

ADAM ZAREMBA, PRZEMYSŁAW KONIECZKA\*

---

## **Znaczenie stopy dywidendy w optymalizacji portfela akcji na rynku Europy Środkowo-Wschodniej<sup>1</sup>**

### **Wprowadzenie**

Możliwość objaśniania przekrojowej zmienności stóp zwrotu przez wybrane czynniki fundamentalne była przedmiotem wielu badań prowadzonych zarówno przez zwolenników tradycyjnych finansów, jak i finansów behawioralnych. W świetle teorii tradycyjnych możliwość objaśniania zmienności stóp zwrotu na podstawie czynników fundamentalnych ma związek z ryzykiem wynikającym ze zmienności tych czynników. Zgodnie z interpretacją przedstawicieli finansów behawioralnych możliwość objaśniania stóp zwrotu przez czynniki fundamentalne wynika z nieracjonalnego zachowania inwestorów. Uczestnicy rynku akcji mają skłonność do popełniania błędów uwarunkowanych psychologicznie. Dodatkowy wpływ na powyższe okoliczności mają również ograniczenia wynikające z architektury rynku oraz nieracjonalne zachowania inwestorów instytucjonalnych, które uniemożliwiają uniknięcie nieprawidłowej wyceny aktywów.

Szeroko zakrojone studia nad zależnościami pomiędzy stopami zwrotu a czynnikami fundamentalnymi pokazały, że jedną z takich zmiennych wpływających na stopy zwrotu z akcji jest stopa dywidendy<sup>2</sup>. Wpływ stopy dywidendy na stopy zwrotu z akcji w literaturze naukowej zwany jest również efektem stopy dywidendy.

Początkowe studia nad zależnością pomiędzy wskaźnikiem stopy dywidendy a stopami zwrotu opierały się na analizie zagregowanych szeregów czasowych. Fama i French (1988), Campbell i Shiller (1988a, b) oraz Cochrane, DeFina i Mills (1993), analizując szeregi czasowe, zauważyli, że stopy dywidendy w istotny sposób objaśniały zmienność stóp zwo-

---

\* Dr Adam Zaremba, Katedra Inwestycji i Rynków Kapitałowych, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, e-mail: adam.zaremba@ue.poznan.pl; mgr Przemysław Konieczka, Kolegium Gospodarki Światowej, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, e-mail: przemyslaw.konieczka@doktorant.sgh.waw.pl

<sup>1</sup> W niniejszym badaniu wykorzystano wsparcie finansowe z konkursu OPUS prowadzonego przez Narodowe Centrum Nauki przyznane na podstawie decyzji DEC-2013/09/B/HS4/01335. Stanowi ono część projektu badawczego zatytułowanego „Decyzje finansowe w spółkach publicznych na nieefektywnym rynku kapitałowym”.

<sup>2</sup> Fama i French (1988), Campbell i Shiller (1988a,b), Cochrane (1992), Cochran, DeFina, Mills (1993) Goetzmann i Jorion (1995), Wolf (2000), Goyal i Welch (2003, 2008), Campbell i Yogo (2006), Campbell i Thompson (2008), Ang i Bekaert (2007), Maio i Santa Clara (2013)

tu. Fama i French (1988) stwierdzili, że zależność pomiędzy stopami dywidendy a stopami zwrotu zwiększa się w miarę wydłużania horyzontu czasowego. Ang i Beakert (2007) przeprowadzili podobne badania, opierając się na szeregach czasowych o różnym horyzoncie czasowym. Wykazali, że stopy dywidendy w istotny sposób objaśniają osiągnięte stopy zwrotu zarówno w dłuższym, jak i w krótszym horyzoncie czasowym.

W późniejszym okresie przedmiotowe zagadnienie analizowano również z wykorzystaniem danych przekrojowych. Mei (1992) i Lewellen (2004) wykazali występowanie efektu stopy dywidendy w stopach zwrotu z akcji dla rynku amerykańskiego. Claessens, Dasgupta i Glen (1995), analizując dane przekrojowe, zauważyli, że dla wybranych rynków wschodzących stopa dywidendy w istotny statystycznie sposób objaśnia przekrojową zmienność stóp zwrotu. Maio i Santa Clara (2015) wykazali, że zmienność stopy dywidendy jest silnie powiązana ze spodziewanymi stopami zwrotu, ale nie ze spodziewanym wzrostem dywidendy. Lewellen (2014), wykorzystując regresję przekrojową Famy-MacBetha (1973), wykazał, że stopa dywidendy objaśnia przekrojową zmienność stóp zwrotu, jednak przy dość niskiej statystycznej istotności. Żadne z przytoczonych powyżej badań swoim zakresem nie obejmowało jednak rynków Europy Środkowo-Wschodniej. Lyn i Zynowisch (2004) badały występowanie efektu dywidendy na rynkach Europy Środkowo-Wschodniej, jednak biorąc pod uwagę tylko kilka krajów, a nie cały region. Autorki zauważyły, że dla wybranych krajów stopa dywidendy jest przeciętnie dodatnio skorelowana ze stopami zwrotu z akcji, ale przy niskiej istotności statystycznej.

Goetzmann i Jorion (1993) oraz Goyal i Welch (2003), odwołując się do prowadzonych na przestrzeni lat badań, poddali jednak pod wątpliwość możliwość objaśniania przekrojowej zmienności stóp zwrotu poprzez wskaźnik stopy dywidendy. Różnice w obserwacjach poczynionych przez obie grupy badaczy tłumaczone są jako konsekwencja przyjętej metody badawczej, rozmiaru próby, typu analizowanego rynku czy przyjętego okresu (Goyal, Welch 2003).

Co interesujące, niektóre badania wskazują również, że stopa dywidendy może zostać wykorzystana do objaśniania przekrojowej zmienności oraz prognozowania stóp zwrotu na poziomie całych państw lub indeksów giełdowych. Do takich wniosków dochodzą między innymi Kim (2012), Zaremba i Konieczka (2014) oraz Zaremba (2015a).

Główną motywacją niniejszego artykułu było zbadanie roli, jaką odgrywa stopa dywidendy w kształtowaniu stóp zwrotu z akcji na rynkach Europy Środkowo-Wschodniej z uwzględnieniem spółek małych i mikro-spółek. W ramach tego opracowania badano istotność objaśniania przekrojowej zmienności stóp zwrotów z akcji poprzez wskaźnik stopy dywidendy, korzystając z miernika nazwanego przez autorów premią za stopę dywidendy. W niniejszym artykule premię za stopę dywidendy zdefiniowano jako stopa zwrotu z akcji o wysokiej dywidendzie (po skorygowaniu o ryzyko) w stosunku do stopy zwrotu z akcji o niskiej lub zerowej dywidendzie. Zgodnie z wiedzą autorów niniejszy artykuł jest pierwszym opracowaniem tak szeroko badającym przedmiotową kwestię dla całego regionu Europy Środkowo-Wschodniej, dlatego też wypełnia ważną lukę w literaturze przedmiotu.

Wartość merytoryczną niniejszego opracowania można rozpatrywać w kilku aspektach. Po pierwsze, zbadano, czy w Europie Środkowo-Wschodniej można zaobserwować występowanie premii za stopę dywidendy, opierając się na próbie 1153 spółek z 11 krajów w latach 2002–2014. Po drugie, porównano stopy zwrotu z portfeli konstruowanych na podstawie historycznych oraz prognozowanych wartości dywidendy. Po trzecie, przetestowano, czy inwestycje w portfele akcji posortowane według stóp dywidendy przesuwają granicę efektywną, jeśli weźmie się pod uwagę nadmierną skośność oraz kurtozę. Po czwarte zbadano, czy premia za stopę dywidendy jest równie wysoka dla wszystkich spółek, bez względu na ich kapitalizację.

Dodatkowo należy zwrócić uwagę na zastosowane metody badawcze. W badaniu wykorzystano zarówno tradycyjne modele trój- i czteroczynnikowe, szacowane na podstawie danych przekrojowych z rynków Europy Środkowo-Wschodniej, jak i model regresji przekrojowej zaproponowany przez Zarembę (2015b), uwzględniający spółki o mikrokapitalizacji. Ponadto przeprowadzono testy relacji monotonicznej zaproponowane przez Pattona i Timmermanna (2010).

Najważniejsze rezultaty badania można podsumować w sposób następujący. Po pierwsze zauważono, że akcje spółek o wysokiej dywidendzie osiągają ponadprzeciętne stopy zwrotu w ujęciu skorygowanym o ryzyko w stosunku do akcji spółek o niskiej lub zerowej dywidendzie. Za dowód potwierdzający powyższe można uznać zaobserwowaną przez autorów relację monotoniczną: im wyższe wskaźniki stopy dywidendy, tym wyższe średnie stopy zwrotu. Po drugie wykazano, że zwiększenie dostępnych możliwości inwestycyjnych o portfele konstruowane według wskaźnika stopy dywidendy przesuwają granicę efektywną zarówno dla tradycyjnego ujęcia średnia stopa zwrotu – wariancja, jak i dla ujęcia: średnia stopa zwrotu – modyfikowana wartość narażona na ryzyko (MVaR). Po trzecie udowodniono, że portfele konstruowane z akcji sortowanych według historycznych stóp dywidendy osiągają wyższe stopy zwrotu niż portfele konstruowane z akcji sortowanych według prognozowanych wskaźników stopy dywidendy. Pokazuje to, że stopy dywidendy prognozowane przez analityków nie mają wpływu na stopy zwrotu. Wreszcie ustalono, że nadwyżkowe stopy zwrotu związane z efektem stopy dywidendy są charakterystyczne głównie dla spółek o dużej i średniej kapitalizacji. Natomiast dowody przemawiające za występowaniem premii za stopę dywidendy dla spółek o małej i mikrokapitalizacji są zdecydowanie nieprzekonujące.

Struktura artykułu jest następująca: w punkcie 1 opisano dane i metody badawcze, w punkcie 2 przedstawiono rezultaty, natomiast rozdział 3 stanowi podsumowanie.

