

Inwestowanie w jakość na rynkach akcji w Europie Środkowo-Wschodniej

Adam Zaremba*

Nadesłany: 12 września 2014 r. Zaakceptowany: 3 marca 2015 r.

Streszczenie

Opracowanie ma na celu przedstawienie zależności pomiędzy stopami zwrotu na rynku akcji a sześcioma różnymi wskaźnikami ilustrującymi jakość spółek giełdowych: dochodami niepieniężnymi, płynnością bilansową, rentownością, zadłużeniem, stopą wypłaty dywidendy i płynnością obrotu. Wyniki badań potwierdzają występowanie premii za rentowność i płynność. Ponadto rentowne i nisko zadłużone spółki zapewniają inwestorom częściowe zabezpieczenie w skrajnych warunkach rynkowych. W artykule zaproponowano także rozpiętość jakości jako nowe narzędzie prognostyczne i dowiedziono, że ma ona właściwości predykcyjne w stosunku od premii za jakość w zakresie zadłużenia i rentowności. W badaniu wykorzystano notowania ponad 1300 spółek z Europy Środkowo-Wschodniej w latach 2002–2014; zastosowano w nim metody analizy przekrojowej, analizy regresji oraz testy relacji monotonicznej.

Słowa kłuczowe: analiza przekrojowa stóp zwrotu, inwestowanie w jakość, rynki akcji CEE, Europa Środkowo-Wschodnia, premia za rentowność, premia za płynność, zadłużenie, dźwignia finansowa, dochody niepieniężne

JEL: G11, G12, G14, G15

* Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Katedra Inwestycji i Rynków Kapitałowych; e-mail: adam.zaremba@ue.poznan.pl.

1. Wstęp

Czy dobrze prosperujące spółki to również dobre inwestycje – oto jedna z największych zagadek w teorii inwestowania. Inwestowanie w jakość (ang. *quality investing*) nie jest nową ideą w środowisku inwestorów. Uczestnicy rynku akcji zawsze szukali płynnych spółek w przyzwoitej kondycji finansowej i z obiecującymi perspektywami wzrostu. W przeciwieństwie do wartości, rozmiaru i momentum kompleksowy parametr jakości (Asness, Frazzini, Pedersen 2014) czy choćby parametry rentowności (Fama, French 2014) stosunkowo niedawno pojawiły się w badaniach dotyczących wyceny aktywów.

Czym dokładnie jest jakość w odniesieniu do spółek giełdowych? W literaturze przedmiotu można napotkać różnorodne definicje jakości. Inwestorzy mogą brać pod uwagę np. rating kredytowy, ład korporacyjny, wytyczne etyczne lub ogólną kondycję finansową spółki (Damodaran 2004). Interesujące ćwiczenie intelektualne na tym polu przeprowadzili Asness, Frazzini i Pedersen (2014), którzy dokonali dekonstrukcji klasycznego modelu wzrostu Gordona, co można w prosty sposób przedstawić jako:

$$\frac{P}{B} = \frac{E/P \times D/E}{r - g} \quad (1)$$

gdzie:

- E – zyski,
- B – wartość księgową,
- D – dywidenda,
- P – cena,
- r – wymagana stopa zwrotu,
- g – wzrost.

Asness, Frazzini i Pedersen (2014) są zdania, że równanie to można zinterpretować w taki sposób, że wycena rośnie wraz ze wzrostem rentowności, stopy wypłaty dywidendy oraz dynamiki wyników finansowych, a maleje, gdy zwiększa się ryzyko. Idąc tym tropem, wskazują, że definicję jakości można podzielić na cztery główne obszary. Są to:

- 1) rentowność, która może być mierzona np. zyskami brutto, przychodami, dochodami niepieniężnymi¹, przepływami pieniężnymi;
- 2) stopa wypłaty dywidendy, która stanowi odsetek zysków wypłacanych udziałowcom; wysokie wskaźniki wypłaty są czasami postrzegane pozytywnie ze względu na możliwość redukcji problemu pośrednictwa wraz ze zmniejszeniem się zapasów gotówki za pomocą dywidend i odkupu akcji (Jensen 1986);
- 3) wzrost, który świadczy o perspektywach spółki i zazwyczaj jest mierzony zmianami fundamentalnych zmiennych, takich jak zyski lub marże;
- 4) bezpieczeństwo, które może się wiązać z wieloma zmiennymi rynkowymi (np. obroty, różnica między ceną kupna a ceną sprzedaży, ryzyko idiosynkratyczne, współczynnik beta) lub zmiennymi podstawowymi (np. dźwignia finansowa, płynność bilansowa).

¹ „Dochody niepieniężne” w niniejszym opracowaniu to tłumaczenie angielskiego terminu *accruals*. Pojęcie to w rachunkowości tłumaczy się zwykle jako „rozliczenia międzyokresowe”. W finansach interpretowane jest bardziej ogólnie i oznacza część zysku, która nie ma pokrycia w przepływach operacyjnych (Zacks 2011). W pionierskim i najbardziej znanym badaniu tego zagadnienia Sloan (1996) bazuje na definicji Healya (1985), który wyznacza *accruals* jako różnicę pomiędzy zmianą kapitału obrotowego a amortyzacją.

Przy uznaniu powyższych wskaźników za istotne inwestorzy powinny wykazywać skłonność do płacenia więcej za akcje spółek o lepszych wskaźnikach jakościowych, a wyższe ceny akcji powinny się przekładać na niższe oczekiwane stopy zwrotu. Jednym słowem, im wyższa jakość, tym niższe stopy zwrotu z inwestycji. W swoim artykule z 1994 r. Michael Clayman analizował wyniki spółek „doskonałych” i „niedoskonałych” (ang. *excellent, non-excellent*), wykorzystując do tego celu kryteria opisane w książce Toma Petersa (1988). Clayman zauważył, że spółki „niedoskonałe” przynoszą znacznie wyższe stopy zwrotu, chociaż charakteryzują się wyraźnie słabszą kondycją finansową, mierzoną np. ROA, ROE czy marżą zysku. Cooper, Gulen i Schill (2008) dowiedli natomiast, że szybki wzrost aktywów może być sygnałem spadku rentowności. Co więcej, Damodaran (2004) wskazywał, że firmy z niższym ratingiem kredytowym wypracowują z reguły wyższe stopy zwrotu. Wiele badań potwierdza negatywną relację między płynnością akcji a oczekiwanymi stopami zwrotu (Liu 2006; Korajczyk, Sadka 2008; Amihud 2002). Istnieje również całkiem sporo badań, których prekursorem był Bhandari (1988), dowodzących, że im bardziej zadłużona jest spółka, tym wyższe są oczekiwane stopy zwrotu.

Znaczna liczba opublikowanych niedawno badań wskazuje jednak, że wysoka jakość nie jest w pełni uwzględniana w wycenie akcji. Innymi słowy, akcje wysokojakościowe (ang. *quality stocks*) w przeszłości przynosiły ponadprzeciętne stopy zwrotu. To mało intuicyjne zjawisko, wiążące się z różnym rozumieniem jakości, zostało ostatnio potwierdzone w wielu badaniach. Altman (1968), Ohlson (1980) oraz Campbell, Hilscher i Szilagyi (2008) wykazali, że w firmach o wysokim ratingu kredytowym stopy zwrotu są wyższe niż szerokie benchmarki dla rynku akcji. George i Hwang (2010) oraz Penman, Richardson i Tuna (2007) dowiedli natomiast, że spółki o niskim poziomie zadłużenia charakteryzują się ponadprzeciętnymi stopami zwrotu. Tezę tę potwierdzili Hahn i Lee (2009) w wyniku analizy wpływu zdolności do zaciągania dodatkowego długu. Mohanram (2005) zauważył, że firmy, które szybko się rozwijają, przynoszą wyższe stopy zwrotu niż przedsiębiorstwa o słabym wzroście. Wiele badań potwierdza, że spółki o niskich dochodach niepieniężnych osiągają wyższe stopy zwrotu niż spółki o wysokich dochodach niepieniężnych (Sloan 1996; Richardson i in. 2005). Ponadto Palazzo (2012) udowodnił, że im wyższy poziom gotówki w bilansie, tym wyższe stopy zwrotu.

Wydaje się, że najważniejszym wskaźnikiem jakości spośród wszystkich ostatnio badanych jest rentowność. Haugen i Baker (1996), Griffin i Lemon (2002) oraz Fama i French (2006; 2008, 2014) wykazali, że między rentownością a przyszłymi stopami zwrotu zachodzi dodatnia korelacja. Chen i in. (2011), budując portfele bazujące na rentowności aktywów (ROA), zauważyli, że spółki o wysokim wskaźniku ROA wypracowują znacznie lepsze wyniki inwestycyjne niż pozostałe firmy. Okazuje się, że najbardziej rentowne spółki cechują się wyraźnie dodatnim współczynnikiem alfa, a „czynnik ROA”² może objaśniać wiele innych anomalii zachodzących na rynku wyceny aktywów. Dalej w swoich obserwacjach poszedł Novy-Marx (2013), który skoncentrował się na wskaźniku rentowności brutto sprzedaży (ang. *gross profitability*), rozumianym jako relacja zysku ze sprzedaży do aktywów (ang. *gross profit to assets*). Dowiódł on, że czynnik ten jest na tyle istotny, że może wyjaśniać niemal wszystkie znane anomalie związane z wyceną aktywów.

Dochodowość strategii jakościowej potwierdzają badania nie tylko na poziomie pojedynczych akcji, ale również całych państw. Zdaniem Zaremby (2014a; 2014c) na globalnych rynkach akcji również występuje premia za jakość mierzona w ujęciu przekrojowym, a im bardziej rentowny i mniej zadłużony jest rynek akcji, tym wyższe są stopy zwrotu.

² Omówienie wieloczynnikowych metod wyceny można znaleźć na przykład w pracy Cochrane'a (2005). W niniejszym artykule, wzorem literatury anglojęzycznej, stopy zwrotu z portfeli czynnikowych typu *long/short*, nazywa się w uproszczeniu stopami zwrotu z czynników.

Interesującej syntezy wszystkich wymienionych wyżej badań dokonali Asness, Frazzini i Pedersen (2014), tworząc pojedynczy wskaźnik z wielu cech jakościowych o różnym zakresie. Dowiedli, że strategia zajmowania długich pozycji w akcjach spółek o wysokiej jakości i krótkich pozycji w akcjach o niskiej jakości przynosi ponadprzeciętne stopy zwrotu.

Poniższe opracowanie poszerza istniejący stan wiedzy. Po pierwsze, dostarcza nowych dowodów na temat premii za jakość z rynków, które dotychczas nie były badane pod tym kątem. Jest to pierwsze badanie koncentrujące się na roli jakości na wschodnio- i środkowoeuropejskich rynkach akcji i jedno z pierwszych, które odnosi się do rynków wschodzących. Jego przedmiotem jest sześć zmiennych jakościowych: dochody niepieniężne, płynność bilansowa, rentowność, zadłużenie, wskaźnik wypłaty dywidendy i płynność obrotu (ang. *turnover ratio*). Dobierając te zmienne, autor opierał się na pracy Asnessa, Frazzini i Pedersena (2014). Ponadto przyjął dwa dodatkowe kryteria. Po pierwsze, poszczególne zmienne powinny być wcześniej zweryfikowane w empirycznych badaniach rynków dojrzałych. Po drugie, w przypadku kilku zbliżonych wskaźników wyłoniono ten, który dotychczasowe badania wskazują jako najefektywniejszy. Przeprowadzone obliczenia wykazują, że strategia inwestycyjna oparta na rentowności generuje ponadprzeciętne stopy zwrotu.

