

Przemysław Konieczka, Adam Zaremba***

PREMIE ZA WARTOŚĆ, WIELKOŚĆ I MOMENTUM NA RYNKACH EUROPY ŚRODKOWO-WSCHODNIEJ

WPROWADZENIE

Rynki wschodzące są specyficzne. Umożliwiają osiąganie wysokich stóp zwrotu, które jednak wiążą się ze znaczącym ryzykiem. Z jednej strony są mniej efektywne, więc oferują ciekawsze możliwości inwestycyjne, z drugiej charakteryzują się mniejszą płynnością i rozwojem infrastruktury technicznej. W rezultacie rodzi się pytanie, jak bardzo ta specyfika wpływa na typowe charakterystyki i efekty związane z wyceną aktywów, które obserwowane są na rynkach europejskich.

Od początku lat 90. XX wieku obserwowany jest wyraźny wzrost zainteresowania wyceną aktywów na rynkach finansowych oraz wzrost liczby publikacji poświęconych temu zagadnieniu. Wieloczynnikowe modele Famy-Frencha czy Carharta (Fama, French, 1993; Carhart, 1997) powszechnie zastąpiły CAPM, który niegdyś był szeroko akceptowany. Modele te są obecnie wykorzystywane na rynkach rozwiniętych w zarządzaniu portfelami, ocenie wyników inwestycyjnych czy nawet w praktyce prawnej przy szacowaniu szkód finansowych lub transakcji fuzji i przejęć (Mitchell, Netter, 1994; Beverley, 2007). Modele Famy-Frencha i Carharta nie weszły jeszcze do powszechnego użycia na rynkach Europy Środkowo-Wschodniej (dalej: CEE). Jednym z powodów jest to, że wciąż brak jest pewności, czy premie za wartość, wielkość i momentum, które obserwuje się na rynkach rozwiniętych, funkcjonują w analogiczny sposób również na rynkach CEE. Artykuł ma na celu wypełnienie tej istotnej luki.

* Szkoła Główna Handlowa w Warszawie (e-mail: przemyslaw.konieczka@doktorant.sgh.waw.pl).

** Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu (e-mail: adam.zaremba@ue.poznan.pl).

Niniejsze badanie stawia sobie za cel poszerzenie stanu wiedzy akademickiej na trzy sposoby. Po pierwsze, dostarcza świeżych dowodów w zakresie obecności premii za wielkość, wartość i momentum na rynkach CEE. Przeprowadzone obliczenia sugerują bardzo silny efekt wielkości i wartości, lecz niemal całkowity brak efektu momentum. Po drugie, zostają przeanalizowane współzależności między poszczególnymi premiami, aby ocenić, czy wzmacniają się one nawzajem, czy też eliminują. Badanie wskazuje, że efekty wielkości i wartości mogą zostać wzajemnie efektywnie połączone, jednak czynnik momentum w zestawieniu z wartością lub wielkością raczej się eliminują. Ostatnia obserwacja jest sprzeczna z dotychczasowymi badaniami dotyczącymi rynków rozwiniętych. Po trzecie, przeanalizowane zostaje zagadnienie odporności premii czynnikowych na brak płynności i koszty transakcyjne. W tej kwestii artykuł wnosi wkład do dyskusji nad źródłami premii czynnikowych. Badanie dowodzi, że chociaż premia za wartość pozostaje obecna nawet po łącznym uwzględnieniu kosztów transakcyjnych i ograniczeń płynności, to premia za wielkość i momentum praktycznie przestają istnieć.

Artykuł składa się z trzech części. W pierwszej zostały przedstawione podstawy teoretyczne. Następnie zaprezentowano charakterystykę metod badawczych i źródeł danych. Trzecia część zawiera omówienie wyników badań. Artykuł kończy podsumowanie i wskazanie kierunków dalszych badań.

1. PODSTAWY TEORETYCZNE – OD CAPM DO MODELU CARHARTA

Zaproponowana przez H.M. Markowitza (1952) klasyczna teoria portfelowa stanowiła teoretyczną podstawę do sformułowania przez W.F. Sharpa (1964), J. Lintnera (1965) oraz J. Mossina (1966) modelu wyceny aktywów kapitałowych (CAPM). Zaproponowana teoretyczna postać modelu wyceny aktywów kapitałowych na długo ukształtował sposób, w jaki świat finansów pojmował zależność pomiędzy stopą zwrotu a ryzykiem. Ponadto o znacznym wkładzie modelu CAPM do teorii finansów świadczy przyznana Sharpowi w 1990 r. Nagroda Nobla w dziedzinie ekonomii. Sharpe, Lintner i Mossin zaproponowali teorię, zgodnie z którą każdy inwestor może skonstruować portfel papierów wartościowych dostosowany do indywidualnych preferencji ryzyka, przez odpowiednią kombinację ryzykownych akcji oraz aktywów wolnych od ryzyka. Główną ideą modelu zaproponowanego przez Sharpa, Lintnera i Mossina jest to, że ryzyko poszczególnych walorów może być wyjaśnione jako liniowa funkcja ryzyka rynkowego. Inaczej mówiąc, w modelu ryzyko poszczególnych akcji jest wyłącznie determinowane przez ich współczynnik beta, który charakteryzuje korelację między stopami zwrotu z poszczególnych akcji a stopami zwrotu z portfela rynkowego. Teoria ta oferuje więc praktyczny model dający możliwość estymacji oczekiwanej stopy zwrotu oraz również wartości wewnętrznej ryzykownych aktywów. Należy jednak zaznaczyć, że CAPM został wyprowadzony przy wielu nierzeczywistych założeniach w odniesieniu do kształtu rynku kapitałowego. Biorąc pod uwagę założenia leżące u pod-

staw CAPM, na przestrzeni kilkudziesięciu lat powstało wiele prac podejmujących próbę modyfikacji modelu. Prace nad modyfikacją CAPM podejmował między innymi J. Lintner (1971), który sformułował dowód na poprawność modelu bez założenia o krótkiej sprzedaży. F. Black (1972) zaproponował tzw. zero-beta CAPM, który zakładał, że model CAPM nie musi zawierać aktywa wolnego od ryzyka. R.C. Merton (1973) zaproponował wielookresową odmianę modelu CAPM, zwaną Intertemporal Capital Asset Pricing Model, gdzie sugeruje, że inwestorzy troszczą się nie tylko o swe bieżące bogactwo (tak jak wskazuje klasyczny CAPM), ale również o powodzenie przyszłych okazji inwestycyjnych. Badania nad CAPM skupiały się nie tylko na poprawności jego teoretycznej podstawy, lecz również na próbie empirycznej weryfikacji modelu. W latach 1970–1980 dokonano wielu testów empirycznych modelu CAPM. Pionierskimi były testy przeprowadzone przez F. Blacka, M.C. Jensena i M. Scholesa (1972) oraz przez E.F. Fama i J.D. MacBeth (1973). Wymienieni badacze jako pierwsi przeprowadzili regresję szeregów czasowych stóp zwrotu portfeli akcji notowanych na NYSE odpowiednio dla lat 1931–1965 oraz 1926–1968. Wyniki przeprowadzonych badań potwierdziły poprawność modelu CAPM. Testy potwierdzające poprawność CAPM przeprowadzili również M.E. Blume (1970), I. Friend i M.E. Blume (1970), M.H. Miller i M. Scholes (1972) oraz M.E. Blume i I. Friend (1973).

Późniejsze testy empiryczne CAPM nie potwierdzały już jednoznacznie poprawności modelu. Począwszy od końca lat 70. pojawiała się seria artykułów, w których prezentowano dowody podające w wątpliwość efektywność modelu CAPM. Pierwszy z serii wspomnianych artykułów został opublikowany przez S. Basu (1977). Autor posortował w swoich badaniach empirycznych akcje spółek według wskaźnika zysku na akcję do ceny akcji (E/P). W badaniach pokazał, że przyszłe stopy zwrotu z akcji o wysokim E/P są wyższe niż przewidywane przez CAPM, a stopy zwrotu z akcji o niskim E/P są niższe niż przewidywane. R.H. Banz (1981) i J. Reinganum (1981) posortowawszy akcje spółek według ich kapitalizacji zauważyli, że akcje spółek o niskiej kapitalizacji przynoszą przeciętne stopy zwrotu wyższe niż przewidywane przez model CAPM. S. Basu (1983) udokumentował, że akcje o niskim wskaźniku ceny do zysku na jedną akcję (P/E) przynoszą wyższe stopy zwrotu niż akcje o wysokim P/E. D.B. Keim i Wasterfield (1989) oraz E.F. Fama i K.R. French (1992) potwierdzili zależności udokumentowane przez R.W. Banza (1981) i J. Reinganuma (1981). L.H. Bhandari (1988) udowodnił, że stopy zwrotu z akcji spółek o wysokim wskaźniku D/E są dużo wyższe, niż wskazywałyby na to ich współczynniki beta. B. Rosenberg, K. Reid i R. Lanstein (1985) pokazali zależność między stopami zwrotu a wartością wskaźnika przepływów pieniężnych do kapitalizacji (CF/MV). D. Statman (1980), Rosenberg, Reid i Lanstein (1985) oraz Fama i French (1992) zwrócili uwagę na zależność między stopami zwrotu a wartością wskaźnika wartości księgowej aktywów do kapitalizacji spółki (B/M). Akcje o wysokim wskaźniku B/M mają wyższe stopy zwrotu niż wynikałoby to z ich współczynników beta, a akcje o niskim wskaźniku B/M osiągają niższe stopy zwrotu niż wynikałoby to z ich współczynników beta.

N. Jagadeesh i S. Titman (1993) zaobserwowali natomiast, że akcje z wysokimi historycznymi stopami zwrotu wypracowują w kolejnych okresach lepsze stopy zwrotu niż akcje z niskimi historycznymi stopami zwrotu. Zaobserwowana przez badaczy zależność została określona jako efekt momentum.

Wskazane powyżej odstępstwa od modelu CAPM należą do zauważonych na przestrzeni lat anomalii rynku kapitałowego. Fama i French (1992, 1996) przeprowadzili syntezę wskazanych anomalii i zauważyli, że można je zredukować do dwóch najistotniejszych, tj. czynnika wielkości oraz czynnika wartości. Fama i French uważają, że wskazane czynniki mają wpływ na stopy zwrotu z powodu dodatkowych czynników ryzyka niedywersyfikowalnego, nie uwzględnionych w tradycyjnym współczynniku beta.