## 1. Źródła danych i metody badawcze

W badaniu wykorzystano stopy zwrotu z akcji oraz dane księgowe spółek publicznych z regionu Europy Środkowo-Wschodniej pochodzące z bazy danych agencji Bloomberg. Uwzględniono zarówno spółki aktualnie notowane, jak i spółki wycofane, aby uniknąć występowania błędów selekcji danych w jakiegokolwiek postaci. W badaniu wykorzystano miesięczne dane przekrojowe, dające liczbę obserwacji (147) wystarczającą do zapewnienia odpowiedniej mocy przeprowadzanych testów i uniknięcia ekspozycji na problemy natury mikrostrukturalnej (De Moor, Sercu, 2013). Przedmiotem analizy były stopy zwrotu podane korekcie o działania prowadzone przez spółki na akcjach (podział i scalenie akcji, prawa poboru itd.) oraz gotówkę wypłacaną inwestorom (dywidendy). Próba badawcza obejmowała przedział czasowy od kwietnia 2002 r. do czerwca 2014 r. Taki okres został wybrany w celu uniknięcia błędów zbyt małej próby oraz w celu objęcia badaniem większej liczby spółek. Wstępna próba obejmowała 1262 spółek z 11 krajów Europy Środkowej i Wschodniej, jednakże, podobnie jak w innych badaniach nad wyceną aktywów, dane przekrojowe zostały poddane odpowiedniej korekcie poprzez zastosowanie dwóch istotnych filtrów. Po pierwsze, dokonano winsoryzacji danych, odrzucając 2,5% akcji o najwyższych i najniższych stopach zwrotu osiągniętych w jednym miesiącu (obie grupy w pewnym stopniu się pokrywają). Metodę tę, mającą na celu wyeliminowanie źle wyliczonych stóp zwrotu ze zbioru danych, zastosowali np. Rouwenhorst (1999) oraz Chui i in. (2010). Po drugie, w celu wykluczenia z szeregów nieprawidłowych danych usunięto wszystkie akcje, dla których stopa dywidendy przekraczała 40%. Wyeliminowanie obserwacji o podejrz-

nie ekstremalnych wartościach to podejście, które zastosowali m.in. McInish i in. (2008), Lewellen (2011) czy Novy-Marx (2012). Po zastosowaniu powyższych filtrów ostateczna próba badawcza składa się z 1153 spółek z takich krajów jak: Bułgaria (106), Chorwacja (146), Czechy (10), Estonia (12), Litwa (21), Łotwa (17), Polska (625), Rumunia (125), Słowacja (35), Słowenia (35) i Węgry (33). Ponieważ kraje Europy Środkowej i Wschodniej w różnych źródłach definiuje się niejednolicie, przyjęto wersję z glosariusza OECD<sup>3</sup>.

W badaniu dana spółka jest ujmowana w próbie badawczej z miesiąca  $t$ , jeśli możliwe jest obliczenie wielkości tej spółki na koniec miesiąca  $t - 1$  i stopy zwrotu w miesiącu  $t$ . Dokładna wielkość próby wynosiła od 234 spółek w kwietniu 2002 r. i wzrosła do 1146 spółek w czerwcu 2014 r., przy średniej dla całego szeregu czasowego równej 682 spółki. Według wiedzy autorów jest to jak dotąd największa próba wykorzystana do badań nad dywidendami na rynkach akcji Europy Środkowo-Wschodniej. Początkowo dane księgowo i rynkowe gromadzono w walutach lokalnych, autorzy dzielą jednak pogląd wyrażony przez Liew i Vassalou (2000) oraz Bali i in. (2013) mówiący, że porównania dokonywane w różnych walutach mogą być mylące. Taka sytuacja dotyczy zwłaszcza krajów Europy Środkowo-Wschodniej, gdzie inflacja i stopy wolne od ryzyka są niekiedy bardzo wysokie i znacząco różnią się pomiędzy poszczególnymi rynkami. Z tego powodu wybrano podejście, które zastosowali Liu i in. (2011), Bekaert i in. (2007) czy Brown i in. (2008), to jest denominowanie wszystkich danych w walucie euro, w celu osiągnięcia porównywalnych zbiorczych wyników w skali międzynarodowej<sup>4</sup>. Aby w badaniu zachować spójność z powyższym podejściem, nadwyżkowe stopy zwrotu były liczone według jednomiesięcznej stopy procentowej Euribor.

W badaniu rozpatrywano wyniki portfeli posortowanych według stopy dywidendy (SD). Oznacza to, że dla każdego miesiąca  $t$  wszystkie spółki zostały uszeregowane według stopy dywidendy wypłaconej w ciągu 12 poprzednich miesięcy. Następnie z tak ułożonego szeregu utworzono pięć podgrup. Pierwsza podgrupa składała się z akcji, których stopa dywidendy wynosiła 0 („bez SD”). Następnie z pozostałych poszeregowanych danych utworzono kolejne cztery podgrupy, przyjmując za punkty graniczne podziału 25, 50 i 75 percentyl odnoszący się do wartości stopy dywidendy. W ostatecznym kroku z utworzonych podgrup skonstruowano portfele, ważąc udział poszczególnych akcji w portfelu ich kapitalizacją. W przeciwieństwie do innych licznych studiów, wagi nadane akcjom nie są jednakowe, gdyż mogłoby to zniekształcić otrzymane rezultaty (Fama, French 1998; Lewellen 2010), ponieważ elementem uzyskanej stopy zwrotu byłby tzw. zysk z rekonstrukcji (*rebalancing/diversification return*) (Willenbrock 2011). Porównano następnie statystyki obliczone dla utworzonych portfeli z analogicznymi portfelami posortowanymi według prognozowanych stóp dywidend. W tym celu użyto prognoz stóp dywidendy dla poszczególnych spółek podanych przez agencję Bloomberg. Wyniki porównania nie zostały jednak dogłębnie zbadane, gdyż liczba uzgodnionych prognoz dla badanych walorów okazała się dość ograniczona. Skompletowana próba badawcza (dla spółek z dostępnymi prognozami stopy dywidendy) składa się średnio jedynie z 35 akcji przypadających na okres od stycznia 2010 r. do czerwca 2014 r.

W dalszej kolejności zbadano, czy inwestując w akcje spółek z Europy Środkowej i Wschodniej można przesunąć granicę efektywną, uwzględniając w strategii portfele posortowane według stopy dywidendy. Zastosowano metodę nadwyżkowych stóp zwrotu i przyjęto, że aktywa bazowe będą stanowić: ryzyko rynku akcji, czynnik wartości, czynnik

<sup>3</sup> <http://stats.oecd.org/glossary/detail.asp?ID=303> (dostęp 27 lipca 2014).

<sup>4</sup> Sprawdzono również, czy można uzyskać identyczne wyniki dla USD i JPY, i nie stwierdzono istotnych różnic.

wielkości i czynnik momentum. Owe cztery czynniki uwzględniane są przez standardowy czteroczynnikowy model wyceny aktywów (na podstawie badań omówionych w opracowaniu Carharta, 1997). Czynniki dla rynków Europy Środkowej i Wschodniej pochodzą ze strony internetowej Adama Zaremby<sup>5</sup> i obliczane są zgodnie z metodami opisanymi w opracowaniu poczynionym przez Zarembę (2015b). Metodę tę zastosowali np. De Groot i in. (2012), badając przesunięcie granicy efektywnej na skutek rozszerzenia zbioru analizowanych portfeli o strategię międzysektorowe, stosowane na tzw. rynkach granicznych (*frontier markets*).

Powszechnie wiadomo, że rozkłady stóp zwrotu na rynkach finansowych nie odpowiadają ściśle rozkładowi normalnemu, lecz wykazują również znaczącą skośność i kurtozę. Dlatego też w ramach badania uzupełniającego przetestowano, czy uwzględnienie portfeli akcji spółek dywidendowych również przesunie granicę efektywną dla ujęcia: średnia stopa zwrotu – zmodyfikowana wartość narażona na ryzyko (MVaR). W badaniu zastosowano miarę MVaR równą 95%, zaproponowaną przez Favre i Galeano (2002), oparta na rozwinięciu zaproponowanym przez Cornisha i Fishera (1937):

$$\text{MVaR} = \mu - \left[ z_c + \frac{1}{6}(z_c^2 - 1)S + \frac{1}{24}(z_c^3 - 3z_c)K - \frac{1}{36}(2z_c^3 - 5z_c)S^2 \right] \sigma, \quad (1)$$

gdzie:

$\mu$  – średnia stopa zwrotu,

$\sigma$  – odchylenie standardowe,

$S$  – skośność,

$K$  – kurtoza,

$z_c$  – liczba odchyłeń standardowych, odpowiednia dla obliczonej VaR.

W odróżnieniu od tradycyjnej VaR, w MVaR nie przyjmuje się, że rozkład stóp zwrotu można dokładnie oszacować w granicach rozkładu normalnego. Stosowanie MVaR odpowiada podejściu inwestorów, którzy preferują rozkład stóp zwrotu o pozytywnej skośności i niskiej kurtozie (Scott, Horvat 1980; Pratt, Zeckhauser 1987).

Istnieje wiele metod formalnego badania statystycznej istotności przesunięcia granicy efektywnej, które udanie podsumowano np. w De Roon i Nijman (2001), czy Kan i Zhou (2008). W przypadku ujęcia średnia stopa zwrotu – wariancja wykorzystano prosty test regresji (szczegóły patrz Huberman, Kandel 1987). Zasadniczo rozpatruje się, czy dany portfel przetestowany pod kątem modelu wyceny aktywów pozostawia statystycznie istotny, niewyjaśniony wyraz wolny (współczynnik alfa). Wykorzystano trzy różne klasyczne modele wyceny aktywów. Pierwszym z nich jest znany model CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) (Sharpe 1964, 1966; Lintner 1965; Mossin 1966). W modelu tym przyjęto, że stopa zwrotu z aktywów zależy wyłącznie od portfela rynkowego i daje się opisać poniższym równaniem regresji.

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

gdzie:

$R_{i,t}$ ,  $R_{m,t}$  i  $R_{f,t}$  – odpowiednio stopa zwrotu z analizowanego aktywa  $i$ , stopa zwrotu z portfela rynkowego i stopa zwrotu wolna od ryzyka w momencie  $t$ ,

$\alpha_i$  i  $\beta_{m,i}$  – parametry regresji (wyraz wolny  $\alpha_i$  stanowi miarę średniej nadwyżkowej stopy zwrotu – jest to tzw. alfa Jensena).

<sup>5</sup> <http://adamzaremba.pl/downloadable-data/> (dostęp 4 sierpnia 2014).