W niniejszym opracowaniu przeanalizowano, czy inwestorzy stosujący strategię oparte na jakości mogą czerpać zyski z „ucieczki w jakość” (ang. *flight to quality*) w skrajnych warunkach rynkowych. Wszystko wskazuje na to, że rentowne i niezbyt zadłużone spółki zapewniają częściowe zabezpieczenie w niekorzystnych warunkach rynkowych. Z drugiej jednak strony czynniki związane z płynnością obrotu oraz poziomem gotówki w bilansie mają raczej charakter procykliczny i dlatego stanowią tzw. przewrotne zabezpieczenie (ang. *perverse hedge*)³ przed zmianami wskaźników poziomu ryzyka.

Ponadto zbadano właściwości predykcyjne rozpiętości jakości (ang. *quality spread*). Jest to nowa koncepcja, która została zaproponowana w niniejszym artykule, a której konstrukcja jest podobna jak w przypadku rozpiętości wartości (ang. *value spread*) zaproponowanej przez Cohena, Polka i Vuolteenaho (2003) i analizowanej szerzej przez Liu i Zhanga (2006) oraz Michou (2009). Rozpiętość jakości to zmieniająca się w czasie różnica pomiędzy wskaźnikami odnoszącymi się do jakości (np. rentowności, zadłużenia) spółek. Innymi słowy, rozpiętość jakości pozwala ocenić, w o ile lepszej kondycji są danym czasie spółki dobrze prosperujące od słabo prosperujących.

W opracowaniu dowiedziono, że rozpiętość jakości wykazuje dodatnią korelację z przyszłymi stopami zwrotu z portfeli budowanych na bazie płynności bilansowej i rentowności z wykorzystaniem modeli czynnikowych, choć wskaźnik R^2 jest raczej niski.

Wnioski płynące z niniejszego badania dotyczą trzech odrębnych obszarów. Po pierwsze, mogą mieć duże znaczenie dla inwestorów międzynarodowych, którzy stosują czynnikiowe strategie inwestycyjne (ang. *factor investing*), koncentrując się na konkretnych regionach, zarówno w obrębie strategicznej, jak i taktycznej alokacji aktywów (por. Ang 2014). Po drugie, wycena aktywów powiązana z jakością może mieć zastosowanie w ocenie wyników portfela inwestycyjnego. Po trzecie, uzasadnione wydaje się uznanie wskaźnika jakościowego za determinantę kosztu kapitału, uwzględnianego w inwestycjach przedsiębiorstw i decyzjach budżetowych.

W drugiej części artykułu opisano wykorzystane dane i zastosowane metody badawcze, natomiast w kolejnej części zaprezentowano wyniki badań. Całość kończy się podsumowaniem.

³ Chodzi tu o sytuację, gdy stopy zwrotu z dwóch instrumentów charakteryzują się dodatnim współczynnikiem korelacji, jednak współzależność ta jest na tyle silna, że w istocie możliwe było zabezpieczanie się przez zajmowanie pozycji krótkich w jednym z instrumentów.

2. Metody badawcze i źródła danych

W niniejszym opracowaniu przebadano trzy hipotezy. Po pierwsze, przeanalizowano, czy jakość jest ważnym czynnikiem tłumaczącym przekrojową zmienność stóp zwrotu z akcji spółek notowanych na rynkach wschodzących w Europie Środkowo-Wschodniej. Skoncentrowano się przy tym na sześciu charakterystycznych wskaźnikach jakościowych: dochodach niepieniężnych, płynności bilansowej, rentowności, zadłużeniu, wskaźniku wypłaty dywidendy i płynności obrotu. Szczegółową definicję wskaźników jakościowych podano w Aneksie. Po drugie, sprawdzono, czy inwestorzy wykazują tendencję do „ucieczki w jakość”, tzn. czy akcje o wysokiej jakości generują ponadprzeciętne stopy zwrotu w trudnej sytuacji rynkowej. Po trzecie, zbadano możliwości prognozowania stóp zwrotu z akcji wysokojakościowych za pomocą rozpiętości jakości. W ramach badania konstruowano portfele ważone aktywami, sortowane według jakości akcji, a następnie oceniano ich stopy zwrotu za pomocą wieloczynnikowych modeli wyceny aktywów. Dodatkowo stworzono doraźne wskaźniki wyceny aktywów bazujące na cechach jakościowych i przeprowadzono analizę regresji stóp zwrotów z tych wskaźników względem rozpiętości jakości oraz wskaźników ryzyka w skrajnych warunkach rynkowych (ang. *extreme market conditions*).

2.1. Próba badawcza

Badanie opiera się na stopach zwrotu z akcji spółek międzynarodowych i danych księgowych pochodzących z serwisu Bloomberg. Uwzględniono w nim zarówno spółki obecnie notowane na giełdzie, jak i spółki już nienotowane w celu uniknięcia efektu przetrwania (ang. *survivorship bias*). Zastosowano miesięczne szeregi czasowe, aby osiągnąć kompromis pomiędzy wystarczającą liczbą obserwacji (147) a wiarygodnością przeprowadzanych badań. Pozwoliło to na uniknięcie nadmiernych problemów związanych z mikrostrukturą rynku (De Moor, Sercu 2013a). Przeanalizowano stopy zwrotu skorygowane z powodu różnych zdarzeń korporacyjnych (splity akcji, odwrotne splity akcji, emisje akcji z prawem poboru itd.) oraz wypłat z zysku dla inwestorów (dywidendy). Badaniem objęto okres od kwietnia 2002 do czerwca 2014 r. Późna data rozpoczęcia okresu badawczego została wybrana w celu uniknięcia problemu z małą próbą badawczą i zagwarantowania, że badaniem zostanie objęta duża liczba spółek. Zasadnicza próba badawcza obejmuje 1307 spółek z krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Dane przefiltrowano na dwa sposoby, zgodnie z założeniami podobnych badań poświęconych wycenie aktywów. W pierwszej kolejności przeprowadzono winsoryzację (ang. *winsorising*) stóp zwrotu. Odrzucono akcje generujące 2,5% najwyższych jednomiesięcznych stóp zwrotu oraz 2,5% najbardziej skrajnych ujemnych stóp zwrotu. Opisane filtry były odrębnie stosowane wobec danych dotyczących poszczególnych zmiennych, więc na przykład dane eliminowane na podstawie skrajnych wartości dzwigni finansowej nie wpływały na liczebność zbioru badawczego rentowności. Następnie usunięto ze zbioru danych akcje należące do dolnego i górnego percentyla rozkładu cech jakościowych, aby wyeliminować błędy w bazach danych. Metoda ta, której celem jest wyeliminowanie z bazy danych błędnie obliczonych stóp zwrotu, została wykorzystana m.in. przez Rouwenhorsta (1999) oraz Chui, Titmana i Wei (2010). Za usuwaniem danych o podejrzenie skrajnych wartościach opowiadali się na przykład Lewellen (2011) czy Novy-Marx (2013). Próba bazowa obejmuje spółki z następujących krajów: Bułgarii (128), Chorwacji (153), Czech (14), Estonii (16), Litwy (28), Łotwy (24), Polski (648), Rumunii (188), Słowacji (25), Słowenii (44) i Węgier (39). Szczegółowe definicje regionu Europy Środkowo-Wschodniej różnią się między sobą,

dlatego zdecydowano się na użycie definicji z glosariusza OECD⁴. Spółka wchodzi w skład próby badawczej w czasie t , gdy możliwe jest obliczenie jej wielkości na koniec miesiąca $t - 1$, stopy zwrotu w miesiącu t oraz odpowiedniego wskaźnika jakości na koniec miesiąca $t - 1$. Dokładna liczebność próby jest różna dla różnych wskaźników jakościowych. Średnio wynosi 526 dla dochodów niepieniężnych, 694 dla relacji środków pieniężnych do aktywów, 385 dla rentowności, 692 dla dźwigni finansowej, 765 dla wskaźnika wypłaty dywidendy oraz 765 dla płynności obrotów. Zebrane dane rynkowe są wyrażone w lokalnych walutach, przez co porównania wartości mogą być mylące (por. Liew, Vassalou (2000); Bali, Cakici, Faziozi 2013). Szczególnie dotyczy to krajów Europy Środkowo-Wschodniej, gdzie wskaźniki inflacji i stopy wolne od ryzyka są czasami bardzo wysokie i znacznie różnią się w zależności od rynku. W związku z powyższym zastosowano podejście Liu, Liu i Ma (2011), Bekaerta, Harveya i Lundblada (2007) oraz Browna i in. (2008), a wszystkie dane przeliczono na euro w celu uzyskania wyników porównywalnych w skali międzynarodowej. Nadwyżkowe stopy zwrotu obliczono na podstawie jednomiesięcznej stopy EURIBOR.

2.2. Portfele jakościowe i modele wyceny aktywów

Przedmiotem artykułu jest badanie wyników inwestycyjnych generowanych przez portfele sortowane pod kątem jakości. Dla każdego miesiąca $t - 1$ posortowano wszystkie akcje według różnych wskaźników jakości (m.in. dochodów niepieniężnych, płynności bilansowej, rentowności, zadłużenia, wskaźnika wypłaty dywidendy i płynności obrotu). Wykorzystano tylko dane dostępne na dzień formowania portfeli, aby uniknąć „efektu patrzenia w przyszłość” (ang. *look-ahead bias*). Następnie na tej podstawie zbudowano pięć podgrup. Dla każdego wskaźnika zdefiniowano 20., 40., 60. i 80. percentyl rozkładu empirycznego jako wartość graniczną, co pozwoliło na stworzenie pięciu podgrup. Na koniec oszacowano spółki według łącznej kapitalizacji każdej z wyżej wymienionych grup w celu uzyskania portfeli ważonych kapitalizacją.

W badaniu analizowano także stopy zwrotu z portfeli zerokosztowych typu *long/short*. W ich przypadku zakłada się inwestowanie w spółki o najwyższej jakości, które jest finansowane przez krótką sprzedaż spółek o najniższej jakości (przy pominięciu kosztów transakcyjnych i finansowania). Innymi słowy, miesięczne stopy zwrotu z portfeli *long/short* stanowią różnicę pomiędzy stopami zwrotu z portfela spółek o najwyższej jakości oraz z portfela spółek o najniższej jakości.