Czynnik wielkości jest związany z efektem małych spółek, zaobserwowanym przez Banz (1981) i Reinganuma (1981). Banz przeprowadził swoje badania na spółkach amerykańskich notowanych na NYSE w latach 1936–1975. Zauważył, że 20% najmniejszych spółek na giełdzie wypracowuje średnio o 5% wyższą stopę zwrotu niż pozostałe firmy. Innymi słowy, spółki o niskiej kapitalizacji (małe spółki) mają tendencję do wypracowywania przeciętnie wyższych stóp zwrotu. Mimo że małe spółki charakteryzowały się najczęściej wysokimi współczynnikami beta, model CAPM nie był w stanie wyjaśnić tak wysokich stóp zwrotu. Reinganum (1981) oraz T. Cook i M. Roseff (1982) potwierdzili efekt wielkości spółki przy wykorzystaniu większej próby i portfeli złożonych z decyli spółek. Do analogicznych wniosków doszli M.E. Blume i R.F. Stambaugh (1983) oraz P. Brown (1983). W późniejszym czasie występowanie efektu wielkości zostało dostrzeżone na giełdach amerykańskich i innych rynkach zagranicznych przez wielu badaczy (Herrera, Lockwood, 1994; Heston, Rouwenhorst, Weessels, 1999; Rouwenhorst, 1999, Horowitz, Loughran, Savin, 2000; Fama, French, 2008; Michou, Mouselli, Stark, 2010). Większość badaczy wiąże czynnik wielkości z występowaniem dodatkowego ryzyka systematycznego. Część badaczy jednak wskazuje, że czynnik wielkości związany jest z innymi czynnikami niż dodatkowe ryzyko systematyczne. Przykładowo, Y. Amihud i H. Mendelson (1986) sugerują, że wyższe stopy zwrotu z małych spółek mogą stanowić rekompensatę za ich niską płynność na rynku akcji oraz dużą różnicę pomiędzy ofertami kupna i sprzedaży. Dodatkowo według tych autorów wpływa to również na wysokie koszty transakcyjne. Co ciekawe, z części ostatnich badań wynika, że efekt wielkości na rynkach dojrzałych w ostatnich latach wyraźnie osłabł lub wręcz zanikł. Fama i French (2011) nie znaleźli dowodów na istnienie premii za wielkość na rynkach globalnych w latach 1990–2010. Z kolei E. Dimson, P. Marsh i M. Stuanton (2011) doszli do wniosku, że występowania ponadprzeciętnych stóp zwrotu z małych spółek nie można potwierdzić w dłuższych okresach. Fama i French (1998) oraz Barry i in. (2002), biorąc pod uwagę rynki wschodzące, znaleźli dowód, że czynnik wielkości miał duży wpływ na stopy zwrotu na badanych rynkach. J. Lischewski i S. Voronkova (2010) szacowały wpływ efektu wielkości na stopy zwrotu na polskim rynku akcji. Autorki dowiodły, że czynnik wielkości odgrywa znaczną rolę w wyjaśnianiu stóp zwrotu z polskich spółek publicznych.

Czynnik wartości związany jest z tzw. efektem spółek nisko wycenianych lub inaczej efektem wartości. Efekt ten to tendencja spółek niskowartościowych do wypracowywania wyższych stóp zwrotu (skorygowanych o ryzyko) niż spółki wzrostowe. W literaturze spółki dzielone są na niskowartościowe i wzrostowe zazwyczaj w oparciu o wskaźnik B/M. Z reguły, jeżeli inwestorzy są przekonani, że spółka ma przed sobą dobre perspektywy, to jest ona wysoko wyceniana, a jej wskaźnik B/M przyjmuje niskie wartości. Z drugiej strony, jeżeli inwestorzy źle oceniają perspektywy spółki w przyszłości, to jest ona nisko wyceniana, a jej wskaźnik B/M przyjmuje wysokie wartości. Badania pokazują, że spółki nisko wyceniane są często niedowartościowane i mają wyższy potencjał wzrostu. Potencjał wzrostu wynika np. z możliwości przeprowadzenia działań restrukturyzacyjnych spółki, które mogą przynieść wyższą wartość akcji niż przewidują inwestorzy. Formalne dowody statystyczne na istnienie efektu wartości zostały dostarczone przez D. Statmana (1980) oraz Rosenberga, Reida i Lansteina (1985). Autorzy ci wykorzystali stosunek wartości księgowej do ceny akcji jako wskaźnik dzielący spółki na niskowartościowe i wzrostowe. Fama i French (1992) pokazali, że w latach 1963–1990 na rynku amerykańskim wskaźnik B/M miał większą zdolność wyjaśniania stóp zwrotu niż współczynnik beta i kapitalizacja. Fama i French (1992, 1993, 1995, 1996) uważają, że wyższe stopy zwrotu z akcji spółek o wysokim wskaźniku B/M wynikają z występowania dodatkowego czynnika ryzyka systematycznego. L.J. Davis (1994) potwierdził efekt wartości także na rynku amerykańskim, a L.K.C. Chan, Y. Hamao i J. Lakonishok (1991) oraz C. Capaul, I. Rowley i W. Sharpe (1993) potwierdzili efekt wartości na innych rynkach zagranicznych. Efekt wartości został zaobserwowany w stopach zwrotu również przez Chana, Hamao i Lakonishoka (1991), Famę i Frencha (1998, 2011), G.K. Rouwenhorsta (1999), A.C.W. Chui, S. Titmana i K.C.J. Wei (2010) oraz C.S. Asness, T.J. Moskowitz i L.H. Pedersena (2013). Dotychczasowe badania sugerują także, że czynnik wartości zdaje się oddziaływać najsilniej w gronie małych spółek. Barry i in. (2002) badali występowanie czynników na rynkach wschodzących i zaobserwowali wpływ efektu wartości na stopy zwrotu na badanych rynkach. J. Lischewski i S. Voronkova (2010) potwierdziły efekt wartości na polskim rynku akcji.

Fama i French (1993), biorąc pod uwagę swoje obserwacje w zakresie czynnika wielkości i czynnika wartości, zaproponowali rozszerzenie modelu CAPM o dwa dodatkowe czynniki ryzyka. Proponowany przez autorów model trójczynnikowy przyjmuje postać równania:

$$E(R_i) - R_f = \beta_{iM}[E(R_M) - R_f] + \beta_{iS}E(SMB) + \beta_{iH}E(HML),$$

gdzie: SMB oznacza różnicę między stopami zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli złożonych ze spółek o niskiej kapitalizacji oraz spółek o wysokiej kapitalizacji, HML oznacza różnicę między stopami zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli złożonych z akcji o wysokim wskaźniku B/M oraz z akcji o niskim wskaźniku B/M. Fama i French (1993, 1996) pokazali, że premia za wielkość oraz premia za wartość może być rozważana jako kompensacja ryzyka związanego z tymi czynni-

kami. Trójczynnikiowy model Famy i Frencha wyjaśnia występowanie anomalii rynkowych na podstawie dodatkowego czynnika ryzyka i zakłada, że ponadprzeciętne stopy zwrotu dla akcji związane są z czynnikami beta oraz dodatkowo z czynnikami SMB i HML. Zaprezentowany przez Famę i Frencha (1993, 1996) model był testowany w późniejszych okresach wielokrotnie, w szczególności w odniesieniu do rynku amerykańskiego, przez Famę i Frencha (1995, 1996), Daniela i Titmana (1997), Davisa, Famę i Frencha (2000) itd. Znakomita część testów modelu była przeprowadzana również dla rynków rozwiniętych oraz dla rynku globalnego. Mniejsza część badań dotyczyła rynków wschodzących. W odniesieniu do Polski badania nad skutecznością modelu dla Warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych prowadzili między innymi M. Kowerski (2008), A. Czapkiewicz i I. Skalna (2011). Testy przeprowadzone w późniejszych okresach dla rynku amerykańskiego oraz dla rynków rozwiniętych nie potwierdzały skuteczności modelu w wyjaśnianiu stóp zwrotu. W przypadku rynków wschodzących przeprowadzone testy empiryczne modelu trójczynnikiowego potwierdzały jego skuteczność.

W kolejnych latach zauważono problem modelu trójczynnikiowego z wyjaśnianiem stóp zwrotu, w przypadku gdy w badanej próbie był obserwowany efekt momentum.

Efekt momentu jest związany głównie z występowaniem autokorelacji krótkoterminowych stóp zwrotu. Pierwsze badania w zakresie autokorelacji stóp zwrotu zawierała praca W.F.M. DeBondta i R. Thalara (1985). Znaleźli oni silne dowody na to, że spółki, które uzyskiwały dobre historyczne wyniki, przynoszą ujemne stopy zwrotu w ciągu kolejnych 3–5 lat. N. Jegadeesh i S. Titman (1993, 2001) przeprowadzili analizy podobne do DeBondta i Thalara (1985), jednak koncentrując się na krótkoterminowym horyzoncie inwestycyjnym, tzn. od 3 do 12 miesięcy. Jegadeesh i Titman (1993) przeprowadzili symulacje 32 różnych strategii inwestycyjnych, opierając się na spółkach notowanych na NYSE i AMEX w latach 1965–1989. Jegadeesh i Titman (1993) zaobserwowali, że akcje z wysokimi historycznymi stopami zwrotu („zwycięzcy”) wypracowują w kolejnych okresach lepsze wyniki niż akcje z niskimi historycznymi stopami zwrotu („przeigrani”). Strategia momentum – w ich rozumieniu – opiera się na zajmowaniu długiej pozycji w portfelu „zwycięzców” i krótkiej w portfelu „przeigranych”. Jagadeesh i Titman (1993) pokazali, że różnice w stopach zwrotu z poszczególnych strategii nie mogą być wyjaśnione poprzez model CAPM. Fama i French (1996) pokazali dodatkowo, że również ich model nie jest w stanie wyjaśnić stóp zwrotu osiągniętych ze strategii momentum. Dowody na istnienie efektu momentum w stopach zwrotu z akcji na rynkach międzynarodowych zostały zaprezentowane między innymi przez Asnessa (1994), Famę i Frencha (1998, 2011), Rouwenhorsta (1998), M. Grinblatt i T.J. Moskowitz (2004), Chui, Wei i Titmana (2010), Asness, Moskowitz i Pedersena (2013). Istnieją także dowody, że czynnik momentum może być skutecznie łączony z czynnikami wartości i wielkości (Fama, French, 2012; Asness, Moskowitz, Pedersen, 2013).

