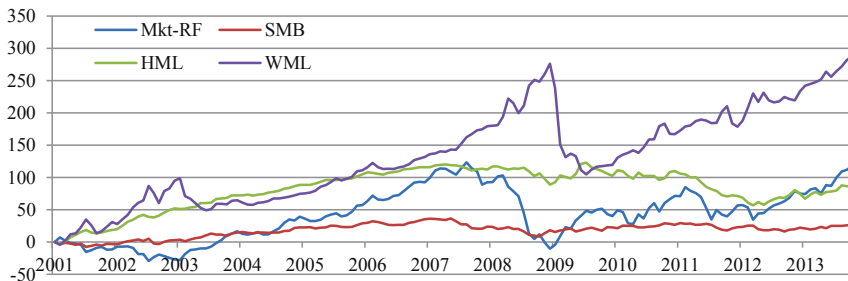
Wykres 1  
Skumulowane stopy zwrotu z czynników wyceny aktywów

Wykres prezentuje skumulowane stopy zwrotu z czynników wyceny aktywów dla Polski (panel A), Europy (panel B) i świata (panel C).  $R_m - R_f$  stanowi różnicę pomiędzy stopą zwrotu z indeksu WIG a 1-miesięczną stopą WIBID. SMB to czynnik „małe minus duże”, HML to czynnik „wysokowartościowe minus wzrostowe”, a WML to czynnik „zwycięzcy minus przegrani”. Wszystkie dane pochodzą z serwisu Bloomberg. Okres badania obejmuje 04/30/2001–12/31/2013. Czynniki wyceny dla Europy i świata pochodzą z serwisu Kennetha Frencha.