Anormalne nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli oraz α_i obliczono, bazując na modelu czteroczynnikowym wprowadzonym przez Carharta (1997). Równanie tego modelu wygląda następująco:

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

$R_{i,t}$, $R_{m,t}$ i $R_{f,t}$ oznaczają stopy zwrotu z analizowanego instrumentu i , portfela rynkowego i stopy zwrotu wolne od ryzyka w czasie t . $\beta_{rm,i}$, $\beta_{SMB,i}$, $\beta_{HML,i}$, $\beta_{WML,i}$ oraz α_i stanowią estymowane parametry modelu. $\beta_{rm,i}$ jest analogiczna do bety w modelu CAPM (Sharpe 1964; Lintner 1965; Mossin 1966), ale nie jest jej równa. $\beta_{SMB,i}$, $\beta_{HML,i}$, $\beta_{WML,i}$ reprezentują ekspozycje na czynniki ryzyka SMB_t (mały minus duży), a HML_t (wysoki minus niski) i WML_t oznaczają zerokosztowe portfele arbitrażowe. SMB_t stanowi różnicę między stopami zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli spółek o małej i dużej kapitalizacji w czasie t , natomiast HML_t oznacza różnicę między stopami zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli

⁴ <http://stats.oecd.org/glossary/detail.asp?ID=303> (dostęp 25 sierpnia 2014 r.).

akcji wysokowartościowych (wysoka wartość księgowa w stosunku do rynkowej) i akcji wzrostowych (niska wartość księgowa w stosunku do rynkowej). Wskaźnik WML_t (zwycięzcy minus przegrani) oznacza różnicę między stopą zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli o najwyższych i najniższych stopach zwrotu w poprzednim roku. Innymi słowy, czynniki SMB , HML i WML oznaczają stopy zwrotu z zero-kosztowych portfeli typu *long/short* budowanych na podstawie takich cech, jak wielkość, wartość i momentum. Zasadność stosowania powyższego modelu dla rynków wschodnio- i środkowoeuropejskich przetestował Zaremba (2014b). Dane dotyczące czynników w tych i następnych modelach również pochodzą ze strony internetowej Adama Zaremby⁵.

W celu sprawdzenia, czy wyrazy wolne modeli są statystycznie różne od zera w ramach grupy portfeli, posłużono się popularną statystyką testową GRS wprowadzoną przez Gibbonsa, Rossa i Shankena (1989). Jest on wyrażona w następujący sposób:

$$GRS = \left(\frac{T}{N} \right) \left(\frac{T-N-L}{T-L-1} \right) \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} \left[1 + E_T(f)' \hat{\Omega}^{-1} E_T(f) \right]^{-1} \sim F_{N, T-N-K} \quad (3)$$

gdzie:

- T – długość szeregu czasowego (liczebność próby),
- N – liczba portfeli objaśnianych w badanej grupie,
- L – liczba czynników objaśniających,
- $E_T(f)$ – wektor oczekiwanych stóp zwrotu do czynników wyceny aktywów,
- $\hat{\Omega}$ – macierz kowariancji czynników wyceny,
- $\hat{\alpha}$ – wektor wyrazów wolnych z regresji,
- $\hat{\Sigma}$ – macierz kowariancji składników losowych.

Podstawowa hipoteza dla testu GRS jest następująca:

$$H_0: \hat{\alpha} = 0 \text{ versus } H_1: \hat{\alpha} \neq 0 \text{ dla } i = 0, 1, \dots, N \quad (4)$$

Statystyka testowa dla hipotezy zerowej ma rozkład Fishera o stopniach swobody N oraz $T - N - L$. Jednocześnie przeprowadzono wiele testów odporności uzyskanych wyników. Niektóre badania pokazują, że różne anomalie rynkowe mogą wynikać z tzw. efektu stycznia. Polega on na tym, że w styczniu częściej niż w innych miesiącach akcje generują wyższe stopy zwrotu. Kwestią tą zajmowali się m.in. Horowitz, Loughran i Savin (2000), Davis (1994), Loughran (1997) oraz Yao (2012). W celu uwzględnienia wpływu tego efektu sezonowego przefiltrowano i wyeliminowano dane dotyczące stycznia, a następnie powtórzono analizę z pominięciem tych danych. Ponadto analogicznie do licznych badań nad wyceną aktywów obliczono portfele równoważone. Nie posłużyły jednak do dalszej analizy, gdyż schemat ważenia może zakłócać końcowe wyniki badania (Fama, French 1998; Lewellen 2011) oraz prowadzić do powstania stóp zwrotu z rekonstrukcji (ang. *returns to rebalancing*, Willenbrock 2011). Zbadano również, czy wyniki dotyczą wyłącznie danych przeliczonych na euro, czy też można je stosować wobec dolara amerykańskiego i jedna japońskiego. Nie wykryto żadnych istotnych różnic.

⁵ Metoda wyliczenia stóp zwrotu na podstawie czynników wyceny aktywów, udostępnianych na stronie <http://adam-zaremba.pl/downloadable-data>, została szczegółowo opisana w pracy Zaremby (2014b) i jest zgodna ze standardowymi metodami konstruowania portfeli dla modeli czynnikowych bazujących na efektach wielkości, wartości i momentum (np. Fama, French 2012). Stopy zwrotu zostały wyliczone na podstawie danych z serwisu Bloomberg.

Dodatkowo, zgodnie z podejściem zaprezentowanym przez Waszczuk (2013), przeprowadzono test relacji monotonicznych (MR) zaproponowany przez Pattona i Timmermanna (2010). Celem tego badania, które należy traktować jako uzupełnienie opisanego tu badania podstawowego, jest przeanalizowanie pełnego zakresu przekrojowej zmienności stóp zwrotu i sprawdzenie, czy rosną one systematycznie wraz ze zmianami cech jakościowych⁶. W badaniu MR zastosowano losowanie według procedury *bootstrap*. Zgodnie z nią miesięczne nadwyżkowe stopy zwrotu wszystkich analizowanych portfeli są losowane ze zwracaniem z oryginalnej próby badawczej. W prezentowanym badaniu dokonano 30 000 losowań, generując 30 000 szeregów czasowych nadwyżkowych stóp zwrotu dla każdego badanego portfela. Następnie obliczono średnią nadwyżkową stopę zwrotu dla każdego wylosowanego szeregu czasowego zwrotów i pomniejszono ją przez odjęcie oryginalnych średnich z szeregów czasowych portfeli. Na koniec przetestowano hipotezę zerową, zakładającą brak tendencji wzrostowych w ramach grupy portfeli sortowanych według jakości (brak różnic przekrojowych, tendencja płaska) względem alternatywnej hipotezy zakładającej zwiększanie się relacji monotonicznej pomiędzy cechami jakościowymi a nadwyżkowymi stopami zwrotu. W tym celu dla każdego losowania należy obliczyć różnice między stopami zwrotu z portfeli wylosowanych jeden po drugim:

$$\Delta_i = r_{i,t} - r_{i,t-1} \quad (5)$$

Podstawowa hipoteza jest następująca:

$$H_0: \Delta = 0 \quad \text{versus} \quad H_1: \min_{i=1,2,\dots,n} \Delta_i > 0 \quad (6)$$

natomiast statystyka testowa ma postać:

$$J_T = \min_{i=1,2,\dots,n} \Delta_i \quad (7)$$

Aby uzyskać wartość p , wystarczy obliczyć, w ilu przypadkach $J_T < J_T^b$, przy czym J_T^b jest obliczane tak jak J_T , ale dotyczy wyników losowań pomniejszonych o średnie, dzielonych następnie przez liczbę losowań (30 000). Należy też wspomnieć, że wprowadzono pewną innowację w badaniu MR. Zazwyczaj wykorzystuje się nieprzetworzone (surowe) stopy zwrotu, ale tym razem zastosowano wyrazy wolne z modelu wyceny. W tym celu każdorazowo wraz z losowaniem stóp zwrotu z portfeli losowano stopy zwrotu z czynników wyceny Mkt-Rf, HML, SML i WML. Oszacowanie stóp zwrotu z losowanych portfeli uzyskiwano przez obliczenie anormalnych stóp zwrotu na podstawie modelu czteroczynnikowego opisanego równaniem (3). Pozostała część procedury przebiegała tak jak w standardowym badaniu MR, jednak bazowała na wyrazach wolnych z modelu (alfach), zamiast na średnich.

Dodatkowo zamierzano sprawdzić, czy zachodzą jakiekolwiek interakcje pomiędzy premiami za jakość a kapitalizacją rynkową badanych spółek. W tym celu stworzono portfele spółek podwójnie sortowane: według jakości i według wielkości. Procedury obliczeniowe są spójne z procedurami opisanymi w podobnych badaniach dotyczących wyceny aktywów (Fama, French 2012). Na koniec każdego miesiąca $t - 1$ wszystkie spółki są pogrupowane pod względem wielkości i jakości. W przypadku wielkości spółki jako wartości graniczne przyjęto 20., 40., 60. i 80. percentyle. Pięć granicznych wartości jakości zdefiniowano tak jak w przypadku portfeli sortowanych według jednego kryterium, więc również

⁶ Dokładny przebieg testu jest opisany w artykule Pattona i Timmermanna (2010).

były to 20., 40., 60. i 80. percentyle. Nałożenie na siebie niezależnych sortowań według wielkości i jakości pozwoliło na wygenerowanie 25 różnych podgrup spółek. Na koniec ze spółek w podgrupach utworzono portfele z uwzględnieniem kapitalizacji, które były następnie oceniane w taki sam sposób jak portfele sortowane pojedynczo.

W literaturze przedmiotu często opisuje się sytuacje, w których anormalne zachowania małych akcji silnie wpływają na wyniki przekrojowych testów wyceny aktywów i zakłócają je (Fama, French 2008; De Moor, Sercu 2013b; Waszczuk 2013). Obserwuje się to zwłaszcza w przypadku rynków wschodnio- i środkowoeuropejskich, które cechują się ogromną liczbą spółek o małej kapitalizacji. Zaremba (2014b) zauważył, że w czerwcu 2014 r. kapitalizacja ponad 50% spółek giełdowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej nie przekraczała 10 mln euro, a dla 20% była nawet niższa niż 2 mln euro. Podjęto zatem próbę zmierzenia się z tym problemem w dwojaki sposób. Po pierwsze, poza podwójnym sortowaniem portfeli typu 5×5 według kapitalizacji i jakości przetestowano dodatkowo sortowanie typu 4×5. Sortowanie typu 5×5 obejmuje wszystkie pięć kwintyli wielkości, natomiast w sortowaniu typu 4×5 wykluczono portfele mikrospółek, czyli 20% spółek o najmniejszej kapitalizacji (procedura i nazewnictwo jak w pracy Famy i Frencha 2012). Po drugie, zgodnie z sugestiami de Moora i Sercu (2013a) zastosowano model przekrojowy odzwierciedlający ryzyko związane ze spółkami o małej kapitalizacji. Posłużono się modelem zaproponowanym przez Zarembę (2014b), w którym czynnik SMB (mały minus duży) w czteroczynnikowym modelu Carharta zastąpiono czynnikiem MMR (mikro minus pozostałe). Stopy zwrotu z czynnika MMR to stopy zwrotu z portfeli zerokosztowych zakładających pozycję długą w kwintyli najmniejszych spółek i krótką w zdywersyfikowanym portfelu pozostałych firm. Innymi słowy, dodatkowy model ma następującą postać:

$$R_{i,t} = \alpha_1 + R_{f,t} + \beta_{rm,i} (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{MMR,i} MMR_t + \beta_{HML,i} HML_t + \beta_{WML,i} WML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

Wszelkie modele regresji omawiane w niniejszym artykule oszacowano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów i przetestowano za pomocą parametrycznych statystyk testowych.