Drugim modelem jest model trójczynnikiowy Famy i Frencha (Fama, French 1992, 1993):

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

gdzie  $\beta_{rm,i}$ ,  $\beta_{SMB,i}$ ,  $\beta_{HML,i}$  i  $\alpha_i$  oznaczają szacowane parametry modelu.  $\beta_{rm,i}$  pełni analogiczną funkcję jak współczynnik beta w modelu CAPM, ale nie jest mu równy.  $\beta_{SMB,i}$ ,  $\beta_{HML,i}$  są eksponowane na czynniki ryzyka  $SMB_t$  (małe minus duże) i  $HML_t$  (wysokie minus niskie), oznaczające stopy zwrotu z portfeli arbitrażowych o koszcie zerowym.  $SMB_t$  oznacza różnicę między stopą zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli akcji dużych i małych spółek w momencie  $t$ , natomiast  $HML_t$  ogólną różnicę zwrotów z portfeli akcji o zdywersyfikowanej wartości (wysoki wskaźnik  $B/V$ ) i wzroście (niski wskaźnik  $B/V$ ). Innymi słowy,  $SMB$  i  $HML$  to stopy zwrotu z neutralnych rynkowo portfeli z długą/krótką pozycją inwestycyjną, o zerowym koszcie, utworzonych na podstawie charakterystyk wielkości i wartości.

Trzecim modelem jest model czterocynnikiowy, po raz pierwszy wprowadzony przez Cartharta (1997), którego równanie regresji ma postać:

$$R_{i,t} = \alpha_i + R_{f,t} + \beta_{rm,i} \cdot (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{SMB,i} \cdot SMB_t + \beta_{HML,i} \cdot HML_t + \beta_{WML,i} \cdot WML_t + \varepsilon_{i,t}. \quad (4)$$

Carhart w swoim modelu ujął dodatkowo stopy zwrotu ze strategii momentum, mierzone według stóp zwrotu z tzw. portfeli zwycięskich i przegranych – użytych w pierwszych studiach nad tymi anomaliami prowadzonych przez Jegadeesha i Titmana (1993). Wskaźnik  $WML_t$  (zwycięzcy minus przegrani) oznacza różnicę między stopami zwrotu ze zdywersyfikowanych portfeli zwycięskich i przegranych z poprzedniego roku.

We wszystkich modelach wyceny aktywów dla rynków Europy Środkowo-Wschodniej wykorzystano dane wejściowe ze strony internetowej Adama Zaremby<sup>6</sup>.

W ostatnim kroku w celu zbadania czy wyrazy wolne są statystycznie różne od zera w analizowanej grupie portfeli dokonano ich oceny popularnym testem statystycznym GRS, zaproponowanym przez Gibbonsa i in. (1989). Test statystyczny przybiera postać wzoru:

$$GRS = \left(\frac{T}{N}\right) \cdot \left(\frac{T-N-L}{T-L-1}\right) \cdot \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} \cdot \left[1 + E_T(f)' \hat{\Omega}^{-1} E_T(f)\right]^{-1} \sim F_{N, T-N-K}, \quad (5)$$

gdzie:

- $T$  – długość szeregu czasowego (wielkość próby),
- $N$  – liczba portfeli do wyjaśnienia w badanej grupie,
- $L$  – liczba czynników wyjaśniających,
- $E_T(f)$  – wektor oczekiwanych stóp zwrotu z czynników wyceny aktywów (szacowanym jako średnia arytmetyczna w badanym okresie – patrz Cochrane (2005), s. 231),
- $\hat{\Omega}$  – macierz kowariancji czynników wyceny aktywów,
- $\hat{\alpha}$  – wektor wyrazów wolnych,
- $\hat{\Sigma}$  – macierz kowariancji błędów losowych.

Statystyka testowa, odnosząca się do hipotezy zerowej zakładającej, że  $\hat{\alpha}$  jest równe 0, ma rozkład Fishera o  $N$  i  $T - N - L$  stopniach swobody.

<sup>6</sup> <http://adamzaremba.pl>

Dodatkowo, stosując metodę Waszczuk (2013), wykonano test relacji monotonicznej (RM) zasugerowany w pracy: Patton i Timmermann (2010). W teście tym, który należy uważać za uzupełniający badanie podstawowe, rozpatrzono pełny przekrojowy rozkład nadwyżkowych stóp zwrotu i ustalono, czy zwroty rosną systematycznie w miarę zmian charakterystyki podstawowej (w tym przypadku SD)<sup>7</sup>. W teście wykorzystuje się metodę *bootstrap*, w której miesięczne nadwyżkowe stopy zwrotu są losowane ze zwracaniem z oryginalnej próby badanych szeregów. Wykonano 30 000 losowań, generując w rezultacie 30 000 szeregów nadwyżkowych stóp zwrotu dla każdego badanego portfela. W dalszej kolejności obliczono średnie nadwyżkowe stopy zwrotu dla każdego wylosowanego szeregu stóp zwrotów i odjęto od nich średnie dla szeregów oryginalnych portfeli. W ostatnim kroku porównano hipotezę zerową, tj. czy w portfelach posortowanych według stóp dywidendy (brak różnic przekrojowych) występuje rozkład płaski, z alternatywną hipotezą występowania rosnącej monotoniczności stóp dywidendy. W tym celu obliczono różnice w stopach zwrotu z sąsiednich portfeli  $\Delta_i = r_{t,i} - r_{t,i-1}$ . Test przeprowadzono zarówno dla podgrupy wszystkich pięciu portfeli skonstruowanych na podstawie wskaźnika stopy dywidendy, jak i podgrupy czterech portfeli akcji spółek wypłacających dywidendę. W rezultacie postawiono następującą hipotezę:

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

Test statystyczny dla pierwotnej próby badawczej przybiera postać wzoru:

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

Aby otrzymać wartość statystyki  $p$ , wystarczy policzyć przypadki, w których  $J_T < J_T^b$ , gdzie  $J_T^b$  oblicza się analogicznie jak  $J_T$ , ale dla losowań z odjętą średnią, a następnie dzieli przez liczbę losowań (30 000).

W ostatnim kroku interesujące wydaje się zbadanie, czy występują interakcje między stopami dywidendy a rynkową kapitalizacją badanych spółek. W tym celu portfele akcji podwójnie posortowano według wskaźnika stopy dywidendy i kapitalizacji spółek. Metoda obliczeń jest podobna do używanej w podobnych badaniach nad wyceną aktywów (Fama, French 2012). Na końcu każdego miesiąca  $t - 1$  wszystkie akcje sortowane są według kapitalizacji oraz wartości stopy dywidendy. W następnej kolejności dla kapitalizacji jako wartości graniczne rozmiaru próby ustala się 20, 40, 60 i 80 percentyl, a wartości graniczne stóp dywidendy są ustalane w ten sam sposób co przy portfelach sortowanych pojedynczo. Nałożenie na siebie klasyfikacji według kapitalizacji i stopy dywidendy ( $5 \times 5$ ) pozwoliło na skonstruowanie 25 portfeli ważonych kapitalizacją<sup>8</sup>.

W literaturze finansowej przyjęło się stwierdzenie, że na wyniki testów analizy przekrojowej poważny i zniekształcający wpływ mogą mieć anomalie związane z zachowaniami najmniejszych akcji (Fama, French 2008; de Moor, Sercu 2013, 2015; Waszczuk 2014). Sytuacja ta występuje również na rynkach Europy Środkowej i Wschodniej, na których przeważają mikros spółki. Zaremba (2015b) zauważył, że w czerwcu 2014 r., ponad połowa spółek w krajach Europy Środkowej i Wschodniej posiadała kapitalizację wynoszącą 10 mln euro lub mniej, a prawie 20% z nich kapitalizację mniejszą niż 2 mln euro. Problem ten starano się rozwiązać dwójako. Po pierwsze, oprócz podwójnego posortowa-

<sup>7</sup> Procedura testowa została szczegółowo opisana w artykule Patton i Timmerman (2010).

<sup>8</sup> W badaniach rynków akcji poza USA zwykle wykorzystuje się tylko 16 portfeli sortowanych podwójnie (Waszczuk 2014). Jednakże dzięki zebraniu dużego zbioru danych (ponad tysiąc spółek) w skali międzynarodowej możliwe było wykonanie badania na 25 portfelach.

nia portfeli w układzie  $5 \times 5$ , dodatkowo przetestowano również portfele posortowane w układzie  $4 \times 5$ . Wyniki sortowania w układzie  $5 \times 5$  obejmują wszystkie kwintyle, natomiast z układu  $4 \times 5$  wyłączone zostały portfele mikrospółek (kwintyle akcji spółek o najmniejszej kapitalizacji). Po drugie, zgodnie z sugestiami de Moora i Sercu (2013) zastosowano model regresji przekrojowej, uwzględniający ryzyko stwarzane przez spółki o tzw. mikrokapitalizacji. Zastosowano model zbieżny z propozycją Zaremby (2015b), aby w standardowych modelach trój- i czteroczynnikowych zastąpić czynnik *SMB* („małe minus duże”) czynnikiem *MMR* („mikro minus reszta”). W przypadku czynnika *MMR* stopy zwrotu są zasadniczo stopami zwrotu z portfela o zerowym koszcie, z długą pozycją w kwintylu akcji spółek o najmniejszej kapitalizacji oraz krótką pozycją w portfelu pozostałych spółek. Innymi słowy, dwa dodatkowe modele mają następującą postać:

$$R_{i,t} = \alpha_i + R_{f,t} + \beta_{m,i} \cdot (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{MMR} \cdot MMR_t + \beta_{HML} \cdot HML_t + \varepsilon_{i,t}. \quad (8)$$

$$R_{i,t} = \alpha_i + R_{f,t} + \beta_{m,i} \cdot (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta_{MMR,i} \cdot MMR_t + \beta_{HML,i} \cdot HML_t + \beta_{WML,i} \cdot WML_t + \varepsilon_{i,t}. \quad (9)$$

Dane dotyczące stóp zwrotu przy zastosowaniu czynnika *MMR* zostały również pobrane ze strony internetowej Adama Zaremby. Wszystkie modele regresji omówione w tym artykule zostały oszacowane klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (KMNK) i przetestowane w sposób parametryczny.