M.M. Carhart (1997), biorąc pod uwagę występowanie efektu momentum, dokonał rozwinięcia modelu Famy i Frencha, dodając do modelu dodatkową zmienną, odzwierciedlającą czynnik momentum w stopach zwrotu. Nowy model czteroczynnikowy po uwzględnieniu dodatkowej zmiennej przyjął postać równania:

$$E(R_i) - R_f = \beta_{iM}[E(R_M) - R_f] + \beta_{iS}E(SMB) + \beta_{iH}E(HML) + \beta_{iW}E(WML) + \varepsilon_i,$$

gdzie *WML* oznacza różnicę pomiędzy miesięcznymi średnimi stopami zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli złożonych z „wygranych” i „przegranych” z poprzedniego roku. Dodanie dodatkowej zmiennej do modelu pozwoliło na wyjaśnienie wpływu efektu momentum na stopy zwrotu, czego nie można było uczynić przy użyciu modelu CAPM i modelu F-F. Model rozwinięty przez M.M. Carharta (1997) był następnie testowany przez Jegadeesha (2000), J. Liew i M. Vassalou (2000), D. Kima i M. Kima (2003), J.F. L’Her, T. Masmoudi i J.M. Sureta (2004), Z. Bello (2007) oraz K.S.F. Lama, K. Li i S.M. So (2009).

1.1. ZALEŻNOŚCI MIĘDZY PREMIAMI

Znakomita część badań prowadzonych nad zależnościami między poszczególnymi czynnikami dotyczy premii za wielkość i wartości oraz premii momentum. Badania empiryczne prowadzone w rzeczowym zakresie obejmowały przede wszystkim rynek amerykański, rynki rozwinięte oraz rynek globalny. Niewielka liczba przeprowadzonych badań dotyczyła rynków wschodzących.

Badania obejmujące rynek amerykański oraz rynki rozwinięte pokazują, że premia za wielkość (jeśli jest statystycznie istotna) jest silniejsza wśród grupy małych i mikro przedsiębiorstw. Fama i French (2012) pokazali, że premia za wielkość jest silniejsza dla małych spółek. Podobną zależność zaobserwowano w przypadku premii momentum. H. Hong, J.C. Stein i T. Lim (2000) oraz Fama i French (2012) zaobserwowali, że na rynkach rozwiniętych premia momentum jest silniejsza wśród małych spółek. Ponadto, Asness, Moskowitz i Pedersen (2013) zwrócili uwagę na występowanie negatywnej korelacji pomiędzy czynnikiem wartości i czynnikiem momentum. Badania nad zależnościami między czynnikami w przypadku rynków wschodzących prowadzili N. Cakici, F. Fabozzi, S. Tan (2013). Ich badanie obejmowało 18 rynków wschodzących w latach 1990–2011. Zaobserwowali oni występowanie premii za wartość zarówno wśród małych, jak i dużych spółek. Dostarczone przez nich dowody dla rynków wschodzących są więc częściowo odmienne od zależności zaobserwowanych na rynkach rozwiniętych. Cakici, Fabozzi, Tan (2013) pokazali, że premia momentum jest większa w przypadku małych spółek i maleje wraz ze wzrostem wielkości spółek. Cakici, Fabozzi, Tan (2013) potwierdzili ponadto negatywną korelację pomiędzy czynnikiem wartości i czynnikiem momentu, zaobserwowaną przez Asness, Moskowitz i Pedersena (2013) na rynkach rozwiniętych.

1.2. CZY PREMIE DLA CZYNNIKÓW SĄ ODPORNE NA KOSZTY TRANSAKCYJNE?

W literaturze z zakresu finansów można znaleźć liczną grupę badań prowadzonych nad stopami zwrotu ze strategii opartych na efekcie wielkości, wartości oraz momentum. Jednakże tylko niewielka część z prowadzonych badań uwzględnia wielkość kosztów transakcyjnych ponoszonych w trakcie realizacji strategii inwestycyjnych. W ramach badań spotkać można podział kosztów transakcyjnych (ze względu na ich wpływ na stopy zwrotu) na bezpośrednie koszty transakcyjne (prowizje i spready) oraz na nieproporcjonalny wpływ cen na strategię inwestycyjne. Prowadzone dotychczas badania miały głównie na celu poszukanie odpowiedzi na pytanie, czy strategię inwestycyjne będą przynosić ponadprzeciętne stopy zwrotu po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych. W odpowiedzi na to pytanie można wyróżnić wiele badań pokazujących rzeczywisty wpływ kosztów transakcyjnych na obniżenie stóp zwrotu. R. Ball, S. Kothari, i J. Shanken (1995) zaobserwowali, że spready kupna/sprzedaży znacząco redukują zyskowność strategii przeciwnego inwestowania. P.J. Kenz i M.J. Ready (1996) badali efekt wpływu cen na zyskowność strategii inwestycyjnej, opartej na słabej autokorelacji między portfelami małych i dużych firm. Wykazali oni, że koszty transakcyjne znacznie obniżają zyskowność badanych strategii inwestycyjnych. D.B. Grundy i J.S. Martin (2001) zaobserwowali, że po uwzględnieniu w strategii momentum kosztów transakcyjnych na poziomie 1,5%, stopy zwrotu stają się nieistotne statystycznie. M. Mitchell i T. Pulvino (2001) szacowali wpływ kosztów transakcyjnych na strategię inwestycyjne i odkryli, że koszty transakcyjne obniżają stopy zwrotu o 300 punktów bazowych na rok. D.A. Lesmond, M.J. Schill i C. Zhou (2004) oraz J.D. Hanna i M.J. Ready (2005) pokazali, że uwzględnienie kosztów transakcyjnych w strategii momentum całkowicie eliminuje jej zyskowność. R.A. Korajczyk i R. Sadka (2004) wykazali, że uwzględnienie kosztów transakcyjnych wpływa na spadek zyskowności strategii momentu. Ponadto oszacowali optymalną wielkość funduszy dla portfeli long-momentum, która według nich kształtuje się między 2 mld a 5 mld USD. A. Frazzini, R. Israel i T. Moskowitz (2012) badali wpływ kosztów transakcyjnych na stopy zwrotu ze strategii wielkości, wartości i momentum, wykorzystując rzeczywiste dane z transakcji zawartych na rynku giełdowym w latach 1998–2011. Oszacowali, że rzeczywiste koszty transakcyjne są prawie 10-krotnie mniejsze, niż wskazywały poprzednie badania. Frazzini, Israel i Moskowitz (2012) dostarczyli dowodów, że wpływ kosztów transakcyjnych na zyskowność strategii wielkości, wartości i momentum jest 5-krotnie mniejszy niż wskazywały poprzednio przeprowadzone badania. Podsumowując swoje badania, stwierdzili, że strategia wielkości, wartości i momentum może przynosić w rzeczywistych warunkach wysokie stopy zwrotu niezależnie od wielkości funduszu, ze względu na brak znacznego wpływu kosztów transakcyjnych na zyskowność strategii.

1.3. WPŁYW PŁYNNOŚCI NA EFEKT WARTOŚCI, WIELKOŚCI I MOMENTUM

W. Liu (2006) definiuje płynność jako możliwość prowadzenia handlu aktywami o bardzo dużym wolumenie przy zachowaniu dużej częstotliwości obrotu oraz niskich kosztów transakcyjnych. Artykuł napisany przez Amihuda i Mendelsoona (1986) zainicjował szereg badań pokazujących, że płynność może być istotnym czynnikiem objaśniającym stopy zwrotu z akcji. Przesłanki uzasadniające takie przypuszczenia są takie, że inwestor lokujący swoje środki w niepłynne spółki musi liczyć się z wyższymi kosztami transakcyjnymi, za co rekompensatę stanowi podwyższona stopa zwrotu. Amihud i Mendelson (1986) zaproponowali model, w którym premia za płynność jest proporcjonalna do bieżącej wartości kosztów transakcji zwielokrotnionych przez szybkość obrotu. W związku z tym koszty transakcyjne oznaczają zmniejszenie stanu środków pieniężnych, co zmniejsza przyszłe zyski. M.J. Brennan i A. Subrahmanyam (1996) uważają, że jednym z powodów braku płynności na rynkach finansowych jest zła selekcja akcji spowodowana występowaniem tzw. poinformowanych graczy. Twierdzą, że efekt płynności spowodowany jest asymetrią informacji na rynkach finansowych i jej wpływem na ceny akcji. Y. Amihud (2002) twierdzi, że brak płynności wyjaśnia częściowo efekt małych spółek. Ponadto uważa, że w czasach dużej płynności na rynkach małe spółki mają wyższe ryzyko płynności, dlatego powinny przynosić dodatkową premię za brak płynności. Obserwacje Amihuda (2002) są zbieżne z obserwacjami H.R. Stolla i R.E. Whaley (1983), którzy uważają, że możliwym wytłumaczeniem dla premii za wielkość jest ryzyko braku płynności dla małych spółek. R. Sadka (2006) jednak twierdzi, że czynnik płynności może wyjaśnić część efektu momentum.

Duży zbiór literatury potwierdza obecność efektu płynności na rynku amerykańskim (Amihud, Mendelson, 1986; Brennan, Subrahmanyam, 1996; Brennan, Chordia, Subrahmanyam, 1998; Chordia, Roll, Subrahmanyam, 2001; Garleanu, 2009). Badania empiryczne dowodzą także istnienia efektu płynności na innych giełdach zagranicznych (Amihud, 1997; Hu, 1997; Chan, Fa, 2005). K.G. Rouwenhorst (1999) oraz S. Claessens, S. Dasgupta i J. Glen (1995) rozważali wpływ roli czynnika płynności w wyjaśnianiu stóp zwrotu na rynkach wschodzących.

2. ŹRÓDŁA DANYCH I METODY BADAWCZE

Zagadnienie premii za wielkość, wartość i momentum jako wyjaśnienie przekrojowej zmienności w krajowych stopach zwrotu jest badane przy wykorzystaniu notowań akcji w okresie 20/12/2000–20/12/2013 na rynkach Europy Środkowej i Wschodniej, czyli rynkach Bułgarii, Chorwacji, Czech, Estonii, Węgier, Litwy, Łotwy, Polski, Rumunii, Słowacji i Słowenii (klasyfikacja CEE według OECD). Wszelkie dane dotyczące cen i zmiennych fundamentalnych pochodzą z serwisu

Bloomberg. Wykorzystano notowania spółek zarówno istniejących, jak i wycofanych z rynku, co miało na celu uniknięcie efektu przetrwania (*survivorship bias*).