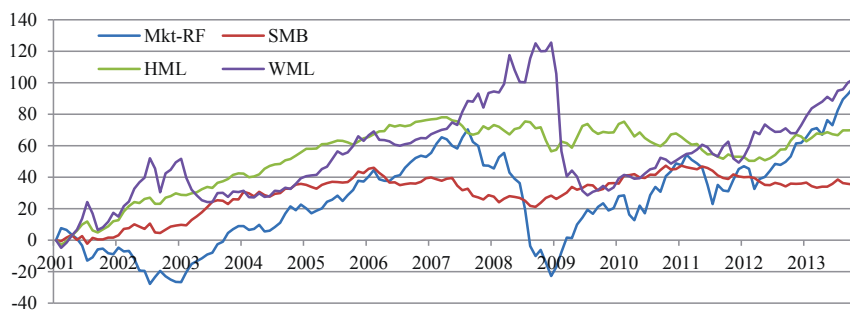
Panel A: Polska



Panel B: Europa



Panel C: świat



## Literatura

- Asness, C.S., *Variables that Explain Stock Returns*, praca doktorska, University of Chicago, 1994.
- Asness, C.S., Moskowitz, T.J., Pedersen, L.H., *Value and Momentum Everywhere*, „Journal of Finance”, 2013, vol. 68, nr 3, s. 929–989.
- Banz, R.W., *The relation between return and market value of common stocks*, „Journal of Financial Economics”, 1981, vol. 9, s. 3–18.
- Basu, S., *The Information Content of Price-Earnings Ratios*, „Financial Management”, 1975, vol. 4, nr 2, s. 53–64.
- Basu, S., *Investment Performance Of Common Stocks In Relation To Their Price-Earnings Ratios: A Test Of The Efficient Market Hypothesis*, „Journal of Finance”, 1977, vol. 32, nr 3, s. 663–682.
- Basu, S., *The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence*, „Journal of Financial Economics”, 1983, vol. 12, nr 1, s. 129–156.
- Blume, M.E., Stambaugh, R.F., *Biases in Computed Returns: An Application to the Size Effect*, „Journal of Financial Economics”, 1983, vol. 13, nr 3., s. 387–404.
- Borys, M.M., Zemicik, P., *Size and Value Effects in the Visegrad Countries*, „Emerging Markets Finance and Trade”, 2009, vol. 47, nr 3, s. 50–68.
- Brown, P., Keim, D.B., Kleidon, A.W., Marsh, T.A., *Stock return seasonalities and the tax-loss selling hypothesis: analysis of the arguments and Australian evidence*, „Journal of Financial Economics”, 1983, vol. 12, s. 105–28.
- Cakici, N., Fabozzi, F.J., Tan S., *Size, value and momentum in emerging market stock returns*, “Emerging Markets Review”, 2013, vol. 16, s. 46–65.
- Capaul, C., Rowley, I., Sharpe, W., *International value and growth stock returns*, „Financial Analysts Journal”, 1993, vol. 49, s. 27–36.
- Carhart, M.M., *On persistence in mutual fund performance*, „Journal of Finance”, 1997, vol. 52, s. 57–82.
- Chan, L.K.C., Hamao, Y., Lakonishok, J., *Fundamentals and stock returns in Japan*, „Journal of Finance”, 1991, vol. 46, s. 1739–1764.
- Chui, A.C.W., Titman, S., Wei, K.C.J., *Individualism and momentum around the world*, „Journal of Finance”, 2010, vol. 65, s. 361–392.
- Cochrane, J.H., *Asset pricing*, Princeton University Press, Princeton 2005.
- Czapkiewicz, A., Skalna, I., *The Fama-French model for the Polish market*, “Ekonomia Menedżerska”, 2010, nr 7, s. 121–129.
- Davis, L.J., *The cross-section of realized stock returns: The pre-COMPUSTAT evidence*, „Journal of Finance”, 1994, vol. 49, s. 1579–1593.
- De Groot, W., Pang, J., Swinkels, L.A.P., *The Cross-Section of Stock Returns in Frontier Emerging Markets*, „Journal of Empirical Finance”, 2012, vol. 19, nr 5, s. 796–818.
- Dhatt, M.S., Kim, Y.H., Mukherji, S., *The Value Premium for Small-Capitalization Stocks*, „Financial Analysts Journal”, 1999, vol. 55, nr 5, s. 60–68.
- Dijk, van, M.A., *Is size dead? A review of size effect in equity returns*, „Journal of Banking & Finance”, 2011, vol. 35, nr 12, s. 3263–3274.