## 2. Wyniki badań

W tabeli 1 przedstawiono podsumowanie statystyk portfeli sortowanych pojedynczo według stopy dywidendy (dalej: SD). Średnia nadwyżkowa miesięczna stopa zwrotu z akcji o najwyższej dywidendzie wyniosła 1,2%, natomiast z akcji o najniższej dywidendzie zaledwie 0,44%. Co interesujące, średnia stopa zwrotu z akcji, z których nie są wypłacane dywidendy, wynosi 0,71% i jest lepsza niż zwrot z kwintyla akcji z najniższymi dywidendami. Wydaje się jednak, że portfel akcji bez dywidendy składa się w większości z małych spółek, gdyż ich średnia kapitalizacja rynkowa wynosi zaledwie 100 mln zł. Uzyskany dobry wynik można zatem przynajmniej częściowo wytłumaczyć efektem małych spółek, dlatego też kwestia ta wymaga dalszego zbadania. Biorąc pod uwagę poziom odchylenia standardowego można stwierdzić, że portfele akcji spółek o wysokich wskaźnikach stopy dywidendy są nieco mniej ryzykowne, jednakże przy ujemnej skośności na poziomie  $-0,24$ . Skośność na takim poziomie można uznać za względnie umiarkowaną w porównaniu z poziomami skośności dla rozkładów zwykle występujących na rynkach akcji. Na przykład skośność wskaźnika *Mkt-Rf* dla rynku Europy Środkowej i Wschodniej wyniosła w badanym okresie  $-0,61$ . Średnia różnica między stopami zwrotu z akcji spółek wypłacających najwyższe i najniższe dywidendy wyniosła 0,75%, nie była ona jednak statystycznie istotna. Graniczny poziom istotności (wartość *p*) dla przeprowadzonego testu regresji monotonicznej dla pięciu portfeli wynosił 25,92, a dla czterech portfeli złożonych z akcji spółek dywidendowych jedynie 5,17. Przeprowadzony test wyraźnie zatem potwierdza hipotezę monotoniczności nadwyżkowych stóp zwrotów w miarę wzrostu historycznych stóp dywidendy.

Zakumulowane wyniki portfeli widoczne są na rysunku 1. Wszystkie pięć grup portfeli cechują się stopami zwrotu o dużej korelacji.



**Tabela 1**  
**Nadwyżkowe stopy zwrotu z kwintyli portfeli posortowanych według stopy dywidendy**

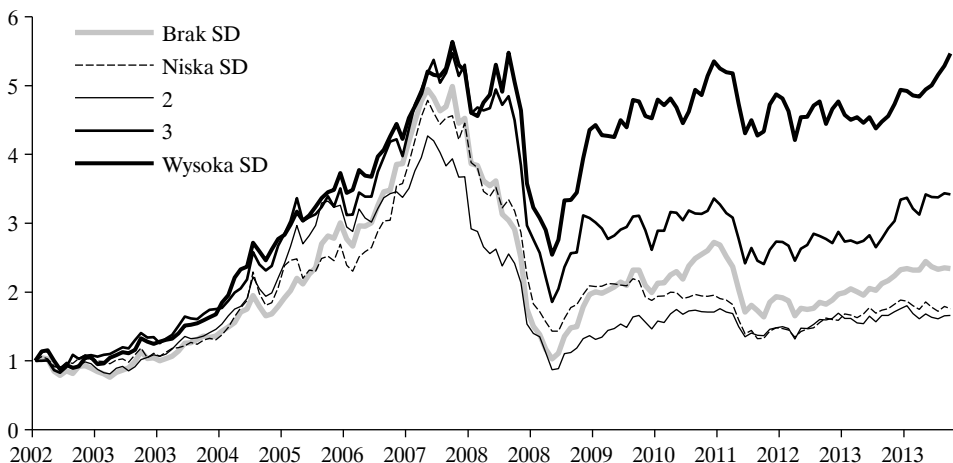
	Bez SD	Niska SD	2	3	Wysoka SD	H-N	H-L	5 P	4 P
	<i>Statystyka bazowa</i>							<i>Wartość p testu MR</i>	
Średnia	0,71	0,45	0,44	0,92	1,20	0,49	0,75	25,92	5,17
	(1,14)	(0,81)	(0,76)	(1,60)	(2,32)	(1,37)	(1,90)		
Odchylenie standardowe	7,49	6,72	7,07	6,97	6,25	4,34	4,76		
Skośność	-0,61	-0,30	-0,65	-0,24	-0,24	0,45	-0,38		
Nadmiarowa kurtoza	1,76	0,96	2,61	0,93	1,51	0,73	0,38		
Współczynnik Sharpe'a	0,09	0,07	0,06	0,13	0,19	0,11	0,16		
Średnia kapitalizacja rynkowa	100,64	478,97	578,61	746,09	676,46				

W tabeli podano wartości średniej, odchylenia standardowego, skośności, kurtozy oraz współczynnika Sharpe'a dla nadwyżkowych stóp zwrotu z kwintyli portfeli posortowanych według stopy dywidendy. Kolumna „bez SD” oznacza portfel akcji spółek niewypłacających dywidendy, a kolejne portfele („niska SD”, „2”, „3”, „wysoka SD”) zawierają spółki o coraz wyższych stopach dywidendy. H-N i H-L oznaczają portfele o zerowym koszcie, z pozycją długą w „wysoka SD” oraz krótką w odpowiednio „bez SD” i „niska SD”. Liczby w nawiasach oznaczają statystyki *t*-Studenta. W ostatniej kolumnie podano wartości *p* dla testów relacji monotonicznej dla wszystkich portfeli (5 P) i portfeli akcji spółek dywidendowych (4 P). Średnie, odchylenia standardowe i graniczny poziom istotności (wartość *p*) dla testów MR podane zostały w procentach, natomiast wartości kapitalizacji rynkowej w milionach złotych.

Źródło: obliczenia własne.

**Rysunek 1**

**Zakumulowana wartość 1 euro zainwestowanego w analizowane portfele**



Na rysunku przedstawiono zakumulowaną wartość 1 euro zainwestowanego w analizowane portfele. Linia oznaczona jako „bez SD” oznacza portfel akcji spółek niewypłacających dywidendę, a kolejne portfele „niska SD”, „2”, „3”, „wysoka SD” zawierają spółki o coraz wyższych stopach dywidendy.

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 2 porównano nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli posortowanych według historycznych i przewidywanych (przyszłych) stóp dywidendy. Nadwyżkowe stopy zwrotu we wszystkich czterech portfelach są podobne i nie wydaje się, aby występował widoczny powtarzalny przekrojowy układ stóp zwrotu. Różnica w stopach zwrotu z akcji spółek o najwyższej i najniższej dywidendzie jest nawet ujemna, choć statystycznie nieistotna. Portfele posortowane według historycznych stóp dywidendy odnoszą się zasadniczo do rozkładu z tabeli 1. Stopy zwrotu z akcji spółek z najwyższą stopą dywidendy są zdecydowanie wyższe niż z akcji spółek o najniższej stopie dywidendy. Jak jednak zauważono w części poświęconej metodzie badania, z uwagi na krótki szereg czasowy i niewielki rozmiar próby, z tabeli 2 można wyciągać jedynie ograniczone wnioski. Uzyskane wyniki niczego zatem nie przesądzają.

**Tabela 2**  
**Nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli kwintylowych posortowanych według historycznej i przewidywanej stopy dywidendy**

	Bez SD	Niska SD	2	3	Wysoka SD	H-N	H-L
<i>Historyczne stopy dywidendy</i>							
Średnia	0,34	-0,28	0,31	0,46	0,52	0,18	0,80
	(0,74)	(-0,76)	(0,76)	(1,04)	(1,46)	(0,65)	(2,64)
Odchylenie standardowe	5,60	4,52	4,91	5,39	4,29	3,26	3,69
Wielkość próby	798	62	61	61	62		
<i>Przewidywane stopy dywidendy</i>							
Średnia	0,37	1,15	0,83	0,90	0,97	0,60	-0,18
	(0,93)	(2,04)	(1,54)	(1,91)	(2,22)	(1,75)	(-0,34)
Odchylenie standardowe	4,84	6,84	6,52	5,72	5,28	4,12	6,53
Wielkość próby	1,007	9	9	8	9		

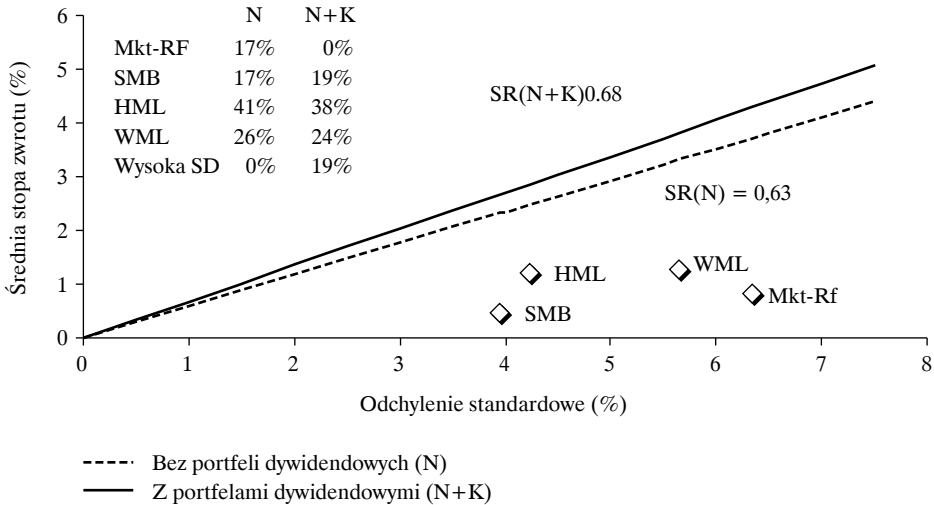
W tabeli podano średnie i odchylenia standardowe nadwyżkowych stóp zwrotu z portfeli kwintylowych posortowanych według przeszłych i przewidywanych stóp dywidendy. Kolumna „bez SD” oznacza portfel akcji spółek niewypłacających dywidendy, a kolejne portfele „niska SD”, „2”, „3”, „wysoka SD” zawierają spółki o coraz wyższych stopach dywidendy. H-N i H-L oznaczają portfele o zerowym koszcie, z pozycją długą w „wysoka SD” oraz krótką w odpowiednio „bez SD” i „niska SD”. Liczby w nawiasach oznaczają statystyki *t*-Studenta. Średnie i odchylenia standardowe podano w procentach.

Źródło: obliczenia własne.