W badaniu w pierwszej kolejności spółki zostały posortowane według trzech czynników: wielkości (S – całkowita kapitalizacja), wartości (V – stosunek wartości księgowej do ceny, B/M) oraz momentum (M – 12-miesięczna stopa zwrotu poprzedzająca budowę portfela). Łączna liczba spółek w próbie zwiększała się wraz z rozwojem rynków kapitałowych z 46 na początku badania do 832 pod koniec. Wcześniejsze dane zostały pominięte z obawy, że zbyt mała liczba rynków w próbie mogłaby zaburzyć ostateczne wyniki. Wszystkie dane fundamentalne oraz dotyczące cen zostały skonwertowane na euro. Zestawienie liczby spółek w poszczególnych latach zaprezentowano w tabeli 1.

Tabela 1. Liczebność próby w poszczególnych latach

	2013	2012	2011	2010	2009	2008	2007	2006	2005	2004	2003	2002	2001
Bułgaria	22	37	38	48	43	27	21	0	0	0	0	0	0
Chorwacja	112	117	126	140	142	122	25	0	0	0	0	0	0
Czechy	10	11	7	7	8	8	5	8	4	2	2	0	0
Estonia	13	13	13	11	10	10	8	3	2	1	1	3	5
Węgry	0	0	0	0	25	24	20	16	16	5	6	0	13
Łotwa	10	11	19	10	11	8	14	15	3	1	0	0	2
Litwa	16	19	21	19	15	13	18	20	0	0	0	0	0
Polska	535	426	384	334	273	211	181	149	110	52	47	47	26
Rumunia	89	92	95	89	96	94	0	0	0	0	0	0	0
Słowacja	9	5	5	3	6	8	7	4	0	0	0	0	0
Słowenia	16	16	0	21	12	18	14	0	0	0	0	0	0
Razem	832	747	708	682	641	543	313	215	135	61	56	50	46

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie opisanych czynników zostały skonstruowane trzy odrębne portfele dla każdego czynnika, które obejmowały kolejno 30% spółek z najniższymi wskaźnikami, 30% spółek z najwyższymi wskaźnikami oraz pozostałe 40% „średniokowych” spółek. Wykorzystano trzy odrębne metody ważenia portfeli: równoważona, ważona kapitalizacją oraz ważona płynnością, przy czym za miarę płynności przyjęto średni dzienny obrót wyrażony w euro w okresie 12 miesięcy poprzedzających budowę portfela. Przyczyna, dla której zastosowano ważenie płynnością, jest taka, że wiele spółek na rynkach CEE bywa bardzo niepłynnych, więc w rezultacie założenie o rekonstrukcji portfela ważonego kapitalizacją lub równoważo-

nego może być nierealistyczne. Tymczasem nie płynne spółki mogą mieć „wbudowaną” dodatkową premię za brak płynności, która implikuje wyższe oczekiwane stopy zwrotu. Posługując się ważeniem płynnością, obciążenie to zostaje w znacznej mierze wyeliminowane.

Równoległe ze stopami zwrotu z portfeli czynnikowych są obliczane także stopy zwrotu z portfela rynkowego. Jako reprezentacja portfela rynkowego zostaje wykorzystana średnia ze wszystkich rynków znajdujących się w próbie w analizowanym okresie. Dla lepszego porównania z analizowanymi portfelami portfel rynkowy ważony jest zawsze w ten sam sposób jak portfele czynnikowe: równo, kapitalizacją lub płynnością. Wszystkie portfele są rekonstruowane raz do roku w dniu 20 grudnia. Data ta została wybrana celowo, aby uniknąć efektu patrzenia w przyszłość (*look-ahead bias*).

Następnie zostają skonstruowane w pełni zabezpieczone portfele *long/short market-neutral* (MN), które naśladują zachowanie czynników wartości. Budowa portfeli MN przybiera taką formę, że posiadają one ekspozycję dodatnią na rynki o wyższej oczekiwanej stopie zwrotu, a ujemną na spółki o niższej stopie. Ujmując rzecz inaczej, skonstruowane portfele zawsze zawierają:

- 100% pozycji długiej w 30% akcji o najwyższym wskaźniku V, M lub najniższym S oraz
- 100% pozycji krótkiej w 30% akcji o najniższym wskaźniku V, M lub najwyższym S.

Z uwagi na to, że tak skonstruowany portfel nie wymaga angażowania kapitału, portfele zostają dodatkowo całkowicie zabezpieczone za pomocą długiej pozycji w instrumencie wolnym od ryzyka, przy czym za reprezentację stopy zwrotu z instrumentu wolnego od ryzyka przyjęto 12-miesięczne stawki ofertowe na stopę procentową Euribor. Podobnie jak w poprzednim przypadku portfele są równoważone, ważone kapitalizacją lub ważone płynnością.

Ostatecznie stopy zwrotu z zabezpieczonych portfeli *long/short market-neutral* zostały przetestowane względem dwóch różnych modeli: modelu rynkowego oraz CAPM¹. Testy są oparte na logarytmicznych stopach zwrotu. Pierwszy model to klasyczny model rynkowy (*market model*), który został zaproponowany przez E.F. Fama, L. Fisher, M.C. Jensen i R. Roll (1969):

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

$$E(\varepsilon_{it}) = 0, \text{ var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_\varepsilon^2,$$

gdzie: R_{it} i R_{mt} to stopy zwrotu z instrumentu i w okresie t , ε_{it} to błąd standardowy o wartości oczekiwanej 0, natomiast α_i , β_i i σ_ε^2 to parametry modelu rynkowego. W ramach dalszych obliczeń jako reprezentacja modelu rynkowego zostaje wyko-

¹ Szczegółowy przegląd i charakterystyka modeli oczekiwanych stóp zwrotu zawarty jest na przykład w pracach J.Y. Cambella, A.W. Lo i A.C. MacKinlaya (1997) oraz J.C. Cochrane (2005).

rzystana średnia stopa zwrotu ze wszystkich rynków w próbie, ważona analogicznie jak testowane portfele.

Drugi wykorzystany model to CAPM (Sharpe, 1964, 1966; Lintner, 1965; Mossin, 1966). Zgodnie z tym modelem, zostaje przeprowadzona regresja nadwyżkowych stóp zwrotu z portfeli MN względem nadwyżkowych stóp zwrotu z portfela rynkowego:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

gdzie: R_{it} , R_{mt} i R_{ft} to stopy zwrotu z portfeli *long/short*, portfela rynkowego i instrumentu wolnego od ryzyka, a α_i , β_i to parametry regresji. Stopa wolna od ryzyka jest reprezentowana przez 12-miesięczne stawki ofertowe na Euribor. Wyraz wolny α_i mierzy średnią ponadprzeciętną stopę zwrotu (tak zwaną alfę Jensena). We wszystkich modelach hipoteza zerowa zakłada, że alfa nie jest statystycznie różna od zera, a hipoteza alternatywna, że nie jest statystycznie równa zero. Parametry równania estymowane są klasyczną metodą OLS² i testowane w sposób parametryczny.

W następnej kolejności przeprowadzono analizę, której celem było zbadanie interakcji między poszczególnymi czynnikami fundamentalnymi, determinującymi stopę zwrotu. W tym celu zbudowano portfele podwójnie sortowane (*double-sorted portfolios*) według par czynników V, S i M. W dalszej kolejności skonstruowano portfele zabezpieczone *long/short* dla każdej z kombinacji par dwóch czynników. Przesłanki tworzenia konkretnych portfeli *long/short* opierały się na dotychczasowych badaniach empirycznych, a przyświecała im maksymalizacja oczekiwanej ponadprzeciętnej stopy zwrotu. W tej części badania przyjęto, że wszystkie portfele są równoważone, a po ich skonstruowaniu przetestowano je względem modelu rynkowego i CAPM.

W ostatniej części badań wzięto pod uwagę koszty transakcyjne, które mogą mieć różną wysokość w różnych grupach spółek. Wykorzystano do tego prosty model kosztów proporcjonalnych, w którym funkcja kosztów przybiera następującą postać (Korajczyk, Sadka, 2004):

$$f(p) = k \times p, \quad (3)$$

gdzie: p oznacza cenę akcji w momencie budowy portfela, a k stanowi stały wskaźnik kosztów. Jako aproksymację k przyjęliśmy połowę kwotowanego spreadu, która została zdefiniowana jako:

$$k_{j,t} = \frac{1}{2} \times k_{j,t}^Q, \quad (4)$$

gdzie:

$$k_{j,t}^Q = \frac{P_{ask,j,t} - P_{bid,j,t}}{P_{mid,j,t}}, \quad (5)$$

a $P_{ask,j,t}$, $P_{bid,j,t}$ i $P_{mid,j,t}$ są ofertami kupna, sprzedaży i ceną środkową (ang. *mid-price*) spółki j w czasie t . Wykorzystując miarę $k_{j,t}^Q$ obliczono średnioważone

² OLS to skrót angielskiej nazwy określającej metodę najmniejszych kwadratów (*ordinary least squares*).

spready w ramach poszczególnych portfeli. Zastosowano przy tym wszystkie trzy omawiane wcześniej metody ważenia. Następnie wyznaczaliśmy uproszczone stopy zwrotu po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych za pomocą równania (6):

$$R_{post-cost} = R_{pre-cost} - (k_{j,t_0} + k_{j,t_1}), \quad (6)$$

gdzie k_{j,t_0} i k_{j,t_1} to stałe komponenty kosztów (połówki spreadu) na początku i na końcu okresu pomiaru. Innymi słowy, przyjęte zostało uproszczone założenie o 100-procentowej rotacji portfela w ciągu roku. Następnie, bazując na logarytmicznych stopach zwrotu uwzględniających koszty, powtórzyliśmy wnioskowanie statystyczne w identycznej formie, jak opisano to wcześniej. Dodatkowo należy tu podkreślić, że stopy zwrotu z portfela rynkowego były obliczane również z uwzględnieniem kosztów transakcyjnych.

3. WYNIKI I INTERPRETACJA

W tej części artykułu przedstawiono wyniki prowadzonych badań empirycznych nad występowaniem efektu wartości, wielkości oraz momentum na rynkach Europy Środkowej i Wschodniej. W tabeli 2 przedstawiono stopy zwrotu z portfeli spółek sortowanych według czynników V, S oraz M przed uwzględnieniem kosztów transakcyjnych.