- Fama, E.F., French, K.R., *Value versus growth: The international evidence*, „Journal of Finance”, 1998, vol. 53, s. 1975–1999.
- Fama, E.F., French, K.R., *The value premium and the CAPM*, „Journal of Finance”, 2006, vol. 61, s. 2163–2186.
- Fama, E.F., French, K.R., *Dissecting anomalies*, „Journal of Finance”, 2008, vol. 63, nr 4, s. 1653–1678.
- Fama, E.F., French, K.R., *The cross-section of expected stock returns*, „Journal of Finance”, 1992, vol. 47, s. 427–466.
- Fama, E.F., French, K.R., *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, „Journal of Financial Economics”, 1993, vol. 33, s. 3–56.
- Fama, E.F., French, K.R., *Luck versus skill in the cross-section of mutual fund returns*, „Journal of Finance”, 2010, vol. 65, s. 1915–1947.
- Fama, E.F., French, K.R., *Size, value, and momentum in international stock returns*, „Journal of Financial Economics”, 2012, vol. 105, nr 3, s. 457–472.
- Fama, E.F., French, K.R., *A Five-Factor Asset Pricing Model*, Fama-Miller Working Paper, 2013, available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2287202> (dostęp: 11 maja 2014 r.).
- Gibbons, M.R., Ross, S.A., Shanken J., *A test of the efficiency of a given portfolio*, „Econometrica”, 1989, vol. 57, s. 1121–1152.
- Griffin, J. M., *Are the Fama and French factors global or country specific?*, „Review of Financial Studies”, 2002, vol. 15, s. 783–803.
- Grinblatt, M., Moskowitz, T.J., *Predicting Stock Price Movements from Past Returns: The Role of Consistency and Tax-Loss Selling*, „Journal of Financial Economics”, 2004, vol. 71, s. 541–579.
- Herrera, M.J., Lockwood, L.J., *The size effect in the Mexican stock market*, „Journal of Banking and Finance”, 1994, vol. 18, s. 621–632.
- Heston, S.L., Rouwenhorst, K.G., Weessels, R.E., *The role of beta and size in the cross-section of european stock returns*, „European Financial Management”, 1999, vol. 5, s. 9–27.
- Hong, H., Stein, J., Lim, T., *Bad news travels slowly: size, analyst coverage and the profitability of momentum strategies*, „Journal of Finance”, 2000, vol. 58, s. 2515–2547.
- Horowitz, J.L., Loughran, T., Savin, N.E., *The disappearing size effect*, „Research in Economics”, 2000, vol. 54, nr 1, s. 83–100.
- Hou, K., Karolyi, G.A., Kho, B.-C., *What Factors Drive Global Stock Returns?*, „Review of Financial Studies”, 2011, vol. 24, nr 8, s. 2527–2574.
- Jegadeesh, N., Titman, S., *Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency*, „Journal of Finance”, 1993, vol. 48, nr 1, s. 65–91.
- Jegadeesh, N., Titman, S., *Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations*, „Journal of Finance”, 2001, vol. 56, nr 2, s. 699–720.
- Karolyi, G.A., Stulz, R.M., *Are assets priced globally or locally?*, w: Constantini-des, G.M., Harris, M., Stulz, R. (red.), *Handbook of the Economics of Finance*, 2003, Elsevier Science, s. 973–1018.
- Kosowski, R., Timmermann, A., Wermer, R., White, H., *Can mutual fund “stars” really pick stocks? New evidence from a bootstrap analysis*, „Journal of Finance”, 2006, vol. 61, nr 6, s. 2551–2595.

- Kothari, S.P., Shanken, J., Sloan, R.G., *Another Look at the Cross-Section of Expected Stock Returns*, „Journal of Finance”, 1995, vol. 50, s. 185–224.
- Lam, K.S.F., Li, K., So, S.M., *On the validity of the augmented Fama and French's (1993) model: Evidence from the Hong Kong stock market*, „Review of Quantitative Finance and Accounting”, 2010, vol. 35, nr 1, s. 89–111.
- Lintner, J., *The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets*, „Review of Economics and Statistics”, 1965, vol. 47, s. 13–37.
- Lischewski, J., Voronkova, S., *Size, value and liquidity. Do They Really Matter on an Emerging Stock Market?*, „Emerging Markets Review”, 2012, vol. 13, nr 1, s. 8–25.
- Loughran, T., *Book-to-Market Across Firm Size, Exchange, and Seasonality: Is There an Effect?*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis”, 1997, vol. 32, s. 249–268.
- Michou, M., Mouselli, S., Stark, A., *Fundamental analysis and the modelling of normal returns in the UK*, working paper, 2010, SSRN.
- Mossin, J., *Equilibrium in a capital asset market*, „Econometrica”, 1966, vol. 34, s. 768–783.
- Olbryś, J., *Three-factor market-timing models with Fama and French spread variables*, „Operations Research and Decisions”, 2010, nr 2, s. 91–106.
- Reinganum, M.R., *Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies based on earning' yield and market values*, „Journal of Financial Economics”, 1981, vol. 9, nr 1, s. 19–46.
- Rosenberg, B., Reid, K., Lanstein, R., *Persuasive evidence of market inefficiency*, „Journal of Portfolio Management”, 1985, vol. 11, s. 9–17.
- Rouwenhorst, K.G., *Local returns factors and turnover in emerging stock markets*, „Journal of Finance”, 1999, vol. 54, s. 1439–1464.
- Sekuła, P., *Szacowanie efektu wielkości spółki na GPW w Warszawie*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia”, 2013, nr 60, s. 105–114.
- Sharpe, W.F., *Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk*, „Journal of Finance”, 1964, vol. 19, s. 425–442.
- Sharpe, W.F., *Mutual fund performance*, „Journal of Business”, 1966, vol. 39, s. 119–138.
- Stattman, D., *Book values and stock returns*, „Journal of Selected Papers”, 1980, vol. 4, s. 25–45.
- Szyszkka, A., *Momentum at the Warsaw Stock Exchange*, „Bank i Kredyt”, 2006, nr 8, s. 37–49.
- Urbański, S., *Multifactor Explanations of Returns on the Warsaw Stock Exchange in Light of the ICAPM*, „Economic Systems” 2012, vol. 36, nr 4, s. 552–570.
- Waszczuk, A., *Do Local or Global Risk Factors Explain the Size, Value and Momentum Trading Payoffs on the Warsaw Stock Exchange?*, „Applied Financial Economics”, 2013a, vol. 23, s. 1497–1508.
- Waszczuk, A., *A risk-based explanation of return patterns – Evidence from the Polish stock market*, „Emerging Markets Review”, 2013b, vol. 15, s. 186–210.
- Welc, J., *Company-Size Effect on the Polish Stock Market*, „Global Review of Accounting and Finance”, 2012, vol. 3, nr 1, s. 53–66.