Po obliczeniu początkowych statystyk w dalszej kolejności wykonano test przesunięcia granicy efektywnej. Wydaje się, że przeciętny inwestor z Europy Środkowo-Wschodniej jest w stanie poszerzyć swoje możliwości inwestycyjne dzięki inwestycji w akcje spółek dywidendowych. Po uwzględnieniu portfeli sortowanych według stopy dywidendy granica efektywna wyraźnie się przesuwa. Efekt ten przedstawiono w postaci graficznej na rysunku 2. Maksymalny możliwy do osiągnięcia współczynnik Sharpe’a przed uwzględnieniem portfeli z akcjami spółek dywidendowych wyniósł 0,63, a po ich uwzględnieniu 0,68. Portfel z nowym maksymalnym współczynnikiem Sharpe’a zawiera 19% akcji z końca listy posortowanej według

Rysunek 2

Test przesunięcia granicy efektywnej dla portfeli sortowanych według stóp dywidendy



Na rysunku widoczny jest wykres wyników portfeli według średniej nadwyżkowej stopy zwrotu i odchylenia standardowego. Aktywa podstawowe obejmują tu ryzyko rynkowe (Mkt-Rf), czynnik wartości (HML), czynnik wielkości (SMB) i czynnik momentum (WML). Linia przerywana jest granicą efektywną dla średniej wartości narażonej na ryzyko dla aktywów podstawowych, a linia czarna podwyższoną granicą efektywną dla średniej wartości narażonej na ryzyko dla czterech aktywów podstawowych i pięciu portfeli dywidendowych. Na rysunku widoczny jest również maksymalny możliwy do osiągnięcia współczynnik Sharpe’a (wskaźnik nachylenia) oraz odpowiednie wagi dla każdej z linii, przeskalowane tak, aby dawały w sumie 1.

Źródło: opracowanie własne.

wskaźnika stopy dywidendy. Co interesujące, w ramach portfela nie następuje alokacja środków w akcje innych spółek niż te, które płacą najwyższą dywidendą, ani w portfel rynkowy.

Badanie przesunięcia granicy efektywnej dla średniej zmodyfikowanej wartości narażonej na ryzyko daje zasadniczo te same wyniki, co w przypadku przesunięcia granicy efektywnej dla odchylenia standardowego. Jednakże w tym przypadku przesunięcie granicy efektywnej jest jeszcze większe. Maksymalny zmodyfikowany współczynnik Sharpe’a wzrasta z 0,59 do 0,78. W modelu większą część portfela (22%) alokowano w akcje spółek płacących dywidendę. Niemniej jednak podczas optymalizacji okazało się, że portfel charakteryzujący się najwyższym zmodyfikowanym współczynnikiem Sharpe’a zawiera inwestycje wyłącznie w akcje spółek o najwyższym wskaźniku stopy dywidendy.

Wyniki analizy rozciągłości granicy efektywnej w ramach modelu „średnia stopa zwrotu” – wariancja zostały przedstawione w tabeli 3. W pierwszej kolejności zauważyć należy, że pomimo zastosowania kilku różnych modeli wyrazy wolne nadal wykazują taki sam rozkład jak nieprzetworzone nadwyżkowe stopy zwrotu. Wartości alfa są najwyższe w przypadku spółek o najwyższych stopach dywidendy, a najniższe w przypadku spółek o najniższych stopach dywidendy. Wyrazy wolne dla portfeli akcji spółek niepłacących dywidendy przyjmują wartości pomiędzy stałymi dla portfeli akcji o najwyższych i najniższych wskaźnikach stopy dywidendy. W przypadku modelu CAPM miesięczny wyraz wolny dla portfela o wysokiej stopie dywidendy jest równy 0,49% i statystycznie istotny. Portfele o zerowym koszcie H–N i H–L również posiadają dodatnie, wysokie i istotne wartości alfa. Wyraz wolny portfela H–L jest równy 0,81%. Niemniej jednak statystyka

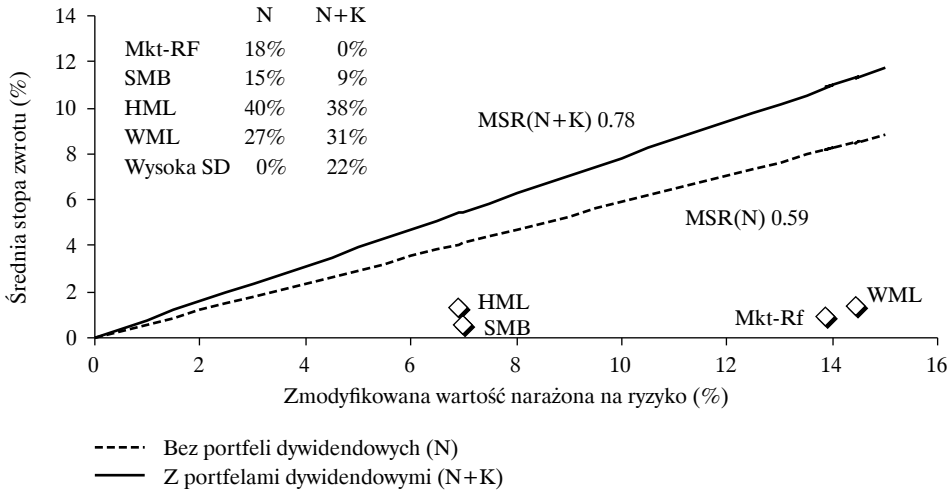
**Tabela 3**  
**Wyrazy wolne z modeli wyceny aktywów, wyjaśniające miesięczne nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli posortowanych według wskaźnika stopy dywidendy**

	Bez SD	Niska SD	2	3	Wysoka SD	H-N	H-L	GRS	Wartość p	5 P	4 P
			<i>CAPM</i>								
Wyraz wolny	-0,20	-0,31	-0,39	0,14	0,49	0,70	0,81	2,16	7,63	6,12	10,41
	(-1,12)	(-1,24)	(-1,72)	(0,52)	(2,05)	(2,08)	(2,04)				
			<i>Model trójczynnikowy</i>								
Wyraz wolny	-0,47	-0,43	-0,31	0,49	0,54	1,01	0,97	3,88	0,51	0,21	2,24
	(-2,55)	(-1,59)	(-1,29)	(1,75)	(2,15)	(2,96)	(2,34)				
			<i>Model czteroczynnikowy</i>								
Wyraz wolny	-0,19	-0,80	-0,47	0,45	0,53	0,72	1,33	2,91	2,37	73,59	1,27
	(-0,99)	(-2,80)	(-1,79)	(1,44)	(1,92)	(1,96)	(2,96)				

W tabeli podano wyrazy wolne z modeli wyceny aktywów dla portfeli kwintylowych posortowanych według stóp dywidendy. Kolumna „bez DY” oznacza portfel akcji spółek niewypłacających dywidendy, a kolejne portfele „niska SD”, „2”, „3”, „wysoka SD” zawierają spółki o coraz wyższych stopach dywidendy. H-N i H-L oznaczają portfele o zerowym koszcie, z pozycją długą w „wysoka SD” oraz krótką w odpowiednio „bez SD” i „niska SD”. Liczby w nawiasach oznaczają statystyki t. W tabeli uwidoczniono również statystyki t-Studenta testu GRS i wartości p testów MR dla wszystkich portfeli (5P) i portfeli akcji spółek płacących dywidendę (4P). Wyrazy wolne i wartości p dla testu MR zostały wyrażone w procentach.

Rysunek 3

Testy przesunięcia granicy efektywnej dla ujęcia:  
 średnia MVaR dla portfeli posortowanych według stopy dywidendy



Na rysunku widoczny jest wykres wyników portfeli według średniej nadwyżkowej stopy zwrotu i MVaR. Aktywa podstawowe obejmują tu ryzyko rynkowe (Mkt-Rf), czynnik wartości (HML), czynnik wielkości (SMB) i czynnik momentum (WML). Szara linia jest granicą efektywną dla średniej wartości narażonej na ryzyko dla aktywów podstawowych, a linia czarna podwyższoną granicą efektywną dla średniej wartości narażonej na ryzyko dla czterech aktywów podstawowych i pięciu portfeli dywidendowych. Na rysunku widoczny jest również maksymalny możliwy do osiągnięcia współczynnik Sharpe'a (wskaźnik nachylenia) oraz odpowiednie wagi dla każdej z linii, przeskalowane tak, aby dawały w sumie 1.

Źródło: opracowanie własne.

testu GRS wynosi 2,16, a odpowiadająca jej wartość  $p$  wynosi 7,63, co oznacza, że dla modelu CAPM nie należy jej odrzucać. Po drugie, testy relacji monotonicznych mieszczą się na krawędzi istotności statystycznej. Fakt ten wspiera w pewnym stopniu hipotezę monotoniczności, lecz nie jest jednak decydujący.

Zebrane dowody są bardziej wyraziste przy zastosowaniu modelu trójczynnika Fama i Frencha (1992). W tym przypadku zarówno akcje spółek o zerowej, jak i o najwyższej dywidendzie charakteryzują się statystycznie istotnym wyrazem wolnym. Również portfele arbitrażowe charakteryzują się dodatnimi i istotnymi wartościami współczynnika alfa. W konsekwencji wynik testu GRS podlega zdecydowanemu odrzuceniu, a wartości  $p$  dla testu MR wykazują wyraźną monotoniczność. Otrzymane wyniki są podobne do wyników otrzymanych w przypadku zastosowania modelu czteroczynnikowego, który uwzględnia dodatkowo czynnik momentum. W obu modelach portfele o zerowym koszcie wykazują dodatnie nadwyżkowe stopy zwrotu, a test GRS podlega odrzuceniu. Jednak w tym przypadku portfelem osiągającym najgorsze wyniki nie jest portfel akcji spółek niepłacących dywidendy, lecz portfel złożony z akcji spółek o najniższej stopie dywidendy. W związku z tym relacja monotoniczna została wykryta jedynie dla czterech portfeli akcji spółek płacących dywidendę<sup>9</sup>.

<sup>9</sup> Z niektórych badań wynika, że premia za stopę dywidendy, traktowana zwykle jako element szerszej premii za wartość, może ulegać wpływom tzw. efektu stycznia (Davis 1994, Loughran 1997), czyli tendencji do osiągania przez akcje lepszych wyników w styczniu niż w pozostałych miesiącach. Aby przetestować to sezonowe zjawisko, odfiltrowano obserwacje ze stycznia i ponownie dokonano analizy. Nie znaleziono jednak istotnych różnic w wynikach badań.