Przedstawione w tabeli 2 wyniki wskazują, że dla portfeli równoważonych obecny jest silny efekt wartości i wielkości na rynkach CEE. Z drugiej strony dowody na istnienie efektu momentum są nieprzekonujące. W przypadku czynnika wartości 30% spółek o najwyższym wskaźniku wypracowało średnioroczną stopę zwrotu o 24,3 pkt. proc. wyższą niż 30% spółek z najniższym wskaźnikiem i o 12,9 pkt. proc. wyższą niż portfel rynkowy. Premia za wartość wydaje się znacząco silniejsza na rynkach CEE niż na rynkach dojrzałych. Różnice w stopach zwrotu są również zaskakująco duże w przypadku premii za wielkość. Małe spółki wypracowały stopy zwrotu o 20 pkt. proc. wyższe niż duże spółki i o 10,1 pkt. proc. wyższe niż portfel rynkowy. Jakkolwiek wyższym stopom zwrotu towarzyszyło także wyższe ryzyko, mierzone zarówno odchyleniem standardowym, jak i betą. Ostatecznie efekt momentum wydaje się stosunkowo słaby. Różnica w stopach zwrotu między spółkami o najwyższym i najniższym momentum sięgnęła zaledwie 1,4 pkt. proc., a dodatkowo jej znacząca część znika w przypadku zastosowania ważenia kapitalizacją. Niestety także w przypadku czynników wartości i wielkości premia za wartość i wielkość zdają się kurczyć. Różnica między górnym a dolnym portfelem w przypadku czynnika wartości zmniejszyła się do 18,5 pkt. proc., a w przypadku czynnika wielkości zmniejszyła się do 16,9 pkt. proc. Niemniej jednak w porównaniu z rynkami rozwiniętymi różnica jest nadal bardzo duża. Efekt momentum z kolei znika niemal zupełnie, a różnica między górnym a dolnym portfelem zmniejsza się zaledwie do 0,3 pkt. proc. W przypadku ważenia płynnością czynniki wartości i wielkości wciąż okazują się dość silne i istotne. Z kolei w odniesieniu do momentum stopy zwrotu ze spółek o najwyższym momentum spadają do zera i okazują się niższe niż portfel rynkowy.

Tabela 2. Stopy zwrotu z portfeli sortowanych według czynników wartości, wielkości i momentum przed uwzględnieniem kosztów transakcyjnych

	Portele równoważone			Portfele ważone kapitalizacją			Portfele ważone płynnością				
	Średnia	Zmienność	Beta	Średnia	Zmienność	Beta	Średnia	Zmienność	Beta	Obroty	
<i>Czynnik wartości</i>											
Dolne 30%	5,7%	43,8%	0,88	1,2%	32,9%	0,84	8 551	-1,6%	32,2%	0,71	12 616
Środ. 40%	14,9%	44,4%	1,04	9,9%	33,0%	0,96	6 239	10,5%	38,4%	1,07	12 093
Górne 30,0%	30%	39,7%	1,06	19,7%	31,3%	0,92	1 934	16,0%	43,9%	1,17	2983
Rynek	17,1%	42,0%	1,00	5,6%	33,5%	1,00	7 245	5,4%	36,5%	1,00	11838
<i>Czynnik wielkości</i>											
Dolne 30%	27,5%	45,2%	1,34	22,2%	44,4%	1,35	36	14,7%	47,5%	1,15	144
Środ. 40%	15,0%	47,1%	1,07	8,2%	44,3%	1,08	99	22%	50,7%	1,05	254
Górne 30%	7,5%	35,3%	0,58	5,3%	33,4%	0,99	7 615	5,3%	36,3%	0,99	12 610
Rynek	17,1%	42,0%	1,00	5,6%	33,5%	1,00	7 245	5,4%	36,5%	1,00	11838
<i>Czynnik momentum</i>											
Dolne 30%	17,8%	45,4%	1,09	4,5%	42,1%	1,12	1 949	-7,2%	51,3%	1,07	3093
Środ. 40%	13,0%	39,6%	0,89	7,1%	34,6%	1,05	7 395	9,1%	38,9%	1,09	12 727
Górne 30%	19,2%	46,0%	1,06	4,8%	42,2%	1,10	5 373	0,0%	46,4%	0,96	8145
Rynek	17,1%	42,0%	1,00	5,6%	33,5%	1,00	7 245	5,4%	36,5%	1,00	11838

Uwaga: „średnia” oznacza średnioroczną stopę zwrotu, „zmienność” odchylenie standardowe w skali roku, „beta” współczynnik regresji względem portfela rynkowego, natomiast obroty – przeciętny dzienny wolumen obrotu spółki w portfelu wyrażony w EUR.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3. Portfele czynnikowe typu market neutral przed uwzględnieniem kosztów transakcyjnych

	Portfele czynnikowe V			Portfele czynnikowe S			Portfele czynnikowe M		
	EW	CW	LW	EW	CW	LW	EW	CW	LW
Średnia	25,2%	19,5%	20,7%	24,0%	19,8%	12,4%	-1,9%	-0,9%	-5,5%
<i>t-stat</i>	5,20	3,66	2,43	2,93	2,30	1,52	-0,18	-0,12	-0,32
Zmienność	17,4%	19,2%	30,7%	29,6%	31,0%	29,5%	38,9%	26,3%	62,6%
<i>Model rynkowy</i>									
β	0,11	0,01	0,22	0,43	0,18	0,10	-0,08	-0,08	-0,23
<i>t-stat</i>	0,91	0,04	0,92	2,56	0,65	0,42	-0,28	-0,34	-0,45
α	20,7%	17,8%	17,6%	14,7%	17,1%	11,2%	-0,7%	-0,4%	-4,4%
<i>t-stat</i>	3,96	3,15	2,03	2,03	1,91	1,30	-0,06	-0,06	-0,24
<i>CAPM</i>									
β	0,13	0,19	0,44	0,41	0,27	0,15	-0,06	-0,04	-0,26
<i>t-stat</i>	1,07	1,00	1,75	2,32	0,83	0,52	-0,19	-0,13	-0,37
α	17,4%	12,1%	10,9%	14,4%	13,4%	8,1%	-5,1%	-3,9%	-8,9%
<i>t-stat</i>	3,16	2,10	1,29	1,80	1,35	0,85	-0,39	-0,45	-0,39

Uwaga: „średnia” oznacza średnioroczną stopę zwrotu, „zmiennosc” odchylenie standardowe w skali roku, a α i β to parametry poszczególnych modeli. EW, CW i LW odnoszą się do portfeli równoważonych, ważonych kapitalizacją i płynnością. Wartości kursywną oznaczają poziomy istotności statystycznej.

Źródło: opracowanie własne.

Opisane powyżej wyniki są potwierdzone przez analizę zabezpieczonych portfeli czynnikowych typu *market neutral*³, chociaż, jak wskazuje tabela 3, nie wszystkie przedstawione wyniki dla poszczególnych czynników są istotne statystycznie. Portfele oparte na efekcie wartości i wielkości wypracowały ponadprzeciętne stopy zwrotu w przypadku równego ważenia. Alfę na poziomie 10% są znacząco wyższe niż w przypadku rynków rozwiniętych. Ostatni czynnik – momentum – wygenerował stopy zwrotu bliskie zeru.

Tabela 4 obrazuje współczynniki korelacji liniowej między stopami zwrotu z portfeli MN. Co ciekawe, siła korelacji wydaje się w dużej mierze zależeć od sposobu ważenia składu portfeli. Na przykład współczynnik korelacji między równoważonymi portfelami MN opartymi na czynniku wartości i wielkości wyniósł 0,51, natomiast po zmianie sposobu ważenia portfeli na ważenie kapitalizacją wartość współczynnika spadła do zaledwie 0,08.

Tabela 4. Współczynniki korelacji pomiędzy portfelami czynnikowymi

	Wartość MN	Wielkość MN	Momentum MN	Rynek akcji	Rynek pieniężny
Portfele równoważone					
Wartość MN	1,00				
Wielkość MN	0,51	1,00			
Momentum MN	-0,30	0,09	1,00		
Rynek akcji	0,33	0,60	-0,05	1,00	
Rynek pieniężny	0,18	0,47	0,27	0,03	1,00
Portfele ważne kapitalizacją					
Wartość MN	1,00				
Wielkość MN	0,08	1,00			
Momentum MN	-0,43	-0,50	1,00		
Rynek akcji	0,29	0,26	-0,05	1,00	
Rynek pieniężny	-0,31	0,34	0,01	-0,10	1,00
Portfele ważne płynnością					
Wartość MN	1,00				
Wielkość MN	0,17	1,00			
Momentum MN	-0,40	-0,76	1,00		
Rynek akcji	0,49	0,17	-0,14	1,00	
Rynek pieniężny	0,19	0,42	-0,52	-0,13	1,00

Uwaga: rynek akcji i pieniężny są zdefiniowane zgodnie z wcześniejszą charakterystyką danych.

Źródło: opracowanie własne.

³ Portfele typu *market neutral* są grupą portfeli opartych na strategii zabezpieczającej przed zmiennością rynku.