2.3. Stopy zwrotu w warunkach skrajnych

Aby przeanalizować wyniki inwestycyjne generowane przez akcje wysokojakościowe w skrajnych warunkach rynkowych, a także zdolności predykcyjne rozpiętości jakości, wybrano w pierwszej kolejności doraźne czynniki wyceny aktywów. Mają one taką samą konstrukcję jak podobne czynniki opisane w badaniach dotyczących wyceny aktywów (np. Fama, French 1993; Asness, Frazzini 2013). Stopy zwrotu z czynnika objaśniającego składają się z sześciu portfeli (2×3) sortowanych według wielkości i jakości. Na koniec każdego miesiąca $t - 1$ wszystkie akcje są sortowane według wielkości i jakości. Akcje dużych spółek i małych spółek zdefiniowano jako akcje o wartości rynkowej, odpowiednio, powyżej i poniżej mediany w miesiącu $t - 1$. Wartościami granicznymi jakości w przypadku sześciu portfeli sortowanych są percentyle 30. i 70. danej cechy jakościowej dla wszystkich akcji na koniec okresu $t - 1$. Przecięcie niezależnych portfeli 2×3 sortowanych według wielkości i jakości daje sześć portfeli: SJ, SN, SQ, BJ, BN oraz BQ, gdzie S i B zawierają akcje małych i dużych spółek, a J, N, oraz Q zawierają akcje śmieciowe,

neutralne i jakościowe⁷ (dolne 30%, środkowe 40% i górne 30% danego wskaźnika jakości). Następnie obliczono miesięczne, ważone wartością, stopy zwrotu ze wszystkich sześciu portfeli. Czynniki jakościowy stanowi różnicę między średnią stóp zwrotu z portfeli jakościowych (BQ, SQ) a średnią stóp zwrotu z portfeli śmieciowych (BJ, SJ).

W celu przetestowania wyników inwestycyjnych generowanych przez akcje wysokojakościowe w warunkach skrajnych przyjęto podejście zaprezentowane przez Asnessa, Frazzinię i Pedersena (2014) oraz oszacowano model regresji ponadprzeciętnych stóp zwrotu z modelu czteroczynnikowego (aproxymowanych czynnikami alfa) względem wybranych wskaźników warunków skrajnych. Jednak w przeciwieństwie do Asnessa, Frazzinię i Pedersena (2014) w prezentowanym badaniu zastosowano pięć tego typu wskaźników, a nie tylko stopy zwrotu, które z natury odnoszą się do ryzyka rynkowego. Równanie regresji ma następującą formę:

$$\ln(1 + \alpha_{i,t}) = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} \ln\left(\frac{x_{j,t}}{x_{j,t-1}}\right) + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

gdzie:

- $\alpha_{i,t}$ – współczynniki alfa za miesiąc t w czteroczynnikowym modelu wyceny aktywów opisanym równaniem (3) z zerokosztowego portfela i powstałego na podstawie sortowań według jakości,
- $\beta_{0,i}$ oraz $\beta_{1,i}$ – estymowane parametry modelu,
- $\varepsilon_{i,t}$ – składnik losowy,
- $x_{j,t}$ – wartość wskaźnika warunków skrajnych („wskaźnika kryzysu”) j w okresie t .

W celu weryfikacji wiarygodności wyników badania poza nadwyżkowymi stopami zwrotu z portfela rynkowego Mkt-Rf, które wykorzystali Asness, Frazzini i Pedersen (2014), zastosowano cztery różne wskaźniki kryzysu. Wszystkie wartości zostały wyrażone w euro i odnoszą się do strefy euro. Aby przedstawić ogólną płynność rynków finansowych, zastosowano trzymiesięczny spread EUR TED, stanowiący różnicę między trzymiesięczną stopą EURIBOR a stopą zwrotu trzymiesięcznych benchmarkowych obligacji skarbowych strefy euro. Spodziewaną zmienność rynkową reprezentuje indeks zmienności Euro Stoxx 50 Volatility Index, będący popularnym wskaźnikiem zmienności implikowanej opcji indeksowych. Spready BBB z 10-letnich obligacji korporacyjnych w strefie euro w stosunku do 10-letnich benchmarkowych obligacji skarbowych stanowią wskaźnik ryzyka kredytowego. Z kolei tzw. ryzyko terminowe (ang. *term spread risk*) w danym okresie zobrazowano za pomocą różnicy między rentownością 10-letnich i 2-letnich referencyjnych obligacji skarbowych strefy euro. W przypadku ryzyka kredytowego oraz ryzyka z tytułu płynności, ryzyka terminowego i ryzyka zmienności zastosowano następującą postać równania (8): $\ln(1 + \alpha_{i,t}) = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} \ln(1 + x_{j,t} - x_{j,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$. Różnica wynika z technicznej konstrukcji wskaźników warunków skrajnych.

2.4. Prognozowanie na podstawie rozpiętości jakości

Na koniec przeanalizowano właściwości predykcyjne rozpiętości jakości. Zastosowano metody badawcze z zakresu prognozowania wartości za pomocą rozpiętości wartości (np. Liu, Zhang 2006) oraz równanie regresji zaproponowane w pracy Famy i Frencha (1989):

⁷ Zastosowano nazwy wprowadzone przez Asnessa, Frazzinię i Pedersena (2014): *junk, neutral, quality*.

$$r_{t+\tau} = \alpha_{\tau} + \beta_{\tau} S_{t-1} + \varepsilon_{t+\tau} \quad (10)$$

gdzie:

$r_{t+\tau}$ – stopa zwrotu z określonego doraźnego czynnika wyceny aktywów bazującego na danym wskaźniku jakości od czasu t do $t + \tau$,

S_t – wartość rozpiętości jakości na zakończenie miesiąca $t - 1$,

τ – różne okresy, w niniejszym badaniu okres jednomiesięczny lub kwartalny.

Obliczono sześć różnych wariantów rozpiętości jakości, co wynika z tego, że przeanalizowano sześć różnych cech jakościowych. Przy obliczaniu rozpiętości jakości zastosowano standardowe podejście wykorzystane do konstruowania rozpiętości wartości (Cohen i in. 2003; Liu, Zhang 2006; Michou 2009). Akcje wysokojakościowe zdefiniowano jako akcje spółek o cechach jakościowych powyżej 70. percentyla, a akcje śmieciowe jako akcje spółek o cechach jakościowych poniżej 30. percentyla dla wszystkich akcji w czasie t . Następnie obliczono średnie ważone z uwzględnieniem kapitalizacji w grupach spółek jakościowych i śmieciowych. Na koniec obliczono rozpiętość jakości zgodnie z poniższą formułą:

$$S_{i,t} = \ln(\bar{Q}_{Q,i,t}) - \ln(\bar{Q}_{J,i,t}) \quad (11)$$

gdzie:

$S_{i,t}$ – rozpiętość wskaźnika jakościowego i ,

$\bar{Q}_{Q,i,t}$, $\bar{Q}_{J,i,t}$ – średnie wskaźniki jakościowe i , odpowiednio dla spółek jakościowych i śmieciowych.

3. Wyniki badań

Poniżej przedstawiono wyniki inwestycyjne generowane przez portfele sortowane według jakości oraz ich reakcję na warunki skrajne, a także właściwości predykcyjne rozpiętości jakości.

Tabela 1 przedstawia podstawowe dane statystyczne dotyczące miesięcznych nadwyżkowych stóp zwrotu z portfeli sortowanych pojedynczo według wskaźników jakości. Portfele w tabeli zawsze są uszeregowane od najgorszych do najlepszych pod względem jakości, a nie wyłącznie według wartości wskaźnika, na przykład od najwyższego zadłużenia (najniższa jakość) do najniższego zadłużenia (najwyższa jakość). Uwaga ta odnosi się również do kolejnych tabel. Nie wszystkie wyniki potwierdzają obserwacje opisane w literaturze przedmiotu. Po uwzględnieniu anomalii w dochodach niepieniężnych nie zauważono żadnej relacji między dochodami pieniężnymi a średnimi nadwyżkowymi stopami zwrotu. Wyniki badania nie potwierdzają wniosków Sloana (1996) ani Richardsona i in. (2005) w odniesieniu do rynków rozwiniętych, że dochody niepieniężne są zbieżne z wysokimi stopami zwrotu. Uzyskane rezultaty wykazały umiarkowanie wyższe stopy zwrotu w przypadku spółek z wyższą płynnością w kontekście płynności bilansowej mierzonej relacją środków pieniężnych do aktywów. Ogólnie są zatem zgodne z dowodami przedstawionymi przez Palazzo (2012). Relacja między współczynnikiem rentowności a nadwyżkowymi stopami zwrotu okazała się podobna jak w obserwacjach Novy-Marxa (2013) dla rynków rozwiniętych. Ponadto spółki o wysokiej rentowności generują wyższe stopy zwrotu oraz charakteryzują się niższym ryzykiem rozumianym jako odchylenie standardowe stopy zwrotu. W przypadku zadłużenia nie zaobserwowano wyraźnej relacji monotonicznej, jednak firmy najmniej

zadłużone wypracowywały zwykle niższe stopy zwrotu. Akcje, z tytułu których wypłacono wyższe dywidendy, generują nieznacznie wyższe stopy zwrotu. Portfele sortowane według płynności obrotu zachowywały się identycznie jak portfele sortowane według płynności, mierzonej różnicą między ceną kupna a ceną sprzedaży. Okazuje się, że im wyższy wolumen obrotów w poprzednim miesiącu, tym wyższe są nadwyżkowe stopy zwrotu, a akcje o najmniejszej płynności są również akcjami najmniejszych spółek. Wyniki badania różnią się od wyników przedstawionych w pracy Lischewski i Voronkovej (2012), Amihuda i in. (2013) oraz Waszczuk (2013), którzy nie zaobserwowali żadnej regularności związanej z płynnością na badanych przez nich rynkach akcji w Europie Środkowo-Wschodniej.