Jak wspomniano powyżej, rynek akcji w Europie Środkowo-Wschodniej składa się w większości z bardzo małych spółek. W związku z tym na przedstawione wyniki może w dużej mierze wpływać mała liczba bardzo dużych firm, przez co nie są one reprezentatywne dla wszystkich grup z badanej próby. Dlatego też interesujące wydaje się sporządzenie podwójnie sortowanego portfela i sprawdzenie, czy we wszystkich kwintylach dla szeregu posortowanego kapitalizacją spółek występuje ten sam rozkład stóp zwrotu.

W tabeli 4 podano średnie nadwyżkowe stopy zwrotu 25 portfeli posortowanych według kapitalizacji oraz stopy dywidendy. Interesujące, że wcześniej zauważony rozkład stóp zwrotu utrzymuje się głównie dla dużych spółek. W przypadku spółek o mikrokapitalizacji, najlepsze wyniki osiągają portfele akcji spółek niepłacących dywidendę. Co więcej, również akcje spółek z niską dywidendą wykazały wyższe przeciętne stopy zwrotu niż akcje spółek z dywidendą na średnim poziomie. Podobna, choć na mniejszą skalę, sytuacja występuje w drugim kwintylu najmniejszych akcji. Relacja monotoniczna sprawdza się głównie dla dużych spółek. Dodatkowo spółki o mikrokapitalizacji są mniej płynne niż spółki małe.

**Tabela 4**

**Nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli posortowanych 5x5 według stopy dywidendy**

	Średnia						Odchylenie standardowe				
	Bez SD	Niska SD	2	3	Wysoka SD		Bez SD	Niska SD	2	3	Wysoka SD
Małe	3,30	1,77	0,93	1,36	2,60		6,80	7,87	7,53	9,68	9,56
2	1,61	-0,04	1,43	0,71	2,07		7,14	7,70	9,62	8,26	7,56
3	0,96	1,60	1,61	1,53	1,96		6,31	10,00	9,12	8,50	8,67
4	0,68	0,78	0,88	1,24	1,68		6,48	7,38	7,16	6,59	7,17
Duże	0,68	0,44	0,42	0,94	1,17		7,92	6,77	7,18	7,17	6,39

W tabeli podano średnie i odchylenia standardowe nadwyżkowych stóp zwrotu 25 portfeli posortowanych według wielkości (kapitalizacja rynkowa) i SD (stopa dywidendy). Kolumna „bez SD” oznacza portfel akcji spółek niewypłacających dywidendy, a kolejne portfele „niska SD”, „2”, „3”, „wysoka SD” zawierają spółki o coraz wyższych stopach dywidendy. H-N i H-L oznaczają portfele o zerowym koszcie, z pozycją długą w „wysoka SD” oraz krótką w odpowiednio „bez SD” i „niska SD”.

Źródło: opracowanie własne.

Powyższe wyniki znajdują potwierdzenie, gdy zastosuje się modele wyceny aktywów, jednak tylko do pewnego stopnia. Model CAPM wykazuje dodatnie i statystycznie istotne wyrazy wolne dla akcji spółek z wysoką dywidendą we wszystkich percentylach wielkości oraz równie wysokie współczynniki alfa dla najmniejszych spółek niewypłacających dywidendy. Wyniki te można do pewnego stopnia skorygować, stosując modele trój- i czteroczynnikowe. Współczynniki alfa najmniejszych spółek są wtedy niższe, lecz nadal dodatnie i statystycznie istotne. Zastosowanie tych modeli spowodowało jednak zanik niektórych istotnych współczynników alfa dla spółek małych i średnich.

Zaremba (2015b) wskazał, że tradycyjne modele trój- i czteroczynnikowe po zastosowaniu na rynkach Europy Środkowo-Wschodniej nie wyjaśniają w odpowiedni sposób stóp zwrotu z mikrospółek. Z tego powodu zastosowano również model regresji przekrojowej oparty na czynniku wartości „mikro minus reszta”. Model ten dobrze objaśnia nadwyżkowe stopy zwrotu z akcji spółek o mikrokapitalizacji. Wszystkie istotne współczynniki alfa dla portfeli złożonych z akcji najmniejszych i małych spółek (pierwsze dwa kwintyle

**Tabela 5**

**Wyrazy wolne z modeli wyceny aktywów wyjaśniające miesięczne nadwyżkowe stopy zwrotu z portfeli posortowanych 5×5 według wielkości i zwrotu z dywidendy**

	Wyraz wolny					Statystyka <i>t</i>				
	Bez SD	Niska SD	2	3	Wysoka SD	Bez SD	Niska SD	2	3	Wysoka SD
<i>CAPM</i>										
Małe	2,70	1,18	0,20	0,64	1,88	6,62	2,24	0,50	0,98	2,92
2	0,94	-0,74	0,64	-0,06	1,50	2,35	-1,62	1,04	-0,12	2,96
3	0,32	0,83	0,80	0,73	1,13	1,03	1,25	1,48	1,54	2,39
4	-0,01	0,01	0,21	0,68	1,03	-0,03	0,03	0,52	1,67	2,47
Duże	-0,29	-0,32	-0,42	0,15	0,46	-1,48	-1,23	-1,75	0,50	1,78
<i>Model trójczynnikiowy (SMB)</i>										
Małe	1,94	1,07	0,05	0,65	1,59	6,22	1,88	0,12	0,93	2,31
2	-0,08	-0,75	0,53	-0,16	0,49	-0,31	-1,54	0,82	-0,32	0,98
3	-0,22	-0,44	0,16	0,24	0,62	-1,00	-0,69	0,28	0,48	1,24
4	-0,63	-0,39	-0,42	-0,05	0,51	-2,60	-1,10	-1,03	-0,13	1,18
Duże	-0,48	-0,41	-0,33	0,57	0,54	-2,35	-1,46	-1,27	1,88	2,02
<i>Model czterocynnikiowy (SMB)</i>										
Małe	1,99	0,93	0,08	0,84	0,94	5,86	1,50	0,16	1,09	1,28
2	-0,12	-0,88	0,06	-0,05	0,99	-0,43	-1,65	0,08	-0,09	1,85
3	-0,32	0,00	0,26	0,30	1,23	-1,30	0,00	0,42	0,56	2,31
4	-0,59	-0,60	-0,11	-0,08	0,33	-2,20	-1,55	-0,26	-0,18	0,70
Duże	-0,15	-0,79	-0,51	0,53	0,49	-0,70	-2,66	-1,84	1,59	1,69
<i>Model trójczynnikiowy (MMR)</i>										
Małe	0,13	0,80	-0,31	0,29	1,18	0,35	1,17	-0,59	0,34	1,43
2	-0,31	-0,89	0,63	-0,32	0,75	-0,63	-1,53	0,80	-0,53	1,19
3	-0,11	0,30	-0,68	0,68	0,89	-0,28	0,35	-1,01	1,10	1,45
4	-0,41	-0,33	-0,80	0,37	1,10	-1,08	-0,73	-1,57	0,72	2,04
Duże	-0,38	-0,62	-0,19	0,79	0,72	-1,51	-1,84	-0,63	2,18	2,22
<i>Model czterocynnikiowy (MMR)</i>										
Małe	0,19	0,67	-0,28	0,47	0,58	0,50	0,93	-0,50	0,52	0,67
2	-0,40	-1,02	0,16	-0,23	1,18	-0,78	-1,65	0,20	-0,37	1,78
3	-0,24	0,62	-0,59	0,69	1,43	-0,60	0,70	-0,83	1,07	2,26
4	-0,41	-0,56	-0,53	0,31	0,88	-1,03	-1,16	-0,99	0,56	1,55
Duże	-0,08	-0,97	-0,37	0,75	0,68	-0,31	-2,83	-1,14	1,95	1,99

W tabeli podano wyrazy wolne i odpowiadające im statystyki *t*-Studenta z wyceny aktywów nadwyżkowych stóp zwrotu 25 portfeli utworzonych według SD (stopy dywidendy) i wielkości (kapitalizacja rynkowa). Kolumna „bez SD” oznacza portfel akcji spółek niepłacących dywidendy. Wyrazy wolne wyrażone zostały w procentach. „SMB” i „MMR” oznaczają modele oparte odpowiednio na czynnikach „małe minus duże” oraz „mikro minus reszta”.

rozmiaru) przestały być istotne. Wyrazy wolne (dodatnie lub ujemne) pozostają istotne wyłącznie dla bardzo niewielkiej liczby spółek o dużej i średniej kapitalizacji.

Opisane powyżej rezultaty zostały potwierdzone w podsumowaniu analizy regresji przeprowadzonej w celu wyjaśnienia stóp zwrotu z 25 podwójnie sortowanych portfeli akcji. Biorąc w pierwszej kolejności pod uwagę portfele sortowane  $5 \times 5$ , należy zdecydowanie odrzucić model CAPM z uwagi na statystykę GRS równą 5,0 i średni wyraz wolny równy 0,71%. Model oparty na ryzyku rynkowym objaśnia 56,07% przekrojowej wariacji stóp zwrotu. Klasyczne modele trój- i czteroczynnikowe osiągają lepsze rezultaty, mimo to jednak zostały odrzucone ze względu na brak istotności statycznej. Współczynnik  $R^2$  dla tych modeli wzrasta do poziomu 63%, a średnia wartość bezwzględna z wyrazów wolnych spada do 0,53%. Znacznie lepsze wyniki zaobserwowano po zastosowaniu modeli bazujących na czynniku MMR, pomimo niewielkiego spadku poziomu współczynnika  $R^2$  i wzrostu poziomu wyrazów wolnych. W istocie model czteroczynnikowy uwzględniający mikrospółki jest jedynym, który nie został odrzucony ze względu na współczynnik GRS. Innymi słowy, wydaje się, że nawet najlepsze (ujemne lub dodatnie) wyniki poszczególnych portfeli dużych spółek nie wystarczą, aby odrzucić test. Wyniki te zostały w dużej mierze potwierdzone przez regresje portfeli sortowanych w układzie  $4 \times 5$ , z wyłączeniem najmniejszych spółek (aczkolwiek współczynnik  $R^2$  jest tu wyższy, a średnie wyrazy wolne niższe). Niemal wszystkie modele zostały odrzucone po przeprowadzeniu testów GRS. Wyjątek stanowią jedynie model CAPM i model trójczynnikowy oparty na MMR, co jest zaskakujące, gdyż portfele objaśniane nie obejmują mikrospółek.