Tabela 5. Portfele sortowane według dwóch czynników

		Stopa zwrotu			Zmienność			Beta		
<i>Portfele sortowane według wartości i wielkości</i>										
	V: Dolne	V: Środkowe	V: Górne	V: Dolne	V: Środkowe	V: Górne	V: Dolne	V: Środkowe	V: Górne	
	30%	40%	30%	30%	40%	30%	30%	40%	30%	
S. Dolne 30%	4,6%	17,1%	35,5%	37,8%	58,7%	43,1%	0,57	1,20	0,90	
S. Środ. 40%	4,8%	10,8%	25,6%	58,7%	47,0%	41,2%	1,20	0,93	0,79	
S. Górne 30%	0,4%	9,6%	16,6%	36,9%	34,0%	34,6%	0,61	0,60	0,63	
<i>Portfele sortowane według wartości i momentum</i>										
	V: Dolne	V: Środkowe	V: Górne	V: Dolne	V: Środkowe	V: Górne	V: Dolne	V: Środkowe	V: Górne	
	30%	40%	30%	30%	40%	30%	30%	40%	30%	
M. Dolne 30%	-0,8%	6,5%	30,1%	51,7%	50,4%	44,0%	0,89	1,04	0,88	
M. Środ. 40%	-1,0%	12,1%	30,2%	38,1%	41,3%	48,2%	0,74	0,83	0,92	
M. Górne 30%	11,4%	20,9%	22,0%	82,0%	48,8%	34,3%	0,94	0,92	0,60	
<i>Portfele sortowane według wielkości i momentum</i>										
	S: Dolne	S: Środkowe	S: Górne	S: Dolne	S: Środkowe	S: Górne	S: Dolne	S: Środkowe	S: Górne	
	30%	40%	30%	30%	40%	30%	30%	40%	30%	
M. Dolne 30%	31,2%	7,7%	2,9%	47,4%	55,0%	38,8%	0,96	0,88	0,74	
M. Środ. 40%	20,7%	9,6%	9,2%	52,0%	43,8%	34,3%	1,04	0,88	0,61	
M. Górne 30%	25,6%	19,2%	4,2%	46,8%	55,6%	39,6%	0,87	1,12	0,64	

Uwaga: „stopa zwrotu” oznacza średnioroczną stopę zwrotu, „zmienność” odchylenie standardowe w skali roku, a „beta” – współczynnik regresji względem portfela rynkowego. V, S i M odnoszą się kolejno do czynników wartości, wielkości i momentum.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5 opisuje zależności między równoważonymi portfelami czynnikowymi. Zależności między premiami za wartość i wielkość są zgodne ze wcześniejszymi obserwacjami na rynkach dojrzałych. Premia za wartość była szczególnie wysoka w gronie małych spółek i relatywnie niższa w gronie dużych. Portfel małych spółek wysokowartościowych zarabiał aż 35,5% rocznie. Co ciekawe, obserwacje w zakresie efektu momentum zdają się zaprzeczać doświadczeniom rynków rozwiniętych. Efekt momentum w połączeniu z wartością lub wielkością wydają się raczej eliminować nawzajem aniżeli wzmacniać. Innymi słowy, efekt momentum jest mocniejszy w gronie niskowartościowych lub dużych spółek i staje się negatywny w przypadku spółek wysokowartościowych lub dużych.

Wnioski z tabeli 5 są ogólnie potwierdzone przez analizę statystyczną wyników podwójnie sortowanych portfeli MN (tab. 6). Po pierwsze, portfel sortowany na podstawie S i M wypracował negatywną alfę w modelu CAPM. Po drugie, portfel V+M wypracował dodatnią alfę, jednak jej istotność statystyczna była na niskim poziomie. Ostatecznie portfel V+S dostarczył bardzo wysoką średnioroczną stopę zwrotu na poziomie 29,9% i istotną statystycznie alfę z modelu CAPM w wysokości 23,6%.

Tabela 6. Ponadprzeciętne stopy zwrotu z podwójnie sortowanych portfeli *market neutral*

	V+S	V+M	S+M
Stopa zwrotu	37,5%	10,9%	-1,9%
<i>t-stat</i>	4,15	1,20	-0,18
Zmienność	32,6%	32,9%	38,3%
<i>Model rynkowy</i>			
β	0,45	0,04	0,18
<i>t-stat</i>	2,15	0,17	0,62
α	23,57%	11,13%	1,36%
<i>t-stat</i>	2,52	1,04	0,11
<i>CAPM</i>			
β	0,16	-0,03	-0,14
<i>t-stat</i>	1,09	-0,22	-0,75
α	29,91%	8,26%	-4,23%
<i>t-stat</i>	3,07	0,84	-0,36

Uwaga: „stopa zwrotu” oznacza średnioroczną stopę zwrotu, „zmienność” odchylenie standardowe w skali roku, a α i β to parametry poszczególnych modeli. V, S i M odnoszą się kolejno do czynników wartości, wielkości i momentum.

Źródło: opracowanie własne.

W celu zweryfikowania, czy premie czynnikowe są odporne na koszty transakcyjne, w pierwszej kolejności zostały skalkulowane przeciętne spready w ramach poszczególnych portfeli. Rezultaty zaprezentowano w tabeli 7.

Tabela 7. Spready bid-ask (w %)

	Czynnik wartości			Czynnik wielkości			Czynnik momentum		
	EW	CW	LW	EW	CW	LW	EW	CW	LW
Dolne 30%	4,18	1,00	0,86	10,89	10,74	6,41	7,38	2,26	1,35
Środ. 40%	4,07	1,46	0,98	4,77	4,62	2,23	4,76	1,04	0,77
Górne 30%	9,38	2,55	2,04	1,81	0,91	0,71	5,32	1,27	0,89
Rynek	5,99	1,11	0,82	5,99	1,11	0,82	5,99	1,11	0,82

Uwaga: EW, CW i LW oznaczają odpowiednio portfele równoważone, ważone kapitalizacją i ważone płynnością.

Źródło: opracowanie własne.

Pozwoliło to na zaobserwowanie kilku interesujących faktów. Po pierwsze, jak można się było spodziewać, spready w portfelach równoważonych (EW) są znacząco wyższe niż w portfelach ważonych kapitalizacją (CW) lub płynnością (LW). W przypadku pełnego portfela rynkowego spread EW jest równy 5,99%, a w przypadku portfela ważonego płynnością ponad siedmiokrotnie niższy (0,82%). Wynika to z bardzo dużych spreadów w przypadku małych spółek giełdowych. Nawet w przypadku ważenia płynnością spready w gronie małych spółek wynoszą przeciętnie aż 6,41%. Ostatecznie warto zauważyć, że w odniesieniu do momentum spready są niższe w spółkach o wysokim momentum niż o niskim. Reasumując, wahania w spreadach mogą sprawiać, że premie za wartość i wielkość się zmniejszą, natomiast premie za momentum potencjalnie nawet wzrosną.

Tabela 8 przedstawia wyniki portfeli czynnikowych po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych. Analizując jej zawartość, można sformułować kilka konkluzji. Po pierwsze, koszty transakcyjne znacząco redukują premię za wielkość. Różnica między stopami zwrotu z małych i dużych spółek wyraźnie się zmniejsza, a w przypadku ważenia płynnością właściwie zupełnie znika. Innymi słowy, koszty transakcyjne okazują się na tyle duże, że nie mogą być skompensowane przez premię za wielkość w ujęciu ważenia płynnością. Po drugie, portfele wysokowartościowe wciąż przynoszą dużo wyższe stopy zwrotu niż niskowartościowe. Po trzecie wreszcie, dowody w zakresie premii za momentum są mieszane, jednak trudno uznać je za dowód jej obecności po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych.

Tabela 8. Portfele sortowane według czynników po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych

	Portfele równoważone			Portfele ważone kapitalizacją			Portfele ważone płynnością					
	Średnia	Zmiennosc	Beta	Obrót	Średnia	Zmiennosc	Beta	Obrót	Średnia	Zmiennosc	Beta	Obrót
<i>Czynnik wartości</i>												
Dolne 30%	0,8%	46,6%	0,86	782	0,2%	33,2%	0,84	8 551	-2,5%	32,2%	0,71	12 616
Środ. 40%	10,0%	47,3%	1,02	563	8,3%	33,8%	0,98	6 239	9,5%	38,8%	1,08	12 093
Górne 30%	18,1%	46,9%	1,10	254	17,1%	31,7%	0,93	1 934	13,9%	44,4%	1,18	2 983
Rynek	9,9%	46,2%	1,00	534	4,5%	33,9%	1,00	7 245	4,6%	36,6%	1,00	11 838
<i>Czynnik wielkości</i>												
Dolne 30%	13,0%	54,6%	1,39	34	8,5%	52,5%	1,41	36	6,9%	51,6%	1,16	144
Środ. 40%	9,3%	50,5%	1,05	76	3,0%	47,0%	1,09	99	-0,4%	52,0%	1,06	254
Górne 30%	5,5%	36,2%	0,55	1 629	4,4%	33,6%	0,99	7 615	4,6%	36,4%	0,99	12 610
Rynek	9,9%	46,2%	1,00	534	4,5%	33,9%	1,00	7 245	4,6%	36,6%	1,00	11 838
<i>Czynnik momentum</i>												
Dolne 30%	9,0%	49,7%	1,08	211	2,2%	42,6%	1,12	1 949	-8,8%	52,3%	1,00	3 093
Środ. 40%	7,3%	43,0%	0,88	746	6,1%	34,8%	1,05	7 395	8,4%	39,0%	1,09	12 727
Górne 30%	12,0%	51,6%	1,07	511	3,1%	44,0%	1,12	5 373	-1,1%	47,4%	0,97	8 145
Rynek	9,9%	46,2%	1,00	534	4,5%	33,9%	1,00	7 245	4,6%	36,6%	1,00	11 838

Uwaga: „średnia” oznacza średnioroczną stopę zwrotu, „zmiennosc” odchylenie standardowe w skali roku, „beta” współczynnik regresji względem portfela rynkowego, natomiast obroty i przeciętny dzienny wolumen obrotu spółki w portfelu wyrażony w EUR.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 9. Portfele czynnikowe typu market neutral po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych

	Portfele czynnikowe V			Portfele czynnikowe S			Portfele czynnikowe M		
	EW	CW	LW	EW	CW	LW	EW	CW	LW
Średnia	10,0%	16,1%	17,6%	8,3%	5,5%	3,6%	-18,5%	-4,7%	-8,0%
<i>t-stat</i>	1,41	3,02	2,02	0,75	0,49	0,37	-1,17	-0,60	-0,45
Zmieszność	25,7%	19,2%	31,4%	39,8%	40,0%	36,0%	57,0%	28,2%	64,4%
Portfel rynkowy									
β	0,21	0,01	0,22	0,52	0,19	0,08	0,05	-0,08	-0,24
<i>t-stat</i>	1,36	0,05	0,87	2,54	0,55	0,26	0,12	-0,34	-0,46
α	7,6%	14,9%	15,2%	3,0%	4,5%	3,2%	-20,9%	-4,5%	-7,2%
<i>t-stat</i>	1,07	2,65	1,72	0,32	0,39	0,31	-1,24	-0,54	-0,39
CAPM									
β	0,23	0,19	0,43	0,51	0,36	0,15	0,06	-0,03	-0,27
<i>t-stat</i>	1,48	0,98	1,63	2,36	0,83	0,43	0,16	-0,10	-0,38
α	3,9%	9,4%	8,8%	1,7%	-0,6%	-0,6%	-26,3%	-8,2%	-12,0%
<i>t-stat</i>	0,54	1,64	1,00	0,17	-0,05	-0,05	-1,41	-0,88	-0,51

Uwaga: „średnia” oznacza średnioroczną stopę zwrotu, „zmiennosc” odchylenie standardowe w skali roku, α i β to parametry poszczególnych modeli. EW, CW i LW odnoszą się do portfeli równoważonych, ważonych kapitalizacją i ważonych płynnością. Wartości kursywą oznaczają poziomy istotności statystycznej.