Po zastosowaniu modelu czteroczynnikowego (tabela 2) okazuje się, że nie wszystkie zaobserwowane wcześniej nadwyżkowe stopy zwrotu pozostają istotnie różne od zera po ich skorygowaniu (obliczeniu współczynników alfa) względem modelu czteroczynnikowego prezentowanego w równaniu (2). W przypadku dochodów niepieniężnych nie zaobserwowano żadnej istotnej statystycznie relacji, choć ponadprzeciętne stopy zwrotu nieznacznie rosną w miarę obniżania się dochodów niepieniężnych. Brak istotnych statystycznie ponadprzeciętnych stóp zwrotu to także cecha portfeli sortowanych według płynności bilansowej, jednak w tym przypadku trudno mówić o jakiegokolwiek relacji pomiędzy wskaźnikiem jakości a współczynnikami alfa. Z kolei dla wskaźnika rentowności hipoteza zerowa, zakładająca brak relacji między rentownością a współczynnikami alfa, zostaje odrzucona. Odrzucono hipotezę zerową z testu GRS, a stopy zwrotu z zerokosztowych portfeli pozycji krótkich są dodatnie i statystycznie istotne. Współczynniki alfa portfeli sortowanych według zadłużenia potwierdzają obserwacje Bhandariego (1988). Wyniki inwestycyjne portfeli zerokosztowych dowodzą, że mniej zadłużone firmy generują niższe stopy zwrotu niż spółki silnie lewarowane. Między wskaźnikiem wypłaty dywidendy a wyrazami wolnymi od ryzyka nie zaobserwowano żadnej relacji. W przypadku stóp zwrotu z portfeli sortowanych według płynności obrotów przekrojowa zmienność wyrazów wolnych z modelu czteroczynnikowego jest nawet wyższa niż w przypadku surowych nadwyżkowych stóp zwrotu. Portfel przynoszący najniższe stopy zwrotu ma współczynnik alfa rzędu $-0,68\%$, a portfel o najwyższych stopach zwrotu – współczynnik alfa rzędu $0,94\%$. Wyraz wolny dla portfela *long/short* wynosi $0,94$ pkt proc., a hipoteza testowana statystyką GRS została niemal odrzucona (wartość p jest równa $5,1\%$). Test Pattona i Timmermanna nie wykazał relacji monotonicznej.

Również wyniki testów MR są źródłem interesujących informacji, które przedstawiono w tabeli 2. Okazuje się, że tylko w przypadku wskaźnika rentowności hipoteza zerowa o braku relacji monotonicznej zostaje odrzucona. We wszystkich pozostałych przypadkach rozkład wyrazów wolnych jest niemonotoniczny, a współczynnik alfa nie zwiększa się wraz ze zmianą cech bazowych odnoszących się do jakości. Innymi słowy, wysokie wartości statystyki testowej GRS mogą w pozostałych przypadkach wynikać z anormalnego zachowania się kilku nietypowych portfeli, a nie z monotonicznego wzrostu stóp zwrotu wraz ze zwiększaniem się czynnika systematycznego leżącego u podstaw teorii portfelowej. Z powyższą tezą jest zgodny wyłącznie przypadek rentowności.

Statystyki dotyczące stóp zwrotu z czynników wyceny aktywów przedstawiono w tabeli 3. Po zastosowaniu modelu czteroczynnikowego okazuje się, że statystycznie istotne są tylko dwa czynniki: płynność bilansowa i płynność obrotu. Co zaskakujące, płynność bilansowa nie pozwoliła na odrzucenie hipotezy zerowej testu GRS zaprezentowanego w tabeli 2, który odrzucono w poprzednim teście. Przyczyną może być silna anomalia w grupie małych spółek (kwestię tę omówiono w dalszej części artykułu). Powodem tego, że średnie nadwyżkowe stopy zwrotu i wyrazy wolne z modelu czteroczynnikowego nie są statystycznie istotnie różne od zera, mogą być po prostu stosunkowo krótkie szeregi czasowe.

Same wartości niejednokrotnie nie odbiegają od przedstawionych w literaturze światowej. Przykładowo, Novy-Marx (2013) wskazuje, że w ujęciu miesięcznym średnia nadwyżkowa stopa zwrotu i wyrazy wolne z modelu czteroczynnikowego w przypadku rentowności wyniosły, odpowiednio, 0,27% i 0,35% na rynku amerykańskim w latach 1973–2010. Innymi słowy, wysokość anormalnych stóp zwrotu jest zasadniczo taka sama, ale zastosowane szeregi czasowe są znacznie krótsze.

Tabela 3 przedstawia również współczynniki korelacji pomiędzy nadwyżkowymi stopami zwrotu z doraźnych czynników wyceny na wschodnio- i środkowoeuropejskich rynkach akcji a globalnym czynnikiem QMJ (jakość minus śmieć, ang. *quality minus junk*) wprowadzonym przez Asnessa, Frazziniego i Pedersena (2014)⁸. Rentowność i zadłużenie cechują się dodatnimi i istotnymi współczynnikami korelacji, co wskazuje na pewną integrację rynku. Jednak w przypadku wskaźnika obrotów współczynnik korelacji jest ujemny, co po raz kolejny dowodzi, że czynnik ten zachowuje się zdecydowanie inaczej na rynkach Europy Środkowo-Wschodniej niż na rynkach rozwiniętych.

Tabela 4 zawiera dodatkowe informacje dotyczące wyników inwestycyjnych portfeli sortowanych według jakości przy zastosowaniu dodatkowego sortowania według kapitalizacji spółek giełdowych. Literatura przedmiotu nie dostarcza zbyt wielu obserwacji w tym zakresie; np. w artykule Asnessa, Frazziniego i Pedersena (2014) w ogóle nie poruszono tej kwestii. Jednym z wyjątków jest badanie przeprowadzone przez Novy-Marxa (2013), które dowodzi, że premia za rentowność jest nieznacznie wyższa w spółkach o małej kapitalizacji. W sytuacji omówionej poniżej wskaźniki jakości można podzielić na cztery grupy. Przede wszystkim należy wspomnieć, że wskaźniki odnoszące się do jakości wymienione w tabeli 2, które nie wykazały żadnego istotnego powiązania ze stopami zwrotów (dochody niepieniężne, płynność bilansowa, wskaźnik wypłaty dywidendy), nadal generują nierównomierne lub niejednoznaczne wyniki. Ponadto efekt rentowności wydaje się równie silny we wszystkich spółkach giełdowych, niezależnie od kapitalizacji. Wskaźnik płynności obrotów przynosi nieco lepsze wyniki inwestycyjne w spółkach o dużej kapitalizacji. Stosunkowo ciekawy jest przypadek zadłużenia. Niskie stopy zwrotu z akcji spółek o małym zadłużeniu obserwuje się w przypadku dużych firm. W mniejszych podmiotach nie ma tak istotnej zależności, a dla niektórych segmentów wielkości jest ona wręcz odwrotna.

Zestawienie wyników w zakresie istotności statystycznej nadwyżkowych stóp zwrotu z podwójnie sortowanych portfeli przedstawiono w tabeli 5. Klasyczny model czteroczynnikowy Carharta (1997) wykorzystujący czynnik ryzyka SMB na ogół niezbyt dobrze objaśnia anormalne zachowanie się portfeli podwójnie sortowanych: według wielkości i jakości. Hipoteza z testu GRS została odrzucona w przypadku wszystkich wskaźników z wyjątkiem dochodów niepieniężnych. Wynika to głównie z anormalnej sytuacji w najmniejszych spółkach. Po uwzględnieniu ich anormalnych stóp zwrotu (przez wyeliminowanie najmniejszych akcji lub zastosowanie modelu opartego na MMR) wyniki drastycznie się zmieniają. W przypadku niemal wszystkich portfeli 5x5 statystyka testowa GRS i średnie wartości bezwzględne z wyrazów wolnych z modeli znacznie spadają. W rzeczywistości tylko jeden wskaźnik – płynność obrotu – pozostaje istotny statystycznie. Na granicy odrzucenia znalazły się trzy kolejne wskaźniki – płynność bilansowa, zadłużenie i rentowność (w konfiguracji 4x5 lub 5x5). Z kolei dochody niepieniężne i wskaźnik wypłaty dywidendy można dobrze wyjaśnić za pomocą czteroczynnikowego modelu wyceny aktywów, nie pozostawiając miejsca na anormalne stopy zwrotów.

⁸ Dane dotyczące zwrotów z czynnika QMJ pochodzą ze strony internetowej Lasse H. Pedersena: <http://www.lhpedersen.com/data> (dostęp 25 września 2014 r.).

Analizując informacje zawarte w tabeli 5, należy mieć na uwadze, że w badaniu kwintyle akcji pogrupowane według wielkości spółek są równoważne, jednak mają różne znaczenie dla inwestorów. W rzeczywistości wyniki kwintyla akcji o najniższych stopach zwrotu mają niewielkie znaczenie, praktycznie wyłącznie dla grup inwestorów indywidualnych. Ze względu na kwestie związane z płynnością spółki te mogą w ogóle nie być przedmiotem zainteresowania instytucji finansowych. W rezultacie, z praktycznego punktu widzenia dane zawarte w tabeli 2 mogą być dużo ważniejsze dla uczestników rynku akcji. Wyniki zaprezentowane w tabeli 5 należy ogólnie uznać za dane uzupełniające.

Kolejnym krokiem w prezentowanym badaniu była analiza stóp zwrotu z inwestycji w akcje sortowane według jakości w skrajnych warunkach rynkowych (tabela 6). Wstępne badanie na tym polu przeprowadzili Asness, Frazzini i Pedersen (2014), którzy zasugerowali, że akcje jakościowe dostarczają pewnego zabezpieczenia przed trudnymi warunkami na rynkach finansowych. Ich analiza skupiała się jednak wyłącznie na zagregowanym czynniku OMJ i jego relacji do czynnika Mkt-Rf. Wyniki przedstawione w tabeli 5 są bardziej szczegółowe. Po pierwsze, wiele wskazuje na to, że nie wszystkie portfele zerokosztowe są antycykliczne. Jedynie akcje sortowane według rentowności i zadłużenia gwarantowały pewne zabezpieczenie przed skrajnymi warunkami na rynku. Cechują je ujemne i istotne współczynniki beta względem ryzyka rynkowego oraz dodatnie i istotne współczynniki beta względem wahań zmienności i spreadów kredytowych. Wszystko wskazuje więc na to, że w okresach trudnej sytuacji rynkowej inwestorzy preferują mało zadłużone spółki, o wysokiej rentowności. Ten popyt ze strony inwestorów jest dodatkowym zabezpieczeniem przed załamaniami na rynkach akcji.

Z drugiej strony w przypadku akcji sortowanych według płynności obrotu nie zaobserwowano zjawiska „ucieczki w jakość”. W okresach spokoju i wzrostów najwyższe stopy zwrotu są generowane przez akcje o największej płynności, natomiast spółki o najniższych wskaźnikach obrotów charakteryzują się gorszymi wynikami niż szeroki rynek. Stopy zwrotu z tych portfeli są dodatnio skorelowane ze stopami zwrotu z rynku akcji i ujemnie skorelowane z takimi wskaźnikami, jak zmienność, ryzyko kredytowe, terminowe czy płynność. Może to m.in. wynikać stąd, że podczas wzrostów giełdowych rośnie popyt generowany przez nowych uczestników rynku i nowe fundusze (preferowane są akcje o większej płynności) lub z różnych zachowań spółek o małej i dużej kapitalizacji. Pełne objaśnienie tej anomalii wykracza poza zakres niniejszego opracowania i należy się nim zająć w dalszych badaniach.