**Tabela 6**

**Podsumowanie analizy regresji, wyjaśniające miesięczne nadwyżkowe stopy zwrotu z 25 portfeli sortowanych według wielkości i DY**

	5 × 5					4 × 5				
	GRS	wartość $p$	$ \alpha $	$R^2$	$s(\alpha)$	GRS	wartość $p$	$ \alpha $	$R^2$	$s(\alpha)$
CAPM	5,00	0,00	0,71	56,07	0,77	1,98	1,23	0,56	59,60	0,59
Model trójczynnikowy (SMB)	4,41	0,00	0,53	62,58	0,76	1,62	5,74	0,40	66,23	0,67
Model czteroczynnikowy (SMB)	3,39	0,00	0,53	63,11	0,69	1,12	34,06	0,42	66,77	0,55
Model trójczynnikowy (MMR)	1,98	0,79	0,56	58,72	0,75	2,02	1,04	0,56	61,29	0,81
Model trójczynnikowy (MMR)	1,54	6,62	0,57	59,22	0,66	1,51	9,05	0,60	61,80	0,71

W tabeli podano wyniki regresji przeprowadzonych dla modeli CAPM, trójczynnikowych i czteroczynnikowych. Celem zastosowania wskazanych modeli było wyjaśnienie nadwyżkowych stóp zwrotu z odpowiednio 25 i 20 portfeli utworzonych na podstawie SD (stopa dywidendy) i wielkości (kapitalizacji rynkowej). GRS oznacza statystykę zaproponowaną przez Gibbonsa, Rossa i Shankena (1989),  $|\alpha|$  średni absolutny wyraz wolny,  $R^2$  średni współczynnik  $R^2$ , a  $s(\alpha)$  odchylenie standardowe wyrazów wolnych. Obliczenia zostały przeprowadzone na podstawie miesięcznych szeregów czasowych z okresu od kwietnia 2002 r. do czerwca 2014 r. Wszystkie stopy zwrotu obliczone zostały z użyciem danych agencji Bloomberg po przeliczeniu na euro. Wyrazy wolne, współczynniki  $R^2$  i odchylenia standardowe zostały wyrażone w procentach. W wynikach sortowania  $5 \times 5$  uwzględniono wszystkie pięć kwintyli oparte odpowiednio na czynnikach „małe minus duże” oraz „mikro minus reszta”.

Źródło: opracowanie własne.



### 3. Uwagi końcowe

W niniejszym artykule zbadano rolę stopy dywidendy w objaśnianiu przekrojowej zmienności stóp zwrotu z akcji spółek notowanych na rynkach Europy Środkowo-Wschodniej. Badaniu poddano stopy zwrotu z akcji 1153 spółek z 11 krajów w okresie od kwietnia 2002 r. do czerwca 2014 r.

Osiągnięte wyniki można podsumować w sposób przedstawiony poniżej. Po pierwsze wykryto znaczącą premię związaną ze stopą dywidendy na rynku Europy Środkowo-Wschodniej. Portfele złożone z akcji spółek o wysokim wskaźniku stopy dywidendy osiągają znacznie lepsze wyniki (skorygowane o ryzyko) niż portfele złożone z akcji spółek płacących niską dywidendę lub niepłacących dywidendy. Za dodatkowy dowód potwierdzający powyższe można uznać zaobserwowaną przez autorów relację monotoniczną: im wyższe poziomy stopy dywidendy, tym wyższe średnie stopy zwrotu. Po drugie wykazano, że zwiększenie dostępnych możliwości inwestycyjnych o portfele konstruowane według stopy dywidendy przesuwa granicę efektywną, zarówno dla tradycyjnego ujęcia „średnia stopa zwrotu – wariancja”, jak i dla ujęcia „średnia stopa zwrotu – modyfikowana wartość narażona na ryzyko (MVaR)”, uwzględniającego nadmierną skośność i kurtozę. Po trzecie udowodniono, że portfele konstruowane z akcji sortowanych według historycznych stóp dywidendy osiągają wyższe stopy zwrotu niż portfele konstruowane z akcji sortowanych według prognozowanych wskaźników stopy dywidendy. Pokazuje to, że stopy dywidendy prognozowane przez analityków nie mają wpływu na stopy zwrotu z akcji. Wreszcie ustalono, że nadwyżkowe stopy zwrotu związane z efektem stopy dywidendy są charakterystyczne głównie dla spółek o dużej i średniej kapitalizacji. Natomiast dowody przemawiające za występowaniem premii za stopę dywidendy dla spółek o małej kapitalizacji i mikrokapitalizacji są zdecydowanie nieprzekonujące.

Wnioski wyciągnięte z niniejszego badania cechują się kilkoma istotnymi ograniczeniami. Po pierwsze, nie wzięto pod uwagę kosztów transakcyjnych, które na rynkach wschodzących są przeważnie wyższe, zwłaszcza w przypadku spółek małych i najmniejszych niż na rynkach dojrzałych. Po drugie, nie uwzględniono występujących w badanych krajach ograniczeń dotyczących inwestycji i przepływu kapitału. Po trzecie, badany okres (2002–2014) może być uważany za względnie krótki, a także unikatowy, gdyż przypadł na czas globalnego kryzysu finansowego. Trudno jednak o dłuższe szeregi czasowe dla rynków Europy Środkowej i Wschodniej. Wreszcie uzyskane rezultaty nie obejmują wpływu różnic stawek podatkowych na dywidendy w badanych krajach.

Wyniki niniejszego badania rodzą konsekwencje dla trzech różnych obszarów: praktyki inwestycyjnej, pomiarów wyników portfeli oraz obliczania kosztu kapitału. Po pierwsze, obszary te mogą być istotne dla inwestorów międzynarodowych, stosujących strategie czynnikowe koncentrujące się na poszczególnych regionach. Wnioski dotyczące premii za stopę dywidendy mogą być przydatne przy tworzeniu zasad inwestycyjnych w strategiach aktywnego inwestowania oraz nowych aktywnych produktów inwestycyjnych. Po drugie, premie za stopę dywidendy mogą zostać wykorzystane w formalnym modelu wyceny, potencjalnie przydatnym do pomiaru wyników portfela. Po trzecie, przydatne mogłoby się okazać zastosowanie modelu szacowania kosztu kapitału, który uwzględniałby premie za stopę dywidendy. Model taki może zostać wykorzystany przez firmy do podejmowania decyzji o inwestycjach i budżetach.

Dalsze badania powinny koncentrować się głównie na wykryciu przyczyn powstawania premii za stopę dywidendy. Należy w tym przypadku skupić uwagę na podejściach dotyczących tłumaczących występowanie efektów czynników fundamentalnych oraz na podejściach wywodzących się z finansów behawioralnych.

## Bibliografia

- Ang A., Bekaert G., *Stock Return Predictability: Is It There?*, „Review of Financial Studies” 2007, nr 20(2).
- Bali C., Cakici N., Fabozzi F., *Book-to-market and the Cross-section of Expected Stock Returns in International Stock Markets*, „Journal of Portfolio Management” 2013, nr 39(2).
- Bekaert G., Harvey C., Lundblad C., *Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets*, „Review of Financial Studies” 2007, nr 20(6).
- Brown A., Du D.Y., Rhee S.G., Zhang L., *The Returns to Value and Momentum in Asian Markets*, „Emerging Markets Review” 2008, nr 9(2).
- Cakici N., Fabozzi F., Tan S., *Size, Value, and Momentum in Emerging Markets Stock Returns*, „Emerging Markets Review” 2013, nr 16.
- Campbell J.Y., Shiller R. J., *Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends*, „Journal of Finance” 1988a, nr 43(3).
- Campbell J.Y., Shiller R. J., *The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors*, „Review of Financial Studies” 1988b, nr 1(3).
- Campbell J.Y., Thompson S., *Predicting the Equity Premium Out of Sample: Can Anything Beat the Historical Average?*, „Review of Financial Studies” 2008, nr 21(4).
- Campbell J.Y., Yogo M., *Efficient Tests of Stock Return Predictability*, „Journal of Financial Economics” 2006, nr 81(1).
- Carhart M.M., *On Persistence in Mutual Fund Performance*, „Journal of Finance” 1997, nr 52.
- Chui A.C., Titman S., Wei K.J., *Individualism and Momentum Around the World*, „Journal of Finance” 2010, nr 65(1).
- Claessens S., Dasgupta S., Glen J., *Return Behavior in Emerging Stock Markets*, „World Bank Economic Review” 1995, nr 9.
- Cochrane J.H., *Explaining the Variance of Price-Dividend Ratios*, „Review of Financial Studies” 1992, nr 5(2).
- Cochrane J.H., *Asset Pricing*, Princeton University Press, Princeton 2005.
- Cochran S.J., DeFina R.H., Mills L.O., *International Evidence on the Predictability of Stock Returns*, „Financial Review” 1993, nr 28(2).
- Cornish E.A., Fisher R.A., *Moments and Cumulants in the Specification of Distributions*, „Review of the International Statistical Institute” 1937, nr 5(4).
- Davis J., *The Cross-section of Realized Stock Returns: the Pre-Compustat Evidence*, „Journal of Finance” 1994, nr 49(5).
- De Groot W., Pang J., Swinkels L., *The Cross-Section of Stock Returns in Frontier Emerging Markets*, „Journal of Empirical Finance” 2012, nr 19(5).
- De Moor L., Sercu P., *The Smallest Firm Effect: An International Study*, „Journal of International Money and Finance” 2013, nr 32.
- De Moor L., Sercu P., *The Smallest Stocks are Not Just Smaller: Global Evidence*, „European Journal of Finance” 2015, nr 21(1).
- De Roon F.A., Nijman Th.E., *Testing for Mean-variance Spanning: A Survey*, „Journal of Empirical Finance” 2001, nr 8(2).
- Fama E.F., French K.R., *Dissecting Anomalies*, „Journal of Finance” 2008, nr 63(4).
- Fama E.F., French K.R., *Dividend Yields and Expected Stock Returns*, „Journal of Financial Economics” 1988, nr 22(1).
- Fama E.F., French K.R., *Value Versus Growth: The International Evidence*, „Journal of Finance” 1998, nr 53(6).
- Fama E.F., French K.R., *The Cross-section of Expected Stock Returns*, „Journal of Finance” 1992, nr 47.
- Fama E.F., French K.R., *Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds*, „Journal of Financial Economics” 1993, nr 33(1).
- Fama E.F., French K.R., *Size, Value, and Momentum in International Stock Returns*, „Journal of Financial Economics” 2012, nr 105(3).