Źródło: opracowanie własne.

Ocena statystyczna portfeli typu *market neutral*⁴ (tab. 9) jest generalnie zgodna z wynikami z tabeli 8. Jedynym czynnikiem, który wypracował pozytywną alfę, był czynnik „wartość”. Premie za wielkość i momentum okazały się bliskie zeru lub nawet ujemne. Reasumując, koszty transakcyjne mają negatywny wpływ na wszystkie trzy czynniki – wartości, wielkości i momentum – natomiast po dodatkowym uwzględnieniu wpływu ograniczonej płynności przez zastosowanie ważenia płynnością jedynie czynnik wartości wciąż jest istotny. Czynniki wielkości i momentum praktycznie przestają istnieć.

PODSUMOWANIE

W artykule zaprezentowano badanie nad współzależnościami między czynnikami wartości, wielkości i momentu oraz ich odpornością na koszty transakcyjne i ograniczenia płynności. Przeprowadzona analiza pozwala na wyciągnięcie kilku interesujących wniosków oraz na odpowiedź na pytania postawione we wstępie artykułu. Po pierwsze, dostarczone zostały świeże dowody *out-of-sample* na funkcjonowanie premii za wartość i wielkość na rynkach CEE, które nie były dotychczas kompleksowo badane pod tym względem. Obliczenia wykazały bardzo silne efekty wielkości i wartości, jednak brak jednoznacznego efektu momentum. Po drugie, zaobserwowano interesujące zależności między badanymi czynnikami. Wartość i wielkość wydają się wzmacniać nawzajem, skutkując ponadprzeciętnymi stopami zwrotu z podwójnie sortowanych portfeli, podczas gdy wartość i momentum oraz wielkość i momentum mają raczej tendencję do eliminowania się nawzajem. Po trzecie, zweryfikowano, czy premie czynnikowe są odporne na ograniczenia płynności. Odpowiedź jest – jak się wydaje – pozytywna, jednak premie częściowo się zmniejszają. Po czwarte, został sprawdzony wpływ kosztów transakcyjnych na premie czynnikowe. Spread rynkowy wydaje się mieć największy negatywny wpływ na premię za wielkość, gdyż „efekt małej spółki” praktycznie znika. Premia za wartość także ulega zmniejszeniu, jednak wciąż pozostaje wysoka w relacji do rynków rozwiniętych.

Podsumowując, otrzymane wyniki badań są jedynie częściowo optymistyczne z punktu widzenia inwestorów giełdowych. Premia za wartość nie jest iluzoryczna, lecz realna, i pozostaje odporna na ograniczenia płynności i koszty transakcyjne. Niestety, nie jest to prawdziwe w przypadku premii za wielkość. Wprawdzie efekt ten jest obecny na rynkach CEE, jednak znika zupełnie po uwzględnieniu kosztów transakcyjnych i ograniczeń płynności.

Dalsze badania nad kwestiami poruszonymi w niniejszym artykule powinny podążać w kilku kierunkach. Po pierwsze, nasz artykuł kreuje paradygmat do dalszych badań nad modelami wyceny, które byłyby właściwe dla rynków CEE i uwzględniały ich specyfikę. Po drugie, interakcje między portfelami powinny być

⁴ Warto podkreślić, że portfele MN uwzględniające koszty transakcyjne są znacząco droższe w implementacji niż portfele bezkosztowe, ponieważ koszty są ponoszone przy otwieraniu i zamykaniu pozycji zarówno krótkich, jak i długich.

zbadane przy wykorzystaniu także innych metod wazenia portfeli. Po trzecie, jedną z wad przedstawionego badania jest zastosowanie relatywnie prostej funkcji kosztów transakcyjnych i przyjęcie dość restrykcyjnych założeń odnośnie do rotacji portfela. Zastosowanie zmiennego poziomu rotacji portfela oraz bardziej zaawansowanych funkcji kosztowych, uwzględniających wpływ transakcji na rynek (*market impact*), jak choćby modele Glostena-Harrisa (1988), Breana-Hodricka-Korajczyka (2002) lub Almgreena-Thuna-Hauptmanna-Li (2005), mogłoby mieć korzystny wpływ na jakość badań. Ostatecznie zapewne najistotniejszą kwestią jest wpływ płynności na premie czynnikowe. Badania powinny w większym stopniu koncentrować się na odpowiedzi na pytanie, czy płynność jest brakującym ogniwem pozwalającym objaśnić częściowo lub całkowicie efekty wielkości lub wartości na rynkach wschodzących.

BIBLIOGRAFIA

- Almgreen R., Thun Ch., Hauptmann E., Li H. (2005), *Direct estimation of equity market impact*, "Working Paper", available online: www.courant.nyu.edu/~almgren/papers/costestim.pdf.
- Amihud Y., Mendelson H., Lauterbach B. (1997), *Market microstructure and securities values: Evidence from the Tel Aviv stock exchange*, "Journal of Financial Economics", Vol. 45, s. 365–390.
- Amihud Y. (2002), *Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects*, "Journal of Financial Markets", No. 5, s. 31–56.
- Amihud Y., Mendelson H. (1986), *Asset pricing and the bid-ask spread*, "Journal of Financial Economics", Vol. 17, s. 223–249.
- Asness C.S. (1994), *Variables that Explain Stock Returns*. Ph.D. Dissertation, University of Chicago.
- Asness C.S., Moskowitz T.J., Pedersen L.H. (2013), *Value and momentum everywhere*. "Journal of Finance", Vol. 68 (3), s. 929–985.
- Ball R., Kothari S., Shanken J. (1995), *Problems in measuring portfolio performance: An application to contrarian investment strategies*, "Journal of Financial Economics", Vol. 38, s. 79–107.
- Banz R.W. (1981), *The relation between return and market value of common stocks*, "Journal of Financial Economics", Vol. 9, s. 3–18.
- Barry C.B., Goldreyer E., Lockwood L., Rodriguez M. (2002), *Robustness of size and value effects in emerging equity markets. 1985-2000*, "Emerging Markets Review", No. 3, s. 1–30.
- Basu S. (1977), *Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis*, "The Journal of Finance", Vol. 32 (3), s. 663–682.
- Basu S. (1983), *The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence*, "Journal of Financial Economics", Vol. 12 (1), s. 129–156.
- Bello Z. (2007), *How diversified are equity mutual funds*, "North American The Journal of Finance and Banking Research", Vol. 1(1), s. 54–63.

- Beverley L. (2007), *Stock market event studies and competition commission inquiries*. Mimeo, U.K. Competition Commission.
- Bhandari L.Ch. (1988), *Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence*, "The Journal of Finance", Vol. 43 (2), s. 507–528.
- Black F. (1972), *Capital market equilibrium with restricted borrowing*, "The Journal of Business", Vol. 45 (3), s. 444–455.
- Black F., Jensen M.C., Scholes M.S. (1972), *The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests*, in: M.C. Jensen (ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets*, Praeger Publishers, New York, s. 79–121.
- Blume M.E. (1970), *Portfolio theory: A step towards its practical application*, "Journal of Business", Vol. 43 (2), s. 152–174.
- Blume M.E., Friend I. (1973), *A new look at the capital asset pricing model*, "The Journal of Finance", Vol. 28 (1), s. 19–34.
- Blume M.E., Stambaugh R.F. (1983), *Biases in computed returns: An application to the size effect*, "Journal of Financial Economics", Vol. 12 (3), s. 387–404.
- Breen W.J., Hodrick L.S., Korajczyk R.A. (2002), *Predicting equity liquidity*, "Management Science", Vol. 48, s. 470–483.
- Brennan M.J., Chordia T., Subrahmanyam A. (1998), *Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns*, "Journal of Financial Economics", Vol. 49, s. 345–373.
- Brennan M.J., Subrahmanyam A. (1996), *Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns*, "Journal of Financial Economics", Vol. 44, s. 441–464.
- Brown P, Keim D.B., Kleidon A.W., Marsh T.A. (1983), *Stock return seasonalities and the tax-loss selling hypothesis: analysis of the arguments and Australian evidence*, "Journal of Financial Economics", Vol. 12, s. 105–128.
- Cakici N., Fabozzi F., Tan S. (2013), *Size, value, and momentum in emerging market returns*, "Emerging Markets Review", No. 16 (C), s. 46–65.
- Cambell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C. (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Capaul C., Rowley I., Sharpe W. (1993), *International value and growth stock returns*, "Financial Analysts Journal", Vol. 49, s. 27–36.
- Carhart M.M. (1997), *On persistence in mutual fund performance*, "Journal of Finance", Vol. 52, s. 57–82.
- Chan H., Fa R. (2005), *Asset pricing and the illiquidity premium*, "The Financial Review", Vol. 40, s. 429–458.
- Chan L.K.C, Hamao Y., Lakonishok J. (1991), *Fundamentals and stock returns in Japan*, "Journal of Finance", Vol. 46, s. 1739–1764.
- Chordia T., Roll R., Subrahmanyam A. (2001), *Market liquidity and trading activity*, "Journal of Finance", Vol. 55, s. 501–530.
- Chui A.C.W., Titman S., Wei K.C.J. (2010), *Individualism and momentum around the world*, "Journal of Finance", Vol. 65, s. 361–392.
- Cochrane J.C. (2005), *Asset Pricing*, Princeton University Press, Princeton, N. J.
- Cook T.J., Roseff M. (1982), *Size dividend yield and co-skewness effects on stock returns: Some empirical tests*, Iowa City: University of Iowa, "Working Paper Series", Vol. 18, s. 82–20.