Co ciekawe, wskaźnik płynności bilansowej zachowuje się podobnie jak wskaźniki płynności obrotu. Spółki posiadające duże zasoby gotówki generują wyższe stopy zwrotu podczas dominacji wzrostów na rynku niż podczas przewagi spadków. Współczynnik regresji jest ujemny oraz statystycznie istotny dla indeksu VIX. W przypadku spreadów TED, terminowych i kredytowych współczynniki również są ujemne, ale nie są istotne statystycznie. Fakt, że spółki posiadające duże zasoby gotówki generują wyższe stopy zwrotu w okresie dominacji wzrostów na rynku, może mieć kilka przyczyn. Przykładowo, może to wynikać z nadmiernie optymistycznej reakcji na perspektywy finansowania nowych inwestycji nadwyżkami gotówki lub z nadmiernej reakcji na potencjalny przepływ gotówki do inwestorów. Analiza tego zagadnienia również wykracza poza zakres niniejszego opracowania.

W tabeli 7 przedstawiono właściwości predykcyjne rozpiętości jakości. Rozpiętość oparta na dwóch wskaźnikach (płynność bilansowa oraz rentowność) wykazuje właściwości prognostyczne w odniesieniu do miesięcznych współczynników alfa. Ponadto płynność bilansowa oraz rentowność znajdują zastosowanie w przypadku okresów kwartalnych. Współczynniki regresji są statystycznie istotne na poziomie 95%, a ich wartości są spójne z wykładnią ekonomiczną. Niemniej jednak współczynnik R^2 jest stosunkowo niski. Rozpiętość jakości może służyć do objaśnienia wyłącznie 2,68–5,09% wariancji

współczynników alfa. W przypadku stóp zwrotu w ujęciu kwartalnym wartość ta wzrasta jednak do 8,46–9,74%. Oceniając zdolności predykcyjne rozpiętości jakości, warto zwrócić uwagę na dwie kwestie. Po pierwsze, współczynniki R^2 są w rzeczywistości wyższe niż w badaniach wykorzystujących inne wskaźniki rozpiętości. Przykładowo, Liu i Zhang (2006) dowodzą, że współczynniki R^2 z regresji w odniesieniu do rozpiętości wartości oraz różnica między wartością księgową a wartością rynkową nie przekraczają 3% w przypadku miesięcznych szeregów czasowych i 7% w przypadku kwartalnych szeregów czasowych. Po drugie, współczynnik R^2 zazwyczaj rośnie wraz ze zwiększaniem interwałów badanych szeregów czasowych (czyli wydłużaniem okresu prognozy, do którego mogłyby zostać zastosowane uzyskane wyniki), tak jak w przypadku rozpiętości wartości R^2 analizowanego przez Liu i Zhanga (2006). Niestety, historia wschodnio- i środkowoeuropejskich rynków akcji jest stosunkowo krótka i trudno skonstruować na tyle długie szeregi czasowe, by wystarczyły do przeprowadzenia wiarygodnego badania przy wykorzystaniu większych interwałów czasowych⁹.

4. Wnioski

W niniejszym opracowaniu po raz pierwszy przeanalizowano zagadnienie premii za jakość na rynkach Europy Środkowo-Wschodniej. Dowiedziono, że strategia inwestycyjna oparta na rentowności spółek generuje istotne statystycznie ponadprzeciętne stopy zwrotu. Co więcej, udowodniono, że płynność obrotu (definiowana jako stosunek obrotów w ciągu miesiąca do kapitalizacji spółki) jest dodatnio skorelowana z nadwyżkowymi stopami zwrotu z akcji. Im wyższa jest płynność obrotu, tym wyższe są współczynniki alfa. Ponadto badanie wykazało, że rentowne i niezadłużone spółki gwarantują częściowe zabezpieczenie w skrajnych warunkach rynkowych. Badanie zaprezentowane w niniejszym opracowaniu dowiodło też, że istnieje zależność pomiędzy stopami zwrotu z akcji wysoko- i niskojakościowych a zaproponowaną rozpiętością jakości, lecz współczynnik R^2 jest raczej niski.

Wyniki badania są istotne dla inwestorów, podmiotów zarządzających aktywami i osób oceniających wyniki funduszy inwestycyjnych. Po pierwsze, uzasadnione jest stosowanie niektórych strategii jakościowych przez zarządzających portfelami (lub wprowadzenie produktów opartych na takich strategiach, np. ETF lub indeksy funduszy) na rynkach Europy Środkowo-Wschodniej. Po drugie, oceniając wyniki portfeli na wschodnio- i środkowoeuropejskich rynkach akcji pod kątem decyzji inwestycyjnych lub do celów badawczych, należy uwzględnić wpływ niektórych wskaźników jakościowych. Ich pominięcie może zakłócić wyniki analiz.

Rezultaty badania mają jednak kilka ważnych ograniczeń. Po pierwsze, w badaniu nie uwzględniono braku płynności i kosztów transakcji, które z reguły są wysokie na rynkach wschodzących, zwłaszcza w małych spółkach i mikroprzedsiębiorstwach. Po drugie, na niektórych badanych rynkach obowiązują ograniczenia w zakresie inwestycji i przepływów kapitałowych. Są one jednak niewielkie, ponieważ wszystkie kraje objęte próbą badawczą to państwa członkowskie Unii Europejskiej. Po trzecie, okres badawczy (2002–2014) można uznać za stosunkowo krótki i dodatkowo dość specyficzny ze względu na trwający wówczas globalny kryzys finansowy. Dłuższe szeregi czasowe dla rynków Europy Środkowo-Wschodniej są jednak trudno dostępne.

⁹ Podjęte na potrzeby prezentowanego badania próby prognozowania w okresie dłuższym niż rok dały dwucyfrowy współczynnik R^2 , ale współczynniki regresji były dalekie od statystycznej istotności.

Dalsze badania zagadnień omawianych w niniejszym opracowaniu można prowadzić w kilku różnych kierunkach. Po pierwsze, artykuł stanowi punkt odniesienia dla przyszłych badań w zakresie modeli wyceny aktywów, a zaprezentowane wyniki można wykorzystać w badaniach nad rynkami Europy Środkowo-Wschodniej, biorąc pod uwagę specyficzne właściwości tych rynków. Po drugie, należy zbadać interakcje i efekty synergii między czynnikami jakościowymi (oraz tradycyjnymi czynnikami). Po trzecie, warto przeanalizować wpływ kosztów transakcji i ograniczonej płynności na wyniki inwestycyjne osiągnięte dzięki określonym strategiom jakościowym. Należy też zbadać źródła anormalnych stóp zwrotu w odniesieniu do odwróconej premii za płynność.

Bibliografia

- Altman E.I. (1968), Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy, *Journal of Finance*, 23(4), 589–609.
- Amihud Y. (2002), Illiquidity and stock returns, cross-section and time-series effects, *Journal of Financial Markets*, 5, 31–56.
- Amihud Y., Hameed A., Kang W., Zhang H. (2013), *The illiquidity premium, international evidence*, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2191949> (dostęp 7 grudnia 2014).
- Ang A. (2014), *Asset management: a systematic approach to factor investing*, Oxford University Press, Oxford.
- Asness C., Frazzini A. (2013), The devil in HML's detail, *Journal of Portfolio Management*, 39, 49–68.
- Asness C.S., Frazzini A., Pedersen L.H. (2014), *Quality minus junk*, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2312432> (dostęp 25 sierpnia 2014).
- Bali C., Cakici N., Fabozzi F. (2013), Book-to-market and the cross-section of expected stock returns in international stock markets, *Journal of Portfolio Management*, 39, 101–115.
- Bekaert G., Harvey C., Lundblad C. (2007), Liquidity and expected returns. Lessons from emerging markets, *Review of Financial Studies*, 20, 1783–1831.
- Bhandari L.C. (1988), Debt/equity ratio and expected common stock returns, empirical evidence, *Journal of Finance*, 43(2), 507–528.
- Brown A., Du D.Y., Rhee S.G., Zhang L. (2008), The returns to value and momentum in Asian markets, *Emerging Markets Review*, 9, 79–88.
- Campbell J.Y., Hilscher J., Szilagyi J. (2008), In search of distress risk, *Journal of Finance*, 63, 2899–2939.
- Carhart M.M. (1997), On persistence in mutual fund performance, *Journal of Finance*, 52, 57–82.
- Chui A.C., Titman S., Wei K.J. (2010), Individualism and momentum around the world, *Journal of Finance*, 65, 361–392.
- Clayman M. (1994), Excellence revisited, *Financial Analysts Journal*, 50(3), 61–66.
- Cochrane J.H. (2005), *Asset pricing*, Princeton University Press, Princeton.
- Cohen R.B., Polk C., Vuolteenaho T. (2003), The value spread, *Journal of Finance*, 58(2), 609–641.
- Cooper M.J., Gulen H., Schill M.J. (2008), Asset growth and the cross-section of stock returns, *Journal of Finance*, 63, 1609–1651.
- Damodaran A. (2004), *Investment fables, exposing the myths of can't miss investment strategies*, Pearson Education Inc., New Jersey.

- Davis J. (1994), The cross-section of realized stock returns: the pre-Compustat evidence, *Journal of Finance*, 49, 1579–1593.
- De Moor L., Sercu P. (2013a), The smallest firm effect: an international study, *Journal of International Money and Finance*, 32, 129–155.
- De Moor L., Sercu P. (2013b), The smallest stocks are not just smaller: global evidence, *European Journal of Finance*, w druku.
- Fama E.F., French K.R. (1989), Business conditions and expected returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 25, 23–49.
- Fama E.F., French K.R. (1993), Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 33, 3–56.
- Fama E.F., French K.R. (1998), Value versus growth: the international evidence, *Journal of Finance*, 53, 1975–1999.
- Fama E.F., French K.R. (2006), Profitability, investment and average returns, *Journal of Financial Economics*, 82, 491–518.
- Fama E.F., French K.R. (2008), Dissecting anomalies, *Journal of Finance*, 63(4), 1653–1678.
- Fama E.F., French K.R. (2012), Size, value, and momentum in international stock returns, *Journal of Financial Economics*, 105, 457–472.
- Fama E.F., French K.R. (2014), *A five-factor asset pricing model*, Fama-Miller Working Paper, <http://ssrn.com/abstract=2287202> (dostęp 25 sierpnia 2014).
- George T.J., Hwang C.Y. (2010), A resolution of the distress risk and leverage puzzles in the cross section of stock returns, *Journal of Financial Economics*, 96, 56–79.
- Gibbons M.R., Ross S.A., Shanken J. (1989), A test of the efficiency of a given portfolio, *Econometrica*, 57, 1121–1152.
- Griffin J.M., Lemmon M.L. (2002), Book-to-market equity, distress risk, and stock returns, *Journal of Finance*, 57, 2317–2336.
- Hahn J., Lee H. (2009), Financial constraints, debt capacity, and the cross-section of stock returns, *Journal of Finance*, 64, 891–921.
- Haugen R.A., Baker N.L. (1996), Commonality in the determinants of expected stock returns, *Journal of Financial Economics*, 41(3), 401–439.
- Healy P.M. (1985), The effect of bonus schemes on accounting decisions, *Journal of Accounting and Economics*, 7(1–3), 85–107.
- Horowitz J.L., Loughran T., Savin N. (2000), Three analyses of the firm size premium, *Journal of Empirical Finance*, 7, 143–153.
- Jensen M.C. (1986), Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers, *American Economic Review*, 76(2), 323–329.
- Korajczyk R.A., Sadka R. (2008), Pricing the commonality across alternative measures of liquidity, *Journal of Financial Economics*, 87, 45–72.
- Lewellen J. (2011), *The cross-section of expected stock returns*, <http://faculty.tuck.dartmouth.edu/images/uploads/faculty/jonathan-lewellen/ExpectedStockReturns.pdf> (dostęp 25 sierpnia 2014).
- Liew J., Vassalou M. (2000), Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth?, *Journal of Financial Economics*, 57, 221–245.
- Lintner J. (1965), The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *Review of Economics and Statistics*, 47, 13–37.