- Fama E.F., MacBeth J.D., *Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests*, „Journal of Political Economy” 1973, nr 81(3).
- Favre L., Galeano J., *Mean-modified Value-at-Risk Optimization with Hedge Funds*, „Journal of Alternative Investments” 2002, nr 5(2).
- Gibbons M.R., Ross S.A., Shanken J., *A Test of the Efficiency of a Given Portfolio*, „Econometrica” 1989, nr 57(5).
- Goetzmann W.N., Jorion P., *Testing the Predictive Power of Dividend Yields*, „Journal of Finance” 1993, nr 48(2).
- Goetzmann W.N., Jorion P., *A Longer Look at Dividend Yields*, „Journal of Business” 1995, nr 68(4).
- Goyal A., Welch I., *The Myth of Predictability: Does the Dividend Yield Forecast the Equity Premium?*, „Management Science” 2003, nr 49(5).
- Goyal A., Welch I., *A Comprehensive Look at the Empirical Performance of Equity Premium Prediction*, „Review of Financial Studies” 2008, nr 21(4).
- Huberman G., Kandel S., *Mean-variance Spanning*, „Journal of Finance” 1987, nr 42(4).
- Jegadeesh N., Titman S., *Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency*, „Journal of Finance” 1993, nr 48(1).
- Kan R., Zhou G., *Tests of Mean-Variance Spanning*, Olin Working Paper No. 99-05, 2008, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.231522>.
- Kim D., *Value Premium Across Countries*, „Journal of Portfolio Management” 2012, nr 38(4).
- Lewellen J., *Predicting Returns with Financial Ratios*, „Journal of Financial Economics” 2004, nr 74(2).
- Lewellen J., *Accounting Anomalies and Fundamental Analysis: An Alternative View*, „Journal of Accounting and Economics” 2010, nr 50(2-3).
- Lewellen J., *The Cross-section of Expected Stock Returns*, 2011, <http://faculty.tuck.dartmouth.edu/images/uploads/faculty/jonathan-lewellen/ExpectedStockReturns.pdf> (dostęp 1.08.2014).
- Lewellen J., *The Cross Section of Expected Stock Returns*, „Critical Finance Review” 2015, nr 4.
- Liew J., Vassalou M., *Can Book-to-market, Size and Momentum Be Risk Factors that Predict Economic Growth?*, „Journal of Financial Economics” 2000, nr 57(2).
- Lintner J., *The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets*, „Review of Economics and Statistics” 1965, nr 47(1).
- Liu M., Liu Q., Ma T., *The 52-week High Momentum Strategy in International Stock Markets*, „Journal of International Money and Finance” 2011, nr 30(1).
- Loughran T., *Book-to-Market across Firm Size, Exchange, and Seasonality: Is There an Effect?*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 1997, nr 32(3).
- Loughran T., Ritter J., *Uniformly Least Powerful Tests of Market Efficiency*, „Journal of Financial Economics” 2000, nr 55(3).
- Lyn E.O., Zyowiesch E.G., *Predicting Stock Returns in the Developing Markets of Eastern Europe*, „Journal of Investing” 2004, nr 13(2).
- Maio P., Santa-Clara P., *Dividend Yields, Dividend Growth, and Return Predictability in the Cross-section of Stocks*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 2015, nr 50(1-2).
- Mei J., *Explaining the Cross-Section of Returns Via a Multi-factor APT Model*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 1992, nr 28(3).
- McInish T.H., Ding D.K., Pyun C.S., Wongchoti U., *Short-horizon Contrarian and Momentum Strategies in Asian Markets: An Integrated Analysis*, „International Review of Financial Analysis” 2008, nr 17(2).
- Mossin J., *Equilibrium in a Capital Asset Market*, „Econometrica” 1966, nr 34(4).
- Novy-Marx R., *Is Momentum Really Momentum?*, „Journal of Financial Economics” 2012, nr 103(3).
- Pajuste A., Kepitiz G., Högföldt P., *Risk Factors and Predictability of Stock Returns in Central and Eastern Europe*, „Emerging Markets Quarterly” 2000, nr 4(2).
- Patton A.J., Timmermann A., *Monotonicity in Asset Returns: New Tests with Applications to the Term Structure, the CAPM and Portfolio Sorts*, „Journal of Financial Economics” 2010, nr 98(3).
- Pratt J., Zeckhauser R., *Proper Risk Aversion*, „Econometrica” 1987, nr 55(1).
- Rouwenhorst G., *Local Factors and Turnover in Emerging Markets*, „Journal of Finance” 1999, nr 54(4).

- Scott R., Horvath P., *On the Direction of Preference for Moments of Higher Order than the Variance*, „Journal of Finance” 1980, nr 35(4).
- Sharpe W.F., *Capital Asset Prices: a Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*, „Journal of Finance” 1964, nr 19(3).
- Sharpe W.F., *Mutual Fund Performance*, „Journal of Business” 1966, nr 39.
- Van der Hart J., de Zwart G., van Dijk D., *The Success of Stock Selection Strategies in Emerging Markets: Is it Risk or Behavioral Bias?*, „Emerging Markets Review” 2005, nr 6(3).
- Waszczuk A., *A Risk-based Explanation of Return Patterns – Evidence from the Polish Stock Market*, „Emerging Markets Review” 2013, nr 15.
- Waszczuk A., *Diversity of Empirical Design – Review of Studies on the Cross-Section of Common Stock*, 2014, working paper, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2428054>.
- Willenbrock S., *Diversification Return, Portfolio Rebalancing, and the Commodity Return Puzzle*, „Financial Analyst Journal” 2011, nr 67(4).
- Wolf M., *Stock Returns And Dividend Yields Revisited: A New Way To Look At An Old Problem*, „Journal of Business and Economic Statistics” 2000, nr 18(1).
- Zaremba A., *Country Selection Strategies Based on Value, Size and Momentum*, „Investment Analyst Journal” 2015a, nr 44(3).
- Zaremba A., *Value, Size, Momentum, and Unique Role of Microcaps in CEE Market Stock Returns*, „Eastern European Economics” 2015b, nr 53(3).
- Zaremba A., Konieczka P., *Value, Size and Momentum Across Countries*, „Indian Journal of Finance” 2014, nr 8(9).

## **ZNACZENIE STOPY DYWIDENDY W OPTYMALIZACJI PORTFELA AKCJI NA RYNKU EUROPY ŚRODKOWO-WSCHODNIEJ**

### **Streszczenie**

Artykuł zawiera analizę zależności stóp zwrotu na rynkach akcji Europy Środkowej i Wschodniej od stopy dywidendy. Badanie opiera się na notowaniach miesięcznych 1153 spółek z 11 państw latach 2002–2014. Wykorzystane zostały metody sortowania, analizy regresji, testy przesunięcia granicy efektywnej oraz testy relacji monotonicznej. Wyniki można podsumować następująco. Po pierwsze, spółki o wysokiej stopie dywidendy przynoszą istotnie wyższe stopy zwrotu, nawet po skorygowaniu o ryzyko rynkowe oraz efekty wskaźnika wartości księgowej do rynkowej, kapitalizacji i momentum. Obserwację tę wspierają dowody na relację monotoniczną: im wyższe stopy dywidendy, tym wyższe stopy zwrotu. Po drugie, portfele zbudowane według wysokości stopy dywidendy pozwalają przesunąć granicę efektywną inwestora giełdowego, nawet przy założeniu braku normalności rozkładu stóp zwrotu. Po trzecie, ponadprzeciętne stopy zwrotu są charakterystyczne dla portfeli budowanych na bazie historycznych wartości dywidend, jednak nie na bazie wartości prognozowanych. Po czwarte wreszcie, powiązanie pomiędzy dywidendami i stopami zwrotu jest charakterystyczne dla dużych i średnich spółek giełdowych, a nie dla małych.

**Słowa kluczowe:** dywidenda, stopy zwrotu, optymalizacja portfela inwestycyjnego, rynek akcji, Europa Środkowo-Wschodnia

## **THE ROLE OF DIVIDEND YIELDS IN PORTFOLIO OPTIMIZATION: EVIDENCE FROM THE CEE MARKETS**

### **Summary**

In this paper we investigate cross-sectional patterns of rates of return related to dividend yield in the CEE stock market. We examine a broad sample of 1153 companies from 11 countries for years 2002-2014. We use sorting procedures, cross-sectional tests, and mean-variance spanning

analysis, and tests of monotonic relation. The principal findings are as follows. First, the high dividend stocks overperform, even after applying the classical three- and four factor models. Second, the abnormal returns are typical only for stock sorted on past dividend yields, and not on forecasted dividend yields. Finally, the alphas on dividend-based portfolios are characteristic largely only for big- and midcaps. We find very weak evidence for the dividend premium across the micro- and small stocks.

**Key words:** dividends, stock returns, portfolio optimization, stock market, Central-Eastern Europe

## **ЗНАЧЕНИЕ НОРМЫ ДИВИДЕНДА ПРИ ОПТИМИЗАЦИИ ПОРТФЕЛЯ АКЦИЙ НА РЫНКЕ ЦЕНТРАЛЬНО-ВОСТОЧНОЙ ЕВРОПЫ**

### **Резюме**

В статье содержится анализ зависимости между нормой окупаемости и нормой дивиденда на рынках акций Центральной и Восточной Европы. Материалом для исследования послужили месячные котировки 1153 компаний из 11 стран за период с 2002 по 2014 год. Были использованы методы сортировки, анализа, регрессии, тесты переноса эффективной границы, а также тесты монотонной зависимости. Итоги можно подвести следующим образом. Во-первых, компании с высокой нормой дивиденда достигают существенно более высоких норм окупаемости, даже после корректировки на рыночный риск и эффекты показателя соотношения между балансовой и рыночной стоимостью, капитализацию и моментум. Это наблюдение усиливают доказательства монотонной зависимости: чем выше норма дивиденда, тем выше норма окупаемости. Во-вторых, портфели, построенные исходя из величины нормы дивиденда, позволяют передвинуть эффективную границу биржевого инвестора, даже при отсутствии нормального расклада норм окупаемости. В-третьих, более высокие, чем средние, нормы окупаемости характерны для портфелей, построенных на базе исторической величины дивидендов, а не на базе прогнозируемых величин. Наконец, в-четвертых, взаимосвязь между дивидендами и нормами окупаемости характерна только для больших и средних биржевых компаний и нехарактерна для мелких.

**Ключевые слова:** дивиденда, нормы окупаемости, оптимизация инвестиционного портфеля, рынок акций, Центрально-Восточная Европа