- Czapkiewicz A., Skalna I. (2011), *Użyteczność stosowania modelu Famy i Frencha w okresach hossy i bessy na rynku akcji GPW w Warszawie*, „Bank i Kredyt”, Vol. 42 (3), s. 61–80.
- Daniel K., Titman S. (1997), *Evidence on the characteristics of cross sectional variation in stock returns*, “The Journal of Finance”, Vol. 52 (1), s. 1–33.
- Davis L.J. (1994), *The cross-section of realized stock returns: The pre-COMPUSTAT evidence*, “Journal of Finance”, Vol. 49, s. 1579–1593.
- Davis J.L., Fama E.F., French K.R. (2000), *Characteristics, covariances, and average returns: 1929 to 1997*, “The Journal of Finance”, Vol. 55 (1), s. 389–406.
- De Bondt W., Thaler R. (1985), *Does the stock market overreact?*, “The Journal of Finance”, Vol. 40 (3), s. 793–805.
- Dimson E., Marsh P., Stuanton M. (2011), *Investment Style: Size, Value and Momentum*. Credit Suisse Global Investment Returns Sourcebook 2011, Credit Suisse Research Institute, Zurich, s. 41–54.
- Fama E.F., MacBeth J.D. (1973), *Risk, return and equilibrium: Empirical tests*, “The Journal of Political Economy”, Vol. 81 (3), s. 607–636.
- Fama E.F., Fisher L., Jensen M.C., Roll R. (1969), *The adjustment of stock prices to new information*, “International Economic Review”, Vol. 10, s. 1–21.
- Fama E.F., French K.R. (1992), *The cross-section of expected stock returns*, “Journal of Finance”, Vol. 47, s. 427–466.
- Fama E.F., French K.R. (1993), *Common risk factors in the returns on stocks and bonds*, “Journal of Financial Economics”, Vol. 33, s. 3–56.
- Fama E.F., French K.R. (1995), *Size and book-to-market factors in earnings and returns*, “Journal of Finance”, Vol. 50, s. 131–156.
- Fama E.F., French K.R. (1996), *Multifactor explanations of asset pricing anomalies*, “Journal of Finance”, Vol. 51, s. 55–84.
- Fama E. F., French K.R. (2008), *Dissecting anomalies*, “Journal of Finance”, Vol. 63(4), s. 1653–1678.
- Fama E.F., French K.R. (2012), *Size, value, and momentum in international stock returns*, “Journal of Financial Economics”, Vol. 105(3), s. 457–472.
- Fama E.F., French K.R. (1998), *Value versus growth: The international evidence*, “Journal of Finance”, Vol. 53, s. 1975–1999.
- Frazzini A., Israel R., Moskowitz T. (2012), „Trading costs of asset pricing anomalies”, Unpublished Working Paper, University of Chicago.
- Friend I., Blume M.E. (1970), *Measurement of portfolio performance under uncertainty*, “The American Economic Review”, Vol. 60(4), s. 561–575.
- Garleanu N. (2009), *Portfolio choice and pricing in illiquid markets*, “Journal of Economic Theory”, Vol. 144, s. 532–564.
- Glosten L.R., Harris L.E. (1988), *Estimating the components of the bid/askspread*, “Journal of Financial Economics”, Vol. 21, s. 123–142.
- Grinblatt M., Moskowitz T.J. (2004), *Predicting stock price movements from past returns: The role of consistency and tax-loss selling*, “Journal of Financial Economics”, Vol. 71, s. 541–579.
- Grundy D.B., Martin J.S. (2001), *Understanding the nature of the risks and the source of the rewards to momentum investing*, “Review of Financial Studies”, Vol. 14 (1), s. 29–78.

- Hanna J.D., Ready M.J. (2005), *Profitable predictability in the cross section of stock returns*, "Journal of Financial Economics", Vol. 78, s. 463–505.
- Herrera M.J., Lockwood L.J. (1994), *The size effect in the Mexican stock market*, "Journal of Banking and Finance", Vol. 18, s. 621–632.
- Heston S.L., Rouwenhorst K.G., Weessels R.E. (1999), *The role of beta and size in the cross-section of European stock returns*, "European Financial Management", No. 5, s. 9–27.
- Hong H., Lim T., Stein J.C. (2000), *Bad news travels slowly: Size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies*, "Journal of Finance", Vol. 55, s. 265–295.
- Horowitz J.L., Loughran T., Savin N.E. (2000), *The disappearing size effect*, "Research in Economics", Vol. 54 (1), s. 83–100.
- Hu A.Y. (1997), *Trading turnover and expected stock returns: The trading frequency hypothesis and evidence from the Tokyo stock exchange*. "Working Paper" (available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=15133>).
- Jegadeesh N. (2000), *Long-term performance of seasoned equity offerings: Benchmark errors and biases in expectations*, "Financial Management", Vol. 29(3), s. 5–30.
- Jegadeesh N., Titman S. (2001), *Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations*, "The Journal of Finance", Vol. 56 (2), s. 699–720.
- Jegadeesh N., Titman S. (1993), *Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency*, "The Journal of Finance", Vol. 48 (1), s. 65–91.
- Knez P.J., Ready M.J. (1996), *Estimating the profits from trading strategies*, "Review of Financial Studies", No. 9, s. 1121–1163.
- Kim D., Kim M. (2003), *A multifactor explanation of post-earnings announcement drift*, "Journal of Financial Quantitative Analysis", Vol. 38(2), s. 383–398.
- Korajczyk R.A., Sadka R. (2004), *Are momentum profits robust to trading costs?* "The Journal of Finance", Vol. 59 (3), s. 1039–1082.
- Kowerski M. (2008), *Trójczynnikowy model Famy i Frencha dla Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie*, "Przegląd Statystyczny", nr 55(4), s. 131–148.
- Lam K.S.F., Li K., So S.M. (2009), *On the validity of the augmented Fama and French's (1993) model: Evidence from the Hong Kong stock market*, "Working Paper Series".
- Lesmond D.A., Schill M.J., Zhou C. (2004), *The illusory nature of momentum profits*, "Journal of Financial Economics", Vol. 71, s. 349–380.
- L'Her J.F., Masmoudi T., Suret J.M. (2004), *Evidence to support the four-factor pricing model from the Canadian Stock Market*, "Journal of International Financial Markets, Institutions and Money", Vol. 14, s. 313–328.
- Liew J., Vassalou M. (2000), *Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth?*, "Journal of Financial Economics", Vol. 57 (2), s. 221–245.
- Lintner J. (1965), *The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budget*, "Review of Economics and Statistics", Vol. 47, s. 13–37.
- Lintner J. (1971), *The effect of short selling and margin requirements in perfect capital markets*, "Journal of Financial and Quantitative Analysis", Vol. 6, s. 1173–1195.
- Liu W. (2006), *A liquidity-augmented capital asset pricing model*, "Journal of Financial Economics", Vol. 82, s. 631–671.

- Lischewski J., Voronkova S. (2010), *Size, Value and Liquidity: Do They Really Matter on an Emerging Stock Market?*, "ZEW - Centre for European Economic Research Discussion Paper", No. 10-070.
- Markowitz H.M. (1952), *Portfolio selection*, "The Journal of Finance", Vol. 7, s. 77–91.
- Merton R.C. (1973), *An intertemporal capital asset pricing model*, "Econometrica", Vol. 41(5), s. 867–887.
- Michou M., Mouselli S., Stark A. (2010), *Fundamental analysis and the modeling of normal returns in the UK*, "Working Paper", SSRN.
- Miller M.H., Scholes M. (1972), *Rates of return in relation to risk: A reexamination of some recent findings*, in: *Studies in the Theory of Capital Markets*, M.C. Jensen (ed.), Praeger, New York, USA.
- Mitchell M.L., Netter J.M. (1994), *The role of financial economics in securities fraud cases: Applications at the Securities and Exchange Commission*, "Business Lawyer", Vol. 49 (2), s. 545–590.
- Mitchell M., Pulvino T. (2001), *Characteristics of risk and return in risk arbitrage*. "Journal of Finance", Vol. 56, s. 2135–2175.
- Mossin J. (1966), *Equilibrium in a capital asset market*, "Econometrica", Vol. 34 (2), s. 768–783.
- Reinganum M.R. (1981), *Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earning' yield and market values*, "Journal of Financial Economics", Vol. 9(1), s. 19–46.
- Rosenberg B., Reid K., Lanstein R. (1985), *Persuasive evidence of market inefficiency*, "Journal of Portfolio Management", No. 11, s. 9–17.
- Rouwenhorst K.G. (1999), *Local returns factors and turnover in emerging stock market*, "Journal of Finance", Vol. 54, s. 1439–1464.
- Sadka R. (2006), *Momentum and post-earnings-announcement drift anomalies: The role of liquidity risk*, "Journal of Financial Economics", Vol. 80, s. 309–349.
- Sharpe W.F. (1964), *Capital asset pricing: A theory of market equilibrium under conditions of risk*, "Journal of Finance", Vol. 19, s. 425–441.
- Stattman D. (1980), *Book values and stock returns*, "The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers", No. 4, s. 25–45.
- Stoll H.R., Whaley R.E. (1983), *Transaction costs and the small firm effect*, "Journal of Financial Economics", Vol. 12(1), s. 57–79.

STRESZCZENIE

Celem artykułu jest analiza charakterystyk i źródeł premii za wielkość, wartość i momentum na rynkach akcji w Europie Środkowej i Wschodniej. Zaprezentowane badanie poszerza stan wiedzy naukowej na trzy sposoby. Po pierwsze, wyniki obliczeń dostarczają świeże dowody na istnienie bardzo wysokich premii za wartość i wielkość na rynkach CEE oraz podważają istnienie efektu momentum. Po drugie, zademonstrowane zostaje, że efekty wielkości i wartości wzmacniają się nawzajem, natomiast efekt momentum ma tendencję do osłabiania pozostałych czynników. Po trzecie, rezultaty badań wskazują, że jedynie premia za wartość funkcjonuje po uwzględnieniu jednoczesnego wpływu kosztów transakcyjnych i ograniczeń płynności charakterystycznych dla rynków CEE. Efekty

wielkości oraz momentum praktycznie przestają istnieć. Badanie bazuje na notowaniach spółek z 11 państw Europy Środkowo-Wschodniej w latach 2000–2013.

Słowa kluczowe: premia za wartość, premia za wielkość, efekt momentu, analiza przekrojowa stóp zwrotu, płynność, koszty transakcyjne, rynki wschodzące, rynki Europy Środkowej i Wschodniej.

VALUE, SIZE AND MOMENTUM EFFECTS ON THE CEE MARKETS

ABSTRACT

The study investigates characteristics and sources of value, size and momentum premiums on the stock CEE markets. The paper broadens the academic knowledge in three ways. First, we deliver out-of-sample evidence for very high value and size premiums, but we detect almost no momentum anomaly. Second, we demonstrate that the value and size factors strengthen each other, but it is not true in the case of combinations with the momentum effect. Finally, we find that only the value effect survives the simultaneous impact of CEE markets' illiquidity and transaction costs. The size and momentum premiums become non-existent. We analyze companies from 11 countries between 2000 and 2013.

Keywords: value, size, momentum, cross-section of stock returns, liquidity, transaction costs, CEE markets, emerging markets.

JEL Classification: G11, G12, G14, G15