- Zaremba, A., *Cross-Sectional Asset Pricing Models for the Polish Market*. Working paper, 2014, dostępny na SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2396884> lub <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2396884> (dostęp 19 listopada 2014 r.).
- Zaremba, A., Konieczka, P., *Are Value, Size and Momentum Premiums in CEE Emerging Markets Only Illusionary?*, „Finance a úvěr – Czech Journal of Economics and Finance”, 2015, vol. 65, nr 1, s. 84–104.
- Zaremba, A., Konieczka, P., *Factor Return in the Polish Equity Market*, „Procedia – Social and Behavioral Sciences”, 2013, vol. 110, s. 1073–1081, doi:10.1016/j.sbspro.2013.12.954, dostępny online: <http://dx.doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.954> (dostęp: 11 maja 2014 r.).
- Zaremba, A., Konieczka, P., *Paper Profits from Value, Size and Momentum: Evidence from the Polish Market*, working paper, 2014, dostępny na SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2375234> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2375234> (data dostępu 17.08.2015).
- Żebrowska-Suchodolska, D., Witkowska, D., *Momentum and winner-loser strategies: evidence for the Warsaw Stock Exchange*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych”, 2008, vol. X, s. 1–10.

**Słowa kluczowe:** premia za wartość, efekt małych spółek, efekt momentum, model trójczynnikowy Fama-Frencha, model czteroczynnikowy Carharta, polski rynek akcji, wycena aktywów, segmentacja rynków

## Value, Size and Momentum Effects in Asset Pricing on the Polish Equity Market

### Summary

The study tests the performance of the CAPM, Fama-French three-factor and Carhart four-factor models on the Polish market. The computations base on listings of over 800 companies between April 2001 and January 2014. The paper documents strong evidence for the value and momentum effects, but only weak evidence for the size premium. I form portfolios double-sorted on size and book-to-market ratios, as well as on size and momentum, and I try to explain their returns with the above-mentioned asset pricing models. The CAPM model is rejected and the three-factor and four-factor models perform well for the size and B/M sorted portfolios, but fail to explain the returns on the size and momentum sorted portfolios. With the exception of the momentum factor, the local Polish factors are not correlated with their European and global counterparts, suggesting market segmentation. Finally, the international value, size and momentum factors perform poorly in explaining cross-sectional variation in stock returns on the Polish market.

**Keywords:** value effect, size effect, momentum effect, Fama-French three-factor model, Carhart-four-factor model, Polish market, asset pricing, market segmentation