- Lischewski J., Voronkova S. (2012), Size, value and liquidity. Do they really matter on an emerging stock market? *Emerging Markets Review*, 13, 8–25.
- Liu W. (2006), A liquidity-augmented capital asset pricing model, *Journal of Financial Economics*, 82, 631–671.
- Liu N., Zhang L. (2006), Is the value spread a useful predictor of returns?, *Journal of Financial Markets*, 11(3), 199–227.
- Liu M., Liu Q., Ma T. (2011), The 52-week high momentum strategy in international stock markets, *Journal of International Money and Finance*, 30, 180–204.
- Loughran T. (1997), Book-to-market across firm size, exchange, and seasonality: Is there an effect? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, 607–618.
- Michou M. (2009), Is the value spread a good predictor of stock returns? UK evidence, *Journal of Business Finance Accounting*, 36(7–8), 925–950.
- Mohanram P. (2005), Separating winners from losers among low book-to-market stocks using financial statement analysis, *Review of Accounting Studies*, 10, 133–170.
- Mossin J. (1966), Equilibrium in a capital asset market, *Econometrica*, 34, 768–783.
- Novy-Marx R. (2013), The other side of value: the gross profitability premium, *Journal of Financial Economics*, 108(1), 1–28.
- Ohlson J.A. (1980), Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy, *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109–131.
- Palazzo B. (2012), Cash holdings, risk, and expected returns, *Journal of Financial Economics*, 104, 162–185.
- Patton A.J., Timmermann A. (2010), Monotonicity in asset returns: new tests with applications to the term structure, the CAPM and portfolio sorts, *Journal of Financial Economics*, 98, 605–625.
- Penman S., Richardson S., Tuna I. (2007), The book-to-price effect in stock returns: accounting for leverage, *Journal of Accounting Research*, 45(2), 427–467.
- Peters T. (1982), *In search of excellence, lessons from America's best run companies*, Grand Central Publishing, New York.
- Richardson S., Sloan R.G., Soliman M., Tuna I. (2005), Accrual reliability, earnings persistence and stock prices, *Journal of Accounting and Economics*, 39(3), 437–485.
- Rouwenhorst G. (1999), Local factors and turnover in emerging markets, *Journal of Finance*, 54, 1439–1464.
- Sharpe W.F. (1964), Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance*, 19, 425–442.
- Sloan R.G. (1996), Do stock prices reflect information in accruals and cash flows about future earnings?, *Accounting Review*, 71, 289–315.
- Waszczuk A. (2013), A risk-based explanation of return patterns – evidence from the Polish stock market, *Emerging Markets Review*, 15, 186–210.
- Willenbrock S. (2011), Diversification return, portfolio rebalancing, and the commodity return puzzle, *Financial Analysts Journal*, 67, 42–49.
- Yao Y. (2012), Momentum, contrarian, and the January seasonality, *Journal of Banking and Finance*, 36, 2757–2769.
- Zacks L. (2011), *The handbook of equity market anomalies, translating market inefficiencies into effective investment strategies*, Wiley, Hoboken.

- Zaremba A. (2014a), *Quality investing and the cross-section of country returns*, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2372152> (dostęp 6 grudnia 2014).
- Zaremba A. (2014b), *Value, size, momentum, and unique role of microcaps in CEE market stock returns*, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2473818> (dostęp 11 lutego 2014).
- Zaremba A. (2014c), *Country selection strategies based on quality*, <http://ssrn.com/abstract=2536807> (dostęp 17 grudnia 2014).
- Zaremba A., Konieczka P. (2014), *Quality investing in CEE emerging markets*, *Business, Management and Education*, 12(2), 159–180.

Podziękowania

Wyniki badania prezentowanego w niniejszym artykule zostały przedstawione na konferencji „Contemporary Issues in Business, Management and Education’ 2015”, Wileński Uniwersytet Techniczny im. Giedymina, Wilno, 12–13 listopada 2014 r. (Zaremba, Konieczka 2014).

Aneks

Tabela 1

Nadwyżkowe stopy zwrotów z portfeli kwintylowych sortowanych według wskaźników jakości

	Min.	2	3	4	Maks.	Maks.–Min.
Dochody niepieniężne						
Średnia	0,59	0,71	1,54	0,94	0,86	0,27
Odchylenie standardowe	6,69	6,79	7,17	7,72	8,23	5,89
Wskaźnik Sharpe'a	0,09	0,10	0,22	0,12	0,10	0,05
Średnia kapitalizacja rynkowa	300	550	386	315	145	
Płynność bilansowa						
Średnia	0,59	0,44	0,96	0,93	1,11	0,52
Odchylenie standardowe	6,27	6,36	7,28	6,91	7,21	5,43
Wskaźnik Sharpe'a	0,09	0,07	0,13	0,13	0,15	0,10
Średnia kapitalizacja rynkowa	76	252	480	445	251	
Rentowność						
Średnia	0,25	0,42	1,09	1,20	0,96	0,71
Odchylenie standardowe	8,30	8,09	7,53	7,32	5,90	6,19
Wskaźnik Sharpe'a	0,03	0,05	0,14	0,16	0,16	0,11
Średnia kapitalizacja rynkowa	105	229	514	254	180	
Zadłużenie						
Średnia	0,88	0,88	0,90	0,91	0,52	-0,36
Odchylenie standardowe	7,95	6,91	7,00	5,73	5,66	5,43
Wskaźnik Sharpe'a	0,11	0,13	0,13	0,16	0,09	-0,07
Średnia kapitalizacja rynkowa	560	241	327	252	121	
Wskaźnik wypłaty dywidendy						
Średnia	0,87	1,00	1,71	1,07	1,24	0,37
Odchylenie standardowe	6,21	9,84	8,16	8,57	8,63	6,50
Wskaźnik Sharpe'a	0,14	0,10	0,21	0,12	0,14	0,06
Średnia kapitalizacja rynkowa	232	364	357	707	541	
Płynność obrotu						
Średnia	0,47	0,77	0,52	0,90	1,08	0,61
Odchylenie standardowe	4,82	5,85	6,77	7,65	7,01	5,90
Wskaźnik Sharpe'a	0,10	0,13	0,08	0,12	0,15	0,10
Średnia kapitalizacja rynkowa	92	138	157	286	538	

Tabela prezentuje podstawowe statystyki dotyczące portfeli sortowanych według sześciu różnych zmiennych jakościowych. „Min.” oznacza portfel o najniższej jakości, natomiast „Maks.” o najwyższej jakości. „Maks.–Min.” oznacza stopę zwrotu z portfela inwestycyjnego obejmującego pozycję długą w akcjach o najwyższej jakości i pozycję krótką w akcjach o najniższej jakości. Średnia i odchylenia standardowe są wyrażone w procentach, kapitalizacja jest wyrażona w milionach euro.

Tabela 2

Wyrazy wolne z modelu czteroczynnikowego objaśniającego miesięczne nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli sortowanych według wskaźników jakości

	Min.	2	3	4	Maks.	Maks.- Min.	GRS		MR
							wartość statystyki testowej	wartość <i>p</i>	wartość <i>p</i>
Dochody niepieniężne	-0,28 (-0,86)	-0,14 (-0,55)	0,39 (1,22)	0,07 (0,22)	0,49 (1,19)	0,76 (1,39)	0,56	72,9	63,12
Płynność bilansowa	-0,60 (-1,56)	-0,25 (-1,01)	0,37 (1,60)	0,18 (0,89)	-0,05 (-0,17)	0,55 (1,11)	1,13	34,5	21,18
Rentowność	-0,57 (-1,38)	-0,36 (-1,14)	0,31 (1,25)	0,36 (1,02)	0,58 (1,80)	1,15 (2,11)	2,71	2,3	0,67
Zadłużenie	0,44 (2,19)	-0,08 (-0,32)	-0,10 (-0,41)	0,15 (0,63)	-0,50 (-1,61)	-0,94 (-2,24)	2,23	5,5	82,28
Wskaźnik wypłaty dywidendy	0,05 (1,07)	-0,33 (-0,53)	-0,46 (-0,86)	-0,19 (-0,31)	0,22 (0,35)	0,17 (0,27)	0,68	64,1	16,25
Płynność obrotu	-0,68 (-2,09)	-0,87 (-2,03)	-0,36 (-1,22)	0,39 (1,49)	0,26 (1,52)	0,94 (2,40)	2,27	5,1	10,74

Tabela prezentuje wyrazy wolne portfeli sortowanych według sześciu różnych parametrów jakości. „Min.” oznacza portfel o najniższej jakości, natomiast „Maks.” o najwyższej jakości. „Maks.-Min.” oznacza stopę zwrotu z portfela inwestycyjnego obejmującego pozycję długą w akcjach o najwyższej jakości i pozycję krótką w akcjach o najniższej jakości. Wyrazy wolne i wartości *p* są wyrażone w procentach. MR oznacza istotność statystyczną *t*-stat z testu relacji monotonicznej. Liczby podane w nawiasach to statystyki *t* określające istotność statystyczną. GRS oznacza statystykę testową Gibbonsa, Rossa i Shankena (1989).

Tabela 3

Doraźne czynniki wyceny aktywów powiązane z jakością

	Dochody niepieniężne	Płynność bilansowa	Rentowność	Zadłużenie	Wskaźnik wypłaty dywidendy	Płynność obrotu
Średnia	0,41 (1,49)	0,52 (1,82)	0,27 (0,68)	0,22 (0,63)	-0,15 (-0,46)	0,47 (1,05)
Wyraz wolny z modelu czteroczynnikowego	0,18 (0,58)	0,66 (2,16)	0,32 (0,75)	0,19 (0,51)	-0,32 (-0,80)	1,10 (2,80)
Odchylenie standardowe	3,30	3,49	4,86	4,34	4,06	5,50
Wskaźnik Sharpe'a	0,12	0,15	0,06	0,05	-0,04	0,09
Współczynnik korelacji z QMJ	0,04 (0,40)	-0,29 (-3,42)	0,30 (3,60)	0,31 (3,62)	0,13 (1,53)	-0,50 (-6,53)

Tabela przedstawia statystyki dotyczące portfeli czynnikowych bazujących na parametrach jakości. Dane w ujęciu miesięcznym, wyrazy wolne, średnie i odchylenia standardowe wyrażone są w procentach. Wyrażenia w nawiasach to statystyki *t* określające, czy wartości są statystycznie istotnie różne od zera.

Tabela 4

Nadwyżkowe stopy zwrotów z 5x5 portfeli spółek sortowanych według jakości i wielkości

	Średnia					Średnia				
	Min.	2	3	4	Maks.	Min.	2	3	4	Maks.
	Dochody niepieniężne					Płynność obrotu				
Małe	2,43	3,12	2,00	1,50	2,53	4,05	2,43	3,92	2,80	4,38
2	2,03	1,79	2,81	1,16	1,51	1,23	0,79	1,96	1,55	1,25
3	0,86	1,54	0,73	0,27	-0,19	0,94	0,22	1,15	1,28	1,35
4	0,96	0,97	0,94	1,02	1,75	0,41	0,20	0,92	1,39	0,98
Duże	0,65	0,65	1,57	1,04	0,56	0,40	0,36	0,43	0,88	1,06
	Płynność bilansowa					Rentowność				
Małe	3,53	3,33	3,27	3,68	2,82	2,08	2,93	2,21	1,43	2,37
2	0,62	1,41	1,55	1,70	2,90	-0,34	1,65	2,66	2,74	1,17
3	0,40	1,49	1,13	1,21	1,01	0,80	1,32	1,40	1,47	1,11
4	1,17	0,20	0,72	0,91	1,04	0,73	1,25	1,46	0,33	1,43
Duże	0,17	0,34	1,00	0,91	1,16	0,20	0,33	1,03	1,28	0,87
	Zadłużenie					Wskaźnik wypłaty dywidendy				
Małe	3,71	2,45	2,70	2,97	3,81	3,89	0,93	4,98	3,94	3,48
2	0,80	1,74	1,82	2,16	0,94	1,47	1,17	-0,33	1,86	0,31
3	0,24	1,30	1,06	0,30	0,93	1,08	1,14	-0,17	1,82	2,78
4	0,30	0,71	0,40	1,12	0,93	0,80	0,74	0,73	1,03	1,87
Duże	0,87	0,79	0,92	0,83	0,31	0,84	0,53	1,62	0,56	0,77

Tabela prezentuje średniomiesięczne stopy zwrotu z portfeli podwójnie sortowanych: według sześciu różnych parametrów jakości oraz według kapitalizacji rynkowej. „Min.” oznacza portfel o najniższej jakości, „Maks.” o najwyższej jakości, „Małe” to spółki giełdowe o najniższej kapitalizacji, natomiast „Duże” to spółki o najwyższej kapitalizacji. Wartości wyrażone są w procentach.

Tabela 5

Wyniki analizy anormalnych stóp zwrotu z portfeli spółek sortowanych według rozmiaru i jakości

	5x5					4x5				
	GRS	wartość p	$ \hat{\alpha} $	R^2	$s(\hat{\alpha})$	GRS	wartość p	$ \hat{\alpha} $	R^2	$s(\hat{\alpha})$
Dochody niepieniężne										
4F (SMB)	1,24	22,24	0,64	55,62	0,81	0,93	55,06	0,47	60,59	0,62
4F (MMR)	1,11	33,86	0,66	50,02	0,85	1,27	21,08	0,62	54,64	0,83
Płynność bilansowa										
4F (SMB)	2,29	0,16	0,69	60,90	0,94	1,26	21,84	0,39	66,38	0,46
4F (MMR)	1,46	9,37	0,61	53,37	0,76	1,37	14,81	0,53	58,70	0,67
Rentowność										
4F (SMB)	1,67	3,64	0,82	56,13	0,83	1,40	13,33	0,62	60,62	0,65
4F (MMR)	1,28	18,65	0,62	52,68	0,70	1,64	5,35	0,61	57,01	0,73
Zadłużenie										
4F (SMB)	2,40	0,09	0,70	60,44	0,91	1,26	21,70	0,45	66,34	0,51
4F (MMR)	1,40	11,89	0,57	52,97	0,75	1,33	17,29	0,51	58,71	0,57
Wskaźnik wypłaty dywidendy										
4F (SMB)	2,91	0,01	1,13	39,72	1,75	0,79	72,44	0,75	44,07	1,01
4F (MMR)	1,10	35,27	1,23	36,93	1,82	0,69	82,84	0,87	40,16	1,19
Płynność obrotu										
4F (SMB)	3,93	0,00	0,84	62,37	1,20	1,87	2,05	0,51	67,11	0,59
4F (MMR)	1,92	1,07	0,52	57,11	0,63	1,95	1,41	0,53	60,02	0,63

Tabela przedstawia podsumowanie przeprowadzonych analiz regresji zgodnie modelami przedstawionymi w równaniach (2) i (8), które w tabeli oznaczono odpowiednio „4F (SMB)” oraz „4F (MMR)”. Zmienną objaśnianą stanowiły nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli przedstawionych w tabeli 4, natomiast zmienne objaśniające to stopy zwrotu z czynników wyceny aktywów Mkt-Rf, SMB, HML i WML dla równania (2) oraz Mkt-Rf, MMR, HML i WML dla równania (8). Prezentowane statystyki odnoszą się do grup 25 („5x5”) lub 20 („4x5”) portfeli pochodzących z sortowań według kapitalizacji i poszczególnych zmiennych jakościowych wskazanych w nagłówkach tabeli. GRS to wartość statystyki testowej zaproponowanej przez Gibbonsa, Rossa i Shankena (1989), współczynnik $|\hat{\alpha}|$ to średnia wartość bezwzględna z oszacowań wyrazów wolnych, R^2 to średni współczynnik R^2 , a $s(\hat{\alpha})$ oznacza odchylenie standardowe oszacowań wyrazów wolnych. Wartość p odnosi się do statystyki GRS. Wartości p , wyrazy wolne, R^2 oraz odchylenia kwadratowe są wyrażone w procentach.

Tabela 6
Współczynniki regresji ze wskaźnikami warunków skrajnych

	Dochody niepieniężne	Płynność bilansowa	Rentowność	Zadłużenie	Wskaźnik wyплаты dywidendy	Płynność obrotu
Mkt-Rf	0,01 (0,14)	0,20 (5,02)	-0,24 (-4,12)	-0,29 (-5,51)	-0,06 (-1,14)	0,49 (8,74)
Zmienność	-0,08 (-1,66)	-0,15 (-3,01)	0,16 (2,12)	0,28 (4,28)	0,01 (0,11)	-0,46 (-6,27)
Spread terminowy	0,89 (0,52)	-1,60 (-0,88)	3,00 (1,17)	2,18 (0,93)	-1,91 (-0,90)	-4,67 (-1,65)
Spread kredytowy	0,55 (0,53)	-1,68 (-1,52)	3,71 (2,40)	3,91 (2,78)	-0,17 (-0,13)	-4,53 (-2,64)
TED	0,90 (0,62)	-1,29 (-0,82)	-0,79 (-0,36)	0,23 (0,12)	-0,72 (-0,39)	-3,97 (-1,63)

Tabela prezentuje współczynniki regresji wyrazów wolnych z modelu czteroczynnikowego względem zmian wybranych parametrów ryzyka. Liczby podane w nawiasach oznaczają statystyki testowe t , określające istotność statystyczną współczynników regresji.

Tabela 7
Wyniki analizy regresji z zastosowaniem rozpiętości jakości

	Prognozy miesięczne				Prognozy kwartalne			
	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	F-stat	R ² (%)	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	F-stat	R ² (%)
Dochody niepieniężne	0,01 (1,23)	-0,10 (-1,15)	1,32	0,90	0,04 (1,30)	-0,28 (-1,20)	1,43	2,95
Płynność bilansowa	-0,02 (-1,58)	0,24 (2,00)	3,99	2,68	-0,08 (-1,68)	0,77 (2,08)	4,34	8,46
Rentowność	-0,07 (-2,68)	0,17 (2,79)	7,78	5,09	-0,20 (-2,16)	0,50 (2,25)	5,07	9,74
Zadłużenie	-0,25 (-0,93)	0,06 (0,94)	0,88	0,60	-0,62 (-0,87)	0,15 (0,88)	0,77	1,61
Wskaźnik wyплаты dywidendy	0,00 (0,07)	0,00 (-0,57)	0,32	0,22	0,00 (0,12)	-0,01 (-0,59)	0,35	0,74
Płynność obrotu	0,03 (1,46)	0,00 (-0,96)	0,92	0,63	0,09 (1,21)	-0,01 (-0,82)	0,67	1,40

Tabela przedstawia wyniki regresji wyrazów wolnych z czteroczynnikowego modelu wyceny względem rozpiętości jakości. $\hat{\beta}_0$ oraz $\hat{\beta}_1$ oznaczają oszacowania parametrów regresji.

Definicje cech jakościowych

1. Dochody niepieniężne = - (zmiana w kapitale obrotowym z $t - 12$ do t - amortyzacja narastająca w ciągu 12 miesięcy ($t - 12$ do t) / wartość aktywów w czasie t . Im wyższa wartość, tym wyższa jakość.
2. Płynność bilansowa = środki pieniężne i inwestycje krótkoterminowe / aktywa. Im wyższa wartość, tym wyższa jakość.
3. Rentowność = zysk ze sprzedaży brutto w ciągu 12 miesięcy ($t - 12$ do t) / suma aktywów. Im wyższa wartość, tym wyższa jakość.
4. Zadłużenie = suma aktywów / kapitał własny. Im niższa wartość, tym wyższa jakość¹⁰.
5. Wskaźnik wypłaty dywidendy = dywidendy wypłacone w ciągu 12 miesięcy ($t - 12$ do t) / przychody netto w ciągu 12 miesięcy ($t - 12$ do t). Im wyższa wartość, tym wyższa jakość.
6. Płynność obrotu = wartość rynkowa akcji będących w obrocie w ostatnim miesiącu / kapitalizacja rynkowa spółki w czasie t .

¹⁰ Założenie, że im niższy poziom dźwigni finansowej, tym wyższa jakość spółki, sformułowali Asness, Frazzini i Pedersen (2014) i odnosi się ono do ryzyka kredytowego. Niski poziom zadłużenia może jednak wynikać z niewykorzystania kapitałów obcych w finansowaniu, co może świadczyć o nieefektywnym zarządzaniu przedsiębiorstwem.

Quality investing in Central and Eastern Europe

Abstract

The aim of this paper is to examine the return patterns related to six distinct quality characteristics: accruals, balance sheet liquidity, profitability, leverage, payout ratio and turnover. We document a strong gross-profitability premium and an inverted liquidity premium. Profitable and not heavily leveraged companies provide a partial hedge against market distress. Furthermore, the paper proposes quality spreads as a forecasting tool and shows that they have predictive abilities over quality premiums related to leverage, profitability and bid-ask spread. The study investigates performance of more than 1,300 stocks from 11 Central and Eastern European countries for the period 2002–2014. We use sorting, cross-sectional tests, regression, and tests of a monotonic relation.

Keywords: cross-section of stock returns, quality investing, CEE stock market, Central and Eastern Europe, gross profitability premium, liquidity premium, leverage, accruals